Лекция 7

Проверка гипотезы о доле.

Критерий согласия хи-квадрат.

Напоминалка

Основная гипотеза H_0 — утверждение, которое мы не хотим отвергать без явных свидетельств его ошибочности,

Альтернативная, или конкурирующая, гипотеза **H**_A — то отклонение от основной гипотезы, которое нам важно выявить (если оно имеет место).

Статистический критерий (тест, решающее правило) — правило, по которому принимается решение, отвергнуть основную гипотезу в пользу альтернативной или нет, в зависимости от результатов наблюдений.

Критерий состоит из статистики и критической области.

Выбрана	Верна		
H_0	H_{o}		
H_{A}	H_0	— ошибка I рода	
H_0	H_{A}	— ошибка II рода	
H_{A}	$H_{_{A}}$		

Уровень значимости — допустимая вероятность отвергнуть основную гипотезу, когда она верна. Выбирается исследователем.

Мощность — вероятность отвергнуть основную гипотезу, когда верна альтернативная.

p-значение (probability value, p-value) — наименьший уровень значимости, при котором основная гипотеза отвергается.

Проверка гипотезы о доле

Пусть X_1, \dots, X_n независимы,

$$X_i \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p & p \end{pmatrix}$$
.

Распределение выборочной доли:

$$\hat{p} \overset{\mathrm{app}}{\sim} N\bigg(p\,, \frac{p(1-p)}{n}\bigg). \qquad \qquad \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \overset{\mathrm{asy}}{\sim} N(0,1).$$

Проверяем основную гипотезу $\mathbf{H_0}$: $p = p_0$

против одной из трёх альтернатив:

 $\mathbf{H_{\Delta}}: p \neq p_0$

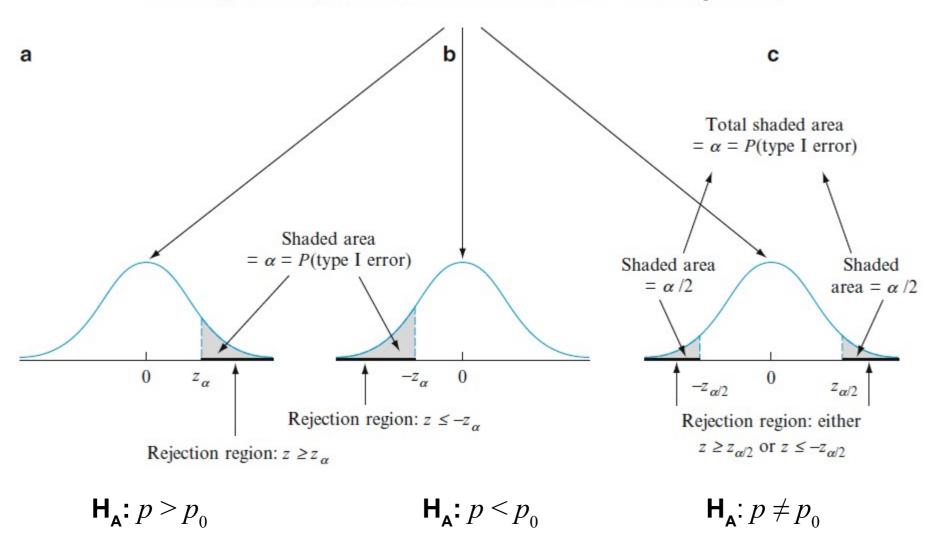
 $\mathbf{H}_{\Delta}: p > p_0$

 $\mathbf{H}_{\mathbf{A}}: p < p_0$

Критическая статистика :
$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} \stackrel{_{H_0,asy}}{\sim} N(0,1).$$

Критическая область

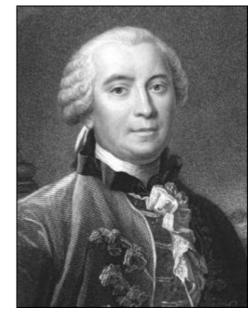
z curve (probability distribution of test statistic Z when H_0 is true)



В XVIII веке естествоиспытатель Жорж-Луи Бюффон подбросил монетку 4040 раз. 2048 раз она выпала «орлом» вверх, а 1992 раза - «решкой». Есть ли основание считать,

что монетка неправильная?

Будем использовать уровень значимости 5%.



Жорж-Луи Леклерк, граф де Бюффон.

В XVIII веке естествоиспытатель Жорж-Луи Бюффон подбросил монетку 4040 раз. 2048 раз она выпала «орлом» вверх, а 1992 раза - «решкой». Есть ли основание считать,

что монетка неправильная?

Будем использовать уровень значимости 5%.

Решение. Для начала сформулируем гипотезы.

 $H_0: p = 0.5$

 $H_A: p \neq 0.5$



Жорж-Луи Леклерк, граф де Бюффон.

В XVIII веке естествоиспытатель Жорж-Луи Бюффон подбросил монетку 4040 раз. 2048 раз она выпала «орлом» вверх, а 1992 раза - «решкой». Есть ли основание считать,

что монетка неправильная?

Будем использовать уровень значимости 5%.

Решение. Для начала сформулируем гипотезы.

$$H_0: p = 0.5$$

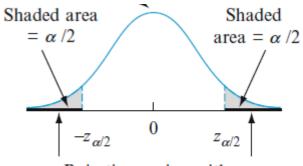
 $H_A: p \neq 0.5$

Двусторонняя альтернатива => критерий такой:

отвергнуть
$$H_0$$
, если $|Z|>z_{\frac{\alpha}{2}}=z_{\frac{0.05}{2}}$, где
$$Z=\frac{\hat{p}-p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}=\frac{\hat{p}-0.5}{\sqrt{\frac{0.5\times(1-0.5)}{4040}}}.$$

Жорж-Луи Леклерк, граф де Бюффон.

Критическое значение: $z_{\frac{0.05}{2}} = 1.96$.



Rejection region: either $z \ge z_{\alpha/2}$ or $z \le -z_{\alpha/2}$

В XVIII веке естествоиспытатель Жорж-Луи Бюффон подбросил монетку 4040 раз. 2048 раз она выпала «орлом» вверх, а 1992 раза - «решкой». Есть ли основание считать,

что монетка неправильная?

Будем использовать уровень значимости 5%.

Решение. Для начала сформулируем гипотезы.

$$H_0: p = 0.5$$

$$H_A: p \neq 0.5$$

Двусторонняя альтернатива => критерий такой:

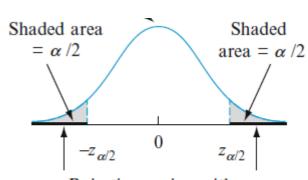
отвергнуть
$$H_0$$
, если $|Z| > z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = 1.96$.

Рассчитываем статистику:

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{\frac{2048}{4040} - 0.5}{\sqrt{\frac{0.5 \times (1 - 0.5)}{4040}}} \approx 0.88.$$



Жорж-Луи Леклерк, граф де Бюффон.



Rejection region: either $z \ge z_{\alpha/2}$ or $z \le -z_{\alpha/2}$

В XVIII веке естествоиспытатель Жорж-Луи Бюффон подбросил монетку 4040 раз. 2048 раз она выпала «орлом» вверх, а 1992 раза - «решкой». Есть ли основание считать,

что монетка неправильная?

Будем использовать уровень значимости 5%.

Решение. Для начала сформулируем гипотезы.

$$H_0: p = 0.5$$

$$H_A: p \neq 0.5$$

Двусторонняя альтернатива => критерий такой:

отвергнуть
$$H_0$$
, если $|Z|>z_{\frac{\alpha}{2}}=z_{\frac{0.05}{2}}=1.96$.

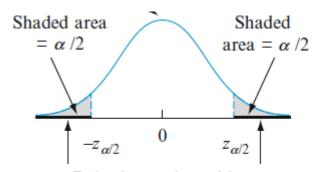
Рассчитываем статистику:

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{\frac{2048}{4040} - 0.5}{\sqrt{\frac{0.5 \times (1 - 0.5)}{4040}}} \approx 0.88.$$

$$|Z| < 1.96$$
 => не отвергаем H_0



Жорж-Луи Леклерк, граф де Бюффон.



Rejection region: either $z \ge z_{\alpha/2}$ or $z \le -z_{\alpha/2}$

Вывод: нет оснований отвергнуть $H_{\scriptscriptstyle 0}$ и считать, что монетка неправильная.

Исторический пример №1: теперь с *р*-значением

В XVIII веке естествоиспытатель Жорж-Луи Бюффон подбросил монетку 4040 раз. 2048 раз она выпала «орлом» вверх, а 1992 раза - «решкой». Есть ли основание считать, что монетка неправильная?

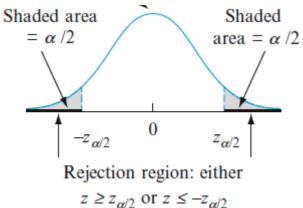
Будем использовать уровень значимости 5%.

Решение. Гипотезы:

$$H_0: p = 0.5$$

$$H_A: p \neq 0.5$$

Статистика: $Z \approx 0.88$.



Рассчитаем p-значение — наименьший уровень значимости, при котором $H_{\scriptscriptstyle 0}$ отвергается.

Найдём уровень значимости, при котором критическое значение равно 0.88. Это и будет p-value.

$$P(|Z| > 0.88) = 0.3789 \Rightarrow z_{\frac{0.3789}{2}} = 0.88.$$
 р-значение

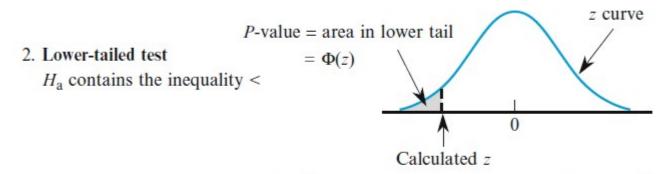
Основная гипотеза отвергается на уровнях значимости от 37.89%. Значит, на уровне 5% она не отвергается — нет оснований считать, что монетка неправильная.

Правило: $p ext{-value} < \alpha = H_0$ отвергается в пользу H_A . $p ext{-value} > \alpha = H_0$ нет оснований отвергнуть H_0 .

Расчёт р-значений

картинка из (Devore, Berk)

1. Upper-tailed test H_a contains the inequality > D-value = area in upper tail D-value = D



P-value = sum of area in two tails = $2[1 - \Phi(|z|)]$

Two-tailed test
H_a contains the inequality ≠

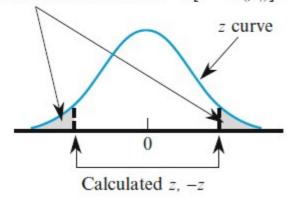


Figure 9.7 Determination of the *P*-value for a *z* test

Кто выгрывает рэп-баттлы?

Обращаемся к заметке Андрея Зубанова.

Изучая статью Зубанова, обратите внимание:

- ▶ Автор использует немножно другую статистику в знаменателе фигурирует не предполагаемая вероятность $p_{\scriptscriptstyle 0}$, а выборочная доля \hat{p} . Так тоже можно.
- ► Андрей неуместно увязывает *z*-статистику с распределением Стьюдента. Так не надо делать. Там лучше будет смотреться нормальное, хотя 28 наблюдений маловато.
- ▶ Оба раза автор неправильно рассчитал *z*-статистики. Правильные значения: 3.68 для порядка выступления, 1.58 для расположения. Поэтому в действительности выявляется связь только с порядком.
- ► Индекс 0.975 при критическом значении относится не к уровню значимости, а к порядку квантили (это не ошибка, просто другое обозначение).

(критерий согласия Пирсона)

Пусть X_1, \ldots, X_n независимы,

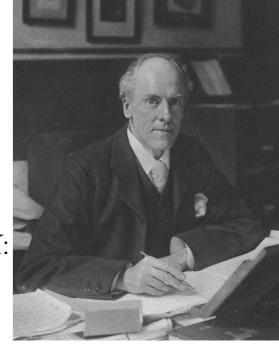
$$X_i \sim \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_k \\ p_1 & p_2 & \dots & p_k \end{pmatrix}.$$

Основная гипотеза в точности задаёт ece распределение признака X:

$$H_0: p_1 = p_1^0, p_2 = p_2^0, ..., p_k = p_k^0.$$

Альтернативная — любое отклонение от H_0 :

$$H_A: (\exists j: p_i \neq p_i^0).$$



Карл Пирсон

Пример (Демешев). Вася Сидоров утверждает, что в кино он ходит в два раза чаще, чем в спортзал, а в спортзал в два раза чаще, чем в театр. За последние полгода он 10 раз был в театре, 17 раз — в спортзале и 39 раз — в кино. Правдоподобно ли Васино утверждение?

(критерий согласия Пирсона)

Пусть X_1, \ldots, X_n независимы,

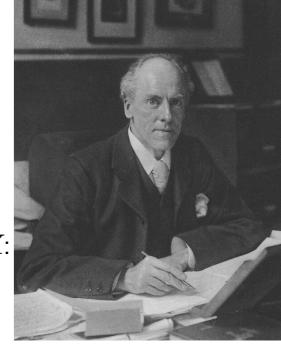
$$X_i \sim \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_k \\ p_1 & p_2 & \dots & p_k \end{pmatrix}.$$

Основная гипотеза в точности задаёт ece распределение признака X:

$$H_0: p_1 = p_1^0, p_2 = p_2^0, ..., p_k = p_k^0.$$

Альтернативная — любое отклонение от H_0 :

$$H_A: (\exists j: p_i \neq p_i^0).$$



Карл Пирсон

Пример (Демешев). Вася Сидоров утверждает, что в кино он ходит в два раза чаще, чем в спортзал, а в спортзал в два раза чаще, чем в театр. За последние полгода он 10 раз был в театре, 17 раз — в спортзале и 39 раз — в кино. Правдоподобно ли Васино утверждение?

Здесь

$$H_0$$
: $X_i \sim \begin{pmatrix} \text{кино} & \text{спортзал} & \text{театр} \\ 4/7 & 2/7 & 1/7 \end{pmatrix}$

 H_{A} : любое другое распределение

(критерий согласия Пирсона)

Пример (Демешев). Вася Сидоров утверждает, что в кино он ходит в два раза чаще, чем в спортзал, а в спортзал в два раза чаще, чем в театр. За последние полгода он 10 раз был в театре, 17 раз — в спортзале и 39 раз — в кино. Правдоподобно ли Васино утверждение?

$$H_0$$
: $X_i \sim \begin{pmatrix} \text{кино} & \text{спортзал} & \text{театр} \\ 4/7 & 2/7 & 1/7 \end{pmatrix}$

Всего n=10+17+39=66 наблюдений

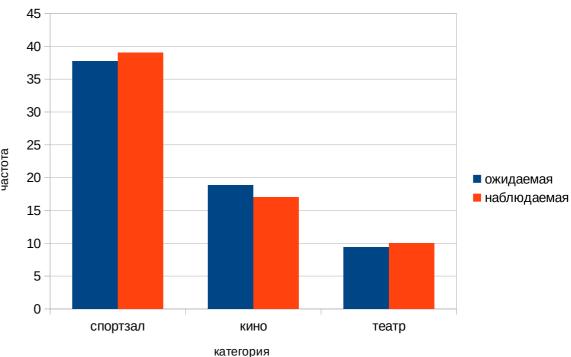
 H_A : любое другое распределение

Попробуем наглядно представить разницу между основной гипотезой и данными.

категория, j	кино	спортзал	театр
предполагаемая вероятность, p_{j}^{0}	4/7	2/7	1/7
ожидаемая частота, $E_j = np_j^0$	37.71	18.86	9.43
наблюдаемая частота, O_{j}	39	17	10

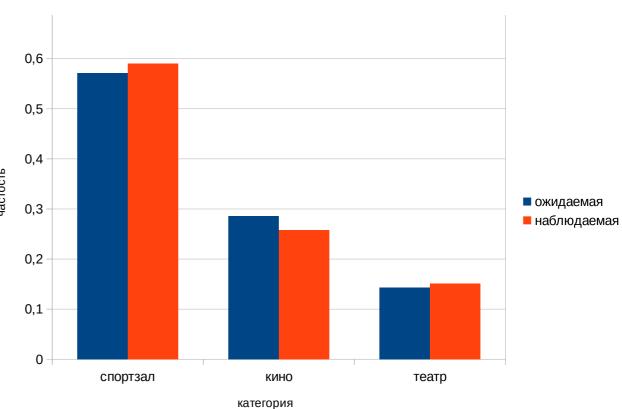
Это можно даже представить на графике. Впрочем, и так видно, что существенных расхождений нет.

График частот:



Частота— число попадений в категорию, частость— доля попаданий.





(критерий согласия Пирсона)

Пусть X_1, \dots, X_n независимы,

$$X_i \sim \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_k \\ p_1 & p_2 & \dots & p_k \end{pmatrix}.$$

Основная гипотеза в точности задаёт ece распределение признака X:

$$H_0: p_1 = p_1^0, p_2 = p_2^0, ..., p_k = p_k^0.$$

Альтернативная — любое отклонение от H_0 :

$$H_A: (\exists j: p_j \neq p_j^0).$$

Статистика:

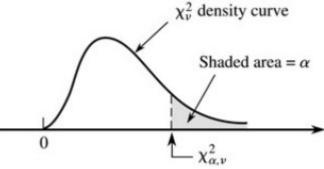
$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j} \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2_{k-1}.$$

Здесь O_j - наблюдаемые частоты, $E_j = np_j^0$ - ожидаемые частоты

Критическое правило:

отвергнуть H_0 , если $\chi^2 > \chi^2_{k-1}$,

где α — уровень значимости.



(критерий согласия Пирсона)

Статистика:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j} \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2_{k-1}.$$

Критическое правило:

отвергнуть H_0 , если $\chi^2 > \chi^2_{k-1,\alpha}$,

где α — уровень значимости.

Проверим Васино утверждение на уровне 10%.

категория, j	кино	спортзал	театр
ожидаемая частота, $E_j = np_j^0$	37.71	18.86	9.43
наблюдаемая частота, O_j	39	17	10

Статистика:
$$\chi^2 = \frac{(39-37.71)^2}{37.71} + \frac{(17-18.86)^2}{18.86} + \frac{(10-9.43)^2}{9.43} = 0.26.$$

Критическое значение: $\chi^2_{2,0.1} = 4.61$.

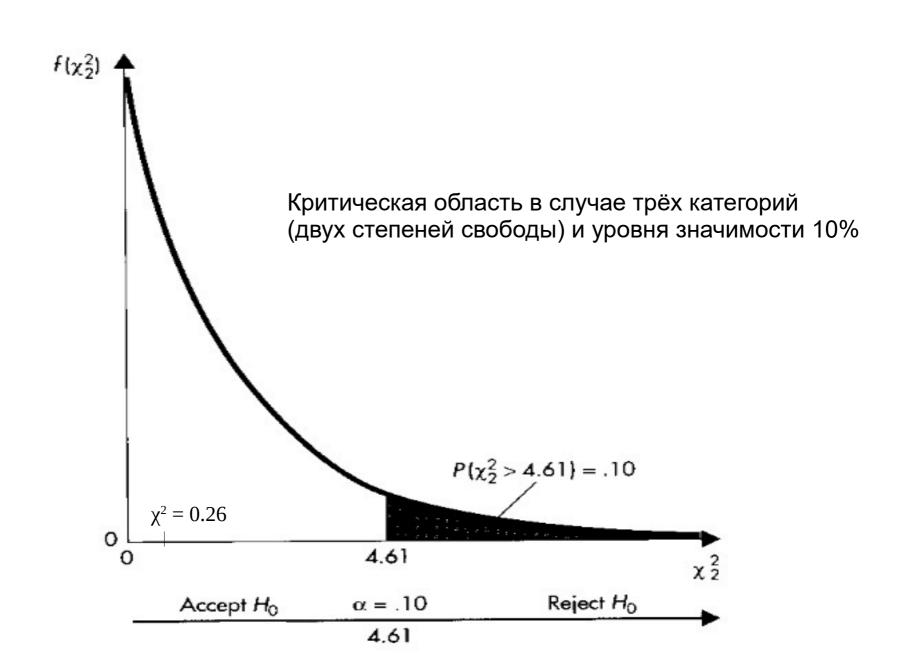
0.26<4.61 => нет оснований отвергнуть H_0 и уличить Васю во лжи.

Критерий:

при
$$\chi^2 > \chi^2_{k-1,\alpha}$$

при $\chi^2 \le \chi^2_{k-1,\alpha}$

при $\chi^2 > \chi^2_{k-1,\alpha}$ H_0 отвергается, при $\chi^2 \le \chi^2_{k-1,\alpha}$ нет оснований отвергнуть H_0 .

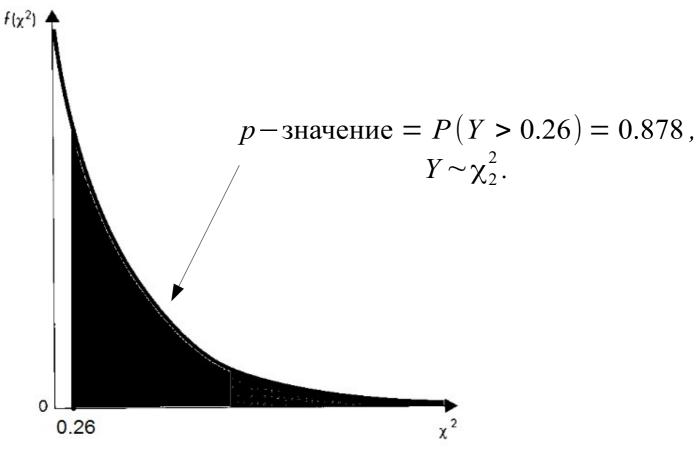


А теперь — с *р*-значением!

Статистика: $\chi^2 = 0.26$.

Рассчитаем *р*-значение.

Ищем такой уровень значимости, для которого критическое значение равно 0.26.



p-значение > 0.1 => не отвергаем основную гипотезу.

(критерий согласия Пирсона)

На заметку:

- ightharpoonup в рассмотренном варианте критерий хи-квадрат пригоден только для проверки простой основной гипотезы (нет неизвестных параметров распределения в H_0);
- ▶ критерий можно применять для любых типов признаков;
- ightharpoonup он плохо работает, когда есть близкие к нулю ожидаемые частоты (и вообще работает неправильно, если есть $p_i^0 = 0$);
- ► при большом числе возможных значений эти значения приходится группировать (чтобы частоты не были близки к нулю), результат будет зависеть от группировки;
- ▶ для количественных признаков часто лучше применять другие критерии, чтобы избежать группировки;
- ▶ не ленитесь сверять предполагаемое распределение с наблюдаемым на графике.

А тут экскурс в историю: разбираем статью Джона Арбетнота.

An Argument for Divince Providence, taken from Constant Regularity observed in the Births of both Sexes

By Dr. John Arbuthnott, Physitian in ordinary to her Majesty, and Fellow of the College of Physitians and Royal Society. 1710

Следующая лекция:

Анализ связанных пар