

Количественные методы

Общая задача:

Сравнение: X_1, \dots, X_{n_x} - квадратные выборки из law_x
 Y_1, \dots, Y_{n_y} - квадратные выборки из law_y

Задача проверить $\text{law}_x, \text{law}_y$ не убедиться.

→ квадратные тесты

$$H_0: \mu_x = \mu_y$$

$$H_1: \mu_x \neq \mu_y$$

и. дист
негл. ном

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_x - \mu_y)}{\text{se}(\bar{X} - \bar{Y})} \xrightarrow[n_x, n_y \rightarrow \infty]{\text{dist}} N(0, 1)$$

$$\text{se}(\bar{X} - \bar{Y}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_x^2}{n_x} + \frac{\hat{\sigma}_y^2}{n_y}}$$

Член: независимые (сопр. н.о.) выборки из
выборок. Ошибки первого: + + + - - + -
второго рода: + - + + + - - -

Выводы: правильное решение при первом
ко выше при выборках n_x и n_y .

Тест знаков (sign test)

[Вер-т для двух выборок]

$$(X_1, Y_1)$$

$$(X_2, Y_2)$$

:

$$(X_n, Y_n)$$

X_1, \dots, X_n - некий н.о. из n выборок

Y_1, \dots, Y_n - из же н.о. из n выборок

Нагр.: $D_i := Y_i - X_i$ однак.-бо, различ.-но, кратив. сущ.

[Непрерывные]

$$P(D_i = 0) = 0$$

$$P(D_i = D_j) = 0 \quad \text{при } i \neq j$$

$$H_0: p = P(D_i > 0) = \frac{1}{2}$$

$$H_1: p > \frac{1}{2}$$

Тест знаков.

| X_i | Y_i | Sign $_i$ |
|-------|-------|-----------|
| 2.2 | 6.7 | +1 |
| 7.2 | 1.5 | 0 |
| . | . | . |
| 2.8 | 3.9 | +1 |

$$W = \sum_{i=1}^n \text{Sign}_i - \text{кел-бо } \oplus (\text{кел-бо неп}, \\ \text{ко } Y_i > X_i)$$

нужна ли X_i и Y_i чётные!

Теорема: при H_0 вероятность α и H_0 .

$$W \sim \text{Bin}(n, 0.5)$$

[H_0 вер-но
Гипот-но
прав]

Критерий:

уровень значимости

$$\alpha = 0.05 \\ n = 20$$

если

$$P(W=w)$$

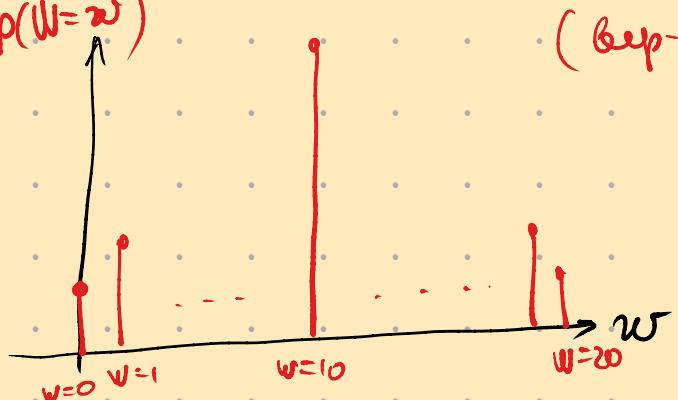
$$W \geq W_{\text{крит}}$$

, то H_0 отвергается

(вер-но или H_0)

$$W < W_{\text{крит}}$$

, то H_0 не отвергается



при H_0 :

$$P(W \geq 15) = 0.021 \dots \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{с норм.} \\ \text{расп.} \end{array} \right\}$$

$$P(W \geq 14) = 0.058$$

критерий: если $w \geq 15$, то H_0 отвергается
если $w \leq 14$, то H_0 не отвергается

$$P(\text{отв. } H_0 | H_0 \text{ верна}) = 0.021$$

$$p\text{-значение} = P(W_{\text{нек}} \geq W | H_0, W)$$

→ воспринимаю об. испытание под p .
[гипотезоцентрическим]

Берут нураш (если нулевое значение неизвестно)

$$[\hat{p}_L; \hat{p}_R]$$

$$\hat{p} = \frac{W}{n}$$

$$-2\alpha \leq \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \leq 2\alpha$$

Берут борка.

$$0.5 \in [\hat{p}_L; \hat{p}_R] ?$$

$$\begin{cases} H_0: p = 0.5 \\ H_1: p \neq 0.5 \end{cases}$$

$$-2\alpha \leq \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} \leq 2\alpha$$

Барбера:

[агностикоцентрический]

$$0.5 \in [\hat{p}_L; 1] ?$$

$$0.5 \in [0; \hat{p}_R] ?$$

$$\begin{cases} H_0: p = 0.5 \\ H_1: p < 0.5 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0: p = 0.5 \\ H_1: p > 0.5 \end{cases}$$

Test Mann-Whitney (Mann-Whitney)

(если не нн, нет специфичных предположений)
Wilcoxon rank-sum test

Однократное:

$$X_1, \dots, X_{n_x}$$

$$Y_1, \dots, Y_{n_y}$$

предположения:

① все ннод. ннп. слое

② $X_i \sim \text{Law}_X$ ннп..

$Y_i \sim \text{Law}_Y$ ннп..

"Mann-Whitney U-test"
"U-test Mann-Whitney"

$$X_1, \dots, X_{n_x}, Y_1, \dots, Y_{n_y}$$

[если
ннп-рне]

② $X_i \sim \text{Law}_X$ ннп..

$Y_i \sim \text{Law}_Y$ ннп..

$H_0: \text{Law}_X \sim \text{Law}_Y$

$H_1: P(X_i > Y_j) > \frac{1}{2}$

aeroplane: R_x - сумма рангов иксов.

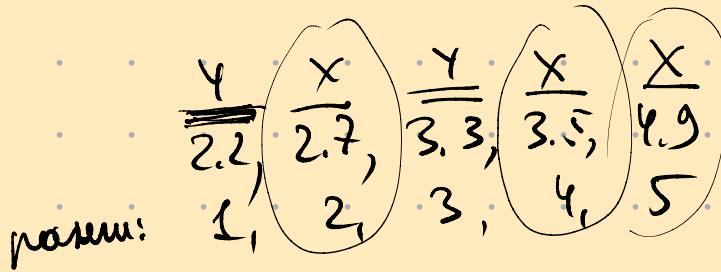
$$R_x = \sum_{i=1}^n R_i^x$$

R_y - сумма рангов икроф.

$$R_y = \sum_{i=1}^n R_i^y$$

ранговому нал-ву по боятсвтво.

нпр.: $X: 2.7, 3.5, 4.9$
 $Y: 2.2, 3.3$



$$R_x = 2+4+5 = 11 \leftarrow \begin{array}{l} \text{нр.} \\ \text{бк.} \\ \text{икры} \\ \text{одинаков.} \end{array}$$

$$R_y = 1+3 = 4.$$

Лжее версии теч.

изначально с равнин.

$R_x \stackrel{H_0}{\sim}$ неч. расп.

$$\begin{aligned} E(R_x) &= \\ \text{Var}(R_x) &= \end{aligned}$$

нр. от рангов к
"меньшему из"
"меньшему из"

| | $X_1 = 2.7$ | $X_2 = 3.5$ | $X_3 = 4.9$ |
|-------------|-------------|-------------|-------------|
| $Y_1 = 2.2$ | 1 | 1 | 1 |
| $Y_2 = 3.3$ | 0 | 1 | 1 |

если i , если $X_i > Y_j$.

$$U_x = 5$$

$U_x \stackrel{H_0}{\sim}$ неч. расп. $E(U_x) = \dots$
 $\text{Var}(U_x) = \dots$

нр. нае U_x связано с R_x

объяс: ранг - это не сумм-ео чисел одинаков
или соп-ео все иксы бк.

тогда: $R_x = U_x + \frac{n_x \cdot (n_x + 1)}{2}$

критерий
 если $U_x \geq U_x^{\text{crit}}$, то H_0
 отвергается

$$V_{\text{oe}}(R_x) = V_{\text{oe}}(U_x)$$

$$E(R_x) = E(U_x) + \frac{n_x \cdot (n_x + 1)}{2}$$

$$R_x^{\text{act}} = U_x^{\text{act}} + \frac{n_x \cdot (n_x + 1)}{2}$$

$$E(U_x) = \frac{n_x \cdot n_y}{2} \quad (\text{небольшое количество})$$

$$V_{\text{oe}}(U_x) = V_{\text{oe}}(R_x) = \frac{n_x \cdot n_y \cdot (n_x + n_y + 1)}{12} \quad (\text{небольшое количество})$$

если n_x и n_y :

→ распределение R_x и U_x является нормальным.

{ есть в таблицах,
используется в статистике}

→ если n_x и $n_y \rightarrow \infty$

Теорема: Если n_x и $n_y \rightarrow \infty$

$$\frac{R_x - E(R_x)}{\sqrt{V_{\text{oe}}(R_x)}} \xrightarrow[n_x, n_y \rightarrow \infty]{\text{дост}} N(0; 1)$$

$$\frac{U_x - E(U_x)}{\sqrt{V_{\text{oe}}(U_x)}} \xrightarrow[n_x, n_y \rightarrow \infty]{\text{дост}} N(0; 1)$$

нормальный тест Wilcoxon signed rank test.
(Тест знаков для двух зависимых выборок)

Определение:

$$(X_1, Y_1)$$

:

$$(X_n, Y_n)$$

X_i — старая балансировка
 Y_i — новая балансировка

норм.: $D_i = X_i - Y_i$ егда.
контр.: расп. негаб.

Литература.

$$WSR = \sum_{i=1}^n \text{sign}(D_i) \cdot \text{Rank}(|D_i|)$$

| x_i | y_i | D_i | $\text{rank}(D_i)$ |
|--------|-------|-------|----------------------|
| (2, 7) | 3, 2 | 0, 5 | 1 |
| (6, 5) | 11, 3 | 4, 3 | 3 |
| (2, 8) | 1, 7 | -1, 1 | 2 |

$$WSR = 1 + 3 - 2$$

H_0 : Law(D_i) uniform - no off-no 0.

H_1 : Law(D_i) uniform - no off-no $H_0 < 0$.

Type I error α

$WSR \approx$ count. no app-ve.

$$\mathbb{E}(WSR) \stackrel{H_0}{=} 0$$

$$\text{Var}(T) = \frac{n(n+1) \cdot (2n+1)}{6}$$

