

Гипотеза о равенстве средних и доверительные интервалы

Ульянкин Ппилиф *

Поговорим про мощность различных процедур. Мы с вами обсудили, что гипотезу о равенстве средних можно проверить с помощью следующей процедуры.

Процедура 1

- а. Собираем выборки $X_1, ..., X_n$ и $Y_1, ..., Y_n$;
- б. Находим значение статистики

$$z_{\text{obs}} = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{s_x^2}{n_x} + \frac{s_y^2}{n_y}}};$$

- в. Говорим, что по ЦПТ $z_{obs} \overset{asy}{\sim} N(0,1);$
- г. Находим критическое значение $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$;
- д. Если мы видим, что $|z_{\text{obs}}| < z_{1-\frac{\alpha}{2}}$, мы говорим, что гипотеза не отвергается.

Ту же саму гипотезу можно попробовать проверить с помощью другого алгоритма, основанного на доверительных интервалах.

^{*}https://github.com/FUlyankin/matstat_lec

Процедура 2

- а. Собираем выборки $X_1, ..., X_n$ и $Y_1, ..., Y_n$;
- б. Находим \bar{x} и \bar{y} ;
- в. Пользуясь ЦПТ и зная, что $\bar{x} \stackrel{asy}{\sim} N\left(\mu_1, \frac{s_x^2}{n_x}\right)$ и $\bar{y} \stackrel{asy}{\sim} N\left(\mu_2, \frac{s_y^2}{n_y}\right)$ строим для μ_1 и μ_2 доверительные интервалы;
- г. Если доверительные интервалы пересеклись, говорим, что гипотеза не отвергается.

Вроде бы вторая процедура выглядит довольно естественно, однако ей никто не пользуется. Дело в том, что для одинаковых ошибок первого рода, α , ошибка второго рода, β , для процедуры, основанной на доверительных интервалах, окажется выше. Задание состоит в том, чтобы это увидеть.

Для простоты будем дальше предполагать, что $\bar{x}>\bar{y}$. Также будем считать, что обе дисперсии известны и равны единице, $\sigma_x^2=\sigma_y^2=1$. Объёмы выборок одинаковы, $n_x=n_y=n$. Альтернатива односторонняя, то есть наблюдаемое значение статистики нужно искать как $z_{1-\alpha}$.

Рещение

Гипотеза о равенстве средних не отвергается, если

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

Упростим выражение

$$\frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{2}{n}}} < z_{1-\alpha}.$$

Найдём ошибку второго рода

$$\begin{split} \mathbb{P}\left(H_0 \mid H_\alpha\right) &= \mathbb{P}\left(\frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{2}{n}}} < z_{1-\alpha} \mid \mu_1 \neq \mu_2\right) = \\ &= \mathbb{P}\left(\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{2}{n}}} < z_{1-\alpha} - \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sqrt{\frac{2}{n}}} \mid \mu_1 \neq \mu_2\right) = \mathbb{P}\left(\mathcal{N}(0,1) < z_{1-\alpha} - \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sqrt{\frac{2}{n}}}\right) = \\ &= \Phi\left(z_{1-\alpha} - \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sqrt{\frac{2}{n}}}\right). \end{split}$$

Построим доверительные интервалы для средних:

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

Если доверительные интервалы пересекаются, гипотеза не отвергается, то есть:

$$\begin{split} \bar{x} - z_{1-\alpha} \cdot \sqrt{\frac{1}{n}} &< \bar{y} + z_{1-\alpha} \cdot \sqrt{\frac{1}{n}} \\ \bar{x} - \bar{y} &< 2 \cdot z_{1-\alpha} \cdot \sqrt{\frac{1}{n}} \\ \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{1}{n}}} &< 2 \cdot z_{1-\alpha} \\ \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{2}{n}}} &< \sqrt{2} \cdot z_{1-\alpha} \end{split}$$

Напомню, что для простоты мы считаем, что $\bar{x}>\bar{y}$. Найдём ошибку второго рода

$$\begin{split} \mathbb{P}\left(\mathsf{H}_{0} \mid \mathsf{H}_{\alpha}\right) &= \mathbb{P}\left(\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_{1} - \mu_{2})}{\sqrt{\frac{2}{n}}} < \sqrt{2} \cdot z_{1-\alpha} - \frac{\mu_{1} - \mu_{2}}{\sqrt{\frac{2}{n}}} \mid \mu_{1} \neq \mu_{2}\right) = \\ &= \mathbb{P}\left(\mathcal{N}(0, 1) < \sqrt{2} \cdot z_{1-\alpha} - \frac{\mu_{1} - \mu_{2}}{\sqrt{\frac{2}{n}}} \mid \mu_{1} \neq \mu_{2}\right) = \Phi\left(\sqrt{2} \cdot z_{1-\alpha} - \frac{\mu_{1} - \mu_{2}}{\sqrt{\frac{2}{n}}}\right). \end{split}$$

Чем больше наблюдений есть в нашем распоряжении, тем больше мощность теста. Нарисуем функции, описывающие мощность в координатах число наблюдений, мощность. На картинке видно, что первая процедура стабильно выигрывает у второй. При бесконечном числе наблюдений разницы не будет, так как мы всегда сможем идеально отделить две альтернативы друг от друга.

