

# 41. Проверка гипотез о совпадении дисперсий двух нормальных совокупностей.

Status

Completed

## Теорема Фишера

$n, m$  - размеры независимых нормальных выборок  $X, Y$  соответственно, тогда (если дисперсии совпадают)

$$\frac{S_0^2(\vec{X})}{S_0^2(\vec{Y})} \sim F_{n-1, m-1}$$

Доказательство. По [лемме Фишера](#), независимые случайные величины

$$\xi_{n-1}^2 = \frac{(n-1) S_0^2(X)}{\sigma_1^2} \quad \text{и} \quad \xi_{m-1}^2 = \frac{(m-1) S_0^2(Y)}{\sigma_2^2}$$

имеют распределения  $H_{m-1}$  и  $H_{n-1}$  соответственно. При  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$  отношение

$$\frac{\xi_{n-1}^2 / (n-1)}{\xi_{m-1}^2 / (m-1)} = \frac{S_0^2(X)}{\cancel{\sigma_1^2}} \cdot \frac{\cancel{\sigma_2^2}}{S_0^2(Y)} = \rho(X, Y)$$

имеет распределение Фишера с  $n-1, m-1$  степенями свободы по определению [18](#) и совпадает с  $\rho(X, Y)$ . | |

## Критерий Фишера (о совпадении дисперсий)

$f$  - квантиль данного распределения.

$$d = \frac{S_0^2(X)}{S_0^2(Y)} \sim F_{n-1, m-1}$$

$$\delta = \begin{cases} 0, & f_{\epsilon/2} < d < f_{1-\epsilon/2} \\ 1, & \text{иначе} \end{cases}$$



Опять же, думай про квантили! Тут распределение Фишера, оно не симметричное, так что берем разные квантили!

## Свойства

### 1. Критерий состоятельный.

#### Доказательство состоятельности критерия Фишера.

Покажем, что последовательность квантилей  $f_\delta = f_\delta(n, m)$  любого уровня  $0 < \delta < 1$  распределения  $F_{n,m}$  сходится к 1 при  $n, m \rightarrow \infty$ . Возьмем величину  $f_{n,m}$  с этим распределением. По определению,  $P(f_{n,m} < f_\delta) = \delta$ ,  $P(f_{n,m} > f_\delta) = 1 - \delta$  при всех  $n, m$ . По свойству 2 распределения Фишера,  $f_{n,m} \xrightarrow{p} 1$ . Поэтому для любого  $\epsilon > 0$  обе вероятности  $P(f_{n,m} < 1 - \epsilon)$  и  $P(f_{n,m} > 1 + \epsilon)$  стремятся к нулю при  $n, m \rightarrow \infty$ , становясь рано или поздно меньше как  $\delta$ , так и  $1 - \delta$ . Следовательно, при **достаточно больших**  $n, m$  выполнено  $1 - \epsilon < f_\delta < 1 + \epsilon$ .

Для доказательства состоятельности осталось предположить, что гипотеза  $H_1$  не верна, взять  $\epsilon$  равное, например, половине расстояния от 1 до  $\sigma_1^2/\sigma_2^2$  и использовать сходимость (27). Пусть, скажем, при **достаточно больших**  $n$  и  $m$

$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} + \epsilon = 1 - \epsilon < f_{\epsilon/2}.$$

Тогда вероятность ошибки второго рода удовлетворяет неравенствам

$$\alpha_2(\delta) = P_{H_2}(f_{\epsilon/2} \leq \rho \leq f_{1-\epsilon/2}) \leq P_{H_2}(1 - \epsilon < \rho) = P_{H_2}\left(\rho > \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} + \epsilon\right) \rightarrow 0.$$

Аналогично рассматривается случай, когда (при **достаточно больших**  $n$  и  $m$ )

$$f_{1-\epsilon/2} < 1 + \epsilon = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} + \epsilon < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}.$$

### 2. Критерий имеет размер $1 - \epsilon$ .

### 3. Реально допустимый уровень значимости: $\epsilon^* = P(\eta \geq d) = 1 - F_{n-1, m-1}(d)$ .



Если вы знаете среднее, то можно воспользоваться свойством

$\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - a}{\sigma}\right)^2 = \frac{nS_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$ , и сделать такой же критерий (только распределение будет  $F_{n,m}$ ).

