

## ЛАБОРАТОРНАЯ РАБОТА 3.

## КРИТЕРИИ ЗНАЧИМОСТИ

### Теоретические сведения

Основные задачи математической статистики:

- **оценивание параметров**, т.е. получить по выборке оценки (приближенные значения) параметров, наилучшие в том или ином смысле,
- **проверка статистических гипотез**, т.е. по выборке принять или отвергнуть некоторое предположение о генеральной совокупности, из которой извлечена выборка.

**Статистическая гипотеза** – любое предположение о виде (непараметрическая гипотеза) или параметрах (параметрическая гипотеза) неизвестного распределения.

### Общий принцип проверки гипотезы

1. Формулируем  $H_0$  – основную (нулевую) гипотезу и альтернативную (конкурирующую)  $\bar{H}$  гипотезу – логическое отрицание  $H_0$ .
2. Задаем уровень значимости  $\alpha$  – вероятность отвергнуть нулевую гипотезу, при условии, что она верна.
3. Выбираем статистику – правило, по которому принимается решение принять или отклонить нулевую гипотезу – **критерием проверки статистической гипотезы**.

Статистические критерии, с помощью которых проверяются гипотезы о значениях параметров распределения или о соотношениях между ними в предположении, что тип распределения известен, называются **критериями значимости**, или **параметрическими критериями**.

4. Определяем критическую область (табличное значение статистики).

**критическую область**, то есть множество тех значений статистики, при которых гипотеза  $H_0$  отклоняется и принимается альтернативная гипотеза

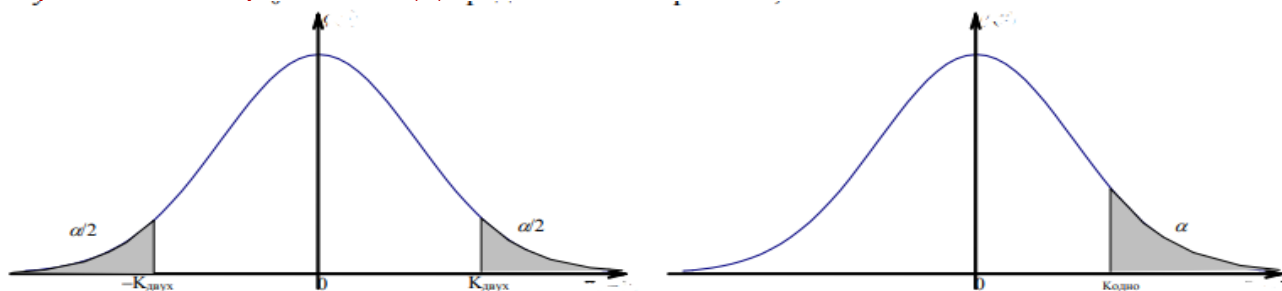


Вид критической области  $W$  и области  $S$  принятия гипотезы зависит от вида альтернативной гипотезы.

$\begin{aligned} H_0 : \theta &= \theta_0 \\ \bar{H} : \theta &> \theta_0 \end{aligned}$ $W = \{\hat{\theta}_n > \theta_{\text{крит}}\}$ $P(\hat{\theta}_n > \theta_{\text{крит}}   H_0) = \alpha$ <p style="text-align: center;">правосторонняя критическая область</p>	$\begin{aligned} H_0 : \theta &= \theta_0 \\ \bar{H} : \theta &< \theta_0 \end{aligned}$ $W = \{\hat{\theta}_n < \theta_{\text{крит}}\}$ $P(\hat{\theta}_n < \theta_{\text{крит}}   H_0) = \alpha$ <p style="text-align: center;">левосторонняя критическая область</p>	$\begin{aligned} H_0 : \theta &= \theta_0 \\ \bar{H} : \theta &\neq \theta_0 \end{aligned}$ $W = \left\{ \hat{\theta}_n < \theta_{1 \text{ крит}} \right. \\ \left. \text{или } \hat{\theta}_n > \theta_{2 \text{ крит}} \right\}$ $P(\hat{\theta}_n < \theta_{1 \text{ крит}}   H_0) = \\ = P(\hat{\theta}_n > \theta_{2 \text{ крит}}   H_0) = \frac{\alpha}{2}$ <p style="text-align: center;">двусторонняя критическая область</p>
--	---	--

Таким образом, в зависимости от вида альтернативной гипотезы  $\bar{H}$  выбирают правостороннюю, левостороннюю или двустороннюю критическую область.

Другими словами, уровень значимости при двустороннем критерии для односторонней альтернативы **УДВАИВАЕМ**.



Уровни значимости при двустороннем (а) и одностороннем (б) критериях

5. Вычисляем по выборке расчетное значение статистики.
6. Сравниваем расчетное и табличное (критическое) значения статистики, делаем вывод о принятии нулевой или альтернативной гипотез.

## Критерии значимости для проверки гипотез о значениях параметров в случае выборок из нормального распределения.

Нормальное распределение имеет два параметра: *математическое ожидание*  $\mu$  и *дисперсию*  $\sigma^2$ , которые оцениваются с помощью выборочного среднего  $\bar{x}$  и выборочной дисперсии (исправленной выборочной дисперсии  $s^2$ ) соответственно.

*Выборочное среднее* является оценкой для *среднего значения измеряемой величины* и может служить оценкой того или иного показателя качества.

*Дисперсия* характеризует *разброс экспериментальных значений*, а следовательно, служит *мерой точности*. Например, если произведено несколько измерений одной и той же величины, то дисперсия может характеризовать точность прибора, метода измерения и т. д.

Требуется по выборке объема  $n$  проверить гипотезу  $H_0$  при заданном уровне значимости  $\alpha$ .

### 1. Проверка гипотезы о равенстве математического ожидания нормального распределения заданному значению.

Нулевая гипотеза  $H_0: \mu = \mu_0$ .

Альтернативная гипотеза  $\bar{H}: \mu \neq \mu_0$ .

**1 случай.** Если дисперсия  $\sigma^2$  известна, то гипотеза  $H_0$  принимается (т. е. согласуется с результатами наблюдений) при условии, что

$$u_{\text{расч}} = \frac{|\bar{x} - \mu_0|}{\sqrt{\sigma^2 / n}} < u_{\text{табл}} = u_{\alpha}, \quad \text{где} \quad \Phi(u_{\alpha}) = \frac{1 - \alpha}{2}. \quad (1)$$

**2 случай.** Если дисперсия  $\sigma^2$  неизвестна, то гипотеза  $H_0$  принимается при

$$t_{\text{расч}} = \frac{|\bar{x} - \mu_0|}{\sqrt{s^2 / n}} < t_{\text{табл}} = t_{\alpha; n-1}, \quad (2)$$

где квантиль  $t_{\alpha; n-1}$  определяется по таблице распределения Стьюдента.

### 2. Проверка гипотезы о равенстве заданному значению дисперсии нормального распределения.

Нулевая гипотеза  $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ .

Альтернативная гипотеза  $\bar{H}: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ .

Гипотеза  $H_0$  при заданном уровне значимости  $\alpha$  принимается, если

$$\chi^2_{1-\alpha/2; n-1} < \chi^2_{\text{расч}} = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} < \chi^2_{\alpha/2; n-1}, \quad (3)$$

где квантили  $\chi^2_{1-\alpha/2; n-1}$  и  $\chi^2_{\alpha/2; n-1}$  определяются по таблице распределения  $\chi^2$ .

**В случае альтернативы  $\bar{H}_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$  гипотеза  $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$  при заданном уровне значимости  $\alpha$  принимается, если**

$$\chi^2_{\text{расч}} = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} < \chi^2_{\alpha; n-1};$$

**в случае альтернативы  $\bar{H}_2: \sigma^2 < \sigma_0^2$  гипотеза  $H_0$  принимается, если**

$$\chi^2_{\text{расч}} = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} > \chi^2_{1-\alpha; n-1}.$$

### 3. Сравнение двух дисперсий нормально распределенных признаков.

Нулевая гипотеза  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ .

Альтернативная гипотеза  $\bar{H}: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ .

Пусть для первой дисперсии по выборке объема  $n_1$  найдена несмещенная оценка  $s_1^2$ , для второй – по выборке объема  $n_2$  оценка  $s_2^2$ .

Гипотеза  $H_0$  при заданном уровне значимости  $\alpha$  принимается, если

$$F_{\text{расч}} = \frac{s_{\text{max}}^2}{s_{\text{min}}^2} < F_{\text{табл}} = F_{\alpha/2; f_1; f_2}. \quad (4)$$

Здесь  $F_{\text{расч}}$  равно отношению *большой* несмещенной оценки дисперсии к *меньшей*, квантиль  $F_{\alpha/2; f_1; f_2}$  определяется по таблице распределения Фишера, причем  $f_1$  и  $f_2$  – числа степеней свободы *соответственно* числителя и знаменателя, т. е. *большой и меньшей* оценок дисперсий.

Если гипотеза о равенстве дисперсий принимается, то эти дисперсии считаются **однородными**. (Термин «однородные» в статистике означает «являющиеся оценкой одного и того же параметра».)

Замечание. Критерий Фишера (4) может применяться также для проверки гипотезы о равенстве нескольких дисперсий нормально распределенных признаков. В этом случае проверяют гипотезу о равенстве наибольшей и наименьшей из сравниваемых дисперсий. Если они признаются однородными, то можно принять гипотезу о равенстве всех сравниваемых дисперсий.

### 4. Сравнение двух средних в случае независимых нормально распределенных признаков.

Нулевая гипотеза  $H_0: a_1 = a_2$ .

Альтернативная гипотеза  $\bar{H}: a_1 \neq a_2$ .

Требуется по выборкам объемов  $n_1$  и  $n_2$  проверить гипотезу  $H_0$  при заданном уровне значимости  $\alpha$ .

**1 случай.** Если дисперсии  $\sigma_1^2$  и  $\sigma_2^2$  известны, то гипотеза  $H_0$  принимается при условии, что

$$u_{\text{расч}} = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} < u_{\text{табл}} = u_{\alpha}, \quad (5)$$

где квантиль  $u_{\alpha}$  удовлетворяет соотношению  $\Phi(u_{\alpha}) = \frac{1-\alpha}{2}$ .

**2 случай.** Если дисперсии  $\sigma_1^2$  и  $\sigma_2^2$  неизвестны и на основании проверки соответствующей гипотезы по критерию Фишера признаны однородными, то гипотеза  $H_0$  принимается при

$$t_{\text{расч}} = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} < t_{\text{табл}} = t_{\alpha; f}, \quad (6)$$

где общая средневзвешенная дисперсия  $s^2$  вычисляется по формуле

$$s^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

и имеет число степеней свободы  $f = n_1 + n_2 - 2$ ; значение  $t_{\alpha; f}$  определяется по таблице квантилей распределения Стьюдента.

**3 случай.** Если дисперсии  $\sigma_1^2$  и  $\sigma_2^2$  неизвестны и на основании проверки по критерию Фишера признаны неоднородными, то проверка также проводится по критерию Стьюдента, однако этот критерий является приближенным. В этом случае гипотеза  $H_0$  принимается, если

$$t_{\text{расч}} = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} < t_{\text{табл}} = t_{\alpha; f}, \quad f \approx \frac{\left( \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{\left( \frac{s_1^2}{n_1} \right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left( \frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{n_2 - 1}}. \quad (7)$$

**Замечание.** При сравнении двух средних в случае неизвестных дисперсий возникает необходимость проверки двух **различных гипотез** по одним и тем же данным. **Сперва проверяют гипотезу о равенстве дисперсий**, а **затем гипотезу о равенстве средних**.

## 5. Сравнение нескольких средних в случае независимых нормально распределенных признаков.

Для сравнения нескольких средних в случае независимых нормально распределенных признаков используется специальная статистическая процедура, которая называется **дисперсионным анализом**.

Однако можно сделать вывод и **на основании критерия Стьюдента, проверив гипотезу о равенстве наибольшего и наименьшего средних**.

Опишем процедуру **однофакторного дисперсионного анализа**.

Пусть имеется  $N$  независимых выборок объемов  $n_1, n_2, \dots, n_N$  соответственно и задан уровень значимости  $\alpha$ . Обозначим через  $\bar{x}_i, s_i^2$  несмещенные оценки математического ожидания и дисперсии, полученные по  $i$ -й выборке,  $f_i = n_i - 1$ .

*Нулевая гипотеза*  $H_0: a_1 = a_2 = \dots = a_N$ .

*Альтернативная гипотеза*  $\bar{H}$ : не все эти математические ожидания равны между собой.

Условием применимости метода дисперсионного анализа является, помимо нормальности выборок, однородность дисперсий. Следовательно, как и в случае двух выборок, процедуре сравнения средних должно предшествовать сравнение дисперсий.

Идея однофакторного дисперсионного анализа заключается в разбиении общей дисперсии, которая получается при объединении всех наблюдений в одну выборку, на два независимых слагаемых – *факторную (межгрупповую)* дисперсию  $s_{\text{факт}}^2$ , порождаемую различием между группами (выборками), и *остаточную (внутригрупповую)* дисперсию  $s_{\text{ост}}^2$ , обусловленную случайными помехами и неучтенными факторами:  $s_{\text{общ}}^2 = s_{\text{факт}}^2 + s_{\text{ост}}^2$ . Дисперсионный анализ был первоначально предложен Р. Фишером и определен им как метод «отделения дисперсии, приписываемой одной группе причин, от дисперсии, приписываемой другим группам».

Межгрупповая дисперсия рассчитывается по формуле

$$s_{\text{факт}}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2 n_i,$$

где  $\bar{\bar{x}}$  – выборочное среднее, рассчитанное по объединенной выборке; число степеней межгрупповой дисперсии равно  $f_{\text{факт}} = N - 1$ . Остаточная дисперсия представляет собой взвешенное среднее оценок дисперсий и рассчитывается по формуле

$$s_{\text{ост}}^2 = \frac{f_1 s_1^2 + f_2 s_2^2 + \dots + f_N s_N^2}{f_1 + f_2 + \dots + f_N}, \quad f_{\text{ост}} = f_1 + f_2 + \dots + f_N.$$

*Гипотеза*  $H_0$  при заданном уровне значимости  $\alpha$  принимается (не противоречит экспериментальным данным), если

$$F_{\text{расч}} = \frac{s_{\text{факт}}^2}{s_{\text{ост}}^2} < F_{\text{табл}} = F_{\alpha; f_{\text{факт}}; f_{\text{ост}}},$$

где  $F_{\alpha; f_{\text{факт}}; f_{\text{ост}}}$  определяется по таблице квантилей распределения Фишера.

## 6. Сравнение двух средних в случае зависимых нормально распределенных признаков.

Имеем две выборки одинакового объема  $n$ :

$$x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1n};$$

$$x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2n}.$$

Поскольку значения в каждой паре  $x_{1i}, x_{2i}$  связаны (например, измерены на одном и том же объекте), то получим новую выборку с элементами  $\Delta x_i = x_{1i} - x_{2i}$ .

Задача сводится к проверке гипотезы о равенстве нулю среднего значения новой выборки, т. е.  $H_0: a_{\Delta x} = 0$ . Эта проверка проводится по критерию (2).

Такая задача возникает, например, когда проводятся измерения одних и тех же величин на одних и тех же объектах двумя разными методами и требуется определить, одинаковы ли результаты использования двух методов измерения. Либо если проводятся измерения какой-то характеристики для одних и тех же объектов до и после некоторого воздействия и требуется определить, влияет ли это воздействие на значение характеристики.