

16.05.24! Семинар 10.
Проверка параметрических гипотез.

Пусть X - с.в., закон распределения которой неизвестен.

Опр. Стат. гипотезой наз. любое утв-е о з. закона распределения с.в. X .

Опр. Стат. гипотеза наз. простой, если она полностью (однозначно) определяет з. распр. с.в. X . В противном случае она наз. сложной.

Опр. Стат. гипотеза наз. параметрической, если она экв. утв-е о значениих пар-в θ закона распр., обычно вур. кот. з.в.

Вывод схемы.

1) Форм. гипотез H_0 и (конкур) H_1

$H_0 H_1 = \emptyset$, то, возм., $H_0 + H_1$ не исчерпывают все возм. случаи

Опр. Правильно, посредством которого принимается решение об ист. H_0 или H_1 , наз. стат. критерием.

Как правило, стат. критерий задается с вич. как некоторым кр. множеством $W \subseteq X_n$, а решающее правило имеет вид

$$x \in W \Rightarrow \begin{cases} \text{отвергнуть } H_0, \\ \text{принять } H_1, \end{cases}$$

$$x \in X_n \setminus W \Rightarrow \begin{cases} \text{отвергнуть } H_1, \\ \text{принять } H_0 \end{cases}$$

Пример.

Станок-автомат изготавливает шарики номинальным диаметром 10 мм. При уходе на ремонт из $n=16$ шариков случайно выбраны 4 шарика диаметром 10.3 мм. Известно, что погрешность измерения равна 1 мм. При уровне значимости $\alpha=0.05$ проверить гипотезу о том, что среднее значение диаметра изг. шариков действительно составляет 10 мм. Распр. контр. признака - норм.

Решение:

Формализация задачи:

Пусть X - с.в., принимающее значение, равное диаметру изг. шарика, мм.

Из условия $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, где μ - неизв., $\sigma=1$ мм

$H_0 = \{ \mu = \mu_0 \}$

Сформулируем конкурирующую гипотезу H_1 :

(а) $H_1 = \{ \mu \neq \mu_0 \}$ - двусторонний критерий

(б) $H_1 = \{ \mu > \mu_0 \}$ - односторонний критерий

(в) $H_1 = \{ \mu < \mu_0 \}$ - не будем, т.к. $\bar{x}=10.3 > 10=\mu_0$

Как правило, конк. гипотезу выбирают так, чтобы она отвечала "наиболее точной" с точки зрения практики "результату".

Т.о. $H_0 = \{m = m_0\}$ против $H_1 = \{m \neq m_0\}$.

(с помощью шкалы выбираем стрелку I.)

Рассмотрим статистику

$$T(\vec{x}) = \frac{\bar{x} - m_0}{\sigma} \sqrt{n} \underset{\substack{\uparrow \\ \text{при } H_0}}{\sim} N(0, 1)$$

$$W = \{ \vec{x} : |T(\vec{x})| \geq u_{1-\alpha/2} \}$$

\uparrow
квантили $N(0, 1)$

Подсчитаем

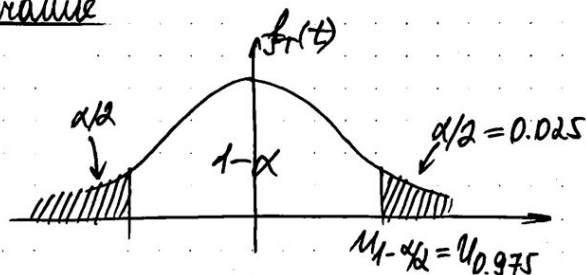
$$T(\vec{x}) = \frac{\bar{x} - 10}{1} \sqrt{16} = 0.3 \cdot 4 = 1.2$$

$$u_{1-\alpha/2} = u_{1-0.025} = u_{0.975} = 1.96$$

$|1.2| < 1.96$ - неверно $\Rightarrow \vec{x} \notin W \Rightarrow$ принять H_0 , отвергнуть H_1

Ответ: При уровне $\alpha = 0.05$ можно считать, что номинальный диаметр шариков равен 10 мм.

Замечание



N2

два шарика определили длину лопки, используя различные неллиаторы.

Результаты: у первого: $n_1 = 4$ среднее значение 70.2°.

у второго: $n_2 = 9$ " " " 70.5°.

С использованием двуст. критерия проверить гипотезу о том, что различие результатов связано со случайными ошибками. Уровень значимости: $\alpha = 0.05$. Шкалы этих неллиаторов распр. по аппр. закону с СКО $\sigma = 0.05^\circ$.

Решение:

1) Формализация задачи.

Пусть X - с.в., прим. значение, равное показанию 1-го неллиатора

$$X = a + E_1$$

\uparrow
истинное значение лопки.

$E_1 \sim N(\hat{m}_1, \sigma^2)$ - ошибка 1-го неллиатора $\Rightarrow X \sim N(m_1, \sigma^2)$, где $m_1 = \hat{m}_1 + a$

Аналогично:

Пусть $Y = \dots$ — 2-го измерения.
 $Y = a + \varepsilon_2$,
 $\varepsilon_2 \sim N(\hat{m}_2, \sigma^2)$

Тогда $Y \sim N(m_2, \sigma^2)$, где $m_2 = \hat{m}_2 + a$

- 2) $H_0 = \{ \text{различия вызваны случайными ошибками} \} = \{ m_1 = m_2 \}$,
 $H_1 = \{ m_1 \neq m_2 \}$ (двусторонний критерий)

Рассмотрим статистику

$$T(\bar{X}_{n_1}, \bar{Y}_{n_2}) = \frac{\bar{X}_{n_1} - \bar{Y}_{n_2}}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \underset{\text{при } H_0}{\sim} N(0, 1)$$

$$W = \{ (\bar{x}_{n_1}, \bar{y}_{n_2}) : |T(\bar{x}_{n_1}, \bar{y}_{n_2})| \geq u_{1-\alpha/2} \}$$

Вычисления:

$$T(\bar{x}_{n_1}, \bar{y}_{n_2}) = \frac{70.2 - 70.5}{0.05 \cdot \sqrt{1/4 + 1/9}} = \frac{-0.3}{0.05 \cdot \frac{\sqrt{13}}{6}} = -\frac{30.6}{\delta \cdot \sqrt{13}} = -\frac{3.6}{\sqrt{13}} \approx -9.98$$

$|-9.98| \geq 1.96$ - верно $\Rightarrow (\bar{x}_{n_1}, \bar{y}_{n_2}) \in W \Rightarrow$ принимаем H_1 ,
отвергаем H_0

$$u_{1-\alpha/2} = u_{0.975} = 1.96$$

Вывод: принимаем, что различия вызваны не случайными причинами.

[N3]

Известно, что дисперсия измерений координат точек двух поверхностей с исп. некоторой процедуры составляет 0.1. После применения процедуры было проведено $n = 25$ измерений, в результате которых получено значение коэф. вар. дисперсии 0.2. Проверить гипотезу о том, что в результате применения процедуры дисперсия измерений не уменьшилась. Пусть $\alpha = 0.05$.

Решение:

- 1) Формализация задачи

Пусть X - с.в. прил. значение, равное результатам измерений координат точек с исп. рассм. процедуры.

$$X \sim N(m, \sigma^2), \quad m - \text{исл.в.}, \quad \sigma^2 - \text{исл.в.}$$

- 2) $H_0 = \{ \text{дисперсия не уменьшилась} \} = \{ \sigma^2 = \sigma_0^2 \}, \quad \sigma_0^2 = 0.1$
 $H_1 = \{ \sigma^2 < \sigma_0^2 \}$ - одност. критерий (т.к., если дисперсия уменьшилась, то качество измерений стало лучше).

Рассмотрим статистику

$$T(\bar{X}) = \frac{S^2(\bar{X})}{\sigma^2} (n-1) \underset{\text{при } H_0}{\sim} \chi^2(n-1)$$

$$W = \{ \bar{x} : T(\bar{x}) \geq h_{1-\alpha}^{(25)} \}$$

Вычисления: $T(\bar{x}) = \frac{0.2}{0.1} \cdot 25 = 50$; $h_{1-\alpha}^{(25)} = h_{0.95}^{(25)} = 44.314$

$50 \geq 44.31$ — верно $\Rightarrow \bar{X} \in W \Rightarrow$ принимаем H_1 , отвергаем H_0 .

Ответ: Принимаем, что дисперсия увеличилась.

Замечание

