

## Testiranje hipotez

$H_0$  zavrnamo, če  $T \in K_\alpha$  (kritočno območje)

### 1. Testiranje deleža

$H_0$ : v populaciji je delež enot z neko lastnostjo enak  $p_0$

$p$ : =delež enot s to lastnostjo

$H_0$ :  $p = p_0$

$$Z = \frac{\sqrt{\frac{n}{p_0(1-p_0)}} * \left(\frac{k}{n} - p_0\right)}$$

kjer smo vzeli vzorec  $n$  enot in  $k$  jih je imelo dano lastnost

Če velja  $H_0$ , približno velja  $Z \sim N(0,1)$

$$H_1: p \neq p_0: K_\alpha = \left(-\infty, -t_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) \cup \left(t_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty\right)$$

$$H_1: p < p_0: K_\alpha = (-\infty, -t_{1-\alpha}) \quad (df = \infty)$$

$$H_1: p > p_0: K_\alpha = (t_{1-\alpha}, \infty)$$

### 2. Testiranje $\mu$ pri $N(\mu, \sigma^2)$ ; $H_0: \mu = \mu_0$ ; $\sigma^2$ je znan

Vzorec  $X_1, \dots, X_n$  - izračunamo  $\bar{X}$

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} * \sqrt{n}, \text{ če velja } H_0, \text{ je } Z \sim N(0,1)$$

Isto kot v točki 1 samo:  $\mu = \gamma$ ;  $\mu_0 = \gamma_0$

### 3. $X \sim N(\gamma, \sigma^2)$ $\mu$ ni znan

Isto kot v točki 2 s spremembami:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{\sigma}} * \sqrt{n}, \text{ če velja } H_0, \text{ je } T \sim \text{Student}(n-1) \text{ (glej tudi interval zaupanja točka 2) } df = n-1$$

### 4. Testiranje razlike

$X \sim (\gamma_1, \sigma)$ ;  $Y \sim (\gamma_2, \sigma)$ ;  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$

$$X_1, \dots, X_m; Y_1, \dots, Y_n; T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\hat{\sigma}} * \sqrt{\frac{mn}{m+n}} \widetilde{H}_0 \text{ Student}(m+n-2)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{(X_1 - \bar{X})^2 + \dots + (X_m - \bar{X})^2 + (Y_1 - \bar{Y})^2 + \dots + (Y_n - \bar{Y})^2}{m+n-2}}$$

$H_1$  ... isto kot prej;  $df = m+n-2$

### 5. Testiranje čisto določene porazdelitve (diskretne)

$H_0: X \sim \begin{pmatrix} a_1 & \dots & a_r \\ p_1 & \dots & p_r \end{pmatrix}$ ; Vzorec ima naslednjo frekvenčno porazdelitev:  $\begin{pmatrix} a_1 & \dots & a_r \\ N_1 & \dots & N_r \end{pmatrix}$

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^r \frac{(N_k - n * p_k)^2}{n * p_k} \widetilde{H}_0 \chi(r-1); n = N_1 + \dots + N_r; N_k - \text{empirične frek.}; n * p_k - \text{teoretične frek.}$$

$$K_{\alpha} = (\chi_{1-\alpha}^2, \infty), df = r - 1$$

## 6. Kontigenčni test neodvisnosti

$H_0$  : X in Y neodvisni

$$\frac{N_{11}}{N_{r1}} \frac{N_{1s}}{N_{rs}}; \chi^2 = n \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{\left( \frac{N_{ij} - \frac{N_{i.} \cdot N_{.j}}{n}}{N_{i.} \cdot N_{.j}} \right)^2}{\frac{N_{i.} \cdot N_{.j}}{n}} \underset{H_0}{\sim} \chi^2((r-1)(s-1))$$

$$K_{\alpha} = (\chi_{1-\alpha}^2, \infty), df = (r-1)(s-1)$$

## 7. Mann-Whitneyev test

$H_0$  : dana spremenljivka je na obeh populacijah enako porazdeljena

Iz vsake populacije vzamemo vzorec (iz prve velikost m, iz druge velikosti n), Oba vzorca združimo in uredimo po velikosti.

$R_1, \dots, R_m$  : mesta (rangi) elementov prvega vzorca v združenem vzorcu

$$Z = \frac{3}{\sqrt{m \cdot n \cdot (m+n+1)}} [2 \sum_{i=1}^m R_i - m(m+n+1)] \underset{H_0}{\sim} N(0,1)$$

$$K_{\alpha} = \left( -\infty, -t_{1-\frac{\alpha}{2}} \right) \cup \left( t_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty \right), df = \infty$$