

Vzorce ke zkoušce a zápočtu KMA/PSA, 2023/2024

DISKRÉTNÍ ROZDĚLENÍ $X \sim P(k)$ (pravděpodobnostní funkce)

$$A(p) \text{ alternativní: } P(k) = p^k \cdot (1-p)^{1-k} \quad \text{pro } k = 0, 1$$

$$Bi(n, p) \text{ binomické: } P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad \text{pro } k = 0, 1, \dots, n$$

$$HG(p) \text{ hypergeometrické: } P(X = k) = \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}} \quad \text{pro } k = 0, 1, \dots, \min(n, K)$$

$$P(\lambda) \text{ Poissonovo: } P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \quad \text{pro } k = 0, 1, \dots$$

Aproximace: $HG(N, K, n) \approx Bi(n, p = K/N)$ a $Bi(n, p) \approx P(\lambda = n \cdot p)$

SPOJITÁ ROZDĚLENÍ $X \sim f(x) \dots$ funkce hustoty, $F(x) \dots$ distribuční funkce

$$R(a, b) \text{ rovnoměrné: } f(x) = 1/(b-a) \quad F(x) = \frac{x-a}{b-a} \quad \text{pro } x \in (a, b)$$

$$Exp(\delta) \text{ exponenciální: } f(x) = \frac{1}{\delta} e^{-x/\delta} \quad F(x) = 1 - e^{-x/\delta} \quad \text{pro } x \geq 0$$

$$N(\mu, \sigma^2) \text{ normální: } f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2} \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}} \quad F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt \quad \text{pro } x \in \mathbf{R}$$

Aproximace: $Bi(n, p) \approx N(np, np(1-p))$ a $P(\lambda) \approx N(\lambda, \lambda)$

100(1 - α)%-ní INTERVALY SPOLEHLIVOSTI

$$\left(\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \quad s = \sqrt{s^2} \right)$$

$$\text{pro parametr } p \text{ rozdělení } A(p) \quad \hat{p} \pm u_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}, \text{ kde } \hat{p} = \bar{x}$$

$$\text{pro parametr } \mu \text{ normálního rozdělení} \quad \bar{x} \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}}(\nu = n-1) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$\text{pro parametr } \sigma^2 \text{ normálního rozdělení} \quad \left(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(\nu = n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(\nu = n-1)} \right)$$

TESTOVÁ KRITÉRIA

$$\text{normální rozdělení } H_0 : \mu = \mu_0 \quad z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n} \quad \sim N(0, 1)$$

$$\text{normální rozdělení } H_0 : \mu = \mu_0 \quad t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s} \sqrt{n} \quad \sim t(\nu = n-1)$$

$$\text{normální rozdělení } H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad \chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \quad \sim \chi^2(\nu = n-1)$$

$$\text{normální rozdělení } H_0 : \mu_1 = \mu_2 \quad t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} \quad \sim t(\nu = \min(n_1, n_2) - 1)$$

$$\text{párový t-test } H_0 : \mu_1 = \mu_2 \quad t = \frac{\bar{z}}{\sqrt{s_z^2}} \sqrt{n}, \text{ kde } z_i = x_i - y_i \quad \sim t(\nu = n-1)$$

$$\text{normální rozdělení } H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \quad \sim F(\nu_1 = n_1 - 1, \nu_2 = n_2 - 1)$$

$$\text{normální rozdělení } (N_2) \quad H_0 : \rho = 0 \quad R = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2} \quad \sim t(\nu = n-2)$$

alternativní rozdělení $H_0 : p = p_0$	$t = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \sqrt{n}$	$\sim N(0, 1)$
alternativní rozdělení $H_0 : p_1 = p_2$	$t = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n_1} + \frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n_2}}}$	$\sim N(0, 1)$
test dobré shody	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - n_i^O)^2}{n_i^O}$	$\sim \chi^2(\nu = k - 1 - m)$
test nezávislosti	$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(n_{ij} - n_{ij}^O)^2}{n_{ij}^O}$	$\sim \chi^2(\nu = (r - 1)(s - 1))$

REGRESNÍ ANALÝZA

Pro lineární normální regresní model $Y \sim N_n(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 \mathbf{I})$ platí

odhad parametrů $\boldsymbol{\beta}$: $\mathbf{b} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$

odhad parametru σ^2 : $s^2 = \frac{RSE}{n - k - 1}$

celkový součet čtverců $TSE = \sum_i (y_i - \bar{y})^2$

vysvětlený součet čtverců $ESS = \sum_i (\hat{y}_i - \bar{y})^2$

reziduální součet čtverců $RSE = \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2$

koeficient determinace $R^2 = 1 - \frac{RSE}{TSS}$

upravený koeficient determinace $R_a^2 = 1 - \frac{RSE/(n - k - 1)}{TSS/(n - 1)}$

směrodatná odchylka odhadu koeficientu $se(b_j) = \sqrt{s^2 \cdot \text{diag}_j(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}}$

test významnosti regrese

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \quad F = \frac{ESS/(k)}{RSE/(n - k - 1)} \sim F(\nu_1 = k, \nu_2 = n - k - 1)$$

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \frac{n - k - 1}{k} \sim F(\nu_1 = k, \nu_2 = n - k - 1)$$

test významnosti koeficientu β_j

$$H_0 : \beta_j = 0 \quad t = \frac{b_j}{se(b_j)} \sim t(\nu = n - k - 1)$$