

# Statistika a spolehlivost v lékařství – vzorce ke zkoušce

## 1 Intervalové odhady parametrů **normálního** rozdělení $N(\mu, \sigma^2)$

### 1.1 Odhad střední hodnoty při **známém** rozptylu $\sigma^2$

$$\begin{aligned} & \left( -\infty, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \alpha) \right), \\ & \left( \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \alpha), \infty \right), \\ & \left( \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right), \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \right), \end{aligned}$$

### 1.2 Odhad střední hodnoty při **neznámém** rozptylu

$$\begin{aligned} & \left( -\infty, \bar{X} + \frac{S_X}{\sqrt{n}} q_{t(n-1)}(1 - \alpha) \right), \\ & \left( \bar{X} - \frac{S_X}{\sqrt{n}} q_{t(n-1)}(1 - \alpha), \infty \right), \\ & \left( \bar{X} - \frac{S_X}{\sqrt{n}} q_{t(n-1)}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right), \bar{X} + \frac{S_X}{\sqrt{n}} q_{t(n-1)}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \right). \end{aligned}$$

### 1.3 Odhad rozptylu

$$\begin{aligned} & \left( -\infty, \frac{(n-1) S_X^2}{q_{\chi^2(n-1)}(\alpha)} \right), \\ & \left( \frac{(n-1) S_X^2}{q_{\chi^2(n-1)}(1-\alpha)}, \infty \right), \\ & \left( \frac{(n-1) S_X^2}{q_{\chi^2(n-1)}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)}, \frac{(n-1) S_X^2}{q_{\chi^2(n-1)}\left(\frac{\alpha}{2}\right)} \right). \end{aligned}$$

## 2 Testování hypotéz

### 2.1 Testy střední hodnoty normálního rozdělení

#### 2.1.1 Při **známém** rozptylu $\sigma^2$

$$t = \frac{\bar{x} - c}{\sigma} \sqrt{n}$$

porovnáváme s kvantily **normovaného normálního rozdělení**:

$H_0$	zamítáme pro	dosažená významnost
$\mu \leq c$	$t > \Phi^{-1}(1 - \alpha)$	$1 - \Phi(t)$
$\mu \geq c$	$t < -\Phi^{-1}(1 - \alpha) = \Phi^{-1}(\alpha)$	$\Phi(t)$
$\mu = c$	$ t  > \Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})$	$2 \min(\Phi(t), 1 - \Phi(t))$

### 2.1.2 Při neznámém rozptylu

$$t = \frac{\bar{x} - c}{s_x} \sqrt{n}$$

porovnáváme s kvantily **Studentova rozdělení** s  $n - 1$  stupni volnosti:

$H_0$	zamítáme pro	dosažená významnost
$\mu \leq c$	$t > q_{t(n-1)}(1 - \alpha)$	$1 - F_{t(n-1)}(t)$
$\mu \geq c$	$t < -q_{t(n-1)}(1 - \alpha)$	$F_{t(n-1)}(t)$
$\mu = c$	$ t  > q_{t(n-1)}(1 - \frac{\alpha}{2})$	$2 \min(F_{t(n-1)}(t), 1 - F_{t(n-1)}(t))$

## 2.2 Testy rozptylu normálního rozdělení

$$t = \frac{(n-1) s_x^2}{c}$$

porovnáváme s kvantily  **$\chi^2$ -rozdělení** s  $n - 1$  stupni volnosti:

$H_0$	zamítáme pro	dosažená významnost
$\sigma^2 \leq c$	$t > q_{\chi^2(n-1)}(1 - \alpha)$	$1 - F_{\chi^2(n-1)}(t)$
$\sigma^2 \geq c$	$t < q_{\chi^2(n-1)}(\alpha)$	$F_{\chi^2(n-1)}(t)$
$\sigma^2 = c$	$t < q_{\chi^2(n-1)}(\frac{\alpha}{2})$ nebo $t > q_{\chi^2(n-1)}(1 - \frac{\alpha}{2})$	$2 \min(F_{\chi^2(n-1)}(t), 1 - F_{\chi^2(n-1)}(t))$

## 2.3 Porovnání dvou normálních rozdělení

Předpoklad: **Nezávislé** výběry

$$(X_1, \dots, X_m) \text{ z rozdělení } N(EX, DX), \\ (Y_1, \dots, Y_n) \text{ z rozdělení } N(EY, DY).$$

### 2.3.1 Testy rozptylů dvou normálních rozdělení (Fisherův)

$$t = \frac{s_x^2}{s_y^2}$$

testujeme na  $F(m - 1, n - 1)$ :

$H_0$	zamítáme pro	dosažená významnost
$DX \leq DY$	$t > q_{F(m-1, n-1)}(1 - \alpha)$	$1 - F_{F(m-1, n-1)}(t)$
$DX \geq DY$	$t < q_{F(m-1, n-1)}(\alpha)$	$F_{F(m-1, n-1)}(t)$
$DX = DY$	$t < q_{F(m-1, n-1)}(\frac{\alpha}{2})$ nebo $t > q_{F(m-1, n-1)}(1 - \frac{\alpha}{2})$	$2 \min(F_{F(m-1, n-1)}(t), 1 - F_{F(m-1, n-1)}(t))$

### 2.3.2 Testy středních hodnot dvou normálních rozdělení se známým rozptylem $\sigma^2$

$$t := \frac{\bar{x}_m - \bar{y}_n}{\sigma \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}}$$

testujeme na  $N(0, 1)$ .

### 2.3.3 Testy středních hodnot dvou normálních rozdělení se (stejným) neznámým rozptylem

$$s^2 := \frac{(m-1)s_X^2 + (n-1)s_Y^2}{m+n-2}$$

$$t := \frac{\bar{x}_m - \bar{y}_n}{s \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}}$$

testujeme na  $t(m+n-2)$ .

## 2.4 Testy středních hodnot dvou normálních rozdělení – párový pokus

**Předpoklad:** Náhodné veličiny  $X_j, Y_j$  ( $j = 1, \dots, n$ ) mají normální rozdělení  $N(\mu_j, \sigma^2)$  se stálým rozptylem  $\sigma^2$  a proměnnými středními hodnotami  $\mu_j = EX_j = EY_j$ .

Pak  $\Delta_j := X_j - Y_j$  má rozdělení  $N(0, 2\sigma^2)$ ,  $\bar{\Delta}$  má  $N\left(0, \frac{2\sigma^2}{n}\right)$ .

### 2.4.1 Pro známý rozptyl $\sigma^2$

$$t := \frac{\bar{\delta}}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{2}} = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{2}}$$

testujeme na  $N(0, 1)$ .

### 2.4.2 Pro neznámý rozptyl

$$t := \frac{\bar{\delta}}{s_{\delta}} \sqrt{n}$$

testujeme na  $t(n - 1)$ .

## 2.5 Test nekorelovanosti dvou normálních rozdělení

$$r_{\mathbf{x}, \mathbf{y}} = \frac{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})(y_j - \bar{y})}{\sqrt{\left(\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2\right) \left(\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2\right)}} = \frac{n \sum_{j=1}^n x_j y_j - \left(\sum_{j=1}^n x_j\right) \left(\sum_{j=1}^n y_j\right)}{\sqrt{\left(n \sum_{j=1}^n x_j^2 - \left(\sum_{j=1}^n x_j\right)^2\right) \left(n \sum_{j=1}^n y_j^2 - \left(\sum_{j=1}^n y_j\right)^2\right)}}$$

$$t = \frac{r_{\mathbf{x}, \mathbf{y}} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - r_{\mathbf{x}, \mathbf{y}}^2}}$$

testujeme na  $t(n - 2)$ .