



MATEMATICKO-FYZIKÁLNÍ
FAKULTA
Univerzita Karlova

Březinová, Kluvancová

Dvoustupňové metody

16. května 2024

- Sekvenční analýza - náhodný rozsah výběru
- Waldův přístup vs. Vícestupňové algoritmy
- Příklady využití
 - kontrola jakosti
 - odvíjí-li se cena od počtu experimentů
- Předpoklady: $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, kde μ, σ^2 jsou neznámé
- Cíl:
 - konstrukce intervalu spolehlivosti pro μ s danou šírkou $2d$
 - testování jednoduché hypotézy $H_0 : \mu = \mu_0$ s předepsanou hladinou a silou

Interval spolehlivosti se známým rozptylem

- Předpokládejme, že σ^2 známe
- Interval spolehlivosti s šírkou $2d$ má tvar

$$J_n = (\bar{X}_n - d, \bar{X}_n + d)$$

- Koeficient spolehlivosti lze psát jako

$$P_{\mu, \sigma}(\mu \in J_n) = 2\Phi(\sqrt{nd}/\sigma^2) - 1 \geq 1 - \alpha$$

- Pro dané σ^2 dostáváme ideální rozsah výběru

$$n \geq \frac{\mu_{1-\alpha/2}^2 \sigma^2}{d^2}$$

Věta

Nechť Y_1, \dots, Y_n je náhodný výběr z rodiny rozdělení s parametrem polohy (μ) a měřítka (σ) se sdruženou hustotou

$$\sigma^{-n} f\left(\frac{y_1 - \mu}{\sigma}, \dots, \frac{y_n - \mu}{\sigma}\right), \quad -\infty < \mu < \infty, 0 < \sigma < \infty,$$

kde μ, σ jsou neznámé, $f(\mathbf{x})$ je spojitá pro všechna $\mathbf{x} \in \mathbf{R}^n$.

Poté neexistuje intervalový odhad $(L(\mathbf{Y}), U(\mathbf{Y})) \subset \mathbf{R}$ pro μ na základě Y_1, \dots, Y_n takový, že pro pevné $0 < \alpha < 1$ a pevné $0 < d < \infty$ platí

$$P(\mu \in (L(\mathbf{Y}), U(\mathbf{Y})) | \mu, \sigma) \geq 1 - \alpha \tag{1}$$

$$U(\mathbf{y}) - L(\mathbf{y}) < 2d \quad \forall \mathbf{y} \in \mathbf{R}^n. \tag{2}$$

- důkaz na tabuli

Neexistence netriviálního testu s chybou 2. druhu nezávislou na rozptylu

- Hledáme **netriviální** test $H_0 : \mu = \mu_0$ proti $H_1 : \mu = \mu_1$
- Předpokládáme pevný rozsah výběru
- Požadujeme hladinu α
- Ukážeme, že takový test, který má chybu druhého druhu **nezávislou** na σ , neexistuje

- Předpoklady: $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, kde μ, σ^2 jsou neznámé
- Cíl: konstrukce intervalu spolehlivosti pro μ s **danou šírkou $2d$**
- Idea:
 - Prvotní výběr X_1, \dots, X_{n_0}
 - Odhad neznámého rozptylu na základě prvotního výběru
 - Stanovení konečného rozsahu výběru N tak, aby měl interval požadovaný koeficient spolehlivosti a danou šířku

Stupeň 1:

- Prvotní výběr X_1, \dots, X_{n_0}
- Výpočet \bar{X}_{n_0} a $S_{n_0}^2$
- $N = \max \{ n_0 + 1, [z^{-1} S_{n_0}^2] + 1 \}$
- Volba $a_0, a_{n_0+1}, \dots, a_N$ splňujících:

$$a_0 + \sum_{k=n_0+1}^N a_k = 1, \quad \frac{1}{n_0} a_0^2 + \sum_{k=n_0+1}^N a_k^2 = z \cdot S_{n_0}^{-2}$$

Stupeň 2:

- Další výběr X_{n_0+1}, \dots, X_N
- Statistika $\ell_N = a_0 \bar{X}_{n_0} + \sum_{k=n_0+1}^N a_k X_k$ splňující

$$z^{-\frac{1}{2}}(\ell_N - \mu) \sim t_{n_0-1}$$

- Je-li z zvoleno tak, aby $z^{-\frac{1}{2}} t_{1-\frac{\alpha}{2}, n_0-1} = d$, pak

$$P(\ell_N - d < \mu < \ell_N + d) = 1 - \alpha$$

- $(\ell_N - d, \ell_N + d)$ je $(1 - \alpha)$ -konfidenční interval šířky $2d$

- První přístup: spolehlivost přesně $1 - \alpha$ a šířka přesně $2d$
- Druhý přístup: spolehlivost alespoň $1 - \alpha$ a šířka nejvýše $2d$

Stupeň 1:

- Prvotní výběr X_1, \dots, X_{n_0}
- Výpočet \bar{X}_{n_0} a $S_{n_0}^2$
- $N^* = \max \{ n_0, [z^{-1} S_{n_0}^2] + 1 \}$

Stupeň 2:

- Další výběr $X_{n_0+1}, \dots, X_{N^*}$ (pro $N^* = n_0$ končíme s výběrem po prvním stupni)
- \bar{X}_{N^*} je nestranný odhad μ a $\text{var}_{\mu, \sigma}(\bar{X}_{N^*}) = \sigma^2 E_{\mu, \sigma}(N^{*-1})$
- Statistika splňující

$$\frac{(\bar{X}_{N^*} - \mu)}{S_{n_0}} N^{*\frac{1}{2}} \sim t_{n_0-1}$$

- Je-li z zvoleno tak, aby $z^{-\frac{1}{2}} t_{1-\frac{\alpha}{2}, n_0-1} = d$, pak

$$\left(\bar{X}_{N^*} - N^{*\frac{1}{2}} S_{n_0} t_{1-\frac{\alpha}{2}, n_0-1}, \bar{X}_{N^*} + N^{*\frac{1}{2}} S_{n_0} t_{1-\frac{\alpha}{2}, n_0-1} \right)$$

je $(1 - \alpha)$ -konfidenční interval šířky nejvýše $2d$

Steinova dvoustupňová metoda - ilustrace

- Naměřené hodnoty určité fyzikální konstanty μ ($n_0 = 9$):

1.04 1.03 1.06 1.04 1.01 1.03 1.03 1.04 1.05

- Považujme je za nezávislé náhodné veličiny s normálním rozdělením $N(\mu, \sigma^2)$, kde $\mu \in \mathbb{R}$, $\sigma^2 \in (0, \infty)$ neznáme
- Koeficient spolehlivosti $1 - \alpha = 0.95$, šířka 0.02 (resp. 0.01)
- Počet měření potřebných k dosažení intervalu spolehlivosti pro μ daného koeficientu spolehlivosti a dané šířky je

$$N^* = 11 \quad (d_1 = 0.01), \quad N^* = 43 \quad (d_2 = 0.005).$$

- Hledaný intervalu je pak tvaru

$$J_n = (\bar{X}_{N^*} - d, \bar{X}_{N^*} + d)$$

Testování hypotéz

- $H_0 : \mu = \mu_0$ proti $H_1 : \mu > \mu_0$, respektive $H_2 : \mu \neq \mu_0$

- H_0 proti H_1 : zamítáme H_0 , pokud $t > t_{1-\alpha, n_0-1}$

- pro $\mu - \mu_0 > \delta$

$$\rightarrow \beta(\mu) > P_{\mu, \sigma} \left(N^{*1/2} S_{n_0}^{-1} (\bar{X}_{N^*} - \mu) > t_{1-\alpha, n_0-1} - z^{-1/2} \delta \right)$$

- H_0 proti H_2 : zamítáme H_0 , pokud $|t| > t_{1-\alpha/2, n_0-1}$

- pro $|\mu - \mu_0| > \delta$

$$\begin{aligned} \rightarrow \beta(\mu) &> P_{\mu, \sigma} \left(N^{*1/2} S_{n_0}^{-1} (\bar{X}_{N^*} - \mu) > t_{1-\alpha, n_0-1} - z^{-1/2} \delta \right) + \\ &P \left(N^{*1/2} S_{n_0}^{-1} (\bar{X}_{N^*} - \mu) < -t_{1-\alpha/2, n_0-1} - z^{-1/2} \delta \right) \end{aligned}$$