

# Dvoustupňové metody

Vojtěch Urx

28. března 2023

# Hustota

- $f$  -  $n$ -rozměrná spojitá hustota
- Náhodné veličiny  $Y_1, \dots, Y_n$  mají sdruženou hustotu

$$\sigma^{-n} f \left( \frac{y_1 - \mu}{\sigma}, \dots, \frac{y_n - \mu}{\sigma} \right) = \sigma^{-n} f (\sigma^{-1}(\mathbf{y} - \mu \mathbf{1}_n))$$

pro nějaké  $\mu \in \mathbb{R}$  a  $0 < \sigma < +\infty$

# Limitace pevného rozsahu výběru

## Tvrzení 1

Nechť  $0 < 1 - \alpha < 1$ ,  $0 < d < +\infty$ . Pak neexistuje interval spolehlivosti pro  $\mu$  takový, že pro každé skutečné  $\mu$  a  $\sigma$  má spolehlivost alespoň  $1 - \alpha$  a maximální průměr menší než  $2d$ .

## Tvrzení 2

Nechť  $0 < \alpha, \beta < 1$ ,  $\mu_0, \mu_1 \in \mathbb{R}$ . Pak neexistuje netriviální test hypotézy  $H_0 : \mu = \mu_0$  proti alternativě  $H_1 : \mu = \mu_1$ , takový, že pro každé skutečné  $\sigma$  má hladinu  $\alpha$  a sílu  $\beta$ .

# Vlastnost $\sigma$ roztoucího do nekonečna

Pro  $\mu_1 \neq \mu_2$  platí

$$\sup_{E \subset \mathbb{R}^n} | \mathbb{P}_{\mu_1}(\mathbf{Y} \in E) - \mathbb{P}_{\mu_2}(\mathbf{Y} \in E) | \xrightarrow{\sigma \rightarrow \infty} 0,$$

neboť

$$\begin{aligned} \sup_{E \subset \mathbb{R}^n} & \left| \int_E \sigma^{-n} f(\sigma^{-1}(\mathbf{y} - \mu_1 \mathbf{1}_n)) d\mathbf{y} - \int_E \sigma^{-n} f(\sigma^{-1}(\mathbf{y} - \mu_2 \mathbf{1}_n)) d\mathbf{y} \right| = \\ & = \sup_{E \subset \mathbb{R}^n} \left| \int_E f(\mathbf{x}) - f(\mathbf{x} + \sigma^{-1}(\mu_1 - \mu_2) \mathbf{1}_n) d\mathbf{x} \right| \stackrel{\text{Sheffe}}{\xrightarrow{\sigma \rightarrow \infty}} 0 \end{aligned}$$

# Dvojstupňový Intervalový odhad

- Nyní necht'  $Y_1, Y_2, Y_3, \dots \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$
- Chceme najít interval s předepsanou spolehlivostí  $1 - \alpha$  a předepsaným průměrem  $2d$ .
- Začneme s počátečním výběrem rozsahu  $n_0 \geq 2$  a s jeho pomocí určíme finální rozsah výběru, který potřebujeme.
- $\nu_0 = n_0 - 1$

# Věta o Steinově první proceduře

## Věta 3

$$\frac{I_N - \mu}{\sqrt{Z}} \sim t(\nu_0)$$

Tedy

$$\mathbb{P}\left(-t(\nu_0, 1 - \frac{\alpha}{2})\sqrt{Z} < I_N - \mu < t(\nu_0, 1 - \frac{\alpha}{2})\sqrt{Z}\right) = 1 - \alpha$$

Jestli na začátku zvolíme  $z$  splňující

$$t(\nu_0, 1 - \frac{\alpha}{2})\sqrt{z} = d,$$

pak platí

$$\mathbb{P}(I_N - d < \mu < I_N + d) = 1 - \alpha$$

# Testování hypotéz

- Necht'  $\mu_0 \in \mathbb{R}$ .
- $H_0 : \mu = \mu_0, H_1 : \mu > \mu_0$
- Testová statistika je

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sqrt{Z}} \stackrel{H_0}{\sim} t(\nu_0)$$

- Obecně

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{Z}} + \frac{\mu - \mu_0}{\sqrt{Z}} \sim t(\nu_0) + \frac{\mu - \mu_0}{\sqrt{Z}}$$

# Síla testu

- Pro testování  $H_0$  proti  $H_1$  s hladinou  $\alpha$ , zamítneme  $H_0$  právě, když  $t > t(\nu_0, 1 - \alpha)$ . Síla testu je

$$\mathbb{P}(t(\nu_0) > t(\nu_0, 1 - \alpha) - \frac{\mu - \mu_0}{\sqrt{z}})$$

což nezávisí na  $\sigma^2$  a je ryze roztoucí v  $\mu$ .

- Sílu testu mimo okolí  $\mu_0$  můžeme libovolně zdola omezit volbou  $z$ 
  - Pro předepsané  $\delta > 0$ ,  $0 < \beta < 1$  zvolíme  $z$  takové, že

$$\mathbb{P}(t(\nu_0) > t(\nu_0, 1 - \alpha) - \frac{\delta}{\sqrt{z}}) = \beta.$$

- Pak náš test má sílu  $\beta$  pro každé  $\mu \geq \mu_0 + \delta$ .
- Tento test zároveň funguje jako test  $H'_0 : \mu \leq \mu_0$  proti  $H_1 : \mu > \mu_0$ .



# Chybovost odhadu

- Necht'  $W(|a - \mu|)$  je neklesající funkce na  $[0, \infty)$  popisující chybu způsobenou odhadnutím  $\mu$  pomocí  $a$ , splňující  $W(0) = 0$ ,  $W(\infty) \leq \infty$  a  $\mathbb{E}W(c|t(\nu_0)|)$  existuje pro všechna  $c > 0$ .
- Podle věty 3 očekávaná chyba  $I_N$  je

$$\mathbb{E}W(|I_N - \mu|) = \mathbb{E}W(\sqrt{z}|t(\nu_0)|)$$

- Pro každé  $0 < \omega < W(\infty)$  lze najít  $z$  takové, že

$$\mathbb{E}W(|I_N - \mu|) = \omega.$$