

# Sekvenční testy, základní pojmy a vlastnosti

Aibat Kosumov

Univerzita Karlova  
Matematicko-Fyzikální fakulta

Katedra pravděpodobnosti a matematické statistiky

1 března 2023

# Klasické testování hypotéz

Nechť  $X_1, \dots, X_n$  je náhodný výběr (kde  $n \in \mathbb{N}$ ).  
 $X_i$  má hustotu  $f$  vzhledem k nějaké  $\sigma$ -konečné míře  $\mu$ .

$$H_0 : f = f_0 \text{ proti } H_1 : f = f_1$$

kde  $f_0$  a  $f_1$  jsou dané hustoty.

- $\mathbb{P}(\text{zam. } H_0 | H_0 \text{ platí}) = \alpha$ . (prst chyby 1 druhu)
- $\mathbb{P}(\text{nezam. } H_0 | H_1 \text{ platí}) = \beta$ . (prst chyby 2 druhu)

# Neyman-Pearsonova věta

## Věta (Neyman-Pearsonova)

Nechť  $P_0$  a  $P_1$  jsou pravděpodobnostní rozdělení odpovídající hodnotám parametrů  $\theta_0$  a  $\theta_1$ . Předpokládejme, že  $P_0$  a  $P_1$  mají hustoty  $f_0$  a  $f_1$  vzhledem k nějaké  $\sigma$ -konečné míře  $\mu$ .

- 1 Pro testování

$$H_0 : \theta_X = \theta_0 \text{ proti } H_1 : \theta_X = \theta_1 \quad (1)$$

na hladině  $\alpha \in (0, 1)$  existuje  $k \geq 0$  a funkce  $\phi$  takové, že

$$\mathbb{E}_{\theta_0} \phi(\mathbb{X}) = \alpha, \text{ kde} \quad (2)$$

$$\phi(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1 & \text{pro } f_1(\mathbf{x}) > kf_0(\mathbf{x}), \\ 0 & \text{pro } f_1(\mathbf{x}) < kf_0(\mathbf{x}). \end{cases} \quad (3)$$

- 2 Jestli test splňuje (2), (3), potom je to nejsilnější test (1) na hladině  $\alpha$ .
- 3 Jestli  $\phi$  je nejsilnější test (1) na hladině  $\alpha$ , potom pro nějaké  $k \geq 0$  je splněná (3) u-si.

# Waldův sekvenční postup

- Zvolme prst chyby 1 druhu ( $\alpha$ ) a prst chyby 2 druhu ( $\beta$ ) tak aby  $\alpha + \beta < 1$ .
- Děláme postupně náhodný výběr  $X_1, X_2, X_3, \dots$
- Na základě náhodného výběru  $X_1, \dots, X_n$  uděláme následující rozhodnutí:
  - 1 Jestli  $\prod_{i=1}^n \frac{f_1(X_i)}{f_0(X_i)} \leq B$ , potom nezamítáme  $H_0$ .
  - 2 Jestli  $\prod_{i=1}^n \frac{f_1(X_i)}{f_0(X_i)} \geq A$ , potom zamítáme  $H_0$ .
  - 3 Jestli  $B < \prod_{i=1}^n \frac{f_1(X_i)}{f_0(X_i)} < A$ , potom pokračujeme v náhodném výběru (tj. budeme pracovat s náhodným výběrem  $X_1, \dots, X_{n+1}$ ).
- Čísla  $B < A$  volíme tak, aby pravděpodobnosti chyb byly rovny předepsaným číslům.
- Rozsah výběru lze definovat následovně:

$$N = \min \left\{ n : \prod_{i=1}^n \frac{f_1(X_i)}{f_0(X_i)} \notin (B, A) \right\}.$$

Čísla  $B, A$  jsou zadány implicitně (v praxi téměř nikdy nenajdíte), ale lze je aproximovat následovně:

$$B^* = \frac{\beta}{1 - \alpha} \quad A^* = \frac{1 - \beta}{\alpha}$$

## Příklad (nesekvenční přístup)

Nechť  $\mu_0, \mu_1 \in \mathbb{R}$ :  $\mu_0 < \mu_1$ . Uvažujme následující hypotézu a alternativu:

$H_0$  :  $X$  má  $N(\mu_0, 1)$  rozdělení,

$H_1$  :  $X$  má  $N(\mu_1, 1)$  rozdělení.

Požadujeme, aby pravděpodobnosti chyb byly  $\alpha$  a  $\beta$ .

V nesekvenčním přístupu  $H_0$  zamítneme, pokud

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0) \geq u_{1-\alpha}.$$

## Příklad (sekvenční přístup)

Testová statistika:

$$\prod_{i=1}^n \frac{f_1(X_i)}{f_0(X_i)} = \prod_{i=1}^n \exp \left[ \frac{(X_i - \mu_0)^2}{2} - \frac{(X_i - \mu_1)^2}{2} \right] = \dots$$
$$\dots = \exp \left[ \sum_{i=1}^n X_i (\mu_1 - \mu_0) + \frac{n}{2} (\mu_0^2 - \mu_1^2) \right]$$

## Příklad (sekvenční přístup)

V sekvenčním přístupu na základě výběru  $X_1, \dots, X_n$

- 1 Nezamítáme hypotézu  $H_0$ , jestliže

$$\exp \left[ \sum_{i=1}^n X_i (\mu_1 - \mu_0) + \frac{n}{2} (\mu_0^2 - \mu_1^2) \right] \leq \frac{\beta}{1 - \alpha}.$$

- 2 Zamítáme hypotézu  $H_0$ , jestliže

$$\exp \left[ \sum_{i=1}^n X_i (\mu_1 - \mu_0) + \frac{n}{2} (\mu_0^2 - \mu_1^2) \right] \geq \frac{1 - \beta}{\alpha}.$$

- 3 Jinak pokračujeme ve výběru (tj. děláme další pozorování).



## Příklad (sekvenční přístup)

V sekvenčním přístupu na základě výběru  $X_1, \dots, X_n$

- 1 Nezamítáme hypotézu  $H_0$ , jestliže

$$\sum_{i=1}^n X_i \leq \frac{1}{\mu_1 - \mu_0} \left( \log \left( \frac{\beta}{1 - \alpha} \right) + \frac{n}{2} (\mu_1^2 - \mu_0^2) \right)$$

- 2 Zamítáme hypotézu  $H_0$ , jestliže

$$\sum_{i=1}^n X_i \geq \frac{1}{\mu_1 - \mu_0} \left( \log \left( \frac{1 - \beta}{\alpha} \right) + \frac{n}{2} (\mu_1^2 - \mu_0^2) \right)$$

- 3 Jinak pokračujeme ve výběru (tj. děláme další pozorování).

## Příklad (geom. interpretace sekvenčního přístupu)

Náhodnému výběru přiřadíme bod  $\left(n, \sum_{i=1}^n X_i\right)$ .

- Pokud bod  $\left(n, \sum_{i=1}^n X_i\right)$  leží pod přímkou

$$p_0 : y = \frac{1}{\mu_1 - \mu_0} \left( \log \left( \frac{\beta}{1 - \alpha} \right) + \frac{n}{2} (\mu_1^2 - \mu_0^2) \right).$$

- Pokud bod  $\left(n, \sum_{i=1}^n X_i\right)$  leží nad přímkou

$$p_0 : y = \frac{1}{\mu_1 - \mu_0} \left( \log \left( \frac{1 - \beta}{\alpha} \right) + \frac{n}{2} (\mu_1^2 - \mu_0^2) \right).$$

- Jinak pokračujeme ve výběru (tj. děláme další pozorování).

# Obecný sekvenční přístup

Nechť  $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$  je iid posloupnost náhodných veličin, jejíž rozdělení závisí na neznámém parametru  $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)^T \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^k$ . Uvažujme úlohu testu nulové hypotézy

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \text{ proti } H_1 : \theta \in \Theta_1,$$

kde

- $\Theta_0 \subset \Theta$ ,
- $\Theta_1 \subset \Theta$ ,
- $\Theta_1 \cup \Theta_0 = \Theta$ ,
- $\Theta_1 \cap \Theta_0 = \emptyset$ .

# Obecný sekvenční přístup

Nechť  $(X_1, \dots, X_n)$  je náhodný výběr z rozdělení  $P_\theta$ , potom

- 1 nezamítáme  $H_0$ , jestliže  $(X_1, \dots, X_n) \in B_n^0$  a nepokračujeme v náhodném výběru.
- 2 zamítáme  $H_0$ , jestliže  $(X_1, \dots, X_n) \in B_n^1$  a nepokračujeme v náhodném výběru.
- 3 pokračujeme v náhodném výběru (tj. od náhodného výběru  $(X_1, \dots, X_n)$  přecházíme k náhodnému výběru  $(X_1, \dots, X_{n+1})$ ).

Všimněme si, že pro  $\forall \theta \in \Theta$  a  $\forall n \in \mathbb{N}$  platí:

$$\mathbb{P}_\theta((X_1, \dots, X_n) \in B_n) + \sum_{i=1}^n \mathbb{P}_\theta((X_1, \dots, X_i) \in B_i^0) + \sum_{i=1}^n \mathbb{P}_\theta((X_1, \dots, X_i) \in B_i^1) = 1$$

## Věta

*Následující tři tvrzení jsou ekvivalentní*

- 1 test skončí s pravděpodobností 1 pro všechna  $\theta \in \Theta$ .
- 2  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_\theta(N > n) = 0 \quad \forall \theta \in \Theta$
- 3  $P_S(\theta) + L_S(\theta) = 1 \quad \forall \theta \in \Theta$

## Věta

*Nechť  $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$  je posloupnost nezávislých náhodných veličin s hustotou  $f_{\theta}(x)$ , kde  $\theta \in \Theta$  (obsahující alespoň dva body). Pak mezi všemi testy  $S$  (sekvenčními i nesequenčními)*

$$H_0 : \theta = \theta_0 \text{ proti } H_1 : \theta = \theta_1, \text{ kde } \theta_0 \neq \theta_1 \in \Theta$$

*které náleží do  $\mathcal{C}(\alpha, \beta)$  a pro které platí  $\mathbb{E}_{\theta_i}^S(N) < \infty$  pro  $i \in \{0, 1\}$ .  
Potom je Waldův test  $S(b, a)$  stejnoměrně eficientní v bodech  $\theta_0, \theta_1$ , tj.*

$$\mathbb{E}_{\theta_i}^{S(b,a)}(N) = \min_{S \in \mathcal{C}(\alpha, \beta)} \mathbb{E}_{\theta_i}^S(N) \text{ pro } i \in \{1, 2\}.$$

*Konstanty  $a, b$  jsou určeny tak, aby pravděpodobnosti chyb byly  $\alpha$  resp.  $\beta$ .*