

Různé sekvenční testy a simulace

Král, Krynická

21. března 2024

Obsah

- různé sekvenční testy v alternativním rozdělení + simulace,
- Waldův test v normálním rozdělení + simulace,

Základní pojmy pro obecný sekvenční test

- $\alpha = P(\text{zam. } H_0 | H_0 \text{ platí}),$
- $\beta = P(\text{zam. } H_1 | H_1 \text{ platí}),$
- posloupnosti borel. množin $\{B_i\}_{i=1}^{\infty}$, $\{B_i^0\}_{i=1}^{\infty}$, $\{B_i^1\}_{i=1}^{\infty}$,
- statistický test S ,
- test S skončí s pravděpodobností 1,
- operační charakteristika

$$L_S(\theta) = \sum_{k=1}^{\infty} P((X_1, \dots, X_k) \in B_k^0; \theta),$$

- rozsah a střední rozsah náhodného výběru

$$N = \min\{n; (X_1, \dots, X_n) \in B_n^0 \cup B_n^1\}, \quad E_S(N; \theta).$$

Problém kontroly jakosti

- Mějme X_1, X_2, \dots nezávislé náhodné veličiny s rozdělením $P(X_i = 1) = p$, $P(X_i = 0) = 1 - p$, kde $p \in (0,1)$.
- Testujeme

$$H_0 : p = p_0 \quad \text{proti} \quad H_1 : p = p_1, \quad 0 < p_0 < p_1 < 1,$$

- případně

$$H_0 : p \leq p_0 \quad \text{proti} \quad H_1 : p \geq p_1.$$

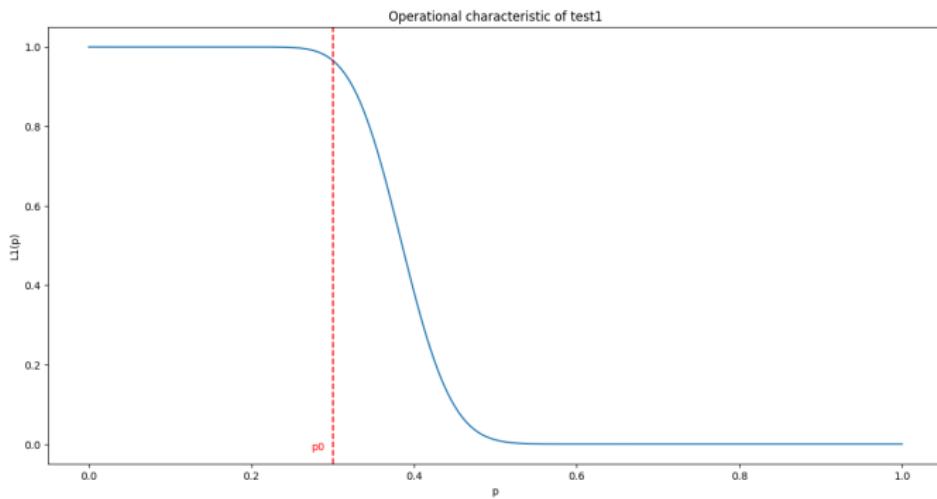
Test s pevným rozsahem výběru

- zvolme rozsah n_0 a horní mez α pro prst chyby 1. druhu,
- H_0 přijmeme, jestliže $\sum_{i=1}^{n_0} X_i \leq k$,
- H_0 zamítneme, jestliže $\sum_{i=1}^{n_0} X_i > k$,
- číslo k volíme tak, aby $P(\sum_{i=1}^{n_0} X_i > k; H_0) \leq \alpha$,
- test skončí s pravděpodobností 1,
- pro $L_1(p)$ platí

$$L_1(p) = P\left(\sum_{i=1}^{n_0} X_i \leq k; p\right) = H_{n_0}(k; p), \text{ kde}$$

$$H_{n_0}(k; p) = \sum_{j=1}^k p^j (1-p)^{n_0-j} \binom{n_0}{j}.$$

Test s pevným rozsahem výběru



Obrázek: Operační charakteristika testu s pevným rozsahem výběru.

Dvoustupňový test

Zvolme dva pevné rozsahy výběrů n_1 a n_2 a dále α .

- Provedeme výběr X_1, \dots, X_{n_1} ,
- $a < b$ celá čísla,
- jestliže $\sum_{i=1}^{n_1} X_i \leq a$, přijímáme H_0 ,
- jestliže $\sum_{i=1}^{n_1} X_i > b$, přijímáme H_1 (zamítáme H_0),
- jestliže $a < \sum_{i=1}^{n_1} X_i \leq b$, pokračujeme s výběrem $X_{n_1+1}, \dots, X_{n_1+n_2}$,

- jestliže $\sum_{i=1}^{n_1+n_2} X_i \leq c$, přijímáme H_0 ,
- jestliže $\sum_{i=1}^{n_1+n_2} X_i > c$, přijímáme H_1 (zamítáme H_0).

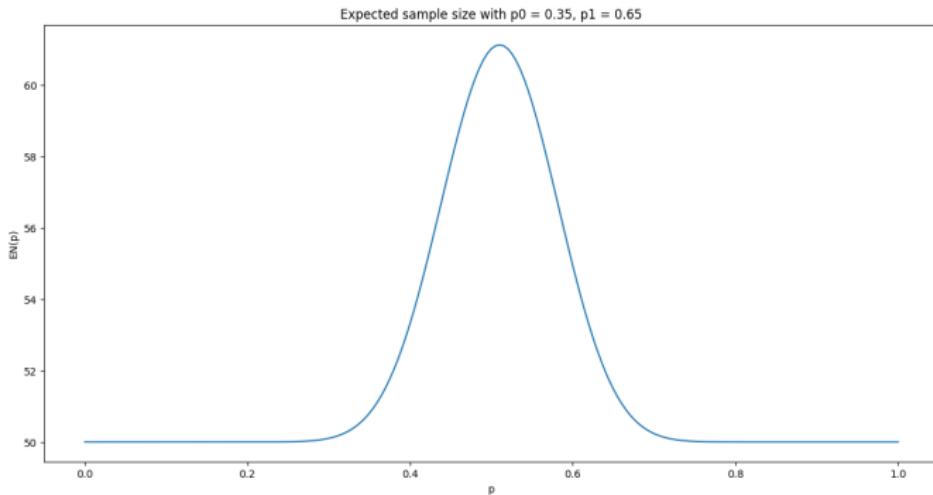
Dvoustupňový test

- test skončí s pravděpodobností 1,
- platí

$$E_2(N; p) = n_1 + n_2(H_{n_1}(b; p) - H_{n_1}(a; p)),$$

$$L_2(p) = H_{n_1}(a; p) + \sum_{j=a+1}^b \binom{n_1}{j} p^j (1-p)^{n_1-j} H_{n_2}(b-j; p).$$

Dvoustupňový test



Obrázek: Střední rozsah výběru pro dvoustupňový test s $p_0 = 0.35$, $p_1 = 0.65$.

Useknutý sekvenční test

Zvolme přirozená čísla c, n_0 .

- Na základě náhodného výběru $X_1, \dots, X_n, n < n_0$,
 - přijmeme H_1 , jestliže $\sum_{i=1}^n X_i = c$,
 - jinak pokračujeme ve výběru.
- Při $n = n_0$
 - přijmeme H_1 , jestliže $\sum_{i=1}^n X_i = c$,
 - jinak přijmeme H_0 .

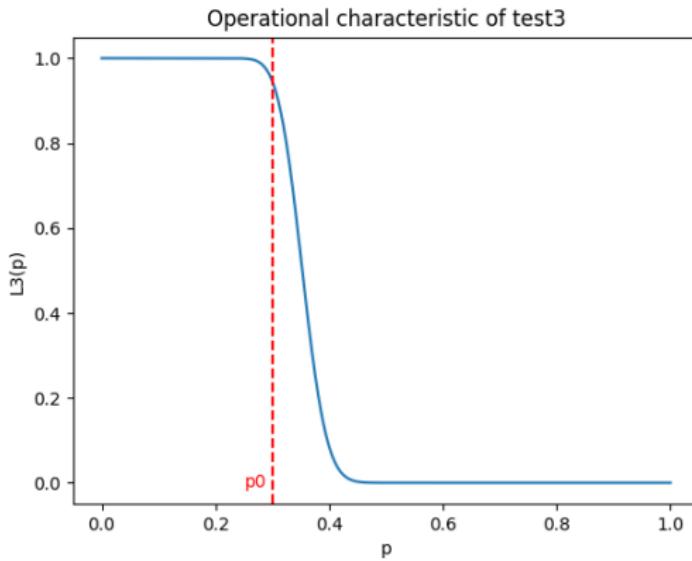
Useknutý sekvenční test

- test skončí s pravděpodobností 1,
- Platí

$$L_3(p) = \sum_{d=0}^{c-1} \binom{n_0}{d} p^d (1-p)^{n_0-d},$$

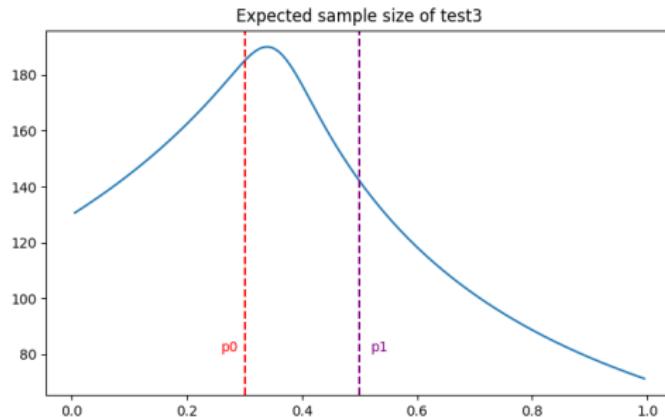
$$\begin{aligned} E_3(N; p) &= \frac{c}{p} \sum_{d=c+1}^{n_0+1} \binom{n_0 + 1}{d} p^d (1-p)^{n_0+1-d} \\ &\quad + \frac{n_0 - c + 1}{1-p} \sum_{d=0}^{c-1} \binom{n_0 + 1}{d} p^d (1-p)^{n_0+1-d}. \end{aligned}$$

Useknutý sekvenční test



Obrázek: Operační charakteristika useknutého sekvenčního testu.

Useknutý sekvenční test



Obrázek: Střední rozsah výběru useknutého sekvenčního testu.

Opakování

Pro $\theta_0, \theta_1 \in \Theta$ definujeme

$$Z_i(\theta_0, \theta_1) = \log \frac{f(X_i; \theta_1)}{f(X_i; \theta_0)}, \quad \begin{array}{l} \text{je-li } f(X_i; \theta_0) \neq 0, f(X_i; \theta_1) \neq 0, \\ = 1, \quad \text{je-li } f(X_i; \theta_0) = 0, f(X_i; \theta_1) = 0, \\ = -\infty \quad \text{je-li } f(X_i; \theta_0) \neq 0, f(X_i; \theta_1) = 0, \\ = \infty, \quad \text{je-li } f(X_i; \theta_0) = 0, f(X_i; \theta_1) \neq 0. \end{array}$$

A dále

$$Q_n(\theta_0, \theta_1) = \sum_{i=1}^n Z_i(\theta_0, \theta_1).$$

Opakování

- definice Waldova testu,
- kritické nerovnosti

$$b < Q_n(\theta_0, \theta_1) < a, \quad n = 1, 2, \dots,$$

kde $-\infty < b < a < +\infty$,

- platí

$$a \leq \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}, \quad b \geq \ln \frac{\beta}{1 - \alpha},$$

- approximujeme

$$a^* = \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}, \quad b^* = \ln \frac{\beta}{1 - \alpha}.$$

Waldův sekvenční test

- zvolme $\alpha, \beta,$
- položme

$$Q_n = \prod_{i=1}^n \frac{P(X_i = 1; p_1)}{P(X_i = 1; p_0)},$$

- označme $a = \ln A, b = \ln B,$ obvykle

$$b = \ln \frac{\beta}{1 - \alpha}, \quad a = \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}.$$

Waldův sekvenční test

- přijmeme H_0 , jestliže $\sum_{i=1}^n X_i \leq h_b + ns$,
- přijmeme H_1 , jestliže $\sum_{i=1}^n X_i \geq h_a + ns$,
- pokračujeme, jestliže $h_b + ns < \sum_{i=1}^n X_i < h_a + ns$, kde

$$h_b = \frac{b}{\ln \frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)}}, \quad h_a = \frac{a}{\ln \frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)}}$$

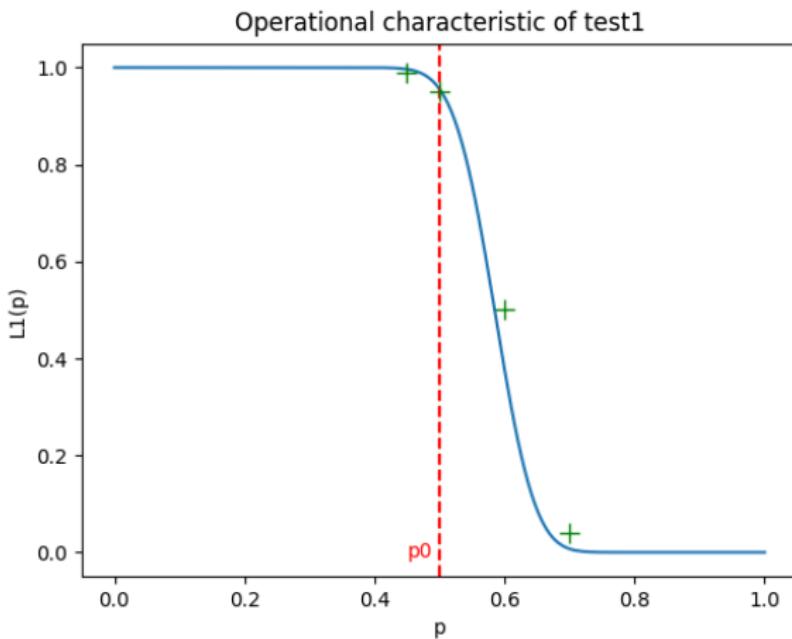
$$s = \frac{\ln \frac{(1-p_0)}{(1-p_1)}}{\ln \frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)}}.$$

Příklad z minulého týdne

$$p_0 = 0.500, p_1 = 0.708$$

p	$L(p)$	$\hat{L}(p)$	$E(N, p)$	$\hat{\bar{E}}(N, p)$
0.45	0.9868	0.9853	23.16	22.00
0.50	0.9456	0.9424	31.83	30.08
0.60	0.4953	0.5000	51.63	48.17
0.70	0.0432	0.0492	31.85	30.65

Příklad z minulého týdne



Useknutý Waldův test

- Zvolme α , β a přirozené číslo n_0 .
- Postupně tvoříme náhodný výběr $X_1, X_2, \dots,$
- pro (X_1, \dots, X_n) , $n < n_0$, použijeme Waldův test,
- pro (X_1, \dots, X_n) , $n = n_0$
 - přijmeme H_0 , jestliže $\sum_{i=1}^n X_i \leq ns$,
 - jinak přijmeme H_1 .
- Požadujeme navíc $b < 0 < a$.

Waldův test po skupinách

- Zvolme α , β a přirozené číslo k .
- rozhodování děláme vždy po k krocích, tj. po nk -tém pozorování
 - přijmeme H_0 , jestliže $\sum_{i=1}^{nk} X_i \leq h_b + nks$,
 - přijmeme H_1 , jestliže $\sum_{i=1}^{nk} X_i \geq h_a + nks$,
 - pokračujeme, jestliže $h_b + nks < \sum_{i=1}^{nk} X_i < h_a + nks$.

Waldova aproximace

- operační charakteristika

$$L_S(\theta) \approx \widehat{L}_S(\theta) = \frac{1 - \exp\{h(\theta)a\}}{\exp\{h(\theta)b\} - \exp\{h(\theta)a\}}, \quad E(Z_1; \theta) \neq 0,$$

kde $h(\theta)$ určíme jako nenulové řešení rovnice

$$E(\exp\{h(\theta)Z_1\}; \theta) = 1,$$

- střední rozsah výběru

$$E_S(N; \theta) \approx \widehat{E}_S(N; \theta) = \frac{L_S(\theta)b + (1 - L_S(\theta))a}{E(Z_1; \theta)}, \quad E(Z_1; \theta) \neq 0.$$

Waldův test v $N(\mu, \sigma^2)$

- $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ posloupnost iid náhodných veličin, $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$,
- testujeme

$$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad \text{proti} \quad H_1 : \sigma^2 = \sigma_1^2, \quad 0 < \sigma_0^2 < \sigma_1^2 < \infty$$

Waldův test v $N(\mu, \sigma^2)$

μ je známé

- kritická nerovnost testu $S(b,a)$ má tvar

$$h_b + ns < \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 < h_a + ns,$$

kde

$$h_b = \frac{2b}{\sigma_0^{-2} - \sigma_1^{-2}}, \quad h_a = \frac{2a}{\sigma_0^{-2} - \sigma_1^{-2}}, \quad s = \frac{2 \ln \frac{\sigma_1}{\sigma_0}}{\sigma_0^{-2} - \sigma_1^{-2}}.$$

- $\hat{L}_S(\sigma^2)$
- $\hat{E}_S(N; \sigma^2)$

Waldův test v $N(\mu, \sigma^2)$

μ je neznámé

- Zavedeme nové náhodné veličiny

$$Y_i = \frac{X_{i+1} - \frac{1}{i} \sum_{j=1}^i X_j}{\sqrt{1 + \frac{1}{i}}}, \quad i = 1, 2, \dots;$$

- Y_1, Y_2, \dots iid, $Y_i \sim N(0, \sigma^2)$,
- $\sum_{i=1}^n Y_i^2 = \sum_{i=1}^{n+1} (X_i - \bar{X}_{n+1})^2$
- kritická nerovnost má nyní tvar

$$h_b + ns < \sum_{i=1}^n Y_i^2 < h_a + ns.$$

Děkujeme za pozornost!