

Věta

Je-li posloupnost T_n odhadů parametru θ asymptoticky nestranná a platí-li $\lim_{n \rightarrow \infty} D(T_n) = 0$, pak T_n je konzistentním odhadem θ .

Důkaz.

Bud' $\epsilon > 0$ libovolné. Z Čebyševovy nerovnosti máme

$P(|T_n - E(T_n)| < \epsilon/2) \geq 1 - D(T_n)/(\epsilon/2)^2$. Zároveň pro

dostatečně velké n máme $|E(T_n) - \theta| < \epsilon/2$. Proto (pro velká n)

$$\begin{aligned} P(|T_n - \theta| < \epsilon) &\geq P(|T_n - E(T_n)| < \epsilon/2, |E(T_n) - \theta| < \epsilon/2) = \\ &= P(|T_n - E(T_n)| < \epsilon/2), \end{aligned}$$

která konverguje k 1, což znamená, že T_n konverguje podle pravděpodobnosti k θ . □

$$|x + y| \leq |x| + |y|$$

Poznámka

Odpověď na otázku z minulé přednášky je, že výběrová směrodatná odchylka S **není** nestranným odhadem směrodatné odchylky σ . Kdyby totiž $E(S) = \sigma$, pak by $D(S) = E(S^2) - E(S)^2 = \sigma^2 - \sigma^2 = 0$, což by znamenalo, že S je konstanta, a to je spor, protože rozptyl S je nenulový.

Poznámka

Jak jsme viděli dříve, není statistika $s_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - M)^2$ náhodného výběru z normálního rozdělení nestranným odhadem rozptylu σ^2 – je totiž $E(s_n^2) = E\left(\frac{n-1}{n} S^2\right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2$. Zřejmě je ale $\lim_{n \rightarrow \infty} E(s_n^2) = \sigma^2$ a protože

$$D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1},$$

$$\sigma^2 \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n-1}{n} = \sigma^2$$

•
p

$$D(S^2)$$

$$K \sim (n-1) \frac{S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

$$D(K) = 2(n-1)$$

$$\begin{aligned} D(S^2) &= D\left(\frac{K \sigma^2}{n-1}\right) = \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} D(K) = \\ &= \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} \cdot 2(n-1) = \frac{2\sigma^4}{n-1} \end{aligned}$$

$$X \sim \chi^2(k)$$

$$E(X) = k$$

$$D(X) = 2k$$

Řešení

Postupně vypočteme: $Z = (0, 3; -0, 1; 0, 2; -0, 2; 0, 1; 0, 2)$,
 $M = 0, 0833$, $S = 0, 1941$. Pak jsou krajními body hledaného 95%
intervalu spolehlivosti

$$M \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{1-\alpha/2}(n-1) = 0, 0833 \pm 0, 1941 \cdot 2, 5706 \sqrt{6}, \text{ tj.}$$

ovlivněn volbou α

$(-0, 12; 0, 29)$.

Poznamenejme, že snadno odvodíme i míru rizika, se kterou
pochom mohli tvrdit, že je $\mu_1 > \mu_2$, tj. že pravé pneumatiky se
sjíždějí více než levé. Je to takové číslo α , aby příslušný interval
spolehlivosti neobsahoval číslo 0 – v našem případě je $\alpha = 0,34$,
což je riziko příliš vysoké.

Stanovení kritického oboru na hladině α

Pro statistiku T (*testové kritérium*) stanovíme obor nezamítnutí V jako interval, jehož hraniční body tvoří kvantil $\alpha/2$ a $1 - \alpha/2$, odtud je

$$W = (-\infty, F^{-1}(\alpha/2)) \cup (F^{-1}(1 - \alpha/2), \infty).$$

↑
distribuce
($F^{-1}(\frac{\alpha}{2}) \dots \frac{\alpha}{2}$ - tj kvantil rozdělení statistiky T)

