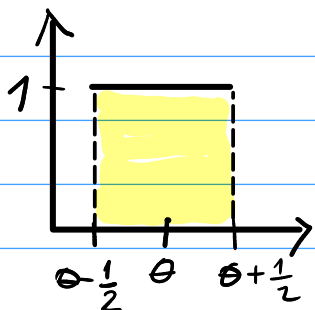


① $X \sim U[\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}]$. Наћи оцјену за θ методом макс. веројатносноћи.

решје



$$f(x) = 1 \cdot I\{\theta - \frac{1}{2} \leq x \leq \theta + \frac{1}{2}\}$$

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n I\{\theta - \frac{1}{2} \leq x_i \leq \theta + \frac{1}{2}\} \\ = \prod_{i=1}^n I\{x_i - \frac{1}{2} \leq \theta \leq x_i + \frac{1}{2}\}$$

$$L(\theta) = I\{x_{(n)} - \frac{1}{2} \leq \theta \leq x_{(1)} + \frac{1}{2}\}$$

$$\text{Дакле, } L(\theta) = \begin{cases} 1, & x_{(n)} - \frac{1}{2} \leq \theta \leq x_{(1)} + \frac{1}{2} \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Функција L достиже свој максимум у свакој тачки интервала $[x_{(n)} - \frac{1}{2}, x_{(1)} + \frac{1}{2}]$, па оцјена добијена методом макс. веројатносноћи није јединствена. Дакле, за $\hat{\theta}_{\text{MML}}$ možemo узети:

$$\hat{\theta}_{\text{MML}} = x_{(n)} - \frac{1}{2}, \quad \hat{\theta}_{\text{MML}} = x_{(1)} + \frac{1}{2}, \quad \hat{\theta}_{\text{MML}} = \frac{x_{(n)} - \frac{1}{2} + x_{(1)} + \frac{1}{2}}{2}, \dots$$

② (X_1, X_2, \dots, X_n) - ПСУ са ф-јом расподеле F и функцијом гушине f

а) Одредити функцију гушине од $X_{(i)}$

б) На основу узорка обима 3 из $U[\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}]$ користити неуретранско оцјене $\hat{\theta} = X_{(2)}$

$X_{(i)}$ - i th order statistics

реšenje

$$a) F_{X_{(i)}}(x) = P\{X_{(i)} \leq x\}$$

Како је:

$$\{X_{(i)} \leq x\} = \{i \text{ њанак из узорка је } \leq x, \text{ ошаре } y > x\} \\ \cup \{i+1 \text{ њанк из узорка је } \leq x, \text{ ошаре } y > x\}$$

\vdots
 $\cup \{i \text{ њанк из узорка } y \leq x\}$ и да гдџају y дисјунктивни, $P\{X_{(i)} \leq x\}$ можемо израчунавати као збир вероватноћа ових гдџаја.

$$P\{i \text{ н. величина } \leq x, \text{ ошаре } > x\} = ?$$

$$\text{Израчунајмо прво } P\{X_1 \leq x, \dots, X_i \leq x, X_{i+1} > x, \dots, X_n > x\} (*)$$

$$\text{Због независности } X_1, \dots, X_n \text{ та вероватноћа је једнака произво-} \\ \text{ду } P\{X_1 \leq x\} \dots P\{X_i \leq x\} P\{X_{i+1} > x\} \dots P\{X_n > x\} = (F(x))^i (1-F(x))^{n-i}$$

Како су $(*)$ било ишћо и да смо узели неких гдџах i случај-
них величина из узорка да буду $\leq x$ (а не иужно првих i),
а ошаре $> x$, шта да је:

$$P\{i \text{ н. величина } \leq x, \text{ ошаре } > x\} = \binom{n}{i} (F(x))^i (1-F(x))^{n-i}$$

Слично гдџајмо и да је

$$P\{i+1 \text{ н. величина } \leq x, \text{ ошаре } > x\} = \binom{n}{i+1} (F(x))^{i+1} (1-F(x))^{n-i-1}$$

$$\text{Закле, } P\{X_{(i)} \leq x\} = \binom{n}{i} (F(x))^i (1-F(x))^{n-i} \\ + \binom{n}{i+1} (F(x))^{i+1} (1-F(x))^{n-i-1} \\ + \vdots \\ + \binom{n}{n} (F(x))^n (1-F(x))^{n-n},$$

$$\text{односно: } P\{X_{(i)} \leq x\} = \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} (F(x))^k (1-F(x))^{n-k}$$

$$f_{X_{(i)}}(x) = F'_{X_{(i)}}(x) = \left(\sum_{k=i}^n \binom{n}{k} (F(x))^k (1-F(x))^{n-k} \right)'$$

$$= \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} \left[k(F(x))^{k-1} f(x) (1-F(x))^{n-k} + (n-k)(1-F(x))^{n-k-1} (-f(x)) (F(x))^k \right]$$

$$= \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} k(F(x))^{k-1} (1-F(x))^{n-k} f(x) - \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} (n-k) (F(x))^k (1-F(x))^{n-k-1} f(x)$$

$$= \binom{n}{i} i (F(x))^{i-1} (1-F(x))^{n-i} f(x) + \sum_{k=i+1}^n \binom{n}{k} k(F(x))^{k-1} (1-F(x))^{n-k} f(x)$$

↓

узгледујући само 1.

Чнаћ уз 1. член

$$- \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} (n-k) (F(x))^k (1-F(x))^{n-k-1} f(x) = (*)$$

Како је $\sum_{k=i+1}^n \binom{n}{k} k(F(x))^{k-1} (1-F(x))^{n-k} f(x) = \sum_{k=i+1}^n \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot k(F(x))^{k-1} (1-F(x))^{n-k} f(x)$

$$= \sum_{j=i}^{n-1} \frac{n!}{(j+1)!(n-j-1)!} \cdot (j+1) (F(x))^j (1-F(x))^{n-j-1} f(x)$$

↓

такође по
спојити

$$= \sum_{j=i}^{n-1} \frac{n!}{j!(n-j-1)!} (F(x))^j (1-F(x))^{n-j-1} f(x)$$

$$= \sum_{j=i}^{n-1} \binom{n}{j} (n-j) (F(x))^j (1-F(x))^{n-j-1} f(x)$$

чега је $(*) = \binom{n}{i} i (F(x))^{i-1} (1-F(x))^{n-i} f(x)$

Дакле $f_{X_{(i)}}(x) = \frac{n!}{(i-1)!(n-i)!} (F(x))^{i-1} (1-F(x))^{n-i} f(x)$

д) За гомаћу. Сабачу: Не примењивајући ову формулу, већ показујући чинито као у обичном искупу:

$$\begin{aligned} F_{X_{(2)}}(x) &= P\{X_{(2)} \leq x\} = P\{X_1 \leq x, X_2 \leq x, X_3 \leq x\} \\ &\quad + P\{X_1 \leq x, X_2 \leq x, X_3 > x\} \\ &\quad + P\{X_1 \leq x, X_3 \leq x, X_2 > x\} \\ &\quad + P\{X_2 \leq x, X_3 \leq x, X_1 > x\} \end{aligned}$$

3. Х има Паретову расподелу са параметрима $a, b > 0$ ако је њена густина:

$$f(x) = a \frac{b^a}{x^{a+1}}, \quad x \geq b$$

Имамо одређене параметре a и b методом макс. веројат.

решење

$$L(a, b) = \prod_{i=1}^n a \frac{b^a}{x_i^{a+1}} \cdot I\{x_i \geq b\}$$

$$= a^n b^{an} \cdot \frac{1}{\left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{a+1}} I\{x_{(1)} \geq b\}$$

$$\text{Дакле, } L(a, b) = \begin{cases} a^n b^{an} \cdot \frac{1}{\left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{a+1}}, & b \leq x_{(1)}, a > 0 \\ 0, & b > x_{(1)}, a > 0 \end{cases}$$

Како је $x_i \geq b > 0$, следи да је $\prod_{i=1}^n x_i > 0$, следи да је функција L строго позитивна на $\{(a, b) \in \mathbb{R}^2 : a > 0, b \leq x_{(1)}\}$, па ћемо на њему тражити тачку максимума. Као и до сада, трансформирамо $l(a, b) := \ln L(a, b)$

$$l(a, b) = n \ln a + an \ln b - (a+1) \sum_{i=1}^n \ln(x_i)$$

Како је $\ln(\cdot)$ строго растућа, ова ϕ -је достиже \max кад је b највеће могуће, односно кад је $b = x_{(1)}$

Тачку a тражимо као тачку \max . ϕ -је

$$l(a) := l(a, x_{(1)}) = n \ln a + an \ln x_{(1)} - (a+1) \sum_{i=1}^n \ln(x_i)$$

$$\text{Тражимо } l'(a): \quad l'(a) = \frac{n}{a} + n \ln x_{(1)} - \sum_{i=1}^n \ln(x_i)$$

Одавде следи да је:

$$l'(a) = 0 \Leftrightarrow a = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i - n \ln x_{(1)}}$$

$$l'(a) > 0 \Leftrightarrow a < \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i - n \ln x_{(n)}}, \quad (\text{показатель...})$$

$$l'(a) < 0 \Leftrightarrow a > \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i - n \ln x_{(n)}}, \quad \text{т.е. до знака } \bar{a} \text{ макс. } \phi \text{ - } l$$

$$\text{Таким образом } (\hat{a}, \hat{b}) = \left(\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i - n \ln x_{(n)}}, x_{(n)} \right)$$

mle - maximum likelihood estimator