

Examen Statistică

8 Feb 2020

(11 feb 2018, 2 iunie 2018)

Exercițiul 1: Fie o variabilă aleatoare repartizată

$$P_{\theta}(X=k) = A(k+1)\theta^k, \quad k \in \mathbb{N} \quad \text{unde } \theta \in (0,1)$$

un parametru necunoscut și $A \in \mathbb{R}$ constantă.

- ① Determinați constanta A și calculați $E[X]$ și $\text{Var}(X)$. Arătați că se estimează pe θ plecând de la un eșantion X_1, X_2, \dots, X_n de talie n din populația dată de repartiția lui X .
- ② Det. estimatorul $\tilde{\theta}$ a lui θ prin metoda momentelor și calculați $P_{\theta}(\tilde{\theta} = 0)$.
- ③ Det. estimatorul de verosimilitate maximă $\hat{\theta}$ a lui θ și verificați dacă acesta este BLUE.
- ④ Studiați consistența estimatorului $\tilde{\theta}$ și det. legea la limită.

Exercițiul 2: Considerăm cuplul de variabile (X, Y) cu

$$\text{densitatea: } f(x, y) = \frac{1}{\sqrt{8\pi}} e^{-y^2 x/2} \cdot e^{-\sqrt{x} y} \quad x \geq 0$$

- ① Det. repartiția condiționată a lui Y la $X=x$.
- ② Det. repartiția lui \sqrt{X} .
- ③ Propuneți o metodă de simulare a unei observații din cuplul (X, Y) și scrieți un cod R care să permită acest lucru.

Exercițiul 3: Fie X_1, \dots, X_n un eșantion de talie n din populația

$$f_\theta(x) = \frac{\gamma}{(\gamma - \theta)^8} \mathbb{1}_{[1 + \theta, +\infty)}(x)$$

- Calculați $E_\theta[X_1]$, $\text{Var}_\theta(X_1)$ și funcția de repartiție $F_\theta(x)$ a lui X_1 .
- În cazul în care $\theta = 2$, dorim să generăm 3 valori aleatoare din repartiția lui $X \sim f_\theta(x)$. Pentru aceasta dispunem de trei valori rezultate din repartiția uniformă pe $[0, 1]$: $u_1 = 0.25$, $u_2 = 0.4$, $u_3 = 0.5$. Descrieți procedura.
- Determinați estimatorul $\hat{\theta}_n^M$ a lui θ obținut prin metoda momentelor și calculați eroarea pătratică medie a acestui estimator. Care este limita la infinit?
- Exprimați în funcție de θ media și varianța repartiției $\hat{\theta}_n^M$ și, plecând de la aceasta, găsiți un alt estimator $\hat{\theta}_n^A$ al lui θ .
- Det. limita la infinit a lui $\hat{\theta}_n^A$ și arătați că, asimptotic, acesta este mai bun decât $\hat{\theta}_n^M$.
- Det. estimatorul de verosimilitate maximă $\hat{\theta}_n^{VM}$ al lui θ și verificați dacă este deplasat.
- Pe care dintre cei trei estimatori îi preferați?

Ex 4: Considerăm densitatea $f(y) = \frac{1}{2\sqrt{1-y}} \mathbb{1}_{[0,1]}(y)$ unde folosim convenția $f(1) = +\infty$.

- De ce va Y are densitatea f , care este dens. v.a. $X = \theta Y$, $\theta > 0$?
- X_1, \dots, X_n eșantion talie n din X . Det. estimatorul de verosimilitate maximă $\hat{\theta}_n$ al lui θ .
- Det. repart. limită a lui $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)$.
- Det. media și varianța repartiției v.a. X și deducând un nou estimator $\bar{\theta}_n$. Pe care dintre cei doi estimatori îi preferați?

Ex 2

(x, y)

a)

$$f(x, y) = \frac{1}{\sqrt{8\pi}} \cdot e^{-\frac{y^2 x}{2}} \cdot e^{-\sqrt{x}} \quad \text{für } x > 0$$

$$1. \quad f_{Y|X}(y|x) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{f(x, y)}{f_X(x)},$$

$$\text{wobei } f_X(x) \stackrel{\text{def}}{=} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{8\pi}} \cdot e^{-\sqrt{x}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2 x}{2}} dy$$

$$\text{S.V. } z = \frac{y\sqrt{x}}{\sqrt{2}} \quad dz = dy \cdot \frac{\sqrt{x}}{\sqrt{2}}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2 x}{2}} dy = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-z^2} \cdot \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{x}} dz$$

$\underbrace{\hspace{10em}}_{\sqrt{\pi}}$

$$= \sqrt{\frac{2\pi}{x}}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Deci } f_{Y/X}(y/x) &= \sqrt{4} \cdot e^{-\sqrt{x}} \cdot \sqrt{2x} \cdot f(y/x) \\
 &= 2 \cdot e^{-\sqrt{x}} \cdot \sqrt{x} \cdot \frac{1}{\sqrt{8\pi}} \cdot e^{-\frac{y^2 x}{2}} \cdot e^{-\sqrt{x}} \\
 &= \sqrt{\frac{x}{2\pi}} \cdot e^{-\frac{y^2 x}{2}} \sim \\
 &\sim N\left(0, \frac{1}{x}\right)
 \end{aligned}$$

$$\text{b, } \forall t. t < 0$$

$$P(X \leq t) = 0$$

$$\forall t. t > 0$$

$$P(X \leq t) = P((X, Y) \in [0, t] \times \mathbb{R})$$

$$\begin{aligned}
 &= \int_0^t \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \right) dx \\
 &= \int_0^t \left(\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{8\pi}} \cdot e^{-\sqrt{x}} \cdot e^{-\frac{y^2 x}{2}} dy \right) dx \\
 &= \int_0^t \frac{1}{2\sqrt{x}} e^{-\sqrt{x}} dx
 \end{aligned}$$

$$\text{S.V. } z = \sqrt{x} \quad dz = \frac{1}{2\sqrt{x}} dx$$

$$P(X \leq t) = \int_0^{\sqrt{t}} e^{-z} dz$$

$$= 1 - e^{-\sqrt{t}}$$

$$P(\sqrt{X} \leq t) = P(X \leq t^2) = 1 - e^{-t}$$

$$\text{Deci } \sqrt{X} \sim \text{Exp}(1)$$

c) Generăm un esantion din distribuția X , apoi pt fiecare valoare x esantionului, generăm o observație din distribuția $(Y|X=x)$.

Code R:

$n = 100$

$RX = \text{rexp}(n, 1)$ // observații \sqrt{X}

$X = RX^2$

$Y = \text{Rep}(0, n)$

for (i in $1:n$) {

$Y[i] = \text{rnorm}(1, 0, 1/X[i])$

}

Ü 3 $X_1, X_2, \dots, X_n \sim f_\theta$

$$f_\theta(x) = \frac{7}{(x-\theta)^8} \cdot 1_{[1+\theta, \infty)}(x)$$

a) $E_\theta[X_1] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \frac{7}{(x-\theta)^8} \cdot 1_{[1+\theta, \infty)}(x) dx$

$$= \int_{1+\theta}^{\infty} x \cdot \frac{7}{(x-\theta)^8} dx = \int_{1+\theta}^{\infty} \frac{7}{(x-\theta)^7} dx + \theta \int_{1+\theta}^{\infty} \frac{7}{(x-\theta)^8} dx$$

$$= -\frac{7}{6 \cdot (x-\theta)^6} \Big|_{1+\theta}^{\infty} + \theta \cdot \frac{1}{(x-\theta)^7} \Big|_{1+\theta}^{\infty}$$

$$= \frac{7}{6} + \theta$$

$$E_\theta[X_1^2] = \int_{1+\theta}^{\infty} x^2 \cdot \frac{7}{(x-\theta)^8} dx$$

$$= \int_{1+\theta}^{\infty} (x-\theta)^2 \cdot \frac{7}{(x-\theta)^8} dx + 2\theta \int_{1+\theta}^{\infty} x \cdot \frac{7}{(x-\theta)^8} dx - \theta^2 \int_{1+\theta}^{\infty} \frac{7}{(x-\theta)^8} dx$$

$$= \frac{7}{5} + 2\theta \cdot \left(\frac{7}{6} + \theta \right) - \theta^2$$

$$= \frac{7}{5} + 2\theta \cdot \frac{7}{6} + 2\theta^2 - \theta^2$$

$$= \frac{7}{5} + 2\theta \cdot \frac{7}{6} + \theta^2$$

$$V_{\theta}(X_1) = E_{\theta}[X_1^2] - (E_{\theta}[X_1])^2$$

$$= \frac{7}{5} + 2\theta \cdot \frac{7}{6} + \theta^2 - \left(\frac{7}{6} + \theta \right)^2$$

$$= \frac{7}{5} + 2\theta \cdot \frac{7}{6} + \theta^2 - \left(\frac{7}{6} \right)^2 - 2 \cdot \frac{7}{6} \cdot \theta - \theta^2$$

$$= \frac{7}{5} - \left(\frac{7}{6} \right)^2 = \frac{7}{5} - \frac{49}{36}$$

$$= \frac{7}{180}$$

$$F_{\theta}(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0, & x \leq 1+\theta \\ \int_{1+\theta}^x \frac{7}{(t-\theta)^8} dt & \end{cases}$$

$$= \left(-\frac{1}{(x-\theta)^7} \right)_{1+\theta}^x \cdot \pi_{[1+\theta, \infty)}^{(x)}$$

$$= \left(1 - \frac{1}{(x-\theta)^7} \right) \cdot \pi_{[1+\theta, \infty)}^{(x)}$$

6, $\theta = 2$

Ex. $y \in (0, 1)$

$$F_2(x) = y \Leftrightarrow 1 - \frac{1}{(x-2)^7} = y \Leftrightarrow$$

$$\Rightarrow (x-2)^7 = \frac{1}{1-y}$$

$$x = 2 + \sqrt[7]{\frac{1}{1-y}}$$

$$\text{Deci } F_2^{-1}(y) = 2 + \sqrt[7]{\frac{1}{1-y}}$$

Deci $U \sim \mathcal{U}[0, 1]$

$$F_2^{-1}(U) \sim f_2$$

Deci e suficient să aplicăm F_2^{-1} pe

valuable date

$$2 + \sqrt[7]{\frac{1}{1-0,25}} \quad , \quad 2 + \sqrt[7]{\frac{1}{1-0,4}} \quad , \quad 2 + \sqrt[7]{\frac{1}{1-0,5}}$$

$$c) \mathbb{E}_{\theta} [X_1] = \frac{7}{6} + \theta$$

$$\text{Deri punen } \hat{\theta}_n^m = \overline{X_n} - \frac{7}{6}$$

(inlocuim $\mathbb{E}_{\theta} [X_1]$ cu $\overline{X_n}$)

$$MS \mathbb{E}_{\theta} (\hat{\theta}_n^m) = \mathbb{E}_{\theta} [(\hat{\theta}_n^m - \theta)^2]$$

$$= \mathbb{E}_{\theta} \left[\left(\overline{X_n} - \frac{7}{6} - \theta \right)^2 \right]$$

$$= \mathbb{E}_{\theta} [\overline{X_n}^2] - 2 \cdot \left(\frac{7}{6} + \theta \right) \cdot \underbrace{\mathbb{E}[\overline{X_n}]}_{= \mathbb{E}[X_1]} + \left(\frac{7}{6} + \theta \right)^2$$

$= \left(\frac{7}{6} + \theta \right)$

$$= \mathbb{E}_{\theta} [\overline{X_n}^2] - \left(\frac{7}{6} + \theta \right)^2$$

$$= \mathbb{E}_{\theta} [\overline{X_n}^2] - (\mathbb{E}_{\theta} [\overline{X_n}])^2$$

$$= \text{Var}_{\theta} (\overline{X_n}) =$$

$$= \text{Var}(\bar{X}_n) = \text{Var}\left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}\right)$$

$$\stackrel{X_1 \dots X_n \text{ i.i.d.}}{=} \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \text{Var}(X_1)$$

$$= \frac{1}{n} \text{Var}(X_1)$$

$$= \frac{1}{n} \cdot \frac{7}{180}$$

Dir T.L.C : $E[X_1]$

$$\sqrt{n} \left(\frac{\bar{X}_n - \left(\frac{7}{6} + \theta\right)}{\sqrt{\frac{7}{180n}}} \right) \xrightarrow{d} N(0, 1)$$

Lemma $\hat{\theta}_n^m = \bar{X}_n - \frac{7}{6},$

$$\sqrt{n} \left(\hat{\theta}_n^m - \theta \right) \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{7}{180}\right)$$

d, Mediana este

$$F_{\theta}^{-1}\left(\frac{1}{2}\right) = x_{\frac{1}{2}} = \text{mediana.}$$

$$F_{\theta}^{-1}(y) = \theta + \sqrt[7]{\frac{1}{1-y}} \quad \left(\begin{array}{l} \text{am demonstrat} \\ \text{in cazul } \theta=2 \end{array} \right)$$

$$x_{\frac{1}{2}} = F_{\theta}^{-1}\left(\frac{1}{2}\right) = \theta + \sqrt[7]{\frac{1}{1-\frac{1}{2}}}$$

$$= \theta + \sqrt[7]{2}$$

$$\text{Deci } \hat{\theta}_n^Q = \underbrace{\hat{x}_n\left(\frac{1}{2}\right)}_{\substack{\text{mediana} \\ \text{empirică}}} - \sqrt[7]{2}$$

F_{θ} e derivabilă în $x_{\frac{1}{2}}$ și $f_{\theta}\left(x_{\frac{1}{2}}\right) > 0$,

dec

$$\sqrt{n} \left(\underbrace{\hat{x}_n\left(\frac{1}{2}\right) - x_{\frac{1}{2}}}_{= \hat{\theta}_n^Q - \theta} \right) \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\frac{1}{2}\left(1-\frac{1}{2}\right)}{\left(f_{\theta}\left(x_{\frac{1}{2}}\right)\right)^2}\right)$$

$$f_{\theta}\left(x_{\frac{1}{2}}\right) = \frac{7}{\left(\theta + \sqrt[7]{2} - \theta\right)^8} = \frac{7}{2^{\frac{8}{7}}}$$

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n^Q - \theta) \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\left(\frac{2}{7}\right)^2}{4 \cdot 49}\right)$$

$$\frac{7}{180} > \frac{\left(\frac{2}{7}\right)^2}{4 \cdot 49} \Leftrightarrow \frac{28 \cdot 49}{180} > 2 \cdot \frac{4}{7}$$

$$7.62... > 4.87... \quad \checkmark$$

Deci, asimptotic $\hat{\theta}_n^Q$ e mai bun,
(are varianta mai mică,
decu e mai bun)

$$f) L(\theta; x_1, \dots, x_n) = f_{\theta}(x_1, \dots, x_n)$$

$$= \prod_{i=1}^n f_{\theta}(x_i)$$

$$= \frac{7}{(x_1 - \theta)^8} \cdot \frac{7}{(x_2 - \theta)^8} \cdots \frac{7}{(x_n - \theta)^8}$$

$$= \underbrace{1_{[1+\theta, \infty)}(x_1) \cdots 1_{[1+\theta, \infty)}(x_n)}_{= 1}$$

$$\underbrace{1_{(-\infty, x_1 - 1]}(\theta) \cdots 1_{(-\infty, x_n - 1]}(\theta)}_{= 1}$$

$$= 1_{(-\infty, x_{(1)} - 1]}(\theta)$$

Funcția

$$\theta \rightarrow \prod \frac{7}{(x_i - \theta)^8} \quad \text{e densitate pe } (-\infty, x_{(1)} - 1)$$

dei maximal₁ fat. de verosimilitate
este în $x_{(1)} - 1$

$$\hat{\theta}_n^{VM} = X_{(1)} - 1$$

↑
statistică de ordin 1.

$$E[\hat{\theta}_n] = E[X_{(1)}] - 1$$

$$P(X_{(1)} \leq t) = P(X_1 \leq t, X_2 \leq t, \dots, X_n \leq t) \\ \stackrel{i.i.d.}{=} (P(X_1 \leq t))^n$$

$$= \left(1 - \frac{1}{(t - \theta)^7}\right)^n \cdot 1_{[1 + \theta, \infty)}(t)$$

$$f_{(X_{(1)})}(t) = n \cdot \left(1 - \frac{1}{(t - \theta)^7}\right)^{n-1} \cdot \frac{7}{(t - \theta)^8} \cdot 1_{[1 + \theta, \infty)}(t)$$

$$E[X_{(1)}] = \int_{1+\theta}^{\infty} x \cdot n \cdot \left(1 - \frac{1}{(x - \theta)^7}\right)^{n-1} \cdot \frac{7}{(x - \theta)^8} dx$$

$$= \int_{1+\theta}^{\infty} n \cdot \left(1 - \frac{1}{(x-\theta)^2}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{(x-\theta)^2} dx +$$

$$+ \theta \cdot \int_{1+\theta}^{\infty} n \cdot \left(1 - \frac{1}{(x-\theta)^2}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{(x-\theta)^2} dx$$

$$= P(X_{(1)} \leq \infty) = 1$$

$$E[\hat{\theta}_n^{VM}] - \theta = \int_{1+\theta}^{\infty} n \cdot \left(1 - \frac{1}{(x-\theta)^2}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{(x-\theta)^2} dx -$$

$$\int_{1+\theta}^{\infty} n \cdot \left(1 - \frac{1}{(x-\theta)^2}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{(x-\theta)^2} dx > \int_{1+\theta}^{\infty} n \cdot \left(1 - \frac{1}{(x-\theta)^2}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{(x-\theta)^2} dx =$$

$$= 1,$$

da $E[\hat{\theta}_n^{VM}] - \theta > 0$, $\hat{\theta}_n^{VM}$ DEPLASAT

$$F_{\hat{\theta}_n^{VM} - \theta}(x) =$$

$$= P(\hat{\theta}_n^{VM} - \theta \leq x) = P(X_{(1)} \leq 1 + \theta + x)$$

$$= \left(1 - \frac{1}{(1 + \theta + x - \theta)^7}\right)^n \cdot 1_{[1 + \theta, \infty)}^{(x)}$$

$$= \left(1 - \frac{1}{(1 + x)^7}\right)^n \cdot 1_{[0, \infty)}^{(x)}$$

$$P(\sqrt{n}(\hat{\theta}_n^{VM} - \theta) \leq x) = P\left(\left(\hat{\theta}_n^{VM} - \theta\right) \leq \frac{x}{\sqrt{n}}\right)$$

$$= \left(1 - \frac{1}{\left(1 + \frac{x}{\sqrt{n}}\right)^7}\right)^n \cdot 1_{[0, \infty)}^{(x)}$$

$$\ln \left(1 - \left(\frac{x}{x + t}\right)^7\right)^{x^2} =$$

$$= x^2 \ln \left(1 - \left(\frac{x}{x + t}\right)^7\right) \xrightarrow{x \rightarrow \infty} \infty \cdot (-\infty) = -\infty$$

$$\text{Deci } P(\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \leq t) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi\left(\frac{t}{\sigma}\right),$$

$$\text{dunque } \sqrt{n}(\hat{\theta}_n^{\text{VM}} - \theta) \xrightarrow{d} 0$$

Asintotico, $\hat{\theta}_n^{\text{VM}}$ è sempre buono

IL ALLEGEME
ACESTA