

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

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

- 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. mediana repartiției v.a. X și deducând un nou estimator $\bar{\theta}_n$. Pe care dintre cei doi estimatori îi preferați?

Ex 3

Examen 8 febr 2020

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

$$F_{\theta}(x) = 1 - \frac{1}{(x-\theta)^7} \mathbb{1}_{[1+\theta, \infty)}(x)$$

$$\theta = 2$$

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

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

$$F_{\theta}^{-1}(y) = \sqrt[7]{\frac{1}{1-y}} + \theta$$

$$\theta = 2 \Rightarrow F_{\theta}^{-1}(y) = \sqrt[7]{\frac{1}{1-y}} + 2$$

Aplic $F_{\theta}^{-1}(y)$ pe μ_1, μ_2, μ_3 .

Ex 3: f) $\hat{\theta}_m^{\text{var}}$ deplasat?

$$\hat{\theta}_m = x_{(1)} - 1$$

$$E[\hat{\theta}_m] = E[x_{(1)} - 1] = E[x_{(1)}] - 1$$

$$E[x_{(1)}] = P(x_1 \leq t, \dots, x_m \leq t) \stackrel{\text{iid}}{=} (P(x_1 \leq t))^m = (F_{\theta}(x_1))^m$$

$$F_{\theta}(x_1) = 1 - \frac{1}{(x_1-\theta)^7} \Rightarrow (F_{\theta}(x_1))^m = \left(1 - \frac{1}{(x_1-\theta)^7}\right)^m$$

$$E[\hat{\theta}_m] = \left(1 - \frac{1}{(x_1-\theta)^7}\right)^m - 1 \neq 0 \Rightarrow \text{deplasat.}$$

Ex 4:

$$2) \frac{n}{2\theta} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{\theta - x_i}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{\theta - x_i}} = 0$$

$$\frac{n}{2\theta} - \frac{1}{2\theta} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\theta - x_i} = 0$$

$$\frac{1}{\theta - x_1} + \frac{1}{\theta - x_2} + \frac{1}{\theta - x_3} \dots + \frac{1}{\theta - x_n}$$

??

4) Mediana repartitiei

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

$$F_{\theta}(x) = 1 - \sqrt{1 - \frac{x}{\theta}}$$

$$F_{\theta}(x) = y \Rightarrow \sqrt{1 - \frac{x}{\theta}} = 1 - y \Rightarrow 1 - \frac{x}{\theta} = (1 - y)^2$$

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

$$x = \theta(1 - (1 - y)^2)$$

$$F_{\theta}^{-1}(y) = \theta(1 - (1 - y)^2)$$

$$F_{\theta}^{-1}\left(\frac{1}{2}\right) = \theta\left(1 - \left(1 - \frac{1}{2}\right)^2\right) = \theta\left(1 - \frac{1}{4}\right)$$

$$\Rightarrow x_{\frac{1}{2}} = \theta\left(1 - \frac{1}{4}\right)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\ln x} \frac{1}{u} \cdot e^{-\frac{(\ln u - \theta)^2}{2}} du = \quad x > 0$$

$$\ln u - \theta = t \Rightarrow \ln u = t + \theta$$

$$\frac{1}{u} du = dt$$

$$u_1 = 0 \Rightarrow$$

$$\phi(\ln x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\ln x} \frac{1}{u} e^{-\frac{(\ln u - \theta)^2}{2}} du$$

$$N(\mu, \sigma^2): \quad -\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}$$

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e$$

$$\text{Nou on a } N(\theta, 1): \quad -\frac{(\ln x - \theta)^2}{2}$$

$$f(\ln x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y - \theta)^2}{2}}$$

$$\text{Donc } \ln x = y \Rightarrow f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e$$

$$\hookrightarrow \text{dim } \text{covar } E(x) = \mu, \text{Var}[x] = \sigma^2$$

$$E[y] = \theta$$

$$\text{Var}[y] = 1.$$