Curs: Statistică (2017 - 2018) Instructori: A. Amărioarei, S. Cojocea

Examen

11 Februarie 2018



Timp de lucru 2h. Toate documentele, computerele personale, telefoanele mobile și/sau calculatoarele electronice de mână sunt autorizate. Orice modalitate de comunicare între voi este **strict** interzisă. Aveți 3 subiecte, fiecare valorând 10 puncte. Mult succes!

Exercițiul 1

Fie X o variabilă aleatoare repartizată

$$\mathbb{P}_{\theta}(X=k) = A(k+1)\theta^k, \quad k \in \mathbb{N}$$

unde $\theta \in (0,1)$ un parametru necunoscut și $A \in \mathbb{R}$ este o constantă.

1. Determinați constanta A și calculați $\mathbb{E}[X]$ și Var(X).

Dorim să estimăm 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. Determinați estimatorul $\tilde{\theta}$ a lui θ obținut prin metoda momentelor și calculați $\mathbb{P}_{\theta}(\tilde{\theta}=0)$.
- 3. Determinați estimatorul de verosimilitate maximă $\hat{\theta}$ a lui θ și verificați dacă acesta este bine definit.
- 4. Studiați consistența estimatorului $\tilde{\theta}$ și determinați legea lui limită.

Exercitiul 2

Fie X_1, X_2, \dots, X_n un eșantion de talie n din populația f_{θ} unde

$$f_{\theta}(x) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x-\theta}{\theta}} \mathbf{1}_{[\theta, +\infty)}(x)$$

cu $\theta > 0$, parametru necunoscut.

- 1. a) Determinați repartiția lui $\frac{X_1}{\theta} 1$.
 - b) Determinați estimatorul $\tilde{\theta}$ a lui θ obținut prin metoda momentelor și calculați eroarea pătratică medie a acestuia.
 - c) Găsiți legea limită a lui θ .
- 2. a) Determinați estimatorul $\hat{\theta}$ a lui θ obținut prin metoda verosimilității maxime.
 - b) Calculați eroarea pătratică medie a lui $\hat{\theta}$ și verificați dacă estimatorul este consistent.
 - c) Construiți un interval de încredere pentru θ de nivel de încredere $1-\alpha$.
 - d) Pe care dintre cei doi estimatori îl preferați?

Grupele: 301, 311 Pagina 1

Universitatea din București Facultatea de Matematică și Informatică

Curs: Statistică (2017 - 2018) Instructori: A. Amărioarei, S. Cojocea

Exercitiul 3

Fie X_1, X_2, \dots, X_n un eșantion de talie n din populația f_θ unde

$$f_{\theta}(x) = \frac{3}{(x-\theta)^4} \mathbf{1}_{[1+\theta,+\infty)}(x)$$

- 1. a) Calculați $\mathbb{E}_{\theta}[X_1]$, $Var_{\theta}(X_1)$ și funcția de repartiție $F_{\theta}(x)$ a lui X_1 .
 - b) 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]: $u_1 = 0.25$, $u_2 = 0.4$ și $u_3 = 0.5$. Descrieți procedura.
- 2. a) Determinați estimatorul $\hat{\theta}_n^M$ a lui θ obținut prin metoda momentelor și calculați eroarea pătratică medie a acestui estimator. Care este legea lui limită ?
 - b) Găsiți un interval de încredere asimptotic de nivel de încredere de 95% pentru θ .
- 3. a) Exprimați în funcție de θ mediana repartiției lui X_1 și plecând de la aceasta găsiți un alt estimator $\hat{\theta}_n^Q$ al lui θ .
 - b) Determinați legea lui limită a lui $\hat{\theta}_n^Q$ și arătați că, asimptotic, acesta este mai bun decât $\hat{\theta}_n^M$.
 - c) Găsiți un interval de încredere asimptotic de nivel de încredere de 95% pentru $\theta.$
- 4. a) Determinați estimatorul de verosimilitate maximă $\hat{\theta}_n^{VM}$ a lui θ și verificați dacă este deplasat.
 - b) Calculați funcția de repartiție a lui $\hat{\theta}_n^{VM} \theta$.
 - c) Pe care dintre cei trei estimatori îl preferați?

Grupele: 301, 311 Pagina 2

1d) In (ên ,0) d , W(1, 10) - adevarat door pt. veros max. log (x) = 2 lu(1-0) + lu (x+1) + x lu 0 $\frac{\partial^2 \log P_0}{\partial \theta^2} = (1 - \theta)^2 - \frac{\pi^2}{\theta^2}$ $I_{1}(\theta) = \mathbb{E}\left[-\frac{2}{(1-\theta)^{2}} + \frac{4x}{\theta^{2}}\right] = \frac{2}{\theta(1-\theta)} - \frac{2}{(1-\theta)^{2}} = \frac{1-4\theta}{\theta(1-\theta)^{2}}$ 5 (ôn-0) d N(0, 0(1-0)2) 2. $\times_{1,...,\times_{M}} \sim g(x) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x-\theta}{\theta}} \mathbb{1}_{(\theta,+\infty)} (x)$ a) report lui 2-1 $= \begin{cases} 0, x \le 0 \\ \theta^{(x+1)} \\ \int \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x-\theta}{\theta}} dx \end{cases}$ $\mathbb{P}\left(\frac{x_1}{\theta} - 1 \leq \varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(x_1 \leq \theta(x+1)\right) = \overline{+}_{x_1}(\theta(x+1))$ 1) e - dx = - o dx = - o e tdx = 1-ex- $=) \overline{+}_{x,} (\Theta(x+1)) = \begin{cases} 0, & \text{if } 0 \\ 1-e^{-x}, & \text{if } 0 \end{cases}$ b) dlet. man & MSE $E[x] = \int_{0}^{\infty} x e^{-\frac{x-\theta}{\theta}} dx = \theta \int_{0}^{\infty} (x+1)e^{-x} dx = \theta \int_{0}^{\infty} x e^{-x} dx + \theta \int_{0}^{\infty} e^{-x} dx = 2\theta$ $= \Gamma(2) + \Gamma(1)$ $2\theta_n = x_n =)\theta_n = \frac{x_n}{2}$ MSE = Var + bo EO[ON] = = = [EO[XN] = = [EO[X] = = 2.20 = 0 = 0 bo = 0 Formy Var (On) = Var o (Xm) = 4 var o (Xm) = 7 var o (Xn) $E[X_{n}^{2}] = \iint_{\Theta} x^{2} e^{-\frac{x-\theta}{\theta}} dx = \Theta^{2} \int_{\Theta} (x+1)^{2} e^{-x} dx = \Theta^{2} (\Gamma(3) + 2\Gamma(2) + \Gamma(4))$ $E[X^{2}] = \iint_{\Theta} x^{2} e^{-\frac{x-\theta}{\theta}} dx = \Theta^{2} \int_{\Theta} (x+1)^{2} e^{-x} dx = \Phi^{2} (\Gamma(3) + 2\Gamma(2) + \Gamma(4))$

$$= 0 \text{ toro}(x_1) = E_0 \left[x_1^2 \right] - E[x_1]^2$$

$$= 6 \theta^2 - 4 \theta^2 = \theta^2 = 0 \text{ Var}_0 \left(\widetilde{\theta}_m \right) = \frac{\theta^2}{4 m} = MSE_0(\widetilde{\theta}_m)$$

$$\text{CI degea limita:}$$

$$\delta_m - \Theta = \frac{1}{2} \left(\overline{x}_m - 2 \theta \right) = \frac{1}{2} \left(\overline{x}_m - \overline{E}_0 \left[\overline{x}_1 \right] \right)$$

$$\sqrt{m} \left(\widetilde{\theta}_m - \Theta \right) = \frac{\sqrt{m}}{2} \left(\overline{x}_m - \overline{E}_0 \left[\overline{x}_1 \right] \right)$$

$$\sqrt{m} \left(\overline{x}_m - \overline{E}_0 \left[\overline{x}_1 \right] \right) \xrightarrow{d} N \left(0, \theta^2 \right)$$

$$\text{disadar}, \ \sqrt{m} \left(\widetilde{\theta}_m - \Theta \right) \xrightarrow{d} N \left(0, \frac{\theta^2}{4} \right)$$

$$2) \text{a) } \widehat{\theta} \text{ vor. max } ; \ \text{b) MSE}(\widehat{\theta}); \ c) \text{ int. de inor. } 1 - \alpha ; \ d) \text{ care ext?}$$

$$a) \ L \left(\Theta; \widehat{x}_1 ... \widehat{x}_m \right) = \prod_{i=1}^{m} \widehat{\theta}_0 \left(\widehat{x}_i \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{x}_i \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline{\theta}}} \prod_{i=1}^{m} X_{[0,\infty)} \left(\widehat{\theta}_0 \right) = \frac{e^m}{\Theta^m} \cdot e^{-\frac{\overline{x} \times i}{\overline$$

$$\theta > \mathfrak{X}_{(1)} = 0$$

$$\theta \leq \mathfrak{X}_{(1)} = 0 \quad L(\theta; \mathfrak{X}_{1, \dots, 1} \mathfrak{X}_{m}) = 0$$

$$\theta \leq \mathfrak{X}_{(1)} = 0 \quad L(\theta; \mathfrak{X}_{1, \dots, 1} \mathfrak{X}_{m}) = (e)^{m} e^{-\frac{\Sigma x_{i}}{\theta}}$$

$$\theta_{m} = \operatorname{aragmax}(e)^{m} e^{-\frac{\Sigma x_{i}}{\theta}} = \operatorname{ar$$

=
$$\frac{\partial ng \max}{\partial x \partial x (n)} - \frac{\sum x_i}{\theta} - m \ln \theta = x_{in}$$

5) MSE: