

Examen

2 Iunie 2018



Timp de lucru 2h30. Toate documentele, computerele personale, telefoanele mobile și/sau calculatoarele electronice de mână sunt autorizate. Orice modalitate de comunicare între voi este **strict interzisă**. Mult succes !

Exercițiul 1

10p

Fie X_1, X_2, \dots, X_n un eșantion de talie n dintr-o populație Poisson de parametru $\theta > 0$.

- Determinați estimatorul de verosimilitate maximă $\hat{\theta}$ și verificați dacă acesta este deplasat, consistent și eficient.
- Găsiți estimatorul de verosimilitate maximă pentru $\mathbb{P}_\theta(X_1 = 1 \mid X_1 > 0)$. Este acesta consistent ?
- Verificați dacă estimatorul aflat la punctul b) este sau nu nedepășat.

Exercițiul 2

10p

Fie X o variabilă aleatoare repartizată $\mathbb{P}_\theta(X = k) = A(k+1)\theta^k$, $k \in \mathbb{N}$ unde $\theta \in (0, 1)$ un parametru necunoscut și $A \in \mathbb{R}$ este o constantă.

- 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 .

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

Exercițiul 3

10p

Calculați marginea Rao-Cramer pentru familia $\mathcal{N}(\mu, 1)$ unde μ este necunoscut. Determinați estimatorul obținut prin metoda momentelor și verificați dacă este eficient.

Exercițiul 4

10p

Considerăm următorul eșantion de talie 20 dintr-o populație Bernoulli de parametru $\theta \in (0, 1)$:

0 1 1 0 1 1 0 1 1 0 0 1 1 1 1 1 0 0 0 0

- Găsiți estimatorul de verosimilitate maximă $\hat{\theta}$ și determinați informația lui Fisher $I(\theta)$.
- Determinați estimatorul de verosimilitate maximă pentru $\mathbb{V}_\theta[X_1]$. Este acesta nedepășat? Dar consistent? Justificați răspunsul.
- Construiți un interval de încredere pentru $\hat{\theta}$ de nivel 95%.

1) $x_1, \dots, x_n \sim \text{Pois}(\theta)$

a) $\hat{\theta} = ?$

$$f(x) = \frac{\theta^x e^{-\theta}}{x!}$$

$$E[x_i] = \theta$$

$$\text{Var}(x_i) = \theta$$

$$l(\theta | x_1, \dots, x_n) = \frac{\theta^{\sum x_i} e^{-n\theta}}{x_1! \dots x_n!}$$

$$l(\theta | x_1, \dots, x_n) = (\sum x_i) \ln \theta - n\theta - \sum (\ln(x_i!))$$

$$\frac{d}{d\theta} l(\theta | x_1, \dots, x_n) = \frac{\sum x_i}{\theta} - n$$

$$\frac{d}{d\theta} l(\theta | x_1, \dots, x_n) = 0 \Rightarrow \hat{\theta}_n = \bar{x}_n$$

$$E_{\theta}[\hat{\theta}_n] = E_{\theta}[\bar{x}_n] = \frac{1}{n} \sum E_{\theta}[x_i] = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \theta = \theta$$

\Rightarrow estimatorul nu e deplasat

Sim Legea Numarelor Mari $\bar{x}_n \xrightarrow{a.s.} E[x_i] = \theta \Rightarrow \hat{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta$

Pentru a verifica daca este sau nu eficient trebuie sa calculam Informatia lui Fisher

$$I_n(\theta) = n I_1(\theta) = n E \left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \ln f_{\theta}(X) \right)^2 \right] =$$

inf Fisher pt n obs

$$= n E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \ln f_{\theta}(X) \right]$$

$$= n E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} (X \ln \theta - \theta - \ln X!) \right]$$

$$= n E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \left(\frac{X}{\theta} - 1 \right) \right]$$

$$= n E \left[-\frac{X}{\theta^2} \right] = n \cdot \theta^{-2} \cdot E[X] = \frac{n}{\theta} \Rightarrow$$

$$\text{Var}_{\theta}(\hat{\theta}_n) = \text{Var}_{\theta}(\bar{x}_n) = \frac{1}{n^2} \text{Var}(x_1) = \frac{\theta}{n}$$

$$\text{Var}_{\theta}(\hat{\theta}_n) = \frac{1}{I_n(\theta)} \Rightarrow \text{estimatorul e eficient}$$

Eficiență
Informația Fisher

Teorema

Legea Limită a unui estimator

de încredere

b) $P_\theta (X_1=1 | X_1 > 0)$ este de asemenea maximă? consistent?

$$P_\theta (X_1=1 | X_1 > 0) = \frac{P(X_1=1)}{1 - P(X_1=0)} = \frac{\theta e^{-\theta}}{1 - e^{-\theta}}$$

Ani Teorema aplicațiilor continue, considerând $g: (0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$, $g(x) = \frac{x e^{-x}}{1 - e^{-x}}$,
 g continuă și știind că $\hat{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta$ va rezulta că $g(\hat{\theta}_n) \xrightarrow{P} g(\theta)$ i.e.

$\frac{\hat{\theta}_n e^{-\hat{\theta}_n}}{1 - e^{-\hat{\theta}_n}}$ este consistent pentru $P_\theta (X_1=1 | X_1 > 0)$

$$\begin{aligned} c) E_\theta \left[\frac{\hat{\theta}_n e^{-\hat{\theta}_n}}{1 - e^{-\hat{\theta}_n}} \right] &= E_\theta \left[\frac{\bar{X}_n e^{-\bar{X}_n}}{1 - e^{-\bar{X}_n}} \right] = E_\theta \left[\bar{X}_n \cdot \frac{e^{-\bar{X}_n}}{e^{\bar{X}_n} - 1} \right] \\ &= E_\theta \left[\frac{\bar{X}_n}{e^{\bar{X}_n} - 1} \right] \end{aligned}$$

Fie $\varphi(x) = \frac{x}{e^x - 1}$

$$\varphi'(x) = \frac{e^x - 1 - x e^x}{(e^x - 1)^2} = \frac{e^x(1 - x) - 1}{(e^x - 1)^2}$$

$$\varphi''(x) = \frac{(e^x(1-x) - 1)(e^x - 1) - (e^x - 1)^2 \cdot e^x}{(e^x - 1)^4}$$

$$= \frac{e^x(1-x)(e^x - 1) - (e^x - 1)^2 e^x}{(e^x - 1)^4}$$

$$= \frac{-x e^{2x} + x e^x - e^{2x} + 2x e^{2x} + 2 e^x}{(e^x - 1)^3}$$

$$= \frac{(x-2)e^{2x} + (x+2)e^x}{(e^x - 1)^3} = e^x \left(\frac{(x-2)e^x + (x+2)}{(e^x - 1)^3} \right)$$

$$\varphi''(x) = -\frac{2e^x}{(e^x - 1)^2} + x \cdot \left(\frac{2e^{2x}}{(e^x - 1)^3} - \frac{e^x}{(e^x - 1)^2} \right) \geq 0$$

$\Rightarrow \varphi$ convexă

$$\text{Jensen} \Rightarrow \varphi(E[X]) \leq E[\varphi(X)]$$

$$D \left[\frac{x}{e^x - 1} \right], \{x, 2\}$$

$$E_{\theta} \left[\frac{\hat{\theta}_n e^{-\hat{\theta}_n}}{1 - e^{-\hat{\theta}_n}} \right] \geq \frac{\theta}{e^{\theta} - 1}$$

$$\text{Def: } E \left[\frac{\bar{x}_n}{e^{\bar{x}_n} - 1} \right] - \frac{\theta}{e^{\theta} - 1} \geq 0$$

\downarrow
m. d. t. \rightarrow inequality structure $\rightarrow b_0 \left(\frac{\hat{\theta}_n}{e^{\hat{\theta}_n} - 1} \right) \neq 0$
i.e. dyplomat

$$2) P_{\theta}(X=K) = A/(K+1) \theta^K$$

1) $A = ?$, $E[X] = ?$, $\text{Var}(X) = ?$, $K \in \mathbb{N}$, $\theta \in (0,1)$, $A \in \mathbb{R}$ d.

$$1 = \sum_K P(X=K) = \sum_K A/(K+1) \theta^K$$

$$\text{Für } f: (0,1) \rightarrow \mathbb{R}, f(x) = \sum_{K \geq 0} x^K = \frac{1}{1-x} \quad \text{Alternativ: } f'(x) = \sum K x^{K-1} = \frac{1}{(1-x)^2}$$

$$\text{Def: } 1 = A \cdot f'(\theta) = \frac{A}{(1-\theta)^2} \Rightarrow A = (1-\theta)^2$$

$$P(X=K) = (1-\theta)^2 / (K+1) \theta^K$$

$$E[X] = \sum_{K \geq 0} K/(K+1) \theta^K (1-\theta)^2 = (1-\theta)^2 \theta \sum_{K \geq 1} K/(K+1) \theta^{K-1} = (1-\theta)^2 \theta \cdot f''(\theta) = (1-\theta)^2 \theta \cdot \frac{1}{(1-\theta)^3} = \frac{2\theta}{1-\theta}$$

$$E[X^2] = \sum_{K \geq 0} K^2/(K+1) \theta^K (1-\theta)^2 = \sum_{K \geq 0} K(K+1)/(K+1) \theta^K (1-\theta)^2 + \sum_{K \geq 0} K/(K+1) \theta^K (1-\theta)^2 = \frac{2\theta}{1-\theta} + \frac{6\theta^2}{(1-\theta)^2}$$

$$\text{Var}(X) = \frac{2\theta}{1-\theta} + \frac{6\theta^2}{(1-\theta)^2} - \left(\frac{2\theta}{1-\theta} \right)^2 = \frac{2\theta}{1-\theta} + \frac{2\theta^2}{(1-\theta)^2} = \frac{2\theta}{(1-\theta)^2}$$

$$2) X_1, \dots, X_n \sim f_{\theta}(x)$$

$$E[X_i] = \bar{x}_n \quad \text{i.e.} \quad \frac{2\hat{\theta}_n}{1-\hat{\theta}_n} = \bar{x}_n \Rightarrow \bar{x}_n = \hat{\theta}_n \bar{x}_n + 2\hat{\theta}_n^2$$

$$\hat{\theta}_n = \frac{\bar{x}_n}{\bar{x}_n + 2}$$

\bar{x}_n

3

$$P_\theta(\bar{x}_n = 0) = P_\theta(\sum x_i = 0) = P_\theta(x_i = 0)^n = (1-\theta)^n$$

$$c) L_\theta(x_1, \dots, x_n) = (1-\theta)^n \prod (1+x_i) \cdot \theta^{\sum x_i}$$

$$l_\theta(\theta | x_1, \dots, x_n) = n \ln(1-\theta) + \sum \ln(1+x_i) + \sum x_i \ln \theta$$

$$\frac{d}{d\theta} l = -\frac{n}{1-\theta} + \frac{1}{\theta} \sum x_i = 0$$

$$\Rightarrow (1-\theta) \sum x_i = n\theta$$

$$\Rightarrow (1-\theta) \bar{x}_n = 2\theta$$

$$\Rightarrow \bar{x}_n - \hat{\theta}_n \bar{x}_n = 2\hat{\theta}_n$$

$$\Rightarrow \bar{x}_n = \hat{\theta}_n (\bar{x}_n + 2)$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}_n = \frac{\bar{x}_n}{\bar{x}_n + 2}$$

$$\frac{\partial^2 l}{\partial \theta^2} = -\frac{n}{(1-\theta)^2} - \frac{\sum x_i}{\theta^2} \leq 0$$

$$\bar{x}_n = -2 \Rightarrow x_1 + \dots + x_n = -2n \text{ imposibil!}$$

$$d) \bar{\theta}_n - \theta = \frac{\bar{x}_n}{2 + \bar{x}_n} - \theta = 1 - \frac{2}{2 + \bar{x}_n} - \theta \xrightarrow{\text{th qd cent}} 1 - \theta - \frac{2}{2 + E(x)}$$

$$= 1 - \theta - \frac{2}{2 + \frac{2}{1-\theta}} = 1 - \theta - \frac{2(1-\theta)}{2} = 0$$

$\Rightarrow \hat{\theta}_n$ consistent

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \frac{1}{I_1(\theta)})$$

$$I_1(\theta) = -E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \ln f_\theta(x) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} (2 \ln(1-\theta) + \ln(1+x) + x \ln \theta) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial}{\partial \theta} \left(\frac{-2}{1-\theta} + \frac{x}{\theta} \right) \right]$$

$$= -E \left[-\frac{2}{(1-\theta)^2} - \frac{x}{\theta^2} \right]$$

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

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

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \frac{\theta(1-\theta)^2}{2})$$

$$n_{IRC} = \frac{1}{n I_1(\mu)}$$

$$x_1, \dots, x_n \sim N(\mu, 1)$$

$\theta = ?$ (est more) / efficient?

$$n_{IRC} = \frac{1}{n I_1(\mu)}$$

$$f_\mu(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2}}$$

$$I_1(\mu) = -E \left[\frac{\partial^2}{\partial \mu^2} \ln \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2}} \right) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial^2}{\partial \mu^2} \left(-\ln \sqrt{2\pi} - \frac{(x-\mu)^2}{2} \right) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial}{\partial \mu} \left(-\frac{1}{2} \cdot 2 \cdot (x-\mu) \cdot (-1) \right) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial}{\partial \mu} (x-\mu) \right]$$

$$= -E[1] = 1$$

$$n_{IRC} = \frac{1}{n}$$

$$\text{Var}(x_1) = 1$$

$$E[x_1] = \mu$$

$$\hat{\mu}_m = \bar{x}_m$$

$$\text{Var}(\hat{\mu}_m) = \text{Var}_\mu(\bar{x}_m) = \frac{1}{n^2} \cdot n = \frac{1}{n} = n_{IRC} \rightarrow \text{efficient}$$

4) a) $\hat{\theta}_n = \bar{x}_n$ (ex 2 / Tema 4)

$$\hat{\theta}_{20} = \frac{11}{20}$$

$$f_\theta(x) = \theta^x (1-\theta)^{1-x}$$

b) $I_1(\theta) = -E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \ln f_\theta(x) \right]$

$$= -E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} (\theta^x (1-\theta)^{1-x}) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial}{\partial \theta} \left(x \theta^{x-1} (1-\theta)^{1-x} - \theta^x (1-\theta)^{-x} (1-x) \right) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial}{\partial \theta} \left(\theta^{x-1} (1-\theta)^{-x} \left(x(1-\theta) - \theta(1-x) \right) \right) \right]$$

$$= -E \left[\frac{\partial}{\partial \theta} \left(\theta^{x-1} (1-\theta)^{-x} (x-\theta) \right) \right]$$

$$\begin{aligned}
 &= -E \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} (\ln \theta \cdot x + \ln(1-\theta) (1-x)) \right] \\
 &= -E \left[\frac{\partial}{\partial \theta} \left(\frac{x}{\theta} - \frac{1}{1-\theta} (1-x) \right) \right] \\
 &= -E \left[-\frac{x}{\theta^2} - \frac{1-x}{(1-\theta)^2} \right]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{E[x]}{\theta^2} + \frac{1 - E[x]}{(1-\theta)^2} = \frac{1}{\theta} + \frac{1-\theta}{(1-\theta)^2} = \frac{1}{\theta} + \frac{1}{1-\theta} \\
 &= \frac{1}{\theta(1-\theta)}
 \end{aligned}$$

Deci $I_1(\theta) = \theta(1-\theta)$

b) $V_\theta[x_1] = \text{Var}_\theta(x_1) = \theta(1-\theta)$

Un estimator de un max este $\bar{X}_n - \bar{X}_n^2$

$$\begin{aligned}
 \text{Asum că } E_\theta[\bar{X}_n - \bar{X}_n^2] &= E_\theta[\bar{X}_n] - E_\theta[\bar{X}_n^2] \\
 &= \theta - \text{Var}_\theta(\bar{X}_n) - E_\theta[x_n]^2 \\
 &= \theta + \frac{-\theta + \theta^2}{n} - \theta^2 \\
 &\neq \theta(1-\theta) \quad \rightarrow \text{estimator e deplasat}
 \end{aligned}$$

$g(x) = x(1-x)$ cont
 $\hat{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta$

$\rightarrow \hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n) \rightarrow \theta(1-\theta)$

c) Conform Th. Limi Centrale i. l. $\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n)$ consistent

$$\sqrt{n} \cdot \frac{\bar{X}_n - \theta}{\sqrt{\text{Var}(x_1)}} = \sqrt{n} \cdot \frac{\hat{\theta}_n - \theta}{\sqrt{\theta(1-\theta)}} \rightarrow N(0,1)$$

$$P \left(-z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \sqrt{n} \frac{\hat{\theta}_n - \theta}{\sqrt{\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n)}} \leq z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right) \simeq 1-\alpha$$

$\rightarrow i c_{\text{Wald}}^{1-\alpha} = \left[\hat{\theta}_n - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n)}{n}}, \hat{\theta}_n + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n)}{n}} \right]$

Si $n = 20$, $\alpha = 0,05$, $\hat{\theta}_n = 0,55$