

Παρασκευή 20/11/2020

Άσκηση 1

Έστω  $X_1, X_2, \dots, X_n$  τ.δ. από  $P(\theta)$ . Να βρεθεί ΑΟΕΔ του  $\theta$  και  $\theta^2$ .

Άσκηση 2:

Έστω  $X_1, X_2, \dots, X_n$  τ.δ. από  $U(0, \theta)$ . Να βρεθεί ΑΟΕΔ των  $\theta$  και  $1/\theta$ .

(50)

Cramer Rao : Το π.Ο της από αμείβη κατανομής Σοβιέντος του  $\theta$  πρέπει να είναι αμεγ. του  $\theta$ .

## Κριτήρια Αξιοπιστίας εκτιμήσεων

- Αλεγομένη
- ΑΟΕΔ

## Μεθόδους εύρεσης ΑΟΕΔ:

- Κάτω φράγμα Ακρότητας C-R.  $= \frac{[g'(\theta)]^2}{n I_X(\theta)}$

Πρέπει να ικανοποιεί τις συνθήκες ολοκληρωσης για να χρησιμοποιηθεί να το εφαρμόσει.

▷ Το Π.Ο της  $f(x|\theta)$  να είναι ανεξάρτητο του  $\theta$

▷ "Μονιμοποίηση" που επιτυγχάνεται το κάτω φράγμα

▷ Αν  $f(x, \theta)$  είναι της μορφής:

$$f(x, \theta) = c(\theta) h(x) \exp\{a(\theta) T(x)\}, \quad x \in A \text{ ανεξ. του } \theta$$

▷ Το ίδιο στην C-R επιτυγχάνεται αν:  $v$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \log \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta) = k(\theta) n(u - g(\theta))$$

και  $u$  είναι ΑΟΕΔ της  $g(\theta)$ .

Δηλ. αν συνδυάσει Cramer Rao μπορούμε να προσδιορίσουμε ΑΟΕΔ εκτιμήτες μόνο γιατί: συνεπ. της  $g(\theta)$   
στην της μορφής  $ag(\theta) + b$ .

## Επιπλέον Lehman-Scheffe

Έστω  $X_1, X_2, \dots, X_n$  από ένα γνήσιο με σ.π.π  $n$  αν  $f(x|\theta)$ . Έστω  $T = T(X_1, X_2, \dots, X_n)$  επαρκές και πλήρες στατιστικό και  $u = u(T)$  αλεγομένης της  $g(\theta)$  τότε  $u$  ΑΟΕΔ της  $g(\theta)$ .

## Ασκ 1

Για  $\forall \theta$

$$\text{Είναι } g(\theta) = \theta, [g'(\theta)]^2 = 1, p(x, \theta) = \frac{e^{-\theta} \theta^x}{x!}$$

$$I_x(\theta) = -E\left(\frac{\partial^2 \log f(x, \theta)}{\partial \theta^2}\right)$$

$$\text{Είναι } \log p(x, \theta) = -\theta + x \log \theta - \log x!$$

$$\frac{\partial \log p(x, \theta)}{\partial \theta} = -1 + \frac{x}{\theta}, \quad \frac{\partial^2 \log p(x, \theta)}{\partial \theta^2} = -\frac{x}{\theta^2}$$

$$I_x(\theta) = -E\left(\frac{\partial^2 \log p(x, \theta)}{\partial \theta^2}\right) = -E\left(-\frac{x}{\theta^2}\right) = \frac{1}{\theta^2} E(x) = \frac{1}{\theta}$$

$$K_{\text{C.R.}} = \frac{1}{n I(\theta)} = \frac{\theta}{n}$$

Αρκεί να βρεθεί εκτιμητής  $T$  της  $\theta$  με  $E(T) = \theta$

$$\text{και } \text{Var}(T) = \frac{\theta}{n}$$

Θεωρούμε  $T = \bar{X}$

$$E(T) = E(\bar{X}) = \theta$$

$$\text{Var}(\bar{X}) = \text{Var}\left(\frac{1}{n} \sum X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum \text{Var} X_i = \frac{1}{n^2} \sum \theta = \frac{n\theta}{n^2} = \frac{\theta}{n}$$

Άρα  $\bar{X}$  ΑΟΕΔ της  $\theta$ .

**Β' μέρος:**

$$f(x, \theta) = \frac{e^{-\theta}}{x!} e^{x \log \theta} \text{ που } f(x, \theta) \text{ ανήκει στην κλάση } \mathcal{E}(\theta).$$

$$\text{και } \frac{\partial \log f(x, \theta)}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} \left(\frac{\sum X_i}{n} - \theta\right) \Rightarrow \bar{X} \text{ ΑΟΕΔ της } \theta.$$

Γ<sub>10</sub> το θ<sup>2</sup>

$$E(U(t)) = \theta^2$$

$$\Rightarrow \sum_{t=0}^{\infty} U(t) \frac{(n\theta)^t e^{-n\theta}}{t!} = \theta^2 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \sum_{t=0}^{\infty} U(t) \frac{(n\theta)^t}{t!} = \theta^2 e^{n\theta} = \theta^2 \sum_{t=0}^{\infty} \frac{(n\theta)^t}{t!}$$

$$\Rightarrow \sum_{t=0}^{\infty} U(t) \frac{n^t \theta^t}{t!} = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{n^t \theta^{t+2}}{t!} \Rightarrow$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} U(t) \frac{n^t \theta^t}{t!} = \sum_{t=2}^{\infty} \frac{n^{t-2} \theta^t}{(t-2)!} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow U(0) + U(1)n\theta + U(2)\frac{n^2\theta^2}{2} + \dots = \theta^2 + n\theta^3 + \dots$$

$$\Rightarrow U(0) = U(1) = 0 \quad \text{και}$$

$$U(t) \cdot \frac{n^t}{t!} = \frac{n^{t-2}}{(t-2)!}, \quad t \geq 2$$

$$U(0) = U(1) = 0 \quad \text{και} \quad U(t) = \frac{(t-1)t}{n^2}, \quad t \geq 2$$

$$\text{Άρα } \frac{T(T-1)}{n^2} = \frac{T^2 - T}{n^2} \quad \text{Άρα } \text{Ans. } \theta^2$$

~~Γραφείο Στατιστικής Σχολής~~

Β' μέρος :

$$\text{Var}(T^2) = \text{Var}(T) + [E(T)]^2$$

$$\text{Για } T = \sum X_i \sim P(n, \theta)$$

~~Επιπλέον :~~

$$E(T^2) = n\theta + n\theta^2 \Rightarrow \frac{E(T^2) - [E(T)]^2}{n^2} = \theta^2$$

Αρα  $\frac{T^2-1}{n^2}$  ~~είναι~~ ΑΟΕΔ εκτίμητης ~~των~~  $\theta^2$

### Επισης στατιστική ανύψωση (estimator)

Αυτή που περιέχει όλη την πληροφορία, τη διαθέτουμε από το δείγμα για την παράμετρο  $\theta$

$T$  επισης για τη  $\theta$  αν η εστρεφόμενη κατανομή  $X|T$  είναι ανεξάρτητη του  $\theta$

Πάντα υπάρχει μια στατιστική ανύψωση η οποία είναι επισης και αυτή είναι όλο το δείγμα.

### Ασκ. 2

$f(x|\theta) = \frac{1}{\theta}$ ,  $0 < x < \theta$ , εξαρτάται από το  $\theta$

$$\prod_{i=1}^n f(x_i|\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} I_{(0,\theta)}(x_i) = \frac{1}{\theta^n} \prod_{i=1}^n I_{(0,\theta)}(x_i)$$

$$\prod_{i=1}^n I_{(0,\theta)}(x_i) = \begin{cases} 1, & 0 < x_{(1)} < x_{(n)} < \theta \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

$$\prod_{i=1}^n I_{(0,\theta)}(x_i) = I_{(0,x_{(n)}}(x_{(1)}) \cdot I_{(0,\theta)}(x_{(n)})$$

$$= \frac{1}{\theta^n} I_{(0,x_{(n)}}(x_{(1)}) \cdot I_{(0,\theta)}(x_{(n)})$$

$$= \frac{1}{\theta^n} \underbrace{I_{(0,\theta)}(x_{(n)})}_{g(x_{(n)}, \theta)} \cdot \underbrace{I_{(0,x_{(n)}}(x_{(1)})}_{h(x_1, \dots, x_n)}$$

Αρα  $T(x) = x_{(n)}$  επισης στατιστικό

Απειρα να ελεγχω οτι  $E(\varphi(T)) = 0 \Rightarrow \varphi(T) = 0 \quad \forall T$

$E(\varphi(T)) = \int \varphi(t) f(t) dt$  ομοιωμεται ο υπολογισμος του  $X(n)$ .

Προσβαλουμε οτι  $f_T(t) = \prod_{i=1}^n f_X(t) = \left(\frac{t}{\theta}\right)^n, 0 < t < \theta$ .

Αρα  $f(t) = \frac{n t^{n-1}}{\theta^n}, 0 < t < \theta$

$\int_0^\theta \varphi(t) f(t) dt = 0 \quad \forall \theta > 0$

$$\Rightarrow \int_0^\theta \varphi(t) \frac{n t^{n-1}}{\theta^n} dt = 0 \Rightarrow \int_0^\theta \varphi(t) t^{n-1} dt = 0$$

Παραγωγισμος ως προς  $\theta$  ειναι

$$\Rightarrow \varphi(\theta) \theta^{n-1} = 0 \quad \forall \theta > 0 \Rightarrow \varphi(\theta) = 0 \quad \forall \theta > 0$$

Αρα  $X(n)$  ηθισται σταθιρο

Απειρα να βρωει ορισμο του  $T$  που να ειναι ανεξαρτητος του  $\theta$  εοικαστικα του ιδιου του  $T$

$$E(T) = \int_0^\theta t f_T(t) dt = \int_0^\theta \frac{t n t^{n-1}}{\theta^n} dt = n \int_0^\theta t^n dt$$

$$= \frac{n}{\theta^n} \frac{t^{n+1}}{n+1} \Big|_0^\theta = \frac{n}{n+1} \theta$$

Επισης  $\frac{f_{n+1}(T)}{n} = \frac{(n+1) X(n)}{n}$  ανεξαρτητος του  $\theta$ .

Γενικα

(505)  $E(U(T)) = \theta^k \Rightarrow \int_0^\theta u(t) \frac{n t^{n-1}}{\theta^n} dt = \theta^k$

$$\Rightarrow \int_0^{\theta} u(t) t^{n-1} dt = \frac{\theta^{n+k}}{n} \Rightarrow u(\theta) \theta^{n-1} = \frac{n+k}{n} \theta^{n+k-1}$$

$$\Rightarrow u(\theta) = \frac{n+k}{n} \theta^{n+k-1} \Rightarrow \boxed{u(t) = \frac{n+k}{n} t^k}$$

Επιλέγουμε για την  $\frac{1}{\theta} = \theta^{-1}$  έχουμε  $u(t) = \frac{n-1}{n} \frac{1}{t} = \frac{n-1}{n} \frac{1}{x(t)}$

H-W. Ασκήση:  $X_1, X_2, \dots, X_n$  με σ.π.π  $f(x|\theta) = e^{-(x-\theta)}$ ,  $x \geq \theta$   
Νο. βρεθεί ο ΑΟΕΛ της  $\theta$ .