

Ασκ. 27

Βρίσκουμε στο Παραδ. 2 - Μαθ. 10 την ασυμπτωτική κατανομή

της $\tilde{\theta}_v = \frac{v+1}{v} X_{(v)}$ σε τ.δ. από $\mathcal{U}[0, \theta]$.

- (i) Πώς συνδέεται η ασυμπτωτική κατανομή της $\tilde{\theta}_v$ με την $\text{Exp}(\frac{1}{\theta})$?
- (ii) Συμπεράνετε την ασυμπτωτική κατανομή της $X_{(v)}$.

Λύση

$$v(\tilde{\theta}_v - \theta) \xrightarrow{d} X, \text{ με } F_X(x) = \begin{cases} e^{\frac{x}{\theta} - 1} & -\infty < x \leq 0 \\ 1 & x > 0. \end{cases}$$

Επειδή $x \leq 0 \iff \theta - x \geq 0$, υπολογίζουμε τη σ.κ. τη $\theta - X$. Για $x \geq 0$

$$P(\theta - X \leq x) = P(X \geq \theta - x) \stackrel{\text{δυναμίας τ.μ.}}{=} 1 - P(X \leq \theta - x) = 1 - F_X(\theta - x) \\ = 1 - e^{\frac{\theta - x}{\theta} - 1} = 1 - e^{-\frac{1}{\theta}x}$$

$$\text{Άρα } F_{\theta - X}(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - e^{-\frac{1}{\theta}x} & x \geq 0 \end{cases} \Rightarrow \theta - X \sim \text{Exp}(\frac{1}{\theta}).$$

Ισοδύναμα $X \stackrel{d}{=} \theta - Y$, όπου $Y \sim \text{Exp}(\frac{1}{\theta})$.

$$(ii) X_{(v)} = \frac{v}{v+1} \tilde{\theta}_v \Rightarrow X_{(v)} = \tilde{\theta}_v - \frac{1}{v+1} \tilde{\theta}_v$$

$$v(X_{(v)} - \theta) = v\left(\tilde{\theta}_v - \frac{\tilde{\theta}_v}{v+1} - \theta\right) = v(\tilde{\theta}_v - \theta) - \frac{v}{v+1} \tilde{\theta}_v \quad (1)$$

$$\text{Όμως } v(\tilde{\theta}_v - \theta) \xrightarrow{d} X \text{ και } -\left(\frac{v}{v+1}\right) \tilde{\theta}_v \xrightarrow{P} -\theta$$

Άρα από το Slutsky, και την (1), έχουμε

$$v(X_{(v)} - \theta) \xrightarrow{d} X - \theta$$

$$\text{Επειδή } \theta - X \sim \text{Exp}(\frac{1}{\theta}) \Rightarrow v(X_{(v)} - \theta) \xrightarrow{d} -\text{Exp}(\frac{1}{\theta})$$

Έστω X_1, \dots, X_n τ.δ. από $\mathcal{U}(\theta, \beta)$ με $\theta < \beta$ και β γνωστό.

(i) Ν.δ.ο. η $\hat{\theta}_n = X_{(1)}$ είναι συνεπής εκτιμήτρια του θ .

[α' τρόπος : απ' ευθείας (με ιδιότητες του minimum)]

[β' τρόπος : με μετασχηματισμό δεδομένων ; υποδείξη : $Y_i = \beta - X_i$]

(ii) Να βρεθεί η ασυμπτωτική κατανομή της $\hat{\theta}_n$ (με 2 τρόπους όπως το (i))

Λύση

$$(i) F_{X_1}(x) = \begin{cases} 0 & , x < \theta \\ \frac{x-\theta}{\beta-\theta} & , \theta \leq x < \beta \\ 1 & , x \geq \beta \end{cases} \quad (1)$$

α' τρόπος

Έστω $\varepsilon > 0$.

$$P(|X_{(1)} - \theta| > \varepsilon) = P(X_{(1)} > \theta + \varepsilon) = P(X_1 > \theta + \varepsilon, \dots, X_n > \theta + \varepsilon) \\ \stackrel{\text{ανεξ.}}{=} \prod_{i=1}^n P(X_i > \theta + \varepsilon) \stackrel{\text{ισογ.}}{=} (F_{X_1}^c(\theta + \varepsilon))^n, \quad (F_{X_1}^c(x) = 1 - F_{X_1}(x))$$

όπου λόγω (1), $F_{X_1}^c(x) = \begin{cases} 1 & , x < \theta \\ 1 - \frac{x-\theta}{\beta-\theta} & , \theta \leq x < \beta \\ 0 & , x \geq \beta \end{cases} = \begin{cases} 1 & , x < \theta \\ \frac{\beta-x}{\beta-\theta} & , \theta \leq x < \beta \\ 0 & , x \geq \beta \end{cases}$

Τελικά, για $\varepsilon < \beta - \theta$

$$P(|X_{(1)} - \theta| > \varepsilon) = \left(\frac{\beta - \theta - \varepsilon}{\beta - \theta}\right)^n = \left(1 - \frac{\varepsilon}{\beta - \theta}\right)^n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$$

Συμπεραίνουμε ότι $X_{(1)} \xrightarrow{P} \theta$, και άρα $\hat{\theta}_n = X_{(1)}$ συνεπής.

β' τρόπος

$$X_i \sim \mathcal{U}(\theta, \beta) \Rightarrow Y_i = \beta - X_i \sim \mathcal{U}(0, \beta - \theta) \quad \left(\begin{array}{l} \text{ελαττωθείσα} \\ \text{άμεσα} \end{array} \right)$$

Επιπλέον X_1, \dots, X_n ανεξ. τ.μ. $\Rightarrow Y_i = \beta - X_i \sim$ ανεξ. τ.μ.

Άρα Y_1, \dots, Y_n τ.δ. από $\mathcal{U}(0, \beta - \theta) = \mathcal{U}(0, \lambda)$, $\lambda = \beta - \theta > 0$.

$$\begin{aligned} \text{Έχουμε δείξει } Y_{(n)} &\xrightarrow{P} \lambda, \forall \lambda > 0 \Rightarrow (\beta - X)_{(n)} \xrightarrow{P} \beta - \theta \\ \Rightarrow \beta - X_{(1)} &\xrightarrow{P} \beta - \theta \Rightarrow X_{(1)} \xrightarrow{P} \theta, \forall \theta < \beta \end{aligned}$$

(ii) α' τρόπος

θ.δ.ο.

$$v(X_{(1)} - \theta) \xrightarrow{d} \text{Exp}\left(\frac{1}{b-\theta}\right), \theta < b.$$

Έστω $x > 0$, F_v η σ.κ. της $v(X_{(1)} - \theta)$, και F η σ.κ. της $\text{Exp}\left(\frac{1}{b-\theta}\right)$

$$\begin{aligned}
F_v(x) &= P\left(v(X_{(1)} - \theta) \leq x\right) = P\left(X_{(1)} - \theta \leq \frac{x}{v}\right) \\
&= P\left(X_{(1)} \leq \theta + \frac{x}{v}\right) = 1 - P\left(X_{(1)} > \theta + \frac{x}{v}\right) \\
&= 1 - P\left(X_1 > \theta + \frac{x}{v}\right) \stackrel{(*)}{=} 1 - \left(\frac{b - \theta - \frac{x}{v}}{b - \theta}\right)^v \\
&= 1 - \left(1 - \frac{\frac{x}{v}}{b - \theta}\right)^v \xrightarrow{v \rightarrow \infty} 1 - e^{-\frac{1}{b-\theta} \cdot x} = F(x)
\end{aligned}$$

Επειδή λοιπόν $\lim_{v \rightarrow \infty} F_v(x) = F(x), \forall x > 0$

και προφανώς $\lim_{v \rightarrow \infty} F_v(x) = 0 = F(x), \forall x \leq 0$ } \Rightarrow

$$n \quad v(X_{(1)} - \theta) \xrightarrow{d} \text{Exp}\left(\frac{1}{b-\theta}\right), \forall \theta < b.$$

β' τρόπος

Όπως πριν, Y_1, \dots, Y_n με $Y_i = b - X_i, 1 \leq i \leq n$ είναι

τ.δ. από $\mathcal{U}(0, b-\theta) = \mathcal{U}(0, \lambda),$ με $\lambda = b - \theta > 0.$

$$\text{Έχουμε δείξει ότι } v(Y_{(n)} - \lambda) \xrightarrow{d} -\text{Exp}\left(\frac{1}{\lambda}\right)$$

$$\Rightarrow v(b - X_{(1)} - (b - \theta)) \xrightarrow{d} -\text{Exp}\left(\frac{1}{b-\theta}\right).$$

$$\Rightarrow -v(X_{(1)} - \theta) \xrightarrow{d} -\text{Exp}\left(\frac{1}{b-\theta}\right) \Rightarrow$$

$$v(X_{(1)} - \theta) \xrightarrow{d} \text{Exp}\left(\frac{1}{b-\theta}\right), \forall \theta < b.$$

Άσκ. 29

Έστω X_1, \dots, X_n τ.δ. από $G(\alpha, \theta)$, $\alpha > 0, \theta > 0$, όπου α γνωστό. Να βρεθεί η ε.μ.π. του θ , και να συγκριθεί με την ε.ρ.

Λύση

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\theta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x_i^{\alpha-1} e^{-\theta x_i} = \frac{\theta^{n\alpha}}{\Gamma(\alpha)^n} \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\alpha-1} e^{-\theta \sum_{i=1}^n x_i}$$

$$\Rightarrow \ell(\theta) = \log L(\theta) = n\alpha \log \theta - n \log \Gamma(\alpha) + (\alpha-1) \sum_{i=1}^n \log x_i - \theta \sum_{i=1}^n x_i \Rightarrow$$

$$\ell'(\theta) = \frac{n\alpha}{\theta} - \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{και} \quad \ell''(\theta) = -\frac{n\alpha}{\theta^2} < 0, \forall \theta > 0.$$

(γνήσια κοίλη συνάρτηση).

$$\text{Έχουμε } \ell'(\theta) = 0 \Leftrightarrow \frac{n\alpha}{\theta} = \sum_{i=1}^n x_i \Leftrightarrow \theta^* = \frac{n\alpha}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{\alpha}{\bar{X}_n}$$

† Επειδή $\ell(\theta)$ γνήσια κοίλη $\Rightarrow \hat{\theta} = \frac{\alpha}{\bar{X}_n}$ είναι η ε.μ.π. του θ .

$$\text{Λίοντας } E(X) = \bar{X}_n \Leftrightarrow \frac{\alpha}{\theta} = \bar{X}_n \Leftrightarrow \theta = \frac{\alpha}{\bar{X}_n}$$

συμπεραίνουμε ότι $\bar{\theta}_n = \frac{\alpha}{\bar{X}_n}$ είναι η ε.ρ. του θ που συμπίπτει με την ε.μ.π.

Άσκ 30

Λύθηκε Μαθ. 11 + 12.

Άσκ. 31

Μαθ 8^ο - Παράδ. 4 στις Διημερίδες 2016-17.

Άσκ. 32 | Βρείτε την ε.μ.π. του σ^2 στο τ.δ. $N(\mu, \sigma^2)$ μέσω αναπαράμετρησης $\theta = \frac{1}{\sigma^2}$.
γνωστό

Λύση

Η σ.π.π. της $N(\mu, \sigma^2)$ είναι

$$f(x; \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}$$

Με $\theta = \frac{1}{\sigma^2} > 0$, έχουμε $\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$

$$L(\theta) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} \theta^{\frac{n}{2}} e^{-\frac{1}{2}\theta \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2} \Rightarrow$$

$$l(\theta) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) + \frac{n}{2} \log \theta - \frac{1}{2}\theta \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \Rightarrow$$

$$l'(\theta) = \frac{n}{2\theta} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

Άρα $l'(\theta) = 0 \Leftrightarrow \theta^* = \frac{1}{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}$ (μοναδικό στάσιμο σημείο).

Επιπλέον $l''(\theta) = -\frac{n}{2\theta^2} < 0, \forall \theta > 0 \Rightarrow l(\theta)$ γνήσια κοίτη συνάρτηση,

και έτσι $\hat{\theta} = \left(\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{n} \right)^{-1}$

Επειδή $\sigma^2 = \frac{1}{\theta}$ και $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{\hat{\theta}} \Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{n}$
(από αναλλοίωτο)

Άσκ. 33

Να βρείτε την ε.π.π. της $E(X)$, όταν $X \sim \text{Exp}(\theta), \theta > 0$.
(παράμ. ρυθμού)

Λύση

Από την Άσκ. 29, έχουμε $\hat{\theta} = \frac{1}{\bar{X}_n}$ ($\alpha=1$).

Επειδή $E(X) = \frac{1}{\theta} \Rightarrow E(X) = \frac{1}{\hat{\theta}} = \bar{X}_n$

Ασκ. 34

Εστω X_1, \dots, X_n τ.δ. από $\mathcal{U}(-\theta, 0)$, $\theta > 0$.

Να βρεθεί η ε.μ.π. του θ (i) άμεσα και (ii) με $Y_i = -X_i$.

Λύση

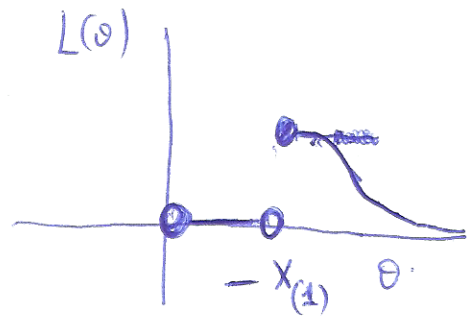
(i) $f_x(x) = \frac{1}{\theta} \mathbb{1}_{[-\theta, 0]}(x)$, όπου $X \sim \mathcal{U}(-\theta, 0)$.

Έχουμε $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^n \prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{[-\theta, 0]}(x_i)$.

Έχουμε $-\theta \leq x_i \leq 0, \forall 1 \leq i \leq n \iff -\theta \leq x_i, \forall 1 \leq i \leq n \iff x_i \leq 0, \forall 1 \leq i \leq n$

$-\theta \leq X_{(1)}$. Άρα $L(\theta) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^n \mathbb{1}_{[-X_{(1)}, +\infty)}$, $\theta > 0$.

$\iff -X_{(1)} \leq \theta$.



Επειδή $\left(\frac{1}{\theta}\right)^n$ φθίνουσα συμπεραίνουμε ότι $\hat{\theta}_n = -X_{(1)}$.

(ii) X_1, \dots, X_n τ.δ. $\mathcal{U}(-\theta, 0) \implies$

$Y_1 = -X_1, \dots, Y_n = -X_n$ είναι τ.δ. από $\mathcal{U}(0, \theta)$ (ελαττωσίεσα / άμεσα)

Γνωρίζουμε ότι $\hat{\theta}_n = Y_{(n)}$ είναι η ε.μ.π. του θ .

όμως $Y_{(n)} = \max\{Y_1, \dots, Y_n\} = \max\{-X_1, \dots, -X_n\} = -\min\{X_1, \dots, X_n\} = -X_{(1)}$.

$\implies \hat{\theta}_n = -X_{(1)}$.

Άσκ. 35 Έστω X_1, \dots, X_n τ.δ. από $\mathcal{U}(-\theta, \theta)$, $\theta > 0$. Να βρεθεί (6)

- (i) η ε.μ.π. του θ
- (ii) Ν.δ.θ. είναι συνεπής εκτιμήτρια του θ .
- (iii) Να βρεθεί η ασυμπτωτική κατανομή της ε.μ.π.

Λύση

(i) Αν $X \sim \mathcal{U}(-\theta, \theta)$, τότε $f(x; \theta) = \frac{1}{2\theta} \mathbb{1}_{[-\theta, \theta]}(x)$.

Άρα $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \left(\frac{1}{2\theta}\right)^n \prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{[-\theta, \theta]}(x_i)$.

$$\begin{aligned} \text{Όμως } -\theta \leq x_i \leq \theta &\Leftrightarrow -\theta \leq x_{(1)} \mid x_{(n)} \leq \theta \\ &\forall 1 \leq i \leq n. \end{aligned} \quad \left| \Leftrightarrow \begin{aligned} -x_{(1)} \leq \theta \\ x_{(n)} \leq \theta \end{aligned} \right| \Leftrightarrow$$

$$\theta \geq \max \{ -x_{(1)}, x_{(n)} \} = |x|_{(n)}, \text{ όπου}$$

$$|x|_{(n)} = \max \{ |x_1|, \dots, |x_n| \}.$$

Άρα $L(\theta) = \left(\frac{1}{2\theta}\right)^n \mathbb{1}_{[|x|_{(n)}, +\infty)}(\theta)$.

Επειδή $\left(\frac{1}{2\theta}\right)^n$ είναι φθίνουσα $\Rightarrow \hat{\theta}_n = |x|_{(n)}$

(ii) Αν θέσουμε $Y_i = |X_i|$, $1 \leq i \leq n$. τότε Y_1, \dots, Y_n είναι τ.δ. από $\mathcal{U}(0, \theta)$ (επαρθεύεται εύκολα ότι $|X_i| \sim \mathcal{U}(0, \theta)$).

Άσκ. $\Rightarrow Y_{(n)} = |x|_{(n)}$ είναι συνεπής εκτιμήτρια του θ .

(iii) Επιτηθέον $\nu(Y_{(n)} - \theta) \xrightarrow{d.} -\text{Exp}\left(\frac{1}{\theta}\right) \Rightarrow$
 $\nu(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d.} -\text{Exp}\left(\frac{1}{\theta}\right).$