

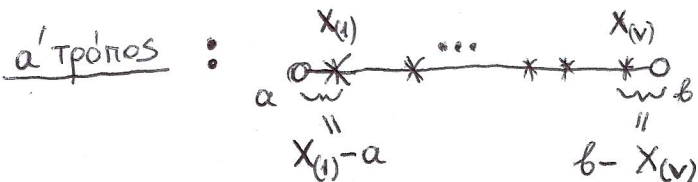
Ασπ. 1 : βλ. Σημειώσεις Μαθ. 15.

Ασπ. 2 : • Αν $X \sim \mathcal{U}(a, b) \Rightarrow E(X) = \frac{a+b}{2}$

Άρα $E[U_1(X)] = E(\bar{X}) = E(X) \stackrel{X \sim \mathcal{U}(\theta-\frac{1}{2}, \theta+\frac{1}{2})}{=} \frac{\theta-\frac{1}{2} + \theta+\frac{1}{2}}{2} = \theta, \forall \theta.$

και έτσι η $U_1(X)$ είναι α.ε. του θ .

• θ.Δ.Ο. η $U_2(X) = \frac{X_{(1)} + X_{(n)}}{2}$ είναι επίσης α.ε. του θ .



Για μία επιλογή n σημείων ομοιόμορφα σε διάστημα (a, b) είναι φανερό ότι $X_{(1)} - a \stackrel{d}{=} b - X_{(n)}$, αφού το $b - X_{(n)}$ αν μετράμε αντίθετα (από τα αριστερά προς τα δεξιά) αντιστοιχεί πάλι στην ελάχιστη απόσταση από άκρο του διαστήματος.

$$\text{Άρα } X_{(1)} - (\theta - \frac{1}{2}) \stackrel{d}{=} \theta + \frac{1}{2} - X_{(n)} \Rightarrow$$

$$E[X_{(1)}] - (\theta - \frac{1}{2}) = \theta + \frac{1}{2} - E[X_{(n)}] \Rightarrow$$

$$E[X_{(1)}] + E[X_{(n)}] = 2\theta \Rightarrow$$

$$E[U_2(X)] = \frac{1}{2} (E[X_{(1)}] + E[X_{(n)}]) = \frac{2\theta}{2} = \theta, \forall \theta.$$

Άρα η $U_2(X)$ είναι α.ε. του θ .

β' τρόπος : Κατ' αρχήν $X_i \sim \mathcal{U}(\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}) \stackrel{d}{=} \theta + \mathcal{U}(-\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$.

Άρα υποθέτουμε ότι $X_i = \theta + U_i$, όπου $U_i \sim \mathcal{U}(-\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$, $1 \leq i \leq n$ και ανεξ.

Προφανώς $X_{(1)} = \theta + U_{(1)}$ και $X_{(n)} = \theta + U_{(n)}$, και άρα

$$E(U_2(X)) = \theta, \forall \theta \Leftrightarrow \frac{1}{2} (\theta + E[U_{(1)}] + \theta + E[U_{(n)}]) = \theta, \forall \theta$$

$$\Leftrightarrow E[U_{(1)}] = -E[U_{(n)}] = E[-U_{(n)}] \quad (*).$$

Όμως $-U_{(n)} = -\max\{U_1, \dots, U_n\} = \min\{-U_1, \dots, -U_n\} = (-U)_{(1)}$.

Όταν $U \sim \mathcal{U}(-\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$, τότε η κατανομή της είναι συμμετρική, δηλ. $U \stackrel{d}{=} -U$

$$\Rightarrow -U_{(n)} = (-U)_{(1)} \stackrel{d}{=} U_{(1)} \Rightarrow E[-U_{(n)}] = E[U_{(1)}], \text{ δηλ.}$$

ισχύει η (*) που θέλαμε να δείξουμε.

2' τρόπος : $f_{X_{(1)}}(t) = v (1 - F_X(t))^{v-1} f_X(t)$

$$f_{X_{(v)}}(t) = v F_X^{v-1}(t) f_X(t)$$

Έχουμε $f_X(t) = 1$, $\theta - \frac{1}{2} < t < \theta + \frac{1}{2}$ και $F_X(t) = t - (\theta - \frac{1}{2})$, $\theta - \frac{1}{2} < t < \theta + \frac{1}{2}$

$$\Rightarrow E[X_{(1)}] = \int_{\theta - 1/2}^{\theta + 1/2} t v (1 - t + \theta - \frac{1}{2})^{v-1} dt = -v \int_{\theta - 1/2}^{\theta + 1/2} t \left[\frac{(\theta + \frac{1}{2} - t)^v}{v} \right]' dt$$

$$= -t \left[(\theta + \frac{1}{2} - t)^v \right]_{\theta - 1/2}^{\theta + 1/2} + \int_{\theta - 1/2}^{\theta + 1/2} (\theta + \frac{1}{2} - t)^v dt = \theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{v+1}$$

Όμοια $E[X_{(v)}] = \int_{\theta - 1/2}^{\theta + 1/2} t \cdot v [t - (\theta - \frac{1}{2})]^{v-1} dt = \theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{v+1}$

Τελικά $E[U_2(X)] = \frac{1}{2} \left[2(\theta - \frac{1}{2}) + \frac{1}{v+1} + \frac{1}{v+1} \right] = \theta \Rightarrow U_2(X)$ α.ε. του θ .

Ασ. 3 : $E[\bar{X}^2] = \text{Var}(\bar{X}) + E^2(\bar{X}) = \frac{1}{v} + \mu^2 \Rightarrow$

$$b_{\bar{X}^2}(\mu) = E[\bar{X}^2] - \mu^2 = \frac{1}{v}, \forall \mu \in \mathbb{R}$$

Άρα \bar{X}^2 δεν είναι α.ε. του μ^2 . Παρατηρούμε όμως ότι

$$\lim_{v \rightarrow +\infty} b_{\bar{X}^2}(\mu) = 0, \text{ δηλ. είναι ασυμπτωτικά α.ε.}$$

Ασ. 4 : (i) Για $x_i \in \mathbb{R}$, έχουμε $f(x_i; \theta) = e^{-(x_i - \theta)} \mathbb{1}_{(\theta, +\infty)}(x_i)$, $1 \leq i \leq v$.

Άρα για $x = (x_1, \dots, x_v) \in \mathbb{R}^v$, $f(x; \theta) = \prod_{i=1}^v f(x_i; \theta) = e^{-\sum_{i=1}^v x_i + v\theta} \prod_{i=1}^v \mathbb{1}_{(\theta, +\infty)}(x_i)$

$$\Rightarrow f(x; \theta) = \underbrace{e^{v\theta} \mathbb{1}_{(\theta, +\infty)}(x_{(1)})}_{g(x_{(1)}; \theta)} \underbrace{e^{-\sum_{i=1}^v x_i}}_{h(x)}$$

Άρα η $T(X) = X_{(1)}$ είναι επαρκής σ.σ. για το θ από το Π.Κ.Ν.

Για να είναι πλήρης πρέπει $E[h(T)] = 0, \forall \theta \in \mathbb{R} \Rightarrow h \stackrel{\text{σ.π.}}{=} 0$ στο \mathbb{R} .

Κατανομή της T : Έχει δείξει ότι $f_T(t) = v (1 - F_{X_1}(t))^{v-1} f_{X_1}(t)$

Όμως $f_{X_1}(t; \theta) = e^{-(t-\theta)}, t > \theta \Rightarrow F_{X_1}(t; \theta) = \int_{\theta}^t e^{-(u-\theta)} du = 1 - e^{-(t-\theta)}$

$$\Rightarrow f_T(t; \theta) = v (1 - F_{X_1}(t; \theta))^{v-1} f_{X_1}(t; \theta) = v e^{-(v-1)(t-\theta)} e^{-(t-\theta)} = v e^{-v(t-\theta)}, t > \theta$$

$$E[h(T)] = \int_{\theta}^{+\infty} h(t) f_T(t; \theta) dt = \int_{\theta}^{+\infty} h(t) v e^{-v(t-\theta)} dt = v e^{v\theta} \int_{\theta}^{+\infty} h(t) e^{-vt} dt \quad 3.$$

Άρα $E[h(T)] = 0, \forall \theta \in \mathbb{R} \Rightarrow \int_{\theta}^{+\infty} h(t) e^{-vt} dt = 0, \forall \theta \in \mathbb{R} \Rightarrow$
 $-h(\theta) e^{-v\theta} \stackrel{\text{σ.π.}}{=} 0 \Rightarrow h(\theta) \stackrel{\text{σ.π.}}{=} 0 \Rightarrow h \stackrel{\text{σ.π.}}{=} 0 \text{ στο } \mathbb{R}.$

Άρα η T είναι και πλήρης σ.σ. για το θ .

(ii) Από το θεώρημα L-S αρκεί να βρούμε $h(T): E[h(T)] = \theta, \forall \theta > 0$.

α' τρόπος: Θέσουμε $v e^{v\theta} \int_{\theta}^{+\infty} h(t) e^{-vt} dt = \theta, \forall \theta > 0$.

Όμως, $\int_{\theta}^{+\infty} h(t) e^{-vt} dt = \frac{\theta}{v} e^{-v\theta} \stackrel{d/d\theta}{\Rightarrow} -h(\theta) e^{-v\theta} \stackrel{\text{σ.π.}}{=} \frac{e^{-v\theta}}{v} - \theta e^{-v\theta}$
 $\Rightarrow h(\theta) e^{-v\theta} \stackrel{\text{σ.π.}}{=} (\theta - \frac{1}{v}) e^{-v\theta} \Rightarrow h(\theta) \stackrel{\text{σ.π.}}{=} \theta - \frac{1}{v} \Rightarrow h(t) \stackrel{\text{σ.π.}}{=} t - \frac{1}{v}$

\Rightarrow η $h(T) = T - \frac{1}{v}$ ή η $\delta(X) = h[T(X)] = X_{(1)} - \frac{1}{v}$ είναι α.ε.ε.δ του θ .

β' τρόπος: Έχουμε $f_T(t; \theta) = v e^{-v(t-\theta)}, t > \theta$. (έχει δείξει στο (i)).

Άρα $T \stackrel{d.}{=} \theta + \text{Exp}(v)$ (μία εξοστική (v) μετατοπισμένη κατά θ)

$\Rightarrow E(T) = \theta + E(\text{Exp}(v)) = \theta + \frac{1}{v} \Rightarrow E(T - \frac{1}{v}) = \theta, \forall \theta \in \mathbb{R}.$

Άρα η $T - \frac{1}{v}$ είναι α.ε.ε.δ. του θ από θεώρημα L-S.

Άσκ. 5: (i) Αν $X \sim \text{Exp}(\lambda) \Rightarrow E(X) = \frac{1}{\lambda}$ και $\text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$

Άρα $X_2 \sim \text{Exp}(\frac{1}{\theta}) \Rightarrow E(X_2) = \theta, \forall \theta > 0 \Rightarrow X_2$ α.ε. του θ .

$\text{Var}(X_2) = \theta^2, \forall \theta > 0.$

(ii) Μπορείτε να το δείξετε με το Π.Κ.Ν. Διαφορετικά

γνωρίζουμε ότι $X_1 + X_2$ επαρκής σ.σ. για το $\lambda = \frac{1}{\theta}$ (παράμετρος ρυθμού εδώ)

Άρα επαρκής και για το $\frac{1}{\lambda}$ ("1-1" στο $(0, +\infty)$), δηλ. το θ .

(iii) Θέτουμε $U = E(X_2 | X_1 + X_2) = E(X_2 | T) = h(T)$

$E(U) = E[E(X_2 | X_1 + X_2)] = E(X_2) = \theta, \forall \theta > 0$, άρα α.ε. του θ .

$f_{X_2|T}(x_2|t) \propto f_{X_2}(x_2) f_{T|X_2}(t|x_2) = f_{X_2}(x_2) f_{X_1}(t-x_2) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta} x_2} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta}(t-x_2)}$
 ανεξ. του X_2

$\Rightarrow [X_2 | T=t] \sim \mathcal{U}_{(0,t)} \Rightarrow E[X_2 | T] = \frac{T}{2}$, και $\text{Var}(\frac{T}{2}) = \frac{2\theta^2}{4} = \frac{\theta^2}{2} < \theta^2, \forall \theta > 0$

$\Rightarrow \frac{T}{2} = \bar{X}$ καλύτερη εκτίμηση από το X_2 . $\text{Var}(X_2)$

Ασ. 9 : (i) στήριγμα εξαρτάται από παράμετρο \Rightarrow δεν ανήκει σε Ε.Ο.Κ.

(ii) Έχει δείχσει ότι $T = X_{(v)} = \max_{1 \leq i \leq v} X_i$ είναι επαρκής και πλήρης σ.σ.

για το θ . (βλ. Σημειώσεις, Μαθ. 10+11 αντίστοιχα), αφού $X_i \sim \mathcal{U}(0, \theta)$.

Από το θεώρημα L-S αρκεί να βρούμε $h(T) : E[h(T)] = \theta^k, \forall \theta > 0$.

$$E[h(T)] = \int_0^\theta f_T(t; \theta) h(t) dt, \text{ όπου } f_T(\cdot; \theta), \text{ η σ.π.π. του } X_{(v)}.$$

$$\text{Όμως } f_T(t; \theta) = v \cdot F_u^{v-1}(t; \theta) f_u(t; \theta), \text{ όπου } u \sim \mathcal{U}(0, \theta).$$

$$f_u(t; \theta) = \frac{1}{\theta}, 0 < t < \theta \text{ και } F_u(t; \theta) = \frac{t}{\theta}, 0 < t < \theta \Rightarrow$$

$$f_T(t; \theta) = v \cdot \left(\frac{t}{\theta}\right)^{v-1} \frac{1}{\theta} = v \frac{t^{v-1}}{\theta^v}, 0 < t < \theta \Rightarrow$$

$$E[h(T)] = \frac{v}{\theta^v} \int_0^\theta h(t) t^{v-1} dt \text{ και άρα}$$

$$E[h(T)] = \theta^k, \forall \theta > 0 \Rightarrow \int_0^\theta h(t) t^{v-1} dt = \frac{\theta^{v+k}}{v} \Rightarrow \frac{d}{d\theta}$$

$$h(\theta) \theta^{v-1} \stackrel{\text{σ.π.}}{=} \frac{v+k}{v} \theta^{v+k-1} \Rightarrow h(\theta) \stackrel{\text{σ.π.}}{=} \frac{v+k}{v} \theta^k \Rightarrow$$

$$h(t) \stackrel{\text{σ.π.}}{=} \frac{v+k}{v} t^k, \text{ στο } (0, +\infty) \Rightarrow h(T) = \frac{v+k}{v} T^k \text{ είναι α.ε.ε.δ. του } \theta^k.$$

Ασ. 10 : Αν $U = \mathcal{U}(X)$ είναι α.ε. του $\frac{1}{\lambda}$, τότε

$$E[U(X)] = \frac{1}{\lambda}, \forall \lambda > 0 \Leftrightarrow \sum_{x=0}^{+\infty} U(x) e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = \frac{1}{\lambda} \Leftrightarrow \sum_{x=0}^{+\infty} \frac{U(x)}{x!} \lambda^{x+1} = e^\lambda$$

$$\Leftrightarrow \sum_{x=0}^{+\infty} \frac{U(x)}{x!} \lambda^{x+1} = \sum_{x=0}^{+\infty} \frac{1}{x!} \lambda^x \Leftrightarrow \sum_{x=1}^{+\infty} \frac{U(x-1)}{(x-1)!} \lambda^x = \sum_{x=0}^{+\infty} \frac{1}{x!} \lambda^x,$$

το οποίο είναι αδύνατον ($\forall \lambda > 0$), αφού ο 1ος όρος της 2ης δυναμοσειράς (για $x=0$) είναι **1**.

Ασ. 11 : Για $x = (x_1, \dots, x_v) \in \mathbb{R}^v$, έχουμε

$$f(x; \theta) = f(x_1, \dots, x_v; \theta) = \prod_{i=1}^v f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^v (2\pi\theta^2)^{-1/2} e^{-\frac{(x_i - \theta)^2}{2\theta^2}} =$$

$$(2\pi\theta^2)^{-v/2} e^{-\frac{1}{2\theta^2} \sum_{i=1}^v (x_i - \theta)^2} = (2\pi\theta^2)^{-v/2} e^{-\frac{1}{2\theta^2} \sum_{i=1}^v (x_i^2 - 2\theta x_i + \theta^2)}$$

$$= (2\pi\theta^2)^{-v/2} e^{-\frac{1}{2\theta^2} \left(\sum_{i=1}^v x_i^2 - 2\theta \sum_{i=1}^v x_i + v\theta^2 \right)} = (2\pi\theta^2)^{-v/2} e^{-\frac{1}{2\theta^2} \sum_{i=1}^v x_i^2 + \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^v x_i - \frac{v}{2}}$$

$$= g\left(\left(\sum_{i=1}^v x_i, \sum_{i=1}^v x_i^2\right); \theta\right). \text{ Άρα από το π.κ.ν.}$$

η $T(x) = \left(\sum_{i=1}^v x_i, \sum_{i=1}^v x_i^2\right)$ είναι επαρκής σ.σ. για το θ .

Ασκ. 12 : Έστω $\alpha > 0$. Επιλέγουμε $g(x) = \begin{pmatrix} 1 \\ (-\alpha, \alpha) \end{pmatrix} x$. Τότε $E[g(X)] = 0, \forall \theta > 0$ και άρα η οικογένεια των κατανομών Cauchy δεν είναι πλήρης.