

Πορίσμα OLS : Για  $\omega \in \mathcal{D}$ ,  $T$  είναι γραμμική ή ημίγραμμη  
 για  $\omega \in \mathcal{D}$ ,  $\psi_1(\tau)$  είναι συνάρτηση του  $T$  και  $\psi_2(\tau)$   
 $\psi_1(\tau)$  είναι α.ε. του  $g(\theta)$ , τότε  $\psi_2(\tau)$  είναι  
 α.ε.ε.δ. του  $g(\theta)$ .

Από το OLS μπορεί να είναι  $\psi(\tau) = E(U|\tau)$   
 η οποία είναι α.ε. του  $g(\theta)$  και  $\psi(\tau)$   
 είναι μια ιδιότητα εξισώσεων διασποράς  $u^2$   $\omega$   $\tau$   
 α.ε. του  $g(\theta)$ . Έστω  $\psi_1(\tau)$  τ.ω.  $E(\psi_1(\tau)) = g(\theta)$ .

Εκτός:  $E[\psi(\tau) - \psi_1(\tau)] = 0$ , και επειδή  $T$   
 είναι ημίγραμμη, τότε:  $\psi(\tau) = \psi_1(\tau)$ , και άρα  
 $\psi_1(\tau)$  α.ε.ε.δ. του  $g(\theta)$ .

Παλ Έστω  $x_1, \dots, x_n$  ε.δ. από  $N(\theta, \sigma^2)$ . Να  
 βρεθεί α.ε.ε.δ. για  $\omega \in \mathcal{D}$ .

Ζητάμε  $T$  γραμμική ή ημίγραμμη σ.ε. για  $\omega \in \mathcal{D}$ .

Έκθετα δείγμα ίσα  $T = \sum_{i=1}^n X_i$  είναι ανεξάρτητες ή  
αξίως σ.σ.

Επίσης, έκθετα δείγμα ίσα:  $E(\bar{X}) = \theta$ .

$$\text{Δύλ. } E(\bar{X}) = E\left(\frac{\sum X_i}{n}\right) = E\left(\frac{T}{n}\right) = \theta$$

Άρα από L-S, το  $\bar{X}$  είναι α.ε.ε.δ. του  $\theta$ ,  
ως α.ε. του  $\theta$  να συνίσταται των ανεξάρτητων  
ή αξίως σ.σ.  $T$ .

P2

Δευτέρα, 8 Νοεμβρίου 2021 1:37 μμ

Πχ | Έστω  $X_1, \dots, X_n$  z.s. από  $N(\theta, 1)$ . ΝΒΟ  
 η β.β.  $\bar{X}^2 - \frac{1}{n}$  είναι α.ε.ε.δ. ως  $g(\theta) = \theta^2$ .

Ερωτάς δίπλα σου η β.β.  $T = \sum_{i=1}^n X_i$  είναι γραμμική  
 ή ημίρρητη για το  $\theta$ . Από η  $\bar{X}^2 - \frac{1}{n}$  είναι  
 συνάρτηση της  $T$ , άρα να διαγράψω ότι είναι  
 α.ε. ως  $g(\theta) = \theta^2$ , ανeur από L-S η  $\bar{X}^2 - \frac{1}{n}$   
 θα είναι α.ε.ε.δ. ως  $g(\theta)$ .

$$\begin{aligned} \underline{\text{Εκτός}}: E\left[\bar{X}^2 - \frac{1}{n}\right] &= E(\bar{X}^2) - \frac{1}{n} = \\ &= V(\bar{X}) + E(\bar{X})^2 - \frac{1}{n} = \frac{1}{n} V(X) + \theta^2 - \frac{1}{n} \\ &= \frac{1}{n} + \theta^2 - \frac{1}{n} = \theta^2, \text{ άρα α.ε.ε.δ. ως } \theta^2 \end{aligned}$$

Εναλλακτικά:

$$X_i \sim N(\theta, 1) \Rightarrow \bar{X} \sim N\left(\theta, \frac{1}{n}\right)$$

$$\bar{X} - \theta \sim N(0, \frac{1}{n}) \Rightarrow \sqrt{n}(\bar{X} - \theta) \sim N(0, 1)$$

$$\frac{1}{\sqrt{v}} \sim N(0, 1) \Rightarrow \dots$$

$$\text{Οπότε: } E[v(\bar{x} - \theta)^2] = 1 \Rightarrow E[(\bar{x} - \theta)^2] = \frac{1}{v}$$

$$\Rightarrow E[\bar{x}^2 + \theta^2 - 2\theta\bar{x}] = \frac{1}{v} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E(\bar{x}^2) + \theta^2 - 2\theta \cdot \underbrace{E(\bar{x})}_{\theta} = \frac{1}{v} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E(\bar{x}^2) + \theta^2 - 2\theta^2 = \frac{1}{v} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E[\bar{x}^2 - \frac{1}{v}] = \theta^2, \text{ άρα α.ε.ε.δ. του } \theta^2.$$

ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΗ: Μπορεί να δείξει ότι για τα πιο κοινά  $N(\mu, \sigma^2 - \text{γνωστό}), \text{Bernoulli}(p), \text{Binomial}(n)$ ,  $E_{\theta}(\theta)$  ο βέβαιος  $\bar{X}$  είναι α.ε.ε.δ. των άγνωστων παραμέτρων.

Παλ. Έστω  $x_1, \dots, x_n$  ε.ε.δ. από  $U(0, \theta)$ . Να  
 βρεθεί ο ε.ε.δ. των  $g(\theta) = \theta^k$ .

Εξάφ.  $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} \cdot I(0 < x < \theta)$

όπου  $I(0 < x < \theta) = \begin{cases} 1, & \text{αν } 0 < x < \theta \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$

Εξάφ. δίνω ότι η  $T = X_{(n)}$  είναι ανεξάρτητος ε.ε.  
 για το  $\theta$ . Επίσης είναι και η/μπος ε.ε. της

$$f_T(t) = \frac{v t^{v-1}}{\theta^v}, \quad t \in (0, \theta)$$

Επομένως, για να βρεθεί ο ε.ε.δ. των  $g(\theta) = \theta^k$   
 αρκεί να βρεθεί  $\psi(T) : E(\psi(T)) = g(\theta) = \theta^k$   
 $\forall \theta > 0$ .

$$E(\psi(T)) = \int_0^\theta \psi(t) f_T(t) dt = \theta^k, \quad \forall \theta > 0$$

$$\Rightarrow \int_0^\theta \psi(t) \frac{t^{v-1}}{\theta^v} dt = \theta^k, \quad \forall \theta > 0$$

$$\int_0^\theta \psi(t) t^{v-1} dt = \theta^{v+k}, \quad \forall \theta > 0$$

$$\Rightarrow \int_0^{\theta} \psi(t) t^{v-1} dt = \frac{\theta^{v+k}}{v}, \quad \forall \theta > 0$$

Παραγωγίζουμε ως προς  $\theta$ :

$$\psi(\theta) \theta^v = (v+k) \cdot \frac{\theta^{v+k-1}}{v}, \quad \forall \theta > 0$$

$$\Rightarrow \psi(\theta) = \frac{v+k}{v} \cdot \theta^k.$$

Οπότε:  $\psi(x) = \frac{v+k}{v} x^k = \frac{v+k}{v} x_{(v)}^k$  α.ε.ε.δ.

τ.ω.  $g(\theta) = \theta^k$ .

(Σημείωση) Να βρεθεί α.ε.ε.δ. τ.ω.  $E(X)$  ή  $V(X)$ .

Αφού  $X \sim U(0, \theta)$ , τότε:  $E(X) = \frac{\theta}{2}$

και  $V(X) = \frac{\theta^2}{12}$

Συνάρα  $\psi_1(x)$  τ.ω.  $E(\psi_1(x)) = \frac{\theta}{2} = g_1(\theta)$

Έχουμε α.ε.ε.δ. τ.ω.  $\theta^k$

Προφανώς, α.ε.ε.δ. τ.ω.  $c\theta^k$ , ούτως ή άλλως,

Οα είναι η  $\psi^*(\tau) = C \cdot \frac{v+k}{v} (x_{(v)})^k$

Συνεπώς, για  $k=1$ , η α.ε.ε.δ. των  $g_1(0) = \frac{0^2}{2}$

είναι η  $\psi_1(\tau) = \frac{1}{2} \frac{v+1}{v} \cdot x_{(v)}$

Ομοίως, για  $k=2$ , η α.ε.ε.δ. των  $g_2(0) = \frac{0^2}{12}$

είναι η  $\psi_2(\tau) = \frac{1}{12} \cdot \frac{v+2}{v} x_{(v)}^2$

P4

Δευτέρα 8 Νοεμβρίου 2021 2:15 μμ

Πχ) Έστω  $x_1, \dots, x_n$  iid και κατανομή  $f$

$$f(x; \lambda) = 2\lambda^2 \cdot x^{-3}, \quad x > \lambda, \lambda > 0$$

i) NDD η ε.ε.  $T = X_{(1)} = \min_i x_i$  είναι επαρκής κι  
 αψευδής για  $\lambda$ .

ii) Να βρεθεί α.ε.ε.δ. του  $f^{-k}$

Θα δουλέψουμε με το παραχρηματικό κριτήριο.

Έκθεση:  $f(x; \lambda) = 2\lambda^2 \cdot x^{-3} \cdot I(\lambda < x < \infty)$ .

Απόδειξη:  $f(x; \lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \lambda) = \prod_{i=1}^n 2\lambda^2 \cdot x_i^{-3} \cdot I(\lambda < x_i < \infty)$

$$= (2\lambda^2)^n \cdot \frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i^3} \cdot \prod_{i=1}^n I(\lambda < x_i < \infty)$$

Ζητάμε:  $\prod_{i=1}^n I(\lambda < x_i < \infty) = 1$

$$\Leftrightarrow I(\lambda < x_i < \infty), \quad \forall i$$

$$\Leftrightarrow \lambda < x_1, \dots, x_n < \infty$$



$$\Leftrightarrow \lambda < X_{(1)} < \infty, \quad 0 < X_{(n)} < \infty$$

$$\Leftrightarrow I(\lambda < X_{(1)} < \infty) \cdot I(0 < X_{(n)} < \infty)$$

Ansatz:  $f(\underline{x}; \lambda) = (2\lambda^2)^n \frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i^3} \cdot I(\lambda < X_{(1)} < \infty) I(0 < X_{(n)} < \infty)$

$$= g(\tau(\underline{x}); \lambda) \cdot h(\underline{x})$$

ans:  $g(\tau(\underline{x}); \lambda) = (2\lambda^2)^n \cdot I(\lambda < X_{(1)} < \infty)$

$$h(\underline{x}) = \frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i^3} \cdot I(0 < X_{(n)} < \infty)$$

Lebenszeit:  $T(\underline{x}) = X_{(1)}$  (minimale GG. aller  $x_i$ )

Überschreibe zu rekonstruieren zu  $T$ .

$$F_T(t) = P(T \leq t) = P(X_{(1)} \leq t) = 1 - P(X_{(1)} > t)$$

$$= 1 - P(x_1, \dots, x_n > t) = 1 - \prod_{i=1}^n P(x_i > t) =$$

$$= 1 - [P(x > t)]^n = 1 - [1 - P(x \leq t)]^n$$

$$= 1 - [1 - F_X(t)]^n$$

$$= 1 - [1 - F_X(t)]$$

Example:  $F_X(t) = \int_2^t f_X(x) dx = \int_2^t 2\sqrt{x}^{-3} dx =$

$$= 2\sqrt{2} \frac{1}{-2x^2} \Big|_2^t = 2\sqrt{2} \left[ -\frac{1}{2t^2} + \frac{1}{2\sqrt{2}} \right] =$$

$$= 1 - \left(\frac{\sqrt{2}}{t}\right)^2, \quad t > \sqrt{2}$$

Ans:  $F_T(t) = 1 - \left(\frac{\sqrt{2}}{t}\right)^{2w}$

$$\begin{aligned} \text{h) } f_T(t) &= \frac{d}{dt} F_T(t) = -2\sqrt{2} \frac{-1}{t^{2w+1}} = \\ &= \frac{2\sqrt{2}}{t^{2w+1}}, \quad t > \sqrt{2}. \end{aligned}$$

Ερωσ  $g(\tau)$  ως  $T$ .

$$E(g(\tau)) = 0, \quad \forall \tau \Rightarrow \int_{\sqrt{2}}^{\infty} g(t) f_T(t) dt = 0, \quad \forall \tau$$

$$\Rightarrow \int_{\sqrt{2}}^{\infty} g(t) \frac{2\sqrt{2}}{t^{2w+1}} dt = 0, \quad \forall \tau \Rightarrow$$

$$\int_{\sqrt{2}}^{\infty} g(t) t^{-w-1} dt = 0, \quad \forall \tau$$

$$\Rightarrow \int_2^{\infty} g(t) t^{-\omega-1} dt = 0, \forall \omega$$

Παραγωγίζουμε ως προς  $\omega$ :

$$-g(\omega) \omega^{-\omega-1} = 0, \forall \omega \Rightarrow g(\omega) = 0, \forall \omega$$

Άρα,  $g(t) = 0, \forall t \geq 2$ .

Συνολικά,  $\eta$   $T$  είναι σταθερή ή αθροισμα σ.σ.  
για  $\omega \geq 2$ .

Συνολικά ως προς  $\omega$  α.σ.ε.δ. για  $\omega \geq 2^k$ .

Συνολικά  $\psi(\omega)$  ζ.ω.  $E(\psi(\omega)) = 2^{-k}$

$$\text{Εξάφ. } E(\psi(\omega)) = \int_2^{\infty} \psi(t) f_1(t) dt = 2^{-k} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \int_2^{\infty} \psi(t) \frac{2^{\omega} 2^{\omega}}{t^{\omega+1}} dt = 2^{-k} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow (\psi(t) t^{-\omega-1}) dt = \frac{2^{-k}}{2^{\omega}} = \frac{2^{-k-\omega}}{2^{\omega}}$$

$$\Rightarrow \int_0^{\infty} \psi(t) t^{-\omega} dt = \frac{\Gamma}{2N \Gamma^{\omega}} = \frac{1}{2N}$$

Παραγωγίζουμε ως προς  $\Gamma$ :

$$-\psi(\Gamma) \Gamma^{-\omega-1} = \frac{(-\Gamma-\omega)}{2N} \Gamma^{-\Gamma-\omega-1}$$

$$\Rightarrow \psi(\Gamma) = \frac{\Gamma+\omega}{2N} \Gamma^{-\Gamma}$$

$$\text{Άρα, μ G.G. } \psi(\Gamma) = \frac{\Gamma+\omega}{2N} \Gamma^{-\Gamma} = \frac{\Gamma+\omega}{2N} (X_{(n)})^{\Gamma}$$

Είναι α.ε.ε.δ. ως  $\Gamma^{-\Gamma}$ .