

Fisher Information: $I_x(\theta) = E\left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x; \theta)\right)^2\right]$

Επίσης, έχουμε.

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

Επίσης: $I_{X_2}(\theta) = \nu I_x(\theta)$.

Ανισότητα Cramer-Rao

Έστω $f(x; \theta)$ η σ.π.π. ενός δείγματος ξ_1, \dots, ξ_n .
 Αν $T = T(x_1, \dots, x_n)$ είναι μια εκτίμηση του $g(\theta)$
 και $b_T(\theta)$ η βρομυρία του T ως εκτίμηση του
 $g(\theta)$, το καλύτερο φράγμα της διασποράς του T
 από τον ανισότητα C-R είναι:

$$V(T) \geq \frac{[g'(\theta) + b_T'(\theta)]^2}{\nu E\left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x; \theta)\right)^2\right]} = -\frac{[g'(\theta) + b_T'(\theta)]^2}{\nu E\left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log f(x; \theta)\right]}$$

Ειδικότερα:

1) Αν T είναι α.ε. του $g(\theta)$, τότε $b_T(\theta) = 0$ ή
 τ_1, \dots, τ_2 τ_1, \dots, τ_2

1) Αν $g(\theta) = \tau$, τότε $g'(\theta) = 1$

$$V(\tau) \geq \frac{[g'(\theta)]^2}{VE\left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x_i; \theta)\right)^2\right]} = \frac{[g'(\theta)]^2}{VE\left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log f(x_i; \theta)\right]}$$

2) Αν $g(\theta) = \theta$, τότε $g'(\theta) = 1$, και αν $\tau = \theta$, τότε $\tau = \theta$, τότε $\tau = \theta$.

$$V(\tau) \geq \frac{1}{VE\left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x_i; \theta)\right)^2\right]} = \frac{1}{VE\left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log f(x_i; \theta)\right]}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{I_X(\theta)}} = \frac{1}{I_X(\theta)}$$

Θ) Έστω X_1, \dots, X_n iid από $f(x_i; \theta)$ και έστω ότι $g(\theta)$ είναι μια συνάρτηση του θ . Για $U = U(X)$ ο.ε. του $g(\theta)$, η $V(U)$ θα είναι το ελάχιστο φάρμακο C-R που υπάρχει αναγκαστικά συνάρτηση του θ , έστω $k(\theta)$, τότε ισχύει:

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \log \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = k(\theta) \cdot [U - g(\theta)].$$

Παλ. Έστω X_1, \dots, X_n ε.δ. από $N(b, \theta)$, ανα b -γνωστό
 Να βρεθεί α.ε.ε.δ. του θ .

Έχουμε: $f(x; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\theta}} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta}(x-b)^2}$

Οπότε: $\log f(x; \theta) = -\frac{1}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log \theta - \frac{1}{2\theta}(x-b)^2$

και: $\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x; \theta) = -\frac{1}{2\theta} + \frac{1}{2\theta^2}(x-b)^2$

Επιπλέον: $\left[\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x; \theta) \right]^2 = \frac{1}{4\theta^2} + \frac{1}{4\theta^4}(x-b)^4 - \frac{1}{2\theta^3}(x-b)^2$

$= \frac{1}{4\theta^2} + \frac{1}{4\theta^2} \left(\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \right)^4 - \frac{1}{2\theta^2} \left(\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \right)^2$

Συνεπώς: $E \left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x; \theta) \right)^2 \right] =$

$= \frac{1}{4\theta^2} + \frac{1}{4\theta^2} E \left[\left(\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \right)^4 \right] - \frac{1}{2\theta^2} E \left[\left(\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \right)^2 \right]$

Έχουμε: $\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \sim N(0, 1)$, οπότε: $\left(\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \right)^2 \sim \chi_1^2$.

Άρα: $E \left[\left(\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \right)^2 \right] = 1$ και $V \left[\left(\frac{x-b}{\sqrt{\theta}} \right)^2 \right] = 2$

Επίσης, έχουμε ότι: $V(X) = E(X^2) - E(X)^2$. άρα
 παίρνουμε ότι: $E\left[\left(\frac{X-b}{\sigma}\right)^2\right] = 2 + 1 = 3$.

Άρα: $I_X(\theta) = E\left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x; \theta)\right)^2\right]$

$$= \frac{1}{4\theta^2} + \frac{1}{4\theta^2} \cdot 3 - \frac{1}{2\theta^2} = \frac{1}{2\theta^2}$$

Συνεπώς: $\text{C.I.} = \frac{1}{\sqrt{I_X(\theta)}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{2\theta^2}}} = \frac{2\theta^2}{\sqrt{1}}$

Επιβεβαίωση:

$$I_X(\theta) = -E\left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log f(x; \theta)\right] =$$

$$= -E\left[\frac{1}{2\theta^2} - \frac{1}{\theta^3} (x-b)^2\right] =$$

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

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

Παίρνουμε ως σ.σ. $T = \frac{1}{\sqrt{n}} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$, και

$$E(T) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n E[(x_i - \mu)^2] = \frac{1}{\sqrt{n}} \cdot n\theta = \theta$$

Άρα, T είναι α.ε. του θ . Επίσης:

$$V(T) = V\left[\frac{1}{\sqrt{n}} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\right].$$

Όπου: $\left(\frac{x - \mu}{\sqrt{\theta}}\right)^2 \sim \chi_1^2$ έχετε ότι:

$$V\left[\left(\frac{x - \mu}{\sqrt{\theta}}\right)^2\right] = 2 \Rightarrow \frac{1}{\theta^2} \cdot V[(x - \mu)^2] = 2 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow V[(x - \mu)^2] = 2\theta^2$$

$$\underline{\text{Αντίθετα:}} \quad V(T) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n V[(x_i - \mu)^2]$$

$$= \frac{1}{\sqrt{n}} \cdot n \cdot 2\theta^2 = \frac{2\theta^2}{\sqrt{n}}$$

η οποία ισούται με τη φ.σ.σ. Σωστός, η

Τώρα α.ε.ε.δ. του θ .

Αν έχουμε το: $S^2 = \frac{1}{v-1} \cdot \sum_{i=1}^v (x_i - \bar{x})^2$

έχουμε: $E(S^2) = \theta = \sigma^2$ από α.ε.ε.δ. του θ

Όμως: $V(S^2) = \frac{2\theta^2}{v-1}$

Οπότε: $V(T) < V(S^2)$.

Από το παραπάνω έχουμε:

$$\frac{\partial \ln \prod_{i=1}^v f(x_i; \theta)}{\partial \theta} = \frac{\partial}{\partial \theta} \left[-\frac{v}{2} \ln 2\theta - \frac{1}{2\theta} \cdot \sum_{i=1}^v (x_i - \theta)^2 \right]$$

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

$$= \frac{v}{2\theta^2} \left[\frac{1}{v} \cdot \sum_{i=1}^v (x_i - \theta)^2 - \theta \right]$$

Από, η $\frac{1}{v} \cdot \sum_{i=1}^v (x_i - \theta)^2$ α.ε.ε.δ. του θ .

P3

Παρασκευή, 12 Νοεμβρίου 2021 2:27 μμ

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑ (EFFICIENCY)

Αν η συνάρτηση Y είναι α.ε. του παρατηρούμενου θ και η διασπορά του Y ανωτάτης του κφ-ακ, τότε η Y αποτελεί αποτελεσματική (efficient) συνάρτηση του θ .

Η αποτελεσματικότητα (efficiency) της α.ε. $\delta(x)$ του $g(\theta)$ ορίζεται ως:

$$a(\delta) = \frac{\text{κφ-ακ}}{\text{διασπορά του } \delta(x)} = \frac{[g'(\theta)]^2 / \sqrt{I_X(\theta)}}{V(\delta)} .$$