

ΠΛΗΡΟΤΗΤΑ (Completeness)

Έστω X_1, \dots, X_n 2.δ. από κατανομή $f(x; \theta)$. Έστω ότι η $T = T(X)$ είναι μια έκφραση ε.ε για το θ με ε.κ. $h(t; \theta)$ και $\{h(t; \theta); \theta \in \Theta\}$ η ολοκληρωτά κατανομή αμοιβαία ως προς το μέτρο μ . Έστω $g(t)$ είναι μια έκφραση ως προς T . Έστω η συνάρτηση $E[g(T)] = 0$.

$\forall \theta \in \Theta$ σωστά είναι $g(t) = 0, \forall t$
 [Ενώ από ορισμό συνάρτησης που ανήκει ένα σύνολο N_0 πιθανών τιμών, δηλ. $P(T \in N_0) = 0$]

τότε η T καλείται αμείψιμη ή απλά ε.ε. για το θ και η ολοκληρωτά κατανομή $\{h(t; \theta); \theta \in \Theta\}$ καλείται αμείψιμη.

Πα/ Έστω X_1, \dots, X_n 2.δ. από Poisson(θ). Να βρεθεί έκφραση ή αμείψιμη ε.ε για το θ .

Παράδειγμα όπου $T = \sum X_i$ είναι γραμμικός σ.σ. για να
είναι, παράδειγμα όπου: $T \sim \text{Poisson}(\nu\theta)$

Δηλ. $h_T(t; \theta) = e^{-\nu\theta} \frac{(\nu\theta)^t}{t!}$, $t=0, 1, 2, \dots$

Εάν $g(t)$ ορίζεται ως T

$$E(g(T)) = \sum_{t=0}^{\infty} g(t) \cdot h_T(t; \theta) = \sum_{t=0}^{\infty} g(t) e^{-\nu\theta} \frac{(\nu\theta)^t}{t!}$$

Για κάθε $\theta > 0$ έχουμε:

$$E(g(T)) = 0 \Rightarrow \sum_{t=0}^{\infty} g(t) e^{-\nu\theta} \frac{(\nu\theta)^t}{t!} = 0$$

$$\Rightarrow e^{-\nu\theta} \sum_{t=0}^{\infty} g(t) \frac{(\nu\theta)^t}{t!} = 0 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow e^{-\nu\theta} \left[g(0) + g(1) \frac{\nu\theta}{1} + g(2) \frac{(\nu\theta)^2}{2!} + \dots \right] = 0$$

Επειδή: $e^{-\nu\theta} \neq 0$, έχουμε:

$$g(0) + g(1) \cdot \nu\theta + g(2) \frac{(\nu\theta)^2}{2} + \dots = 0$$

\mathbb{Z} και κάποια στιγμή αντίστοιχο όριση να
 συγκρίνει το κέρδη για j και $\partial > 0$, ∂x
 πέραν ο κέρδους από τους συγκρίσεις να
 είναι ίσος με το κέρδη. Συνάφως:

$$g(0) = 0$$

$$g(1) \cdot 1 = 0 \Rightarrow g(1) = 0$$

$$g(2) \cdot \frac{1^2}{2} = 0 \Rightarrow g(2) = 0$$

⋮

Άρα, $g(t) = 0$, $\forall t = 0, 1, 2, \dots$

Συνάφως $\forall T$ είναι εξ ηλίθιος.

Πα) Έστω X_1, \dots, X_n 2.δ. από Bernoulli (p).

Να βρεθεί ανακρίσι ή ηλίθιος σ.β. για το p .

Μπορεί να διαφέρει να: $T = \sum_{i=1}^n X_i$

είναι ανακρίσι σ.β. για το p .

Επίσης, $T \sim \text{BM}(v, p)$

$$\text{δηλ. } \Pr(T=t, p) = \binom{v}{t} \cdot p^t \cdot (1-p)^{v-t}, \quad t=0, 1, 2, \dots, v$$

Εστω $g(t)$ οποιαδήποτε $z \in \mathbb{R}$

$$E(g(T)) = \sum_{t=0}^v g(t) \cdot \binom{v}{t} p^t \cdot (1-p)^{v-t}$$

$$= (1-p)^v \cdot \sum_{t=0}^v g(t) \binom{v}{t} z^t$$

από: $z = \frac{p}{1-p}$ $\Leftrightarrow z \in (0, \infty)$.

Εξάρα: $E(g(T)) = 0 \Rightarrow$

$$\Rightarrow \sum_{t=0}^v g(t) \binom{v}{t} \cdot z^t = 0$$

Εξάρα αρκεί να βρούμε κάποιους z , τα οποία
αποτελούν να αειπύρηνη του z για κάθε

$z \in (0, \infty)$. Συνολικά, κάθε z που είναι
συντελεστής z αποτελεί z .

Def. $g(t) = 0, \forall t = 0, 1, 2, \dots, \infty$.

Εστίειν η Τίσις μαθηματική συνάρτηση
και η ορισμένη $h_T(t; p)$ τισίσις,
αυτή $0 < p < 1$.

P2

Παρασκευή, 29 Οκτωβρίου 2021 1:50 μμ

Ορισμός: Η 2-λ. \underline{Y} με σ.κ. $f_{\underline{Y}}(\underline{y}; \underline{\theta})$ ή η οικογένεια κατανομών $\mathcal{F} = \{f_{\underline{Y}}(\underline{y}; \underline{\theta}); \underline{\theta} \in \Theta\}$ καλείται ομογενής για κάθε συνάρτηση

$g: \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}$, η οποία

$$E[g(\underline{Y})] = 0, \quad \forall \underline{\theta} \in \Theta$$

συνίσταται ότι: $g(\underline{y}) = 0, \quad \forall \underline{y} \in \mathbb{R}^k \setminus N_0$

όπου N_0 είναι ένα σύνολο μηδενικού μέτρου,

$$\text{δηλ. } P(\underline{Y} \in N_0) = 0, \quad \forall \underline{\theta} \in \Theta.$$

πχ) $N(x)$ είναι ομογενής η οικογένεια

$$\mathcal{F} = \{f(x; \theta); \theta \in \Theta\}$$

είναι ομογενής ή ότι στις περιπτώσεις

$$i) f(x; \theta) = \frac{1}{\theta - a} I(a < x < \theta), \quad \begin{array}{l} a < x < \theta \\ a \in \mathbb{R} \\ \theta \in (a, +\infty) \end{array}$$

$$\text{ii) } f(x; \theta) = \frac{1}{\beta - \theta} \mathbb{I}(\theta < x < \beta), \quad \theta < x < \beta$$

$$\beta \in \mathbb{R}$$

$$\theta \in (-\infty, \beta)$$

$$\text{iii) } f(x; \theta) = \frac{1}{2\theta} \mathbb{I}(-\theta < x < \theta), \quad -\theta < x < \theta$$

$$\theta \in \mathbb{R}$$

Εξάσφει:

i). Για να είναι η f πυκνότητα, ας $g(x)$ μια συνάρτηση του x , θα πρέπει η $E[g(x)] = 0$, $\forall \theta$ να συνίσταται $g(x) = 0$, $\forall x$.

Εξάσφει: $E(g(x)) = 0 \Rightarrow \int_a^{\theta} g(x) \frac{1}{\theta - a} dx = 0$ $\forall \theta > a$

$$\Rightarrow \frac{1}{\theta - a} \int_a^{\theta} g(x) dx = 0, \quad \forall \theta > a$$

$$\Rightarrow \int_a^{\theta} g(x) dx = 0, \quad \forall \theta > a$$

Από το 1^ο θεμ. Διαγ. να αποδειχθεί

$$\text{Έστω: } F(\theta) = \int_a^\theta g(x) dx$$

Παραγωγίζουμε ως προς θ . να είναι

$$F'(\theta) = g(\theta) = 0, \quad \forall \theta > a$$

Όπου $x \in (a, \theta)$, ούτως $g(x) = 0, \quad \forall x \in (a, \theta)$

Συνεπώς είναι αψευδής.

ii) Όχι

iii) Η f δεν είναι αψευδής. Έστω $g(x) = x$

$$\text{Παράδειγμα: } E(g(x)) = \int_{-\theta}^{\theta} x \frac{1}{2\theta} dx = \frac{1}{2\theta} \int_{-\theta}^{\theta} x dx = 0$$

Ούτως: $E(g(x)) = 0$ χωρίς να $g(x) = 0$ να είναι
βιβωτική. Άρα f δεν είναι αψευδής.

P3

Παρασκευή, 29 Οκτωβρίου 2021 2:10 μμ

Πχ) Έστω x_1, \dots, x_n \mathcal{U} στο $\mathcal{U}(0, \theta)$. Να βρεθεί
 συνάρτηση ή αλλιώς β.β για $\omega \in \mathcal{D}$.

Επάρκεια: Παράγοντικό κριτήριο έχομε:

$$f(x; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} \cdot \mathbb{I}(0 < x_i < \theta) = \\ = \theta^{-n} \cdot \prod_{i=1}^n \mathbb{I}(0 < x_i < \theta).$$

$$\text{Συνάρτβ: } \prod_{i=1}^n \mathbb{I}(0 < x_i < \theta) = 1$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{I}(0 < x_i < \theta) = 1, \forall i$$

$$\Leftrightarrow 0 < x_i < \theta, \forall i$$

$$\Leftrightarrow 0 < x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(n)} < \theta.$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{I}(0 < x_{(1)} < \infty) \cdot \mathbb{I}(0 < x_{(n)} < \theta) = 1$$

Συνάρτβ:

$$f(x; \theta) = \theta^{-n} \cdot \mathbb{I}(0 < x_{(1)} < \infty) \cdot \mathbb{I}(0 < x_{(n)} < \theta)$$

$$\text{ανω: } h(\underline{x}) = I(0 < x_{(1)} < \infty)$$

$$\text{ή } g(T(\underline{x}); \theta) = \theta^{-\nu} \cdot I(0 < x_{(1)} < \theta).$$

Άρα: $T(\underline{x}) = X_{(1)}$ τακτοποιημένο ε.ε. για το θ .

Χρησιμοποιούμε τη κατανομή του $T = T(\underline{x}) = X_{(1)}$
Διαφορίζουμε ως προς θ .

$$\begin{aligned} F_T(t) &= P(T \leq t) = P(X_{(1)} \leq t) = \\ &= P(X_1, X_2, \dots, X_n \leq t) = \\ &= P(X_1 \leq t) \cdot P(X_2 \leq t) \dots P(X_n \leq t) \\ &= \prod_{i=1}^n F(x_i; \theta) = [F_X(t)]^n \end{aligned}$$

ανω: $X \sim U(0, \theta)$. Άρα:

$$F_X(t) = \int_0^t \frac{1}{\theta} dx = \frac{t}{\theta}$$

$$\text{Αντικαθιστώντας: } F_T(t) = \left(\frac{t}{\theta}\right)^\nu$$

$$\text{Ορίζεται: } h_T(t) = \frac{d}{dt} F_T(t) = \frac{d}{dt} \left(\frac{t}{\theta}\right)^\nu = \frac{\nu t^{\nu-1}}{\theta^\nu}$$

Για υπολογισμούς εύκολα:

$$E(g(t)) = 0, \quad \forall \theta > 0$$

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

$$\Rightarrow \int_0^\theta g(t) t^{\nu-1} dt = 0, \quad \forall \theta > 0$$

$$\Rightarrow G(\theta) = \int_0^\theta g(t) t^\nu dt = 0, \quad \forall \theta > 0$$

Παράγωγοι του ως προς θ , και έχουμε:

$$\frac{dG(\theta)}{d\theta} = g(\theta) \cdot \theta^{\nu-1} = 0, \quad \forall \theta > 0$$

$$\Rightarrow g(\theta) = 0, \quad \forall \theta > 0$$

$$\text{Άρα: } g(t) = 0, \quad \forall t \in (0, \theta)$$

Συναρτήσεις, γ T και η μ ν ρ σ .

P4.

Παρασκευή, 29 Οκτωβρίου 2021 2:28 μμ

Πα) Έστω X_1, X_2, \dots, X_n z.δ. από

$$f(x; \theta) = \frac{\theta}{x^2}, \theta > 0, x > \theta$$

ΝΔΟ. η $T = X(n) = \min_i X_i$ είναι η απειρία > κ' ημικύβου για το θ .

* Το συμπέρασμα εξαρτάται από το θ , άρα απαιτείται να δουλέψουμε με το παραπάνω κριτήριο.

$$\text{Εκπέφ: } f(\underline{x}; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) =$$

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

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

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

$$\Leftrightarrow I(\theta < x_i < \infty) = 1, \forall i$$

$$\Leftrightarrow \theta < x_i < \infty, \forall i$$

$$\Leftrightarrow \theta < X(n) < \infty$$

$$\text{Σωρως: } f(\underline{x}; \theta) = \frac{\theta^v}{\prod_{i=1}^v x_i^2} \cdot I(0 < x_{(1)} < \infty)$$

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

$$\text{οραω: } g(\tau(\underline{x}); \theta) = \theta^v \cdot I(0 < x_{(1)} < \infty)$$

$$\text{η } h(\underline{x}) = \frac{1}{\prod_{i=1}^v x_i^2}$$

Σωρως: $T = T(\underline{x}) = X_{(1)}$ αναρπνισ 6.6.

Γοισα, Εξαοτφ:

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

$$= 1 - P(X_{(1)} > t) = 1 - P(x_1, x_2, \dots, x_v > t)$$

$$= 1 - P(x_1 > t) \cdot P(x_2 > t) \dots P(x_v > t)$$

$$= 1 - [1 - P(x_1 \leq t)] \cdot \dots \cdot [1 - P(x_v \leq t)]$$

$$= 1 - \prod_{i=1}^v [1 - P(x_i \leq t)] =$$

$$= 1 - \prod_{i=1}^v [1 - F_x(t)] = 1 - [1 - F_x(t)]^v$$

Exakt:

$$F_X(t) = \int_0^t f(x; \theta) dx = \int_0^t \frac{\theta}{x^2} dx =$$

$$= \theta \left[-\frac{1}{x} \right]_0^t = 1 - \frac{\theta}{t}$$

Lösungsweg: $F_T(t) = 1 - [1 - F_X(t)]^v$

$$= 1 - \left[1 - 1 + \frac{\theta}{t} \right]^v = 1 - \left(\frac{\theta}{t} \right)^v$$

Erst

$$f_T(t) = f_{X_{(1)}}(t) = \frac{d}{dt} F_T(t) = \frac{v \theta^v}{t^{v+1}}$$

Es sei nun $g(t)$ eine Funktion von t .

$$E[g(t)] = \int_0^{\infty} g(t) \cdot f_T(t) dt = \int_0^{\infty} g(t) \frac{v \theta^v}{t^{v+1}} dt =$$

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

Παραγωγίζοντας ως προς θ , έχουμε:

$$-g(\theta) \cdot \theta^{-(n+1)} = 0 \quad \forall \theta > 0$$

$$\Rightarrow g(\theta) = 0, \quad \forall \theta > 0$$

Οπότε: $g(t) = 0, \quad \forall t > 0$

Συνεπώς, η T είναι η ίδια για $\alpha \in \mathcal{D}$.