

Μέθοδος Ροών

Παρατηρήσει

1) $E(x) = \mu$ (για κάθε πιθανοσφιο)

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad \mu = E(x) = \int x f(x, \theta) dx = \mu_1$$

2) Έστω τ.δ x_1, \dots, x_n από $f(x, \theta)$

Η k -αίψης δειγματική ροή $w_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, \quad k=1, 2, \dots$

Η k -αίψης πιθανοσφιακή ροή $\mu_k = \int x^k f(x, \theta) dx$

$$E(w_k) = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(x_i^k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \int x^k f(x, \theta) dx =$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_k = \frac{1}{n} n \mu_k \Rightarrow \boxed{E(w_k) = \mu_k}, \quad k=1, 2, \dots$$

3) Μπορεί να αποδειχθεί ότι $w_k \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} \mu_k, \quad k=1, 2, \dots$

Από τις παρατηρήσεις (2) και (3) ("γοντρά") $w_k \approx \mu_k, \quad k=1, 2, \dots$

Πως το αξιοποιώ αυτό για εκτίμησει?

Έστω τ.δ x_1, \dots, x_n από $f(x, \theta), \quad \theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^r$

$$\mu_1 = \mu_1(\theta_1, \dots, \theta_r) = \int x^1 f(x, \theta) dx \approx w_1 = \frac{1}{n} \sum x_i$$

$$\mu_2 = \mu_2(\theta_1, \dots, \theta_r) = \int x^2 f(x, \theta) dx \approx w_2 = \frac{1}{n} \sum x_i^2$$

⋮

$$\mu_r = \mu_r(\theta_1, \dots, \theta_r) = \int x^r f(x, \theta) dx \approx w_r = \frac{1}{n} \sum x_i^r$$

Οι εκτιμητές με την μέθοδο των ροπών (ε.μ.ρ) θα ελεγχθούν με $\hat{\theta}$ και προκύπτουν από τη λύση του συστήματος $\mu_k(\theta_1, \dots, \theta_r) = m_k$, $k=1, 2, \dots, r$ όπου r το πλήθος των αγνώστων παραμέτρων.

Παράδειγμα

1) Έστω τ.σ X_1, \dots, X_n από $N(\mu, \sigma^2)$. Να βρεθούν ε.μ.ρ. των μ, σ^2

Λύση

Οι ε.μ.ρ. θα προκύψουν από την λύση του συστήματος:

$$\mu_1 = m_1 = \frac{1}{n} \sum X_i = \bar{x}$$

$$\mu_2 = m_2 = \frac{1}{n} \sum X_i^2$$

$$\mu_1 = E(X) = \mu$$

$$\mu_2 = E(X^2) = \text{Var}(X) + (E(X))^2 = \sigma^2 + \mu^2$$

$$\left. \begin{array}{l} \mu_1 = m_1 = \frac{1}{n} \sum X_i = \bar{x} \\ \mu_2 = m_2 = \frac{1}{n} \sum X_i^2 \end{array} \right\} \Leftrightarrow \left. \begin{array}{l} \mu = \bar{x} \\ \sigma^2 + \mu^2 = \frac{1}{n} \sum X_i^2 \end{array} \right\} \Leftrightarrow$$

$$\hat{\mu} = \bar{x}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{x}^2 = \frac{1}{n} \sum (X_i - \bar{x})^2$$

Άρα οι ε.μ.ρ είναι $\hat{\mu} = \bar{x}$ και $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum (X_i - \bar{x})^2$

Παρατηρήσει

$$\text{ε.μ.ρ} \equiv \text{ε.μ.π}$$

2) Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από $U[0, \theta]$, $\theta > 0$. Να βρεθεί ε.μ.ρ. για των θ .

Λύση

$$\mu_1 = m_1 \Rightarrow \frac{\theta}{2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \Rightarrow \theta = 2\bar{x}$$

$$\mu_2 = c(x) = \frac{\theta}{2}$$

Επομένως $\tilde{\theta} = 2\bar{x}$

Παρατήρηση

ε.μ.ρ. \neq ε.μ.π. Ο ε.μ.ρ. δεν είναι συνάρτηση του επαρκούς $x_{(n)}$
(αρκ. $\tilde{\theta} = x_{(n)}$)

3) Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από $G(a, b)$. Να βρεθούν ε.μ.ρ. a, b

Λύση

$$\left. \begin{array}{l} \mu_1 = m_1 \\ \mu_2 = m_2 \end{array} \right\} \Rightarrow \left. \begin{array}{l} c(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ c(x^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 \end{array} \right\} \Rightarrow \left. \begin{array}{l} ab = \bar{x} \\ \text{Var}(x) + (c(x))^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 \end{array} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \left. \begin{array}{l} ab = \bar{x} \\ ab^2 + a^2b^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 \end{array} \right\} \Rightarrow \dots \Rightarrow \text{Οι ε.μ.ρ. είναι } \tilde{a} = \frac{\bar{x}^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\text{και } \tilde{b} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\bar{x}}$$

Παρατήρηση

Οι ε.μ.ρ. δίνονται αναλυτικά ενώ οι ε.μ.π. προσδιορίζονται αριθμητικά

Εξήγηση σε Διάστημα - Διαστήματα Εμπιστοσύνης. (2^ο Κεφ.)

Έστω τ.δ X_1, \dots, X_n από $F(x, \theta)$, $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}$

Εξήγηση σε βυθίο: $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n) \simeq \theta$

ΟΡΙΣΜΟΣ

Έστω τ.δ X_1, \dots, X_n από $F(x, \theta)$, $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}$. Αν $L = L(X_1, \dots, X_n)$ και $U = U(X_1, \dots, X_n)$ είναι στατιστικές συναρτήσεις με $L < U$ τότε το τυχαίο διάστημα (L, U) λέγεται διάστημα εμπιστοσύνης για του θ με βαθμό εμπιστοσύνης (β.ε) $100(1-\alpha)\%$, $0 < \alpha < 1$ αν $P(L < \theta < U) = 1-\alpha \quad \forall \theta \in \Theta$

Παρατήρηση

1) Στην πράξη ο β.ε επιλέγεται να είναι 99% ή 95% ή 90%

2) Έστω x_1, \dots, x_n η παρατηρούμενη τιμή του τ.δ X_1, \dots, X_n
Τότε το $100(1-\alpha)\%$ δ.ε για την παρατηρούμενη τιμή x_1, \dots, x_n είναι το $(L(x_1, \dots, x_n), U(x_1, \dots, x_n))$

Η φυσική ερμηνεία του δ.ε είναι ότι αν επαναλάβω την δειγματοληψία 100 φορές τότε περίπου $100(1-\alpha)\%$ η πραγματική τιμή του θ να βρίσκεται στο διάστημα (L, U)

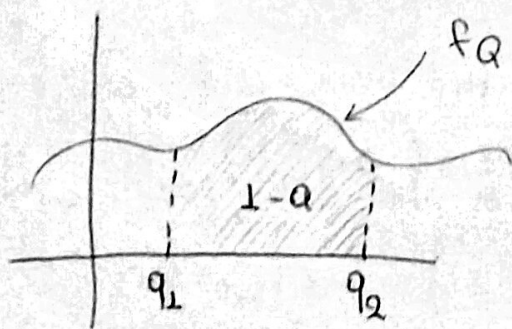
3) Πιθανώς μπορεί να βρω περιβόσκρες από μια συνάρτηση L και U του τ.δ. x_1, \dots, x_n τέτοιες ώστε $P(L < \theta < U) = 1 - \alpha$
 Προφανώς το καλύτερο δ.ε θα είναι εκείνο που έχει το μικρότερο μήκος $l = U - L$

Ερώτημα: Πως μπορώ να κατασκευάσω δ.ε?

Μέθοδος Ασυμμετρικής Ποσότητας

Βήμα 1: Προσδιορίζω μια συνάρτηση $Q = Q(x_1, \dots, x_n, \theta)$ και της οποίας η κατανομή είναι ανεξάρτητη της θ
 Μια τέτοια Q λέγεται ασυμμετρική ποσότητα.

Βήμα 2: Έστω F_Q η κατανομή της Q η οποία δεν θα εξαρτάται από το θ



Άρα $\exists q_1, q_2$ με $q_1 < q_2$ τέτοια ώστε

$$P(q_1 \leq Q(x_1, \dots, x_n, \theta) \leq q_2) = 1 - \alpha$$

Βήμα 3: Αν μπορώ να δώσω τις ανισότητες ως προς θ και να εκφράσω την (*) στη μορφή

$$P(L(x, q_1, q_2) < \theta < U(x, q_1, q_2)) = 1 - \alpha$$

τα άκρα αυτά που θα βρω είναι τα L και U του δ.ε.

Διαστήματα εμπιστοσύνης για παραμέτρους της $N(\mu, \sigma^2)$

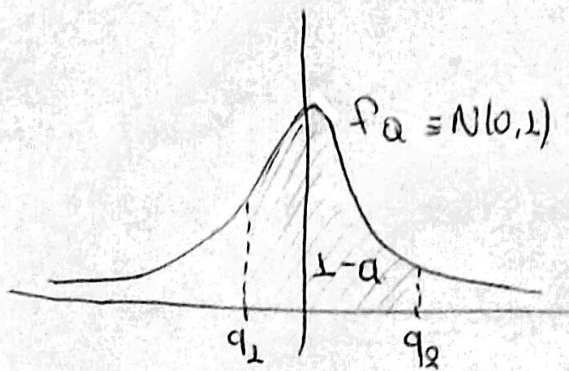
Έστω ε.δ X_1, \dots, X_n από $N(\mu, \sigma^2)$

(I) Διαστήματα εμπιστοσύνης για την μ

α. Έστω σ^2 γνωστό.

$$\text{Θεωρώ την } Q = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

Η Q είναι τυχαία



Αφού Q τυχαία $\exists q_1, q_2$

με $q_1 < q_2$ τέτοια ώστε

$$P(q_1 < Q < q_2) = 1 - \alpha$$

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P(q_1 < Q < q_2) = P\left(q_1 < \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < q_2\right) = \\ &= P\left(\bar{x} - q_2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} - q_1 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \end{aligned}$$

Άρα ένα δ.ε για την μ με β.ε $100(1 - \alpha)\%$ είναι

$$\left(\bar{x} - q_2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} - q_1 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$

Τα q_1, q_2 είναι εκείνα για τα οποία το μήκος δ.ε είναι ελάχιστο.

Ζητώ λοιπόν να βρω τα q_1, q_2 που ελαχιστοποιούν

$$\text{το } L = \bar{x} - q_1 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \left(\bar{x} - q_2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} (q_2 - q_1)$$

Αμφισβητίας υπόψη και την γρήγορα που ελαττώνεται τα q_1, q_2

$$P(q_1 < Q < q_2) = 1 - \alpha \quad \dot{\cup} \quad \Phi(q_2) - \Phi(q_1) = 1 - \alpha$$

$$\frac{dL}{dq_2} = 0 \Rightarrow \frac{6}{\sqrt{n}} \left(\frac{dq_2}{dq_2} - 2 \right) = 0 \Rightarrow \frac{dq_2}{dq_2} = 2 \quad (1)$$

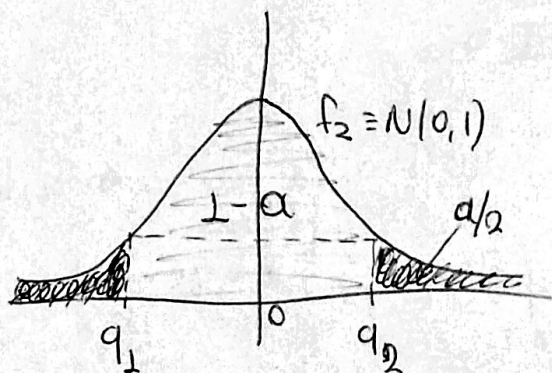
$$\frac{d}{dq_2} (\Phi(q_2) - \Phi(q_1)) = \frac{d}{dq_2} (1 - \alpha) = 0 \Rightarrow \frac{d}{dq_2} \Phi(q_2) - \frac{d}{dq_2} \Phi(q_1) = 0$$

$$\Rightarrow \frac{dq_2}{dq_2} \cdot \frac{d\Phi(q_2)}{dq_2} - f_2(q_1) = 0 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \frac{dq_2}{dq_2} \cdot f_2(q_2) - f_2(q_1) = 0 \Rightarrow \frac{dq_2}{dq_2} = \frac{f_2(q_1)}{f_2(q_2)} \quad (2)$$

$$\text{Από (1) και (2)} \Rightarrow \frac{f_2(q_1)}{f_2(q_2)} = 2 \Rightarrow f_2(q_1) = 2f_2(q_2)$$

λόγω της συμμετρίας $q_2 = -q_1$



Από το δ.ε ελαχίστου μήκους έχει $q_2 = -q_1$ λόγω συμμετρίας $P(Z \geq q_2) = P(Z \leq -q_2) = \frac{\alpha}{2} \quad Z \sim N(0,1)$

Αλλά $P(Z \geq q_2) = \frac{\alpha}{2}$ (εξ' ορισμού των εκατοστιαίων υπερτίμων)

$$\Rightarrow q_2 = 2q_2$$

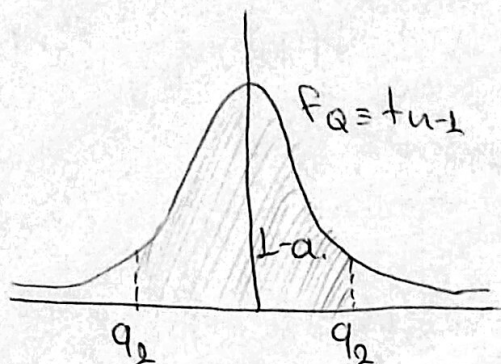
Το δ.ε με β.ε $100(1-\alpha)\%$ ελαχίστου μήκους είναι

$$\left(\bar{x} - 2q_2 \frac{6}{\sqrt{n}}, \bar{x} + 2q_2 \frac{6}{\sqrt{n}} \right)$$

β. Έστω σ^2 άγνωστο.

$$\text{Θεωρώ την } Q = \frac{\bar{x} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$$

Η Q είναι ανεξάρτητη αφού έχει κοινή συνάρτηση πυκνότητας της t .



Από Q ανεξάρτητη I_{q_1, q_2}

με $q_1 < q_2$ τέτοια ώστε

$$P(q_1 < Q < q_2) = 1 - \alpha.$$

$$P(q_1 < Q < q_2) = 1 - \alpha \Rightarrow P\left(q_1 < \frac{\bar{x} - \mu}{S/\sqrt{n}} < q_2\right) = 1 - \alpha \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P\left(\bar{x} - q_2 \frac{S}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} - q_1 \frac{S}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha.$$

Από τον ορισμό του δ.ε με β.ε $100(1-\alpha)\%$ και από την

παράσταση βρέθη ένα δ.ε είναι $\left(\bar{x} - q_2 \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{x} + q_1 \frac{S}{\sqrt{n}}\right)$

Επιλέγω q_1, q_2 με $q_1 < q_2$ και $1 - \alpha = P(q_1 < Q < q_2) \Rightarrow$

$$\Rightarrow \int_{q_1}^{q_2} f_{t_{n-1}}(x) dx = F_{t_{n-1}}(q_2) - F_{t_{n-1}}(q_1) \text{ τέτοια ώστε να ελαγιστοποιώ}$$

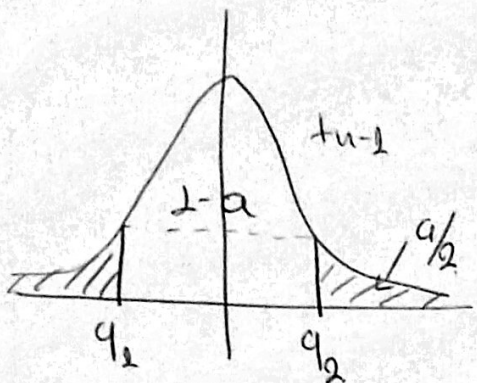
$$\text{το } l = \frac{S}{\sqrt{n}} (q_2 - q_1)$$

Αποδοτικότητα της ίδια διαδικασίας όπως προηγουμένως και q_1, q_2

που ελαγιστοποιούν το l είναι $f_{t_{n-1}}(q_1) = f_{t_{n-1}}(q_2)$ που

λόγω της συμμετρίας $f_{t_{n-1}}$ σημαίνει ότι $q_2 = -q_1$

(5)



$$P(t_{n-1} \geq q_2) = \frac{\alpha}{2} \xrightarrow{\text{αριστό}} q_2 = t_{n-1, \alpha/2}$$

$$\text{και } q_1 = -q_2 = -t_{n-1, \alpha/2}$$

Το δ.ε εδαφίστου πινους για μ θα είναι

$$\left(\bar{X} - t_{n-2, \alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{n-2, \alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \right)$$