

Παρασκευή 18/12/20
Διαστήματα εμπιστοσύνης:

Έστω X_1, \dots, X_n από πληθυσμό με κατανομή $f(x|\theta)$, $\theta \in \Theta$
Ζητούμε ένα διάστημα της μορφής $(L(X), R(X))$
που $L(X), R(X)$ στατιστικές συναρτήσεις με $L < R$ που
θα περιέχει το θ με μεγάλη πιθανότητα, η πιθανότητα
αυτή ισούται με $P(L(X) \leq \theta \leq R(X))$ είναι συνάρτηση
του θ και καλείται πιθανότητα κάλυψης του διαστήματος.

Το διάστημα $(L(X), R(X))$ με την ιδιότητα q
 $P(L(X) \leq \theta \leq R(X)) \geq 1 - \alpha$, $\forall \theta \in \Theta$, ονομάζεται έχει βαθμό
εμπιστοσύνης τουλάχιστον $1 - \alpha$ είναι το $100(1 - \alpha)\%$ Δ.Ε
για την παράμετρο θ .

Προσοχή:

Ανταρτίδες $\geq 1 - \alpha$ αυτί $= 1 - \alpha$ γιατί σε πολλά προβλήματα
δεν είναι δυνατό να βρούμε Δ.Ε με β.ε ακριβώς
 $1 - \alpha$ π.χ. όταν η κατανομή είναι διακριτή.

Η μεγάλη πιθανότητα πρακτικά επιτυγχάνεται ως μεγάλο
ποσοστό φορές. Αρα αν επαναλάβουμε το πείραμα 100
φορές και υπολογίσουμε τα διαστήματα
 $(L(X_k), R(X_k))$, $k=1, \dots, 100$ περιμένουμε η σχετική συχνότητα
των διαστημάτων που περιέχουν το θ να είναι $1 - \alpha$.

Η επίτευξη των $100(1 - \alpha)\%$ Δ.Ε γίνεται με τη μέθοδο της
αντιστροφής ποσότητας.

Αντιστροφή ποσότητας

Έστω τ.δ X_1, \dots, X_n από πληθυσμό με κατανομή $f(x|\theta)$
για τυχόν μεταβλητή $g = g(X, g(\theta))$ λέγεται αντιστροφή
ποσότητας για την $g(\theta)$ αν εξαρτάται από την παράμετρο θ
μόνο μέσω της $g(\theta)$ και η κατανομή της είναι ανεξάρτητη
της θ .

Στην πράξη για την κατασκευή ενός $100(1-\alpha)\%$ Δ.Ε. της $g(\theta)$ επισκευόμαστε έναν εκτιμητή της θ και την κατανομή του P των της κατανομής αυτής εστιμάδαμε μια αντιστροφή πιθανότητα. και καθορίζουμε σταθμούς q_1, q_2 τ.ω $P(q_1 \leq Q \leq q_2) = 1-\alpha \quad \forall \theta \in \Theta$

Από στατιστική αλληλεπιδραστικότητα συμπεραίνουμε ότι
 Αν τ.δ X_1, \dots, X_n από συνεχή κατανομή $f_0, \theta \in \Theta$
 τότε $a) Q = -2 \sum_{i=1}^n \log f_0(X_i) \sim \chi_{2n}^2$

$$b) Q = -2 \sum_{i=1}^n \log(1 - f_0(X_i)) \sim \chi_{2n}^2$$

και είναι αντιστρέφεις ποσότητες

Στη συνέχεια θέλουμε την ανισότητα $q_1 \leq Q \leq q_2$ ως προς $g(\theta)$ και καταβίβαζουμε στο $(L(X), R(X))$ με την ιδιότητα $P(L(X) \leq g(\theta) \leq R(X)) = 1-\alpha$

Θα q_1, q_2 μπορούν να καθοριστούν με άπειρους τύπους. αρα τα Δ.Ε δεν είναι μοναδικά.

Μεταβί Δ.Ε με ίδιο θ είναι κριτήριο επιτυχής είναι η ελαχιστοποίηση του μήκους του και ένα άλλο κριτήριο Δ.Ε ίσων αρίθμ.

Προβλεψια: Αν X_1, \dots, X_n τ.δ από κανονική κατανομή $N(\theta, \sigma^2)$ με $\theta \in \Theta$ και σ^2 γνωστό να βρεθεί το $100(1-\alpha)\%$ Δ.Ε ελαχιστού μήκους για το θ .

$$Q(X) = \frac{\bar{X} - \theta}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

Το $100(1-\alpha)\%$ Δ.Ε που θα καλυπτοίται τη σχέση
 $P(q_1 \leq \theta \leq q_2) = 1-\alpha \iff$

$$\iff P\left(\frac{-\sigma q_2 + \bar{X}}{\sqrt{n}} \leq \theta \leq \frac{-\sigma q_1 + \bar{X}}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha \quad (1)$$

$$l = (q_2 - q_1) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (2)$$

Η σχέση (1) ισοδυναμεί με τη σχέση $\Phi(q_2) - \Phi(q_1) = 1-\alpha$
 όπου Φ η αθρο. σ.κ της ΝΟ.Ι.Τ.

Τα q_1, q_2 που ελαχιστοποιούν ταυτόχρονα το μήκος l
 και τη σχέση (2) είναι $q_1 = -z_{\alpha/2}, q_2 = z_{\alpha/2}$

Άρα $100(1-\alpha)\%$ Δ.Ε ελαχίστου μήκους είναι
 $\left[\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right]$

Παράδειγμα 8

Αν X_1, \dots, X_n τ.δ. από κανονική κατανομή $N(\mu, \theta)$ με $\theta \in [0, +\infty)$
 και μ άγνωστο να βρεθεί $100(1-\alpha)\%$ Δ.Ε για τη θ .

$$Q(X, \theta) = \frac{(n-1)S^2}{\theta} \sim \chi_{n-1}^2$$

$$S^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

\equiv Εκτιμώμετος από τη σχέση

$$P(q_1 \leq \frac{(n-1)S^2}{\theta} \leq q_2) = 1-\alpha \quad \text{καταλήγει στο } 100(1-\alpha)\%$$

$$\Delta \text{ Ε του } \theta \left[\frac{(n-1)S^2}{q_2}, \frac{(n-1)S^2}{q_1} \right]$$

Αν για τον προσδιορισμό των q_1 και q_2 επιλέξουμε το κριτήριο ελάχιστου κινδύνου, προκύπτει αβέβαιη απόφαση.

Προσδιορίζουμε τα q_1 και q_2 μέσω του κριτηρίου ισών απώ
Τα q_1, q_2 επιλέγονται έτσι ώστε:

$$P(Q \leq q_1) = P(Q > q_2) = \alpha/2.$$

$$\text{Κατανομή στο Δ.Ε.} \left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1, \alpha/2}}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1, 1-\alpha/2}} \right)$$

Διαστήματα κατά Bayes:

Η παραμέτρος θ είναι τ.λ. άρα έχει νόημα να μιλάμε για την πιθανότητα να πάρει τιμή σε κάποιο σύνολο

Η πιθανότητα αυτή υπολογίζεται είτε ως E_X της E_X των υποθέσεων του θ

Η έννοια του Δ.Ε. ή του συνόλου ελαττωσών αντικαθίσταται από εκείνη του γρήγορου συνόλου

Αξιόπιστο Σύνολο:

Ένα σύνολο C του παραμετρικού χώρου Θ είναι ένα $100(1-\alpha)\%$ αξιόπιστο σύνολο για το θ αν

$$P_{\theta}(\theta \in C | X) = \int_C p(\theta | X) d\theta \geq 1 - \alpha.$$

Αν ένα $100(1-\alpha)\%$ αξιόπιστο σύνολο είναι σωστικό συχνά τότε λέγεται $100(1-\alpha)\%$ αξιόπιστο διάστημα.

Προσέγγιση:

Έστω X_1, \dots, X_n τ.σ. από την κατανομή $N(\theta, \sigma^2)$, σ^2 γνωστό
Να βρεθεί ένα $100(1-\alpha)\%$ αξιοπιστο διάστημα για το θ
όταν τληθεί, με εκ των προτέρων $N(\mu, \tau^2), h, \tau^2$ γνωστά

Σε προηγούμενο διάστημα βίγατε

$$\Theta | X \sim N \left(\frac{n\tau^2\bar{X} + \sigma^2 h}{n\tau^2 + \sigma^2}, \frac{\tau^2\sigma^2}{n\tau^2 + \sigma^2} \right)$$

$$\frac{\Theta - \frac{n\tau^2\bar{X} + \sigma^2 h}{n\tau^2 + \sigma^2}}{\frac{\sigma^2}{\sqrt{n\tau^2 + \sigma^2}}} \sim N(0, 1)$$

$$\text{και } P \left(\frac{n\tau^2\bar{X} + \sigma^2 h}{n\tau^2 + \sigma^2} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\tau^2\sigma^2}{n\tau^2 + \sigma^2}} \leq \Theta \leq \frac{n\tau^2\bar{X} + \sigma^2 h}{n\tau^2 + \sigma^2} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\tau^2\sigma^2}{n\tau^2 + \sigma^2}} \right)$$

$$= 1 - \alpha$$

Αρα ~~αξιοπιστο~~ αξιοπιστο διάστημα:

$$\left(\frac{n\tau^2\bar{X} + \sigma^2 h}{n\tau^2 + \sigma^2} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\tau^2\sigma^2}{n\tau^2 + \sigma^2}}, \frac{n\tau^2\bar{X} + \sigma^2 h}{n\tau^2 + \sigma^2} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\tau^2\sigma^2}{n\tau^2 + \sigma^2}} \right)$$

Αν $P(\theta) = 1$ (και πιθανολογείται εκ των προτέρων) τότε

$$\Theta | X \sim N(\bar{X}, \sigma^2/n)$$

Αρα το αξιοπιστο διάστημα με το Α.Ε ταυτίζονται