

Φύση

Παραδοχές:

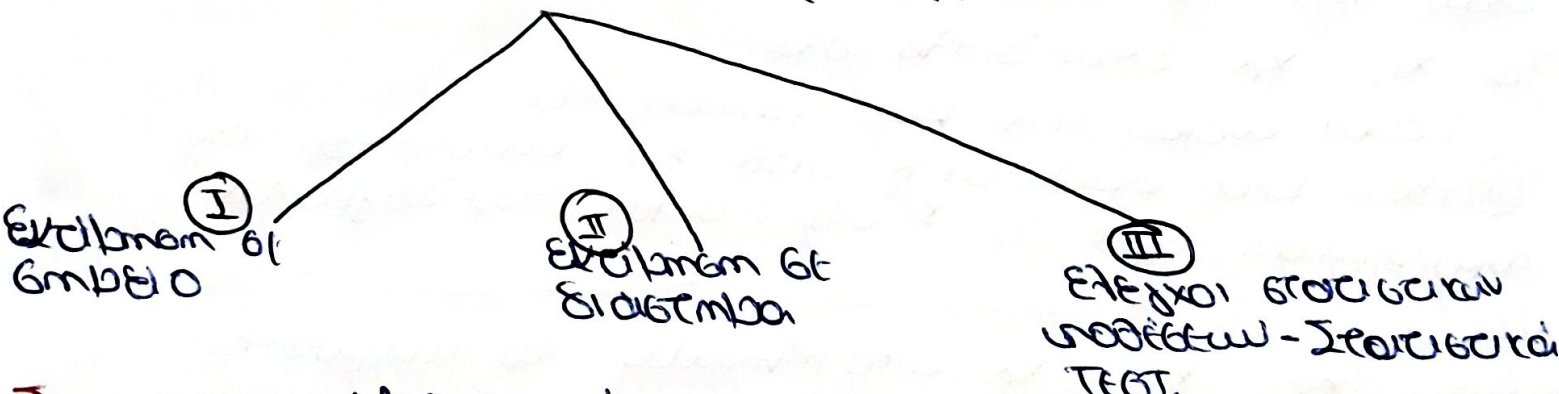
↓
Χαρακτηριστικό γυμνάσιο με ιδιότητα βίου κτλ.

↓
Τυχαία βετοβάντη (τ.β.)

↓
Χαρακτήρες της τ.β.
(π.χ. Έκδ(θ) ~ N(μ, σ²)

* Εάν ελεγχθείτε ένα μέγεθος: γιατί βγν κτλ οι παραδοχές της βετοβάντης είναι αληθινές. Στο μέγεθος ελεγχθείτε με στατιστική βετοβή.

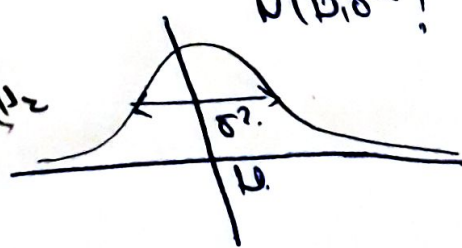
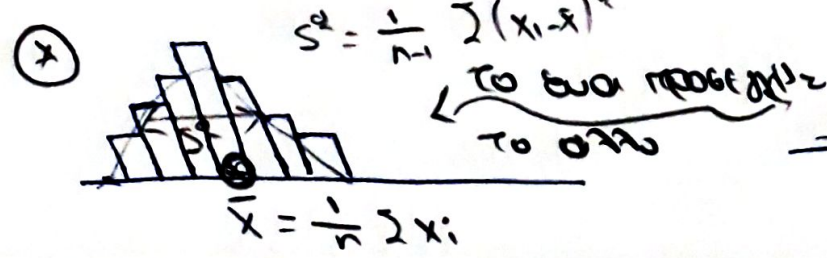
Ορίσεις: Αντιθέτως της στατιστικής ελεγχθεοροδοχίας είναι να ελεγχθείτε με βετοβάντες για την βετοβή (εκτίμηση) των αγνώστων παραδοχών της βετοβάντης.



Στατιστικός: Μελέτη βετοβών του μέγεθους (δείγμα) Το βετοβ που θα διαλέξω θα κερδίω να είναι όσο πιο αντιπροσωπευτικό γίνεται. Το κλειδί αυτό του μέγεθους είναι το τυχαίο δείγμα (είναι \Leftrightarrow με τον μέγεθος)

Η τ.β. $X \Leftrightarrow x_1, x_2, \dots, x_n$.

Το ιστογράμμο \otimes θα δείξει τον χαρακτήρα οι τυχαίοι αριθμοί n $N(\mu, \sigma^2)$



I Γνωρίζουμε ότι εμπειρία ή εμπειροευχρηστικότητα:

Αδίκιο στοιχείο: Η ύλη της ενός τυχαίου δείγματος (τ.δ)

Ορισμός: (Ο.δ.)^{βασ. n} είναι n ανεξαρτητές και ίσως κατανομή, οι x_1, x_2, \dots, x_n τ.δ. X τ.μ. ομοιο κατανομή.

Αντικρινότητες:

- Ανεξαρτησία
 - Το x_i δεν επηρεάζει οποιοδήποτε από τα x_1, \dots, x_n .
 - Από βασισμένη σχέση $f_{x_1, x_2, \dots, x_n} = \prod_{i=1}^n f_{x_i}$

• Ισότητα: Οι x_1, x_2, \dots, x_n ίσως, σημαίνει ότι όλες έχουν τ.μ. ίδια κατανομή $f(x, \theta)$, θ = παράμετρος.

Τα x_1, \dots, x_n έχουν διαφορετικό θ .

- (i) Είναι ανεξαρτητές και ίσως τ.δ.
- (ii) Έχω μια ανεξάρτητη τ.μ. που αποτελείται από παρατηρήσεις τ.δ. X στο i -θέλος του δείγματος.

► Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από παράμετρο που περιγράφεται από μια κατανομή $f(x, \theta)$ ελέγχεται από μια παράμετρο θ .

Ορισμός: Παράμετρικός τύπος (H) είναι το άνω στο οποίο κ. κ. είναι όλες η άγνωστη παράμετρος θ . Το HSR ή HSR κ.

π.χ.

α) Έστω τ.δ. x_1, x_2, \dots, x_n από $f(x, \theta)$ να είναι εκδοτέον
λε παραμέτρ. θ .

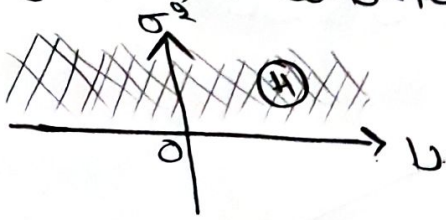
$$f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}, \quad x > 0, \theta > 0$$

Από $H = (0, \infty)$

β) Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από κανονικό λε παραμέτρ. $N(b, \sigma^2)$

i) Έστω b, σ^2 άγνωστο.

Τότε $(H) = \{ (b, \sigma^2) : -\infty < b < +\infty, \sigma^2 > 0 \} \subseteq \mathbb{R}^2$.



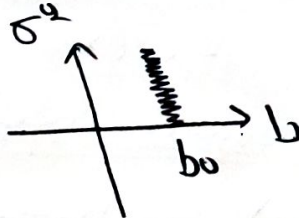
ii) Έστω $\sigma^2 = \sigma_0^2$ γνωστό

$$(H) = \{ b \in \mathbb{R} \} = \mathbb{R}$$



iii) Έστω $b = b_0$ γνωστό.

$$(H) = \{ \sigma^2 : \sigma^2 > 0 \} = (0, \infty)$$



Στατιστική Διακρίση: Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από κανονικό λε παραμέτρ. $f(x, \theta), \theta \in (H)$. Στατιστική Διακρίση αποτελείται από οποιαδήποτε Διακρίση του τ.δ. x_1, \dots, x_n .

π.χ

$$T = T(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$$

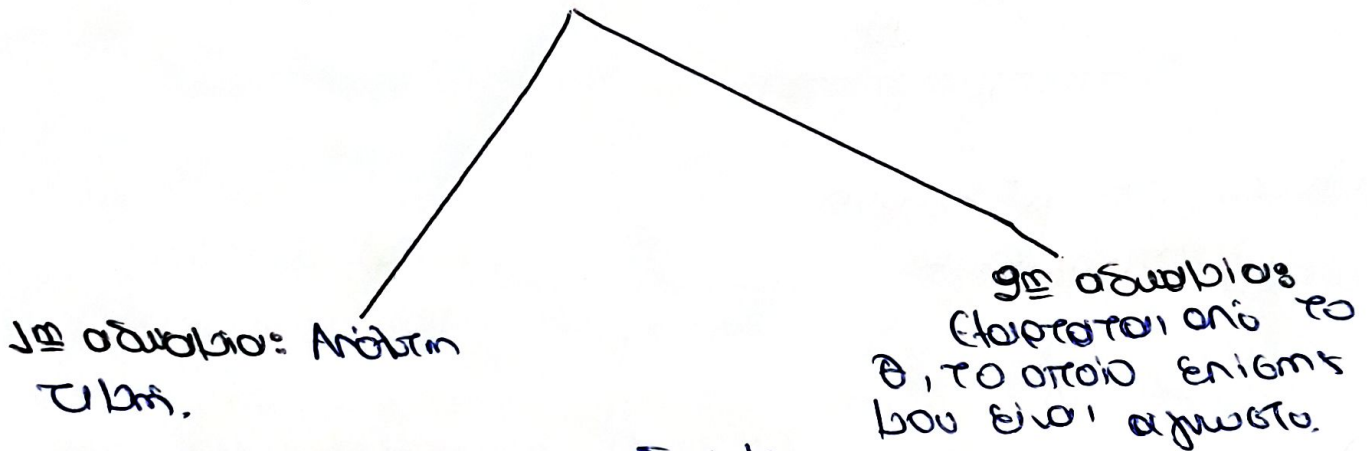
$$T = T(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = S^2$$

Ορισμός: Εκτιμητής είναι η βιολογική ευνοημένη των οποίων χρησιμοποιείται για την εκτίμηση (estimation) της άγνωστης παράμετρου $\theta \in \mathbb{H}$.

Κριτήρια Επίλογής Εκτιμητών - Μέθοδος Τετραγωνικού Σφάλματος

Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από $f(x, \theta), \theta \in \mathbb{H}$ και έστω ότι ενδιαφερόμαστε για την κατασκευή ενός εκτιμητή της $g(\theta), \theta \in \mathbb{H}$.
Ένα κριτήριο επίλογής εκτιμητών θα είναι: $|T(x_1, \dots, x_n) - g(\theta)|$

Ολως Το κριτήριο αυτό έχει αδυναμίες:



Για να υπερβούμε τις αδυναμίες αυτές:

Θεωρούμε ως κριτήριο: $E [T(x_1, \dots, x_n) - g(\theta)]^2$ το οποίο

αποκαλείται μέθοδος τετραγωνικού σφάλματος (MSE)

Ορισμός: Αν $T(x_1, \dots, x_n)$ εκτιμητής της $g(\theta)$, το μέτρο τετραγωνικού σφάλματος του εκτιμητή T για την εκτίμηση της $g(\theta)$ συμβολίζεται με $MSE(T, g(\theta))$ και ορίζεται να είναι:

$$MSE(T, g(\theta)) = E [T(x_1, \dots, x_n) - g(\theta)]^2$$

ΠΡΟΤΙΜΗ: $NTS(T, g(\theta)) = \text{Var}(T) + (E(T) - g(\theta))^2$

Απόδ.

$\text{Var}(w) = E(w^2) - (E(w))^2$. Αρα $E(w^2) = \text{Var}(w) + (E(w))^2$
 $NTS(T, g(\theta)) \stackrel{**}{=} E(T - g(\theta))^2 = \text{Var}(T - g(\theta)) + [E(T - g(\theta))]^2$
 $= \text{Var}(T) + [E(T) - E(g(\theta))]^2 = \text{Var}(T) + (E(T) - g(\theta))^2$

π.χ (στο π.δ X_1, \dots, X_n από $E(x|\theta) = \frac{1}{\theta}$, $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}$, $x > 0, \theta > 0$. (στο ο εκτίμητής $T = T(X_1, \dots, X_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}$ rms θ . Να βρούμε το N.T.S του \bar{X} για rms εκτίμητη rms θ .

Λύση

$NTS(\bar{x}, \theta) = \text{Var}(\bar{x}) + (E(\bar{x}) - \theta)^2$

$E(\bar{x}) = E(\frac{1}{n} \sum x_i) = \frac{1}{n} \sum E(x_i)$
 $\frac{x_i - \text{variables}}{\text{and } x_i \sim \text{Exp}(\theta)}$
 $\Rightarrow E(x_i) = \frac{1}{\theta} = \theta$
 $\frac{1}{n} \sum \theta = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \theta = \theta$

$\text{Var}(\bar{x}) = \text{Var}(\frac{1}{n} \sum x_i) \stackrel{**}{=} \frac{1}{n^2} \text{Var}(\sum x_i) \stackrel{**}{=} \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(x_i)$
 $\stackrel{**}{=} \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{(\theta)^2} = \frac{1}{n^2} \sum \theta^2$
 $\stackrel{**}{=} \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \theta^2 = \frac{\theta^2}{n}$

* αν οι w_1, \dots, w_n ανεξάρ.
 τότε $\text{Var}(\sum_{i=1}^n a_i w_i) = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{Var}(w_i)$

Αρα $NTS = \theta^2/n - 0 = \frac{\theta^2}{n}$

ως $n \rightarrow \infty$ τότε $\underline{NTS = 0}$ (Ελαστικότητα Ext.)

Ορισμός: Έστω g εκκλιμακωμένη T_1 και T_2 δύο ενυ εκκλιμακωμένη της $g(\theta)$, $\theta \in (H)$. Ο εκκλιμακωμένος T_1 λέγεται καλύτερος από τον T_2 με κριτήριο το UTS αν $UTS(T_1, g(\theta)) \leq UTS(T_2, g(\theta))$, $\forall \theta \in (H)$.

Παρατηρήσεις: (a) Ο T_2 λέγεται km ανόδεκτος (b) Ένας εκκλιμακωμένος λέγεται ανόδεκτος αν έχει το μικρότερο UTS .

Αβεβαιότητα εκκλιμακωμένη:

$$UTS(T, g(\theta)) = \underbrace{Var(T)}_{\geq 0} + \underbrace{(E(T) - g(\theta))^2}_{\geq 0}$$

Ορισμός: (αβεβαιώσιμος εκκλιμακωμένος)

Ο εκκλιμακωμένος $T = T(x_1, \dots, x_n)$ λέγεται αβεβαιώσιμος εκκλιμακωμένος της $g(\theta)$ αν $Var(T) = 0$ ή $E(T) = g(\theta)$

Ορισμός: Αν T είναι εκκλιμακωμένος του $g(\theta)$ η βεβαιότητα του T ορίζεται να είναι: $b(T, g(\theta)) = E(T) - g(\theta)$

Παρατηρήσεις: (a) Αν T αβεβαιώσιμος της $g(\theta)$, τότε $b(T, g(\theta)) = 0$.

(b) Αν ο εκκλιμακωμένος T είναι αβεβαιώσιμος της $g(\theta)$ τότε $UTS(T, g(\theta)) = Var(T)$

Διαδομή: Αν περιγράφεται βm κάποιον των αβεβαιώσιμων εκκλιμακωμένων της $g(\theta)$, τότε η $Var(T)$ είναι το κριτήριο ποιότητας του εκκλιμακωμένου.

Ορισμός: Ονομάζονται ανεξάρτητα αλληλοπρώτα ομοιόμορφα ελαχίστα διακυβαντα (ΑΟΕΔ) εκτιμητή, ενα εκτιμητή $T = T(x_1, \dots, x_n)$, αν ο T είναι αλληλοπρώτος της $g(\theta)$, αν:
 (i) Ο T είναι αλληλοπρώτος της $g(\theta)$ και
 (ii) Έχει την μικρότερη διακυβαντα στην κλάση όλων των αλληλοπρώτων εκτιμητών της $g(\theta)$.

Πρόταση: Αν ο ΑΟΕΔ εκτιμητής της $g(\theta)$ υπάρχει, είναι ΜΟΝΑΔΙΚΟΣ.

Παραδείγματα

(1) Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από κατανομή $f(x, \theta)$, $\theta \in \mathbb{H}$ και μ, σ^2 βέβαια τιμή της κατανομής αυτής. ΝΣΟ ο $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$
 < i) αλληλοπρώτος της μ
 ii) $Var(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{n}$, $\sigma^2 = Var(x)$

Λύση

(i) Αρκεί να ισχύει $E(\bar{x}) = \mu$.
 $E(\bar{x}) = E(\frac{1}{n} \sum x_i) = \frac{1}{n} \sum E(x_i) \stackrel{\text{ομοιοτητα}}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \mu = \mu$

(ii) $Var(\bar{x}) = Var(\frac{1}{n} \sum x_i) = \frac{1}{n^2} Var(\sum x_i) \stackrel{\text{ομοιοτητα}}{=} \frac{1}{n^2} \sum Var(x_i)$
 $\stackrel{\text{ομοιοτητα}}{=} \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \frac{1}{n^2} n \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$

(2) Έστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από κατανομή $f(x, \theta)$, $\theta \in \mathbb{H}$ με διακυβαντα σ^2 . ΝΣΟ η διακυβαντα διακυβαντα $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ είναι αλληλοπρώτος εκτιμητής της σ^2 .

Λύση

Após isso $E(S^2) = \sigma^2$.

$$\begin{aligned}
 S^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i^2 - 2\bar{x} \cdot x_i + \bar{x}^2) \\
 &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\bar{x} \sum_{i=1}^n x_i + n\bar{x}^2 \right) \\
 &\quad \frac{\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i}{\sum x_i = n\bar{x}} \quad \frac{1}{n-1} \left(\sum x_i^2 - 2\bar{x} \cdot n\bar{x} + n\bar{x}^2 \right)
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow S^2 = \frac{1}{n-1} (\sum x_i^2 - n\bar{x}^2)$$

Apo $E(S^2) = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n E(x_i^2) - nE(\bar{x}^2) \right)$

$$\Rightarrow E(S^2) = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n (\text{Var}(x_i) + E(x_i)^2) - n(\text{Var}(\bar{x}) + (E\bar{x})^2) \right)$$

$$= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n (\sigma^2 + \mu^2) - n\left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right) \right)$$

$$= \frac{1}{n-1} (n\sigma^2 + n\mu^2 - \sigma^2 - n\mu^2)$$

$$= \frac{1}{n-1} (n-1)\sigma^2 = \sigma^2$$