

Μη Παραμετρική Στατιστική

Μαθημα 1^ο

20/2/19

• Το κεφάλαιο 7 από το βιβλίο της Εισαγωγής της στατιστικής.

Κλίμακες Μέτρησης :

Ονομαστική ή Ονομαστική } αφορούν ποιοτικές μεταβλητές
1) Διατάξιμη }
2) Διασφιματική } ποσοτικές μεταβλητές
3) Αναλογική (λόγος)

- 1) Δίνουν τιμές μόνο σε κατηγορίες
- 2) Εάν υπάρχει δυνατότητα σύγκρισης π.χ. δοχάρι, στρουτζός. (να υπάρχει δόδ. δυνατότητα διατάξιμη)
- 3) Αν μπορεί να μας δώσει τιμή π.χ. θερμοκρασία τότε μιλάμε για μεταβλητές διασφιματικές.
- 4) μεταβλητές που παίρνουν την τιμή 0 ονομαζονται βύρος, έσοδα

Πολυωνομική Κατανομή

Γενίκευση Διωνομική
n ανεξάρτητες δοκιμές, κάθε δοκιμή: E_1, \dots, E_k στοιχεία (αποτελέσματα) ευδεχόμενα (αποτελέσματα)

πιθανότητα πραγματοποίησης των αποτελεσμάτων:

$$p_i = P(E_i) \quad , \quad \sum_{i=1}^k p_i = 1$$

Εστω $X_i =$ ο αριθμός των εμφανίσεων του E_i , στη n δοκιμή με $\sum_{i=1}^k X_i = n$

$$\begin{aligned} (X_1, \dots, X_k) &\sim P_{X_1, \dots, X_k} (x_1, \dots, x_k) = P(X_1 = x_1, \dots, X_k = x_k) = \\ &= \frac{n!}{x_1! \dots x_k!} p_1^{x_1} \dots p_k^{x_k} \quad , \quad \sum_{i=1}^k p_i = 1; \quad \sum_{i=1}^k x_i = n. \end{aligned}$$

ή

$$(X_1, \dots, X_{k-1}) \sim M(n, p_1, \dots, p_{k-1})$$

Προκύπτει ότι $X_1 \sim B(n, p_1)$

Εκτίμηση με την Μέθοδο της Μέγιστης Πιθανοφάνειας

Εστω X_1, \dots, X_n τ.δ. από πλυσυμμετρικό με σ.π. $P(x, \theta)$ ή σ.π.π. $f(x, \theta)$. Η συνάρτηση $L(\theta|x) = \prod_{i=1}^n P(x_i, \theta) \stackrel{\text{ή}}{=} \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta)$ ονομάζεται συνάρτηση πιθανοφάνειας.

Ο εκτιμητής ή εκτιμήτρια $\hat{\theta} = \theta(x_1, \dots, x_n)$ του θ λέγεται Ε.Μ.Π αν $L(\hat{\theta}|x) = \max_{\theta \in \Theta} L(\theta|x)$

όπου Θ ο παραμετρικός χώρος του θ .

Παρατηρήσεις:

- i) αν τα x_i χρησιμοποιούνται ως $\ln L(\theta|x)$
- ii) —

Παράδειγμα 1

Εστω X_1, \dots, X_n τ.δ. $\text{Exp}(\theta)$
ΕΜΠ του θ ;

Λόγω

$$L(\theta|x) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x_i}{\theta}} = \frac{1}{\theta^n} e^{-\frac{\sum x_i}{\theta}}$$

$$\ln L(\theta|x) = -n \ln \theta - \frac{\sum x_i}{\theta}$$

$$\frac{\partial \ln L(\theta|x)}{\partial \theta} = -\frac{n}{\theta} + \frac{\sum x_i}{\theta^2}$$

$$\frac{\partial \ln L(\theta|x)}{\partial \theta} = 0 \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{\sum x_i}{n} = \bar{X}$$

$$\left. \frac{\partial^2 \ln L(\theta|x)}{\partial \theta^2} \right|_{\theta=\hat{\theta}} = -\frac{n^3}{(\sum x_i)^2} < 0$$

Παράδειγμα 2

X_1, \dots, X_n τ.δ. $P(\theta)$ ΕΜΠ του θ ;

Λόγω

$$L(\theta|x) = \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\theta x_i}}{x_i!} = \frac{e^{-n\theta \sum x_i}}{\prod x_i!}$$

$$\ln L(\theta|x) = -n\theta + \sum x_i \ln \theta - \sum \ln x_i!$$

$$\frac{\partial \ln L(\theta|x)}{\partial \theta} = -n + \frac{\sum x_i}{\theta}$$

$$\frac{\partial \ln L(\theta|x)}{\partial \theta} = 0 \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{\sum x_i}{n} = \bar{X}$$

$$\left. \frac{\partial^2 \ln L(\theta|x)}{\partial \theta^2} \right|_{\theta=\hat{\theta}} = -\frac{n}{\sum x_i} < 0$$

Εμπειρική Αθροιστική Συνάρτηση Κατανομής

Έστω X_1, \dots, X_n τ.δ. από πληθυσμό με α.σ.κ $F(x)$.

Η εασκ $F_n(x)$ βούται με το μέρος (προβόω) των

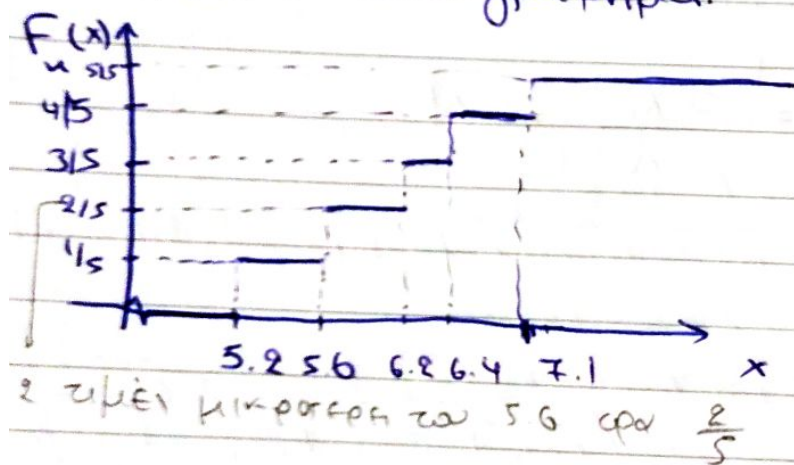
X_i και που είναι μικρότερα ή ίσα με το x ,

$$-\infty < x < \infty. \text{ Δλδ. } F_n(x) = \frac{\text{αριθμός } X_i \leq x}{n}, \quad x \in \mathbb{R}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n I_{(-\infty, x)}(X_i)}{n}, \quad x \in \mathbb{R} \quad \text{όπου } I_c(x_i) = \begin{cases} 1, & x_i \in c \\ 0, & x_i \notin c \end{cases}$$

παράδειγμα

6.2, 5.6, 7.1, 6.4, 5.8. Οι τιμές n η εασκ φαίνονται στο γραφήμα.



εασκ = βηματική ασκ.

$$P(X=6.2) = \frac{1}{5}$$

Θεώρημα 1

Εστω X_1, \dots, X_n τ.δ. από πληθυσμό με ε.σ.κ $F(x)$. Για σταθερό x , η τ.μ. $n \cdot F_n(x) \sim B(n, F(x))$ όπως $F_n(x)$ η ε.σ.κ.

απόδειξη

Οι δυνατές τιμές της ε.σ.κ ανήκουν στο βωστό $\{0, \frac{1}{n}, \dots, \frac{n-1}{n}, 1\}$. Για σταθερό x , η τιμή της ε.σ.κ είναι ίση με $\frac{k}{n}$, $k=0, 1, \dots, n$, αν v

k το πλήθος από δειγματικές τιμές είναι $\leq x$. Άρα, ο υπολογισμός $P(F_n(x) = \frac{k}{n})$ είναι η πιθανότητα να έχουμε k επιτυχίες σε n δοκιμές ενός διωνυμικού πειράματος με πιθανότητα $p = P(X_i \leq x) = F(x)$.

$$\begin{aligned} \text{Άρα } P(F_n(x) = \frac{k}{n}) &= \binom{n}{k} [F(x)]^k [1 - F(x)]^{n-k} \\ &= P(n F_n(x) = k) \text{ άρα } n \cdot F_n(x) \sim B(n, F(x)) \end{aligned}$$

Θεώρημα 2

(α) Η ε.σ.κ $F_n(x)$ είναι συνεπώς εκτιμητής της $F(x)$

(β) Η $F_n(x)$ ακολουθεί ασυμπτωτική κανονική κατανομή με μέση τιμή $F(x)$ και διακύμανση $F(x) \cdot [1 - F(x)] / n$.

Ο συνεπής εκτιμητής είναι αβρόθιπτος και έχει διακύμανση $\rightarrow 0$.

απόδειξη:

$$E(n F_n(x)) = n \cdot F(x) \rightarrow E(F_n(x)) = F(x) \text{ άρα αβρόθιπτος.}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(n F_n(x)) &= n F(x) [1 - F(x)] \rightarrow n^2 \text{Var} F_n(x) = \\ &= n F(x) [1 - F(x)] \rightarrow \text{Var} F_n(x) = \frac{F(x) [1 - F(x)]}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0. \end{aligned}$$

$$\text{Άρα } X \sim B(n, p) \rightarrow X \overset{\text{π.ο.β.}}{\sim} N(np, np(1-p))$$