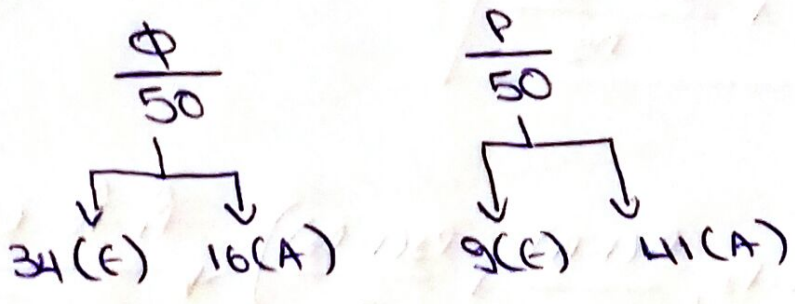


Διάλεξη 13^η

13/04/2018

Διγγραμμό 9 ποσοστών χωρίς δείγμα

Παράδειγμα 4.10



H_0 : Το φάρμακο δεν έχει αποτελεσματικό.

Γεγονότα: Έστω 9 φάρμακοί ανεξάρτητοι και τα κελιά των οποίων συνιστούν 66 9 λωστροπία A και B.

Δέντρο A λωστροπία να έχω ένα χαρτακι με το όνομα α και B να έχω.

Έστω P_1 και P_2 οι πιθανότητες τα κελιά των φάρμακων να συνταγογραφούν λωστροπία A αντίστοιχα.

Ένα τυχαίο δείγμα (τ.δ.) μεγέθους n , επιλέγεται από τον φάρμακο 1 και έστω X_1 από τα κελιά του να είναι της λωστροπίας A.

Επίσης ένα τ.δ. μεγέθους n_2 από τον φάρμακο 2 και X_2 από τα κελιά του να είναι της λωστροπίας A.

Αυτά που μας ενδιαφέρουν είναι n υποπληθυσμοί για

για $P_1 - P_2$ (η να γίνει ο έλεγχος για $P_1 = P_2$.)

$\hat{P}_1 = \frac{X_1}{n_1} \rightarrow X_1 \sim \text{Bin}(n_1, P_1) \rightarrow X_1 \overset{\text{approx}}{\sim} N(n_1 P_1, n_1 P_1 (1 - P_1))$

$\hat{P}_2 = \frac{X_2}{n_2} \rightarrow X_2 \sim \text{Bin}(n_2, P_2) \rightarrow X_2 \overset{\text{approx}}{\sim} N(n_2 P_2, n_2 P_2 (1 - P_2))$

$$\rightarrow \hat{p}_1 - \hat{p}_2 = \frac{x_1}{n_1} - \frac{x_2}{n_2} \quad \underline{\underline{\text{UOI}}} \quad \hat{p}_1 - \hat{p}_2 \quad \text{norm} \quad (*)$$

$$E(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = p_1 - p_2$$

$$\text{Var}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = \frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}^2 = \frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}$$

$$(*) \hat{p}_1 - \hat{p}_2 \quad \text{norm} \quad N\left(p_1 - p_2, \frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}\right) \rightarrow \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2 - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}}$$

► Για να ελέγξουμε την υπόθεση

$$H_0: p_1 = p_2 = p \quad \vee \quad H_a: p_1 \neq p_2$$

χρησιμοποιώντας το στατιστικό: $Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \quad \left(\begin{smallmatrix} \text{norm} \\ H_0 \end{smallmatrix} N(0,1) \right)$

$$\hat{p} = \frac{x_1 + x_2}{n_1 + n_2}$$

UOI υπέθετα προπονή βεβαιότητας α , $|Z| > Z_{\alpha/2}$

Εφα (1- α)100% Δ.Ε. για $p_1 - p_2$:

$$\hat{p}_1 - \hat{p}_2 \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$$

$$H_0: p_1 = p_2 = p \quad \vee \quad H_a: p_1 > p_2$$

παράβ. 4.10:

$$\hat{p}_1 = \frac{34}{50} = 0.68$$

$$\hat{p}_2 = \frac{9}{50} = 0.18$$

$$\hat{p}_3 = \frac{34+9}{50+50} = 0.43$$

$$Z = \frac{0.68 - 0.18}{\sqrt{0.43(1-0.43)\left(\frac{1}{50} + \frac{1}{50}\right)}} \quad (= 5.05)$$

UOI προπονή $\alpha = 0.01$

(δωρεάν παρὰδ. 4.10)

3

$Z > Z_{0.01} (= 9.396)$, απορρ. H_0 .

p-value: $P(Z > 5.05) \approx 6.0 < 0.001$.
απορρ. H_0 .

95% Δ.Ε. (διαστήμα ευστοχίας): $(0.33, 0.67)$

Διυπηρεσιακή κατανομή για τις διαστάσεις (μοναδιαίοι μέτροι)

(A) Μία διακύμανση (χ^2 TEST)

παρὰδ 4.7:

4.9, 5.3, 10.7, $N(\mu, \sigma^2)$

$H_0: \sigma = 2$ ($\alpha = 0.05$)

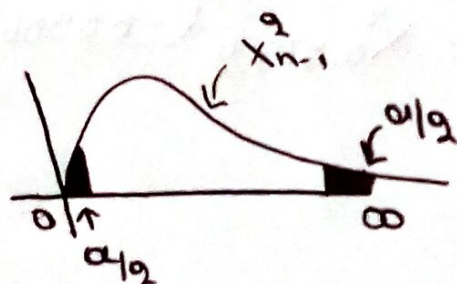
$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Γενική: X_1, \dots, X_n από $N(\mu, \sigma^2)$

Αυτό που μας ενδιαφέρει είναι το σ^2

$\hat{\sigma}^2 = S^2$, $E(S^2) = \sigma^2$: αμερόμητοι.

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$



$$P\left(\chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2\right) = 1 - \alpha \rightarrow$$

$$P\left(\underbrace{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2}} \leq \sigma^2 \leq \underbrace{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2}}\right) = 1 - \alpha$$

► Ηα να ελεγχουμε υποθέσεις (αυτές υποθέσεις):

(i) $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ ($\sigma = \sigma_0$) \vee $H_0: \sigma^2 > \sigma_0^2$

(ii) $H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ \vee $H_0: \sigma^2 < \sigma_0^2$

(iii) $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ \vee $H_0: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

Χρησιμοποιώντας το στατιστικό:

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \left(\underbrace{H_0}_{\text{και}} \chi_{n-1}^2 \right)$$
 και υποβληθεί κάποιες βεβαιότητες α.

(i) $\chi^2 \geq \chi_{\alpha, n-1}^2$

(ii) $\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha, n-1}^2$

(iii) $\chi^2 \geq \chi_{\alpha/2, n-1}^2$ και $\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha/2, n-1}^2$

από (για το παραδείγμα)

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = (10.57)$$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{2 \times 10.57}{4} (= 5.285)$$

$\chi^2 \leq \chi_{0.975, 2}^2 (= 0.0506)$, $\chi^2 > \chi_{0.025, 2}^2 (= 7.378)$

δεν απορ. η H_0 .

(B) Σύστημα 9 διακλασμάτων - F τεστ.

A: $n_1 = 10$, $S_1^2 = 1.95$

B: $n_2 = 8$, $S_2^2 = 0.98$

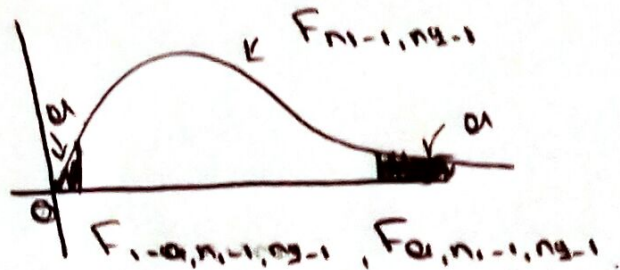
Υποθέτουμε διαφορά στην ποσότητα των A και B, $(\alpha = 0.10)$.

Γενικοί: τ.δ. x_{11}, \dots, x_{1n} από $N(\mu_1, \sigma_1^2)$

και τ.δ. x_{21}, \dots, x_{2n} από απόσπ. $N(\mu_2, \sigma_2^2)$

Βρίσκουμε τις n ακριβώς των διακλασμάτων σ_1^2 και σ_2^2 .

$$\left. \begin{aligned} \frac{(n_1 - 1) S_1^2}{\sigma_1^2} &\sim \chi_{n_1 - 1}^2 \\ \frac{(n_2 - 1) S_2^2}{\sigma_2^2} &\sim \chi_{n_2 - 1}^2 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F_{n_1 - 1, n_2 - 1}$$



Για να ελέγξουμε υποθέτουμε τις ακόλουθες:

(i) $H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$ \vee $H_a: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$

(ii) $H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$ \vee $H_a: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$

(iii) $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ \vee $H_a: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Χρησιμοποιώντας το στατιστικό

$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$ ($\sim F_{n_1-1, n_2-1}$, όταν H_0 αληθής) και

υποθέτουμε κρίσιμα πεδία α: (i) $F \geq F_{\alpha, n_1-1, n_2-1}$

(ii) $F \leq F_{1-\alpha, n_1-1, n_2-1}$

(iii) $F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1}$ \wedge $F \geq F_{\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1}$

oppo : $H_0 = \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ v $H_0 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad (H_0 \text{ } F_{9,7})$$

upib. πepioxm $F \leq F_{0.95,9,7}$ xoi $F \geq F_{0.05,9,7} (= 3.68)$

$$F = \frac{1.95}{0.28} = 4.46, \text{ εν ειδim } 4.46 > 3.68 \text{ oppo. } H_0.$$

$$F_{0.95,9,7} = \frac{1}{F_{0.05,7,9}} = \frac{1}{3.99} = 0.30$$