

Πα  
 72, 69, 82, 75, 103, 121, 114, 100, 85, 93 (δείκτης νοσηρότητας 10 παιδιών)  
 $n=10 \in N(\mu, \sigma^2=49)$

Λύση

$H_0: \mu=88 (= \mu_0)$  vs εναλλακτική:  $H_a: \mu > 88$  ( $\alpha=0,05$ )

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \rightarrow \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$$

Θέλω  $Z = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0,1)$  (όταν  $\mu=\mu_0=88$ )

$$Z = \frac{\bar{X}-88}{\sigma/\sqrt{n}}, \text{ κρ. περιοχή } Z > Z_{\alpha} = Z_{0,05} = 1,645$$

$Z = \frac{92-88}{7/\sqrt{10}} = 1,81$  Επειδή  $1,81 > 1,645$  απόρριψη των μηδενικών υποθέσεων  $H_0$

$$P\text{-value} = P(Z > 1,81 | Z \sim N(0,1)) = 0,0351 < 0,05 (= \alpha), \text{ απόρριψη των } H_0$$

Συμπέρασμα στατιστική για τη μέση τιμή ( $\mu$ )

Πα. (4.2)

170, 175, 190, 198, 215, 185, 184, 207, 210, 193, 196, 180

$n=12$ ,  $N(\mu, \sigma^2)$  vs σ: αγνώστ,  $\alpha=0,01$

αριθμός βακτηρίων ανά τετράγωνο σε 12 δείγματα σε επιπέδα αερότητας (Συνέχεια από επόμενη σελίδα)

Γενικά

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

Ενδιαφέρει η παράμετρος  $\mu$ .

$$\text{Υποδείξιον: } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

Διακρίνουμε 3 περιπτώσεις

1) Κανονικός πληθυσμός, γνωστή διακύμανση:  $N(\mu, \sigma^2)$  vs σ: γνωστή  
 καλύτερος εκτιμητής του  $\mu$ :  $\hat{\mu} = \bar{X}$

$$\text{ωρίκο σφάλμα: } \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Καλύτερο  $(1-\alpha)100\%$  ΔΕ για  $Z_{\mu}$ :  $L = \bar{X} - Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

Για να ελέγξουμε υποθέσεις  $\mu$ :  $\bar{X} + Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

της μέτρησης

(i)  $H_0: \mu \leq \mu_0$  εναλλακτική  $H_a: \mu > \mu_0$  (ή  $\mu_0$  γνωστή)

(ii)  $H_0: \mu \geq \mu_0$  vs  $H_a: \mu < \mu_0$

(iii)  $H_0: \mu = \mu_0$  vs  $H_a: \mu \neq \mu_0$

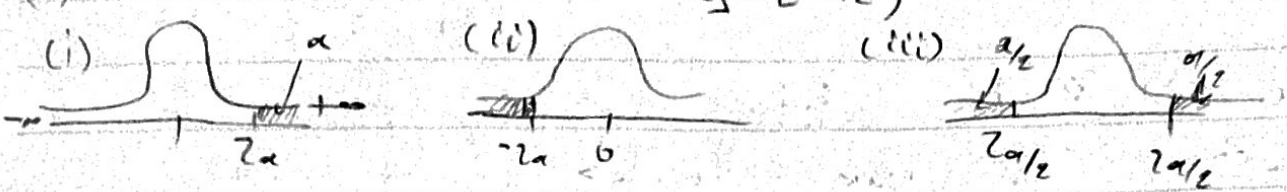
vs επίπεδο εναλλακτικότητας  $\alpha$  χρησιμοποιούμαστε  $Z$  στατιστικός

$$Z = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0,1)$$



και κριτικές περιοχές

- (i)  $Z \geq z_\alpha$  δηλ.  $C = [z_\alpha, +\infty)$
- (ii)  $Z \leq -z_\alpha$  δηλ.  $C = (-\infty, -z_\alpha]$
- (iii)  $|Z| \geq z_{\alpha/2}$  δηλ.  $C = (-\infty, -z_{\alpha/2}] \cup [z_{\alpha/2}, +\infty)$



2) Κανονικός πληθυσμός, άγνωστη διακύμανση:  $N(\mu, \sigma^2)$  με  $\sigma$  άγνωστο  
 $\hat{\sigma}^2 = S^2$

Καλύτερος εκτιμητής του  $\mu$ :  $\hat{\mu} = \bar{X}$

Επιμέτρηση της σφάλματος:  $\hat{\sigma}_x = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$

Καλύτερο  $(1-\alpha)100\%$  Δ.Ε. για το  $\mu$ :  
 $L = \bar{X} - t_{\alpha/2, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}}$   
 $U = \bar{X} + t_{\alpha/2, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}}$

Για να ελεγχουμε υποθέσεις της  $t$ -έλεγχου:

- (i)  $H_0: \mu \leq \mu_0$  εναντι της  $H_a: \mu > \mu_0$  (με  $\mu_0$  γνωστό)
- (ii)  $H_0: \mu \geq \mu_0$  εναντι της  $H_a: \mu < \mu_0$
- (iii)  $H_0: \mu = \mu_0$  εναντι της  $H_a: \mu \neq \mu_0$

με επίπεδο εναντιθέσεων  $\alpha$  χρησιμοποιούμε το στατιστικό  $t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$

και κριτικές περιοχές  $t$ -έλεγχου

- ~~(i)  $Z \geq z_\alpha$~~  (i)  $t \geq t_{\alpha, n-1}$
- ~~(ii)  $Z \leq -z_\alpha$~~  (ii)  $t \leq -t_{\alpha, n-1}$
- ~~(iii)  $|Z| \geq z_{\alpha/2}$~~  (iii)  $|t| \geq t_{\alpha/2, n-1}$

Παράδειγμα

$\alpha = 0,01$ ,  $H_0: \mu = 200$  με εναντι της  $H_a: \mu < 200$

$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - 200}{S/\sqrt{n}}$ , κριτ. υπ.  $t < -t_{\alpha, n-1} (= -t_{0,01, 11} = -2,718)$

$\bar{X} = 191,9$ ,  $S^2 = 196,841$ ,  $S = 14,03$

$t = \frac{191,9 - 200}{14,03/\sqrt{12}} = -2,197$  επειδή  $-2,197 > -2,718$  δεχόμαστε

απόρριψη της  $H_0$

ήρα δεν καταφέραμε κλίμακο στις απαιτήσεις

για  $95\%$  Δ.Ε. για το  $\mu$ :  $[182,99, 200,81]$

$t_{0,01, 11} = 2,201$



3) Μη κανονικός πληθυσμός  $\mu, \sigma^2$  - τεράστιο δείγμα ( $n \geq 25$ )

Καλύτερος εκτιμητής  $\mu$ :  $\hat{\mu} = \bar{x}$

Βεβαιότητα ενός σφάλματος:  $\hat{\sigma}_x^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{n} = \frac{S}{\sqrt{n}}$

Καλύτερο  $(1-\alpha)100\%$  δε. για  $\mu$ :  $L = \bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}$   
 $U = \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}$

Για να ελέγξουμε το υπόθετο της πρότασης:

- (i)  $H_0: \mu \leq \mu_0$  εναλλάκτικη:  $H_1: \mu > \mu_0$  ( $\mu_0$  γνωστό)
- (ii)  $H_0: \mu \geq \mu_0$  -//  $H_1: \mu < \mu_0$
- (iii)  $H_0: \mu = \mu_0$  -//  $H_1: \mu \neq \mu_0$

Το ε είναι το εναλλακτικό υπόθετο α χρησιμοποιείται το

στατιστικό:  $Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0,1)$

και κρίνεται ως εξής:

- (i)  $Z \geq z_\alpha$
- (ii)  $Z \leq -z_\alpha$
- (iii)  $|Z| \geq z_{\alpha/2}$

Άσκηση 4.1

$X = (x_1, \dots, x_{n_1}) \sim N(\mu_x, \sigma^2)$

$Y = (y_1, \dots, y_{n_2}) \sim N(\mu_y, \sigma^2)$

Ν.δ.ο.  $\forall w \in [0,1]$  η σ.σ  $u = u(x,y) = wS_x^2 + (1-w)S_y^2$  είναι ανεξάρτητος εκτιμητής του  $\sigma^2$

Λύση

$E(S_x^2) = \sigma^2 \sim \hat{\sigma}^2 = S_x^2$  κ  $E(S_y^2) = \sigma^2 \sim \hat{\sigma}^2 = S_y^2$

$E(u) = wE(S_x^2) + (1-w)E(S_y^2) = w\sigma^2 + (1-w)\sigma^2 = \sigma^2$

Επει  $\hat{\sigma}^2 = u$  κ ανεξάρτητος

$\frac{(n_1-1)S_x^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_1-1}^2 \Rightarrow \text{Var}\left(\frac{(n_1-1)S_x^2}{\sigma^2}\right) = 2(n_1-1) \Rightarrow \text{Var} S_x^2 = \frac{2\sigma^4}{n_1-1}$

$\frac{(n_2-1)S_y^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_2-1}^2 \Rightarrow \text{Var}\left(\frac{(n_2-1)S_y^2}{\sigma^2}\right) = 2(n_2-1) \Rightarrow \text{Var} S_y^2 = \frac{2\sigma^4}{n_2-1}$

$\Rightarrow \text{Var}(u) = w^2 \cdot 2 \frac{\sigma^4}{n_1-1} + (1-w)^2 \cdot 2 \frac{\sigma^4}{n_2-1}$

Βρίσκω το  $w$  που να δίνει ελάχιστο  $\rightarrow w = \frac{n_2-1}{n_1+n_2-2}$   
 και το αντιστοίχιο σμν συνάρτησης