

Μάθημα 20ο, 15/12/2017

Διασφάλιση αξιοπιστίας για τον μέσο μ της
κανονικής, και όχι μόνο.

(α) $\sigma^2 = \sigma_0^2$ (γνωστό). $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma_0^2)$.

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_0^2}{n}\right) \Rightarrow \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma_0} \sim N(0,1)$$

$$P\left(-z_{\alpha/2} \leq \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma_0} \leq z_{\alpha/2}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\bar{X} - \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \leq \mu \leq \bar{X} + \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right) = 1 - \alpha$$

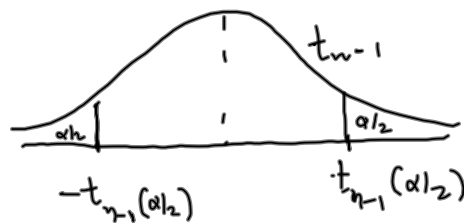
Συμπέρασμα: Το Δ.Ε. της Σ.Ε. $1 - \alpha$ είναι το $\boxed{\bar{X} \pm \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}}$.

(β) Το σ άγνωστο. $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$

Αντιμεθιστώτε στο $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma}$ το σ με $S = \sqrt{S^2}$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad \text{δ εστ. διασπορά.}$$

$$T_n = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{S} \sim t_{n-1}$$



$$[t_n(\alpha) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} z_\alpha]$$

$$P\left(-t_{n-1}(\alpha/2) \leq \frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\mu)}{S} \leq t_{n-1}(\alpha/2)\right) = 1-\alpha$$

$$\Delta E. \quad \left[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{n-1}(\alpha/2), \quad \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{n-1}(\alpha/2)\right]$$

Τενιμό, ότι το δείγμα δεν είναι από την κανονική.

κ.ο.θ.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\mu)}{S} \leq t\right) = \Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t e^{-z^2/2} dz.$$

$$\forall t \in \mathbb{R}$$

Συμπέρασμα Αν η τετάδο ($n \rightarrow \infty$, ειναι αρθθη
 $n \geq 30$) τότε

$$P \left[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \leq \mu \leq \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \right] \approx 1 - \alpha$$

Άρα, προσεγγιστικώς Δ.Ε. για το άγνωστο μ υπό θη
κατανομή ης η ετεροσθεση δειγμεν ποση ειναι το

$$\left[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \right]$$

8.1) Μετρήσεις ύψους 20 ατόμων

$$173, \dots, 165$$
$$X_1, \dots, X_{20} \quad (n=20)$$

(α) Όταν είναι γνωστό ότι τα ύψη ακολουθούν $N(\mu, \sigma^2)$
με μ άγνωστο, $\sigma = 5$, να κατασκευαστεί 95% ΔΕ
για το μ .

(β) Να γίνει το ίδιο αν το σ είναι άγνωστο.

$$\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_{20}}{20} = \frac{3352}{20} = 167.6$$

$$1 - \alpha = 0.95 \Rightarrow \alpha = 0.05 \quad \alpha/2 = 0.025 \quad z_{\alpha/2} = z_{0.025} = 1.96$$

$$\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} = \bar{X} \pm \frac{5}{\sqrt{20}} \cdot (1.96) = [165.41, 169.79].$$

$$\mu \pm \left[\frac{s}{\sqrt{n}} \right] \cdot t_{n-1}(\alpha/2)$$

(b) s^2 άγνωστο. Υπόθεση $H_0: \sum_{i=1}^{20} X_i^2 = 562096$

$$\Rightarrow \sum (X_i - \bar{X})^2 = \sum X_i^2 - n \cdot \bar{X}^2 = 562096 - 20 \cdot (167.6)^2$$

$$\Rightarrow s^2 = \frac{1}{n-1} () = \frac{1}{19} () = 15.8316 \quad s = \sqrt{s^2}$$

Δ.Ε. $\bar{X} \pm \frac{\sqrt{15.8316}}{\sqrt{20}} \cdot t_{19}(0.025) = \bar{X} \pm 1.86 = (165.74, 169.46)$.

\uparrow
 2.093

t

Εκτίμηση του άγνωστου ποσοστού p της Bernoulli (p).

$n \rightarrow \infty$, ($n \geq 30$). $X_1, \dots, X_n \sim b(p)$ δηλ. $X_i = 0$ ή 1 .

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 &= \sum X_i^2 - n \bar{X}^2 = \underbrace{\sum_{i=1}^n X_i}_{n\bar{X}} - n \bar{X}^2 \quad (X_i = X_i^2) \\ &= n\bar{X} - n\bar{X}^2 = n\bar{X}(1-\bar{X}) \end{aligned}$$

$$\Rightarrow S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{n}{n-1} \bar{X}(1-\bar{X}) \simeq \bar{X}(1-\bar{X})$$

το \bar{X} εκτιμάει το p , το $S^2 = \bar{X}(1-\bar{X})$ εκτιμάει το $\sigma^2 = p(1-p)$.

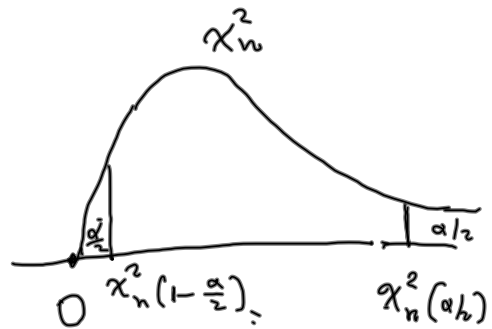
Προσβλησιασμός Δ.Ε. για το άγνωστο p είναι το

$$\left[\bar{X} - \frac{\sqrt{\bar{X}(1-\bar{X})}}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sqrt{\bar{X}(1-\bar{X})}}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \right]$$

Διάστημα εμπιστοσύνης για το σ^2 κανονικής
όταν το μ είναι άγνωστο.

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

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2 \equiv \Gamma\left(\frac{n-1}{2}, \frac{1}{2}\right)$$



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

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

$$\Delta. E. = \left[\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1}^2(\frac{\alpha}{2})}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1}^2(1-\frac{\alpha}{2})} \right] \text{ για το } \sigma^2 \text{ του } N(\mu, \sigma^2)$$

Δύο κανονικά δείγματα.

αμφ. δείγματα: $X_1, \dots, X_{n_1} \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$
 $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

$$\bar{X} \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right), \quad \bar{Y} \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

$$E[\bar{X} - \bar{Y}] = \mu_1 - \mu_2$$

$$\text{Var}(\bar{X} - \bar{Y}) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

$$\left. \begin{array}{l} E[\bar{X} - \bar{Y}] = \mu_1 - \mu_2 \\ \text{Var}(\bar{X} - \bar{Y}) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} \end{array} \right\} \boxed{\bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)}$$

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

Αν σ_1^2, σ_2^2 γνωστά τότε το Δ.Ε. για το

$\mu_1 - \mu_2$ είναι το

$$\bar{X} - \bar{Y} \pm \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} z_{\alpha/2}$$

Αν σ_1^2, σ_2^2 άγνωστα αλλά $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$

το άπαιτώ για Τεστάρω.