

ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗΝ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Αριθμός 6^ο
14/03/2018

Παράδειγμα 1: Έστω x_1, \dots, x_n τ.δ. από π.μ.θ. (μ, σ^2)
i) $E(\bar{x}) = \mu$, ii) $Var(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{n}$, iii) $E(S^2) = \sigma^2$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$
$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 - n(\bar{x} - \mu)^2 \right]$$

Παράδειγμα 2: Αν $x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1n_1}$ από π.μ.θ. (μ_1, σ_1^2)
και $x_{21}, x_{22}, x_{23}, \dots, x_{2n_2}$ από ανεξ. π.μ.θ. (μ_2, σ_2^2)

i) $E(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) = \mu_1 - \mu_2$, ii) $Var(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$

Παράδειγμα 3: Έστω x_1, \dots, x_n τ.δ. από $N(\mu, \sigma^2)$. Τότε:

- i) $\bar{x} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$
- ii) \bar{x} και S^2 ανεξ. τ.δ.
- iii) $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$

$$Y = \sum_{i=1}^n a_i x_i, \quad E(Y) = \sum_{i=1}^n a_i E(x_i), \quad Var(Y) = \sum_{i=1}^n a_i^2 Var(x_i)$$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n N^2(0,1) \equiv G \left(a = \frac{1}{2}, B = 2 \right)$$

$$m_G(t) = (1 - Bt)^{-a}$$

$$t_v = \frac{N(0,1)}{\sqrt{\chi_{v-2}^2/v}}, \quad F_{v_1, v_2} = \frac{\frac{\chi_{v_1}^2}{v_1}}{\frac{\chi_{v_2}^2}{v_2}}$$

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{(n-1) \frac{1}{(n-1)} \sum_1^n (x_i - \bar{x})^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_1^n (x_i - \bar{x})^2}{\sigma^2}$$

$$\frac{\sum_1^n (x_i - \bar{x})^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_1^n (x_i - b)^2}{\sigma^2} - \frac{n(\bar{x} - b)^2}{\sigma^2}$$

$\underbrace{\hspace{10em}}_Y = \underbrace{\hspace{10em}}_W - \underbrace{\hspace{10em}}_Z$

$$Y = Z$$

$X \sim N(\mu, \sigma^2) \rightarrow \frac{x_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1) \rightarrow \sum_1^n \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim \chi_n^2$
TOTALEN VARIANZ

$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \rightarrow \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1) \rightarrow \left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \right)^2 \sim \chi_1^2$
UNIKATE VARIANZ GROSSTZIFF

Also $\underline{W \sim \chi_n^2}$ und $\underline{Z \sim \chi_1^2}$

Einmal χ_n^2
 Einmal χ_1^2
 FREIHEITEN

$W = Y + Z$ und Y, Z unabh. z.v.

$$Y = W - Z \rightarrow m_Y(t) = m_W(t) m_Z(t) \rightarrow (1 - qt)^{-\frac{n}{2}} = m_Y(t) (1 - qt)^{-\frac{1}{2}}$$

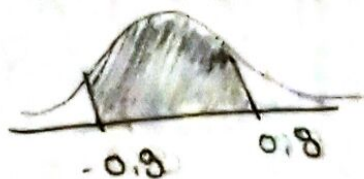
$$\rightarrow m_Y(t) = \frac{(1 - qt)^{-\frac{n}{2}}}{(1 - qt)^{-\frac{1}{2}}} = (1 - qt)^{-\frac{n-1}{2}}$$

also $\boxed{Y \sim \chi_{n-1}^2}$

Παράδειγμα 3.1

$n=95, N(\mu, \sigma^2=695) \quad / \quad \bar{x} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n} = \frac{695}{95} = 7.3158 = \sigma_{\bar{x}}^2\right)$

i) $P(|\bar{x}-\mu| > 4) = 1 - P(|\bar{x}-\mu| \leq 4) = 1 - P(-4 \leq \bar{x}-\mu \leq 4) =$



$= 1 - P\left(-\frac{4}{5} \leq \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma_{\bar{x}}} \leq \frac{4}{5}\right)$

$= 1 - P(0.8 \leq Z \leq 0.8)$

$= 1 - 2P(0 \leq Z \leq 0.8)$

$= 1 - 2 \times 0.2881 = 0.4238$

(από τον πίνακα των
επιχειρηματιών)

ii) $P(S^2 \geq 393) = P\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \geq \frac{94 \times 393}{695}\right) = P(\chi_{94}^2 \geq 19.40) = 0.975$

$\chi_{0.975, 94}^2$

Παράδειγμα 3: Έστω x_1, \dots, x_n τ.δ. από $N(\mu, \sigma^2)$. Τότε $\frac{\bar{x}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$.

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

$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$ και \bar{x}, S^2 ανεξ. τ.δ.

$\left. \begin{array}{l} \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1) \\ \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2 \end{array} \right\} \Rightarrow \frac{\frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}}} = \frac{\bar{x}-\mu}{S/\sqrt{n}}$

και $\frac{\bar{x}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$

Πρόταση: Έστω (\bar{x}_1, S_1^2) και (\bar{x}_2, S_2^2) βιβες τιμές και διακυβαντες διο τυχαίων δείγματος, βιβαν n_1 και n_2 αντίστοιχα σε ανεξ. κανονικούς πληθύνες με βιβες τιμές μ_1 και μ_2 αντίστοιχα και διακυβανση σ^2 , δηλαδή:

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 : (N_1(\mu_1, \sigma^2), N_2(\mu_2, \sigma^2))$$

τότε :

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - (\mu_1 - \mu_2)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2}$$

και

$$S_p^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}$$

Απόδ.

$$\bar{x}_1 \sim N(\mu_1, \frac{\sigma^2}{n_1}), \quad \bar{x}_2 \sim N(\mu_2, \frac{\sigma^2}{n_2})$$

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \sim N\left[\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma^2}{n_1} + \frac{\sigma^2}{n_2} = \sigma^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)\right]$$

και

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N$$

$$\frac{\sqrt{\frac{(n_1+n_2-2)S_p^2}{\sigma^2}}}{\sqrt{(n_1+n_2-2)}} \sim \left(\chi^2_{n_1+n_2-2} / (n_1+n_2-2)\right)$$

Παράδειγμα 4: Έστω S_1^2 και S_2^2 οι διακυμανσεις g τυχαίων δειγμάτων από g από $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ και $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ μεγέθων n_1 και n_2 αλληλοξέχωρα

Τότε:

$$\frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$$

Απόδειξη

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

Κεντρικό Οριακό Θεώρημα (ΚΟΘ)

ΚΟΘ (1): Έστω x_1, \dots, x_n n ανεξάρτητα ισόκυβητα τ.β. (έως τυχαίος δείγματος), n αυξάνει για να πεπερασμένων μέσμων μ και διακυμανσών σ^2 . Τότε για μεγάλου $n: (n \geq 30)$, n τ.β.

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i - n\mu}{\sigma \cdot \sqrt{n}} \xrightarrow[\text{προβέχεται}]{\text{αλλάζει}} N(0,1) \text{ ή } \text{ισοκύβητο}$$

$$\sum_{i=1}^n x_i \xrightarrow[\text{προβέχεται}]{\text{αλλάζει}} N(n \cdot \mu, n \cdot \sigma^2)$$

Παθ(2): Έστω x_1, \dots, x_n τ.δ. από πληθυσμό με μέση τιμή μ και διακύμανση σ^2 .

Αν το n είναι μεγάλο τότε και η διακύμανση της μέσης τιμής

$$\bar{x} \underset{\text{προβλεπ.}}{\sim} N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

και $\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \underset{\text{προβλεπ.}}{\sim} N(0, 1)$

$n(0, 10)$
 $\bar{x}, n=5$