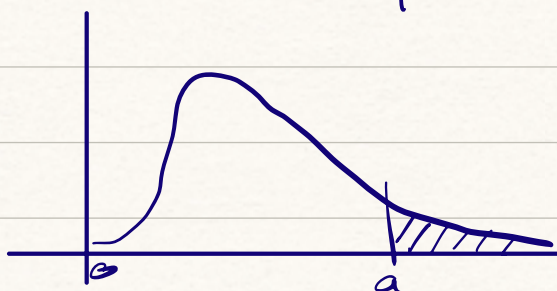


Κατανομή χ^2

Έστω X_1, \dots, X_ν ανεξάρτητες και ισότιμες από την $N(0,1)$
Η τ.μ. $U = X_1^2 + \dots + X_\nu^2$ ακολουθεί χ^2 με ν βαθμούς
ελευθερίας (β.ε.)

Συμβολικά : $\chi^2 = \sum_{i=1}^{\nu} N(0,1)^2$

Προφανώς $\chi^2 = N(0,1)^2$



Έχουμε: $E(\chi^2) = \nu$, $V(\chi^2) = 2\nu$

$$P(\chi^2 > \chi^2_{\nu, \alpha}) = \alpha, \quad f(u, \nu) = \frac{1}{2^{\nu/2} \Gamma(\frac{\nu}{2})} \cdot x^{\nu/2-1} \cdot e^{-\frac{1}{2}x} = \frac{(1/2)^{\nu/2}}{\Gamma(\nu/2)} \cdot x^{\nu/2-1} \cdot e^{-\frac{1}{2}x}$$

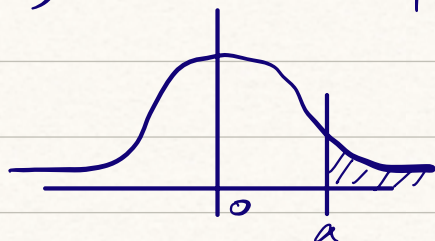
Κατανομή t (student-t)

Έστω $X \sim N(0,1)$ και $Y \sim \chi^2_\nu$ με X, Y ανεξάρτητες.
Η κατανομή της τ.μ. $T = X/\sqrt{Y/\nu}$ ονομάζεται t-κατανομή
με ν βαθμούς ελευθερίας.

Συμβολίζεται : $t_\nu = N(0,1) / \sqrt{Y/\nu}$

$$f(t_\nu) = 0, \quad V(t_\nu) = \frac{\nu}{\nu-2}, \quad \nu > 2$$

$$P(T > t_{\nu, \alpha}) = \alpha$$



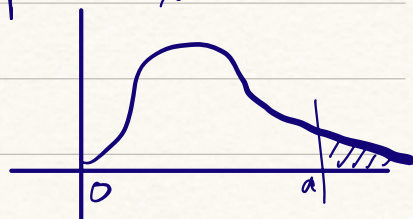
Κατανομή F

Έστω $X_1 \sim \chi^2_{\nu_1}$ και $X_2 \sim \chi^2_{\nu_2}$ με X_1, X_2 ανεξάρτητες
Η κατανομή της τ.μ. $T = \frac{X_1/\nu_1}{X_2/\nu_2}$ λέγεται F με ν_1, ν_2 β.ε.

$$f(T) = \frac{\nu_2}{\nu_2-2}$$

$$V(T) = \frac{2\nu_2(\nu_1 + \nu_2 - 2)}{\nu_1(\nu_2-2)(\nu_2-4)}, \quad \nu_2 > 4$$

$$P(T > F_{\nu_1, \nu_2, \alpha}) = \alpha$$



Παραγωγή

$$t_v^2 = \left[\frac{N(0,1)}{\sqrt{\chi^2/v}} \right]^2 = \frac{\chi_1^2/v}{\chi_{v-1}^2/v} = F_{1,v}$$

Θεώρημα

Αν X_1, \dots, X_n ανεξάρτητες τ.μ. από χ^2 κατανομές με $\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_n$ β.ε. Τότε η τ.μ. $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ ακολουθεί χ^2 όπου $\nu = \sum_{i=1}^n \nu_i$

Απόδειξη

Έχουμε $Z \sim N(0,1)$ και $Z^2 \sim \chi_1^2$ και η φορογεννητήρια της:

$$M_{Z^2}(t) = \int [e^{tz^2}] = \int e^{tz^2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz = \int \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(1-2t)z^2} dz =$$
$$= \int \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \cdot \frac{z^2}{1-2t}} dz = \frac{1}{\sqrt{1-2t}} \int \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot (1/\sqrt{1-2t})} e^{-\frac{1}{2} \frac{z^2}{1-2t}} dz = (1-2t)^{-1/2}$$

$Y = \sum_{i=1}^n X_i$ Έχουμε $M_Y(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = (1-2t)^{-n/2}$
Άρα $Y \sim \chi_n^2$.

Θεώρημα

Έστω X_1, X_2, \dots, X_n τ.δ. από κανονικό πληθυσμό με μ και σ^2
Τότε:

i) $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$

ii) Τα στατιστικά \bar{X}, S^2 είναι ανεξάρτητα

iii) Η δειγματική κατανομή του $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$

Απόδειξη

$$(ii) \text{ Έχουμε } \frac{(v-1)s^2}{\sigma^2} = \sum_{i=1}^v (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^v (x_i - \mu + \mu - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^v [(x_i - \mu) - (\bar{x} - \mu)]^2$$

$$= \sum_{i=1}^v \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^2 + v \left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma}\right)^2 - 2 \frac{(\bar{x} - \mu) \sum_{i=1}^v (x_i - \mu)}{\sigma^2} =$$

$$= \sum_{i=1}^v \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^2 + v \left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma}\right)^2 - 2v \left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma}\right)^2 = \sum_{i=1}^v \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^2 - \left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{v}}\right)^2$$

$$\text{Συνεπώς } \frac{(v-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi_{v-1}^2$$

Πρόταση: $f(S^2) = \sigma^2$ (άρα η S^2 ανεξάρτ. εκτιμητήρια)

Θείωμα

Έστω X_1, \dots, X_v τ.δ. από $N(\mu, \sigma^2)$. Τότε η $\frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{v}}$ ακολουθεί t_{v-1} . Συμβολικά: $\frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{v}} \sim t_{v-1}$

Απόδειξη

Γνωρίζουμε $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/v)$ και $\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{v}} \sim N(0, 1)$ και $\frac{(v-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi_{v-1}^2$ με $\bar{X} \sim S^2$ ανεξάρτητες

$$\text{Άρα } T = \left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{v}}\right) / \sqrt{\frac{(v-1)s^2}{\sigma^2(v-1)}} = \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{v}} \sim t_{v-1}$$

Θείωμα

Έχω 2 ανεξάρτητες πιθανοσκοπές μεγεθών v_1, v_2 και παραμέτρων $(\mu_1, \sigma_1^2), (\mu_2, \sigma_2^2)$. Τότε $\frac{s_1^2/\sigma_1^2}{s_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{v_1-1, v_2-1}$

Απόδειξη

$$\frac{(v_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi_{v_1-1}^2 \quad \text{και} \quad \frac{(v_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi_{v_2-1}^2 \quad \text{και ανεξάρτητες}$$

$$\text{Άρα: } T = \frac{\frac{(v_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} / v_1 - 1}{\frac{(v_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} / v_2 - 1} = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{v_1-1, v_2-2}$$

Παράδειγμα

Έστω X_1, \dots, X_n τ.δ. $N(0, \theta)$. Ν.δ.ο η σ.σ. $T = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n}$
ανεξ. εκτιμητήρια του θ με διασπορά $2\theta^2/n$

Λύση

$$E(T) = E\left[\frac{\sum X_i^2}{n}\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i^2] = \frac{1}{n} \cdot n \cdot V(X_i) = \theta$$

$$V(T) = V\left[\frac{\sum X_i^2}{n}\right] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V[X_i^2] \quad (1)$$

$$\text{Τυποποιούμε } X_i \sim N(0, \theta) \Rightarrow \frac{X_i}{\sqrt{\theta}} \sim N(0, 1) \Rightarrow \\ \Rightarrow \left(\frac{X_i}{\sqrt{\theta}}\right)^2 = X_i^2/\theta \sim \chi_1^2$$

$$\text{Άρα } \sum_{i=1}^n \frac{X_i^2}{\theta} = \sum_{i=1}^n X_i^2/\theta \sim \chi_n^2 \quad \text{και έχουμε:}$$

$$E\left[\frac{\sum X_i^2}{\theta}\right] = n \Rightarrow E\left[\frac{\sum X_i^2}{n}\right] = \theta \quad (\text{εναλλακτικός υπολογισμός } E(T))$$

$$V\left[\frac{\sum X_i^2}{\theta}\right] = 2n \Rightarrow \frac{1}{\theta^2} V(\sum X_i^2) = 2n \Rightarrow V(\sum X_i^2) = 2n\theta^2$$

$$\text{Άρα } (1) \Rightarrow V(T) = \frac{2\theta^2}{n}$$