

★ **مساله:** فرض کنید  $X_1, \dots, X_n$  یک نمونه تصادفی از توزیع  $N(\mu, \sigma^2)$  باشند. اگر  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  آنگاه تابع چگالی  $U = \frac{\sqrt{n}}{n-1} \frac{(X_1 - \bar{X})}{S}$  را به دست آورید.

**حل:** بدون از دست دادن کلیت مساله می توان فرض کرد  $\mu = 0, \sigma^2 = 1$

چرا که:

$$U = \frac{\sqrt{n}}{n-1} \frac{Z_1 - \bar{Z}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Z_i - \bar{Z})^2}} \quad \text{و یا} \quad U = \frac{\sqrt{n}}{n-1} \frac{\frac{X_1 - \mu}{\sigma} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} - \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma}\right)^2}}$$

$Z_i \sim N(0, 1)$

اکنون تبدیل زیر را در نظر بگیرید:

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{n}} & \frac{1}{\sqrt{n}} & \dots & \frac{1}{\sqrt{n}} & \frac{1}{\sqrt{n}} \\ \frac{n-1}{\sqrt{n(n-1)}} & \frac{-1}{\sqrt{n(n-1)}} & \dots & \frac{-1}{\sqrt{n(n-1)}} & \frac{-1}{\sqrt{n(n-1)}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \cdot & \cdot & \dots & \frac{-1}{\sqrt{2}} & \frac{-1}{\sqrt{2}} \\ \cdot & \cdot & \dots & \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{-1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{A}\mathbf{X} \quad (2)$$

که در آن  $\mathbf{A}$  ماتریس متعامد هلمرت است یعنی  $\mathbf{A}'\mathbf{A} = \mathbf{A}\mathbf{A}' = \mathbf{I}$  لذا  $|\mathbf{A}| = |\mathbf{A}'| = \pm 1$  و  $\mathbf{X} = \mathbf{A}'\mathbf{Y}$  همچنین داریم:

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = \mathbf{x}'\mathbf{x} = (\mathbf{A}'\mathbf{y})'(\mathbf{A}'\mathbf{y}) = \mathbf{y}'\mathbf{A}\mathbf{A}'\mathbf{y} = \mathbf{y}'\mathbf{y} = \sum_{i=1}^n y_i^2 \quad (3)$$

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = (\pi)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n x_i^2\right\}$$

$$f_{\mathbf{Y}}(\mathbf{y}) = \frac{1}{|\mathbf{A}|} f_{\mathbf{X}}(\mathbf{A}'\mathbf{y}) = f_{\mathbf{X}}(\mathbf{A}'\mathbf{y}) = (\pi)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n y_i^2\right\} = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{y_i^2}{2}\right\}$$

بنابراین  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  از یکدیگر مستقل هستند و  $Y_i \sim N(0, 1) \quad i = 1, 2, \dots, n$

همچنین بنا بر (1) داریم:

$$Y_1 = \frac{(n-1)X_1 - X_2 - \dots - X_n}{\sqrt{n(n-1)}} = \sqrt{\frac{n}{n-1}} (X_1 - \bar{X})$$

$$(n-1)S^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - Y_1^2 = \sum_{i=2}^n Y_i^2$$

$$U = \frac{\sqrt{n} (X_{\nu} - \bar{X})}{S} = \frac{Y_{\nu}}{\sqrt{\sum_{i=\nu}^n Y_i^2}} = \frac{Y_{\nu}}{\sqrt{Y_{\nu}^2 + \sum_{i=\nu}^n Y_i^2}} = \frac{Y_{\nu}}{\sqrt{Y_{\nu}^2 + T}}$$

که در آن  $T = \sum_{i=\nu}^n Y_i^2 \sim \chi_{(n-\nu)}^2$  و از  $Y_{\nu} \sim N(0, 1)$  مستقل است. در نتیجه

$$f_{Y_{\nu}, T}(y, t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} \cdot \frac{1}{2^{\frac{n-\nu}{2}} \Gamma(\frac{n-\nu}{2})} t^{\frac{n-\nu}{2}-1} e^{-\frac{t}{2}} \quad y \in \mathbb{R}, t > 0.$$

$$\begin{cases} U = \frac{Y_{\nu}}{\sqrt{Y_{\nu}^2 + T}} \\ V = T \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} Y_{\nu} = \frac{U\sqrt{V}}{\sqrt{1-U^2}} \\ T = V \end{cases} \Rightarrow |J| = \frac{\sqrt{V}}{(1-U^2)^{3/2}}$$

$$\begin{aligned} f_{U,V}(u, v) &= \frac{\sqrt{v}}{(1-u^2)^{3/2}} f_{Y_{\nu}, T}\left(\frac{u\sqrt{v}}{\sqrt{1-u^2}}, v\right) \\ &= \frac{\sqrt{v}}{(1-u^2)^{3/2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2 v}{2(1-u^2)}} \cdot \frac{1}{2^{\frac{n-\nu}{2}} \Gamma(\frac{n-\nu}{2})} v^{\frac{n-\nu}{2}-1} e^{-\frac{v}{2}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} 2^{\frac{n-\nu}{2}} \Gamma(\frac{n-\nu}{2})} \frac{v^{\frac{n-\nu}{2}}}{(1-u^2)^{3/2}} e^{-\frac{v}{2(1-u^2)}} \quad -1 < u < 1, v > 0. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_U(u) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} 2^{\frac{n-\nu}{2}} \Gamma(\frac{n-\nu}{2}) (1-u^2)^{3/2}} \int_0^{\infty} v^{\frac{n-\nu}{2}-1} e^{-\frac{v}{2(1-u^2)}} dv \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} 2^{\frac{n-\nu}{2}} \Gamma(\frac{n-\nu}{2}) (1-u^2)^{3/2}} \Gamma\left(\frac{n-\nu}{2}\right) \left[2(1-u^2)\right]^{\frac{n-\nu}{2}} \\ &= \frac{\Gamma\left(\frac{n-\nu}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n-\nu}{2}\right)} (1-u^2)^{\frac{n-\nu}{2}} \quad -1 < u < 1 \end{aligned}$$

\* این مساله در کتاب مبانی آمار ریاضی، تألیف دکتر پارسیان، در مثال ۴-۲۴، صفحه ۱۷۷ مطرح شده است.