# Marmara Üniversitesi

## İstatistik Bölümü

## Örnekleme Teorisi (3)

### Doç. Dr. Atıf Evren

### Sonlu Ana Kütleler İçin Örnek Ortalamasının Dağılımı

**Teorem:** Eğer  $X_1, X_2, \cdots, X_n$  N büyüklüğünde bir ana kütleden sırası ile çekilen birinci gözlem, ikinci gözlem;...; n. gözlem olsun. Bu durumda bu n rastlantı değişkeninin birleşik olasılık fonksiyonu

$$f(\chi_1, \dots, \chi_n) = \frac{1}{N(N-1)\cdots(N-n+1)}$$
,  $f(\chi_r)$  marjinal olasılığı da

$$f_{X_r}(x_r) = \frac{1}{N}$$
  $x_r = c_1, c_2, \dots, c_N$   $r = 1, 2, \dots, n$ 

Burada sonlu  $\{c_1, c_2, \cdots, c_N\}$  ana kütlenin beklenen değeri ve varyansı

$$\mu = \sum_{i=1}^{N} c_i \cdot \frac{1}{N}$$
 ve  $\sigma^2 = \sum_{i=1}^{N} (c_i - \mu)^2 \cdot \frac{1}{N}$  şeklindedir.

Son olarak  $X_1, X_2, \dots, X_n$  değişkenleri içerisinden herhangi ikisinin birleşik marjinal olasılık fonksiyonu da sonlu ana kütlenin herhangi sıralı ikilisi için

$$f_{X_r,X_s}(X_r,X_s) = \frac{1}{N(N-1)}$$
 şeklindedir.

**Teorem:**  $X_r$  ve  $X_s$  sonlu  $\{c_1, c_2, \dots, c_N\}$  and kütlesinden çekilen n

birimlik bir örneğin r. ve s. rastlantı değişkenleri olsun. Bu durumda

$$Cov(X_r, X_s) = -\frac{\sigma^2}{N-1}$$
 olur.

İspat: Kovaryansın tanım formülüne göre

$$Cov(X_r, X_s) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{N(N-1)} (c_i - \mu) (c_j - \mu) \quad i \neq j$$

$$= \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N} (C_i - \mu) \left[ \sum_{j=1}^{N} (C_j - \mu) \right] \quad i \neq j \quad \text{olur.}$$

i = j durumu söz konusu olamayacağına göre

$$\sum_{j=1}^{N} (c_j - \mu) = \sum_{j=1}^{N} (c_j - \mu) - (c_i - \mu) = -(c_i - \mu)$$

$$Cov(X_r, X_s) = -\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N} (c_i - \mu)^2 = -\frac{1}{(N-1)} \sigma^2$$
 bulunmuş olur.

**Teorem:** Ortalaması ve varyansı  $\mu$  ve  $\sigma^2$  olan **N** büyüklüğünde bir ana kütleden çekilen n birimlik bir örneğin ortalaması  $\overline{X}$  olsun.

$$E(\overline{X}) = \mu$$
 ve  $Var(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \frac{N-n}{N-1}$  olur.

**İspat:** 
$$Var(X_i) = \sigma^2 \text{ ve } Cov(X_i, X_j) = -\frac{\sigma^2}{N-1}$$

değerleri beklenen değerin ve varyansın tanım formüllerinde yerine

konulacak olursa  $E(\overline{X}) = E\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \mu$  bulunur.

$$Var(\bar{X}) = Var\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \frac{1}{n^{2}}Var\left(\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \frac{1}{n^{2}}\left\{\sum_{i=1}^{n}Var(X_{i}) + 2\sum_{i < j}Cov(X_{i}, X_{j})\right\}$$

$$\frac{1}{n^{2}}\left\{\sum_{i=1}^{n}Var(X_{i}) + 2\sum_{i < j}Cov(X_{i}, X_{j})\right\}$$

$$= \frac{1}{n^{2}}\left\{n\sigma^{2} - \frac{2\sigma^{2}}{N-1}\sum_{j=1}^{n}\sum_{i=1}^{j-1}1\right\}$$

$$= \frac{\sigma^{2}}{n^{2}}\left\{n - \frac{2}{N-1}\sum_{j=1}^{n}(j-1)\right\}$$

$$= \frac{\sigma^{2}}{n^{2}}\left\{n - \frac{2}{N-1}\left\{\frac{n(n+1)}{2} - n\right\}\right\}$$

$$=\frac{\sigma^2}{n}\frac{N-n}{N-1}$$

Bu şekilde ispat sağlanmış olur.

Örnek: Ortalaması ve varyansı  $\mu = 20$  ve  $\sigma^2 = 16$  olan N=100 büyüklüğünde bir ana kütleden çekilen n=25 birimlik bir örneğin ortalaması  $\overline{X}$  olsun.  $\overline{X}$  'in beklenen değerini ve varyansını bulunuz.

Cözüm: 
$$E(\overline{X}) = \mu = 20;$$
  
 $Var(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \frac{N-n}{N-1} = \frac{16}{25} \frac{(100-25)}{(100-1)} = \frac{16}{33}$  bulunur.

**Teorem:**  $X_{11}, X_{12}, \cdots, X_{1n_1}$  ve  $X_{21}, X_{22}, \cdots, X_{2n_2}$  sırasıyla  $\mu_1$ ,  $\sigma_1^2$  ve  $\mu_2$ ,  $\sigma_2^2$  beklenen değer ve varyanslarına sahip iki sonsuz ana kütleden çekilmiş  $n_1$  ve  $n_2$  birimden oluşan iki bağımsız örnek olsun. Yine  $\overline{X}_1$  ve  $\overline{X}_2$  bu iki örneğin ortalaması olsun.

$$E(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) = \mu_1 - \mu_2 \quad \text{ve}$$

$$Var(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} \quad \text{olur.}$$

**Örnek:**  $\mu_1 = 25$ ,  $\sigma_1^2 = 16$  ve  $\mu_2 = 27$ ,  $\sigma_2^2 = 9$  parametreli iki sonsuz kabul edilen ana kütleden  $n_1 = 54$  ve  $n_2 = 45$  birimden oluşan iki bağımsız örneğin ortalamaları  $\overline{X}_1$  ve  $\overline{X}_2$  olsun. Merkezi Limit Teoremine göre  $P(|\overline{X}_1 - \overline{X}_2| \le 0.5)$  olasılığını hesaplayınız.

#### Çözüm:

$$E(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) = \mu_1 - \mu_2 = -2$$
,  $Var(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} = \frac{16}{54} + \frac{27}{45}$ 

$$Var(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) = 0.897$$
,  $\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{0.897} = 0.947$ 

$$P(|\overline{X}_1 - \overline{X}_2| \le 0.5) = P(-0.5 \le \overline{X}_1 - \overline{X}_2 \le 0.5)$$

$$= P \left( \frac{-0.5 - (-2)}{0.947} \le \frac{\left(\overline{X}_1 - \overline{X}_2\right) - E\left(\overline{X}_1 - \overline{X}_2\right)}{\sigma_{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}} \le \frac{0.5 - (-2)}{0.947} \right)$$

$$=P\left(\frac{1,5}{0,947} \le \frac{\left(\overline{X}_1 - \overline{X}_2\right) - \left(\mu_1 - \mu_2\right)}{\sigma_{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}} \le \frac{2,5}{0,947}\right) = P\left(1,58 \le Z \le 2,64\right) = 0,4959 - 0,4429 = 0,053$$

**Teorem:**  $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$  ve  $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}$  sırasıyla  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  parametreli Bernoulli dağılımlarına uyan iki sonsuz ana kütleden çekilmiş (ve  $n_1$  ve  $n_2$  birimden oluşan) iki bağımsız örnek olsun. Yine  $\hat{\theta}_1$  ve  $\hat{\theta}_2$  bu iki örneğin oranları olsun.

$$E(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) = \theta_1 - \theta_2 \text{ ve}$$

$$Var(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) = \frac{\theta_1(1 - \theta_1)}{n_1} + \frac{\theta_2(1 - \theta_2)}{n_2} \text{ olur.}$$

Örnek:  $\theta_1 = 0,54$  ve  $\theta_2 = 0,49$  parametreli Bernoulli dağılımlarına uyan iki sonsuz ana kütleden çekilen,  $n_1 = 100$  ve  $n_2 = 64$  birimden oluşan iki bağımsız örneğin oranları  $\hat{\theta}_1$  ve  $\hat{\theta}_2$  olsun. Merkezi Limit Teoremi'nden yararlanarak  $P\{(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \ge 0\}$  olasılığını hesaplayınız.

**Cözüm** 
$$E(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) = \theta_1 - \theta_2 = 0.05$$
 ve

$$Var(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) = \frac{\theta_1(1 - \theta_1)}{n_1} + \frac{\theta_2(1 - \theta_2)}{n_2}$$
$$Var(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) = \frac{0.54 * 0.46}{100} + \frac{0.49 * 0.51}{64}$$

$$Var(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \cong 0{,}0064$$

$$\sigma_{\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2} = \sqrt{0,0064} = 0,08$$

$$P\left\{ \left( \frac{\hat{\theta}_{1} - \hat{\theta}_{2} - E(\hat{\theta}_{1} - \hat{\theta}_{2})}{\sigma_{\hat{\theta}_{1} - \hat{\theta}_{2}}} \right) \ge \frac{0 - 0.05}{0.08} \right\} = P(Z \ge -0.625)$$

 $P(Z \ge -0.625) \cong 0.7357$  bulunmuş olur.

## Normallik Varsayımından Türeyen Dağılımlar

#### 1) Ki-Kare Dağılımı

Gama dağılımında  $\alpha = \frac{v}{2}$  ve  $\lambda = \frac{1}{2}$  denecek olursa istatistikte sıkça kullanılan Ki-Kare ( $\chi^2$ ) dağılımı elde edilecektir. Gama dağılımının olasılık yoğunluk ilgili parametre değerleri yerlerine konacak olursa

$$f(x) = \frac{e^{-x/2}x^{\frac{\nu-2}{2}}}{2^{\frac{\nu}{2}}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \quad x \ge 0$$

Ki-Kare dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu elde edilir.

#### Ki-Kare Dağılımının Beklenen Değeri ve Varyansı

Yine  $\alpha$  ve  $\lambda$  parametreli bir gama dağılımında  $\alpha = \frac{v}{2}$  ve  $\lambda = \frac{1}{2}$  değerleri yerine konacak olursa ki-kare dağılımı için  $E(\chi^2) = v$  ve  $Var(\chi^2) = 2v$  bulunur.

Burada v;  $\chi^2$  dağılımının tek parametresidir ve serbestlik derecesi olarak adlandırılmaktadır.

**Teorem:** Eğer  $\overline{X}$  ve  $S^2$  ortalaması  $\mu$  ve varyansı  $\sigma^2$  olan normal bir dağılımdan çekilen n birimlik bir örneğin ortalaması ve varyansı ise

- 1)  $\overline{X}$  ve  $S^2$  bağımsızdır.
- 2)  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$  rastlantı değişkeni n-1 serbestlik dereceli bir **Ki-kare** dağılımına uyar

Örnek: n=100 birimlik bir örnek normal dağıldığı bilinen bir ana kütleden çekiliyor.  $S^2$  ve  $\sigma^2$  sırası ile örnek ve ana kütle varyansları olduklarına göre  $P(S^2 \le 0,75\sigma^2)$  olasılığını hesaplayınız.

#### <u>Çözüm:</u>

$$P(S^{2} \le 0,75\sigma^{2}) = P\left(\frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}} \le \frac{(100-1).0,75.\sigma^{2}}{\sigma^{2}}\right) = P\left(\frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}} \le 74,25\right)$$

Öte yandan  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$  olacağına göre n-1=99 serbestlik dereceli bir Ki-Kare dağılımından (Ms-Excel kullanarak)  $P(\chi^2(99) \le 74,25) = 0,03$  bulunmuş olur.

#### 2) Student-t Dağılımı

İstatistik'te önemli bir konumu bulunan olasılık dağılımlarından bir tanesi de bu dağılımı ortaya atan William S. Gosset'in kullandığı takma ad nedeniyle (student) literatüre "Student-t" adı ile girmiş bulunan dağılımdır. Student- t dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi v}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} - \infty < t < \infty \quad \text{olur. Burada v dağılımın tek parametresidir ve}$$

serbestlik derecesi olarak adlandırılmaktadır.

#### Student-t Dağılımının Beklenen Değeri ve Varyansı

$$E(T) = 0$$

$$Var(T) = \frac{v}{v-2}; \quad v > 2$$

**Teorem:** Eğer  $\overline{X}$  ve  $S^2$  ortalaması  $\mu$  ve varyansı  $\sigma^2$  olan normal bir dağılımdan çekilen n birimlik bir örneğin ortalaması ve varyansı ise  $T = \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$  rastlantı değişkeni n-1 serbestlik dereceli bir  $\mathbf{t}$  dağılımına uyar.

Örnek: Normal dağıldığı bilinen bir ana kütleden n=65 birimlik bir

örnek çekiliyor.  $S^2=400~$  bulunduğuna göre  $P\left\{\left(\overline{X}-\mu\right)\leq 2\right\}~$  olasılığını bulunuz.

#### Çözüm:

$$\frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t_{n-1} \qquad P\left\{\frac{\left(\overline{X} - \mu\right)}{S / \sqrt{n}} \le \frac{2}{20 / \sqrt{65}}\right\} = P\left(t_{n-1} \le 0,806\right)$$

Ms-Excel kullanarak  $P(t_{n-1} \le 0.806) = 0.788$  bulunmuş olur.

### 3) F- Dağılımı

Normal dağılımlardan örnekleme sırasında karşımıza çıkan önemli bir dağılım da Snedecor F dağılımıdır. F dağılımı İki bağımsız gelen  $\chi^2$  değişkenlerinin (her biri kendi serbestlik derecesine bölünmüş halde) oranlarının olasılık dağılımı olarak düşünülebilir. F-Dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$g(f) = \frac{\Gamma\left(\frac{v_1 + v_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v_1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{v_2}{2}\right)} \left(\frac{v_1}{v_2}\right)^{\frac{v_1}{2}} f^{\frac{v_1}{2} - 1} \left(1 + \frac{v_1}{v_2}f\right)^{-\frac{1}{2}(v_1 + v_2)}$$

$$f > 0$$

Burada  $v_1$  ve  $v_2$  sırasıyla payın ve paydanın serbestlik derecesi olarak adlandırılmaktadır.

#### F Dağılımının Beklenen Değeri

$$E(F) = \frac{v_2}{v_2 - 2} \quad v_2 > 2$$

### F-Dağılımının Varyansı

$$Var(F) = \frac{2v_2^2(v_1 + v_2 - 2)}{v_1(v_2 - 2)^2(v_2 - 4)} \quad v_2 > 4$$

**Teorem:**  $S_1^2$  ve  $S_2^2$  varyansları  $\sigma_1^2$  ve  $\sigma_2^2$  olan iki normal ana kütleden çekilen  $n_1$  ve  $n_2$  birimlik iki bağımsız örneğin varyansı ise  $F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2\sigma_2^2}{S_2^2\sigma_1^2}$  rastlantı değişkeni  $n_1 - 1$  ve  $n_2 - 1$  serbestlik dereceli bir F dağılımına uymaktadır.

Örnek: Varyanslarının birbirine eşit olduğu bilinen ve normal dağılan iki ana kütleden  $n_1 = 33$  ve  $n_2 = 27$  birimlik iki örnek çekiliyor.  $S_1^2$  ve  $S_2^2$  bu örneklerin varyansları olduklarına göre  $P(\frac{S_1^2}{S_2^2} \le 0,7)$  olasılığını bulunuz.

Cözüm:  $\frac{S_1^2 \sigma_2^2}{S_2^2 \sigma_1^2} \sim F_{n_1^{-1} \cdot n_2^{-1}} \quad \text{ve} \quad \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad \text{olarak verildiğine göre} \quad \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F_{n_1^{-1} \cdot n_2^{-1}}$   $P(\frac{S_1^2}{S_2^2} \le 0, 7) = P(F_{32,26} \le 0, 7) \quad \text{Ms-Excel'deki} \quad \text{FDAĞ} \quad \text{fonksiyonu} \quad \text{yardım}$ 

ile

 $P(F_{32,26} \le 0,7) \cong 0,17$  bulunmuş olur.