

Örnek: $X \sim N(\mu, \sigma^2 = 100)$ dağılımı verilsin. **a)** $H_0: \mu = 230$ hipotezine karşı $H_1: \mu > 230$ hipotezini test etmek için maksimum olabilirlik oran testi kriterine göre bir kritik bölge bulunuz.

b) Bu test bir UMP testi olabilir mi? **c)** Rastgele çekilen $n=16$ birimlik örnek için $\bar{x} = 232,6$ hesaplanmıştır. %10 önem seviyesinde H_0 hipotezi kabul edilebilir mi?

Çözüm: **a)** $X \sim N(\mu, \sigma^2 = 100)$ dağılımı verilsin.

$$H_0: \mu = 230$$

$H_1: \mu > 230$ hipotezlerini test etmek için maksimum olabilirlik oran testi kriterine göre bir kritik bölgenin belirlenmesinde izlenecek yol:

i) Verilen dağılımdan rastgele çekilen n birimlik örneğin olabilirlik fonksiyonu $L(\mu)$ belirlenir.

ii) Olabilirlik fonksiyonunun H_0 hipotezinin tanımladığı alt uzay üzerindeki maksimum değeri $L(\hat{H}_0)$ ve parametre uzayı $\Omega = \{\mu: -\infty < \mu < \infty\} = IR$ üzerindeki maksimum değeri $L(\hat{\Omega})$ belirlenir.

iii) Olabilirlik oranı $\lambda = \frac{L(\hat{H}_0)}{L(\hat{\Omega})}$ hesaplanır.

iv) $0 < k < 1$ olmak üzere $\lambda \leq k$ şartını sağlayan $C = \{(X_1, X_2, \dots, X_n): \lambda \leq k\}$ bölgesi kritik bölge olur.

Şimdi bu adımları uygulayarak kritik bölgeyi belirleyelim. Verilen dağılımdan rastgele çekilen n birimlik örnek X_1, X_2, \dots, X_n olsun. Bu takdirde $i = 1, 2, \dots, n$ için $X_i \sim N(\mu, \sigma^2 = 100)$ ve bağımsız rastgele değişkenlerdir. Bu sebeple örneğin olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\mu) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \mu) = (2\pi)^{-n/2} (100)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\right\} \text{ dir.}$$

Olabilirlik fonksiyonunun H_0 hipotezinin tanımladığı alt uzay üzerindeki maksimum değeri $L(\hat{H}_0) = L(\mu = 230) = (2\pi)^{-n/2} (100)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \sum_{i=1}^n (x_i - 230)^2\right\}$ iken, parametre uzayı üzerindeki maksimum değeri için μ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi $\hat{\mu} = \bar{X}$ olduğundan $L(\hat{\Omega}) = L(\bar{X}) = (2\pi)^{-n/2} (100)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2\right\}$ olur.

Böylece olabilirlik oranı;

$$\begin{aligned} \lambda &= \frac{L(\hat{H}_0)}{L(\hat{\Omega})} = \frac{(2\pi)^{-n/2} (100)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \sum_{i=1}^n (x_i - 230)^2\right\}}{(2\pi)^{-n/2} (100)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2\right\}} \\ &= \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - 230)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2\right]\right\} \\ &= \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2 \times 230 \sum_{i=1}^n x_i + n(230)^2 - \sum_{i=1}^n x_i^2 + 2\bar{X} \sum_{i=1}^n x_i - n(\bar{X})^2\right]\right\} \\ &= \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 100} \left[-2 \times 230 \times n\bar{X} + n(230)^2 + 2 \times n(\bar{X})^2 - n(\bar{X})^2\right]\right\} \end{aligned}$$

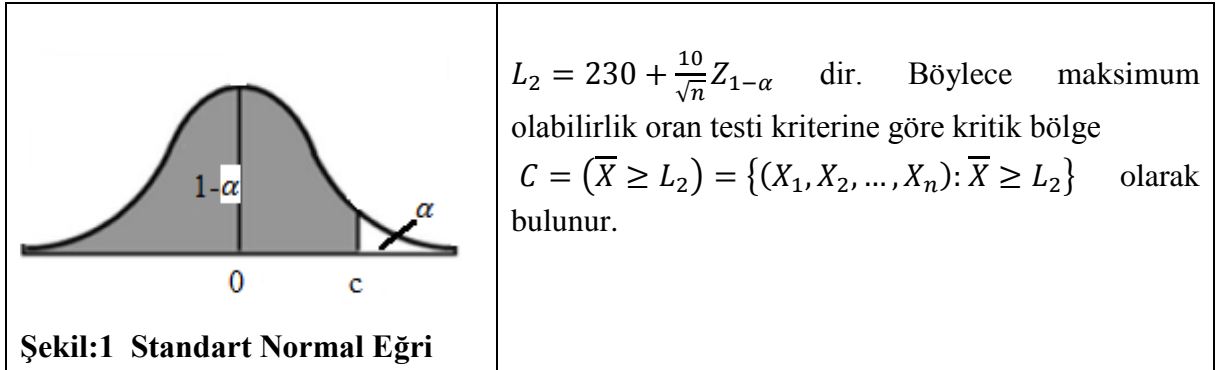
$= \exp \left\{ -\frac{1}{2 \times 100} \left[n \left(\bar{X} \right)^2 - 2 \times 230 \times \bar{X} + (230)^2 \right] \right\} = \exp \left\{ -\frac{n}{2 \times 100} \left[\bar{X} - 230 \right]^2 \right\}$ olmak üzere, $0 < k < 1$ için $\lambda \leq k$ şartını sağlayan $C = \{(X_1, X_2, \dots, X_n) : \lambda \leq k\}$ kritik bölgesini bulalım.

$\lambda \leq k \Rightarrow \exp \left\{ -\frac{n}{2 \times 100} \left[\bar{X} - 230 \right]^2 \right\} \leq k \Rightarrow$ her iki tarafın ln'i alınır ve -2 ile çarpılırsa;

$-\frac{n}{2 \times 100} \left[\bar{X} - 230 \right]^2 \leq \ln k \Rightarrow \left[\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-230)}{10} \right]^2 \geq -2 \ln k \Rightarrow \left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X}-230)}{10} \right| \geq \sqrt{-2 \ln k} \Rightarrow$
 $H_1: \mu > 230$ hipotezi doğru iken μ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi olan $\bar{X} > 230$ olacağından $\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-230)}{10} > 0$ ve böylece $\left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X}-230)}{10} \right| = \frac{\sqrt{n}(\bar{X}-230)}{10} \geq \sqrt{-2 \ln k} = c$ elde edilir. Şimdi $H_0: \mu = 230$ doğru iken $\bar{X} \sim N \left(\mu = 230, \sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{100}{n} \right)$ olduğundan $Z = \frac{\sqrt{n}(\bar{X}-230)}{10} \sim N(0, 1)$ elde edilir. Önem seviyesi α olmak üzere c kritik sınır değeri H_1 hipotezi gereğince $P(Z \geq c) = \alpha$ denkleminde bulunabilir. Şekil:1 den;

$P(Z \geq c) = \alpha \Rightarrow P(Z < c) = 1 - \alpha \Leftrightarrow c = Z_{1-\alpha}$ bulunur. Bu değer yerine yazılırsa;

$P(Z \geq Z_{1-\alpha}) = P \left(\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-230)}{10} \geq Z_{1-\alpha} \right) = P \left(\bar{X} \geq 230 + \frac{10}{\sqrt{n}} Z_{1-\alpha} \right) = P(\bar{X} \geq L_2) = \alpha$ öyle ki, burada;



b) Bu testin bir UMP testi olabilmesi için H_1 hipotezine göre $\mu_0 = 230$ dan büyük olan her μ_i değerine karşılık tanımlanacak olan $H_1: \mu = \mu_i$ basit hipotezleri için kritik bölgelerin aynı olması gerekir. Keyfi olarak $\mu_1, \mu_2 > 230$ ve $\mu_1 \neq \mu_2$ seçelim. $H_1: \mu = \mu_1$ hipotezine karşılık gelen kritik bölge C_1 ve $H_1: \mu = \mu_2$ hipotezine karşılık gelen kritik bölge ise C_2 olsun. Eğer $C_1 = C_2$ olduğu gösterilebilirse $\mu_1, \mu_2 > 230$ keyfi seçildiğinden bu durum 230'dan büyük olan her μ_i değeri için geçerli olacaktır.

Şimdi önce $H_0: \mu = 230, H_1: \mu > 230$ hipotezleri için $\mu_0 = 230$ olup, $H_1: \mu = \mu_1, \mu_1 > \mu_0 = 230$ için C_1 kritik bölgesini bulalım. Neyman Pearson yöntemini uygulayalım. $k > 0$ ve α önem seviyesi olmak üzere; olabilirlik fonksiyonunun H_0 ve H_1 hipotezleri altındaki değerleri birbirlerine oranlarsa;

$$\frac{L(\mu_0)}{L(\mu_1)} = \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_1)^2 \right] \right\} \leq k$$

$$= \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\mu_0 \sum_{i=1}^n x_i + n\mu_0^2 - \sum_{i=1}^n x_i^2 + 2\mu_1 \sum_{i=1}^n x_i - n\mu_1^2] \right\} \leq k$$

$$= \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [2(\mu_1 - \mu_0) \sum_{i=1}^n x_i - n(\mu_1^2 - \mu_0^2)] \right\} = \exp \left\{ -\frac{n(\mu_1 - \mu_0)\bar{X}}{\sigma^2} + \frac{n(\mu_1^2 - \mu_0^2)}{2\sigma^2} \right\} \leq k \Rightarrow \text{son eşitsizlikte her iki tarafın ln'i alınırsa;}$$

$$-\frac{n(\mu_1 - \mu_0)\bar{X}}{\sigma^2} + \frac{n(\mu_1^2 - \mu_0^2)}{2\sigma^2} \leq \ln k \Rightarrow -\frac{n(\mu_1 - \mu_0)\bar{X}}{\sigma^2} \leq \ln k - \frac{n(\mu_1^2 - \mu_0^2)}{2\sigma^2} \Rightarrow \bar{X} \geq$$

$$-\frac{\sigma^2 \ln k}{n(\mu_1 - \mu_0)} + \frac{(\mu_1^2 - \mu_0^2)}{2(\mu_1 - \mu_0)} \Rightarrow \bar{X} \geq \frac{\sigma^2 \ln k}{n(\mu_0 - \mu_1)} + \frac{(\mu_1 - \mu_0)(\mu_1 + \mu_0)}{2(\mu_1 - \mu_0)} \Rightarrow \bar{X} \geq \frac{\sigma^2 \ln k}{n(\mu_0 - \mu_1)} +$$

$$\frac{\mu_1 + \mu_0}{2} = L_2 \Rightarrow C_1 = (\bar{X} \geq L_2) \text{ bulunur.}$$

Şimdi de $H_1: \mu = \mu_2, \mu_2 > \mu_0 = 230$ ve $\mu_2 \neq \mu_1$ olmak üzere C_2 kritik bölgesini bulalım. Neyman Pearson yöntemini uygulayalım. $k > 0$ ve α önem seviyesi olmak üzere; olabilirlik fonksiyonunun H_0 ve H_1 hipotezleri altındaki değerleri birbirlerine oranlanırsa;

$$\frac{L(\mu_0)}{L(\mu_2)} = \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_2)^2] \right\} \leq k$$

$$= \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\mu_0 \sum_{i=1}^n x_i + n\mu_0^2 - \sum_{i=1}^n x_i^2 + 2\mu_2 \sum_{i=1}^n x_i - n\mu_2^2] \right\} \leq k$$

$$= \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [2(\mu_2 - \mu_0) \sum_{i=1}^n x_i - n(\mu_2^2 - \mu_0^2)] \right\} = \exp \left\{ -\frac{n(\mu_2 - \mu_0)\bar{X}}{\sigma^2} + \frac{n(\mu_2^2 - \mu_0^2)}{2\sigma^2} \right\} \leq k \Rightarrow \text{son eşitsizlikte her iki tarafın ln'i alınırsa;}$$

$$-\frac{n(\mu_2 - \mu_0)\bar{X}}{\sigma^2} + \frac{n(\mu_2^2 - \mu_0^2)}{2\sigma^2} \leq \ln k \Rightarrow -\frac{n(\mu_2 - \mu_0)\bar{X}}{\sigma^2} \leq \ln k - \frac{n(\mu_2^2 - \mu_0^2)}{2\sigma^2} \Rightarrow \bar{X} \geq$$

$$-\frac{\sigma^2 \ln k}{n(\mu_2 - \mu_0)} + \frac{(\mu_2^2 - \mu_0^2)}{2(\mu_2 - \mu_0)} \Rightarrow \bar{X} \geq \frac{\sigma^2 \ln k}{n(\mu_0 - \mu_2)} + \frac{(\mu_2 - \mu_0)(\mu_2 + \mu_0)}{2(\mu_2 - \mu_0)} \Rightarrow \bar{X} \geq \frac{\sigma^2 \ln k}{n(\mu_0 - \mu_2)} +$$

$$\frac{\mu_2 + \mu_0}{2} = L_2 \Rightarrow C_2 = (\bar{X} \geq L_2) \text{ bulunur.}$$

Görüldüğü gibi $C_1 = C_2$ olup, bu test bir UMP testidir. $P(\bar{X} \geq L_2) = \alpha$ denkleminde ve H_0 doğru iken $\bar{X} \sim N(\mu = 230, \sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{100}{n})$ olduğu dikkate alınarak L_2 üst sınır değeri $L_2 = 230 + \frac{10}{\sqrt{n}} Z_{1-\alpha}$ olarak bulunur.

c) Rastgele çekilen $n = 16$ birimlik örnek için $\bar{x} = 232,6$ hesaplanmıştır. $\alpha = 0,10$ önem seviyesinde, eğer $\bar{X} \geq L_2$ ise H_0 ret edilir.

$Z_{1-\alpha} = Z_{0,90} = 1,28$ ve $n = 16$ olduğundan $L_2 = 230 + \frac{10}{\sqrt{n}} Z_{1-\alpha} = 230 + \frac{10}{4} (1,28) = 233,2$ dir.

$\bar{x} = 232,6$ ve $L_2 = 233,2$ olduğundan $\bar{x} < L_2$ olur ve H_0 ret edilemez. Bu durumda %90 güvenle H_0 hipotezi kabul edilir.

Örnek: $X \sim N(\mu, \sigma^2 = 225)$ dağılımı verilsin. **a)** $H_0: \mu = 59$ hipotezine karşı $H_1: \mu \neq 59$ hipotezini maksimum olabirlik oran testi kriteri yardımıyla test ediniz. $\alpha = 0,10$ önem seviyesindeki kritik bölgeyi bulunuz?

b) $n = 100$ birimlik bir örnek için $\bar{X} = 56,10$ bulunmuş ise H_0 hipotezi hakkındaki kararınız ne olur?

Çözüm: a) Hipotezler;

$$H_0: \mu = 59$$

$$H_1: \mu \neq 59$$

Olabilirlik oran testine göre olabilirlik oran istatistiği; $\lambda = \frac{L(\hat{\mu}_0)}{L(\hat{\Omega})}$ olup, $0 < k < 1$ olmak üzere $\lambda \leq k$ ise şartını sağlayan n birimlik örneklerin ya da (X_1, X_2, \dots, X_n) noktalarının oluşturduğu C kümesi kritik (ret) bölgesidir, öyle ki $P(\lambda \leq k) = \alpha$ dır.

Örneğin olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\mu) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \mu) = (2\pi)^{-n/2} (225)^{-n/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2 \times 225} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right\} \text{ olmak üzere;}$$

$$\lambda = \frac{L(\hat{\mu}_0)}{L(\hat{\Omega})} = \exp \left\{ -\frac{n}{2 \times \sigma^2} (\bar{X} - \mu_0)^2 \right\} \leq k \quad (\mu_0 = 59, H_0 \text{ doğru iken}) \text{ Bu eşitsizlikte her iki}$$

$$\text{tarafın ln'ni alınırsa} \Rightarrow -\frac{n}{2 \times \sigma^2} (\bar{X} - \mu_0)^2 \leq \ln k \Rightarrow \left[\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma} \right]^2 \geq -2 \ln k \Leftrightarrow$$

$$\left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma} \right| \geq \sqrt{-2 \ln k} = c \text{ yazılabilir.}$$

$X \sim N(\mu, \sigma^2 = 225)$ olduğundan, $i = 1, 2, \dots, n$ için $X_i \sim N(\mu, \sigma^2 = 225)$ ve böylece $\bar{X} \sim N\left(\mu, \sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}\right)$ olduğu, buna bağlı olarak H_0 doğru iken $Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma} \sim N(0, 1)$ elde edilir. Böylece $|Z| \geq c$ olmak üzere α önem seviyesinde c kritik sınır değeri;

$P(|Z| \geq c) = \alpha$ veya tümleyen olayı gereğince $P(|Z| \leq c) = 1 - \alpha \Rightarrow P(-c \leq Z \leq c) = 1 - \alpha$ ile ya da dağılımın simetrik olma özelliği gereğince $P(Z \leq -c) = P(Z \geq c) = \frac{\alpha}{2}$ eşitliği yardımı ile bulunabilir. Gerçekten

$$P(Z \geq c) = \frac{\alpha}{2} \Rightarrow P(Z \leq c) = 1 - \frac{\alpha}{2} \Leftrightarrow c = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \text{ bulunur. Bu değeri ve } Z = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma}$$

$$\text{değerini } P(-c \leq Z \leq c) = 1 - \alpha \text{ eşitliğinde yerine yazarsak, } P\left(-Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma} \leq Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha \Rightarrow P\left(\mu_0 - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \bar{X} \leq \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha \text{ güven aralığına göre}$$

$L_{1,2} = \mu_0 \mp \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ olup, kritik bölge $C = \{(X_1, X_2, \dots, X_n): \bar{X} \leq L_1 \text{ veya } \bar{X} \geq L_2\}$ şeklindedir. $\alpha = 0,10$ iken $1 - \frac{\alpha}{2} = 0,95$ ve böylece $Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,65$, H_0 doğru iken $\mu_0 = 59$;

$\sigma = 15$ olup kritik (ret) bölge; $L_{1,2} = 59 \mp \frac{15}{\sqrt{n}}(1,65)$ olmak üzere $C = \{(X_1, X_2, \dots, X_n): \bar{X} \leq L_1 \text{ veya } \bar{X} \geq L_2\}$ şeklindedir.

b) $n = 100$ iken $L_{1,2} = 59 \mp \frac{15}{\sqrt{n}}(1,65) = 59 \mp \frac{15}{10}(1,65) \Rightarrow L_1 = 56,525$ ve $L_2 = 61,475$ bulunur. $\bar{X} = 56,10$ verildiğinden, $\bar{X} < L_1$ olduğundan H_0 hipotezi ret edilir.

Örnek: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ dağılımı verilsin. $H_0: \mu = 335$ hipotezine karşı $H_1: \mu < 335$ hipotezini maksimum olabilirlik oran testi kriteri yardımıyla test etmek için 16 birimlik bir örnek çekiliyor ve örnek ortalaması ile örnek standart sapması istatistikleri sırasıyla $\bar{x} = 324,8$ ve $s = 40$ olarak hesaplanıyor. %10 önem seviyesinde H_0 hipotezi hakkındaki kararınız ne olur?

Çözüm: Hipotezler:

$$H_0: \mu = 335$$

$H_1: \mu < 335$ burada σ^2 bilinmediğinden dolayı olabilirlik oran testi yöntemine göre bu test için kritik bölge H_1 hipotezi gereğince $C = \{(X_1, X_2, \dots, X_n): \bar{X} \leq L_1\}$ bölgesidir, öyle ki;

$L_1 = \mu_0 - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{n-1; 1-\alpha}$ dır. Eğer $\bar{X} \leq L_1$ ise H_0 ret edilir.

$n = 16, \mu_0 = 335, \bar{x} = 324,8; s = 40$ ve $\alpha = 0,10$ olduğundan $t_{n-1; 1-\alpha} = t_{15; 0,90} = 1,341$ olup, buna göre;

$L_1 = 335 - \frac{40}{\sqrt{16}}(1,341) = 321,59$ bulunur. $\bar{x} = 324,8 > L_1$ olduğundan H_0 hipotezi ret edilemez.

Örnek: $X \sim N(\mu, \sigma^2 = 9)$ dağılımından rastgele olarak n birimlik bir örnek X_1, X_2, \dots, X_n olsun. $H_0: \mu = 80$ hipotezine karşı $H_1: \mu \neq 80$ hipotezini test etmek için aşağıdaki üç kritik bölge dikkate alınıyor. $C_1 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): \bar{x} \leq L_1\}$, $C_2 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): \bar{x} \geq L_2\}$ ve $C_3 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): |\bar{x} - 80| \geq L_3\}$. Buna göre;

a) $n = 16$ ve $\alpha = 0,05$ iken L_1, L_2 ve L_3 sınır değerlerini bulunuz?

b) Her üç kritik bölge için güç fonksiyonlarının grafiğini çiziniz?

Çözüm: a) Hipotezler;

$$H_0: \mu = 80$$

$H_1: \mu \neq 80$ şeklide veriliyor. $X \sim N(\mu, \sigma^2 = 9)$ dağılımından rastgele olarak n birimlik bir örnek X_1, X_2, \dots, X_n olmak üzere, $i = 1, 2, \dots, n$ için $X_i \sim N(\mu, \sigma^2 = 9)$ ve X_i 'ler bağımsızdır.

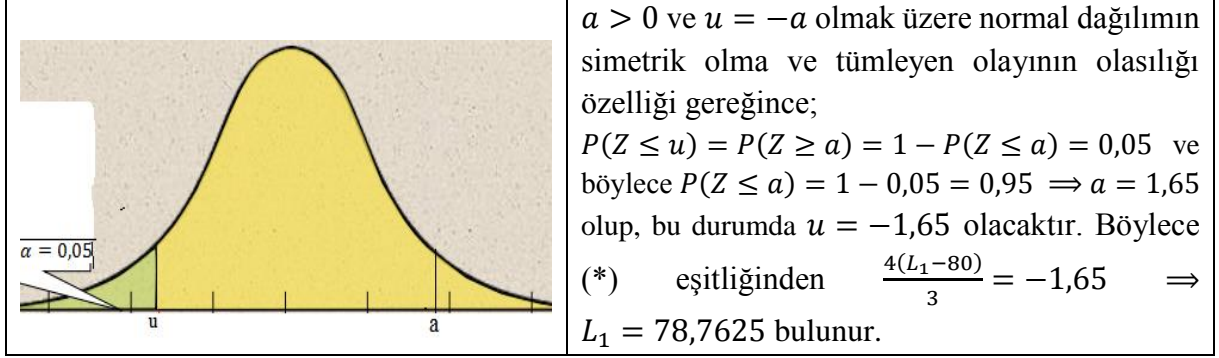
Bu örneğe ait örnek ortalaması istatistiği için örnekleme dağılımı $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ olup, $n = 16, \sigma^2 = 9$ ve H_0 doğru iken bu dağılım $\bar{X} \sim N\left(80, \frac{9}{16}\right)$ olacaktır.

Şimdi önce L_1 sınır değerini bulalım. $C_1 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): \bar{x} \leq L_1\}$ bir kritik bölge olduğundan $P\left(\frac{C_1}{H_0}\right) = \alpha$ yazılır. Buna göre; $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ olduğu dikkate alındığında

$$P\left(\bar{X} \leq L_1 / \mu = 80\right) = P\left(\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq \frac{L_1-80}{3/\sqrt{16}}\right) = P\left(Z \leq \frac{4(L_1-80)}{3}\right) = P(Z \leq u) = 0,05 \quad \text{öyle ki}$$

$$u = \frac{4(L_1-80)}{3} \dots(*)$$

yazılabilir.

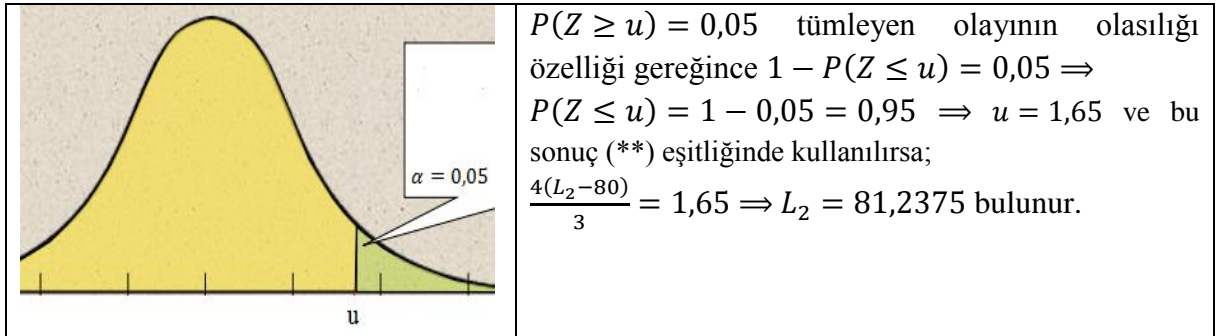


İkinci olarak L_2 sınır değerini bulalım. $C_2 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): \bar{x} \geq L_2\}$ bir kritik bölge olduğundan $P(C_2/H_0) = \alpha$ yazılır. Buna göre; $Z = \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ olduğu dikkate alındığında

$$P\left(\bar{X} \geq L_2 / \mu = 80\right) = P\left(\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \geq \frac{L_2-80}{3/\sqrt{16}}\right) = P\left(Z \geq \frac{4(L_2-80)}{3}\right) = P(Z \geq u) = 0,05 \quad \text{öyle ki}$$

$$u = \frac{4(L_2-80)}{3} \dots(**)$$

yazılabilir.



Son olarak L_3 sınır değerini bulalım. $C_3 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): |\bar{x} - 80| \geq L_3\}$ bir kritik bölge olduğundan $P(C_3/H_0) = \alpha$ yazılır. Buna göre; $Z = \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ olduğu dikkate alındığında

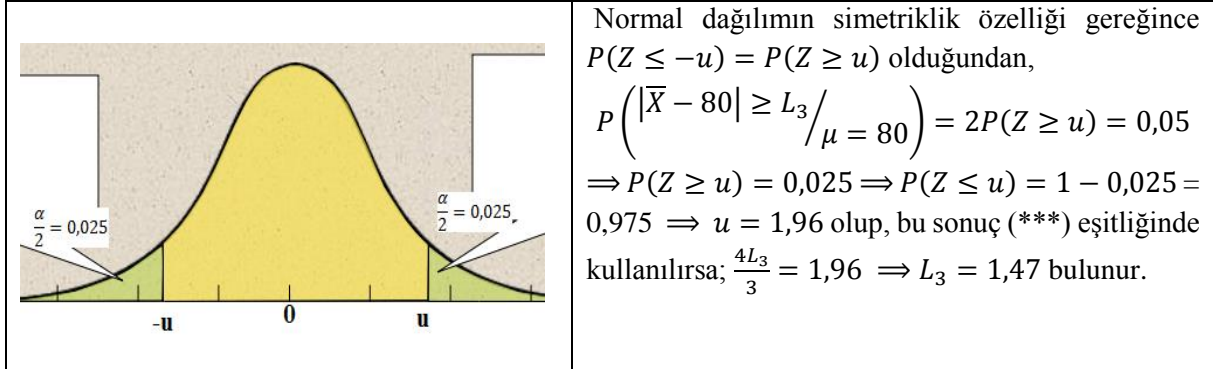
$$P\left(|\bar{X} - 80| \geq L_3 / \mu = 80\right) = P(\bar{X} - 80 \leq -L_3) + P(\bar{X} - 80 \geq L_3)$$
 yazılabilir, çünkü $L_3 > 0$ olup

$$|\bar{X} - 80| \geq L_3 \Leftrightarrow ya \bar{X} - 80 \leq -L_3 \text{ veya } \bar{X} - 80 \geq L_3 \text{ ve böylece}$$

$(|\bar{X} - 80| \geq L_3) \cong (\bar{X} - 80 \leq -L_3) \cup (\bar{X} - 80 \geq L_3)$, ayrıca $(\bar{X} - 80 \leq -L_3) \cap (\bar{X} - 80 \geq L_3) = \emptyset$ dir. Denk olayların olasılıkları da birbirine eşittir. Böylece son eşitlikten;

$$P\left(|\bar{X} - 80| \geq L_3 / \mu = 80\right) = P(\bar{X} \leq -L_3 + 80) + P(\bar{X} \geq L_3 + 80) = P\left(Z \leq \frac{-L_3 + 80 - 80}{3/4}\right) + P\left(Z \geq \frac{L_3 + 80 - 80}{3/4}\right) = P\left(Z \leq \frac{-4L_3}{3}\right) + P\left(Z \geq \frac{4L_3}{3}\right) = P(Z \leq -u) + P(Z \geq u) = 0,05$$

öyle ki $u = \frac{4L_3}{3} \dots\dots (***)$ yazılabilir.



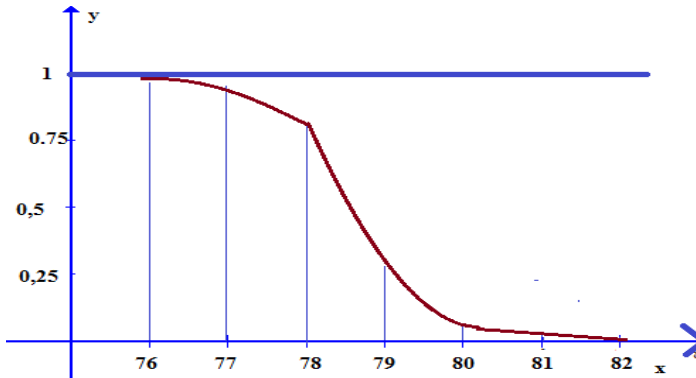
b) Önce $C_1 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): \bar{x} \leq L_1\}$ bölgesi ile ilgili güç fonksiyonunu bulalım ve grafiğini çizelim.

Güç fonksiyonu; $\pi(\theta) = P(C/H_1) = P(H_0 \text{ ret}/H_1 - \text{doğru}) = 1 - P(H_0 \text{ kabul}/H_1 - \text{doğru})$ şeklinde tanımlı. Buna göre;

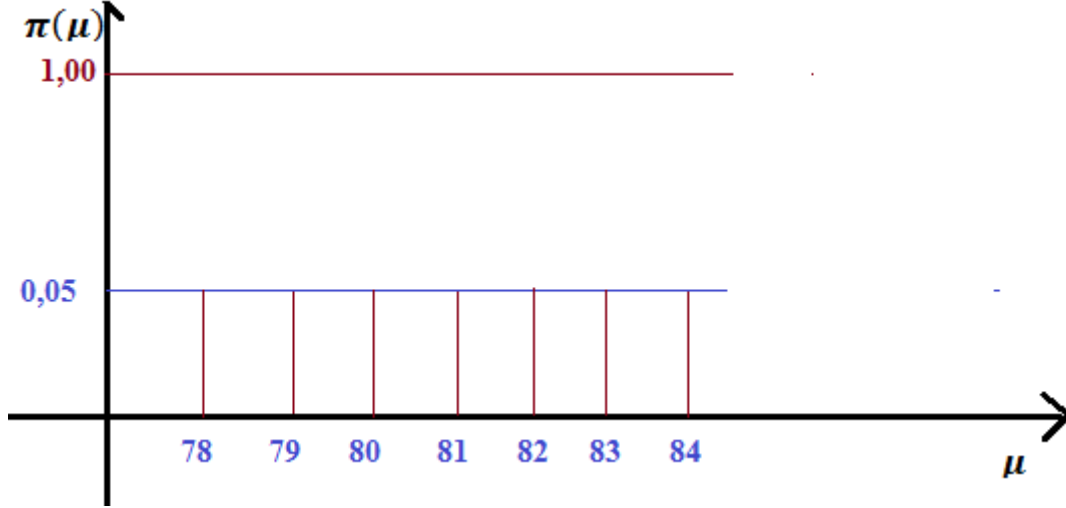
$$\pi(\mu) = P(C_1/H_1) = P(\bar{X} \leq L_1/H_1) = P\left(Z \leq \frac{L_1 - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = \Phi\left(\frac{\sqrt{n}(L_1 - \mu)}{\sigma}\right) \text{ dır. Burada } n = 16, L_1 = 78,7625 \text{ ve } \sigma = 3 \text{ olduğu dikkate alınır; güç fonksiyonu;}$$

$\pi(\mu) = \Phi\left(\frac{\sqrt{16}(78,7625 - \mu)}{3}\right) = \Phi\left(\frac{4(78,7625 - \mu)}{3}\right)$ olarak bulunur. H_1 hipotezine göre seçilen aşağıdaki μ değerlerine karşılık gelen güç değerlerini kullanarak grafiğini çizebiliriz.

| μ | 76 | 77 | 78 | 79 | 80 | 81 | 82 |
|------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| $\pi(\mu)$ | $\Phi(3,68)$ 0,9999 | $\Phi(2,35)$ 0,9906 | $\Phi(1,02)$ 0,8461 | $\Phi(-0,52)$ 0,3015 | $\Phi(-1,65)$ 0,0495 | $\Phi(-2,98)$ 0,0014 | $\Phi(-4,32)$ 0,0001 |



İkinci olarak $C_2 = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): \bar{x} \geq L_2\}$ bölgesi ile ilgili güç fonksiyonunu bulalım ve grafiğini çizelim.



Örnek: Bir alařımın sertliđi $\sigma = 5$ olan bir normal dađılım göstermektedir. Alařımın ortalaması 72 birim bulunuyor. Yeni bir alařım öneriliyor ve ortalama sertliđi test edilmek isteniyor. Bunun için 16 birimlik örnek çekiliyor. Buna göre;

a) $\alpha = 0,05$ için $H_0: \mu = 72$, $H_1: \mu = 75$ hipotezlerini test ediniz?

b) β (İkinci tip hata)yı bulunuz?

c) $H_0: \mu = 72$, $H_1: \mu > 72$ hipotezleri ile $H_0: \mu = 72$, $H_1: \mu \neq 72$ hipotezlerini test ediniz ve güç eđrilerini çiziniz?

Çözüm: a) X : Alařımın sertliđi olmak üzere $X \sim N(\mu, \sigma = 5)$ olduđu biliniyor. Hipotezler;

$$H_0: \mu = 72, (\mu_0 = 72)$$

$$H_1: \mu = 75, (\mu_1 = 75, \mu_1 > \mu_0) \text{ olup,}$$

hipotezler basit hipotezlerdir. Bu sebeple test için en iyi kritik bölge Neyman Pearson teoremi ile belirlenir. Bu teoreme göre i) $P(C/H_0) = \alpha$, ii) $\frac{L(\mu_0)}{L(\mu_1)} \leq k; \forall (x_1, x_2, \dots, x_n) \in C, k > 0$ ve

iii) $\frac{L(\mu_0)}{L(\mu_1)} \geq k; \forall (x_1, x_2, \dots, x_n) \in C'$ şartlarını sađlayan C bölgesi en iyi kritik bölgedir.

$X \sim N(\mu, \sigma = 3)$ dađılımından rastgele çekilen $n = 16$ birimlik örnek için olabirlik fonksiyonu;

$$L(\mu) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2\right\} = (2\pi \times 25)^{-\frac{16}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 25} \sum_{i=1}^{16} (X_i - \mu)^2\right\}$$

dir. Olabirlik fonksiyonunun H_0 ve H_1 hipotezleri altında aldıđı deđerleri birbirine oranlayalım. $k > 0$ olmak üzere α önem seviyesindeki en iyi kritik bölge için

$$\frac{L(\mu_0)}{L(\mu_1)} = \frac{(2\pi \times 25)^{-\frac{16}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 25} \sum_{i=1}^{16} (X_i - \mu_0)^2\right\}}{(2\pi \times 25)^{-\frac{16}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2 \times 25} \sum_{i=1}^{16} (X_i - \mu_1)^2\right\}} = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2 \times 25} \sum_{i=1}^{16} (X_i - 72)^2\right\}}{\exp\left\{-\frac{1}{2 \times 25} \sum_{i=1}^{16} (X_i - 75)^2\right\}} =$$

$$\exp\left\{-\frac{1}{2 \times 25} [\sum_{i=1}^{16} (X_i - 72)^2 - \sum_{i=1}^{16} (X_i - 75)^2]\right\} =$$

$$\exp \left\{ -\frac{1}{50} \left[\sum_{i=1}^{16} X_i^2 - 144 \sum_{i=1}^{16} X_i + 5184 - \sum_{i=1}^{16} X_i^2 + 150 \sum_{i=1}^{16} X_i - 5625 \right] \right\} =$$

$$\exp \left\{ -\frac{1}{50} (6 \sum_{i=1}^{16} X_i - 441) \right\} \leq k \text{ olmalıdır. Buradan her iki tarafın ln'i alınırsa}$$

$$-\frac{1}{50} (6 \sum_{i=1}^{16} X_i - 441) \leq \ln k \Rightarrow \sum_{i=1}^{16} X_i \geq 441 - \frac{50 \ln k}{6} \Rightarrow \sum_{i=1}^{16} X_i \geq 441 - \frac{25 \ln k}{3} \text{ diyelim.}$$

$$\text{Buradan } 16 \times \bar{X} \geq 441 - \frac{25 \ln k}{3} \Rightarrow \bar{X} \geq \frac{1323 - 25 \ln k}{48} = L_2 \text{ ise } H_0 \text{ ret edilir ve böylece en iyi kritik}$$

$$\text{bölge, } C = \{(X_1, X_2, \dots, X_{16}) : \bar{X} \geq L_2\} \text{ bölgesidir. Bu kritik bölge için; } P\left(\bar{X} \geq L_2 / H_0\right) = \alpha = 0,05$$

$$\text{denkleminde } L_2 \text{ bulunur. } X \sim N(\mu, \sigma = 5) \text{ olduğundan } \bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n} = \frac{25}{16}\right) \text{ ve böylece } Z =$$

$$\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma} \sim N(0, 1) \text{ dir. Bu durumda;}$$

$$P\left(\bar{X} \geq L_2 / H_0\right) = 1 - P(\bar{X} \leq L_2) = 1 - P\left(Z \leq \frac{\sqrt{n}(L_2 - \mu)}{\sigma}\right) = 1 - P\left(Z \leq \frac{4(L_2 - 72)}{5}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{4(L_2 - 72)}{5}\right) = 0,05$$

$$\Rightarrow \Phi\left(\frac{4(L_2 - 72)}{5}\right) = 1 - 0,05 = 0,95 \Rightarrow \frac{4(L_2 - 72)}{5} = 1,65 \Rightarrow L_2 = \frac{5 \times (1,65)}{4} + 72 = 74,0625$$

bulunur. Eğer $n = 16$ birimlik örnek için $\bar{X} \geq 74,0625$ ise H_0 ret edilir.

$$\text{b) İkinci tip hata } \beta = P(H_0 \text{ kabul} / H_1 \text{ doğru}) = 1 - P(H_0 \text{ ret} / H_1 \text{ doğru}) = 1 - P(C / H_1)$$

$$\Rightarrow \beta = 1 - P(\bar{X} \geq L_2 / H_1) = 1 - P\left(Z \geq \frac{L_2 - \mu_1}{\sigma / \sqrt{n}}\right) = 1 - P\left(Z \geq \frac{\sqrt{16}(74,0625 - 75)}{5}\right)$$

$$\Rightarrow \beta = 1 - P(Z \geq -0,75) = 1 - P(Z \leq 0,75) = 1 - 0,7734 = 0,2266 \text{ bulunur.}$$

$$\text{c) } H_0: \mu = 72$$

$$H_1: \mu > 72 \text{ hipotezlerinin testi ve güç eğrisi.}$$

Burada H_1 bileşik hipotezdir. Buna göre bu hipotezlerin testi için olabirlik oran testi uygulanır.

Olabilirlik oran testi Teorem:1'e göre kritik bölge (C) için sınır değeri $H_1: \mu > 72$ olduğundan $L_2 = \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{1-\alpha} = 72 + \frac{5}{4} Z_{0,95} = 72 + \frac{5}{4} (1,65) = 74,0625$ bulunur. Bu

sonuca göre kritik bölge $C = \{(X_1, X_2, \dots, X_{16}) : \bar{X} \geq L_2\} = \{(X_1, X_2, \dots, X_{16}) : \bar{X} \geq 74,0625\}$

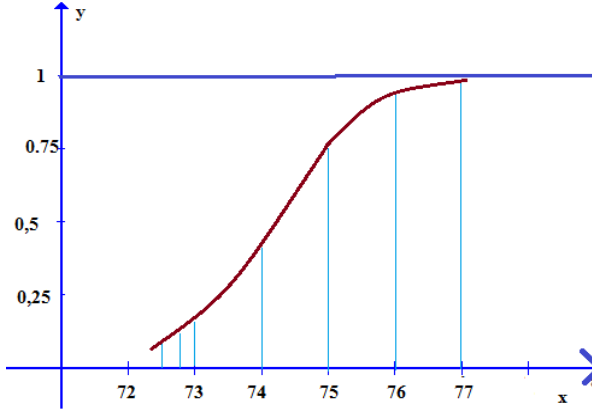
olup, eğer $(\bar{X} \geq 74,0625)$ ise H_0 ret edilir.

Testin gücü (güç fonksiyonu):

$$\pi(\mu) = P(C / H_1) = P(\bar{X} \geq L_2 / H_1) = P\left(Z \geq \frac{\sqrt{n}(74,0625 - \mu)}{\sigma}\right) = 1 - P\left(Z \leq \frac{4(74,0625 - \mu)}{5}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{4(74,0625 - \mu)}{5}\right) \text{ dir.}$$

H_1 hipotezine göre seçilen aşağıdaki μ değerlerine karşılık gelen güç değerlerini kullanarak grafiğini çizebiliriz.

| | | | | | | | |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| μ | 72,5 | 72,8 | 73 | 74 | 75 | 76 | 77 |
| $\pi(\mu)$ | 0,1056 | 0,1562 | 0,1977 | 0,4801 | 0,7734 | 0,9394 | 0,9906 |



$$H_0: \mu = 72$$

$H_1: \mu \neq 72$ hipotezlerinin testi ve güç eğrisi.

Olabilirlik oran testi Teorem:1'e göre kritik bölge (C) için sınır değeri $H_1: \mu \neq 72$ olduğundan $L_{1,2} = \mu_0 \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 72 \pm \frac{5}{4} Z_{0,975} = 72 \pm \frac{5}{4}(1,96)$ olup, $L_1 = 69,55$ ve $L_2 = 74,45$ bulunur. Bu sonuca göre kritik bölge;

$C = \{(X_1, X_2, \dots, X_{16}): \bar{X} \leq L_1 \text{ veya } \bar{X} \geq L_2\} = \{(X_1, X_2, \dots, X_{16}): \bar{X} \leq 69,55 \text{ veya } \bar{X} \geq 74,45\}$ olup, eğer $\bar{X} \leq 69,55$ veya $\bar{X} \geq 74,45$ ise H_0 ret edilir.

Testin gücü (güç fonksiyonu):

$$\begin{aligned} \pi(\mu) &= P(C/H_1) = P[(\bar{X} \leq L_1) \cup (\bar{X} \geq L_2)/H_1] = 1 - P(L_1 \leq \bar{X} \leq L_2/H_1) \\ &= 1 - [P(\bar{X} \leq L_2) - P(\bar{X} \leq L_1)] = 1 - \left[P\left(Z \leq \frac{\sqrt{n}(L_2 - \mu)}{\sigma}\right) - P\left(Z \leq \frac{\sqrt{n}(L_1 - \mu)}{\sigma}\right) \right] \\ &= 1 - \left[\Phi\left(\frac{4(74,45 - \mu)}{5}\right) - \Phi\left(\frac{4(69,55 - \mu)}{5}\right) \right] \text{ bulunur.} \end{aligned}$$

H_1 hipotezine göre seçilen aşağıdaki μ değerlerine karşılık gelen güç değerlerini kullanarak grafiğini çizebiliriz.

| μ | 69 | 70 | 71 | 72 | 73 | 74 | 75 |
|------------|------|--------|--------|------|--------|--------|------|
| $\pi(\mu)$ | 0,67 | 0,3595 | 0,1259 | 0,05 | 0,1259 | 0,3595 | 0,67 |

