ANADOLU ÜNİVERSİTESİ BİLİM VE TEKNOLOJİ DERGİSİ
ANADOLU UNIVERSITY JOURNAL OF SCIENCE AND TECHNOLOGY
Cilt/Vol.:1 - Sayı/No: 1 : 95-103 (2000)

ARAŞTIRMA MAKALESİ/**RESEARCH ARTICLE**

OPTİMAL KISITLANMIŞ İKİ-AŞAMALI TEST DÜZENİ

K. Özgür PEKER [1] ve Sevil BACANLI [2]

ÖZ

Bu çalışmada, iki-aşamalı test düzenlerinden optimal kısıtlanmış iki-aşamalı test düzeni incelenmiştir. Ayrıca bu düzen etkinlik yönünden sabit örneklem büyüklüklü düzen ve ardışık test düzeni ile karşılaştırılarak sonuçlar tartışılmıştır.

Anahtar Kelimeler: İki-aşamalı test, ardışık test, sabit örneklem büyüklüğü.

OPTIMAL RESTRICTED TWO-STAGE TEST DESIGN

ABSTRACT

In this study, optimal restricted two-stage test design, which is one of the two-stage test designs, is examined. Furthermore, a detailed discussion about the comparison of this design with fixed sample size design and sequential test design according to their efficiencies is provided.

Key words: Two-stage test, sequential test, fixed sample size

1. GİRİŞ

Günümüzde, pek çok araştırmada olduğu gibi örneklem büyüklüğü önceden belirlenir. Sabit örneklem büyüklüklü test sürecinde örneklemin önceden belirlenmesi gerekir. Bu yöntem çoğu kez uygulamada zaman kaybına ve yüksek bir maliyete neden olmaktadır. Ayrıca örnekleme hataları sonucu, seçilen örneklem kitleyi iyi simgeleyemediğinden testte yanlış kararlara da varılabilmektedir.

Ardışık test kullanıldığında, yukarıda söz edilen zorluklar giderilebilmektedir. Bu test için, örneklem büyüklüğünün önceden bilinmesine gerek yoktur. Örneklem büyüklüğü bir rassal değişkendir. Test, tek bir gözlemle başlar ve test istatistiğiyle karşılaştırılarak hipotezler hakkında bir karara ulaşana kadar devam eder. Böylece örneklem büyüklüğünde büyük tasarruf sağlanır.

Ardışık test yöntemlerinin en çok kullanıldığı alan tıbbi denemelerdir. Tıbbi denemelerde, denekler ya da hastalar aynı anda değil de ardışık olarak geldikleri ve ölçümlerin seri olarak elde edildikleri için, sabit örneklem büyüklüklü düzenlerin kullanılması uygun değildir. Elde edilen birikimli verileri ardışık olarak test etmek daha uygundur (Armitage, 1975), (Mariani, Marubini, 1996).

Dolayısıyla, araştırmalarda her yeni veri elde edildiğinde ardışık test uygulamak yerine bu verileri gruplandırarak test etmek daha kolay bir yoldur. Verilerin gruplara ayrılarak ardışık olarak test edilmesine grup ardışık test denilmektedir (Pocock, 1977), (Bacanlı, 1995).

Grup ardışık testte grup sayısının fazla tutulması, gruplardaki denek sayısının azalmasını sağlamaktadır. Bu genellikle istenen bir durumdur. Fakat bu kez de testte uygulanacak adım sayısı artmaktadır.

İki-aşamalı düzenler, grup ardışık düzenin basitleştirilmiş şeklidir ve uygulanacak adım sayısını azaltmaktadır. Bunun yanında örneklem büyüklüğünde büyük kazanç sağladığı görülmektedir.

1 Anadolu Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Bölümü, Yunusemre Kampüsü, ESKİŞEHİR; **Faks:** 0222-3204910; **E-posta:** opeker@anadolu.edu.tr
2 Hacettepe Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Bölümü, ANKARA.
Geliş: 31 Aralık 1999; **Düzeltme:** 22 Mart 2000; **Kabul:** 18 Nisan 2000.

İki-aşamalı düzene ilişkin ilk çalışma, 1929 yılında Dodge ve Romig tarafından elde edilen, denetim için ileri sürülen ayrı bölümlerin kabul edilebilirliğinin belirlenmesi için planlar geliştiren iki-aşamalı düzendir.

Owen (1953), bilinen varyanslı normal dağılımlarda ortalamayı test etmek amacıyla, tek-yanlı hipotezler için üç farklı iki-aşamalı test tanımı yapmıştır.

1963 yılında Colton, ilaç seçimi işlemi için optimal iki-aşamalı düzenler geliştirmiştir ve bu düzenleri sabit örneklem ve tam ardışık düzenler ile karşılaştırmıştır.

Hald (1975), minimax ve bayes ağırlıklandırılmış ortalama optimallik kriterlerini kullanarak optimal iki-aşamalı düzenler belirlemiştir. Hald, sadece simetrik ve simetrik olmayan planlar sunmuştur.

1982 yılında DeWith, Hald (1975)'ın önceden üzerinde durduğu optimallik kriterlerini kullanarak binom değişkenleri için, ilk aşamada kabul etme ve reddetmeye izin veren optimal düzenler elde etmiştir.

Elashoff ve Reedy (1984), önerilen diğer planlara karşı, orta derecede iki-aşamalı düzenler sunmuşlardır. Deneklerin yarısı ve üçte ikisinin birinci aşamada meydana geldiği durumlar üzerinde durmuşlardır.

Case vd. (1987), optimal kısıtlanmış iki-aşamalı test düzenlerini geliştirmiştir. Bu düzende, bilinmeyen beş parametre vardır (C_1, C_2, C_3, n_1, n_2). İkinci aşamada kullanılan C_3 sınır değeri, sabit örneklem büyüklüklü testte kullanılan sınır değeri olarak belirlenmiştir. Test için gerekli olan diğer parametreler beklenen örneklem büyüklüğünün minimize edilmesiyle optimal olarak bulunmaktadır.

Case ve Davis (1994), optimal kısıtlanmış üç-aşamalı test düzenlerini incelemişlerdir. İki-aşamalı test için uygulanan süreç bu test için de geçerlidir ancak bu düzende bilinmeyen parametre sayısı C_1, C_2, C_3, C_4, C_5, n_1, n_2, n_3 olmak üzere sekiz tanedir.

2. GENEL BİLGİLER

2.1. Olasılık Oranlarının Ardışık Testi

Ardışık test yardımıyla dağılımı bilinen bir kitlenin parametrelerine ilişkin kurulan hipotezler hakkında karar verilebilmektedir. Test için gereken H_0 ve H_1 hipotezleri, test edilmek istenen kitle parametresine bağlı olarak kurulmaktadır ve önceden belirlenen 1. ve 2. tip hata olasılıklarına göre test edilmektedir. Ardışık test süreci ilk kez Wald (1947) tarafından geliştirilmiştir.

Herhangi bir X rassal değişkeninin θ parametreli olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(x;\theta)$ ile gösterilmektedir. Bu fonksiyondaki θ parametresi test edilmek istendiğinde hipotezler; H_0: $\theta = \theta_0$, H_1: $\theta \neq \theta_0$ veya ($\theta > \theta_0$, $\theta < \theta_0$) biçiminde iki-yanlı ya da tek-yanlı olarak kurulabilir. Dolayısıyla seçenek hipotez H_1: $\theta = \theta_1$, ($\theta_0 < \theta_1$) olarak da tanımlanabilir. θ parametresinin tek bir değere eşit olup olmadığı ardışık test süreciyle test edilebilmektedir. X rassal değişkeninin aldığı değerler birbirinden bağımsız olduğunda, H_0 ve H_1 hipotezi doğru iken elde edilen olasılık yoğunluk fonksiyonların birbirine oranı genel olabilirlik oranı olarak bilinmektedir ve Eşitlik (2.1)'deki gibi ifade edilmektedir (Wald, 1947), (Bacanlı ve Çıngı, 1989).

$$L_n = \prod_{i=1}^{n} \frac{f(x_i\,;\theta_1)}{f(x_i\,;\theta_0)} \tag{2.1}$$

Ardışık test sürecinde, birinci tip hata olasılığı α, ve ikinci tip hata olasılığı β değerlerine bağlı olan A ve B pozitif değişmezleri saptanmaktadır. Bu değişmezler Eşitlik (2.2)'deki gibi belirlenmektedir:

$$A = \frac{1-\beta}{\alpha} \quad ; \quad B = \frac{\beta}{1-\alpha} \tag{2.2}$$

Bu A ve B değerleri n-inci aşamada genel olabilirlik oranı ile aşağıda belirtildiği gibi karşılaştırılmaktadır:

1- $L_n \leq B$ ise, H_0 hipotezi kabul edilerek sürece son verilmektedir,

2- $L_n \geq A$ ise, H_0 hipotezi reddedilerek sürece son verilmektedir,

3- $B < L_n < A$ ise, gözlemlerin yetersiz olduğuna karar verilmektedir ve bir gözlem daha eklenerek sürece devam edilmektedir.

Wald tipi ardışık test sürecinde test edilecek parametre θ olduğunda örneklem büyüklüğünün beklenen değeri $E(n;\theta)$, θ'nın bir fonksiyonu olduğundan dolayı Ortalama Örneklem Sayısı fonksiyonu olarak adlandırılmaktadır ve Eşitlik (2.3)'deki gibi tanımlanmaktadır (Wald, 1947);

$$E(n;\theta) = [P(\theta)\ln B + (1 - P(\theta))\ln A] \,/\, E(Z;\theta) \tag{2.3}$$

Burada $P(\theta)$, H_0 hipotezinin kabul edilme olasılığı ve $(1 - P(\theta))$'da reddedilme olasılığıdır. Z_i değeri Eşitlik (2.1)'den yararlanarak,

$$Z_i = \ln\left[\frac{f(x_i\,;\theta_1)}{f(x_i\,;\theta_0)}\right] \tag{2.4}$$

biçiminde tanımlanır. Eşitlik (2.3)'deki $E(Z;\theta)$ değeri, Eşitlik (2.4)'ün beklenen değerini göstermektedir. H_0 ve H_1 hipotezleri doğru iken ortalama örneklem sayısı fonksiyonu Eşitlik (2.5) ve Eşitlik (2.6)'daki gibi yazılabilmektedir:

$$E(n;\theta_0) = [(1 - \alpha)\ln\beta + \alpha\ln A] \,/\, E(Z;\theta_0) \tag{2.5}$$

ve

$$E(n;\theta_1) = [\beta \ln B + (1 - \beta)\ln A] \,/\, E(Z;\theta_1) \qquad (2.6)$$

2.2. Sabit Örneklem Büyüklüğü

H_0: $\mu = \mu_0 = 0$, H_1: $\mu \neq \mu_0$, ($\mu > \mu_0$, $\mu < \mu_0$) basit hipotezine ardışık test uygulanmayıp, diğer bilinen testler uygulandığında test için gerekli örneklem büyüklüğü Z dönüşümü yardımıyla bulunabilir. Yapılan bu dönüşüme "Fisher'in Z dönüşümü" denmektedir.

Örneklem ortalaması $(\bar{x})$, ortalaması μ ve varyansı σ^2/n olan normal dağılıma sahip olsun.

$\phi(a) = 1-\alpha$, $\phi(b) = \beta$ ile belirtildiğinde,

$$\phi\left(\frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) = 1-\alpha \quad ; \phi\left(\frac{\bar{x} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) = \beta \qquad (2.7)$$

olarak yazılabilmektedir. Eşitlik (2.7)'deki a ve b değişmezleri Standart Normal Dağılım tablosundan elde edilmektedir.

Test için gereken sabit örneklem büyüklüğü Eşitlik (2.8)'deki gibi bulunur.

$$n = \frac{(a-b)^2\sigma^2}{\mu_1{}^2} = \frac{(a-b)^2}{\Delta^2} \qquad (2.8)$$

Buradaki $\Delta^2 = (\mu_1/\sigma)^2$ olarak tanımlanmaktadır (Bacanlı, 1995).

3. OPTİMAL KISITLANMIŞ İKİ-AŞAMALI DÜZENLER

Bu bölümde, üç kısıtlayıcı altında beklenen örneklem büyüklüğünün minimum yapılarak test için gerekli optimal parametrelerin bulunmasını sağlayan iki-aşamalı test düzenleri incelenmiştir (Casevd., 1987).

Bu düzenin özellikleri aşağıdaki gibidir:

- Anlamlılık seviyesi α'dır.
- Son aşamadaki kritik değer, aynı anlamlılık seviyesi ile sabit örneklem düzeninin kritik değerine eşittir.

İki-aşamalı düzenlerde hipotez, tek ya da çift yanlı olmak üzere test edilecek parametreye bağlı olarak; $H_0 : \theta = \theta_0$; $H_1 : \theta \neq \theta_0$, $(\theta > \theta_0$, $\theta < \theta_0)$ biçiminde kurulmaktadır. Yukarıda tanımlanan tek-yanlı hipotez iki-aşamalı düzende test edilmek istendiğinde testin işleyişi aşağıdaki gibidir:

1. Aşama: 1. Aşamada n_1 tane denek bulunmaktadır. Hesaplanacak test istatistiği;

$$Z_1 = \frac{\hat{\theta} - \theta_0}{\sigma_{\hat{\theta}}} \qquad (3.1)$$

Eşitlik (3.1)'dir. Burada $\hat{\theta}$ tahmin edicisi ,ilk n_1 denek üzerindeki veriden hesaplanmaktadır.

i-) $Z_1 < C_1$ ise, H_0 kabul;

ii-) $Z_1 > C_2$ ise, H_0 reddedilir;

iii-)aksi halde; yani $C_1 \leq Z_1 \leq C_2$ ise, ikinci aşamaya geçilir.

2. Aşama: İkinci aşamada n_1 denek üzerine n_2 denek daha eklenir. İki-aşamalı düzen için maksimum örneklem büyüklüğü olan n, $n = n_1 + n_2$ olarak elde edilmektedir. İkinci aşamadaki test istatistiği ise;

$$Z = \frac{\hat{\theta} - \theta_0}{\sigma_{\hat{\theta}}} \qquad (3.2)$$

Eşitlik (3.2)'dir. Buradaki $\hat{\theta}$ tahmin edicisi ise, bütün n denek üzerindeki veriden hesaplanmaktadır.

i-) $Z < C_3$ ise,H_0 kabul;

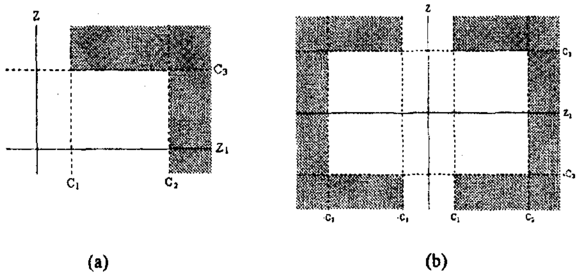
ii-)aksi halde; yani $Z \geq C_3$ ise,H_0 reddedilir.

Belirtilen bu red bölgeleri tek-yanlı ve iki-yanlı olarak kurulan hipotezler için Şekil 1'de ayrı ayrı gösterilmiştir.

Z_1 ve Z test istatistikleri, standart normal dağılıma sahiptirler. Bileşik dağılımları ise, ortalaması sıfır, varyansı bir ve korelasyon katsayısı; $\rho = (n_1/n)^{1/2}$ olan iki-değişkenli normal dağılımdır (Case vd., 1987), (İnal, Günay,1993).

İki-aşamalı düzende, n_1,n_2,C_1,C_2 ve C_3 olmak üzere beş tane bilinmeyen parametre vardır. Burada C_3, son aşamadaki sınır değeridir. Bu aşamadaki test istatistiği Z, n gözlem üzerinden hesaplanmaktadır ve dağılımı $Z \sim N(0,1)$ dir. Bu durumda C_3 sınır değeri, kurulan hipotezin tek ya da iki yanlı olmasına göre, Standart Normal Dağılım tablosunda α yanılma olasılığına karşılık gelen tablo değeri olarak Eşitlik (3.3)'deki gibi belirlenmektedir.

$$C_3 = \Phi^{-1}(1-\alpha) \left(\text{ya da } \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) \qquad (3.3)$$



Şekil 1. Tek Yanlı ve İki-Yanlı Olarak Kurulan Hipotezler İçin Red Bölgeleri ((a)'daki tdaralı alan tek-yanlı hipotezleri, (b)'deki taralı alan ise iki-yanlı hipotezleri test etmek için iki-aşamalı düzenin red bölgesini göstermektedir.)

Test için gerekli olan diğer dört parametre, Eşitlik (3.4) ve Eşitlik (3.5)' deki iki koşul sağlanacak şekilde seçilmektedir:

$$\alpha = 1 - \Phi(C_2) + B(C_1, C_2; C_3, \infty; p) \quad (3.4)$$

$$1-\beta = 1-\Phi(C_2-u\sqrt{p}) + B(C_1-u\sqrt{p}, C_2-u\sqrt{p}; C_3-u, \infty; p) \quad (3.5)$$

Tanımlanan (3.4) eşitliğinin sağ tarafı, H_0 hipotezi doğru iken yani $\theta = \theta_0$ iken birinci aşamada H_0'ı reddetme olasılığı ile teste devam etme ve ikinci aşamada H_0'ı reddetme olasılığının toplamını göstermektedir. Bu olasılık H_0 hipotezi doğru iken reddedilmesi olasılığı olan α 'ya eşittir. Benzer şekilde H_1 hipotezi doğru iken H_0'ın reddedilmesi olasılığı olan $1 - \beta$ ise Eşitlik (3.5)'teki gibi verilmektedir. Bu eşitliğin sağ tarafı da H_1 hipotezinin doğru olduğu durumda yukarıda belirtilen aynı olasılığı göstermektedir.

(3.4) ve (3.5) eşitliklerinde bulunan;

$B(a,b;c,d;p) =$

$$\frac{1}{2\pi\sqrt{1-p}}\int_a^b\int_c^d \exp\left[-\frac{1}{2(1-p)}(y^2-2\sqrt{p}yz+z^2)\right]dydz \quad (3.6)$$

ve;

$$u = \frac{\sqrt{n}(\theta_1 - \theta_0)}{\sigma} \quad (3.7)$$

Eşitlik (3.6) ve Eşitlik (3.7) olarak tanımlanmaktadır. $\Phi(x)$ ise, standart normal dağılım fonksiyonudur.

İki-aşamalı düzende, testin ilk aşamada sona ermesi olasılığı $P_s(\theta)$;

$$P_s(\theta) = \Phi(C_1 - v) + 1 - \Phi(C_2 - v) \quad (3.8)$$

Eşitlik (3.8) biçiminde tanımlanır. Burada $\Phi(x)$ standart normal dağılım fonksiyonu, v ise,

$$v = \frac{\sqrt{n_1}(\theta - \theta_0)}{\sigma}$$

olarak verilmektedir. $P_s(\theta)$, düzen parametrelerine ve θ'nın aldığı değere bağlı olarak değişmektedir.

Yapılan bir deneme için örneklem büyüklüğü $P_s(\theta)$ olasılıkla n_1, $[1 - P_s(\theta)]$ olasılıkla n değerini almaktadır. Bu durumda iki-aşamalı düzenin beklenen büyüklüğü ESS (θ);

$$ESS(\theta) = n[1 - (1-p)P_s(\theta)] \quad (3.9)$$

Eşitlik (3.9) biçiminde elde edilmektedir. Burada p, ilk aşamadaki denek sayısının, ikinci aşamadaki toplam denek sayısına oranıdır ($p = n_1/n$).

Eşitlikteki θ değeri; H_0 hipotezi doğru iken θ'nın aldığı değer olan θ_0, H_1 hipotezi doğru iken θ'nın aldığı değer olan θ_1 ya da θ'nın maksimum değerini aldığı θ_{max} için hesaplanabilir.

Görüldüğü gibi ESS(θ) fonksiyonu, Ps (θ) olasılığına bağlı bir fonksiyondur. Bu olasılık bulunurken standart normal dağılım fonksiyonunudan yararlanıldığından dolayı hipotezin tek-yanlı ya da iki-yanlı olmasına göre optimal parametrelerin aldığı değerler değişmektedir.

Daha önce de belirtildiği gibi, iki-aşamalı düzende test için gerekli olan beş parametre, (3.3), (3.4) ve (3.5) eşitliklerinde verilen üç tane kısıta ve iki optimallik kriteri göz önüne alınarak hesaplanmaktadır (Case vd., 1987). Dolayısıyla bu teste optimal kısıtlanmış iki-aşamalı düzen adı verilmektedir. Bu çalışmada, iki optimallik kriteri Minimax ve Bayes için inceleme yapılmıştır (Hald, 1975; DeWith,1983).

(1) Minimax Kriteri

Beklenen örneklem büyüklüğünün maksimumunun minimize edilmesi olarak tanımlanmaktadır (min|max ESS (θ)|). Eşitlik (3.10)'da tanımlanan ESS (θ)'nın maksimum olduğu durum için θ parametresinin aldığı değer olan θ_{max};

$$\theta_{max} = \theta_0 + \frac{(C_1 + C_2)\sigma}{2\sqrt{n_1}} \quad (3.10)$$

olarak tanımlanır.

Eşitlik (3.10)'dea tanımlanan θ_{max}ESS (θ) fonksiyonunda yerine konulduğunda tek-yanlı test için minimize edilecek fonksiyon:

$$ESS(\theta_{max}) = n[1 - (1 - p)P_s(\theta_{max})] \quad (3.11)$$

Eşitlik (3.11)'dir. Buradaki $P_s(\theta_{max})$ değeri;

$$P_s(\theta_{max}) = \Phi\left(\frac{C_1 - C_2}{2}\right) + 1 - \Phi\left(\frac{C_2 - C_1}{2}\right) \quad (3.12)$$

Eşitlik (3.12)'deki gibi elde edilmektedir. Bu değer (3.11) eşitliğinde yerine konulduğunda, minimax kriterindeki minimize edilecek fonksiyon;

minimize $ESS(\theta_{max}) =$

$$n\left[1-(1-p)\left(\Phi\left(\frac{C_1 - C_2}{2}\right) + 1 - \Phi\left(\frac{C_2 - C_1}{2}\right)\right)\right] \quad (3.13)$$

Eşitlik (3.13) biçiminde elde edilir (Peker,1998).

(2) Bayes Kriteri

Beklenen örneklem büyüklüğünün ağırlıklandırılmış ortalamasının,H_0 ve H_1 hipotezleri altında minimize edilmesi olarak tanımlanmaktadır. Bu kriterdeki tek-yanlı düzen için minimize edilecek fonksiyon Eşitlik (3.14)'teki gibidir:

$$\text{minimize } ESS_w(\theta) = (1-w)ESS(\theta_0) + wESS(\theta_1) \quad (3.14)$$

Buradaki w ağırlık değerleri önsel olasılıkları göstermektedir.

Eşitlik (3.14)'de görüldüğü gibi w'nun sıfır olduğu durum için minimize edilecek fonksiyon $ESS(\theta_0)$, w'nun bir olduğu durum için ise minimize edilecek fonksiyon $ESS(\theta_1)$ olmaktadır.

Formüldeki $ESS(\theta_0)$ ve $ESS(\theta_1)$ değerleri Eşitlik (3.15) ve Eşitlik (3.16)'daki gibidir:

$$ESS(\theta_0) = n[1 - (1 - p)(\Phi(C_1) + 1 - \Phi(C_2))] \quad (3.15)$$

dir. $\Delta = (\theta_1 - \theta_0) / \sigma$ olarak tanımlandığında,

$$ESS(\theta_1) = n\left[1 - (1-p)\left(\Phi(C_1 - \sqrt{n_1}\,\Delta) + 1 - \Phi(C_2 - \sqrt{n_1}\,\Delta)\right)\right]$$

(3.16)

elde edilir. (3.15) ve (3.16) değerleri (3.14) eşitliğinde yerine yazıldığında bayes kriterindeki minimize edilecek fonksiyon;

$$\begin{aligned}\text{minimize } ESS_w(\theta) = (1-w)\left\{n\left[1-(1-p)\left(\Phi(C_1) + 1 - \Phi(C_2)\right)\right]\right\} \\ + w\left\{n\left[1 - (1-p)\left(\Phi(C_1 - \sqrt{n_1}\,\Delta) + 1 - \Phi(C_2 - \sqrt{n_1}\,\Delta)\right)\right]\right\}\end{aligned} \quad (3.17)$$

Eşitlik (3.17) olarak bulunur.

Bayes kriterinde, minimax kriterinden farklı olarak sadece minimize edilecek fonksiyon değişmektedir. Optimal parametre değerlerinin elde edilmesindeki sürecin işleyiş mantığı aynıdır. İki aşamalı düzende, test için gerekli olan parametre değerlerinin hesaplanmasında L.D. Case tarafından, FORTRAN dilinde yazılmış olan bilgisayar programından yararlanılmıştır (Peker, 1998).

Burada, optimal kısıtlandırılmış test düzeni için gerekli olan sınır değerleri, C_1, C_2, C_3; maksimum örneklem büyüklüğü, n; beklenen örneklem büyüklükleri $ESS(\theta_i)$, i = 0, 1, max; α = 0.01, 0.05 ve 0.10; $1-\beta$ = 0.70, 0.90, 0.95, 0.99 olasılıklarında Minimax ve Bayes kriterleri için hesaplanmıştır.

Minimax ve Bayes kriteri (w = 0 , w = 1) için gerekli olan düzen parametreleri ve beklenen örneklem büyüklükleri tek-yanlı test için Tablo 3.1'de verilmektedir. Tabloda , n_f: sabit örneklem büyüklüğüdür ve Eşitlik (2.8)'den hesaplanmaktadır.

Her iki kriter için $P_s(\theta)$ olasılıkları $\theta = \theta_0, \theta_1, \theta_{max}$ değerlerinde, tek-yanlı test için Tablo 3.2'de verilmektedir.

Aynı algoritma iki-yanlı düzenler için uygulandığında ise, tek ve iki-yanlı düzenler için optimal parametre değerlerinin benzer olduğu görülmektedir ve beklenen örneklem büyüklükleri hemen hemen aynıdır. Fakat, $\theta = \theta_0$ iken, iki-yanlı plan için ESS her zaman

Tablo 3.1. Optimal Kısıtlanmış İki-Aşamalı Tek-Yanlı Düzenler.

	α	$1-\beta$	p	C_1	C_2	C_3	n_f [a]	n [a]	$ESS(\theta_0)$ [a]	$ESS(\theta_1)$ [a]	$ESS(\theta_{max})$ [a]
Minimax Kriteri	0.01	0.7	0.564	1.437	2.669	2.326	8.127	9.167	5.453	6.973	7.014
		0.9	0.61	1.424	2.712	2.326	13.017	14.28	9.125	10.609	11.39
		0.95	0.632	1.422	2.732	2.326	15.77	17.095	11.276	12.443	13.878
		0.99	0.67	1.419	2.766	2.326	21.648	23.077	16.041	16.344	19.267
	0.05	0.7	0.535	0.838	2.043	1.645	4.706	5.407	3.346	3.995	4.028
		0.9	0.588	0.819	2.086	1.645	8.564	9.506	6.329	6.877	7.442
		0.95	0.614	0.814	2.105	1.645	10.822	11.85	8.138	8.398	9.469
		0.99	0.657	0.808	2.139	1.645	15.77	16.905	12.238	11.749	13.972
	0.1	0.7	0.521	0.523	1.713	1.282	3.261	3.783	2.436	2.752	2.782
		0.9	0.577	0.502	1.755	1.282	6.569	7.338	5.065	5.229	5.689
		0.95	0.604	0.493	1.776	1.282	8.564	9.42	6.706	6.594	7.476
		0.99	0.65	0.483	1.808	1.282	13.017	14.006	10.466	9.633	11.52
	α	$1-\beta$	p	C_1	C_2	C_3	n_f [a]	n [a]	$ESS(\theta_0)$ [a]	$ESS(\theta_1)$ [a]	$ESS(\theta_{max})$ [a]
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w = 0	0.01	0.70	0.235	0.897	2.660	2.326	8.127	11.370	4.242	8.038	8.078
		0.90	0.311	0.799	2.778	2.326	13.017	16.284	7.407	12.106	12.666
		0.95	0.344	0.764	2.832	2.326	15.770	19.019	9.304	13.673	15.265
		0.99	0.403	0.712	2.929	2.326	21.648	24.852	13.530	15.955	20.890
	0.05	0.70	0.306	0.554	2.067	1.645	4.706	6.207	3.064	4.268	4.268
		0.90	0.382	0.474	2.168	1.645	8.564	10.320	5.875	7.177	7.793
		0.95	0.416	0.444	2.214	1.645	10.822	12.651	7.597	8.484	9.880
		0.99	0.475	0.400	2.292	1.645	15.770	17.694	11.496	10.866	14.493
	0.1	0.70	0.353	0.340	1.749	1.282	3.261	4.155	2.345	2.844	2.860
		0.90	0.427	0.274	1.835	1.282	6.569	7.758	4.907	5.288	5.820
		0.95	0.460	0.249	1.873	1.282	8.564	9.849	6.509	6.492	7.639
		0.99	0.518	0.208	1.940	1.282	13.017	14.423	10.192	8.917	11.728
	α	$1-\beta$	p	C_1	C_2	C_3	n_f [a]	n [a]	$ESS(\theta_0)$ [a]	$ESS(\theta_1)$ [a]	$ESS(\theta_{max})$ [a]
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w = 1	0.01	0.70	0.575	1.459	2.666	2.326	8.127	9.135	5.518	6.973	7.014
		0.90	0.573	1.344	2.729	2.326	13.017	14.397	8.786	10.583	11.403
		0.95	0.554	1.246	2.769	2.326	15.770	17.442	10.471	12.269	13.972
		0.99	0.507	1.026	2.857	2.326	21.648	24.138	14.050	15.262	19.873
	0.05	0.70	0.543	0.850	2.040	1.645	4.706	5.388	3.365	3.995	4.033
		0.90	0.540	0.737	2.111	1.645	8.564	9.643	6.149	6.851	7.459
		0.95	0.522	0.647	2.159	1.645	10.822	12.175	7.770	8.268	9.556
		0.99	0.482	0.445	2.266	1.645	15.770	17.820	11.512	10.866	14.477
	0.1	0.70	0.526	0.532	1.709	1.282	3.261	3.779	2.442	2.752	2.782
		0.90	0.521	0.418	1.787	1.282	6.569	7.476	4.973	5.203	5.708
		0.95	0.504	0.332	1.840	1.282	8.564	9.720	6.526	6.466	7.553
		0.99	0.467	0.140	1.958	1.282	13.017	14.826	10.231	8.852	11.950

[a] Her bir degeri Δ2'ye bölünüz

Tablo 3.2. Optimal Kısıtlanmış İki-Aşamalı Tek-Yanlı Düzenler İçin Testin İlk Aşamada Sona Ermesi Olasılıkları (Minimax Kriteri; Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri, w = 0; Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri, w = 1).

	α	$1-\beta$	$P_s(\theta_0)$	$P_s(\theta_1)$	$P_s(\theta_{max})$
Minimax Kriteri	0.01	0.70	0.929	0.549	0.538
		0.90	0.926	0.659	0.520
		0.95	0.925	0.739	0.513
		0.99	0.924	0.884	0.500
	0.05	0.70	0.820	0.562	0.547
		0.90	0.811	0.671	0.527
		0.95	0.811	0.755	0.519
		0.99	0.805	0.889	0.506
	0.10	0.70	0.743	0.569	0.552
		0.90	0.732	0.679	0.531
		0.95	0.728	0.758	0.521
		0.99	0.722	0.892	0.508
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w = 0	α	$1-\beta$	$P_s(\theta_0)$	$P_s(\theta_1)$	$P_s(\theta_{max})$
	0.01	0.70	0.819	0.383	0.378
		0.90	0.791	0.372	0.322
		0.95	0.780	0.428	0.301
		0.99	0.763	0.600	0.267
	0.05	0.70	0.730	0.450	0.450
		0.90	0.697	0.493	0.396
		0.95	0.685	0.564	0.375
		0.99	0.666	0.735	0.345
	0.10	0.70	0.673	0.488	0.482
		0.90	0.641	0.556	0.436
		0.95	0.629	0.631	0.416
		0.99	0.609	0.792	0.388
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w = 1	α	$1-\beta$	$P_s(\theta_0)$	$P_s(\theta_1)$	$P_s(\theta_{max})$
	0.01	0.70	0.932	0.556	0.546
		0.90	0.913	0.621	0.487
		0.95	0.896	0.664	0.446
		0.99	0.848	0.747	0.358
	0.05	0.70	0.822	0.566	0.550
		0.90	0.788	0.629	0.492
		0.95	0.757	0.672	0.450
		0.99	0.683	0.753	0.362
	0.10	0.70	0.747	0.572	0.557
		0.90	0.699	0.634	0.494
		0.95	0.663	0.676	0.449
		0.99	0.581	0.756	0.364

tek-yanlı değerinden daha büyüktür. Bu artış, bazı durumlarda %15'ten daha fazladır (Peker, 1998).

Araştırmacılar bu tablolardan faydalanarak, kurdukları hipotez ve belirledikleri birinci ve ikinci tip hata olasılıklarına ve kritere göre kendilerine uygun test düzenini seçebilmektedirler. Örneğin bir araştırmacı, kurduğu iki-yanlı bir hipotez için birinci tip hata olasılığını 0.05, ikinci tip hata olasılığını 0.01 ve kriteri de Bayes (w = 0) kriteri olarak belirlemiş olsun. Bu bilgilere göre; ilk aşamadaki örneklem büyüklüğünün ikinci aşamadaki örneklem büyüklüğüne oranı olan p değeri, 0.580; ilk aşamadaki kritik değerler $C_1 = 0.993$, $C_2 = 2.429$; ikinci aşamadaki kritik değer $C_3 = 1.960$; iki-aşamalı düzen için maksimum örneklem büyüklüğü $n = 20.558/(\Delta^2)$ ve ilk aşamada testin sona ermesi olasılığı $P_s(\theta_0) = 0.694$ olarak bulunmaktadır.

Tablolarla ilgili olarak aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

Genellikle, iki-yanlı test için ESS(θ) değerlerinin, tek-yanlı testten daha büyük olduğu söylenebilir.

Tablo 3.1 incelendiğinde;

Her iki kriter için de, α değeri büyüdükçe maksimum örneklem sayıları ve dolayısıyla beklenen örneklem büyüklükleri küçülmekte, $1-\beta$ değeri büyüdükçe (yani β küçüldükçe) maksimum ve beklenen örneklem büyüklükleri büyümektedir. Beklenen örneklem büyüklüklerine bakıldığında, genel olarak H_0 hipotezi altında elde edilen beklenen örneklem böyüklüğünün en küçük olduğu görülmüştür.

Bayes kriterinde w = 0 ve w = 1 durumlarını karşılaştırdığımızda; w = 1 durumu, daha küçük maksimum örneklem büyüklüğü, $\theta = \theta_{max}$ için beklenen örneklem büyüklüğü ve $\theta = \theta_1$ için beklenen örneklem büyüklüğünü vermektedir. $\theta = \theta_0$ için ise w = 0 durumu daha küçük beklenen örneklem büyüklüğü vermektedir.

Minimax ve Bayes kriterleri karşılaştırıldığında; Bayes kriterinde w = 1 olduğu durumla, Minimax kriterindeki maksimum örneklem büyüklüklerine bakıldığında değerlerin birbirine çok yakın olduğu görülmektedir. Genel eğilim olarak Minimax kriterinin biraz daha küçük değerler verdiği söylenebilir.

Beklenen örneklem büyüklükleri açısından, $\theta=\theta_{max}$ durumu için sıralama, küçükten büyüğe doğru;

minimax < w = 1 < w = 0

şeklindedir. Bu sıralama $\theta = \theta_0$ durumunda;

w = 0 < w = 1 < minimax

ve $\theta = \theta_1$ durumunda;

w = 1 < w = 0 minimax

şeklinde bulunmuştur.

4. SONUÇLAR, TEST DÜZENLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI

İki-aşamalı test kullanılarak veriler test edilmek istendiğinde test için gerekli değerler önceden belirlenmelidir. Bölüm 3'te optimal kısıtlanmış iki-aşamalı test düzenleri verilmiştir. $\alpha = 0.01, 0.05, 0.10$; $1-\beta = 0.70, 0.90, 0.95, 0.99$ ve istenen kriter için tablolar hesaplanmıştır. Bu tablolara ilişkin sonuçlar verilmiştir.

Bu kesimde önce, iki-aşamalı düzenin sabit örneklem büyüklüklü düzene göre etkinliği incelenmiştir. Bu amaçla verilen tablolardan yararlanarak, etkinlik değerleri hesaplanmış, her bir kriter için etkinlikleri gösteren tablolar hazırlanmıştır.

Tablolarda, n_f sabit örneklem büyüklüğünü, R_m, maksimum beklenen örneklem büyüklüğünün sabit örneklem büyüklüğüne oranını, R_0, H_0 hipotezi altındaki beklenen örneklem büyüklüğünün sabit örneklem büyüklüğüne oranını ve R_1 değeri de, H_1 hipotezi altındaki beklenen örneklem büyüklüğünün sabit örneklem büyüklüğüne oranını göstermektedir. Dolayısıyla R_m, R_0 ve R_1 değerleri;

Tablo 4.1. Optimal Kısıtlanmış İki-Aşamalı Tek-Yanlı Düzenler İçin Göreli Etkinlikler (Minimax Kriteri; Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri, w = 0; Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri, w = 1).

	α	$1-\beta$	n/n_f	R_m	R_0	R_1
Minimax Kriteri	0.01	0.70	1.128	0.863	0.671	0.858
		0.90	1.097	0.875	0.701	0.815
		0.95	1.084	0.880	0.715	0.789
		0.99	1.066	0.890	0.741	0.755
	0.05	0.70	1.149	0.856	0.711	0.849
		0.90	1.110	0.869	0.739	0.803
		0.95	1.095	0.875	0.752	0.776
		0.99	1.072	0.886	0.776	0.745
	0.10	0.70	1.160	0.853	0.747	0.844
		0.90	1.117	0.866	0.771	0.796
		0.95	1.100	0.873	0.783	0.770
		0.99	1.076	0.885	0.804	0.740
	α	$1-\beta$	n/n_f	R_m	R_0	R_1
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w=0	0.01	0.70	1.399	0.994	0.522	0.989
		0.90	1.251	0.973	0.569	0.930
		0.95	1.206	0.968	0.590	0.867
		0.99	1.148	0.965	0.625	0.737
	0.05	0.70	1.319	0.907	0.651	0.907
		0.90	1.205	0.910	0.686	0.838
		0.95	1.169	0.913	0.702	0.784
		0.99	1.122	0.919	0.729	0.689
	0.10	0.70	1.274	0.877	0.719	0.872
		0.90	1.181	0.886	0.747	0.805
		0.95	1.150	0.892	0.760	0.758
		0.99	1.108	0.901	0.783	0.685
	α	$1-\beta$	n/n_f	R_m	R_0	R_1
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w=1	0.01	0.70	1.124	0.863	0.679	0.858
		0.90	1.106	0.876	0.675	0.813
		0.95	1.106	0.886	0.664	0.778
		0.99	1.115	0.918	0.649	0.705
	0.05	0.70	1.145	0.857	0.715	0.849
		0.90	1.126	0.871	0.718	0.800
		0.95	1.125	0.883	0.718	0.764
		0.99	1.130	0.918	0.730	0.689
	0.10	0.70	1.159	0.853	0.749	0.844
		0.90	1.138	0.869	0.757	0.792
		0.95	1.135	0.882	0.762	0.755
		0.99	1.139	0.918	0.786	0.680

Tablo 4.2. Optimal Kısıtlanmış İki-Aşamalı İki-Yanlı Düzenler İçin Göreli Etkinlikler (Minimax Kriteri; Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri, w = 0; Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri, w = 1).

	α	$1-\beta$	n/n_f	R_m	R_0	R_1
Minimax Kriteri	0.01	0.70	1.121	0.866	0.688	0.861
		0.90	1.092	0.877	0.715	0.820
		0.95	1.081	0.882	0.729	0.793
		0.99	1.063	0.892	0.753	0.760
	0.05	0.70	1.140	0.861	0.752	0.854
		0.90	1.104	0.873	0.775	0.810
		0.95	1.091	0.878	0.786	0.784
		0.99	1.070	0.889	0.805	0.753
	0.10	0.70	1.152	0.862	0.806	0.852
		0.90	1.112	0.874	0.824	0.808
		0.95	1.097	0.880	0.832	0.784
		0.99	1.074	0.890	0.847	0.758
	α	$1-\beta$	n/n_f	R_m	R_0	R_1
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w = 0	0.01	0.70	1.376	0.949	0.597	0.948
		0.90	1.244	0.936	0.638	0.878
		0.95	1.202	0.934	0.655	0.818
		0.99	1.148	0.935	0.685	0.713
	0.05	0.70	1.287	0.879	0.734	0.875
		0.90	1.191	0.885	0.760	0.812
		0.95	1.160	0.890	0.772	0.773
		0.99	1.119	0.898	0.793	0.718
	0.10	0.70	1.235	0.866	0.803	0.856
		0.90	1.162	0.877	0.821	0.805
		0.95	1.136	0.882	0.830	0.777
		0.99	1.102	0.892	0.845	0.745
	α	$1-\beta$	n/n_f	R_m	R_0	R_1
Bayes Ağırlıklandırılmış Ortalama Kriteri w = 1	0.01	0.70	1.117	0.866	0.696	0.861
		0.90	1.100	0.878	0.695	0.818
		0.95	1.100	0.887	0.688	0.784
		0.99	1.109	0.917	0.688	0.711
	0.05	0.70	1.136	0.861	0.754	0.854
		0.90	1.116	0.875	0.766	0.807
		0.95	1.116	0.887	0.775	0.771
		0.99	1.123	0.923	0.818	0.697
	0.10	0.70	1.147	0.862	0.807	0.851
		0.90	1.127	0.879	0.828	0.801
		0.95	1.125	0.894	0.846	0.764
		0.99	1.131	0.938	0.904	0.691

$$R_m = \frac{ESS(\theta_{max})}{n_f} \qquad (4.1)$$

$$R_0 = \frac{ESS(\theta_0)}{n_f} \qquad (4.2)$$

$$R_1 = \frac{ESS(\theta_1)}{n_f} \qquad (4.3)$$

Eşitlik (4.1), Eşitlik (4.2) ve Eşitlik (4.3) olarak tanımlanır.

Tablo 4.1 - 4.2'ye göre; n/n_f değerlerine bakıldığında bütün değerlerin 1'den büyük çıktığı görülmektedir. Ancak ardışık testin uygulandığı alanlarda, özellikle tıbbi denemelerde sabit örneklem büyüklüğünün kullanılması uygun değildir.

R değerlerine bakıldığında hangi kriter seçilirse seçilsin iki-aşamalı düzenin sağladığı kazanç daha fazladır ve H_0 hipotezi doğru iken elde edilen oranlar daha küçük olduğundan dolayı kazanç daha fazla gözükmektedir. Ayrıca, testin tek-yanlı ya da iki-yanlı olmasının etkinlik yönünden önemli bir fark yaratmadığı görülmektedir.

Burada kazanç faktörü Eşitlik (4.4)'teki gibi verilir. (Bacanlı ve Çıngı, 1989):

$$\text{Kazanç} = 1 - R_i = 1 - \frac{ESS(\theta_i)}{n_f}$$

$$= \frac{n_f - ESS(\theta_i)}{n_f}\ ;\ i = 0,\ 1,\ max \qquad (4.4)$$

Şekil 2'de $\alpha = 0.01, 0.05$ ve $\beta = 0.05$ olasılık değerleri için iki-aşamalı düzenin maksimum ve beklenen örneklem büyüklüklerinin, sabit örneklem büyüklüğüne oranları verilmiştir. Bu şekil Tablo 4.1'deki veriler kullanılarak hazırlanmıştır.

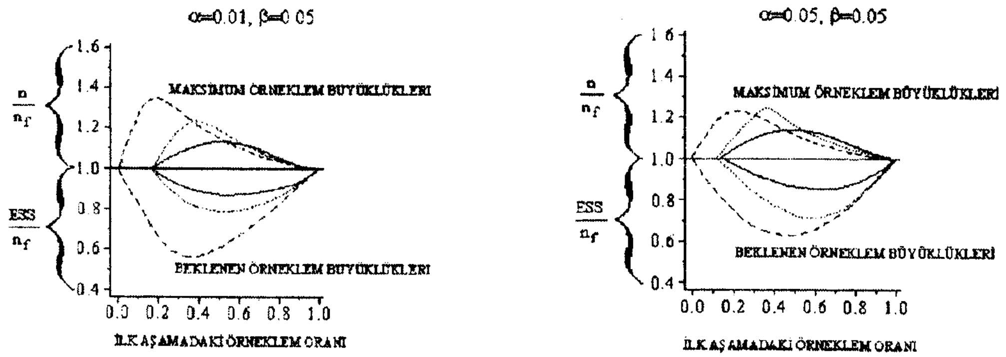
OOAT düzeni için test edilecek hipotezler altındaki beklenen örneklem büyüklükleri yaklaşık olarak aşağıdaki gibi verilmektedir. H_0 hipotezi doğru iken, yani $\theta = \theta_0$ iken Eşitlik (4.5);

$$E\,(n;\mu_0)\Delta^2 = -2\left[\alpha\,\ln\!\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right) + (1-\alpha)\,\ln\!\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)\right] \qquad (4.5)$$

H_1hipotezi doğru iken, yani $\theta = \theta_1$ iken Eşitlik (4.6);

$$E\,(n;\mu_1)\Delta^2 = 2\left[\beta\,\ln\!\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right) + (1-\beta)\,\ln\!\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)\right] \qquad (4.6)$$

elde edilmektedir (Peker, 1998). Bu beklenen örneklem büyüklükleriyle, iki-aşamalı beklenen örneklem büyüklüklerinin etkinlik yönünden karşılaştırılması Tablo 4.3'de gösterilmektedir. Tablodaki veriler sabit örneklem büyüklüğü ile iki-aşamalı düzenin beklenen örneklem büyüklüğü arasındaki farkın, sabit örneklem bü-



——— $\theta=\theta_{max}$ varsayımı altında minimax düzeni;

.... $\theta=\theta_1$ varsayımı altında θ_1 için optimize edilen düzen;

--------- $\theta=\theta_0$ varsayımı altında θ_0 için optimize edilen düzen.

Şekil 2. İlk Aşamadaki Örneklem Oranı Olan p'nin Bir Fonksiyonu Olarak, Sabit Örneklem Büyüklüğüne Göre Beklenen ve Maksimum Örneklem Büyüklükleri.

yüklüğü ile OOAT örneklem büyüklüğü arasındaki farka oranını vermektedir. Bu oran göreli etkinlik olarak tanımlanmaktadır (Case vd., 1994). Değerler;

$$S = \left(\frac{n_f - ESS_{2w}(\theta)}{n_f - ESS_{Sw}(\theta)}\right) \times 100 \qquad (4.7)$$

Tablo 4.3 incelendiğinde aşağıdaki sonuçlar elde edilebilir:

- H_0 altında optimize edilen düzenler için, H_0 hipotezi doğru iken ($\theta = \theta_0$ iken), örneklem büyüklüğünde %53 ile %66 arasında mümkün kazanç elde edilmektedir. H_1 hipotezi doğru iken ($\theta = \theta_1$ iken)ise, H_0 altında optimize edilen düzenler daha düşük kazanç vermektedir.

- H_1 altında optimize edilen düzenler için, H_0 hipotezi doğru iken örneklem büyüklüğünde %44 ile %60 arasında mümkün kazanç elde edilmektedir. H_1 hipotezi doğru iken bu kazanç %40 ile %50 arasında değişmektedir.

- Yukarıdaki sonuçlarda da görüldüğü gibi, özellikle $\theta = \theta_0$ durumunda, $\theta = \theta_1$ durumuna göre daha büyük bir kazanç elde edilebilmektedir. Ayrıca, her iki hipotez için de kazancın hemen hemen %50'si gerçekleşebilmektedir. Dolayısıyla iki-aşamalı düzen, örneklem büyüklüğü yönünden ardışık düzene göre bu seçimler için daha fazla kazanç sağlamaktadır.

KAYNAKÇA

Armitage, P.(1975). *Sequential madical trials*, 2nd ed., Oxford: Blackwell.

Bacanlı, S. (1995). Pocok'un grup ardışık test yöntemi ve korelasyon katsayısının testi için kullanımı, *H.Ü. Fen ve Mühendislik Bilimleri Dergisi,* Cilt 16, Seri B, 165-184.

Bacanlı, S. ve Çıngı, H. (1989). Korelasyon katsayısının ardışık testi, *H.Ü. Fen ve Mühendislik Bilimleri Dergisi,* 10, 1-9.

Tablo 4.3. Kısıtlanmış İki-Aşamalı Düzenin Tam Ardışık Düzene Olan Göreli Etkinliği.

		H_0 altında optimize edilmiş		H_1 altında optimize edilmiş	
α	$1-\beta$	θ_0	θ_1	θ_0	θ_1
0.01	0.70	66.4	3.1	44.6	39.8
	0.90	65.5	17.0	49.3	45.2
	0.95	65.0	28.2	53.3	47.1
	0.99	64.2	45.1	60.2	50.5
0.05	0.70	59.1	25.8	48.3	41.7
	0.90	58.8	36.4	52.7	44.9
	0.95	58.4	42.3	55.3	46.3
	0.99	57.6	49.3	57.5	49.3
0.10	0.70	54.7	34.8	49.0	42.4
	0.90	54.5	41.9	52.3	44.6
	0.95	54.0	45.2	53.4	45.9
	0.99	52.7	47.9	51.7	48.6

Case, L.D., Morgan, T.M. ve Davis, C.E. (1987). Optimal restricted two-stage designs, *Controlled Clinical Trial,* 8, 146-456.

Case, L.D., Morgan, T.M. ve Davis, C.E. (1994). Three-stage designs for monitoring clinical trials, *Communications in Statistics-Theory and Methods,* 23(7), 1875-1893.

DeWith, C. (1983). Two-stage plans for the testing of binomial parameters, *Controlled Clinical trials,* 4, 215-226.

Elashoff, J.D. ve Reedy, T.J. (1984). Two-stage clinical trials, stopping rules, *Biometrics,* 40, 791-795.

Hald, A. (1975). Optimum double sampling tests of given strength. I. The normal distribution, *JASA,* 70,451-456.

İnal, C. ve Günay, S. (1993). *Olasılık ve Matematiksel İstatistik,* H.Ü. Fen Fakültesi Basımevi, Beytepe, Ankara, 519 s.

Mariani, L. ve Marubini, E. (1996). Design and analysis of phase II cancer trials: A review of statistical methods and guidelines for medical researchers, *International Statistical Review,* 64, 1, 61-88.

Owen, D.B. (1953). A double sample procedure, *Annals of Mathematical Statistics,* 24, 449-457.

Peker, K.Ö. (1998). *İki-Aşamalı Düzenlerde Hipotez Testi.* Bilim Uzmanlığı Tezi, H.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü.

Pocock, S.J. (1977). Group sequential methods in the design and analysis of clinical trials, *Biometrika,* 64, 191-199.

Wald, A. (1947). *Sequential Analysis,* Dover Pub. Inc., New York, 212 p.

Kadir Özgür Peker, lisans öğretimini Hacettepe Üniversitesi İstatistik Bölümü'nde, 1994 de, yüksek lisans öğretimini yine aynı bölümde 1998 de tamamlamıştır. Halen doktora çalışmalarına, Anadolu Üniversitesi'nde devam etmektedir. İlgi alanları, Örnekleme, Matematiksel İstatistik, Ardışık Çözümleme şeklinde sıralanabilir.

Sevil Bacanlı, lisans öğretimini Hacettepe Üniversitesi İstatistik Bölümü'nde 1986 da, yüksek lisans öğretimini 1988'de, doktorasını 1995'de yine aynı bölümde tamamlamıştır. 1995'den bu yana aynı bölümde yardımcı doçent olarak çalışmaktadır.