

**DAĞILIŞLARIN EŞİTLİĞİ İÇİN YÜZDELİK TESTİ
VE DİĞER TESTLERLE KARŞILAŞTIRILMASI**

Emrah ÖKSÜZ

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**ŞUBAT 2007
ANKARA**

Emrah ÖKSÜZ tarafından hazırlanan DAĞILIŞLARIN EŞİTLİĞİ İÇİN YÜZDELİK TESTİ VE DİĞER TESTLERLE KARŞILAŞTIRILMASI adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduğunu onaylıyorum.

Prof.Dr.Hamza GAMGAM

Tez Yöneticisi

Bu çalışma jürimiz tarafından oy birliği ile İstatistik Ana Bilim Dalında Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Prof.Dr. Fikri ÖZTÜRK

Üye : Prof.Dr.Hamza GAMGAM

Üye : Prof.Dr.Müslim EKNİ

Üye : Prof.Dr.Reşat KASAP

Üye : Doç.Dr.Salih ÇELEBİOĞLU

Tarih : 01/02/2007

Bu tez Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kurallarına uygundur.

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Emrah ÖKSÜZ

**DAĞILIŞLARIN EŞİTLİĞİ İÇİN YÜZDELİK TESTİ VE DİĞER
TESTLERLE KARŞILAŞTIRILMASI
(Yüksek Lisans Tezi)**

Emrah ÖKSÜZ

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
Şubat 2007**

ÖZET

Bu çalışmanın amacı, varyans analizinde “örneklerin geldikleri yığınların varyanslarının eşitliği” hipotezinin testi için kullanılan F Testi, Bartlett Testi ve Levene Testi gibi testlere alternatif olarak geliştirilen Yüzdelik Testini tanıtmaktır. İlk olarak varyansların homojenliği ile ilgili çalışmalara değinilmiştir. İkinci bölümde iki yığının dağılışı(yayılım) parametrelerinin eşitliği hipotezinin testi için geliştirilmiş bazı testler, normal dağılım varsayımı gerektiren ve gerektirmeyen testler olmak üzere iki kısım halinde incelenmiştir. Üçüncü bölümde de k yığının dağılışı parametrelerinin eşitliği hipotezinin testi için geliştirilmiş bazı testler, normal dağılım varsayımı gerektiren ve gerektirmeyen testler olmak üzere iki kısım halinde incelenmiştir. Bu tez çalışmasının asıl amacı olan k yığın için geliştirilmiş Yüzdelik Testi dördüncü bölümde açıklanmıştır. Bu bölümde ayrıca Yüzdelik Testi için yapılmış simülasyon çalışmasına yer verilmiş ve bir uygulama yapılmıştır. Son bölümde ise bir simülasyon çalışması ile Yüzdelik Testi ve bazı testler, gerçekte doğru olan H_0 hipotezini red oranları ve gerçekte yanlış olan H_0 hipotezini red oranları bakımından karşılaştırılmıştır.

Sonuçta, Yüzdelik testinin örneklerin seçildikleri yığınların normal dağılıma sahip olma varsayımına gerek duymadan bir çok durumda kullanılmasının uygun olduğu görülmüştür.

Bilim kodu : 205.1.066

Anahtar Kelimeler :Homojen varyans, Levene Testi, Bartlett Testi, Anomv testi, Cochran Testi, Neyman–Pearson Testi, Layard Testi, Brown–Forsythe Testi

Sayfa Adedi : 81

Tez Yöneticisi : Prof.Dr.Hamza GAMGAM

**THE QUANTILE TEST FOR THE EQUALITY OF DISPERSIONS
AND A COMPARISON WITH THE OTHER TESTS**

(M.Sc.Thesis)

Emrah ÖKSÜZ

**GAZİ UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY**

February 2007

ABSTRACT

The aim of this study is to present the Quantile test which is developed as an alternative to the tests like F Test, Bartlett Test and Levene Test that are used in testing the hypothesis of the equality of variances by the samples drawn from populations in variance analysis. In the first chapter, the studies related to homogeneity of variances are considered. In the second chapter, the test for the hypothesis of the equality of two-population dispersion parameters is examined in two parts, the tests that need the normal distribution assumption and the tests that do not need the normal distribution assumption. In the third chapter, some derived tests of hypothesis about the equality of the dispersion parameters of k populations are examined in two parts, the tests that need normal distribution assumption and the tests that do not need normal distribution assumption. The Quantile test which is also the main purpose of this study, derived for k population has been explained in the fourth chapter. In addition to various explanations, a simulation study has also been conducted concerning the Quantile test. In the final chapter the Quantile test and some other tests are compared with a simulation study with respect to the reject rates for the null hypothesis which is essentially true and the reject rates for the null hypothesis which is essentially false.

As a result, it has been found that the Quantile test is appropriate for most of the situations where the populations, from which samples are drawn, do not require the assumption of normal distribution.

Science Code : 205.1.066
Key Words : Homogeneity Variance, Levene Test, Bartlett Test, Anomv Test, Cochran Test, Neyman–Pearson Test, Layard Test, Brown–Forsythe Test.
Number of pages : 81
Adviser : Prof.Dr. Hamza GAMGAM

TEŞEKKÜR

Bu çalışmada bana sonsuz sabır gösteren, her zaman anlayışlı davranarak bilgi ve deneyimleriyle beni yönlendiren, çalışmalarının yoğunluğuna rağmen zaman ayırarak her konuda yardımını esirgemeyen Sayın Prof.Dr.Hamza GAMGAM'a ve eşim M.Fülay ÖKSÜZ'e teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	vi
TEŞEKKÜR.....	viii
İÇİNDEKİLER.....	ix
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	xi
ŞEKİLLERİN LİSTESİ.....	xii
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xiii
1. GİRİŞ.....	1
2. İKİ YIĞININ DAĞILIŞ PARAMETRELERİNİN EŞİTLİĞİ İÇİN BAZI TESTLER.....	6
2.1. Normal Dağılım Varsayımı Gerektiren Testler.....	6
2.1.1. F testi.....	6
2.2. Normal Dağılım Varsayımı Gerektirmeyen Testler.....	8
2.2.1. Mood testi.....	8
2.2.2. Savage testi.....	10
2.2.3. Siegel–Tukey testi.....	11
2.2.4. Freund–Ansari–Bradley testi.....	14
2.2.5. Yüzdelik testi.....	16
2.3. Yüzdelik Testi İçin Shoemaker(1995)'in Simülasyon Çalışması Sonuçları.....	19
2.4. Uygulama.....	21
2.4.1. F testi.....	21
2.4.2. Yüzdelik testi.....	23

Sayfa

3. K YIĞININ DAĞILIŞ PARAMETRELERİNİN EŞİTLİĞİ İÇİN BAZI TESTLER.....	26
3.1. Normal Dağılım Varsayımı Gerektiren Testler.....	26
3.1.1. Bartlett testi.....	26
3.1.2. Hartley veya F_{maks} testi.....	27
3.1.3. Neyman–Pearson testi.....	28
3.1.4. Anomv testi.....	29
3.1.5. Cochran testi.....	30
3.2. Normal Dağılım Varsayımı Gerektirmeyen Testler.....	30
3.2.1. Levene testi.....	30
3.2.2. Brown–Forsythe testi.....	32
3.2.3. Jackknife testi.....	32
3.2.4. Layard χ^2 testi.....	34
4. YÜZDELİK TESTİ.....	35
4.1. Yüzdelik Testi İçin Yapılmış Simülasyon Çalışması Sonuçları.....	38
4.2. Uygulama.....	41
4.2.1. 10 ncu yüzdelik testi.....	42
4.2.2. 25 nci yüzdelik testi.....	46
4.2.3. 40 ncı yüzdelik testi.....	48
5. SİMÜLASYON ÇALIŞMASI	52
6. SONUÇ VE ÖNERİLER.....	76
KAYNAKLAR	79
ÖZGEÇMİŞ.....	81

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 2.1. Siegel–Tukey testi için, ağırlık katsayılarının sıralanışı(n çift iken).....	12
Çizelge 2.2. Yüzdelik testi ve F testinin karşılaştırılması için simülasyon çalışması sonuçları.....	20
Çizelge 2.3. Gözlemciler için ürünleri yanlış değerlendirme sonuçları.....	21
Çizelge 2.4. Merkezileştirilmiş veri.....	23
Çizelge 2.5. Merkezileştirilmiş ve sıralanmış veri.....	23
Çizelge 4.1. Yüzdelik testi için frekanslar.....	36
Çizelge 4.2. Shoemaker(2003)'in simülasyon çalışması sonuçları.....	39
Çizelge 4.3. Farklı derinliklerde ölçülen aldrin konsantrasyonu değerleri.....	41
Çizelge 4.4. Merkezileştirilmiş veri.....	43
Çizelge 4.5. Yüzdelik testi için merkezileştirilmiş ve sıralanmış veri.....	43
Çizelge 4.6. 10'ncu yüzdelik testi için frekanslar.....	45
Çizelge 4.7. 25 nci yüzdelik testi için frekanslar.....	47
Çizelge 4.8. 40 ncı yüzdelik testi için frekanslar.....	48
Çizelge 5.1. Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda gerçekte doğru olan H_0 hipotezini red oranları.....	54
Çizelge 5.2. Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları.....	65

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 4.1. Üç derinlik düzeyinde aldrin konsantrasyonu için kutu grafiği.....	42

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış bazı simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Simgeler	Açıklama
a_i	Ağırlık katsayısı
k	Örnek sayısı
α	Anlamlılık düzeyi
$(1 - \beta)$	Testin gücü
#	Frekans
n	Örnek hacmi
v	Serbestlik derecesi
$\lfloor np+1 \rfloor$	$(np+1)$ 'den küçük en büyük tamsayı
$\lceil n(1-p)+1 \rceil$	$n(1-p)+1$ 'den büyük en küçük tamsayı

Kısaltmalar	Açıklama
AS	Alt sınır
AV	Anomv testi
B	Beta dağılımı
Bart	Bartlett testi
BF	Brown–Forsythe testi
Bud.Ort.	Budanmış aritmetik ortalama
C	Cochran testi
F_n	Freund–Ansari–Bradley testi
F_{maks}	Hartley testi

Kısaltmalar	Açıklama
J	Jackknife testi
Lapl	Laplace dağılımı
Lev	Levene testi
M_n	Mood testi
N	Standart Normal dağılım
NP	Neyman–Pearson testi
S'	Layard testi
S_n	Siegel–Tukey testi
S_p^2	Birleştirilmiş varyans
SV	Savage testi
t	t dağılımı
T	Mann–Whitney testi
Tri	Üçgensel dağılım
D	Düzgün dağılım
US	Üst sınır
Q	Yüzdelik test istatistiği

1. GİRİŞ

İkiden fazla yığın ortalamasının eşitliğinin testinde kullanılan varyans analizi istatistikte oldukça yaygın olan bir analiz yöntemidir. Bu yöntemde, Normal dağılım gösteren yığınlardan alınan örneklerdeki bilgi ile yığın ortalamalarının eşitliğinin testinde F istatistiği kullanılır. Ancak, bu analizin uygulanabilmesi için, örneklerin geldikleri yığınların Normal dağılıma sahip olması, etkilerin toplanabilir olması, gözlemlerin bağımsız olması ve örneklerin geldikleri yığınların varyanslarının homojen olması varsayımlarının sağlanması gerekir [Keskin, 2002]. Bunlardan, örneklerin geldikleri yığınların Normal dağılıma sahip olması ve örneklerin geldikleri yığınların varyanslarının homojen olması varsayımlarının oldukça önemli olduğu söylenebilir. Ancak, etkilerin toplanabilirliği varsayımının sağlanmaması durumunda hata varyanslarının heterojenliği ile karşılaşılabilir. Bu durum gözlemlerin hata varyansına olan ortak katkılarının yanlış tahmin edilmesine yol açabilmektedir. Ancak Uygun deney tasarımının seçilmesi ile gözlemlerin bağımsızlığı varsayımının sağlanması yerine getirilebilir [Keskin, 2002].

Varyans analizinde varyansların homojenliği varsayımının sağlanmaması, özellikle gözelerin örnek hacimleri eşit olmadığında, testin nominal α düzeyi üzerinde ciddi etkilere neden olmaktadır [Shoemaker, 2003]. Varyansların homojenliğini test etmede F testi ve Bartlett testi kullanılabilir. Ancak, bu iki test de örneklerin geldikleri yığınların dağılımlarının Normal olduğu varsayımına oldukça duyarlıdır. Dağılımların Normal olmaması durumunda, testin gerçek anlamlılık düzeyi varsayılan değerinden ciddi şekilde farklılık göstermektedir [Shoemaker, 2003].

Bununla birlikte yukarıda bahsedilen F testi ve Bartlett testi dışında yığın varyanslarının homojenliğini test etmeye yönelik, farklı durumlarda uygulanabilecek ve birçoğu birbirinin değişik hali olan 60'a yakın sayıda test istatistiği geliştirilmiştir [Keskin, 2002]. Bunlardan bazıları; Levene testi, Jackknife testi, Brown–Forsythe testi, Cochran testi, Mood testi, Siegel–

Tukey testi, Anomv testi, Klotz testi, Freund–Ansari–Bradley testi ve Neyman–Pearson testi olarak verilebilir. Uygulanan testler sonucunda verilecek kararlar, örneklerin geldikleri yığınlardan, örnek sayısından ve örnek hacimlerinden etkilenebilmektedir. Bu nedenle hangi durumda hangi testin uygulanması gerektiğine karar verilmesi zorlaşmaktadır. Bazı testler uygulandığında varyansların homojen olduğu sonucuna ulaşılırken diğer bazı testler uygulandığında ise varyansların homojen olmadığı sonucuna varılabilmektedir. Bu durumda hangi testin uygulanabileceğinin kapsamlı şekilde incelenmesi gerekmektedir [Keskin, 2002].

Bu testlere alternatif olarak, Shoemaker(1995) tarafından örnek yüzdelerine dayalı iki yığın dağılımlarındaki(yayımlarındaki) farklılığı belirlemek için iki örnek Yüzdelik testi geliştirilmiştir. Bu testte önce örnekler kendi medyanlarından çıkartılarak merkezileştirilir. $0 < p < 0,5$ olmak üzere, iki örnek birleştirilir ve bu örnek için p'nci ve (1-p)'nci yüzdelik değerleri belirlenir. Test istatistiği, birinci örnekte p'nci yüzdelikten küçük veya eşit ve (1-p)'nci yüzdelikten büyük veya eşit olan gözlemlerin sayısıdır. Test istatistiğinin değeri yeteri kadar küçük veya yeteri kadar büyük ise, dağılımların eşitliğini belirten sıfır hipotezi reddedilir [Shoemaker, 1995]. Bu test istatistiği hipergeometrik dağılıma sahiptir. Yüzdelik testinin, örnek yüzdeleri arasındaki farkı test etmede kolayca hesaplanabilmesi önemli bir avantajdır. Çeyreklikler yerine daha uç yüzdelikler kullanıldığında test en iyi sonucu vermektedir. Dağılımların eşitliği için çeşitli iki örnek testlerinin karşılaştırıldığı simülasyon çalışmasında, örnekler ince kuyruklu dağılımlardan seçildiğinde, Yüzdelik testinin en iyi test olduğu ortaya çıkmıştır [Shoemaker, 1995].

1972'de Hall tarafından yapılan çalışmada, değişik basıklık katsayılarına ilişkin, Normal dağılıma sahip yığınlardan aldığı örnek verilerine Bartlett, Box–Anderson, Jackknife, Levene, Box ve Moses testlerini uygulamıştır. I. tip hata ve testin gücü bakımından değerlendirdiğinde genel olarak, Jackknife testinin en iyi sonucu verdiğini göstermiştir [Keskin, 2002].

Gartside (1972) Normal dağılıma sahip yığınlardan alınan örnek verilerine, Bartlett, Cochran, F_{maks} , Cadwell ve Log–anova yöntemlerini uygulayarak I. tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırmıştır. $n=16$ olduğunda Bartlett testinin en iyi olduğunu vurgulamıştır.

Mendeş (2003), çalışmasında Normal(0,1), $t(10)$ ve Beta(14,10) dağılımı gösteren yığınlardan aldığı örneklere Levene, Bartlett, Neyman Pearson ve Bartlett2 test yöntemlerini uygulamıştır. 3,4,10,20 ve 30 gözlem içeren örneklerde, ele alınan testlerin I. tip hata bakımından karşılaştırmalarını yapmıştır. Normal dağılıma sahip yığınlardan seçilen örnekler için, I. tip hatayı koruma bakımından en güvenilir sonuçları Bartlett testinin verdiğini, $t(10)$ dağılımı için en iyi sonuçları Levene testinin, en olumsuz sonuçları ise Bartlett2 ve Neyman–Pearson testlerinin verdiğini göstermiştir. Beta(14,10) dağılımından alınan örnekler ile elde edilen sonuçlara göre ise en iyi yöntemin Bartlett testi olduğunu gözlemiştir.

Keskin ve ark. (2005) yaptıkları çalışmada Normal dağılım gösteren yığından seçtikleri 3 ve 5 hacimli örnek verilerine, Bartlett, Cochran, F_{maks} , Levene, Brown–Forsythe ve Satterwaite test yöntemlerini uygulayarak, I.tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırmışlardır. Eşit hacimli örnek olmak şartıyla, Bartlett, Cochran ve F_{maks} testlerinin diğer testlere göre daha iyi sonuçlar verdiklerini ve kullanılabileceklerini vurgulamışlardır. Levene testinde örnek hacminin artmasıyla birlikte I.tip hata değerinin de artmakta olduğunu ifade etmişlerdir. Cochran testi ile F_{maks} testinden elde edilen sonuçlar I. tip hata bakımından benzer ise de, testlerinin güçleri açısından değerlendirdiklerinde F_{maks} testinin daha iyi olduğunu belirtmişlerdir. Brown–Forsythe ve Satterwaite testleri için her ne kadar I. tip hatayı kararlaştırılan düzeyin altında tutabilmişlerse de genel olarak Bartlett, Cochran ve F_{maks} testleri kadar iyi sonuç veremediklerini göstermişlerdir.

1997’de Piepho yaptığı çalışmada varyansların homojenliğini test etmede kullanılan birçok test yönteminin, Normal dağılımdan sapmaya karşı duyarlı olduğunu vurgulayarak iki rank testini ve diğer bazı alternatif testleri I. tip hata ve testin gücü bakımından incelemiştir. Bunun için örnek sayısını 6, örnek hacimlerini de 10 ve 30 olarak almıştır. Log–Normal dağılımlı yığından alınan örnekler için 10000 tekrar yaparak, $\alpha = 0,01$; 0,05 ve 0,10’daki I. tip hatalarını bulmuştur. Varyans oranını 2 alarak da gerçekleşen güç değerlerini hesaplamıştır. Sonuçta, rank testlerinin karşılaştırılan I. tip hatayı koruyamadıklarını ve parametrik testlere göre güç değerlerinin genellikle düşük olduğunu belirtmiştir [Keskin, 2002].

Brown ve Forsythe (1974) ise yaptıkları simülasyon çalışmasında, Normal dağılım, t dağılımı ve Ki kare dağılımına sahip yığınlardan seçtikleri örneklerle F testi, Jackknife testi, Layard χ^2 testi ve Levene testlerini uygulayarak anlamlılık düzeylerini ve güçlerini karşılaştırmışlardır. Burada Levene testi için aritmetik ortalama, medyan ve budanmış aritmetik ortalamanın kullanıldığı üç ayrı hesaplama yapılmıştır. Örnek hacimlerinin eşit olması durumunu (10,10) ve (40,40) olarak, eşit olmaması durumunu ise (20,40) ve (10,20) olarak belirlemişlerdir. Normal dağılıma sahip yığınlardan seçilen örneklerle uygulanan test yöntemlerinin tamamının varsayılan anlamlılık düzeyini koruduklarını gözlemlemişlerdir. t dağılımından alınan örnek değerlerinde F testinin anlamlılık düzeyinin ciddi şekilde farklılık gösterdiğini, diğer testlerin ise anlamlılık düzeylerini koruduklarını belirtmişlerdir. Ki kare dağılımına sahip yığınlardan seçilen örneklerle uygulanan testlerden budanmış aritmetik ortalamanın kullanıldığı Levene testi yönteminin en iyi sonucu verdiğini gözlemişlerdir.

Görüldüğü gibi yapılan değişik çalışmalarda, farklı dağılımlardan alınan örnekler için uygulanan test yöntemlerinden, farklı sonuçlar elde edilmiştir. Dolayısıyla hangi durumda hangi testin kullanılacağına belirlenmesi daha da önem arz etmektedir.

Bu çalışmanın ikinci bölümünde, iki yığının dağılış parametrelerinin eşitliğı için geliştirilmiş bazı testler, Normal dağılım varsayımı gerektiren testler ve Normal dağılım varsayımı gerektirmeyen testler olarak iki alt başlık halinde incelenecektir. Bu testlerden bazıları, F testi, Mood testi, Savage testi, Siegel–Tukey testi, Freund–Ansari–Bradley testi ve Yüzdelik testidir. Ayrıca bu bölümde, Shoemaker (1995)'in Yüzdelik testini de kullanarak yaptığı simülasyon çalışması üzerinde durulacaktır. Bölümün sonunda ise bir uygulama yapılacaktır.

Üçüncü bölümde, k yığının dağılış parametrelerinin eşitliğı için geliştirilmiş bazı testler, yine Normal dağılım varsayımı gerektiren testler ve Normal dağılım varsayımı gerektirmeyen testler olarak iki alt başlık halinde incelenecektir. Bu testlerden bazıları, Bartlett testi, Hartley (F_{maks}) testi, Neyman–Pearson testi, Cochran testi, Levene testi, Anomv testi, Jackknife testi ve Layard χ^2 testidir.

Dördüncü bölümde, k yığın için varyansların homojenliğinin test edilmesinde kullanılan testlere alternatif olarak geliştirilen Yüzdelik testi açıklanacaktır. Ayrıca bu bölümde, Shoemaker (2003) tarafından Yüzdelik testini de kullanarak yapılan simülasyon çalışması üzerinde durulacaktır. Bölümün sonunda ise 10'ncu, 25'nci ve 40'nci yüzdelikleri kullanarak bir uygulama yapılacaktır.

Beşinci bölümde ise, 5'nci Yüzdelik testi, 10'ncu Yüzdelik testi, 25'nci Yüzdelik testi, Bartlett testi, Brown–Forsythe testi, Levene testi, Cochran testi, Anomv testi, Layard testi ve Neyman–Pearson testlerini doğru olan H_0 hipotezini reddetme oranı ve yanlış olan H_0 hipotezini reddetme oranı bakımından karşılaştırmak amacıyla bir simülasyon çalışması yapılmıştır.

2. İKİ YIĞININ DAĞILIŞ PARAMETRELERİNİN EŞİTLİĞİ İÇİN BAZI TESTLER

İki yığının dağılış parametrelerinin eşitliği hipotezinin test edilmesinde yaygın olarak kullanılan klasik yöntem, örnek varyanslarının oranına dayanan F testidir. Bu test örneklerin seçildikleri yığınların dağılımlarının Normal olduğu varsayımına dayanır. Bu varsayımın sağlanmadığı durumlarda ve en az sıralama ölçme düzeyinde ölçek kullanıldığında ise parametrik olmayan testlerin kullanılması da söz konusu olabilmektedir. Bu testlerden bazıları, Mood testi, Savage testi, Siegel–Tukey testi, Klotz testi, Moses testi, Freund–Ansari–Bradley testi ve Sukhatme testidir. Bu bölümde iki yığın için varyansların eşitliği hipotezini test etmede kullanılan testler, Normal dağılım varsayımı gerektiren testler ve Normal dağılım varsayımı gerektirmeyen testler olarak iki alt başlık halinde incelenecektir. Ayrıca bu testlere alternatif olarak geliştirilmiş olan iki yığın dağılış parametrelerinin eşitliği için Normal dağılım varsayımına dayalı olmayan Yüzdelik testi de yine bu bölümde açıklanacaktır. Bölümün sonunda Shoemaker (1995)'in Yüzdelik testini de kullanarak yaptığı simülasyon çalışması üzerinde durulduktan sonra F testi ve Yüzdelik testi için bir uygulama yapılacaktır.

2.1. Normal Dağılım Varsayımı Gerektiren Testler

2.1.1. F testi

$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ hipotezini test etmek için $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ve $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ dağılımlarından seçilen n_1 ve n_2 hacimli bağımsız örnekler,

$$X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$$

ve

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$$

olsun.

σ_1^2 ve σ_2^2 parametrelerinin sapmasız tahminleri olan S_1^2 ve S_2^2 istatistikleri

$$S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 \quad (2.1)$$

ve

$$S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (2.2)$$

olarak tanımlanır. Her iki örnek de Normal dağılımdan geldiği için

$$\frac{S_1^2 (n_1 - 1)}{\sigma_1^2} \sim \chi_{n_1 - 1}^2 \quad (2.3)$$

ve

$$\frac{S_2^2 (n_2 - 1)}{\sigma_2^2} \sim \chi_{n_2 - 1}^2 \quad (2.4)$$

olduğu bilinir. Buna göre yokluk hipotezinin testi için kullanılacak F istatistiği

$$\frac{\chi_{n_1 - 1}^2 / n_1 - 1}{\chi_{n_2 - 1}^2 / n_2 - 1} \sim F_{n_1 - 1, n_2 - 1} \quad (2.5)$$

veya

$$\frac{\frac{S_1^2 (n_1 - 1)}{\sigma_1^2 (n_1 - 1)}}{\frac{S_2^2 (n_2 - 1)}{\sigma_2^2 (n_2 - 1)}} \sim F_{n_1 - 1, n_2 - 1} \quad (2.6)$$

olarak tanımlanır. Yokluk hipotezinin doğruluğu altında, $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ olduğundan test istatistiği,

$$F_{n_1-1, n_2-1} \sim \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad (2.7)$$

olarak elde edilir [Smith, 1997].

2.2. Normal Dağılım Varsayımı Gerektirmeyen Testler

2.2.1. Mood testi

İki dağılım parametresinin eşitliğinin testi için ilgili yığınlardan seçilen bağımsız örnekler,

$$X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$$

ve

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$$

olsun.

Bu test için ilgili değişkenin sürekli olduğu, ölçme düzeyinin en az sıralama olduğu ve yığın medyanlarının aynı olduğu varsayılır [Gamgam, 1989]. Mood test istatistiğini tanımlamak için öncelikle iki örnek birleştirilerek $n_1 + n_2 = n$ hacimli “birleştirilmiş örnek” elde edilir ve sonra bu birleştirilmiş örnekteki birimler küçükten büyüğe doğru sıralanır. Bu dizi için ortalama sıra sayısı, ilk n tamsayının ortalaması olan, $((n+1)/2)$ ’dir. Birleştirilmiş örnekteki birimler küçükten büyüğe doğru sıralandığında i ’nci sırada olan birimin, sıra sayıları ortalaması olan $((n+1)/2)$ ’ye uzaklığı $(i - (n+1)/2)$ ile ifade edilir.

Buna göre Mood’un M_n istatistiği,

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{Birleştirilmiş örnekteki birimler küçükten büyüğe doğru sıralandığında } i. \\ & \text{sıradaki birim } X \text{ gözlemi ise} \\ 0, & \text{Aksi halde} \end{cases}$$

olmak üzere,

$$M_n = \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right)^2 z_i \quad (2.8)$$

olarak tanımlanır.

$\left(i - \frac{n+1}{2} \right)^2$ terimi ağırlık katsayısı, a_i , olarak adlandırılır ve bu katsayı uçlarda büyük değerler aldığı için M_n 'in büyük değerleri X 'in dağılışının daha büyük olduğunu ifade eder. Bu istatistiğin olasılık dağılımı, H_0 altında, küçük örnek hacimleri için çıkartılabilir.

M_n istatistiğinin beklenen değeri ve varyansı, sırasıyla,

$$E(M_n) = \frac{n_1(n^2 - 1)}{12} \quad (2.9)$$

ve

$$Var(M_n) = \frac{n_1 n_2 (n+1)(n^2 - 4)}{180} \quad (2.10)$$

olmak üzere, yeterince büyük hacimli örnekler için

$$M_n \sim N(E(M_n), Var(M_n)) \quad (2.11)$$

olduğu bilinir. Buna göre yeterince büyük hacimli örnekler için, $n > 30$ iken

$$\frac{M_n - \frac{n_1(n^2 - 1)}{12}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n+1)(n^2 - 4)}{180}}} = z \sim N(0,1) \quad (2.12)$$

ve

$20 < n < 30$ iken,

$$\frac{M_n - \frac{n_1(n^2-1)}{12}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n+1)(n^2-4)}{180}}} + \frac{1}{\sqrt{\frac{2n_1 n_2 (n+1)(n^2-4)}{180}}} = z \sim N(0,1) \quad (2.13)$$

olur [Daniel, 1978].

2.2.2. Savage testi

Bu test de, Mood testinde olduğu gibi ilgili değişkenin ölçme düzeyinin en az sıralama ölçme düzeyinde olması yeterli olmaktadır. İki örnek birleştirilerek önce birleştirilmiş örnek oluşturulur ve sonra bu birleştirilmiş örnekteki birimler küçükten büyüğe doğru sıralanır.

$$a_i = \sum_{j=n-i+1}^n \frac{1}{j} \quad (2.14)$$

ve

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{Birleştirilmiş örnekteki birimler küçükten büyüğe doğru sıralandığında i.} \\ & \text{sıradaki birim X gözlemi ise} \\ 0, & \text{Aksi halde} \end{cases}$$

olmak üzere, Savage test istatistiği

$$SV = \sum_{i=1}^n a_i z_i \quad (2.15)$$

şeklinde tanımlanır. Bu test istatistiğinin olasılık dağılımı küçük hacimli örnekler için çıkartılabilir.

Savage test istatistiğinin beklenen değeri ve varyansı,

$$E(SV) = n_1 \quad (2.16)$$

ve

$$Var(SV) = \frac{n_1 n_2}{n-1} \left[1 - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (1/j) \right] \quad (2.17)$$

olmak üzere, merkezi limit kuramı gereğince büyük hacimli örnekler için

$$SV \sim N(E(SV), Var(SV)) \quad (2.18)$$

olur ve

$$\frac{SV - E(SV)}{\sqrt{Var(SV)}} = z \sim N(0,1) \quad (2.19)$$

olarak tanımlanan istatistik 0 ortalama ve 1 varyanslı standart Normal değişkendir[Gastwirth ve Mahmoud, 1986].

2.2.3. Siegel–Tukey testi

Siegel–Tukey, Wilcoxon skorlarını, yani $1, 2, \dots, n-1, n$ tamsayılarını, dağılıştaki farklılığı yansıtacak şekilde yeniden düzenleyerek bunları ağırlık katsayıları olarak kullanmışlardır. Birleştirilmiş örnek hacmi olan n çift ise bu ağırlık katsayılarının sıralanışı Çizelge 2.1’de verilmiştir.

Çizelge 2.1.Siegel–Tukey testi için ağırlık katsayılarının sıralanışı (n çift iken)

i	1	2	3	4	5	...	$n/2$	...	$n-4$	$n-3$	$n-2$	$n-1$	n
a_i	1	4	5	8	9		n		10	7	6	3	2

n tek ise X ve Y gözlemleri ortak sıralandığında ortadaki gözlem atılır ve aynı ağırlık katsayıları kullanılır.

Bu ağırlık katsayıları,

$$a_i = \begin{cases} 2i & , \quad i \text{ çift ve } 1 < i \leq n/2 \text{ ise} \\ 2i-1 & , \quad i \text{ tek ve } 1 \leq i < n/2 \text{ ise} \\ 2(n-i)+2 & , \quad i \text{ çift ve } n/2 < i \leq n \text{ ise} \\ 2(n-i)+1 & , \quad i \text{ tek ve } n/2 < i < n \text{ ise} \end{cases} \quad (2.20)$$

ile bulunur.

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{Birleştirilmiş örnekteki birimler küçükten büyüğe doğru sıralandığında i.} \\ & \text{sıradaki birim X gözlemi ise} \\ 0, & \text{Aksi halde} \end{cases}$$

olmak üzere, Siegel–Tukey test istatistiği

$$S_n = \sum_{i=1}^n a_i z_i \quad (2.21)$$

olarak tanımlanır.

Siegel–Tukey testinde ağırlık katsayıları uçlarda küçük değer aldıklarından, Mood testinin tersine, S_n istatistiğinin küçük değerleri X 'in (1'nci yığının) dağılışının daha büyük olduğunu belirtmektedir.

Küçük hacimli örnekler için S_n istatistiğinin olasılık dağılımı çıkarılabilir. Mann–Whitney test istatistiği T olmak üzere,

$$S_n = T + \frac{n_1(n_1+1)}{2} \quad (2.22)$$

dir. Bu nedenle bir çok ders kitabında mevcut olan T istatistiğinin dağılımına ilişkin kritik değerler basit bir düzenleme ile Siegel–Tukey testi için kullanılabilir.

Siegel–Tukey test istatistiğinin beklenen değeri ve varyansı,

$$E(S_n) = \frac{n_1(n+1)}{2} \quad (2.23)$$

ve

$$Var(S_n) = \frac{n_1 n_2 (n+1)}{12} \quad (2.24)$$

olmak üzere, n_1 ve n_2 yeteri kadar büyük ise,

$$S_n \sim N\left(\frac{n_1(n+1)}{2}, \frac{n_1 n_2 (n+1)}{12}\right) \quad (2.25)$$

olur.

Buna göre yeterince büyük hacimli örnekler için test istatistiği olarak

$$\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{Var(S_n)}} = z \sim N(0,1) \quad (2.26)$$

elde edilir [Sheskin, 2004].

2.2.4. Freund–Ansari–Bradley testi

Freund–Ansari–Bradley testinde de iki örnek birleştirilerek birimler küçükten büyüğe doğru sıralanır. Bu sıralamada i 'nci sırada olan birimin sıra sayısı ortalaması olan $((n+1)/2)$ ile farkının mutlak değeri olarak tanımlanan

$\left| i - \frac{n+1}{2} \right|$ terimi, ağırlık katsayısı olarak kullanılır.

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{Birleştirilmiş örnekteki birimler küçükten büyüğe doğru sıralandığında } i. \\ & \text{sıradaki birim X gözlemi ise} \\ 0, & \text{Aksi halde} \end{cases}$$

ve

$$a_n = \sum_{i=1}^n \left| i - \frac{n+1}{2} \right| z_i = (n+1) \sum_{i=1}^n \left| \frac{i}{n+1} - \frac{1}{2} \right| z_i \quad (2.27)$$

olmak üzere, Freund–Ansari–Bradley test istatistiği,

$$F_n = \sum_{i=1}^n \left(\frac{n+1}{2} - \left| i - \frac{n+1}{2} \right| \right) z_i = \frac{n_1(n+1)}{2} - a_n \quad (2.28)$$

olarak tanımlanır.

F_n test istatistiği için aşağıdaki eşitlik de yazılabilir.

$$F_n = \sum_{n=1}^{[(n+1)/2]} i z_i + \sum_{i=[(n+1)/2]+1}^n (n-i+1) z_i \quad (2.29)$$

Bu tanıma göre, birleştirilmiş örnekte, n çift iken, en küçük ve en büyük değerli olanlara 1 sıra sayısı, geri kalanlar içinde en küçük ve en büyük olanlar 2 sıra sayısı, ... ve ortadaki ikisine de $n/2$ sıra sayıları atanır. n tek

ise ortada kalana $(n+1)/2$ sıra sayısı verilir ve her iki yöne doğru azalan sıra sayıları kullanılır.

Freund–Ansari–Bradley test istatistiğinin olasılık dağılımı küçük hacimli örnekler için çıkarılabilir. Birleştirilmiş örnek hacmi olan n çift ise beklenen değeri ve varyansı,

$$E(F_n) = \frac{n_1(n+2)}{4} \quad (2.30)$$

ve

$$Var(F_n) = \frac{n_1 n (n^2 - 4)}{48(n-1)} \quad (2.31)$$

şeklinde tanımlanırken, n tek ise beklenen değer ve varyans,

$$E(F_n) = \frac{n_1(n+1)^2}{4n} \quad (2.32)$$

ve

$$Var(F_n) = \frac{n_1 n_2 (n+1)(n^2 + 3)}{48n^2} \quad (2.33)$$

şeklinde tanımlanır.

n_1 ve n_2 yeteri kadar büyük olduğunda,

$$F_n \sim N(E(F_n), Var(F_n)) \quad (2.34)$$

olur ve

$$\frac{F_n - E(F_n)}{\sqrt{Var(F_n)}} = z \sim N(0,1) \quad (2.35)$$

olarak tanımlanan istatistik 0 ortalama ve 1 varyanslı standart Normal değişkendir [Gibbons ve Chakraborti, 2003].

2.2.5. Yüzdelik testi

İki yığının dağılımlarının eşitliğinin test edilmesinde kullanılan testlere alternatif olarak Shoemaker (1995) iki örnek yüzdelik testini geliştirmiştir.

n_1 ve n_2 hacimli iki bağımsız örnek

$$X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$$

ve

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$$

olsun. Birinci örneğin medyanı $\tilde{X}$, ikinci örneğin medyanı $\tilde{Y}$ olmak üzere, her bir örnekteki birimler kendi medyanlarından çıkartılarak veri merkezileştirilir. Bu merkezileştirme yöntemi birinci ve ikinci örnekler için

$$X'_i = X_i - \tilde{X}, \quad i = 1, \dots, n_1$$

ve

$$Y'_i = Y_i - \tilde{Y}, \quad i = 1, \dots, n_2$$

olarak ifade edilebilir.

Merkezeleştirilmiş bu iki örnek birleştirilir ve bu birleştirilmiş örnek için sıralı istatistikler oluşturulur.

$n_1 + n_2 = n$ hacimli birleştirilmiş örnek

$$\{X'_1, X'_2, \dots, X'_{n_1}, Y'_1, Y'_2, \dots, Y'_{n_2}\} = Z_i, \quad i = 1, \dots, n$$

ile,

Z_i için sıralı istatistikler de,

$$Z_{(1)} < Z_{(2)} < \dots < Z_{(n)} \quad (2.36)$$

ile gösterilsin.

$0 < p < 0,5$ olarak seçilsin. Buna göre birleştirilmiş örneğin p 'nci yüzdeliği için, $r = \lfloor np + 1 \rfloor$ olmak üzere, $Z_p(n) = Z_{(r)}$ şeklinde tanımlansın. $\lfloor np + 1 \rfloor$ terimi $(np + 1)$ 'den küçük olan en büyük tamsayıyı ifade etmektedir. Buna göre birleştirilmiş veri için r 'nci sıralı istatistik yani $Z_{(r)}$ ilk kritik nokta olarak belirlenir.

Benzer şekilde, $s = \lfloor n(1 - p) + 1 \rfloor$ olmak üzere, $(1 - p)$ 'nci yüzdelik için de $Z_{(1-p)}(n) = Z_{(s)}$ olarak tanımlansın. $\lfloor n(1 - p) + 1 \rfloor$ terimi $(n(1 - p) + 1)$ 'den küçük olan en büyük tamsayıyı ifade etmektedir. Buna göre birleştirilmiş veri için s 'nci sıralı istatistik yani $Z_{(s)}$ değeri ikinci kritik nokta olarak belirlenir.

Bu durumda Yüzdelik test istatistiği,

$$W = \#\{X_i : X_i \leq Z_{(p)}(n) \text{ veya } X_i \geq Z_{1-p}(n)\} \quad (2.37)$$

olarak tanımlanır[Shoemaker,1995]. Bu istatistik, n_1 birimlik birinci örnek içinde ilk kritik nokta değerinden küçük veya eşit ve ikinci kritik nokta değerinden büyük veya eşit olan birimlerin sayısını belirtir. W çok küçük veya çok büyük bir değer ise varyansların eşitliği şeklinde ifade edilen H_0 yokluk hipotezi reddedilir [Shoemaker, 1995].

Yüzdelik test istatistiği hipergeometrik dağılıma sahiptir. Buna göre bu istatistik için olasılık fonksiyonu, (np) 'den büyük olan en küçük tamsayı $\lceil np \rceil$

$$t = r + n - s + 1 = \lfloor np + 1 \rfloor + \lceil np \rceil \quad (2.38)$$

$$w \leq n_1,$$

ve

$$t - w \leq n_2$$

olmak üzere,

$$P(W = w) = \frac{\binom{n_1}{w} \binom{n_2}{t-w}}{\binom{n}{t}}, \quad w = 0, \dots, t \quad (2.39)$$

şeklinde ifade edilir[Shoemaker, 1995]. n_1 ve n_2 çok büyük olmadıkça W istatistiğinin olasılık dağılımı ve bu dağılımdan elde edilen kritik değerler Eş. 2.39 ile kolayca oluşturulabilir.

2.3. Yüzdelik Testi İçin Shoemaker(1995)'in Simülasyon Çalışması Sonuçları

Shoemaker(1995), Yüzdelik testi için yaptığı simülasyon çalışmasında birbirinden farklı sekiz dağılımdan (Üstel dağılım, Laplace dağılımı, t dağılımı, Standart Normal dağılım, farklı parametrelili iki Beta dağılımı, Düzgün dağılım ve Üçgensel dağılım) alınan 10, 25 ve 50 birimlik örnekler F testi ve Yüzdelik testi yöntemlerini uygulamıştır. Elde edilen sonuçlar Çizelge 2.2'de verilmiştir. Anlamlılık düzeylerinin 0,05'e oldukça yakın olabildiğini sağlayabilmek amacıyla, nominal düzeylerini, örnek hacmi 10 olduğunda $\alpha = 0,0867$ olarak, örnek hacmi 25 olduğunda Yüzdelik testi için $\alpha = 0,0181$ ve F testi için $\alpha = 0,0223$ olarak ve örnek hacmi 50 olduğunda ise $\alpha = 0,0278$ olarak belirlemiştir.

Çizelge 2.2 incelenirse aşağıdaki bulgulara ulaşılır. Çizelge 2.2'de parantez içindeki değerler 10000 tekrarda gerçekte yanlış olan H_0 hipotezini red oranlarını ve alttaki değerler ise gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranlarını göstermektedir.

Üstel dağılıma sahip yığınlardan alınan örnekler uygulanan her iki test yönteminde de, bütün örnek hacimleri için doğru olan H_0 hipotezini red oranları testte kullanılan α düzeyinden oldukça farklı değer aldığı görülmektedir. Örnek hacmi 10 olduğunda uygulanan Yüzdelik testi, bütün dağılımlar için belirlenen nominal düzeylerine yakın değerler almışlardır. F testi ise sadece Normal dağılımdan alınan örnekler uygulandığında anlamlılık düzeyini korurken, diğer dağılımlar için anlamlılık düzeyini koruyamamaktadır. Aynı durum diğer örnek hacimleri için de geçerlidir. Yüzdelik testi sadece Üstel dağılımda ciddi farklılık göstermektedir. Normal dağılımdan seçilen örnek hacmi 10 ve 50 olduğunda Yüzdelik testi, F testinden daha güvenilir sonuçlar verirken, örnek hacmi 25 olduğunda, F testi yüzdelik testinden daha güvenilir sonuçlar vermektedir.

Testlerin güçleri açısından karşılaştırma yapıldığında, bir çok durumda birbirine yakın değerler almalarına rağmen, Normal dağılımdan alınan örneklerde F testinin, Yüzdelik testinden daha üstün olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlara göre, F testi sadece Normal dağılımdan alınan örneklerle uygulanabilirken, Yüzdelik testinin Üstel dağılım haricindeki diğer dağılımlara uygulanabileceği görülmektedir.

Çizelge 2.2. Yüzdelik testi ve F testinin karşılaştırılması için Shoemaker(1995)'in simülasyon çalışması sonuçları

	Üstel	Laplace	t(5)	N(0,1)	B(4,4)	B(2,2)	Tri	D(0,1)
n=10 $\alpha=0,087$								
10. Yüzdelik	(0,263) 0,174 *	(0,171) 0,089	(0,204) 0,092	(0,193) 0,080	(0,226) 0,077	(0,250) 0,074	(0,232) 0,091	(0,277) 0,070
F	(0,414) 0,303 *	(0,344) 0,216 *	(0,356) 0,192 *	(0,263) 0,074	(0,215) 0,060 *	(0,226) 0,036 *	(0,230) 0,056 *	(0,213) 0,019 *
n=25 Yüzdelik testi için $\alpha=0,0181$ F testi için $\alpha=0,0223$								
10. Yüzdelik	(0,526) 0,236 *	(0,120) 0,022	(0,159) 0,027	(0,209) 0,029	(0,259) 0,019	(0,330) 0,022	(0,265) 0,023	(0,580) 0,032
F	(0,403) 0,198 *	(0,397) 0,118 *	(0,410) 0,096 *	(0,376) 0,021	(0,354) 0,011 *	(0,326) 0,004 *	(0,333) 0,012 *	(0,292) 0,002 *
n=50 $\alpha=0,028$								
10. Yüzdelik	(0,701) 0,256 *	(0,265) 0,031	(0,307) 0,029	(0,538) 0,025	(0,704) 0,030	(0,864) 0,029	(0,724) 0,0030	(0,989) 0,035
F	(0,619) 0,232 *	(0,657) 0,138 *	(0,668) 0,158 *	(0,738) 0,022	(0,714) 0,008 *	(0,770) 0,004 *	(0,719) 0,015 *	(0,836) 0,000 *

2.4. Uygulama

1991’de McClave ve Dietrich, 12 deneyimli ve 12 deneyimsiz gözlemcinin 200 ürünü değerlendirme sonuçlarını çalışmalarında kullanmışlardır. Her bir ürün her bir gözlemci tarafından sağlam veya bozuk olarak sınıflandırılmaktadır. Veri her bir gözlemcinin yaptığı gözlem hatası sayılarını vermektedir. (bozuk bir ürünü sağlam olarak nitelemek gibi) [Shoemaker, 1995].

Çizelge 2.3. Gözlemciler için ürünleri yanlış değerlendirme sonuçları

Deneyimsiz	Deneyimli
30	31
35	18
40	19
21	20
45	19
26	25
29	10
20	17
31	15
33	24
36	28
48	21

Deneyimli ve deneyimsiz gözlemcilerin gözlem hatalarındaki değişim arasında fark olup olmadığı araştırılmak istenmektedir. Bu amaçla F testi ve Yüzdelik testine göre çözümlmeler yapılacaktır.

2.4.1. F testi

$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ hipotezini test etmek için, örnek varyansları,

$$S_1^2 = 76.6969$$

ve

$$S_2^2 = 32.9924$$

olarak hesaplanmıştır.

F test istatistiğinin değeri Eş. 2.7 kullanılarak,

$$F = \frac{76,6969}{32,9924} = 2,26406$$

olarak hesaplanmıştır.

$\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde, $n_1 - 1$ ve $n_2 - 1$ serbestlik derecelerine karşılık gelen F tablo değerleri,

$$F_{11;11;0,05} = 2,69$$

ve

$${}_{0,05}F_{11;11} = \frac{1}{2,69} = 0,37$$

olarak bulunmuştur.

$${}_{0,05}F_{11;11} = 0,37 < F = 2,26406 < F_{11;11;0,05} = 2,69$$

olduğundan $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ yokluk hipotezi $H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ hipotezine karşı reddedilemez. Buna göre deneyimli ve deneyimsiz gözlemciler için gözlem hatalarındaki dağılışın %95 güvenle farklı olmadığı söylenebilir.

2.4.2. Yüzdelik testi

Yüzdelik testi ile çözümleme yaptığımızda ilk olarak verinin medyanlara göre merkezileştirilmesi yapılır. Deneyimsiz gözlemciler için medyan 32 ve deneyimli gözlemciler için medyan 19,5 olarak bulunmuştur.

Çizelge 2.4. Merkezileştirilmiş veri

	Deneyimsiz	$X_{1i} - Medyan$	Deneyimli	$X_{2i} - Medyan$
1	30	-2	31	11,5
2	35	3	18	-1,5
3	40	8	19	-0,5
4	21	-11	20	0,5
5	45	13	19	-0,5
6	26	-6	25	5,5
7	29	-3	10	-9,5
8	20	-12	17	-2,5
9	31	-1	15	-4,5
10	33	1	24	4,5
11	36	4	28	8,5
12	48	16	21	1,5

Merkezileştirilmiş bu veri birleştirilir ve küçükten büyüğe doğru sıralanırsa,

Çizelge 2.5. Merkezileştirilmiş ve sıralanmış veri

Sıra No	$X_{ji} - Medyan$	Gözlemci
1	-12	Deneyimsiz
2	-11	Deneyimsiz
3	-9,5	Deneyimli
4	-6	Deneyimsiz
5	-4,5	Deneyimli
6	-3	Deneyimsiz
7	-2,5	Deneyimli
8	-2	Deneyimsiz
9	-1,5	Deneyimli
10	-1	Deneyimsiz
11	-0,5	Deneyimli
12	-0,5	Deneyimli

Çizelge 2.5. (Devam) Merkezileştirilmiş ve sıralanmış veri)

Sıra No	$X_{ji} - Medyan$	Gözlemci
13	0,5	Deneyimli
14	1	Deneyimsiz
15	1,5	Deneyimli
16	3	Deneyimsiz
17	4	Deneyimsiz
18	4,5	Deneyimli
19	5,5	Deneyimli
20	8	Deneyimsiz
21	8,5	Deneyimli
22	11,5	Deneyimli
23	13	Deneyimsiz
24	16	Deneyimsiz

sıralı serisi elde edilir.

$p = 0,05$ olarak seçilirse

$$r = \lfloor np + 1 \rfloor = \lfloor 24 * 0,05 + 1 \rfloor = \lfloor 2,2 \rfloor \cong 2$$

ve

$$Z_{0,05}(24) = Z_{(2)} = -11 \text{ olarak bulunur.}$$

Benzer şekilde,

$$s = \lfloor n(1 - p) + 1 \rfloor = \lfloor 24 * (1 - 0,05) + 1 \rfloor = \lfloor 23,8 \rfloor \cong 23$$

ve

$$Z_{(0,95)}(24) = Z_{(23)} = 13 \text{ olarak bulunur.}$$

$Z_{(2)} = -11$ birinci kritik noktayı ve $Z_{(23)} = 13$ de ikinci kritik noktayı göstermektedir. Örnek hacmi 12 olan merkezileştirilmiş birinci örnekte -11 'den küçük ya da eşit 2 gözlem ve 13 den büyük ya da eşit gözlem 2 olduğundan W test istatistiğinin değeri 4 olarak bulunur.

“Dağılışlarda fark yoktur” şeklinde ifade edilen yokluk hipotezi altında W test istatistiğinin olasılık dağılımının hipergeometrik dağılım olduğu daha önce belirtilmişti.

$$t = r + n - s + 1 = 2 + 24 - 23 + 1 = 4$$

olmak üzere,

$$P(W = w) = \frac{\binom{12}{w} \binom{12}{4-w}}{\binom{24}{4}} \quad w = 0, 1, 2, 3, 4$$

$$P(W = 4) = \frac{\binom{12}{4} \binom{12}{4-4}}{\binom{24}{4}}$$

$$P(W = w) = \frac{495}{10626} = 0,04658$$

elde edilir.

Buna göre $w = 4$ için p değeri=0,04658 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuçlara göre deneyimli ve deneyimsiz gözlemciler için gözlem hatalarındaki değişimin %95 güvenle farklı olduğu söylenebilir.

Buna göre F testi için $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde, deneyimli ve deneyimsiz gözlemcilerin gözlem hatalarındaki dağılışın farklı olmadığı sonucu bulunurken, Yüzdelik testi için aynı anlamlılık düzeyinde gözlem hatalarındaki dağılışın farklı olduğu sonucuna ulaşılır. Simülasyon sonuçlarından yüzdelik testinin küçük örnek hacimleri için F testinden daha güvenilir olduğu görüldüğünden dolayı, deneyimli gözlemciler ile deneyimsizler arasında gözlem hatalarındaki değişim bakımından fark olduğu sonucuna varılabilir.

3. K YIĞININ DAĞILIŞ PARAMETRELERİNİN EŞİTLİĞİ İÇİN BAZI TESTLER

İki yığının dağılış parametrelerinin eşitliği hipotezinin testi için klasik yöntem olan F testinin örneklerin geldikleri yığınların Normal dağılıma sahip olması gerektiği varsayımına dayalı olduğu daha önceki bölümde belirtilmişti. Bartlett testi bu durumu k yığına genelleştirmiştir. Levene testi ise Normal dağılım varsayımına gerek duymadan uygulanabilecek bir test olarak önerilmiştir. Bu bölümde, k yığın için geliştirilmiş olan yöntemler, Normal dağılım varsayımı gerektiren testler ve Normal dağılım varsayımı gerektirmeyen testler olarak iki alt başlık halinde incelenecektir. Bu testlerden bazıları Anomv testi, Neyman–Pearson testi, Cochran testi, Jackknife testi, Layard χ^2 testi, Hartley (F_{maks}) testi ve Brown–Forsythe testidir.

3.1. Normal Dağılım Varsayımı Gerektiren Testler

3.1.1. Bartlett testi

Bartlett testi, varyansların homojenliği hipotezini test etmede oldukça yaygın olarak kullanılan testlerden biridir. Yığınlardan seçilen örnek hacimlerinin eşit olma zorunluluğu yoktur. Bu yöntem için Normal dağılım gösteren k sayıda yığından birer örnek alındığı varsayılın. Bu örnekleri, $i = 1, 2, \dots, k$ ve $j = 1, 2, \dots, n_i$ olmak üzere, X_{ij} ile gösterelim. i 'nci örneğin ortalaması,

$$\bar{X}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}}{n_i} \quad (3.1)$$

i 'nci örneğin varyansı,

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{n_i - 1} \quad (3.2)$$

ve toplam birim sayısı

$$n = \sum_{i=1}^k n_i$$

olmak üzere, Bartlett test istatistiği,

$$B = \frac{\left((n - k) \ln \left(\frac{\sum_i v_i s_i^2}{(n - k)} \right) - \sum_i v_i \ln s_i^2 \right)}{\left(1 + \frac{\left\{ \sum_i \left(\frac{1}{v_i} \right) - \frac{1}{(n - k)} \right\}}{\{ 3 (k - 1) \}} \right)} \quad (3.3)$$

olarak tanımlanır. Bartlett test istatistiği $k-1$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir [Glaser, 1976].

3.1.2. Hartley veya F_{maks} testi

Hartley testi yığınlardan seçilen örnek hacimlerinin eşit olması durumunda kullanılmaktadır. $i=1,2,...,k$ ve $j=1,2,...,n_i$ olmak üzere i 'nci örnekteki j 'nci birim X_{ij} ile gösterilsin.

F_{maks} test istatistiği

$$F_{maks} = \frac{S_{maks}^2}{S_{min}^2} \quad (3.4)$$

olarak tanımlanır. F_{maks} istatistiğinin dağılımı 1940'da Hartley tarafından çalışılmış ve α , k ve $n-1$ 'e göre hesaplanan kritik değerler tablo biçiminde verilmiştir [Ramachandran, 1956]. F_{maks} test istatistiğinin hesaplanmasında tüm örneklerin varyansı yerine sadece en büyük ve en küçük varyansların kullanılması bir sakınca yaratmaktadır [Keskin, 2002].

3.1.3. Neyman–Pearson testi

Neyman–Pearson tarafından önerilen bu test dağılımların eşitliğini test etmede kullanılan ilk testlerden birisidir.

i 'nci örneğin serbestlik derecesi $v_i = n_i - 1$,

i 'nci örneğin varyansı S_i^2

ve

k sayıda örnek için hesaplanmış birleştirilmiş varyans,

$$S_p^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - 1) S_i^2}{n - k} \quad (3.5)$$

olmak üzere, Neyman–Pearson test istatistiği

$$NP = n \ln \left(\frac{n-k}{n} S_p^2 \right) - \sum n_i \ln \left(\frac{n_i - 1}{n_i} S_i^2 \right) \quad (3.6)$$

olarak tanımlanır. Neyman–Pearson test istatistiği $(k-1)$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir [Conover ve ark., 1981].

3.1.4. Anomv testi

Anomv testi örnek hacimleri eşit olduğunda kullanılabilecek bir test yöntemidir. $i = 1, 2, \dots, k$ ve $j = 1, 2, \dots, n_i$ olmak üzere,

i 'nci örnekteki j 'nci birim X_{ij}

i 'nci örneğin serbestlik derecesi v_i ,

i 'nci örneğin ortalaması $\bar{X}_i$,

i 'nci örneğin varyansı S_i^2 ,

ve

k sayıda örnek için hesaplanan birleştirilmiş varyans S_p^2 ile gösterilsin.

$\bar{X}_i$ Eş. 3.1 ile S_i^2 Eş. 3.2 ile ve S_p^2 'de Eş. 3.5 ile hesaplanır.

Anomv testi için,

A : α , k ve v 'ye göre düzenlenmiş Anomv tablosundaki alt sınır değerini

U : α , k ve v 'ye göre düzenlenmiş Anomv tablosundaki üst sınır değerini

k : örnek sayısını

göstermek üzere, Alt Sınır (AS) ve Üst sınır değerleri (US),

$$AS = A * k * S_p^2 \quad (3.10)$$

$$US = U * k * S_p^2 \quad (3.11)$$

olarak tanımlanır [Wludyka ve Nelson, 1997]. Örneklerden herhangi birinin varyansı hesaplanan bu sınır değerlerinin dışına düşerse, varyansların homojenliği şeklinde ifade edilen yokluk hipotezi reddedilir [Wludyka ve Nelson, 1997].

3.1.5. Cochran testi

Cochran testi, k örnekli bir denemede en büyük varyans kullanıldığından dolayı, sapan varyansı bulmaya yönelik bir test olarak değerlendirilebilir. [Keskin, 2002]. Anlamlılık düzeyini deney sonunda koruyabilmektedir. Cochran testini uygulayabilmek için örnek hacimlerinin eşit olması gerekmektedir. Cochran test istatistiği,

$$C = \frac{S_{maks}^2}{\sum_{i=1}^k S_i^2} \quad (3.7)$$

olarak tanımlanır. C istatistiğinin dağılımı Cochran (1947) tarafından çalışılmış, k ve $n-1$ 'e göre hesaplanan kritik değerler tablo halinde verilmiştir [Cochran, 1947].

3.2. Normal Dağılım Varsayımı Gerektirmeyen Testler

3.2.1. Levene testi

Levene testi dağılış parametrelerinin eşitliği hipotezinin test edilmesinde kullanılan yaygın testlerden biridir. Bu test, istatistikte kullanılan birçok paket programının standart menülerinde yer almaktadır.

$i = 1, 2, \dots, k$ ve $j = 1, 2, \dots, n_i$ olmak üzere i 'nci örnekteki j 'nci birim X_{ij} ile gösterilsin.

i 'nci örneğin ortalaması,

$$\bar{X}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}}{n_i}$$

ve

gözlemlerden ortalamaların mutlak sapmaları

$$Z_{ij} = |X_{ij} - \bar{X}_i| \quad (3.8)$$

olarak tanımlansın.

Levene testi Z_{ij} değerleri kullanılarak tek faktörlü varyans analizi yönteminin kullanılmasına dayanır [Keskin, 2002].

$$n = \sum_{i=1}^k n_i$$

$$\bar{Z}_{i.} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} Z_{ij}$$

ve

$$\bar{Z}_{..} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} Z_{ij}$$

olmak üzere,

Levene test istatistiği,

$$L = \frac{\left((n - k) \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Z}_{i.} - \bar{Z}_{..})^2 \right)}{\left((k - 1) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - \bar{Z}_{i.})^2 \right)} \quad (3.9)$$

olarak tanımlanır. Levene test istatistiği, $k - 1$ ve $n - k$ serbestlik dereceleri ile F dağılımına sahiptir [Levene, 1960].

3.2.2. Brown–Forsythe testi

Brown–Forsythe testi, Levene testine benzer şekilde tek faktörlü varyans analizi yönteminin kullanılmasına dayanır. Ancak örnek ortalamalarından sapma yerine, örnek medyanlarından mutlak değerce sapmaları alınarak elde edilen değerlere varyans analizi uygulanması ile yapılır.

$$\tilde{X}_i = \text{medyan} \{X_{1i}, \dots, X_{n_i}\}$$

ve gözlemlerden meydanların mutlak sapmaları,

$$Z_{ij} = |X_{ij} - \tilde{X}_i|$$

olmak üzere,

Brown–Forsythe istatistiği Eş. 3.9 ile tanımlanır ve $k-1$ ve $n-k$ serbestlik dereceleri ile F dağılımına sahiptir [Brown–Forsythe, 1974].

3.2.3. Jackknife testi

İlk olarak 1968’de Miller tarafından iki örnek için geliştirilen bu test daha sonra Layard(1973) tarafından k örnek için genelleştirilmiştir. Jackknife testinde, öncelikle her örnek için varyans hesaplanır. Daha sonra, her örnekteki birimlerden her defasında bir tanesi atılarak geri kalan değerlerden varyans tekrar hesaplanır. Hesaplanan bu varyans değerlerinin logaritmaları alınarak elde edilen değerle tek faktörlü varyans analizi uygulanır [Keskin, 2002].

$$\bar{X}_{i(j)} = \frac{1}{n_i - 1} \sum_{t \neq j=1}^{n_i} X_{ti} \quad (3.12)$$

ve

$$S_{i(j)}^2 = \frac{1}{n_i - 2} \sum_{t \neq j=1}^{n_i} (X_{it} - \bar{X}_{i(j)})^2 \quad (3.13)$$

değerleri i 'nci örnekteki j 'nci gözlem değeri çıkarıldığında geri kalan değerlerden hesaplanan ortalama ve varyans olmak üzere,

$$U_{ij} = n_i \log S_i^2 - (n_i - 1) \log S_{i(j)}^2 \quad i = 1, 2, \dots, k \text{ ve } j = 1, 2, \dots, n_i \quad (3.14)$$

olarak tanımlanan U_{ij} değerlerine tek yönlü varyans analizi uygulanır.

$$n = \sum_{i=1}^k n_i$$

$$\bar{U}_{..} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} U_{ij}$$

ve

$$\bar{U}_{i.} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} U_{ij}$$

olmak üzere, Jackknife test istatistiği,

$$J = \frac{\sum_{i=1}^k (\bar{U}_{i.} - \bar{U}_{..})^2 / (k-1)}{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (\bar{U}_{ij} - \bar{U}_{i.})^2 / (n-k)} \quad (3.15)$$

olarak tanımlanır.

Jackknife test istatistiği $k-1$ ve $n-k$ serbestlik dereceli F dağılımına sahiptir [Brown ve Forsythe, 1974].

3.2.4. Layard χ^2 testi

1968'de Miller tarafından geliştirilmiş Jackknife yöntemi Layard (1973) tarafından genelleştirilerek Layard χ^2 testi olarak isimlendirilmiştir [Brown ve Forsythe, 1974]. $i = 1, 2, \dots, k$ ve $j = 1, 2, \dots, n_i$ olmak üzere,

i 'nci örnekteki j 'nci birim X_{ij} ile gösterilsin.

Buna göre,

$$n = \sum_{i=1}^k n_i$$

$$\hat{\gamma} = \frac{n \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{i.})^4}{\left\{ \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{i.})^2 \right\}^2} - 3 \quad (3.16)$$

ve

$$\hat{T}^2 = 2 + \left\{ 1 - \left(\frac{k}{n} \right) \right\} \cdot \hat{\gamma} \quad (3.17)$$

olmak üzere, Layard χ^2 test istatistiği

$$S' = \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) \left[\log S_i^2 - \frac{1}{\sum_{i=1}^k (n_i - 1)} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \log S_i^2 \right]^2}{\hat{T}^2} \quad (3.18)$$

olarak tanımlanır. Layard χ^2 test istatistiği $k-1$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir [Layard, 1973].

4. YÜZDELİK TESTİ

Yüzdelik testi, varyansların homojenliğini test etmede kullanılan Levene testi ve Bartlett testi gibi testlere alternatif olarak önerilen bir yöntemdir.

$i=1,...,k$ ve $j=1,...,n_i$ olmak üzere, i 'nci örnekteki j 'nci birim X_{ij} ile gösterilsin. Buna göre veri,

$$\{X_{11},...,X_{kn_i}\}$$

olarak gösterilebilir.

Shoemaker (2003) bu verinin merkezileştirilmesinde medyan yerine %5 budanmış aritmetik ortalamanın kullanımını önermektedir. %5 budanmış ortalama $\hat{Y}_i$ olmak üzere, her örnek kendi %5 budanmış aritmetik ortalamasından çıkartılarak,

$$Y_{ij} = X_{ij} - \hat{Y}_i$$

dönüşümü ile veri merkezileştirilir. Testte daha büyük güç sağladığı için medyan yerine budanmış aritmetik ortalama kullanılmıştır [Shoemaker, 2003].

k sayıda merkezileştirilmiş örnek yani Y_{ij} 'ler birleştirilsin ve bu birleştirilmiş örnekteki i 'nci birim, $i=1,2,...,n$ olmak üzere, Z_i ile gösterilsin. Burada

$$n = \sum_{i=1}^k n_i$$

olup birleştirilmiş örnek hacmini belirtir. n hacimli bu birleştirilmiş örnek için sıralı istatistikler

$$Z_{(1)} \leq Z_{(2)} \leq \dots \leq Z_{(n)}$$

olsun.

İki örnek yüzdelik testinde olduğu gibi $0 < p < 0,5$ olarak seçilsin. $\lfloor np+1 \rfloor$ terimi $(np+1)$ 'den küçük veya eşit olan en büyük tamsayı olmak üzere, $r = \lfloor np+1 \rfloor$ olarak tanımlansın. Buna göre birleştirilmiş örneğin p 'nci yüzdeliği olan $Z_p(n) = Z_{(r)}$ ilk kritik nokta olarak tanımlanır.

Benzer şekilde, $\lceil n(1-p) \rceil$ terimi $(n(1-p))$ 'den büyük veya eşit olan en küçük tamsayı olmak üzere, $s = \lceil n(1-p) \rceil$ olarak tanımlansın. Buna göre birleştirilmiş örneğin $(1-p)$ 'nci yüzdeliği olan $Z_{(1-p)}(n) = Z_{(s)}$ ikinci kritik nokta olarak tanımlanır.

Her örnekteki birimler, $Z_p(n)$ 'den küçük ya da eşit ve $Z_{(1-p)}(n)$ 'den büyük ya da eşit olup olmama durumuna göre sınıflandırılır. Buna göre oluşturulan $2 \times k$ boyutlu frekans değerleri aşağıdaki biçimde elde edilir.

Çizelge 4.1. Yüzdelik testi için frekanslar

	Örnek 1	Örnek 2	...	Örnek k	Toplam
$\# \text{ gözlem} \leq Z_p(n) \text{ veya } \geq Z_{(1-p)}(n)$	c_{11}	c_{12}	...	c_{1k}	$\cong 2np$
$Z_p(n) < \# \text{ gözlem} < Z_{(1-p)}(n)$	c_{21}	c_{22}	...	c_{2k}	$\cong n - 2np$
<i>Toplam</i>	n_1	n_2	...	n_k	n

Çizelge 4.1'deki $\# gözlem \leq Z_p(n)$ veya $\geq Z_{(1-p)}(n)$ gösterimi, merkezileştirilmiş veride, her bir örnek için $Z_p(n)$ 'den küçük ya da eşit ve $Z_{(1-p)}(n)$ 'den büyük ya da eşit olan gözlem birimlerinin sayısını ifade etmektedir. Çizelge 4.1'deki $Z_p(n) < \# gözlem < Z_{(1-p)}(n)$ gösterimi ise her örnek için $Z_p(n)$ 'den büyük ve $Z_{(1-p)}(n)$ 'den küçük olan gözlem birimlerinin sayısını ifade etmektedir.

Varyansların homojenliğini ifade eden yokluk hipotezi doğru ise k örnek için homojen oranlar elde edilmesi beklenir [Shoemaker, 2003].

i 'nci satır ve j 'nci sütundaki gözlenen frekans c_{ij} olarak gösterilsin. H_0 hipotezi doğru iken beklenen frekanslar

$$i = 1 \text{ için } e_{ij} \cong 2pn_j$$

ve

$$i = 2 \text{ için } e_{ij} \cong (1-2p)n_j$$

olur.

c_{ij} ve e_{ij} frekanslarına dayalı olan Yüzdelik test istatistiği,

$$Q = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^k \frac{(c_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (4.1)$$

olarak tanımlanır. Bu Yüzdelik test istatistiği H_0 hipotezi doğru iken, $(k-1)$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir [Shoemaker, 2003].

4.1. Yüzdelik Testi İçin Yapılmış Simülasyon Çalışması Sonuçları

Shoemaker (2003) yaptığı simülasyon çalışmasında Üstel dağılım, Laplace dağılımı, t dağılımı, Normal dağılım, Beta dağılımı, Üçgensel dağılım ve Düzgün dağılımdan seçtiği örneklerle Yüzdelik testi, Levene testi ve Bartlett testini uygulayarak doğru olan H_0 hipotezini red oranlarını (deneysel anlamlılık düzeylerini) ve yanlış olan H_0 hipotezini red oranlarını (testlerin güçlerini) karşılaştırmıştır. Anlamlılık düzeyi olarak $\alpha = 0,05$ alınmıştır. Elde edilen sonuçlar Çizelge 4.2’de verilmiştir. Çizelge 4.2’de kullanılan dağılımlar kalın kuyruklu ve ince kuyruklu dağılımların bir kombinasyonudur. Çalışmada, kalın kuyruklu dağılımlar, Üstel dağılım, Laplace dağılımı ve t dağılımı olarak, ince kuyruklu dağılımlar ise Beta dağılımı, Üçgensel dağılım ve Düzgün dağılım olarak belirlenmiştir. Örnek hacimleri 10, 25 ve 50 olacak şekilde üç örnek seçilmiştir. Örnek hacimlerinin eşit olmama durumunu ise $n_1 = n_3 = 50$ $n_2 = 25$ olarak belirlemiştir. Testlerin anlamlılık düzeyleri incelendikten sonra, üç örnekten ikincisi 1,5 ile çarpılarak testlerin gücünü karşılaştırmak için simülasyonun ikinci evresi oluşturulmuştur. Çizelge 4.2’de parantez içindeki sayılar testlerin gücünü ifade etmektedir. Daha uç yüzdelikler kullanıldığında dağılımların birçoğu için yüzdelik testinin en güçlü test olduğunu Shoemaker (1995)’in sonuçları göstermiştir. Bu nedenle çalışmada yalnızca mümkün en uç yüzdelikleri kullanmıştır. Kullanılan yüzdeliklerin boyutu ile ilgili başlıca kısıt beklenen hücre frekanslarının Ki-kare uyum iyiliği testi uygulanamayacak kadar küçük olmamasıdır. Bu nedenle Çizelge 4.1’in ilk satırı için ortalama beklenen hücre frekanslarını 3 civarında tutan en uç yüzdelik değerleri kullanılmıştır. Örnek hacmi 10 olduğunda 10’ncü yüzdelik, 25 olduğunda 25’nci yüzdelik, 50 olduğunda 50’nci yüzdelik ve $n_1 = n_3 = 50$ $n_2 = 25$ için 30 ‘ncü yüzdelik testi kullanılmıştır.

Çizelge 4.2. Shoemaker(2003)'in simülasyon çalışması sonuçları($\alpha = 0,05$)

	Üstel	Lapl	T(5)	N(0,1)	B(3,3)	B(2,2)	Tri	D(0,1)
$n_i = 10$								
10'ncu Yüzdelik	0,271 ^a (0,370)	0,057 (0,129)	0,069 ^a (0,148)	0,052 (0,184)	0,057 (0,187)	0,063 (0,194)	0,051 (0,186)	0,062 (0,262)
Bartlett	0,357 ^a (0,464)	0,187 ^a (0,360)	0,160 ^a (0,345)	0,058 (0,261)	0,029 ^a (0,172)	0,014 ^a (0,145)	0,020 ^a (0,172)	0,008 ^a (0,105)
Levene	0,038 (0,101)	0,026 ^a (0,110)	0,032 ^a (0,091)	0,26 ^a (0,129)	0,032 ^a (0,144)	0,034 ^a (0,142)	0,028 ^a (0,165)	0,023 ^a (0,154)
$n_i = 25$								
25'nci Yüzdelik	0,374 ^a (0,620)	0,054 (0,198)	0,050 (0,264)	0,052 (0,417)	0,056 (0,564)	0,056 (0,653)	0,059 (0,543)	0,051 (0,890)
Bartlett	0,391 ^a (0,613)	0,270 ^a (0,566)	0,244 ^a (0,598)	0,056 (0,569)	0,018 ^a (0,507)	0,009 ^a (0,495)	0,022 ^a (0,511)	0,003 ^a (0,507)
Levene	0,062 (0,197)	0,045 (0,240)	0,038 (0,316)	0,040 (0,437)	0,041 (0,464)	0,034 (0,501)	0,041 (0,464)	0,026 ^a (0,586)
$n_i = 50$								
50'nci Yüzdelik	0,414 ^a (0,798)	0,044 (0,340)	0,051 (0,383)	0,059 (0,676)	0,046 (0,898)	0,048 (0,954)	0,044 (0,913)	0,028 ^a (0,993)
Bartlett	0,478 ^a (0,787)	0,261 ^a (0,802)	0,259 ^a (0,819)	0,045 (0,870)	0,013 ^a (0,876)	0,005 ^a (0,880)	0,011 ^a (0,873)	0,002 ^a (0,825)
Levene	0,049 (0,425)	0,042 (0,528)	0,039 (0,625)	0,040 (0,767)	0,043 (0,835)	0,036 ^a (0,858)	0,041 (0,817)	0,040 (0,932)
$n_1, n_3 = 50 \quad n_2 = 25$								
30'ncu Yüzdelik	0,401 ^a (0,827)	0,049 (0,340)	0,043 (0,393)	0,057 (0,576)	0,042 (0,728)	0,046 (0,789)	0,055 (0,702)	0,039 (0,964)
Bartlett	0,421 ^a (0,655)	0,258 ^a (0,648)	0,249 ^a (0,632)	0,055 (0,632)	0,007 ^a (0,637)	0,007 ^a (0,628)	0,016 ^a (0,631)	0,001 ^a (0,646)
Levene	0,046 (0,306)	0,034 ^a (0,368)	0,043 (0,410)	0,047 (0,542)	0,031 ^a (0,597)	0,046 (0,632)	0,036 ^a (0,559)	0,034 ^a (0,698)

Örnek hacmi 10 olduğunda Yüzdelik testi kendi anlamlılık düzeyini koruyan tek testtir. Levene testi genel olarak varsayılan düzeyinden daha küçük değerler almıştır. Bartlett testi ise, ince kuyruklu dağılımlar için varsayılan düzeyinden daha küçük değerler almışken, kalın kuyruklu dağılımlar için ise varsayılan düzeyinden daha büyük değerler aldığı görülmüştür.

Örnek hacmi 25 olduğunda, bütün dağılımlar için Yüzdelik testi yine en iyi sonuçları vermiştir. Levene testi, bazı ince kuyruklu dağılımlar için oldukça küçük değerler vermesine rağmen kabul edilebilir sınırlar içindedir. Bartlett testi ise ince kuyruklu dağılımlar için varsayılan düzeyinden daha küçük, kalın kuyruklu dağılımlar için ise varsayılan düzeyinden daha büyük değerler almıştır.

Örnek hacmi 50 olduğunda, Bartlett testi Normal dağılım dışındaki diğer dağılımlarda iyi sonuç vermemiştir. Levene testi, bütün dağılımlar için küçük örnek hacimlerine göre daha iyi sonuç vermiştir.

$n_1 = n_3 = 50$ ve $n_2 = 25$ için, Yüzdelik testi genelde anlamlılık düzeyini korumuştur. Levene testi, bazı dağılımlar için varsayılan düzeyine oldukça yakın değerler almışlardır. Levene testinin bütün örnek hacimleri için Üstel dağılımda anlamlılık düzeyini korumada sağlam (robust) olması dikkat çekicidir. Bartlett testi yine Normal dağılım dışındaki diğer dağılımlarda kendi anlamlılık düzeyini korumada iyi değildir. Bartlett testine ait anlamlılık düzeyi ince kuyruklu dağılımlar için varsayılan düzeyinden çok küçük olmasına rağmen, kalın kuyruklu dağılımlarda ise oldukça büyük değerler aldığı görülmektedir.

Testlerin güçleri açısından değerlendirme yapıldığında, örnek hacmi 10 olduğunda sonuçlar çoğunlukla Yüzdelik testinin, Levene testinden üstün olduğunu söylemektedir. Örnek hacmi 25 iken, ince kuyruklu dağılımlar için Yüzdelik testi, Levene testinden daha güçlüdür, ancak bazı kalın kuyruklu

dağılımlarda Levene testi daha güçlüdür. Örnek hacmi 50 için genellikle ince kuyruklu dağılımlar için Yüzdellik testi, Levene testine göre daha üstün çıkarken, kalın kuyruklu dağılımlarda tersi geçerlidir. Eşit olmayan örnek hacimleri için de aynı sonuç gerçekleşmiştir.

Shoemaker (2003)'in yaptığı simülasyon çalışması sonucunda, Yüzdellik testinin genellikle örnek hacimleri küçük olduğunda kullanılmasının uygun olacağını, büyük hacimli örnekler için, kalın kuyruklu dağılımlarda Levene testinin ince kuyruklu dağılımlarda ise Yüzdellik testinin kullanılmasının uygun olacağını vurgulamıştır. Örneklerdeki birim sayıları eşit olmadığı durumlarda ise, ince kuyruklu dağılımlardan örnek seçilmesi söz konusu olduğunda Yüzdellik testinin kullanılmasının uygun olacağını ifade etmiştir.

4.2. Uygulama

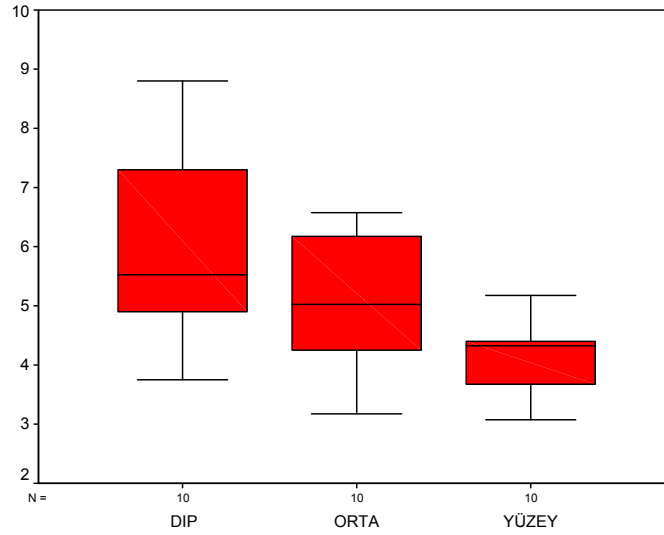
Jaffe ve ark. (1982) çalışmalarında Tenesse'deki Wolf Nehrinde, önceden akıntının yönüne bırakılmış zehirli atık ürünlerinin litre başına nanogram cinsinden Aldrin konsantrasyonu değerlerini kullanmışlardır. Üç derinliğin her birinden (yüzey, orta, dip) 10'ar gözlem almışlardır. Çizelge 4.3'deki veriler yardımıyla, 10'ncu, 20'nci ve 40'nci yüzdeliğe ilişkin Yüzdellik testi hesaplamaları yapılacaktır.

Çizelge 4.3. Farklı derinliklerde ölçülen aldrin konsantrasyonu değerleri

	Dip	Orta	Yüzey
1	4,81	5,17	3,08
2	5,71	6,17	3,58
3	4,90	6,26	3,81
4	5,35	4,26	4,31
5	5,26	3,17	4,35

Çizelge 4.3. (Devam) Farklı derinliklerde ölçülen aldrin konsantrasyonu değerleri

	Dip	Orta	Yüzey
6	6,26	3,76	4,40
7	3,76	4,76	3,67
8	8,07	4,90	5,17
9	8,79	6,57	5,17
10	7,30	5,17	4,35



Şekil 4.1. Üç derinlik düzeyinde aldrin konsantrasyonu için kutu grafiği

Üç derinliğin hiçbiri uç değerler içermemektedir. Ayrıca kutu grafiği derinlik artarken değişkenliğin arttığını göstermektedir.

4.2.1. 10 ncu yüzdellik testi

Her bir derinlik için %5 budanmış aritmetik ortalamalar (Bud.Ort.) 5,958; 5,056 ve 4,205 olarak bulunmuştur. Yüzdellik testi için verinin %5 budanmış aritmetik ortalamalarına göre merkezileştirmesi yapılarak, Çizelge 4.4 oluşturulmuştur.

Çizelge 4.4. Merkezileştirilmiş veri

	Dip	X_{1i} -Bud.Ort.	Orta	X_{2i} -Bud.Ort.	Yüzey	X_{3i} -Bud.Ort.
1	4,81	-1,148	5,17	0,114	3,08	-1,125
2	5,71	-0,248	6,17	1,114	3,58	-0,625
3	4,9	-1,058	6,26	1,204	3,81	-0,395
4	5,35	-0,608	4,26	-0,796	4,31	0,105
5	5,26	-0,698	3,17	-1,886	4,35	0,145
6	6,26	0,302	3,76	-1,296	4,4	0,195
7	3,76	-2,198	4,76	-0,296	3,67	-0,535
8	8,07	2,112	4,9	-0,156	5,17	0,965
9	8,79	2,832	6,57	1,514	5,17	0,965
10	7,3	1,342	5,17	0,114	4,35	0,145

Bu merkezileştirilmiş veri birleştirilir ve küçükten büyüğe doğru sıralandığında Çizelge 4.5 elde edilir.

Çizelge 4.5. Yüzdelik testi için merkezileştirilmiş ve sıralanmış veri

Sıra No	Sıralı veri
1	-2,198
2	-1,886
3	-1,296
4	-1,148
5	-1,125
6	-1,058
7	-0,796
8	-0,698
9	-0,625
10	-0,608
11	-0,535
12	-0,395

Çizelge 4.5. (Devam) Yüzdelik testi için merkezileştirilmiş ve sıralanmış veri

Sıra No	Sıralı veri
13	-0,296
14	-0,248
15	-0,156
16	0,105
17	0,114
18	0,114
19	0,145
20	0,145
21	0,195
22	0,302
23	0,965
24	0,965
25	1,114
26	1,204
27	1,342
28	1,514
29	2,112
30	2,832

$r = \lfloor np + 1 \rfloor$ ile $r = \lfloor 30 * 0,1 + 1 \rfloor = 4$ ve $Z_{0,10}(30) = Z_{(4)} = -1,148$ olarak bulunur.
 $s = \lceil n(1 - p) \rceil$ ile de $s = \lceil 30 * 0,9 \rceil = 27$ ve $Z_{0,10}(30) = Z_{(27)} = 1,342$ olarak bulunur.

$Z_{(4)} = -1,148$ birinci kritik noktayı ve $Z_{(27)} = 1,342$ ikinci kritik noktayı göstermektedir.

Sırasıyla ilk olarak dip derinlikteki merkezileştirilmiş veri içinde, -1,148'den küçük ya da eşit ve 1,342'den büyük ya da eşit gözlem sayısı 5 olarak

bulunur. Yine aynı veriden -1,148'den büyük ve 1,342'den küçük gözlem sayısı 5 olarak bulunmuştur. Bu değerler Çizelge 4.6'da gösterilmiştir. Benzer şekilde orta derinlik ve yüzey derinlik için de, -1,148'den küçük ya da eşit ve 1,342'den büyük ya da eşit gözlem sayıları ile -1,148'den büyük ve 1,342'den küçük gözlem sayıları belirlenerek Çizelge 4.6 oluşturulmuştur.

Çizelge 4.6. 10'ncu yüzdellik testi için frekanslar

	Dip	Orta	Yüzey
# gözlem $\leq -1,148$ veya $\geq 1,342$	5	3	0
$-1,148 < \# \text{gözlem} < 1,342$	5	7	10

Beklenen frekanslar

$$i=1 \text{ için} \quad e_{1j} \cong 2pn_j \quad e_{1j} \cong 2 * \frac{4}{30} * 10 = \frac{8}{3}$$

$$i=2 \text{ için} \quad e_{2j} \cong (1-2p)n_j \quad e_{2j} \cong \left(1 - 2 * \frac{4}{30}\right) * 10 = \frac{22}{3}$$

olarak bulunur.

$$Q = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^k \frac{(c_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

$$Q = \left\{ \frac{\left[\left(5 - \frac{8}{3}\right)^2 + \left(3 - \frac{8}{3}\right)^2 + \left(0 - \frac{8}{3}\right)^2 \right]}{\frac{8}{3}} \right\} + \left\{ \frac{\left[\left(5 - \frac{22}{3}\right)^2 + \left(7 - \frac{22}{3}\right)^2 + \left(10 - \frac{22}{3}\right)^2 \right]}{\frac{22}{3}} \right\}$$

$$Q = 6,4472$$

elde edilir. $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$ değeri bu sonuç ile karşılaştırılırsa $6,4477 > 5,991$ olduğundan, H_0 yokluk hipotezi reddedilir. Bu sonuç %95 güvenirlilikle varyansların homojen olmadığını belirtir.

4.2.2. 25 nci yüzdellik testi

Her bir derinlik için %5 budanmış aritmetik ortalamaları ile merkezileştirilmiş veri Çizelge 4.4'de ve bu veri birleştirilerek küçükten büyüğe doğru sıralanmış şekli Çizelge 4.5'de verilmiştir.

25'nci Yüzdellik testi için Çizelge 4.5'den $r = \lfloor np + 1 \rfloor$ ile $r = \lfloor 30 * 0,25 + 1 \rfloor = 8,5 = 8$ belirlenir. Buna göre 25'nci yüzdellik, sıralanan veride 8'nci değerdir.

Benzer yolla $s = \lceil n(1 - p) \rceil$ ile $s = \lceil 30 * 0,75 \rceil = 22,5 = 23$ bulunur. Buna göre sıralı veride, 8'nci değer -0,698 ve 23'ncü değer 0,965 olarak bulunmuştur.

Sırasıyla ilk olarak dip derinlikteki merkezileştirilmiş veride, -0,698'den küçük ya da eşit ve 0,965'den büyük ya da eşit gözlem sayısı 7 olarak bulunur. Yine aynı veriden -0,698'den büyük ve 0,965'den küçük gözlem sayısı 3 olarak elde edilir. Bu değerler Çizelge 4.7'de gösterilmiştir. Benzer şekilde orta derinlik ve yüzey derinlik için de, -0,698'den küçük ya da eşit ve 0,965'den büyük ya da eşit gözlem sayıları ile -0,698'den büyük ve 0,965'den küçük gözlem sayıları belirlenerek Çizelge 4.7 oluşturulmuştur.

Çizelge 4.7. 25 nci yüzdelik testi için frekanslar

	Dip	Orta	Yüzey
$\# gözlem \leq -0,698$ veya $\geq 0,965$	7	6	3
$-0,698 < \# gözlem < 0,965$	3	4	7

Beklenen frekanslar

$$i=1 \text{ için } e_{1j} \cong 2pn_j \quad e_{1j} \cong 2 * \frac{8}{30} * 10 = \frac{16}{3}$$

$$i=2 \text{ için } e_{2j} \cong (1-2p)n_j \quad e_{2j} \cong \left(1 - 2 * \frac{8}{30}\right) * 10 = \frac{14}{3}$$

olarak bulunur.

$$Q = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^k \frac{(c_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

$$Q = \left\{ \frac{\left[\left(7 - \frac{16}{3}\right)^2 + \left(6 - \frac{16}{3}\right)^2 + \left(3 - \frac{16}{3}\right)^2 \right]}{\frac{16}{3}} \right\} + \left\{ \frac{\left[\left(3 - \frac{14}{3}\right)^2 + \left(4 - \frac{14}{3}\right)^2 + \left(7 - \frac{14}{3}\right)^2 \right]}{\frac{14}{3}} \right\}$$

$$Q = 3,62$$

elde edilir. $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$ değeri bu sonuç ile karşılaştırılırsa $3,62 < 5,991$ olduğundan H_0 yokluk hipotezi reddedilemez. %95 güvenirlilikle varyansların homojen olduğu söylenebilir.

4.2.3. 40 ncı yüzdellik testi

40'ncı Yüzdellik testi için Çizelge 4.5'den $r = \lfloor np + 1 \rfloor$ ile $r = \lfloor 30 * 0,40 + 1 \rfloor = 13$ bulunur. Buna göre 40'ncı Yüzdellik testi için, sıralanmış veride 13'ncü ve $s = \lceil n(1 - p) \rceil$ ile de $s = \lceil 30 * 0,60 \rceil = 18$ 'nci değerler bulunur. Buna göre sıralı veride 13'ncü değer -0,296 ve 18'nci değer 0,114 olarak bulunmuştur.

Sırasıyla ilk olarak dip derinlikteki merkezileştirilmiş veriler içinde, -0,296'dan küçük ya da eşit ve 0,114'den büyük ya da eşit gözlem sayısı 9 olarak bulunur. Yine aynı veriden -0,296'dan büyük ve 0,114'den küçük gözlem sayısı 1 olarak belirlenmiştir. Benzer şekilde orta derinlik ve yüzey derinlik için de, -0,296'dan ya da küçük eşit ve 0,114'den büyük ya da eşit gözlem sayısı, -0,296'dan büyük ve 0,114'den küçük gözlem sayıları belirlenerek Çizelge 4.8 oluşturulmuştur.

Çizelge 4.8. 40 ncı yüzdellik testi için frekanslar

	Dip	Orta	Yüzey
# gözlem $\leq -0,296$ veya $\geq 0,114$	9	9	9
$-0,296 < \# gözlem < 0,114$	1	1	1

Beklenen frekanslar

$$i=1 \text{ için} \quad e_{1j} \cong 2pn_j \quad e_{1j} \cong 2 * \frac{13}{30} * 10 = \frac{26}{3}$$

$$i=2 \text{ için} \quad e_{2j} \cong (1 - 2p)n_j \quad e_{2j} \cong \left(1 - 2 * \frac{13}{30}\right) * 10 = \frac{4}{3}$$

olarak bulunur.

$$Q = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^k \frac{(c_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

$$Q = \left\{ \frac{\left[\left(9 - \frac{26}{3} \right)^2 + \left(9 - \frac{26}{3} \right)^2 + \left(9 - \frac{26}{3} \right)^2 \right]}{\frac{26}{3}} \right\} + \left\{ \frac{\left[\left(1 - \frac{4}{3} \right)^2 + \left(1 - \frac{4}{3} \right)^2 + \left(1 - \frac{4}{3} \right)^2 \right]}{\frac{4}{3}} \right\}$$

$$Q = 0,288$$

elde edilir. $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$ değeri bu sonuç ile karşılaştırılırsa $0,288 < 5,991$ olduğundan H_0 yokluk hipotezi reddedilemez. %95 güvenirlilikle varyansların homojen olduğu söylenebilir. Değişkenlik açısından farklılık yoktur.

Aynı veri ile, Bartlett testini kullanmak amacıyla,

$$v_i = n_i - 1 \text{ ise } v_1 = v_2 = v_3 = 9$$

$$s_1^2 = 2,50223 \quad s_2^2 = 1,21969 \quad s_3^2 = 0,44994$$

$$\ln s_1^2 = 0,91718 \quad \ln s_2^2 = 0,19860 \quad \ln s_3^2 = -0,79863$$

değerleri bulunmuştur. Eş. 3.3 ile

$$B = \frac{\left((30-3) \ln \left(\frac{9*2,50223+9*1,21969+9*0,44994}{(30-3)} \right) - (9*0,91718+9*0,19860+9*-0,79863) \right)}{\left(1 + \frac{\left\{ \left(\frac{1}{9} + \frac{1}{9} + \frac{1}{9} \right) - \frac{1}{(30-3)} \right\}}{\{3(3-1)\}} \right)}$$

$B = 5,76429$ elde edilir. $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$ değeri bu sonuç ile karşılaştırılırsa $5,76429 < 5,991$ olduğundan H_0 yokluk hipotezi kabul edilir. %95 güvenirlilikle varyansların homojen olduğu söylenebilir. Değişkenlik açısından derinlikler arasında farklılık yoktur.

Levene/Brown–Forsythe testine göre çözümleme yapıldığında ise,

$$\tilde{y}_i = \text{medyan}\{y_{i1}, y_{in_i}\}$$

olmak üzere

$$\tilde{y}_{1i} : 5,530 \quad \tilde{y}_{2i} : 5,035 \quad \tilde{y}_{3i} : 4,330$$

$$\bar{z}_{1.} = 1,205 \quad \bar{z}_{2.} = 0,849 \quad \bar{z}_{3.} = 0,499 \quad \bar{z}_{..} = 0,851$$

değerleri bulunmuştur. Eş. 3.9 ile

$$L = \frac{((30-3)[10(1,205-0,851)^2 + 10(0,849-0,851)^2 + 10(0,499-0,851)^2])}{((3-1)[10,411+3,772+4,990])}$$

$L = 2,111$ elde edilir. $F_{2;27;0,05} = 3,39$ değeri bu sonuç ile karşılaştırılırsa $2,111 < 3,39$ olduğundan H_0 yokluk hipotezi kabul sonucuna ulaşılmıştır. %95 güvenirlilikle varyansların homojen olduğu söylenebilir. Değişkenlik açısından derinlikler arasında farklılık yoktur.

Buna göre üç farklı derinlikten alınan gözlem değerlerine göre varyansların eşitliğini test etmek istediğimizde 10'ncu yüzdilik testine göre yapılan çözümlemede H_0 red sonucuna ulaşılmışken, 25'nci Yüzdilik testi, 40'nci Yüzdilik testi, Bartlett testi ve Levene/Brown Forsythe testlerine göre H_0 kabul sonucuna ulaşılmıştır.

Shoemaker (2003) yaptığı simülasyon çalışmasında örnek hacimleri küçük olduğunda Yüzdelik testinin kullanılmasının uygun olacağı ifade ettiğinden dolayı bu çözümlmelerden 10'ncu Yüzdelik testine göre elde edilen sonuçların kullanılmasının daha uygun olacağı söylenebilir.

5. SİMÜLASYON ÇALIŞMASI

Çalışmanın bu bölümünde Yüzdelik testi ile 3'ncü bölümde açıklanan testlerden bazılarının gerçekte doğru olan H_0 hipotezini red oranı ve gerçekte yanlış olan H_0 hipotezini red oranı bakımından karşılaştırması yapılmıştır. Bu amaçla yapılan simülasyon çalışması için Matlab7.0 paket programı kullanılmıştır.

Bu simülasyon çalışmasında örnekler, Normal dağılım(0,1), $t(4)$ dağılımı, $\chi^2(5)$ dağılımı, Laplace(0,1) dağılımı, Üstel(1) dağılımı, Beta(3,3) dağılımı, Düzgün(0,1) dağılım ve Weibull(2;0,1) dağılımlarından MINITAB13.0 paket programı ile türetilerek seçilmiştir.

Örnek sayısı(k) olarak 3, 5 ve 10 ve örnek hacmi(n) olarak da $n_i=5,7,9,10,15,25$ ve 35 değerleri alınmıştır.

H_0 hipotezinin doğru olduğu biliniyorken, her test için gerçekte doğru olan H_0 hipotezini red oranını bulmak amacıyla dağılış parametreleri aynı olan yığınlardan k ve n değerlerinin her kombinasyonu için örnek seçme işlemi 10000 defa tekrarlanarak H_0 hipotezini, $\alpha=0,05$ iken, red sayısı bulunarak bu sayı 10000'e bölünmüştür. Bu yolla bulunan gerçekte doğru olan H_0 hipotezini red oranları Çizelge 5.1'de verilmiştir.

H_0 hipotezinin yanlış olduğu biliniyorken her test için gerçekte yanlış olan H_0 hipotezini red oranını bulmak amacıyla dağılış parametreleri farklı olan yığınlardan k ve n değerlerinin her kombinasyonu için örnek seçme işlemi 10000 defa tekrarlanarak H_0 hipotezini, $\alpha=0,05$ iken, red sayısı bulunarak bu sayı 10000'e bölünmüştür. Varyansların homojenliğini bozmak için, önce örnekler dağılış parametreleri aynı olan yığınlardan seçilmişler, sonra örnek

numarası çift olanlarda her gözlem değeri $\sqrt{3}$ ile çarpılmıştır. Bu yolla bulunan gerçekte yanlış olan H_0 hipotezini red oranları Çizelge 5.2’de verilmiştir.

Çizelge 5.1. Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranları[Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=3						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Normal	5.	0.0410	0.0430	0.0450	0.0460	0.0460	0.0570	0.0580
	10.	0.0380	0.0410	0.0420	0.0510	0.0570	0.0610	0.0620
	25.	0.0410	0.0420	0.0440	0.0530	0.0580	0.0620	0.0640
	Bart	0.0500	0.0530	0.0510	0.0500	0.0520	0.0500	0.0510
	BF	0.0050	0.0170	0.0160	0.0270	0.0280	0.0320	0.0480
	Lev	0.0860	0.0720	0.0560	0.0540	0.0630	0.0690	0.0610
	AV	0.0480	0.0560	0.0510	0.0400	0.0450	0.0610	0.0600
	La	0.0980	0.0760	0.0740	0.0720	0.0710	0.0740	0.0670
	NP	0.0930	0.0870	0.0750	0.0700	0.0670	0.0640	0.0630
	C	0.0560	0.0590	0.0490	0.0470	0.0500	0.0410	0.0510
t	5.	0.0020	0.0510	0.0590	0.0580	0.0450	0.0510	0.0680
	10.	0.0370	0.0380	0.0400	0.0720	0.0690	0.0460	0.0390
	25.	0.1020	0.0450	0.0460	0.0610	0.0640	0.0520	0.0760
	Bart	0.1740	0.2000	0.2640	0.2650	0.3150	0.3420	0.3670
	BF	0.0080	0.0180	0.0310	0.0370	0.0400	0.0420	0.0460
	Lev	0.1010	0.0790	0.0880	0.0730	0.0730	0.0600	0.0590
	AV	0.1770	0.2000	0.2550	0.2720	0.3150	0.3400	0.3600
	La	0.1540	0.1040	0.1020	0.0960	0.0770	0.0420	0.0510
	NP	0.2760	0.2750	0.3090	0.3310	0.3550	0.3570	0.3810
	C	0.1820	0.1930	0.2420	0.2720	0.2770	0.2840	0.3270
Ki kare	5.	0.0050	0.0770	0.1240	0.1060	0.1520	0.1630	0.2110
	10.	0.0580	0.0610	0.1170	0.1580	0.1920	0.1620	0.1700
	25.	0.0910	0.0950	0.0870	0.1220	0.1320	0.1040	0.1310
	Bart	0.1500	0.1220	0.2560	0.2490	0.2930	0.3410	0.3640
	BF	0.0070	0.0160	0.0250	0.0460	0.0470	0.0460	0.0450
	Lev	0.1240	0.1240	0.1520	0.1560	0.1510	0.1180	0.1230
	AV	0.1580	0.1270	0.2560	0.2480	0.2880	0.3380	0.3650
	La	0.1550	0.1250	0.1180	0.1200	0.1070	0.0640	0.0570
	NP	0.2780	0.2000	0.3160	0.3010	0.3340	0.3610	0.3880
	C	0.1740	0.1380	0.2510	0.2420	0.2510	0.2650	0.3110
Laplace	5.	0.0410	0.0520	0.0460	0.0580	0.0600	0.0630	0.0530
	10.	0.0320	0.0320	0.0420	0.0710	0.0620	0.0450	0.0470
	25.	0.0760	0.0470	0.0460	0.0690	0.0750	0.0440	0.0450
	Bart	0.1500	0.1810	0.2010	0.2080	0.2510	0.2630	0.3160
	BF	0.0070	0.0190	0.0280	0.0320	0.0470	0.0380	0.0440
	Lev	0.1030	0.0900	0.0790	0.0690	0.0870	0.0490	0.0630
	AV	0.1540	0.1810	0.1910	0.2000	0.2450	0.2630	0.3120
	La	0.1500	0.1220	0.0950	0.0960	0.0810	0.0540	0.0560
	NP	0.2670	0.2500	0.2550	0.2610	0.2820	0.2850	0.3330
	C	0.1590	0.1790	0.1830	0.1980	0.2140	0.2090	0.2780

Çizelge 5.1. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranları[Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=3						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Üstel	5.	0.0020	0.1310	0.1400	0.1440	0.2900	0.3610	0.4470
	10.	0.0680	0.1720	0.2140	0.2410	0.3080	0.3650	0.4180
	25.	0.2110	0.2010	0.1660	0.2360	0.2610	0.2530	0.2900
	Bart	0.2110	0.2650	0.2800	0.3130	0.3430	0.3810	0.4130
	BF	0.0100	0.0310	0.0290	0.0390	0.0420	0.0510	0.0540
	Lev	0.2130	0.2120	0.1880	0.1820	0.1830	0.2030	0.1880
	AV	0.2200	0.2660	0.2710	0.3040	0.3400	0.3810	0.4060
	La	0.2220	0.1940	0.1560	0.1310	0.1220	0.1040	0.0790
	NP	0.3530	0.3580	0.3660	0.3710	0.3870	0.3990	0.4250
	C	0.2130	0.2510	0.2660	0.2840	0.2820	0.2860	0.3460
Beta	5.	0.0040	0.0450	0.0380	0.0480	0.0530	0.0580	0.0540
	10.	0.0270	0.0280	0.0370	0.0580	0.0610	0.0560	0.0320
	25.	0.0640	0.0500	0.0520	0.0610	0.0680	0.0620	0.0490
	Bart	0.0360	0.0360	0.0210	0.0190	0.0220	0.0250	0.0120
	BF	0.0020	0.0150	0.0140	0.0310	0.0330	0.0320	0.0260
	Lev	0.0820	0.0720	0.0640	0.0670	0.0680	0.0660	0.0420
	AV	0.0340	0.0370	0.0190	0.0210	0.0230	0.0210	0.0110
	La	0.0930	0.0770	0.0710	0.0660	0.0650	0.0610	0.0460
	NP	0.0780	0.0580	0.0430	0.0380	0.0340	0.0290	0.0160
	C	0.0270	0.0250	0.0230	0.0180	0.0220	0.0130	0.0120
Düzgün	5.	0.0030	0.0170	0.0210	0.0420	0.0520	0.0480	0.0540
	10.	0.0400	0.0320	0.0340	0.0680	0.0690	0.0480	0.0500
	25.	0.0830	0.0450	0.0530	0.0670	0.0680	0.0610	0.0670
	Bart	0.0240	0.0150	0.0060	0.0060	0.0040	0.0060	0.0010
	BF	0.0040	0.0100	0.0150	0.0300	0.0260	0.0280	0.0310
	Lev	0.0850	0.0770	0.0620	0.0650	0.0670	0.0560	0.0500
	AV	0.0230	0.0130	0.0050	0.0060	0.0030	0.0040	0.0020
	La	0.0910	0.0790	0.0560	0.0550	0.0590	0.0460	0.0510
	NP	0.0670	0.0340	0.0150	0.0120	0.0070	0.0060	0.0020
	C	0.0180	0.0060	0.0030	0.0040	0.0001	0.0030	0.0001
Weibull	5.	0.0040	0.0450	0.0500	0.0450	0.0450	0.0650	0.0680
	10.	0.0320	0.0220	0.0330	0.0710	0.0600	0.0470	0.0370
	25.	0.0740	0.0530	0.0550	0.0610	0.0680	0.0540	0.0590
	Bart	0.0410	0.0430	0.0460	0.0390	0.0410	0.0290	0.0330
	BF	0.0070	0.0110	0.0180	0.0280	0.0350	0.0310	0.0410
	Lev	0.0770	0.0830	0.0660	0.0590	0.0660	0.0480	0.0530
	AV	0.0380	0.0490	0.0500	0.0400	0.0420	0.0340	0.0320
	La	0.1090	0.0810	0.0780	0.0710	0.0590	0.0510	0.0550
	NP	0.1120	0.0800	0.0680	0.0670	0.0500	0.0370	0.0370
	C	0.0460	0.0450	0.0430	0.0370	0.0370	0.0180	0.0320

Çizelge 5.1. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranları[Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=5						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Normal	5.	0.0980	0.0950	0.0900	0.0800	0.0660	0.0540	0.0520
	10.	0.0650	0.0520	0.0510	0.0510	0.0500	0.0490	0.0500
	25.	0.0660	0.0590	0.0520	0.0580	0.0600	0.0540	0.0570
	Bart	0.0500	0.0530	0.0530	0.0520	0.0540	0.0490	0.0500
	BF	0.0090	0.0140	0.0110	0.0350	0.0370	0.0330	0.0570
	Lev	0.0990	0.0790	0.0770	0.0730	0.0710	0.0730	0.0610
	AV	0.0590	0.0430	0.0360	0.0470	0.0610	0.0480	0.0510
	La	0.1130	0.0920	0.0750	0.0780	0.0800	0.0520	0.0620
	NP	0.1410	0.1020	0.0750	0.0860	0.0890	0.0540	0.0600
	C	0.0580	0.0470	0.0400	0.0500	0.0530	0.0370	0.0390
t	5.	0.1350	0.1370	0.1200	0.0990	0.0480	0.0500	0.0490
	10.	0.1270	0.0700	0.0670	0.0520	0.0710	0.0610	0.0690
	25.	0.0910	0.0960	0.0610	0.0670	0.0630	0.0590	0.0620
	Bart	0.2260	0.3000	0.3450	0.3780	0.4500	0.5060	0.5720
	BF	0.0070	0.0150	0.0350	0.0360	0.0380	0.0440	0.0430
	Lev	0.1750	0.1270	0.1170	0.1060	0.0860	0.0760	0.0710
	AV	0.2050	0.2820	0.3170	0.3520	0.4170	0.4400	0.5360
	La	0.1850	0.1250	0.0890	0.0840	0.0650	0.0570	0.0350
	NP	0.4060	0.4240	0.4310	0.4530	0.4900	0.5210	0.5850
	C	0.2310	0.2830	0.3120	0.3390	0.3800	0.3690	0.4800
Ki kare	5.	0.2480	0.3150	0.2470	0.2700	0.1750	0.2670	0.2460
	10.	0.1550	0.1930	0.1870	0.1570	0.2500	0.2770	0.2820
	25.	0.1200	0.1690	0.1250	0.1480	0.1240	0.1630	0.1510
	Bart	0.2310	0.2930	0.3640	0.3700	0.4070	0.4940	0.5130
	BF	0.0090	0.0260	0.0290	0.0480	0.0380	0.0470	0.0460
	Lev	0.2330	0.2100	0.2120	0.2020	0.1970	0.1870	0.1610
	AV	0.2030	0.2650	0.3390	0.3250	0.3800	0.4350	0.4660
	La	0.2030	0.1410	0.1100	0.1210	0.0850	0.0660	0.0480
	NP	0.4060	0.4270	0.4420	0.4520	0.4620	0.5310	0.5340
	C	0.2290	0.2760	0.3310	0.3150	0.3450	0.3650	0.4260
Laplace	5.	0.1150	0.1120	0.1020	0.0840	0.0580	0.0530	0.0410
	10.	0.0800	0.0620	0.0590	0.0480	0.0500	0.0610	0.0660
	25.	0.0750	0.0710	0.0620	0.0700	0.0560	0.0490	0.0590
	Bart	0.2070	0.2360	0.2610	0.2990	0.3560	0.3800	0.4210
	BF	0.0090	0.0200	0.0240	0.0350	0.0360	0.0450	0.0510
	Lev	0.1570	0.1210	0.1160	0.0930	0.0820	0.0610	0.0690
	AV	0.1910	0.2240	0.2540	0.2680	0.3020	0.3480	0.3820
	La	0.1730	0.1190	0.1020	0.0940	0.0730	0.0600	0.0420
	NP	0.3700	0.3660	0.3630	0.3710	0.3950	0.4100	0.4450
	C	0.2040	0.2420	0.2500	0.2500	0.2680	0.2830	0.3480

Çizelge 5.1. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranları[Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=5						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Üstel	5.	0.3680	0.4390	0.3530	0.3840	0.3910	0.5220	0.6050
	10.	0.1810	0.2720	0.3070	0.2980	0.4370	0.5560	0.6510
	25.	0.1850	0.2820	0.2580	0.3260	0.3550	0.3680	0.3890
	Bart	0.3000	0.3750	0.4270	0.4520	0.4760	0.5510	0.5690
	BF	0.0120	0.0200	0.0450	0.0520	0.0570	0.0510	0.0520
	Lev	0.2740	0.2810	0.2530	0.2960	0.2590	0.2450	0.2330
	AV	0.2820	0.3370	0.3660	0.3940	0.4300	0.5000	0.5100
	La	0.2660	0.1920	0.1560	0.1470	0.1190	0.0840	0.0660
	NP	0.5140	0.5050	0.5180	0.5410	0.5300	0.5820	0.5870
	C	0.2680	0.3280	0.3430	0.3620	0.3580	0.3890	0.4300
Beta	5.	0.0960	0.1070	0.0830	0.1110	0.0440	0.0430	0.0440
	10.	0.0690	0.0510	0.0520	0.0480	0.0580	0.0420	0.0610
	25.	0.0640	0.0510	0.0450	0.0600	0.0500	0.0450	0.0540
	Bart	0.0270	0.0140	0.0110	0.0150	0.0160	0.0060	0.0070
	BF	0.0001	0.0040	0.0060	0.0310	0.0230	0.0220	0.0340
	Lev	0.0980	0.0900	0.0620	0.0780	0.0610	0.0530	0.0500
	AV	0.0240	0.0190	0.0180	0.0190	0.0170	0.0120	0.0080
	La	0.1180	0.0970	0.0630	0.0930	0.0730	0.0540	0.0510
	NP	0.0880	0.0500	0.0270	0.0390	0.0260	0.0120	0.0110
	C	0.0160	0.0190	0.0130	0.0180	0.0140	0.0070	0.0040
Düzgün	5.	0.0970	0.1020	0.0620	0.0630	0.0340	0.0430	0.0270
	10.	0.0570	0.0660	0.0570	0.0460	0.0700	0.0640	0.0680
	25.	0.0700	0.0660	0.0530	0.0660	0.0460	0.0470	0.0610
	Bart	0.0110	0.0090	0.0050	0.0030	0.0001	0.0001	0.0001
	BF	0.0020	0.0010	0.0050	0.0180	0.0130	0.0230	0.0360
	Lev	0.1060	0.0930	0.0880	0.0700	0.0550	0.0490	0.0620
	AV	0.0150	0.0140	0.0080	0.0060	0.0030	0.0001	0.0001
	La	0.1110	0.0930	0.0700	0.0620	0.0560	0.0430	0.0540
	NP	0.0510	0.0280	0.0120	0.0090	0.0001	0.0001	0.0001
	C	0.0040	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
Weibull	5.	0.0850	0.1210	0.0740	0.1050	0.0420	0.0570	0.0580
	10.	0.0730	0.0560	0.0530	0.0520	0.0620	0.0450	0.0610
	25.	0.0860	0.0810	0.0410	0.0570	0.0610	0.0540	0.0510
	Bart	0.0490	0.0440	0.0410	0.0330	0.0240	0.0260	0.0300
	BF	0.0020	0.0100	0.0160	0.0380	0.0310	0.0300	0.0460
	Lev	0.1070	0.0910	0.0720	0.0760	0.0640	0.0620	0.0730
	AV	0.0470	0.0310	0.0330	0.0390	0.0270	0.0320	0.0300
	La	0.1450	0.1050	0.0780	0.0910	0.0630	0.0570	0.0630
	NP	0.1390	0.0870	0.0770	0.0570	0.0370	0.0360	0.0420
	C	0.0380	0.0370	0.0410	0.0380	0.0240	0.0240	0.0360

Çizelge 5.1. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranları[Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=10						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Normal	5.	0.0520	0.0560	0.0540	0.0590	0.0520	0.0550	0.0530
	10.	0.0640	0.0580	0.0510	0.0620	0.0630	0.0690	0.0760
	25.	0.0620	0.0600	0.0570	0.0660	0.0670	0.0700	0.0710
	Bart	0.0490	0.0520	0.0500	0.0520	0.0510	0.0530	0.0490
	BF	0.0001	0.0040	0.0120	0.0270	0.0190	0.0380	0.0430
	Lev	0.1510	0.0950	0.0770	0.0810	0.0770	0.0740	0.0680
	AV	0.0560	0.0570	0.0420	0.0430	0.0430	0.0410	0.0500
	La	0.1560	0.1300	0.0930	0.0890	0.0760	0.0610	0.0590
	NP	0.1830	0.1390	0.0920	0.0810	0.0770	0.0640	0.0640
	C	0.0480	0.0450	0.0430	0.0550	0.0410	0.0390	0.0490
t	5.	0.1140	0.0720	0.0760	0.0500	0.0600	0.0590	0.0520
	10.	0.2030	0.0990	0.0930	0.0920	0.0810	0.0690	0.0580
	25.	0.0980	0.1020	0.0990	0.0650	0.0610	0.0590	0.0570
	Bart	0.4210	0.5010	0.5460	0.6070	0.6910	0.7540	0.7850
	BF	0.0150	0.0150	0.0210	0.0390	0.0250	0.0500	0.0480
	Lev	0.3230	0.2140	0.1920	0.1840	0.1210	0.1070	0.0860
	AV	0.3750	0.4140	0.4420	0.4960	0.5880	0.6530	0.6820
	La	0.1820	0.1140	0.0900	0.0820	0.0490	0.0400	0.0300
	NP	0.6600	0.6750	0.6430	0.6950	0.7410	0.7870	0.8000
	C	0.4080	0.4540	0.4640	0.4970	0.5300	0.5470	0.6480
Ki kare	5.	0.2500	0.2220	0.2810	0.2660	0.3520	0.3880	0.3930
	10.	0.3120	0.2630	0.3050	0.3400	0.3490	0.3870	0.4350
	25.	0.1460	0.2110	0.2190	0.1690	0.1950	0.2150	0.2070
	Bart	0.4060	0.4800	0.5310	0.5900	0.6380	0.7320	0.7450
	BF	0.0050	0.0190	0.0210	0.0540	0.0330	0.0480	0.0470
	Lev	0.4230	0.3330	0.3180	0.3010	0.2720	0.2540	0.2250
	AV	0.3430	0.3930	0.4220	0.4950	0.5440	0.6040	0.6420
	La	0.2080	0.1570	0.1170	0.0980	0.0710	0.0400	0.0310
	NP	0.6560	0.6220	0.6500	0.6990	0.7010	0.7710	0.7670
	C	0.3940	0.4170	0.4560	0.5150	0.5020	0.5000	0.5650
Laplace	5.	0.0900	0.0800	0.0830	0.0530	0.0710	0.0600	0.0530
	10.	0.0870	0.0720	0.0670	0.0700	0.0700	0.0750	0.0590
	25.	0.0940	0.0890	0.1060	0.0800	0.0730	0.0650	0.0610
	Bart	0.3270	0.3710	0.4380	0.4370	0.5250	0.6230	0.6450
	BF	0.0060	0.0180	0.0210	0.0330	0.0360	0.0440	0.0430
	Lev	0.2960	0.2060	0.1620	0.1470	0.1370	0.1050	0.0800
	AV	0.2580	0.2990	0.3410	0.3490	0.4260	0.5160	0.5640
	La	0.2090	0.1400	0.1140	0.0950	0.0790	0.0480	0.0390
	NP	0.6030	0.5410	0.5780	0.5440	0.6030	0.6640	0.6630
	C	0.2810	0.3120	0.3430	0.3350	0.3680	0.4020	0.5120

Çizelge 5.1. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranları[Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=10						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Üstel	5.	0.3330	0.3960	0.4820	0.4850	0.6540	0.7990	0.8550
	10.	0.4140	0.4480	0.4940	0.5910	0.6820	0.8110	0.8810
	25.	0.2980	0.4220	0.4830	0.4660	0.5280	0.6050	0.6240
	Bart	0.5380	0.6270	0.6720	0.7020	0.7320	0.7880	0.8000
	BF	0.0120	0.0300	0.0350	0.0590	0.0550	0.0540	0.0530
	Lev	0.5380	0.4550	0.4320	0.4390	0.4200	0.4080	0.3790
	AV	0.3900	0.4590	0.5220	0.5290	0.5960	0.6670	0.7050
	La	0.2890	0.2260	0.1790	0.1500	0.1210	0.0870	0.0650
	NP	0.7630	0.7680	0.7720	0.7930	0.7870	0.8220	0.8220
	C	0.3840	0.4270	0.4970	0.4770	0.5000	0.4990	0.6090
Beta	5.	0.0540	0.0530	0.0520	0.0420	0.0520	0.0480	0.0420
	10.	0.0660	0.0520	0.0530	0.0660	0.0510	0.0420	0.0640
	25.	0.0630	0.0640	0.0710	0.0500	0.0650	0.0700	0.0550
	Bart	0.0140	0.0120	0.0130	0.0090	0.0060	0.0030	0.0040
	BF	0.0010	0.0020	0.0090	0.0220	0.0130	0.0310	0.0310
	Lev	0.1200	0.0820	0.0970	0.0730	0.0710	0.0680	0.0660
	AV	0.0180	0.0190	0.0140	0.0120	0.0090	0.0060	0.0080
	La	0.1470	0.0980	0.0890	0.0890	0.0750	0.0600	0.0660
	NP	0.0910	0.0430	0.0360	0.0280	0.0110	0.0050	0.0060
	C	0.0080	0.0100	0.0110	0.0050	0.0040	0.0030	0.0050
Düzgün	5.	0.0280	0.0300	0.0280	0.0270	0.0400	0.0400	0.0350
	10.	0.1170	0.0670	0.0630	0.0810	0.0710	0.0870	0.0990
	25.	0.0730	0.0890	0.0780	0.0730	0.0610	0.0740	0.0660
	Bart	0.0080	0.0150	0.0060	0.0060	0.0040	0.0060	0.0001
	BF	0.0040	0.0100	0.0150	0.0170	0.0080	0.0210	0.0300
	Lev	0.1350	0.1020	0.0760	0.0810	0.0720	0.0660	0.0720
	AV	0.0200	0.0100	0.0060	0.0080	0.0040	0.0001	0.0020
	La	0.1840	0.1230	0.0760	0.0930	0.0590	0.0570	0.0600
	NP	0.0570	0.0160	0.0150	0.0030	0.0070	0.0001	0.0001
	C	0.0180	0.0060	0.0030	0.0040	0.0001	0.0030	0.0001
Weibull	5.	0.0540	0.0600	0.0490	0.0390	0.0660	0.0590	0.0560
	10.	0.1230	0.0560	0.0530	0.0670	0.0670	0.0600	0.0640
	25.	0.0760	0.0710	0.0700	0.0710	0.0490	0.0520	0.0510
	Bart	0.0440	0.0270	0.0250	0.0270	0.0240	0.0210	0.0210
	BF	0.0020	0.0020	0.0090	0.0260	0.0190	0.0380	0.0370
	Lev	0.1450	0.0890	0.0900	0.0670	0.0830	0.0720	0.0620
	AV	0.0420	0.0300	0.0240	0.0300	0.0290	0.0190	0.0290
	La	0.1810	0.1090	0.1010	0.0890	0.0770	0.0540	0.0600
	NP	0.1510	0.0870	0.0700	0.0520	0.0400	0.0260	0.0280
	C	0.0370	0.0330	0.0190	0.0200	0.0210	0.0100	0.0160

Çizelge 5.1 incelenirse aşağıdaki bulgular elde edilir.

Normal dağılım gösteren yığınlardan seçilen örneklerde,

Örnek sayısı 3 iken, üç Yüzdelik testinin de genel olarak başta belirlenen 0,05'lik anlamlılık düzeyini koruduğu gözlenmiştir. Örnek sayısı 5 olduğunda ise, 5'nci Yüzdelik testinin küçük örnek hacimleri için bulunan değerleri varsayılan anlamlılık düzeyinin üzerindedir. Büyük örnek hacimleri için 5'nci Yüzdelik testi de anlamlılık düzeyini koruyabilmiştir. Örnek sayısı 10 iken, 5'nci Yüzdelik testi bütün örnek hacimlerinde varsayılan düzeyini korurken, 10'ncu ve 25'nci Yüzdelik testleri kabul edilebilir sınırlar içinde yer almalarına rağmen varsayılan düzeylerinden büyük değerlere sahip olduğu görülmektedir.

Bartlett testi, Anomv testi ve Cochran testinin bütün örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini korudukları gözlenmiştir.

Brown–Forsythe testinin ancak örnek hacmi 35 olduğunda anlamlılık düzeyine yaklaştığı, diğer durumlarda ise anlamlılık düzeyini koruyamadığı gözlenmiştir.

Levene testinin ise küçük örnek hacimleri için büyük değerler almasına karşın, büyük örnek hacimleri için anlamlılık düzeyine yaklaştığı söylenebilir.

Layard testinin örnek hacmi arttıkça anlamlılık düzeyine yaklaştığı sonucuna ulaşılmıştır. Örnek sayısı fazla iken anlamlılık düzeyini korumada daha iyi olduğu söylenebilir.

Neyman–Pearson testinin ise küçük örnek hacimleri için anlamlılık düzeyini koruyamadığı, örnek hacmi arttığında ise 0,05'lik anlamlılık düzeyine yaklaştığı görülmektedir.

t dağılımından alınan örneklerde,

Yüzdelik testi anlamlılık düzeyini genel olarak koruyabilmiştir. Ancak örnek sayısı 5 iken, küçük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyi 0,1000'un üzerinde çıkmıştır. Üç yüzdelik testi yöntemi sonuçlarının, örnek sayısı 10 iken anlamlılık düzeyini büyük örnek hacimlerinde genel olarak koruyabildiği, küçük örnek hacimlerinde ise varsayılan düzeyinden daha büyük oranlara sahip olduğu görülmüştür.

Levene testi örnek sayısı 3 iken, büyük örnek hacimleri için varsayılan düzeyine yaklaşmaktadır. Örnek sayısı 5 ve 10 olduğunda ise, küçük örnek hacimlerinde varsayılan değerinin üzerinde değerler almasına rağmen, örnek hacmi arttıkça varsayılan düzeyine yaklaşmakta olduğu söylenebilir.

Brown–Forsythe testinden elde edilen oranlar, varsayılan düzeyinden düşük olmalarına rağmen, Levene testine benzer şekilde büyük örnek hacimleri için varsayılan düzeyine yaklaşmışlardır.

Layard testi, küçük örnek hacimleri için anlamlılık düzeyini koruyamazken, büyük örnek hacimleri için düzeyini korumuştur.

Bartlett testi, Anomv testi, Neyman–Pearson testi ve Cochran testi ise anlamlılık düzeylerini hiçbir durumda koruyamamışlardır.

Ki kare dağılımından alınan örneklerde,

Örnek sayısı 3 iken 10'ncu ve 25'nci Yüzdelik testleri örnek hacimleri küçük olduğunda varsayılan düzeyine yakın değerler almışlardır.

Örnek sayısı 5 ve 10 iken Yüzdelik testi için varsayılan düzeyine yaklaştığını söylemek mümkün değildir.

Brown–Forsythe testi ve Layard testinin sadece büyük örnek hacimleri için varsayılan anlamlılık düzeylerini korudukları görülmektedir. Diğer testlerden hiçbirisi varsayılan anlamlılık düzeylerini koruyamamışlardır.

Laplace dağılımından alınan örneklerde,

Yüzdelik testi genel olarak varsayılan düzeyini korumuştur. Ancak 5'nci Yüzdelik testi için örnek sayısı 5 ve 10 iken örnek hacimleri küçük olduğunda varsayılan düzeyinden büyük değerler almışlardır. 25'nci Yüzdelik testi de örnek sayısı 10 iken küçük örnek hacimlerinde varsayılan düzeyinden büyük değerler almıştır.

Layard testi sadece büyük örnek hacimlerinde varsayılan düzeyine ulaşmıştır.

Levene testi, örnek sayısı 3 olduğunda büyük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini korurken, küçük örnek hacimlerinde oldukça büyük değerler almışlardır. Örnek sayısı 10 olduğunda ise anlamlılık düzeyini koruyamamaktadır.

Brown–Forsythe testi varsayılan değerden genel olarak düşük değerler almasına rağmen, büyük örnek hacimleri için varsayılan düzeyine yaklaşmıştır.

Bartlett testi, Anomv testi, Neyman–Pearson testi ve Cochran testi ise başlangıçta kararlaştırılan I. tip hata değerlerini hiçbir durumda koruyamamışlardır.

Üstel dağılımından alınan örneklerde,

Brown–Forsythe testi haricindeki hiçbir test varsayılan anlamlılık düzeyini korumada yeterli değildir. Bu değerlendirmeye Yüzdelik testi de dahildir.

Beta dağılımından alınan örneklerde,

Örnek sayısı 5 iken 5'nci Yüzdelik testi küçük örnek hacimleri için varsayılan düzeyini koruyamamaktadır. 10'ncu ve 25'nci Yüzdelik testlerinin ise genel olarak anlamlılık düzeylerini korudukları görülmüştür.

Levene testi ve Layard testinin anlamlılık düzeylerini sadece büyük örnek hacimlerinde koruduğu gözlenmiştir.

Neyman–Pearson testi ise sadece küçük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini korurken, büyük örnek hacimlerinde varsayılan düzeyinden oldukça küçük değerler almaktadır.

Bartlett testi, Brown–Forsythe testi, Anomv testi ve Cochran testi ise anlamlılık düzeylerini koruyamamışlardır.

Düzgün dağılımdan alınan örneklerde,

Örnek sayısı 3 ve 10 iken 5'nci Yüzdelik testi büyük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini korurken, örnek hacimleri küçük olduğunda küçük değerler almakta ve anlamlılık düzeyini koruyamamaktadır. Örnek sayısı 5 olduğunda ise 5'nci Yüzdelik testi için küçük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyinin varsayılan düzeyinden büyük değerler aldığı gözlenmektedir.

Levene testi ve Layard testi büyük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeylerini korurken diğer durumlarda koruyamamaktadırlar.

Bartlett testi, Brown–Forsythe testi, Anomv testi, Neyman–Pearson testi ve Cochran testi ise hiçbir durumda anlamlılık düzeylerini korumada yeterli değildir.

Weibull dağılımından alınan örneklerde,

Weibull dağılımı, Normal dağılıma göre hafif sağa çarpık bir dağılımdır. Dolayısıyla sonuçlar, Normal dağılımdan elde edilen sonuçlara oldukça benzerdir. Testler genel olarak anlamlılık düzeylerini korumuşlardır.

Layard testi ve Neyman–Pearson testinin küçük örnek hacimleri için anlamlılık düzeyleri oldukça büyük çıkmışken, büyük örnek hacimleri için 0,05’lik anlamlılık düzeyine yaklaştığı görülmektedir.

Brown–Forsythe testi ise küçük örnek hacimleri için varsayılan anlamlılık düzeyinden küçük değer aldığı görülmektedir.

Çizelge 5.2. Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları [Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=3						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Normal	5.	0.0020	0.1990	0.2730	0.3020	0.4080	0.7110	0.8470
	10.	0.1140	0.1160	0.1880	0.2730	0.3920	0.5720	0.7100
	25.	0.1250	0.0790	0.1220	0.1500	0.2010	0.3280	0.4630
	Bart	0.1470	0.2520	0.3120	0.3950	0.5440	0.7880	0.9210
	BF	0.0210	0.0890	0.1680	0.2710	0.3890	0.7060	0.8710
	Lev	0.1880	0.2510	0.3040	0.3640	0.4880	0.7640	0.8960
	AV	0.1580	0.2620	0.3280	0.3970	0.5560	0.8060	0.9260
	La	0.1850	0.2270	0.2820	0.3310	0.4540	0.7450	0.8930
	NP	0.2690	0.3420	0.4000	0.4660	0.5970	0.8070	0.9240
	C	0.1910	0.3080	0.3810	0.4580	0.6090	0.8170	0.9400
t	5.	0.0020	0.1460	0.1560	0.1780	0.2260	0.3690	0.4640
	10.	0.0830	0.0910	0.1450	0.2150	0.2550	0.3680	0.4870
	25.	0.1350	0.1060	0.1270	0.1440	0.2320	0.3270	0.4620
	Bart	0.2570	0.3850	0.4500	0.4780	0.6400	0.7740	0.8680
	BF	0.0270	0.0790	0.1260	0.1540	0.2570	0.4610	0.6250
	Lev	0.1720	0.2270	0.2470	0.2460	0.3450	0.5190	0.6680
	AV	0.2600	0.3820	0.4470	0.4860	0.6370	0.7700	0.8670
	La	0.2250	0.2450	0.2470	0.2420	0.2960	0.3810	0.4860
	NP	0.4030	0.4730	0.5170	0.5370	0.6720	0.7910	0.8820
	C	0.2850	0.3680	0.4370	0.4550	0.5840	0.7140	0.8290
Ki kare	5.	0.0030	0.1740	0.2400	0.2510	0.4880	0.7360	0.8270
	10.	0.1100	0.1780	0.3170	0.3510	0.4890	0.7000	0.7920
	25.	0.1520	0.1620	0.2030	0.2130	0.3240	0.4810	0.5760
	Bart	0.2510	0.3620	0.4590	0.4800	0.6000	0.7790	0.8320
	BF	0.0270	0.0710	0.1350	0.1650	0.2480	0.5120	0.6150
	Lev	0.2110	0.2620	0.3310	0.3420	0.4430	0.6670	0.7320
	AV	0.2680	0.3660	0.4600	0.4680	0.5950	0.7830	0.8320
	La	0.2520	0.2590	0.2740	0.2980	0.3080	0.4540	0.4830
	NP	0.3880	0.4530	0.5270	0.5300	0.6330	0.7960	0.8400
	C	0.2580	0.3400	0.4450	0.4490	0.5560	0.7280	0.7950
Laplace	5.	0.0040	0.1410	0.1570	0.1690	0.2500	0.3880	0.5450
	10.	0.1030	0.0760	0.1330	0.2000	0.2870	0.3910	0.4740
	25.	0.1560	0.0930	0.1370	0.1450	0.2200	0.2790	0.3740
	Bart	0.2760	0.3610	0.4610	0.4440	0.6280	0.7850	0.8690
	BF	0.0300	0.0780	0.1380	0.1600	0.2760	0.4930	0.6350
	Lev	0.2010	0.2260	0.2630	0.2520	0.3700	0.5620	0.6660
	AV	0.2840	0.3580	0.4630	0.4520	0.6120	0.7850	0.8680
	La	0.2460	0.2410	0.2740	0.2370	0.3030	0.4340	0.5600
	NP	0.3970	0.4430	0.5230	0.5020	0.6600	0.8000	0.8810
	C	0.2760	0.3520	0.4380	0.4390	0.5900	0.7540	0.8420

Çizelge 5.2. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları [Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=3						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Üstel	5.	0.0030	0.1900	0.2390	0.2520	0.5790	0.7510	0.8740
	10.	0.1340	0.2630	0.3710	0.4350	0.6360	0.7670	0.9000
	25.	0.2450	0.2500	0.2820	0.3720	0.4730	0.5750	0.6490
	Bart	0.3210	0.4130	0.4740	0.5070	0.6310	0.7680	0.8510
	BF	0.0350	0.0630	0.1120	0.1500	0.2380	0.3870	0.5280
	Lev	0.2640	0.3230	0.3400	0.3710	0.5020	0.6040	0.7150
	AV	0.3170	0.4050	0.4730	0.4980	0.6280	0.7670	0.8430
	La	0.3040	0.2970	0.2860	0.2830	0.3300	0.3580	0.4360
	NP	0.4490	0.5140	0.5380	0.5530	0.6610	0.7850	0.8560
	C	0.3040	0.3950	0.4350	0.4560	0.5940	0.6960	0.8180
Beta	5.	0.0050	0.1910	0.3130	0.3540	0.5290	0.7940	0.9170
	10.	0.1240	0.1090	0.2300	0.3220	0.4560	0.6590	0.8050
	25.	0.1520	0.1040	0.1440	0.1740	0.2580	0.3510	0.5120
	Bart	0.1420	0.1980	0.2980	0.3450	0.5500	0.8400	0.9530
	BF	0.0240	0.0870	0.2010	0.2850	0.4660	0.7720	0.9250
	Lev	0.1990	0.2630	0.3740	0.4080	0.5920	0.8350	0.9410
	AV	0.1500	0.2050	0.3260	0.3640	0.5690	0.8610	0.9600
	La	0.1960	0.2350	0.3100	0.3530	0.5600	0.8570	0.9670
	NP	0.2590	0.2800	0.3840	0.4300	0.6010	0.8640	0.9570
	C	0.1770	0.2550	0.3960	0.4260	0.6200	0.8790	0.9720
Düzgün	5.	0.0020	0.2780	0.4600	0.5180	0.7740	0.9710	0.9940
	10.	0.1440	0.1770	0.3710	0.4070	0.6160	0.8510	0.9420
	25.	0.1460	0.1120	0.1440	0.1620	0.2840	0.3540	0.4820
	Bart	0.0950	0.1510	0.2390	0.2740	0.5570	0.8690	0.9700
	BF	0.0180	0.0970	0.2000	0.3130	0.5430	0.8430	0.9480
	Lev	0.2200	0.3150	0.4220	0.4770	0.6540	0.8820	0.9620
	AV	0.0930	0.1720	0.2680	0.3070	0.5870	0.8880	0.9720
	La	0.1940	0.2580	0.3680	0.4200	0.6880	0.9340	0.9870
	NP	0.2170	0.2650	0.3430	0.3750	0.6140	0.8870	0.9730
	C	0.1360	0.2470	0.3720	0.4220	0.6760	0.9060	0.9810
Weibull	5.	0.0080	0.1750	0.2470	0.3040	0.4810	0.7550	0.8690
	10.	0.1140	0.1460	0.2260	0.3300	0.4320	0.6520	0.7830
	25.	0.1580	0.1060	0.1340	0.1950	0.2500	0.3770	0.5140
	Bart	0.1940	0.2870	0.3490	0.4380	0.5540	0.7830	0.9010
	BF	0.0230	0.0930	0.1430	0.2520	0.3650	0.6630	0.8130
	Lev	0.2110	0.2740	0.3140	0.3980	0.5000	0.7420	0.8520
	AV	0.2060	0.2940	0.3530	0.4400	0.5550	0.7810	0.9070
	La	0.2120	0.2470	0.2570	0.3460	0.3910	0.6440	0.8030
	NP	0.3340	0.3710	0.4070	0.5100	0.5940	0.8060	0.9090
	C	0.2460	0.3170	0.3850	0.4630	0.5770	0.7780	0.9070

Çizelge 5.2. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları [Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=5						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Normal	5.	0.2150	0.3330	0.4290	0.4330	0.4480	0.8370	0.9410
	10.	0.1990	0.2370	0.3070	0.2980	0.5270	0.7780	0.9110
	25.	0.1350	0.1910	0.1590	0.1810	0.2710	0.4480	0.5800
	Bart	0.1750	0.2900	0.4300	0.4670	0.7150	0.9360	0.9860
	BF	0.0200	0.1050	0.2280	0.3220	0.5440	0.8420	0.9580
	Lev	0.2790	0.3630	0.4450	0.4820	0.6740	0.8830	0.9710
	AV	0.1570	0.2370	0.3340	0.3690	0.5520	0.8290	0.9440
	La	0.2430	0.2630	0.3780	0.4060	0.6090	0.8920	0.9750
	NP	0.3540	0.4320	0.5570	0.5790	0.7770	0.9460	0.9860
	C	0.1880	0.2840	0.3670	0.4120	0.5910	0.8000	0.9560
t	5.	0.1940	0.2630	0.2420	0.2550	0.2290	0.4030	0.5460
	10.	0.1680	0.1820	0.2170	0.2010	0.3180	0.4930	0.6710
	25.	0.1380	0.1810	0.1690	0.1790	0.2580	0.4210	0.6050
	Bart	0.3740	0.5420	0.6260	0.6520	0.7930	0.9100	0.9740
	BF	0.0230	0.0970	0.1470	0.2060	0.3200	0.5480	0.7700
	Lev	0.2650	0.2940	0.3480	0.3690	0.4700	0.6540	0.8140
	AV	0.3490	0.4730	0.5510	0.5730	0.7340	0.8760	0.9450
	La	0.2340	0.2490	0.2420	0.2440	0.2970	0.4250	0.5300
	NP	0.5600	0.6550	0.6770	0.7200	0.8180	0.9230	0.9740
	C	0.3680	0.4730	0.4960	0.5430	0.6790	0.7920	0.9130
Ki kare	5.	0.3040	0.4080	0.4150	0.4820	0.4760	0.8450	0.9270
	10.	0.2010	0.3510	0.4110	0.4150	0.6650	0.8710	0.9520
	25.	0.1620	0.3030	0.3170	0.3230	0.4360	0.5920	0.7540
	Bart	0.3770	0.5070	0.5960	0.6760	0.7870	0.9080	0.9580
	BF	0.0230	0.0720	0.1540	0.2010	0.3330	0.6100	0.7840
	Lev	0.3240	0.4000	0.4480	0.4790	0.6120	0.8020	0.8940
	AV	0.3410	0.4510	0.5190	0.5890	0.7350	0.8480	0.9340
	La	0.2870	0.2520	0.2860	0.3200	0.3400	0.4840	0.5730
	NP	0.5700	0.6330	0.6590	0.7350	0.8270	0.9220	0.9580
	C	0.3560	0.4370	0.4900	0.5530	0.6680	0.7670	0.8950
Laplace	5.	0.1720	0.2340	0.2700	0.2770	0.2300	0.4960	0.6120
	10.	0.1520	0.1890	0.2080	0.2110	0.3540	0.5090	0.6960
	25.	0.1340	0.1820	0.1510	0.1830	0.2370	0.3570	0.4790
	Bart	0.3570	0.5200	0.5860	0.6410	0.7820	0.9230	0.9760
	BF	0.0230	0.0890	0.1620	0.2110	0.3620	0.6070	0.7890
	Lev	0.2540	0.3010	0.3490	0.3630	0.5000	0.6810	0.8280
	AV	0.3090	0.4480	0.4980	0.5440	0.7210	0.8850	0.9380
	La	0.2840	0.2610	0.2790	0.2750	0.3600	0.5170	0.6340
	NP	0.5520	0.6260	0.6630	0.7170	0.8160	0.9300	0.9800
	C	0.3170	0.4220	0.4830	0.5260	0.6640	0.8310	0.9180

Çizelge 5.2. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları [Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=5						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Üstel	5.	0.4350	0.5130	0.5360	0.5480	0.5890	0.8830	0.9540
	10.	0.2570	0.4540	0.5310	0.5420	0.7780	0.9360	0.9850
	25.	0.2400	0.4090	0.3980	0.4660	0.6060	0.7710	0.8400
	Bart	0.4520	0.6130	0.6860	0.6580	0.7910	0.9080	0.9570
	BF	0.0280	0.0960	0.1310	0.1500	0.2800	0.4860	0.6870
	Lev	0.3900	0.4770	0.5080	0.4780	0.6290	0.7820	0.8770
	AV	0.4140	0.5400	0.6020	0.6130	0.7480	0.8800	0.9360
	La	0.3420	0.3490	0.3100	0.2840	0.3570	0.4460	0.5140
	NP	0.6350	0.7170	0.7500	0.7260	0.8190	0.9190	0.9600
	C	0.3870	0.4820	0.5470	0.5460	0.6860	0.8010	0.9010
Beta	5.	0.2250	0.3290	0.4170	0.4980	0.5290	0.9060	0.9700
	10.	0.1990	0.2830	0.3130	0.3500	0.6040	0.8500	0.9580
	25.	0.1150	0.1730	0.1730	0.2070	0.3130	0.5340	0.6830
	Bart	0.1320	0.2480	0.3270	0.4390	0.7220	0.9400	0.9940
	BF	0.0190	0.0980	0.1990	0.3450	0.6000	0.9140	0.9870
	Lev	0.2650	0.3550	0.4410	0.5230	0.7450	0.9380	0.9920
	AV	0.1300	0.1890	0.2390	0.3220	0.4980	0.8030	0.9530
	La	0.2010	0.2850	0.3810	0.4510	0.7230	0.9580	0.9950
	NP	0.3120	0.3890	0.4740	0.5470	0.7810	0.9500	0.9940
	C	0.1730	0.2380	0.2950	0.3710	0.5480	0.8150	0.9720
Düzgün	5.	0.2780	0.4210	0.6130	0.7070	0.8180	0.9960	1.0000
	10.	0.2410	0.3840	0.4930	0.4780	0.8030	0.9770	0.9990
	25.	0.1390	0.2310	0.1630	0.2120	0.3240	0.5170	0.6680
	Bart	0.0920	0.1670	0.3000	0.3390	0.6770	0.9720	0.9990
	BF	0.0130	0.1060	0.2360	0.3870	0.6740	0.9580	0.9950
	Lev	0.3070	0.4150	0.5510	0.5960	0.8190	0.9750	0.9970
	AV	0.0910	0.0980	0.1550	0.1950	0.3700	0.8140	0.9650
	La	0.2250	0.3050	0.4740	0.5420	0.8480	0.9930	1.0000
	NP	0.2490	0.3010	0.4160	0.4620	0.7420	0.9780	0.9990
	C	0.1150	0.1360	0.2370	0.2630	0.4740	0.8360	0.9810
Weibull	5.	0.2290	0.3240	0.3990	0.4580	0.4160	0.8480	0.9560
	10.	0.1670	0.2740	0.3800	0.3330	0.5940	0.8190	0.9550
	25.	0.1180	0.2180	0.2060	0.2350	0.3150	0.5080	0.7160
	Bart	0.2240	0.3470	0.4830	0.5220	0.6970	0.9260	0.9850
	BF	0.0210	0.0940	0.2010	0.2810	0.4670	0.7880	0.9560
	Lev	0.2710	0.3790	0.4760	0.4780	0.6520	0.8720	0.9740
	AV	0.2100	0.3020	0.4050	0.4270	0.5890	0.8340	0.9450
	La	0.2190	0.2610	0.3320	0.3440	0.5170	0.7900	0.9470
	NP	0.4170	0.4780	0.5770	0.6100	0.7430	0.9380	0.9860
	C	0.2480	0.3490	0.4230	0.4630	0.5830	0.8090	0.9470

Çizelge 5.2. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları [Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=10						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Normal	5.	0.1650	0.2230	0.3640	0.3890	0.6820	0.9550	0.9960
	10.	0.3040	0.3150	0.4410	0.5110	0.7310	0.9570	0.9970
	25.	0.1360	0.1940	0.2740	0.2760	0.3970	0.6930	0.8540
	Bart	0.2520	0.4280	0.6000	0.6560	0.9060	0.9980	1.0000
	BF	0.0250	0.1110	0.2670	0.4210	0.7150	0.9830	1.0000
	Lev	0.4020	0.4910	0.6190	0.6720	0.8760	0.9920	1.0000
	AV	0.1660	0.2500	0.2940	0.3480	0.5380	0.8400	0.9730
	La	0.3070	0.3950	0.5370	0.5980	0.8470	0.9970	1.0000
	NP	0.5390	0.6310	0.7430	0.7980	0.9450	0.9990	1.0000
	C	0.2050	0.2960	0.3160	0.3530	0.4160	0.5930	0.8960
t	5.	0.1710	0.1780	0.2360	0.1800	0.3230	0.5130	0.7040
	10.	0.3090	0.2610	0.2820	0.3310	0.4440	0.6850	0.8450
	25.	0.1750	0.2500	0.3130	0.2810	0.4210	0.6600	0.8600
	Bart	0.5870	0.7560	0.8680	0.8800	0.9480	0.9890	1.0000
	BF	0.0450	0.1070	0.2010	0.2430	0.4450	0.7660	0.9050
	Lev	0.4740	0.4820	0.5360	0.5280	0.6820	0.8480	0.9340
	AV	0.4270	0.5870	0.6960	0.7310	0.8710	0.9700	0.9920
	La	0.3000	0.2780	0.3000	0.2830	0.3570	0.4840	0.5780
	NP	0.7700	0.8660	0.9120	0.9240	0.9590	0.9910	1.0000
	C	0.4580	0.5690	0.6580	0.6950	0.7970	0.9020	0.9650
Ki kare	5.	0.3180	0.3740	0.4920	0.5450	0.7590	0.9480	0.9910
	10.	0.4440	0.4890	0.6200	0.6930	0.8530	0.9850	0.9980
	25.	0.2700	0.3830	0.4720	0.4770	0.6710	0.8730	0.9550
	Bart	0.5950	0.7600	0.8470	0.8890	0.9640	0.9920	0.9970
	BF	0.0400	0.1050	0.1820	0.2720	0.4770	0.8080	0.9540
	Lev	0.5970	0.6140	0.6660	0.6870	0.8280	0.9610	0.9900
	AV	0.4510	0.6030	0.7050	0.7500	0.8850	0.9660	0.9910
	La	0.3310	0.3160	0.3310	0.3150	0.4200	0.5610	0.7420
	NP	0.8280	0.8720	0.9120	0.9320	0.9770	0.9940	0.9970
	C	0.4920	0.5810	0.6560	0.7120	0.7610	0.8450	0.9540
Laplace	5.	0.1480	0.1760	0.2180	0.2210	0.3980	0.5670	0.7470
	10.	0.2810	0.2450	0.2750	0.3600	0.4870	0.7360	0.8800
	25.	0.1680	0.2370	0.2530	0.2680	0.3660	0.6040	0.7160
	Bart	0.5720	0.7470	0.8230	0.8630	0.9560	0.9950	1.0000
	BF	0.0330	0.1120	0.1930	0.2770	0.4890	0.7980	0.9230
	Lev	0.4440	0.4710	0.5020	0.5390	0.7190	0.8820	0.9470
	AV	0.4390	0.5660	0.6320	0.7140	0.8600	0.9570	0.9870
	La	0.3120	0.3310	0.3240	0.3440	0.4400	0.6310	0.6870
	NP	0.7830	0.8550	0.8870	0.9140	0.9740	0.9970	1.0000
	C	0.4420	0.5630	0.6240	0.6720	0.7590	0.8450	0.9400

Çizelge 5.2. (Devam) Yüzdelik ve diğer test istatistikleri için çeşitli k ve n değerlerine göre 10000 tekrarda, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları [Nominal $\alpha = 0,05$]

Dağılım	Test İst.	k=10						
		n=5	n=7	n=9	n=10	n=15	n=25	n=35
Üstel	5.	0.4020	0.4970	0.6120	0.6580	0.8690	0.9800	0.9980
	10.	0.5330	0.6570	0.7640	0.8290	0.9530	0.9980	1.0000
	25.	0.4070	0.5700	0.7060	0.7400	0.8630	0.9550	0.9940
	Bart	0.7250	0.8400	0.8930	0.9240	0.9600	0.9940	0.9990
	BF	0.0410	0.0840	0.1530	0.2480	0.3610	0.7000	0.8780
	Lev	0.7030	0.6870	0.7430	0.7660	0.8570	0.9600	0.9880
	AV	0.5750	0.7150	0.7860	0.8090	0.9030	0.9800	0.9900
	La	0.4000	0.3720	0.3630	0.3680	0.3760	0.5520	0.6660
	NP	0.8680	0.9240	0.9420	0.9480	0.9710	0.9940	0.9990
	C	0.5530	0.6510	0.7150	0.7460	0.7990	0.8830	0.9560
Beta	5.	0.1550	0.2300	0.3520	0.4130	0.7890	0.9840	1.0000
	10.	0.3210	0.3610	0.4750	0.6020	0.8180	0.9780	0.9990
	25.	0.1430	0.2430	0.3080	0.3450	0.4990	0.7580	0.9110
	Bart	0.1960	0.3440	0.4800	0.6040	0.9080	0.9980	1.0000
	BF	0.0110	0.0900	0.2480	0.4950	0.8140	0.9890	1.0000
	Lev	0.4170	0.5120	0.6510	0.7300	0.9390	0.9970	1.0000
	AV	0.1030	0.1560	0.2120	0.2530	0.4190	0.7790	0.9450
	La	0.3270	0.4300	0.5620	0.6780	0.9390	1.0000	1.0000
	NP	0.4620	0.5610	0.6530	0.7400	0.9420	0.9990	1.0000
	C	0.1380	0.1890	0.2090	0.2560	0.3270	0.4960	0.8370
Düzgün	5.	0.1810	0.2930	0.5560	0.6800	0.9870	1.0000	1.0000
	10.	0.3840	0.5020	0.7250	0.8250	0.9680	1.0000	1.0000
	25.	0.1810	0.2570	0.3710	0.4490	0.5180	0.7570	0.9300
	Bart	0.0810	0.1920	0.3910	0.5060	0.8800	0.9990	1.0000
	BF	0.0070	0.0880	0.2940	0.5360	0.8710	0.9970	1.0000
	Lev	0.4510	0.5590	0.7430	0.8140	0.9590	1.0000	1.0000
	AV	0.0410	0.0610	0.0770	0.1000	0.2100	0.6120	0.9250
	La	0.3220	0.4870	0.7200	0.8200	0.9850	1.0000	1.0000
	NP	0.3310	0.4060	0.6000	0.6780	0.9310	0.9990	1.0000
	C	0.0440	0.0590	0.0810	0.1100	0.1380	0.2960	0.7440
Weibull	5.	0.2060	0.2640	0.4370	0.4160	0.7060	0.9480	0.9960
	10.	0.3460	0.3780	0.5230	0.6140	0.8120	0.9760	0.9990
	25.	0.1750	0.2590	0.3460	0.3480	0.5220	0.7860	0.9120
	Bart	0.3450	0.5170	0.6970	0.7570	0.9220	0.9960	0.9980
	BF	0.0260	0.0980	0.2650	0.3940	0.6770	0.9570	0.9970
	Lev	0.4560	0.5210	0.6590	0.7090	0.8800	0.9880	0.9980
	AV	0.2460	0.3360	0.4430	0.4800	0.6500	0.9130	0.9810
	La	0.3150	0.3620	0.4710	0.5120	0.7440	0.9580	0.9950
	NP	0.6390	0.7220	0.8080	0.8340	0.9430	0.9990	0.9980
	C	0.2920	0.3850	0.4670	0.4860	0.5290	0.7100	0.9330

Çizelge 5.2 incelendiğinde aşağıdaki bulgular elde edilir.

Bütün testler için örnek hacimleri arttığında, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezini red oranlarının da (güç değerlerinin de) arttığı görülmektedir.

Normal dağılımdan elde edilen örneklerde,

Örnek sayısı 3 iken örnek hacmi 5 olduğunda, 5'nci Yüzdelik testi için gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranı 0,0020'dir. Örnek hacmi arttıkça red oranı da artmakta, örnek hacmi 35 olduğunda ise bu oran 0,8470'e kadar çıkmaktadır. 10'ncu Yüzdelik testinde örnek hacmi 5 olduğunda red oranı 0,1140 iken örnek hacmi 35 olduğunda ise bu oran 0,7100 olarak gerçekleşmiştir. 25'nci Yüzdelik testi için elde edilen oranlar dikkat çekicidir. Örnek hacminin büyük olduğu durumlarda red oranları çok küçük değerler almaktadır. Normal dağılım için, örnek sayısı 3 ve örnek hacmi 5 iken, 25'nci Yüzdelik testinden elde edilen oran, 5'nci Yüzdelik testinden elde edilen oran ve 10'ncu Yüzdelik testinden elde edilen orana göre daha yüksek değere sahipken, örnek hacmi 35 olduğunda ise red oranı 0,4630 olarak gözlemlenmiştir. Bu red oranı bütün testler içindeki en küçük değer olduğu görülmektedir.

Örnek sayısı 3 ve örnek hacmi 5 iken en yüksek red oranına sahip test Neyman–Pearson testi, örnek hacmi 35 olduğunda ise Cochran testidir.

Örnek sayısı 5 iken, bütün örnek hacimlerinde 5'nci Yüzdelik testi red oranları diğer Yüzdelik testi red oranlarından daha yüksektir. Dolayısıyla örnek sayısı küçük iken 5'nci Yüzdelik testinin, örnek sayısı fazla iken 10'ncu Yüzdelik testinin kullanılmasının uygun olacağı söylenebilir. 25'nci Yüzdelik testinin ise anlamlılık düzeyini korumuş olmasına rağmen, yanlış olan H_0 hipotezi red oranlarının düşük olmasından dolayı kullanılmasının uygun olmadığı söylenebilir. Bartlett testine ait red oranları, diğer testlerden elde edilmiş red

oranlarına yakın değerler almışlardır. Brown–Forsythe testine ait red oranları genel olarak düşüktür. Bu testin anlamlılık düzeyini koruyamadığı daha önce vurgulanmıştı. Layard testi ve Neyman–Pearson testinin red oranları diğer testlerden elde edilen sonuçlarla paralellik göstermektedir. Ancak bu iki test de anlamlılık düzeylerini koruyamamıştır.

Örnek sayısı 10 iken Bartlett testi, Brown–Forsythe testi, Levene testi, Layard testi ve Neyman–Pearson testine ait red oranları 1,0000 olarak gerçekleşmiştir.

t dağılımından alınan örneklerde,

Örnek sayısı 3 iken örnek hacmi küçük olduğunda en yüksek red oranı Neyman–Pearson testinden elde edilmişken, örnek hacmi arttığında en yüksek red oranlarının Bartlett testi, Anomv testi ve Cochran testine ait olduğu görülmüştür. Ancak bu testlerin anlamlılık düzeylerini koruyamadıkları bilinmektedir. Yüzdelik testlerine ait red oranları diğer testlerin red oranlarından düşük olsa da anlamlılık düzeylerini korudukları vurgulanmıştı.

Örnek sayısı 5 ve 10 iken de benzer sonuçlar gerçekleşmiştir. Büyük örnek hacimlerinde Brown–Forsythe testi, Levene testi ve Layard testinin anlamlılık düzeylerini korudukları bilinmektedir. Ancak red oranları diğer testlere göre daha düşük değerlere sahiptir.

Ki kare dağılımından alınan örneklerde,

Brown–Forsythe testi ve Layard testinin büyük örnek hacimleri için anlamlılık düzeylerini korudukları bilindiğine göre, Brown–Forsythe testinin red oranlarının Layard testinin red oranlarından daha yüksek olduğu ve kullanılmasının uygun olduğu söylenebilir.

Brown–Forsythe testinde örnek hacimleri arasındaki oran farkları dikkat çekicidir. Bu test için, örnek sayısı 10 iken örnek hacmi 5 olduğunda red oranı 0,0400 olarak gerçekleşirken, örnek hacmi 35 olduğunda ise red oranı 0,9540 olarak gerçekleşmiştir.

Laplace dağılımından alınan örneklerde,

Yüzdelik testlerinden elde edilen red oranları diğer testlerden elde edilen oranlara göre daha düşük değerler almışlardır. Ancak Yüzdelik testleri başta belirlenen $\alpha = 0,05$ 'lik anlamlılık düzeylerini korumuşlardır.

Levene testi ve Layard testinde büyük örnek hacimleri için red oranlarının yüksek çıktığı görülmektedir. Aynı zamanda bu testler anlamlılık düzeylerini büyük örnek hacimleri için de korumuşlardır.

Bartlett testi, Anomv testi, Neyman–Pearson testi ve Cochran testine ait red oranlarının yüksek çıkmasına rağmen anlamlılık düzeylerini koruyamadıkları bilinmektedir. Dolayısıyla kullanılmalarının uygun olmadığı söylenebilir.

Üstel dağılımından alınan örneklerde,

Brown–Forsythe testi ve Levene testinin anlamlılık düzeylerini korudukları dikkate alınırsa, örnek sayısı 3 iken örnek hacmi 35 olduğunda Brown–Forsythe testine ait red oranı 0,5280 ve Layard testine ait red oranı ise 0,4360 olarak gerçekleşmiştir.

Örnek sayısı 10 iken ise örnek hacmi 35 olduğunda Brown–Forsythe testine ait red oranı 0,8780 ve Layard testine ait red oranı 0,6660 olarak gerçekleşmiştir. Diğer testlerin red oranları birbirlerine oldukça yakındır.

Beta dağılımından alınan örneklerde,

Örnek sayısı 3 iken örnek hacmi küçük olduğunda Neyman–Pearson testine ait red oranı en yüksek değeri yani 0,2590 değerini almıştır. Örnek hacmi 35 olduğunda ise 25’nci Yüzdelik ve 10’ncu Yüzdelik testleri haricindeki diğer testlerin red oranlarının 0,90’ın üzerinde olduğu görülmektedir. 5’nci Yüzdelik testi, Levene testi ve Layard testinin anlamlılık düzeylerini korudukları vurgulanmıştı. Dolayısıyla bu testlerin, örneklerin seçildikleri yığınların Beta dağılımına uyması durumunda kullanılabilmelerinin uygun olduğu söylenebilir.

Örnek sayısı 5 iken yine Levene testi ve Layard testi red oranları yüksektir. Bütün örnek hacimlerinde en yüksek red oranına sahip test Neyman–Pearson testi olmasına rağmen bu test anlamlılık düzeyini koruyamamıştır.

Örnek sayısı 10 ve örnek hacmi 35 iken 5’nci Yüzdelik testi, Bartlett testi, Brown–Forsythe testi, Levene testi, Layard testi ve Neyman–Pearson testlerinin red oranları 1,0000 çıkmıştır.

Düzgün dağılımdan alınan örneklerde,

Örnek sayısı 3 ve örnek hacmi 5 iken Levene testi ve Neyman–Pearson testine ait red oranlarının yüksek olduğu gözlenmiştir. Örnek hacmi 35 olduğunda ise en yüksek red oranına sahip test 5’nci Yüzdelik testidir. Örnek sayısı 3 ve örnek hacmi 5 iken 5’nci Yüzdelik testine ait red oranı 0,0020’dir.

Örnek sayısı 10 iken örnek hacmi 35 olduğunda 5’nci Yüzdelik testi, 10’ncu Yüzdelik testi, Bartlett testi, Brown–Forsythe testi, Levene testi, Layard testi ve Neyman–Pearson testinin red oranlarının 1,0000 olduğu görülmektedir.

5’nci Yüzdelik testi, 10’ncu Yüzdelik testi, Levene testi, Layard testi ve Neyman–Pearson testi anlamlılık düzeylerini koruduklarına göre, bu testlerin

kullanılmasının uygun olacağı söylenebilir. Örnek sayısı 10 iken Cochran testinden elde edilen oranlar dikkat çekicidir. Bu test diğer testlere göre oldukça küçük red oranlarına sahiptir.

Weibull dağılımından elde edilen örneklerde,

Normal dağılımdan seçilen örneklerden elde edilen sonuçlarla benzerlik göstermektedir.

Örnek sayısı 3 iken Brown–Forsythe testi haricindeki diğer testlerin anlamlılık düzeylerini korudukları bilinmektedir. Küçük örnek hacimleri için, Brown–Forsythe testine ait red oranları düşük çıkmıştır. Neyman–Pearson testinin bir çok durumda diğer testlerden daha yüksek red oranlarına sahip olduğu görülmektedir.

6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu tez çalışmasında, dağılımların eşitliğinin testinde kullanılan F testi, Bartlett testi, Levene testi gibi testlere alternatif olarak geliştirilmiş olan Yüzdelik testi üzerinde durulmuştur.

MINITAB13.0 paket programında türetilen, örnek sayısı(k) 3, 5, 10 ve örnek hacimleri(n) 5, 7, 9, 10, 15, 25 ve 35 değerlerinin her kombinasyonu için Normal dağılım, t dağılımı, Ki kare dağılımı, Laplace dağılımı, Üstel dağılım, Beta dağılımı, Düzgün dağılım ve Weibull dağılımından örnek seçme işlemi 10000 defa tekrarlanarak $\alpha = 0,05$ iken 5'nci Yüzdelik testi, 10'ncü Yüzdelik testi, 25'nci Yüzdelik testi, Bartlett testi, Brown–Forsythe testi, Levene testi, Anomv testi, Layard testi, Neyman–Pearson testi ve Cochran testlerinin her biri için hem gerçekte doğru olan H_0 hipotezinin red oranları, hem de gerçekte yanlış olan H_0 red oranları bulunmuştur.

Yüzdelik testi, Normal dağılım varsayımına dayalı olmayan bir test yöntemidir. Dolayısıyla Normal dağılım, t dağılımı, Laplace dağılımı, Beta dağılımı, Düzgün dağılım ve Weibull dağılımına sahip yığınlardan alınan örnekler için de varsayılan anlamlılık düzeyini koruduğu görülmüştür. Ki kare dağılımı için örnek sayısı 3 iken, 10'ncü ve 25'nci Yüzdelik testleri sadece küçük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini korurken, örnek sayısı 5 ve 10 olduğunda ise anlamlılık düzeyini koruyamamaktadır. Üstel dağılımdan alınan örneklerde ise hiçbir durumda anlamlılık düzeyini koruyamamıştır.

Yüzdelik testinin, gerçekte yanlış olan H_0 red oranlarının örnek sayısı fazla iken diğer testlerle benzerlik gösterdiği görülmüştür. Ancak 25'nci Yüzdelik testi için örnek hacmi 35 iken, anlamlılık düzeyini korumuş olmasına rağmen red oranlarının düşük olması dikkat çekicidir. Örnek sayısı 3 iken, 5'nci ve 10'ncü Yüzdelik testlerine ait red oranları birbirine yakın değerler almışken, örnek sayısı 10 olduğunda 10'ncü Yüzdelik testi red oranlarının daha yüksek olduğu görülmüştür.

Bartlett testinin sadece Normal dağılıma sahip yığınlardan seçilen örneklerde anlamlılık düzeyini koruyabildiği, Weibull dağılımı için de sadece küçük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini koruyabildiği gözlenmiştir. Gerçekte yanlış olan H_0 red oranları açısından ise diğer testlerle paralellik gösterdiği söylenebilir.

Brown–Forsythe testi, genel olarak büyük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini koruyabilmektedir. Ancak dikkat çekici nokta, Üstel dağılımdan alınan örneklerde, Brown–Forsythe testi haricindeki hiçbir test, Yüzdelik testi de dahil olmak üzere, anlamlılık düzeyini koruyamamıştır.

Levene testi ise Normal dağılım, t dağılımı, Laplace dağılımı, Beta dağılımı, Düzgün dağılım ve Weibull dağılımdan alınan örnekler için sadece büyük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini koruyabilmişken, Ki kare dağılımı ve Üstel dağılımdan alınan örneklerde anlamlılık düzeyini koruyamamıştır. Gerçekte yanlış olan H_0 red oranları açısından ise diğer testlerle paralellik gösterdiği söylenebilir. Ancak büyük örnek hacimleri söz konusu olduğunda Yüzdelik testinden daha yüksek red oranlarına sahip olduğu görülmüştür. Dolayısıyla büyük örnek hacimlerinde bu testin kullanılmasının uygun olacağı söylenebilir.

Anomv testi de Normal dağılım varsayımına dayalı bir testtir. Dolayısıyla, Normal dağılım ve Weibull dağılımı haricindeki diğer dağılımlar için anlamlılık düzeyini koruyamamıştır.

Layard testi, bütün dağılımlar için örnek hacmi 35 iken anlamlılık düzeyini korumaktadır. Örnek hacmi 5 iken ise hiçbir durumda anlamlılık düzeyini koruyamamaktadır. Dolayısıyla örnek hacmi büyük iken kullanılabilecek bir test olduğu söylenebilir.

Neyman–Pearson testi de Normal dağılım varsayımına dayalı bir testtir. Ancak Normal dağılım için küçük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini koruyamamıştır. Beta dağılımı ve Düzgün dağılım için ise küçük örnek hacimlerinde anlamlılık düzeyini koruyabilmiştir. Neyman–Pearson testinin birçok durumda gerçekte yanlış olan H_0 red oranları açısından diğer testlerden daha yüksek oranlara sahip oluşu dikkat çekicidir.

Cochran testi de Normal dağılım varsayımına dayalı bir testtir. Dolayısıyla beklendiği gibi sadece Normal dağılım için varsayılan düzeyini korumuş, diğer dağılımlar için anlamlılık düzeyini koruyamamıştır.

Sonuç olarak, Yüzdelik testi, varyansların homojenliğini test etmede kullanılan bir çok testten, gerçekte doğru olan H_0 hipotezi red oranlarının varsayılan düzeyini koruması bakımından daha anlamlı sonuçlar verdiği, gerçekte yanlış olan H_0 hipotezi red oranları açısından ise genel olarak diğer testlerle paralellik gösterdiği görülmüştür. Dolayısıyla, varyans analizi çözümlemesinden önce varyansların homojenliği araştırılırken, Yüzdelik testinin bir çok durumda kullanılmasının uygun olacağı söylenebilir.

KAYNAKLAR

Brown, M.B., ve Forsythe, A.B., "Robust Tests for the Equality of Variances" **JASA**, 69(346): 364-368 (1974).

Cochran, W.G., "Some Consequences when the assumptions for the analysis of variance are not satisfied", **Biometrics**, 3: 22-38 (1947).

Conover, W.J., Johnson M.E. ve Johnson M.M. "A comparative study of tests for homogeneity of variances, with applications to outer continental shelf bidding data", **Technometrics**, 23: 351-361 (1981).

Daniel, W.W, "Applied Nonparametric Statistics 1st ed", **Houghton Mifflin Company**, Boston, 92-101 (1978).

Gartside, P.S., "A study of methods for comparing several variances" **JASA**, 67(338): 342-346 (1972).

Gamgam H., "Parametrik Olmayan İstatistiksel Teknikler", **Gazi Üniversitesi**, Ankara, 289: 58-67 (1989).

Gastwirth, J.L., ve Mahmoud, H., "An Efficiency Robust Nonparametric Test for Scale Change of Data from a Gamma Distribution", **Technometrics**, 28(1): 81-84 (1986).

Gibbons J.D., ve Chakraborti, S., "Nonparametric Statistical Inference 4th ed", **Marcel Dekker**, New York, 325-329 (2003).

Glaser, R.E., "Exact critical Values for Bartlett's test for Homogeneity of variance", **JASA**, 71(354): 488-490.(1976).

Jaffe, P.R., Parker, F.L., ve Wilson, D.J., "Distribution of toxic substances in rivers" **Journal of the Environmental Engineering Division** 108: 639-649 (1982).

Keskin, S., "Varyansların Homojenliğini test etmede kullanılan bazı yöntemlerin I. tip hata ve testin gücü bakımından irdelenmesi", Doktora Tezi, **Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü**, Ankara, 19-25 (2002).

Keskin, S., Başpınar, E., Ankaralı, H., ve Gürbüz, F., "Normal dağılım gösteren populasyonlardan alınan örneklerde varyansların homojenliğini test etmek için kullanılan bazı yöntemlerin karşılaştırılması", **VIII. Ulusal Biyoistatistik Kongresi**, Bursa, 401-411 (2005).

Layard, M.V.J., "Robust large-sample tests for homogeneity of variances", **JASA**, 68(341): 195-198 (1973).

Levene, H., "Robust tests for equality of variances" Contributions to Probability and Statistics 1st ed, **Stanford University Press**, California, 278-292 (1960).

Mendeş, M., "Levene, Bartlett, Neyman–Pearson ve Bartlett 2 Testlerinin I. tip Hata olasılıkları Bakımından karşılaştırılması" **Tarım Bilimleri Dergisi**, 9(2): 143-146 (2003).

Ramachandran, K.V., "On the Tukey Test for the equality of means and the Hartley Test for the equality of variances", **The Annals of Mathematical Statistics**, 27(3): 825-831 (1956).

Sheskin, D.J., "Parametric and Nonparametric Statistical Procedures 3rd ed", **Chapman & Hall/CRC**, New York, 464-478 (2004).

Shoemaker, L.H., "Tests for Differences in Dispersion Based on Quantiles", **The American Statistician**, 49(2): 179-182 (1995).

Shoemaker, L.H., "Multisample Tests for the equality of Dispersions Based on Quantiles", **Communications in Statistics**, 32(1): 103-112 (2003).

Smith, P.J., "Intro Statistics 1st ed." **Springer-Verlag Singapore Pte.Ltd.**, Australia, 568-573, (1997).

Wludyka, P.S., ve Nelson, P.R., "An Analysis of Means Type Tests for Variances From Normal Populations", **Technometrics**, 39(3) 274-286, (1997).

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : ÖKSÜZ, Emrah
 Uyruğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 25.07.1976 Ordu
 Medeni hali : Evli
 Telefon : 0 (312) 417 51 90
 e-mail : eoksuz@kho.edu.tr

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet Tarihi
Lisans	Osmangazi Üni. /İstatistik Bölümü	1999
Lise	Ordu Lisesi	1993

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
1998-1999	Specturum Ltd.Şti.	Elektronik Departmanı
2000-2001	Konya Personel Okulu	Ölçme Değ. Sb.
2002-20..	Kara Harp Okulu	Öğretim Elemanı

Yabancı Dil

İngilizce

Hobiler

Yüzme, Basketbol, Futbol