

**SAĞA ÇARPIK DAĞILIMLAR İÇİN DÜZELTİLMİŞ t TESTLERİ
VE KARŞILAŞTIRMALARI**

Emre Erçin SARISOY

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**OCAK 2009
ANKARA**

**SAĞA ÇARPIK DAĞILIMLAR İÇİN DÜZELTİLMİŞ t TESTLERİ
VE KARŞILAŞTIRMALARI**

Emre Erçin SARISOY

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**OCAK 2009
ANKARA**

Emre Erin SARISOY tarafından hazırlanan SAĐA ARPIK DAĐILIMLAR İİN DÜZELTİLMİŐ t TESTLERİ VE KARŐILAŐTIRMALARI adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduĐunu onaylarım.

Prof. Dr. Hamza GAMGAM
Tez Danıőmanı, İstatistik Anabilim Dalı

Bu alıőma, jürimiz tarafından oy birliĐi ile İstatistik Anabilim Dalında Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiőtir.

Prof. Dr. Hülya BAYRAK
İstatistik Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi
Prof. Dr. Hamza GAMGAM
İstatistik Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi
Prof. Dr. Aydın ÜNSAL
Ekonometri Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi

Tarih: 29/01/2009

Bu tez ile G.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu Yüksek Lisans onamıőtır.

Prof. Dr. Nail ÜNSAL
Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

TEZ BİLDİRİMİ

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

Emre Erçin SARISOY

**SAĞA ÇARPIK DAĞILIMLAR İÇİN DÜZELTİLMİŞ t TESTLERİ
VE KARŞILAŞTIRMALARI
(Yüksek Lisans Tezi)**

Emre Erçin SARISOY

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
Ocak 2009**

ÖZET

Bu çalışmanın amacı, sağa çarpık dağılımlardan çekilen örnekler ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezlerini test etmek için kullanılan Chen' in Testi' ni tanıtmak ve diğer testler ile karşılaştırmaktır. Bu bağlamda, öncelikle, daha önceki çalışmalara değinilmiştir. İkinci bölümde, Student t Testi, Johnson' ın Düzeltilmiş Karesel t Testi, Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi, Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton'ın Karar Kuralı) ve Chen' in Testi tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde, simülasyon çalışmasında kullanılan sağa çarpık dağılımlar ve deney tasarımı hakkında bilgi verilmiştir. Bu dağılımlar, Üstel dağılım, Gamma dağılımı, Ki-Kare dağılımı, Lognormal dağılım, Weibull dağılımı ve Beta dağılımıdır. Dördüncü bölümde, her bir dağılımdan belirli sayıda çekilen örnekler ile, her bir test için gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme (deneysel 1. tip hata) oranları ve gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini red etme (testin gücü) oranları hesaplanmıştır. Deneysel 1. tip hata oranları nominal α ile ve deneysel testin gücü oranları da birbirleriyle karşılaştırılmıştır.

Simülasyon çalışmaları sonucunda, bazı durumlarda, deneysel 1. tip hata oranları bakımından Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton'ın Karar Kuralı), Chen' in Testi ile yakın sonuçlar vermiştir. Diğer taraftan, Chen' in Testi' nin diğer testlerden daha güçlü bir test olduğu tespit edilmiştir.

Örnek çapı biraz arttırıldığında, Chen’ in Testi’ ne ilişkin deneysel 1. tip hata oranlarının, Sutton’ ın Bileşik Testi’ ne ilişkin deneysel 1. tip hata oranlarına göre nominal α ’ ya daha yakın olduğu tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, Chen’ in Testi hem gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme (deneysel 1. tip hata) oranları hem de gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini red etme (testin gücü) oranları bakımından diğer testlerden daha iyi sonuçlar vermiştir.

Bilim Kodu : 205.1.066

Anahtar Kelimeler : Student t Testi, Johnson’ ın Düzeltilmiş Karesel t Testi, Johnson’ ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi, Sutton’ ın Bileşik Testi (Sutton’ ın Karar Kuralı), Chen’ in Testi, Çarpıklık, Bootstrap, Testin Gücü Oranları, 1. Tip Hata Oranları, Hipotez Testi

Sayfa Adedi : 91

Tez Yöneticisi : Prof. Dr. Hamza GAMGAM

**MODIFIED t TESTS FOR POSITIVELY SKEWED DISTRIBUTIONS
AND COMPARISONS**

(M. Sc. Thesis)

Emre Erçin SARISOY

**GAZI UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY**

January 2009

ABSTRACT

The aim of this study is to introduce Chen' s Test for testing the null hypotheses of population mean with drawn samples from positively skewed distributions and to compare it with other tests. In this context, firstly, prior studies are mentioned. In the second section, Student t Test, Johnson's Modified Square t Test, Johnson's Modified Linear t Test, Sutton' s Composite Test (Sutton' s Decision Rule) and Chen' s Test are discussed. In the third section, it is informed concerning positively skewed distributions and experiment design which are used in the simulation study. These distributions are Exponential distribution, Gamma distribution, Chi-Square distribution, Lognormal distribution, Weibull distribution and Beta distribution. In the fourth section, by drawing stated samples from each distribution, for each test, the reject (experimental type I error) rates for null hypothesis which is actually true and the reject (power of the test) rates for null hypothesis which is actually false are calculated. Experimental type I error rates are compared with nominal α and experimental power of the test rates are compared with each other.

At the end of simulation study, in some situations, Sutton' s Composite Test (Sutton' s Decision Rule) with respect to experimental type I error rates gives close results with Chen' s Test. Otherwise, it is determined that Chen' s Test is more powerful than other tests.

When sample size is increased a few, it is determined that experimental type I error rates concerning Chen' s Test are more close to nominal α than experimental type I error rates concerning Sutton' s Composite Test .

As a result, Chen' s Test gives better results than other tests with respect to both reject (experimental type I error) rates for null hypothesis which is actually true and the reject (power of the test) rates for null hypothesis which is actually false.

Science Code : 205.1.066

Key Words : Student t Test, Johnson' s Modified Square t Test, Johnson' s Modified Linear t Test, Sutton' s Composite Test (Sutton' s Decision Rule), Chen' s Test, Skewness, Bootstrap, Power of The Test Rates, Type I Error Rates, Hypothesis Test

Page Number : 91

Adviser : Prof. Dr. Hamza GAMGAM

TEŞEKKÜR

Gerek lisans öğrenimim gerek de bu çalışma boyunca hep yanımda olan ve İstatistik Bilimini kendisinden öğrendiğim Değerli Hocam Sayın Prof. Dr. Hamza GAMGAM' a, ayrıca simülasyon çalışmalarım boyunca bana destek olan Değerli Hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Bülent ALTUNKAYNAK' a ve manevi desteklerinden dolayı canım aileme teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET	iv
ABSTRACT	vi
TEŞEKKÜR	viii
İÇİNDEKİLER	ix
ÇİZELGELERİN LİSTESİ	xi
ŞEKİLLERİN LİSTESİ	xiii
SİMGELER VE KISALTMALAR	xiv
1. GİRİŞ	1
2. TEST İSTATİSTİKLERİ	9
2.1. Student t Testi.....	9
2.2. Johnson' ın Düzeltilmiş Karesel t Testi.....	9
2.3. Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi	13
2.4. Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton'ın Karar Kuralı).....	16
2.5. Chen' in Testi.....	17
3. SİMÜLASYON ÇALIŞMALARI	21
3.1. Simülasyonda Kullanılan Dağılımların Özellikleri.....	21
3.1.1. Üstel dağılım	21
3.1.2. Gamma dağılımı	23
3.1.3. Ki-Kare dağılımı.....	25
3.1.4. Lognormal dağılım	28
3.1.5. Weibull dağılımı	30
3.1.6. Beta dağılımı	33
3.2. Simülasyon Çalışması İçin Deney Tasarımı.....	35
4. SİMÜLASYON BULGULARI	38
4.1. Test İstatistiklerine İlişkin Deneysel 1. Tip Hata Oranlarının Karşılaştırılması.....	38
4.2. Test İstatistiklerine İlişkin Deneysel Testin Gücü Oranlarının Karşılaştırılması.....	51
5. SONUÇ VE ÖNERİLER	88

Sayfa

KAYNAKLAR.....	90
ÖZGEÇMİŞ.....	91

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 3.1. Testlere ilişkin kısaltma ve formüller.....	37
Çizelge 4.1. Üstel dağılım için deneysel 1. tip hata oranları.....	40
Çizelge 4.2. Gamma dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları.....	42
Çizelge 4.3. Ki-Kare dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları.....	44
Çizelge 4.4. Lognormal dağılım için deneysel 1. tip hata oranları.....	46
Çizelge 4.5. Weibull dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları	48
Çizelge 4.6. Beta dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları.....	50
Çizelge 4.7. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=7$).....	53
Çizelge 4.8. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=13$).....	54
Çizelge 4.9. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=20$).....	55
Çizelge 4.10. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=30$).....	56
Çizelge 4.11. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=50$).....	57
Çizelge 4.12. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$).....	59
Çizelge 4.13. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$).....	60
Çizelge 4.14. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$).....	61
Çizelge 4.15. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$).....	62
Çizelge 4.16. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$).....	63
Çizelge 4.17. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)	65
Çizelge 4.18. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)	66
Çizelge 4.19. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)	67
Çizelge 4.20. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)	68
Çizelge 4.21. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)	69
Çizelge 4.22. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=7$).....	71
Çizelge 4.23. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=13$).....	72
Çizelge 4.24. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=20$).....	73
Çizelge 4.25. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=30$).....	74
Çizelge 4.26. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=50$).....	75
Çizelge 4.27. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)	77

Çizelge	Sayfa
Çizelge 4.28. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)	78
Çizelge 4.29. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)	79
Çizelge 4.30. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)	80
Çizelge 4.31. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)	81
Çizelge 4.32. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$).....	83
Çizelge 4.33. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$).....	84
Çizelge 4.34. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$).....	85
Çizelge 4.35. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$).....	86
Çizelge 4.36. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$).....	87

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 3.1. Üstel dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	22
Şekil 3.2. Gamma dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları	24
Şekil 3.3. Ki-Kare dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları	27
Şekil 3.4. Lognormal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	29
Şekil 3.5. Weibull dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları	31
Şekil 3.6. Beta dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	34

SİMGELER VE KISALTMALAR

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

Simgeler	Açıklama
n	Örnek çapı
μ	Yığın ortalaması
$\bar{X}$	Örnek ortalaması
σ^2	Yığın varyansı
S^2	Örnek varyansı
μ_3	3. merkezselsel moment
$\hat{\mu}_3$	3. merkezselsel momentin tahmin edicisi
μ_4	4. merkezselsel moment
χ^2	Ki-Kare dağılımı
H_0	Yokluk hipotezi
H_1	Alternatif hipotez
t	Student t istatistiği
t_1	Johnson' in düzeltilmiş karesel t istatistiği
t'_1	Johnson' in düzeltilmiş doğrusal t istatistiği
t_2	Chen' in test istatistiği
α	1. tip hata
s_{t_1sb}	t_1 ' e ilişkin bootstrap standart hata
Z	Standart normal değişken

Kısaltmalar

Kısaltmalar	Açıklama
ST	Student t testi

Kısaltmalar**Açıklama****JDDT**

Johnson' ın düzeltilmiş doğrusal t testi

JDKT

Johnson' ın düzeltilmiş karesel t testi

SBT

Sutton' ın bileşik testi (Sutton' ın karar kuralı)

CT

Chen' in testi

CF

Cornish-Fisher açılımı

ERF

Hata fonksiyonu

KYM

Kayma miktarı

SD

Serbestlik derecesi

1. GİRİŞ

Merkezi limit kuramı gereği, ortalaması μ ve varyansı σ^2 olup, normal dağılıma sahip olmayan bir yığından rasgele bir örnek çekildiğinde $\bar{X}$ istatistiğinin örnekleme dağılımı μ ortalama ve $\frac{\sigma^2}{n}$ varyans ile örnek çapı yeterince büyük iken normal dağılıma yakınsar. Bu sonuç, örnek çapı büyük iken normal dağılıma sahip olmayan bir yığından çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testi için

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$$

istatistiğinin kullanılabileceği anlamına gelir. Eğer varyans bilinmiyor ise, Student'ın önermiş olduğu

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$$

istatistiği kullanılır [Student, 1908]. Burada, $\bar{X}$ ve S^2 , sırasıyla örnek ortalaması ve örnek varyansı olup,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

ve

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

olarak tanımlanır.

Eğer örnek çapı (n) yeterince büyük ise bu test sağlam bir testtir, aynı zamanda sonuçları bakımından güvenilirdir [Miller, 1986]. Normal dağılıma sahip olmayan birçok yığın için yığın ortalamasına ilişkin hipotez testleri ve güven aralıklarının nasıl elde edileceği istatistikçiler arasında hep tartışma konusu olmuştur. Yani çarpık bir yığından çekilen n çaplı örnek ile yığın ortalamasına ilişkin hipotez testleri ve güven aralıkları için sağlam bir test istatistiği hem deneysel hem de matematiksel gösterimler ile daha önceki çalışmalarda elde edilmeye çalışılmıştır.

Önceki çalışmalar, genellikle t istatistiği üzerinde bir düzeltme elde etmeye yöneliktir. İlk çalışmalar çoğunlukla deneysel çalışmalardır. Sophister (1928), Neyman ve Pearson (1928) ve Nair (1941) çarpıklığın basıklığa oranla t istatistiğini daha çok etkilediğini göstermişlerdir. Bu çalışmalar ile, eğer yığının dağılımı sağa çarpık ise, bu yığından çekilen örnekler ile hesaplanan Student t istatistiğinin dağılımının negatif bir çarpıklığa sahip olduğu gösterilmiştir (tersi de doğru). Ayrıca Sophister (1928), Neyman ve Pearson (1928) ve Nair (1941), yığının çarpıklığının az olduğu durumlarda (çarpıklık $\cong 0$) $|t|$ istatistiğinin sağlam bir test istatistiği olduğunu göstermişlerdir [Johnson, 1978].

Matematiksel sonuçlar göz önüne alındığında, çarpık dağılımlar için çok az uygulanabilir yöntemler, Rider (1929), Geary (1936), Laderman (1939) ve Perlo (1933) 'nun yaptığı çalışmalarda irdelenmiştir. Bunların dışında başka bir t dönüşümü Anscombe (1950) tarafından çalışılmıştır [Johnson, 1978].

Box ve Andersen (1955), parametre dışı yöntemlerin kullanımına dayanan çalışmalar yapmışlardır. Box ve Andersen (1955), bu yöntemlerin simetrik dağılımlar için de kullanılabileceği göstermişlerdir. Ayrıca budama yöntemi kullanılarak dağılımın yapısını etkileyen uç değer sorununu çözen yöntemler, Tukey (1964), Andrews (1972) ve Yuen (1974) tarafından elde edilmiştir [Johnson, 1978].

Bundan önceki çalışmalarda, varılan sonuçlar daha çok deneysel olarak elde edilmiştir. Hotelling (1961) bilinen t dağılımına ilişkin kuyruk bölgesi için çalışmalar yapmıştır. Bu çalışmasında hesaplanan t dağılımının kuyruk bölgesinin oranını verecek bir ifade elde etmiştir. Hotelling (1961)' in elde ettiği sonuçlar deneysel yöntemleri desteklemiştir. Ayrıca, daha uzun kuyruklu bir dağılımdan elde edilen t istatistiğinin dağılımının daha kısa kuyruklu olduğunu ispatlamıştır. Bartlett (1935), Geary (1936), Chung (1946) ve Gayen (1949) Edgeworth ve Gram-Charlier açılımları kullanılarak çeşitli düzeltilmiş t istatistikleri tanımlamışlardır [Johnson, 1978]. Gayen (1949)' in açılımı aşağıdaki gibidir [Gayen, 1949].

$$P(t) = P_0(t, n) + \beta_1 P_1(t, n) - \beta_2 P_2(t, n) + \dots \quad (1.1)$$

Burada, $\beta_1 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$, $\beta_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$, σ^2 ikinci ve μ_3 üçüncü momentler, $P_0(t, n)$ bilinen Student t dağılımı ve $P_i(t, n)$, β fonksiyonlarından elde edilen β_i terimleri için düzeltme terimidir. Kolaylık açısından $P_i(t, n)$ düzeltme terimlerinin tablosu, farklı örnek çapları ve t istatistiğinin seçilmiş değerleri için Gayen' in çalışmasında verilmiştir [Gayen, 1949].

Eş. 1.1' deki açılım kullanılırken, bazı zorluklarla karşılaşılabilir. Eş. 1.1 sonsuz sayıda terim içermektedir. Seri belirli bir terimden sonra kesildiğinde, olasılıklar 0' dan küçük veya 1' den büyük olabilir yada dağılım fonksiyonunda monoton olmayan bir artış olabilir. Gayen (1949) bu çalışmasında yığın parametrelerinin bilindiğini varsaymıştır. Ama genel olarak uygulamada yığın parametreleri bilinmez. Burada ayrıca β_i parametreleri örnekten tahmin edilmiştir. Deneysel sonuçları ise yaklaşık tahminler kullanıldığından etkilenebilmektedir. Sonuç olarak Gayen (1949)' in metodu parametreler düzeltildiğinden ve $P_i(t, n)$ 'nin örnek çapına bağlı olan birçok tabloya ihtiyaç duyulmasından dolayı kullanışsızdır [Johnson, 1978].

Johnson (1978), çalışmasında bilinen t dağılımını terk etmeyen, fakat verinin özelliklerini kullanarak t istatistiğinde düzeltme yapan ve bu düzeltme ile iyi bir yaklaşıma sahip olan yeni bir istatistik araştırmıştır. Bu istatistik sağa çarpık dağılımlar için Cornish-Fisher Açılımları kullanılarak türetilmiştir. Eş. 1.2' de gösterilen bu açılım paydaki $(\bar{X} - \mu)^2$ terimine dayanmaktadır. Bu düzeltme çarpık dağılımlarda testin gücünü etkileyen önemli bir faktör olarak elde edilmiştir [Johnson, 1978].

Johnson (1978)' in yöntemi geçmişteki birçok yöntemin eksikliklerini gidermektedir. En az 2 serbestlik dereceli χ^2 dağılımı kadar çarpık bir dağılımdan çekilen 13 çaplı bir örnek kullanılarak, bu testin diğer testlerle güç karşılaştırılması yapılmıştır. Sonuç olarak Student t istatistiğine göre daha üstün bir test olduğu gösterilmiştir [Johnson, 1978].

Eğer örnek çapı yeterince büyük değil ve asıl dağılım üstel dağılım kadar çarpık bir yapıya sahipse, bu durumda Johnson (1978), Cornish ve Fisher (1937) tarafından oluşturulan açılımları kullanarak

$$t_1 = \left[(\bar{X} - \mu) + \frac{\mu_3}{6\sigma^2 n} + \frac{\mu_3}{3\sigma^4} (\bar{X} - \mu)^2 \right] \left(\frac{\sigma^2}{n} \right)^{-1/2} \quad (1.2)$$

istatistiğini tanımlamıştır.

Hipotezleri ise

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &= \mu_0 \\ H_1 : \mu &> \mu_0 \end{aligned} \quad (1.3)$$

şeklinde oluşturmuştur.

Eş. 1.2' de, μ_3 üçüncü merkezsels momenttir. t_1 istatistiğinin dağılımı $n-1$ serbestlik dereceli t dağılımıdır ve

$$t_1 \sim t_{n-1}$$

ile gösterilir.

Bu istatistiğın az yanlı ve dönüşüm yapılmadan önceki verinin dağılımına göre de daha simetrik bir dağılıma sahip olduđu gösterilmiştir [Johnson, 1978]. Bu istatistiğın tahmin edicisi,

$$\hat{t}_1 = \left[\left(\bar{X} - \mu \right) + \frac{\hat{\mu}_3}{6S^2n} + \frac{\hat{\mu}_3}{3S^4} \left(\bar{X} - \mu \right)^2 \right] \left(\frac{S^2}{n} \right)^{-1/2} \quad (1.4)$$

olarak önerilmiştir [Johnson, 1978]. Burada,

$$\hat{\mu}_3 = \frac{n \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^3}{(n-1)(n-2)} \quad (1.5)$$

üçüncü merkezsels momentin tahmin edicisidir. Johnson (1978)' ın bu test istatistiğı, testin gücünü arttırmada yine de yetersiz kalmıştır [Sutton, 1993]. Kleijnen, Kloppenburg ve Meeuwsen (1986) yaptıkları çalışma ile Johnson'ın Düzeltilmiş t istatistiğine farklı bir bakış açısı getirmişlerdir. Johnson (1978)' ın test istatistiğini hem doğrusal hem de karesel olarak ele almışlar ve gerekli olan simülasyonlar ve grafiksel yaklaşımlarla test istatistiklerini karşılaştırmışlardır. Johnson (1978)' ın istatistiğindeki karesel ifadenin yani $(\bar{X} - \mu)^2$ teriminin, yokluk hipotezinin testinde etkisinin olup olmadığı yapılan simülasyonlar ile elde edilmeye çalışılmıştır. Ayrıca Student t istatistiğı ve Johnson (1978)' ın t istatistiğinin hem doğrusal hem de karesel versiyonları için grafiksel analizler yapmışlardır [Kleijnen ve ark., 1986].

Hall (1992), çarpık dağılımların ortalamalarına ilişkin güven aralıkları için

$$P\left(\bar{X} - G(t_{v,1-\alpha/2}) \frac{S}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + G(t_{v,1-\alpha/2}) \frac{S}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha \quad (1.6)$$

ifadesini önermiştir. Burada,

$$v=n-1$$

olup serbestlik derecesidir.

$$G(t_{v,1-\alpha/2}) = (2a)^{-1} \left(\{1 + 6a(t_{v,1-\alpha/2} - a)\}^{1/3} - 1 \right) \quad (1.7)$$

ve

$$a = \frac{\hat{\mu}_3 / S^3}{6 / \sqrt{n}} \quad (1.8)$$

olarak tanımlanmıştır [Hall, 1992].

Hall (1992) yaptığı çalışmada bu güven aralığının hem çarpık (asimetrik) dağılımlar hem de simetrik dağılımlar için iyi sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Sutton (1993), yığının dağılımı çarpık iken yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin red bölgesi sağ kuyrukta olan hipotezlere karşı test edilmesinde Johnson (1978)' in testinin t testine oranla daha iyi bir test yöntemi olduğunu göstermiştir. Çünkü Sutton'ın yaptığı güç simülasyonlarında Student t testinin gücü, Johnson'ın testine oranla daha az çıkmıştır. Buna rağmen örnek çapı küçük ve çarpıklık çok büyük ise, Johnson'ın testi aynı zamanda yanlış sonuçlar da verebilmektedir. Sutton (1993), çalışmasında, Johnson (1978)' in düzeltilmiş t testinin nominal α ' dan daha

düşük deneysel 1. tip hata oranına sahip olduğunu göstermiştir. Sutton (1993), bu testin gücünü arttırmak için bileşik bir test tanımlamıştır. Bu test bileşik bir karar verme mekanizmasına sahiptir. Burada yine Johnson'ın (1978) düzeltilmiş testi kullanılmakta ve red bölgesi için ise yeni bir tanımlama Sutton (1993) tarafından yapılmaktadır. Monte Carlo denemeleri ile bu yeni yöntemin daha güçlü bir yöntem olduğu gösterilmiştir [Sutton, 1993].

Chen (1995) yaptığı çalışmada, yukarıda bahsedilen testlerle birlikte t testi ve geliştirmiş olduğu testini simülasyon çalışmalarıyla karşılaştırmıştır. Aynı zamanda kendi geliştirdiği yöntemin diğer iki yöntemle göre daha güçlü olduğunu yaptığı simülasyon çalışmalarıyla göstermiştir. Chen (1995), ele aldığı dağılımlarda, testinin küçük örnek çapı ve sağa çarpıklık durumunda diğer testlere oranla daha yüksek testin gücü oranlarına sahip olduğunu göstermiştir [Chen, 1995].

Çalışmanın ikinci bölümünde, yukarıda bahsedilen Student t Testi, Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel t Testi, Johnson'ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi, Sutton'ın Bileşik Testi ve Chen'in Testi tanıtılmıştır.

Bu çalışmanın üçüncü bölümünde önce, simülasyon çalışmasında kullanılan Üstel dağılım, Gamma dağılımı, Ki-Kare dağılımı, Lognormal dağılım, Weibull dağılımı ve Beta dağılımı hakkında bilgiler verilmiştir. Olasılık yoğunluk fonksiyonlarının şekilsel gösterimleri ve simülasyonda kullanılan parametreler her bir dağılım için ayrı bir şekilde ele alınmıştır. Bu bölümde daha sonra, simülasyon çalışması için deney tasarımı tanıtılmıştır.

Bu çalışmanın dördüncü bölümünde, simülasyon çalışmalarının sonuçları verilmiştir. Bu bölümde, yukarıda bahsedilen testlere ilişkin gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme oranları ve gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini red etme oranları bakımından karşılaştırmalar yapılmıştır. Sutton (1993) ve Chen (1995)'in çalışmalarından farklı olarak, her bir dağılımdan 3 farklı parametre için örnekler çekilmiştir. Ele alınan dağılımlar için çarpıklık arttıkça, yukarıda bahsedilen testlere

ilişkin gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme ve gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini red etme oranlarının nasıl etkilendikleri tartışılmıştır.

Son bölüm olan beşinci bölümde ise, dördüncü bölümde yapılan karşılaştırmalardan elde edilen sonuçların değerlendirilmesi yapılmıştır. Ayrıca, bu bölümde elde edilen sonuçlardan yola çıkarak önerilerde bulunulmuştur.

2. TEST İSTATİSTİKLERİ

Bu bölümde, Student t Testi, Johnson' ın Düzeltilmiş Karesel t Testi, Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi, Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton' ın Karar Kuralı) ve Chen' in Testi tanıtılacaktır.

2.1. Student t Testi

t dağılımı, ilk defa 1908'de, Dublin'de bir bira fabrikasında çalışan William Sealy Gosset tarafından yayımlanan bir makale ile ortaya konmuştur. Çalıştığı firma yazarın kendi adını kullanmasına izin vermemesinden dolayı, adı makaleye “Student” olarak yazılmıştır.

Özellikle küçük örnek çapları için yığın varyansı bilinmiyorken yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezlerinin test edilmesinde $n-1$ serbestlik dereceli t dağılımından yararlanılır. Bu istatistik aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$\frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t_{n-1} \quad (2.1)$$

Bu test istatistiği, çekilen örneğin normal dağılıma sahip bir yığından geldiği varsayımına dayanır. Eğer, örneğin geldiği yığın çarpık (asimetrik) bir dağılıma sahipse, yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde elde edilen testin gücü önemli miktarlarda azalacaktır. Dolayısıyla, çarpıklık durumunda yeni daha güçlü testlere ihtiyaç vardır.

2.2. Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel t Testi

Student t istatistiğine ilişkin düzeltme Cornish-Fisher Açılımları kullanılarak Johnson (1978) tarafından türetilmiştir. Bir X değişkeni için Cornish-Fisher (1937) Açılımı

$$CF(X) = \mu + \sigma\zeta + (\mu_3/\sigma^2)(\zeta^2 - 1) + \dots \quad (2.2)$$

olarak ifade edilir.

Burada ζ standart normal değişken, μ X değişkeninin ortalaması, σ^2 varyansı ve μ_3 ise üçüncü merkezi momentidir. Bu istatistiğin türetilmesi Wallace (1958) 'ın CF yaklaşımı ile ilişkilidir [Johnson, 1978].

Önemli olan nokta, Johnson (1978)' in çalışmasında Eş. 2.2' de tüm momentler ele alınmamıştır ve seri belirli bir terimden sonra devam ettirilmemiştir. Eş. 2.2' nin $\bar{X}$ istatistiğine uygulanması durumunda

$$CF(\bar{X}) = \mu + \sigma/\sqrt{n}\zeta + (\mu_3/6n\sigma^2)(\zeta^2 - 1) + o(n^{-\frac{3}{2}}) \quad (2.3)$$

ifadesi bulunur [Johnson, 1978]. Burada $o(n^{-\frac{3}{2}})$, ilk iki terimden sonraki terimlerin $n^{\frac{3}{2}}$, ye bölümünde elde edilen serinin sıfıra yakınsadığını göstermektedir.

$CF(\bar{X})$, Cornish-Fisher açılımlarının iki terimli bir gösterimidir. Bu çalışmasında Johnson (1978), $\bar{X}$ istatistiğinin momentlerinden faydalananak yeni bir test istatistiği türetmiştir. Bunun için ilk adım olarak Eş. 2.2 denkleminde Eş. 2.3 denklemini elde etmiştir. Bu açılımda, çarpıklık yani μ_3 , $\zeta^2 - 1$ teriminin bir katsayısıdır. t istatistiğine ilişkin düzeltmeyi türetmek için yöntem, düzeltilmiş t istatistiği için elde edilen açılımdan $\zeta^2 - 1$ terimini elimine ederek gerçekleştirilir. Daha sonraki terimlerin çarpıklığa olan etkisi daha az olduğundan, bu terimler etkisiz olarak kabul edilmiştir. Bu şekilde elde edilen t_1 değişkeni Eş. 2.4' te tanımlanmıştır [Johnson, 1978].

$$t_1 = [(\bar{X} - \mu) + \lambda + \gamma\{(\bar{X} - \mu)^2 - (\sigma^2/n)\}](\sigma^2/n)^{-1/2} \quad (2.4)$$

Burada, n ' nin bir fonksiyonu olan λ terimi ve momentsel bir oran olan γ ,

$$\gamma = \frac{\mu_3}{3\sigma^4}$$

ve

$$\lambda = \frac{\mu_3}{2n\sigma^2}$$

olarak tanımlanır. Buradan,

$$t_1 = \left[(\bar{X} - \mu) + \frac{\mu_3}{6\sigma^2 n} + \frac{\mu_3}{3\sigma^4} (\bar{X} - \mu)^2 \right] \left[\frac{\sigma^2}{n} \right]^{-1/2} \quad (2.5)$$

elde edilir. Bu istatistik $n-1$ serbestlik dereceli t dağılımına sahiptir.

t_1 istatistiğine ilişkin yan, payındaki $\frac{\mu_3}{2\sigma^2 n}$ ve 3. merkezselsel momenti olan $\frac{4\mu_3}{n}$,ye

bağlıdır. Pay ile payda arasındaki kovaryans $\frac{4\mu_3}{n^2}$, den daha küçüktür. Bu bağlamda

γ ve λ terimleri asimetriklikten (çarpıklıktan) kaynaklanan yüksek yanlılığın etkisini azaltmaktadır. Uygulamada μ_3 ve σ^2 bilinmediğinden örnekten tahmin edilir. Yokluk hipotezi

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

ve alternatif hipotez

$$H_1 : \mu > \mu_0$$

olmak üzere,

$$\left[(\bar{X} - \mu_0) + \frac{\hat{\mu}_3}{6S^2n} + \frac{\hat{\mu}_3}{3S^4}(\bar{X} - \mu_0)^2 \right] > t_{v,\alpha} \frac{S}{\sqrt{n}} \quad (2.6)$$

ise $1-\alpha$ güven düzeyinde H_0 red edilir. Burada, $t_{v,\alpha}$ değeri Student t tablosundan elde edilir ve serbestlik derecesi olan $v=n-1$ 'dir.

t_1 istatistiğinin payı doğrusal olmadığından güven aralığı için basit bir tanımlama yapılamaz. Ama γ ve λ yanlılığı ve çarpıklığın etkisini azalttığından dolayı karesel yapıyı içermeyen yeni bir istatistik tanımlanabilir. Johnson (1978), yığın ortalamasına ilişkin güven aralığını elde edebilmek için $(\bar{X} - \mu_0)^2$ terimini seriden çıkarmıştır. Buna göre, $1-\alpha$ güven düzeyinde yığın ortalamasına ilişkin güven aralığı

$$\left[\bar{X} + \frac{\mu_3}{6S^2n} \right] \pm t_{v,\alpha/2} S / \sqrt{n} \quad (2.7)$$

ile bulunabilir [Johnson, 1978].

Düzeltilmiş güven aralığının kullanışlı olmasının birçok sebebi vardır. Eğer aralık bu düzeltmeye göre elde ediliyorsa, aralığın genişliği çok artmaz. Bundan başka, çarpık (asimetrik) dağılımlarda medyan ve ortalama arasında belirli bir farkın olmasından dolayı CF açılımlarının kullanılarak bu farkın minimuma indirilmesi ve bu şekilde güven aralığının oluşturulması daha iyi sonuçlar elde edilmesini sağlar [Johnson, 1978].

2.3. Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi

Kleijnen ve arkadaşları (1986), çarpık bir yığından çekilen örnek ile hem güven aralıkları hem de yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezlerinin testi için kullanılan Johnson (1978)' ın Düzeltilmiş Karesel Test İstatistiğindeki karesel ifadeyi atarak elde edilen yeni doğrusal test istatistiğini incelemişlerdir. Yani, Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel t istatistiğinde

$$\frac{\mu_3}{3\sigma^4}(\bar{X} - \mu)^2 = 0 \quad (2.8)$$

olarak alınıp, yeni test istatistiği

$$t'_1 = \left[(\bar{X} - \mu) + \frac{\mu_3}{6\sigma^2 n} \right] \left[\frac{\sigma^2}{n} \right]^{-1/2} \quad (2.9)$$

olarak önerilmiştir. Bu istatistik de $n-1$ serbestlik dereceli t dağılımına sahiptir [Kleijnen ve ark., 1986].

Bu istatistik karesel ifadeyi içermemesine rağmen, yine de yanlıdır. Hipotezler

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_1 : \mu > \mu_0$$

olmak üzere,

$$\left[(\bar{X} - \mu_0) + \frac{\hat{\mu}_3}{6S^2 n} \right] > t_{\alpha, v} \frac{S}{\sqrt{n}}$$

ise $1-\alpha$ güven düzeyinde yokluk hipotezi red edilir. Burada, $t_{v,\alpha}$ değeri Student t tablosundan elde edilir ve serbestlik derecesi olan $v=n-1$ 'dir.

Bu çalışmada, her bir test grafiksel yaklaşımlar ve simülasyon çalışmaları ile analiz edilmiştir. İlk olarak Student t istatistiği ele alınmıştır. Student t istatistiği kullanılarak yığın ortalamasına ilişkin güven aralığı

$$P[t_v < t_{v,\alpha/2}] = 1 - \alpha/2 \quad (2.10)$$

olmak üzere,

$$P[-t_{n-1,\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} < \bar{X} - \mu < t_{n-1,\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}] = 1 - \alpha \quad (2.11)$$

olarak elde edilmiştir [Kleijnen ve ark., 1986].

Burada,

$$v=n-1$$

serbestlik derecesidir.

$$f_1(\mu) = \bar{X} - \mu ,$$

$$\mu_{(1)} = \bar{X} - c ,$$

$$c = t_{n-1,\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}$$

ve

$$\mu_{(2)} = \bar{X} + c$$

olarak tanımlanırsa, Eş. 2.11 ifadesi $1-\alpha$ güven düzeyi ile aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\{f_1(\mu) < c\} \cap \{f_1(\mu) > -c\} \quad (2.12)$$

Buradaki $\{ \}$ içindeki her bir ifade, bir seti ve $\cap$ işareti de bu iki setin kesişimini ifade etmektedir. Eş. 2.11 ifadesini şu şekilde de yazılabilir.

$$\{\mu_{(1)} \leq \mu \leq \mu_{(2)}\} \quad (2.13)$$

Bu gösterim bilinen Student güven aralığıdır.

Bundan sonraki aşamada Kleijnen ve arkadaşları (1986), bu üç testin (t, t_1, t'_1) grafiksel karşılaştırmalarını yapmışlardır. Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t istatistiği ile güven aralığını tanımlarken,

$$\mu'_{(1)} = \bar{X} - c + \frac{\mu_3}{6\sigma^2 n} \quad (2.14)$$

ve

$$\mu'_{(2)} = \bar{X} + c + \frac{\mu_3}{6\sigma^2 n} \quad (2.15)$$

dönüşümlerini kullanmışlardır. Analizler sonucunda, sağa çarpık dağılımlar için, Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel Test İstatistiğinin, diğer iki teste göre daha güçlü bir test olduğu sonucuna varmışlardır [Kleijnen ve ark., 1986].

Kleijnen ve arkadaşları (1986), Johnson (1978) 'ın karesel bir yaklaşımı olan t_1 istatistiği ele alındığında doğrusal olmayan bir yaklaşım olduğundan bu istatistik ile yığın ortalamasına ilişkin güven aralığı için basit bir tanımlama yapılamayacağını tespit etmişlerdir (t_1 'in payı doğrusal değil). Kleijnen ve arkadaşları (1986), bu istatistiklere ilişkin yapılan grafik ve simülasyon çalışmalarında karesel ifadeyi içeren istatistiğin yokluk hipotezinin testinde, daha iyi sonuç verdiğini gözlemlemişlerdir [Kleijnen ve ark., 1986].

2.4. Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton' ın Karar Kuralı)

Yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezini test etmek için varyansı ve üçüncü merkezi momenti bilinmeyen bir yığından n çaplı rasgele örneğin çekildiğini varsayalım. Bu örnekten, örnek ortalaması ve örnek varyansı hesaplınsın. Johnson (1978) üçüncü merkezi momenti sıfırdan farklı bir değer varsayarak $n-1$ serbestlik dereceli Student t dağılımına sahip t_1 istatistiğini tanımlamıştır. Çarpıklık çok büyük olmadığında, bu test istatistiğinin Student t istatistiğine göre daha güçlü olduğu, Sutton (1993)' ın yaptığı simülasyon çalışmaları ile elde edilmiştir. Ayrıca t_1 testinin sağa çarpıklık durumunda daha etkili olduğu Sutton (1993) tarafından vurgulanmıştır [Sutton, 1993].

Sutton (1993) Üstel, Gamma, Ki-Kare, Weibull ve Lognormal gibi dağılımların ortalamalarına ilişkin yokluk hipotezini test etmek amacıyla hem Student t testini hem de Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel t testini kullanmış ve Johnson'ın testinin daha güçlü olduğunu bulmuştur. $H_1 : \mu_x > \mu_0$ hipotezine karşı yokluk hipotezinin testinde Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel testinin daha güçlü olduğunu saptamıştır. Yani bu testin, red bölgesi sağ kuyrukta olan hipotezlere karşı yokluk hipotezini test etmede daha etkili olduğunu tespit etmiştir [Sutton, 1993].

Eğer çarpıklık biraz fazla ve örnek çapı yeterince büyük değil ise deneysel 1. tip hata oranının nominal değerden farklı olacağını da Sutton (1993) çalışmasında

göstermiştir. Sutton bu dezavantajı ortadan kaldırmak için bilgisayar programlarını kullanarak yeni metotlar araştırmıştır. Böylece her örnek çapı için en az Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel Testi kadar güçlü α 'nın hem 0,01 hem de 0,05 değerleri için birleşik bir test elde etmiştir. Bu test yine Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel t Test İstatistiğine dayanmaktadır. Eğer,

$$t_1 > t_{n-1,\alpha}$$

veya

$$t_1/s_{t_1sb} > z_\alpha$$

veya

$$\{(n-1)/(n-3)\}^{\frac{1}{2}} t_1/s_{t_1sb} > t_{n-1,\alpha}$$

ise $H_0 : \mu = \mu_0$ yokluk hipotezi $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $1-\alpha$ güven düzeyinde red edilir. Burada, s_{t_1sb} değeri t_1 istatistiğinin Bootstrap standart hatasıdır. Bu bileşik test için red bölgesi $\alpha=0,01$ ve $\alpha=0,05$ için oluşturulmuş ve Monte Carlo denemeleri ile bileşik testin güçlü olduğu sonucuna varılmıştır [Sutton, 1993].

2.5. Chen' in Testi

Sağa çarpık dağılımların ortalamalarına ilişkin yokluk hipotezinin testinde önerilen yeni istatistik, herhangi bir X rasgele değişkeni için aşağıda ifade edilen Edgeworth Açılımları kullanılarak elde edilmiştir [Chen, 1995].

$$P\left\{\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\mu)}{S} \leq X - \frac{1}{6\sqrt{n}} \beta_1(1+2X^2)\right\} = \Phi(X) + o(n^{-\frac{1}{2}}) \quad (2.16)$$

Burada $\Phi(X)$ standart normal dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonudur ve

$$\beta_1 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^3 / n}{S^3}$$

olarak tanımlanmıştır [Hall,1983]. $o(n^{-\frac{1}{2}})$ ise ilk iki terimden sonraki terimlerin $n^{\frac{1}{2}}$, ye bölümünde elde edilen serinin sıfıra yakınsadığını göstermektedir.

Hipotezler ise

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_1 : \mu > \mu_0$$

şeklindedir.

$$\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} > Z_\alpha - \frac{1}{6\sqrt{n}} \beta_1 (2Z_\alpha^2 + 1) \quad (2.17)$$

iken yokluk hipotezi $1 - \alpha$ güven düzeyinde red edilir.

Burada Z_α standart normal dağılımın tablo değeridir. Karar kuralı için daha açık bir ifade bulmak için aşağıdaki yaklaşım kullanılır.

$$\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} > X - \frac{1}{6\sqrt{n}} \beta_1 (1 + 2X^2) , \text{ (her } X \text{ için)} \quad (2.18)$$

Burada,

$$a = \frac{\beta_1}{6\sqrt{n}}$$

ve

$$t = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S}$$

olmak üzere, n çok büyük iken $(1-8(t+a)) \geq 0$ varsayımı altında Eş. 2.16 ifadesi kullanılarak

$$P\left\{\frac{1-\sqrt{(1-8(t+a))}}{4a} > Z_\alpha\right\} \leq \alpha \quad (2.19)$$

ifadesi yazılabilir. Taylor açılımı kullanılarak

$$\frac{1-\sqrt{(1-8(t+a))}}{4a} = t + a + 2at^2 + 4a^2(t + 2t^3) + o(n^{-1}) \quad (2.20)$$

elde edilir [Chen, 1995].

Böylece test istatistiği

$$t_2 = t + a + 2at^2 + 4a^2(t + 2t^3) \quad (2.21)$$

olur. Bu istatistik, standart normal dağılıma sahiptir.

Bu açılım, orjinal değişkenler ile ifade edilirse,

$$t_2 = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} + \frac{1}{6\sqrt{n}}\beta_1(2\left\{\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S}\right\}^2 + 1) + \frac{1}{9n}\beta_1\left[\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} + 2\left\{\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S}\right\}^2\right] \quad (2.22)$$

elde edilir [Chen, 1995].

Bu test istatistiği örnek çapı ne kadar küçük olursa olsun kullanılabilir [Chen, 1995]. Eğer $t_2 > Z_\alpha$ ise yokluk hipotezi α anlamlılık düzeyinde red edilir. Bu istatistik Student t istatistiği ve Johnson'nın Düzeltilmiş Karesel t istatistiğinin bir modifikasyonudur. Chen (1995), yaptığı simülasyon çalışmaları sonucunda, test için Z_α kritik değerinin kullanılmasının küçük çaplı örneklerde çok iyi sonuçlar verdiğini tespit etmiştir. Diğer taraftan, bu kritik değer kullanıldığında örnek çapı 20 ve 20' nin üzerindeyken deneysel 1. tip hata oranlarının nominal değerden aştığını gözlemlemiştir. Ayrıca, Chen (1995) çalışmasında örnek çapı küçükken çok iyi sonuçlar vermemesine rağmen, test için $t_{n-1,\alpha}$ kritik değerinin kullanılabileceğini belirtmiştir. Bu kritik değer, çoğu durumda iyi sonuçlar vermiştir [Chen, 1995]. Dolayısıyla, bu çalışmada Chen' in Testi için $t_{n-1,\alpha}$ kritik değeri kullanılmıştır.

3. SİMÜLASYON ÇALIŞMALARI

3.1. Simülasyonda Kullanılan Dağılımların Özellikleri

Simülasyon çalışmasında aşağıda tanıtılan, sağa çarpık dağılımlar kullanılmıştır.

3.1.1. Üstel dağılım

Üstel dağılım sürekli olasılık dağılımları içinde yer almaktadır. Bağımsız olaylar arasındaki zaman aralığını modelleştirirken üstel dağılım kullanılır. Üstel dağılım, aynı zamanda geometrik dağılımın sürekli dağılımlara uzantısı olarak görülebilir. Üstel dağılım iki ayrık süreç arasındaki geçen zamanı tanımlar. Örneğin, bir telefona gelen çağrılar gün içinde farklı saatlerde meydana gelebilir. Fakat araştırmamızı günün öyle bir zaman aralığına odaklayabiliriz ki, bu zaman aralığında gelen çağrı ortalamaları sabit olabilir. Bu durumda, Üstel dağılım en son çağrıdan sonra hangi zaman aralığında yeni bir çağrının geleceği hakkında tahminde bulunurken kullanışlı olacaktır.

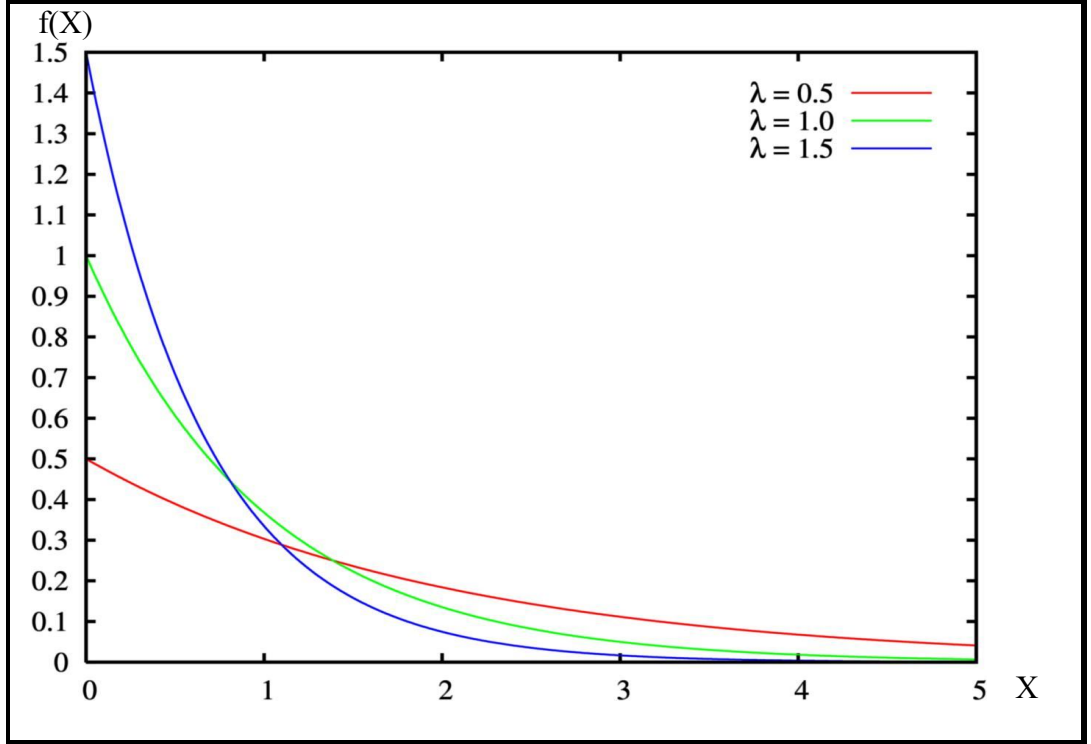
Eğer X rasgele değişkeni Üstel dağılıma sahipse, bu değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(X; \lambda) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda X}, & X \geq 0 \\ 0, & X < 0 \end{cases} \quad (3.1)$$

olarak ifade edilir ve

$$X \sim \text{Üstel}(\lambda)$$

ile gösterilir. Çeşitli λ değerleri için üstel dağılıma ait olasılık yoğunluk fonksiyonları Şekil 3.1' de gösterilmiştir.



Şekil 3.1. Üstel dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonları

λ parametresi dağılım için tek parametredir. Birikimli dağılım fonksiyonu

$$F(X; \lambda) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda X}, & X \geq 0 \\ 0, & X < 0 \end{cases} \quad (3.2)$$

olarak ifade edilir.

λ parametrelili üstel dağılım için bazı merkezsiz eğilim ve dağılım ölçüleri aşağıda verilmiştir.

$$E(X) = \mu = \frac{1}{\lambda}$$

$$V(X) = \sigma^2 = \frac{1}{\lambda^2}$$

$$Mod = 0$$

$$Medyan = \frac{\ln(2)}{\lambda}$$

$$\text{Çarpıklık} = 2$$

Üstel dağılımın çarpıklık değeri pozitif olduğundan, sağa çarpık bir dağılımdır. Bu nedenden dolayı simülasyon çalışmalarında bu dağılım aşağıdaki λ değerleri, ortalama, varyans ve çarpıklık katsayıları ile kullanılmıştır.

$$1- \lambda = 1,00; \mu = 1; \sigma^2 = 1; \text{Çarpıklık} = 2$$

$$2- \lambda = 0,50; \mu = 2; \sigma^2 = 4; \text{Çarpıklık} = 2$$

$$3- \lambda = 0,25; \mu = 4; \sigma^2 = 16; \text{Çarpıklık} = 2$$

3.1.2. Gamma dağılımı

Gamma dağılımı, iki parametrelili sürekli olasılık dağılımıdır. Bu parametrelerden biri ölçek parametresi θ ve diğeri ise şekil parametresi k 'dır. Eğer k tamsayı ise, gamma dağılımı k tane Üstel dağılıma sahip rasgele değişkenlerin toplamını temsil eder.

Rasgele değişkenlerin her birinin dağılımı $\frac{1}{\theta}$ parametrelili üstel dağılım olur. Ki-Kare

dağılımı Gamma dağılımının özel bir halidir. Bu sebepten dolayı gamma dağılımı dolaylı olarak uyum iyiliği testlerinde kullanılmaktadır.

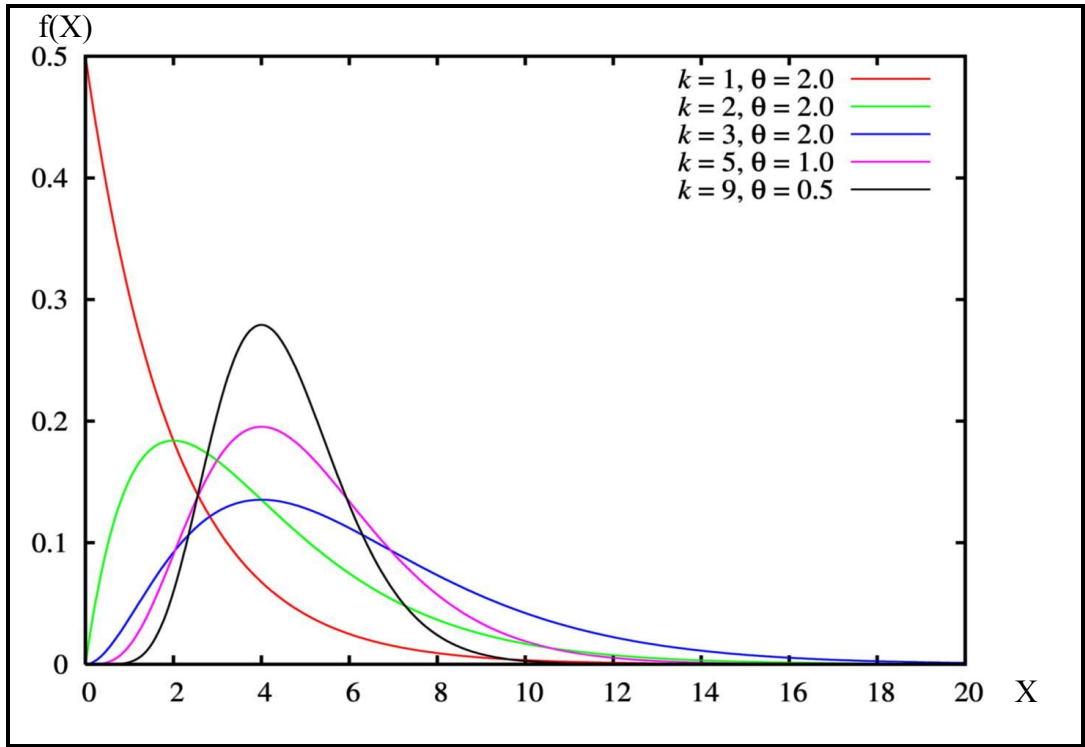
Eğer X rasgele değişkeni Gamma dağılıma sahipse, bu değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(X; k, \theta) = \begin{cases} X^{k-1} \frac{e^{-X/\theta}}{\theta^k \text{gamma}(k)} & , \quad X > 0; k, \theta > 0 \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.3)$$

şeklindedir ve

$$X \sim \text{Gamma}(k, \theta)$$

ile gösterilir. Burada $\text{gamma}(k) = \Gamma(k) = (k-1)!$ dir. Çeşitli k ve θ değerleri için gamma dağılımına ait olasılık yoğunluk fonksiyonları Şekil 3.2' de gösterilmiştir.



Şekil 3.2. Gamma dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları

Birikimli dağılım fonksiyonu

$$F(X; k, \theta) = \begin{cases} 1 - \int_X^{+\infty} \frac{1}{(k-1)! \theta^k} t^{k-1} e^{-t/\theta} dt & , \quad X > 0; k, \theta > 0 \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.4)$$

olarak ifade edilir.

Gamma dağılımı için bazı merkezi eğilim ve dağılım ölçüleri aşağıda verilmiştir.

$$E(X) = \mu = k\theta$$

$$V(X) = \sigma^2 = k\theta^2$$

$$Mod = (k - 1)\theta \quad ; k > 1 \text{ için}$$

$$\text{Çarpıklık} = 2 / \sqrt{k}$$

Gamma dağılımı çarpıklık değerleri pozitif ve dolayısıyla sağa çarpık bir dağılım olduğundan, simülasyon çalışmalarında bu dağılım aşağıdaki parametre değerleri, ortalama, varyans ve çarpıklık katsayıları ile ele alınmıştır.

$$1- k = 2 \quad , \quad \theta = 2 \quad ; \quad \mu = 4 ; \sigma^2 = 8 \quad ; \quad \text{Çarpıklık} = 1,41$$

$$2- k = 3 \quad , \quad \theta = 2 \quad ; \quad \mu = 6 ; \sigma^2 = 12 \quad ; \quad \text{Çarpıklık} = 1,15$$

$$3- k = 4 \quad , \quad \theta = 2 \quad ; \quad \mu = 8 ; \sigma^2 = 16 \quad ; \quad \text{Çarpıklık} = 1,00$$

3.1.3. Ki-Kare dağılımı

Ki-Kare dağılımı özellikle çıkarımsal istatistik analizlerinde çok kullanılmaktadır. Parametrik test olarak, yığın varyansına ilişkin güven aralığı ve hipotez testlerinde, parametrik olmayan uyum iyiliği testinde kullanılan bir dağılımdır. Parametresi tektir ve k ile ifade edilir. Bu parametre yığının ortalaması olup, aynı zamanda serbestlik derecesidir. Bu dağılım, gamma dağılımından elde edilir.

X rasgele değişkeni Gamma dağılımına sahip ise X değişkeni için Gamma olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(X; m, \theta) = \begin{cases} X^{m-1} \frac{e^{-X/\theta}}{\theta^m \text{gamma}(m)} & , \quad X > 0; m, \theta > 0 \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.5)$$

olarak ifade edilir.

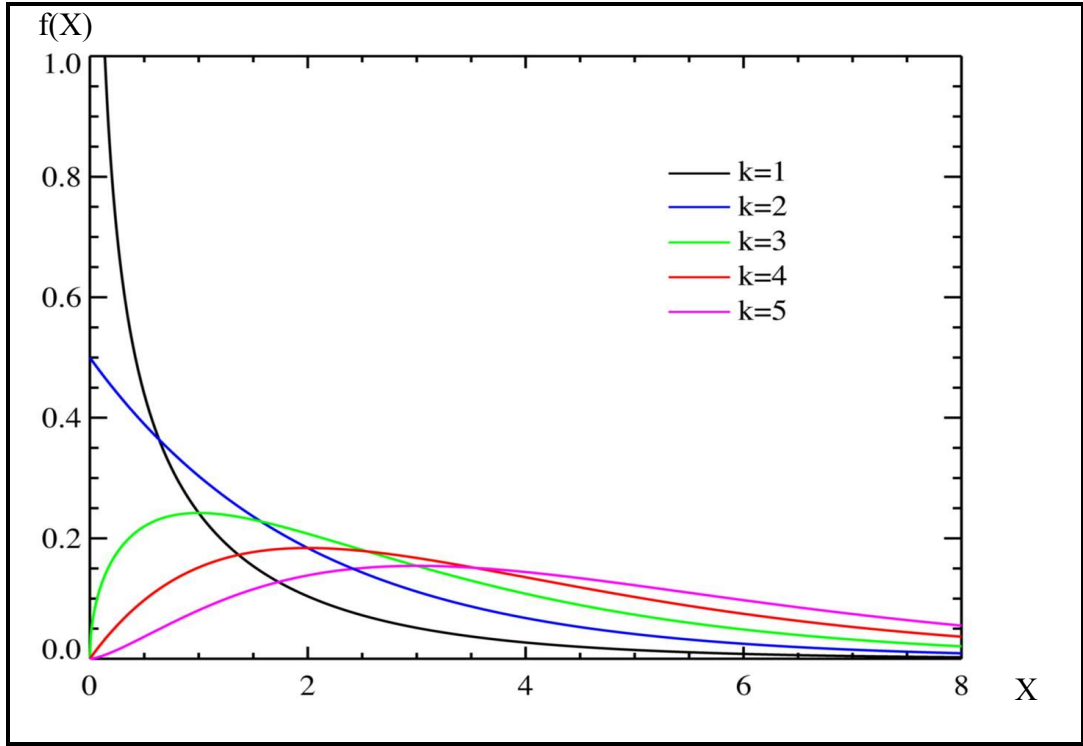
Gamma olasılık yoğunluk fonksiyonunda, $\theta = 2$ ve $m = k/2$ alınırsa, Ki-Kare dağılımına ilişkin olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(X; k) = \begin{cases} \left(\frac{1}{2}\right)^{k/2} X^{(k/2)-1} \frac{e^{-X/2}}{\text{gamma}(k/2)} & , \quad X > 0; k > 0 \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.6)$$

elde edilir ve

$$X \sim \chi_k^2$$

ile gösterilir. Çeşitli k değerleri için Ki-Kare dağılımına ait olasılık yoğunluk fonksiyonları Şekil 3.3 'te gösterilmiştir.



Şekil 3.3. Ki-Kare dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları

Birikimli dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$F(X; k) = \begin{cases} 1 - \int_X^{+\infty} \frac{1}{2^{k/2} \Gamma((k-2)/2)} t^{(k-2)/2} e^{-t/2} dt & , \quad X > 0; k > 0 \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.7)$$

Ki-Kare dağılımı için bazı merkezsiz eğilim ve dağılım ölçüleri aşağıda verilmiştir.

$$E(X) = \mu = k$$

$$V(X) = \sigma^2 = 2k$$

$$Mod = k - 2 \quad ; \quad k \geq 2 \text{ için}$$

$$\text{Çarpıklık} = \sqrt{8/k}$$

Ki-Kare dağılımı sağa çarpık bir dağılımdır. Bu nedenden dolayı simülasyon çalışmalarında bu dağılım aşağıda verilen serbestlik dereceleri, ortalama, varyans ve çarpıklık katsayıları ile kullanılmıştır.

$$1- k = 1 \quad ; \mu = 1 \quad ; \sigma^2 = 2 \quad ; \text{Çarpıklık} = 2,83$$

$$2- k = 2 \quad ; \mu = 2 \quad ; \sigma^2 = 4 \quad ; \text{Çarpıklık} = 2,00$$

$$3- k = 3 \quad ; \mu = 3 \quad ; \sigma^2 = 6 \quad ; \text{Çarpıklık} = 1,63$$

3.1.4. Lognormal dağılım

Lognormal dağılım logaritması normal dağılım gösteren herhangi bir rassal değişken için tek kuyruklu bir olasılık dağılımıdır. Eğer Y normal dağılım gösteren rasgele bir değişken ise, bu halde $X = \exp(Y)$ için olasılık dağılımı Lognormal dağılımdır. Eğer X değişkeni, Lognormal dağılıma sahip ise, $\ln(X)$ değişkeni normal dağılım gösterir.

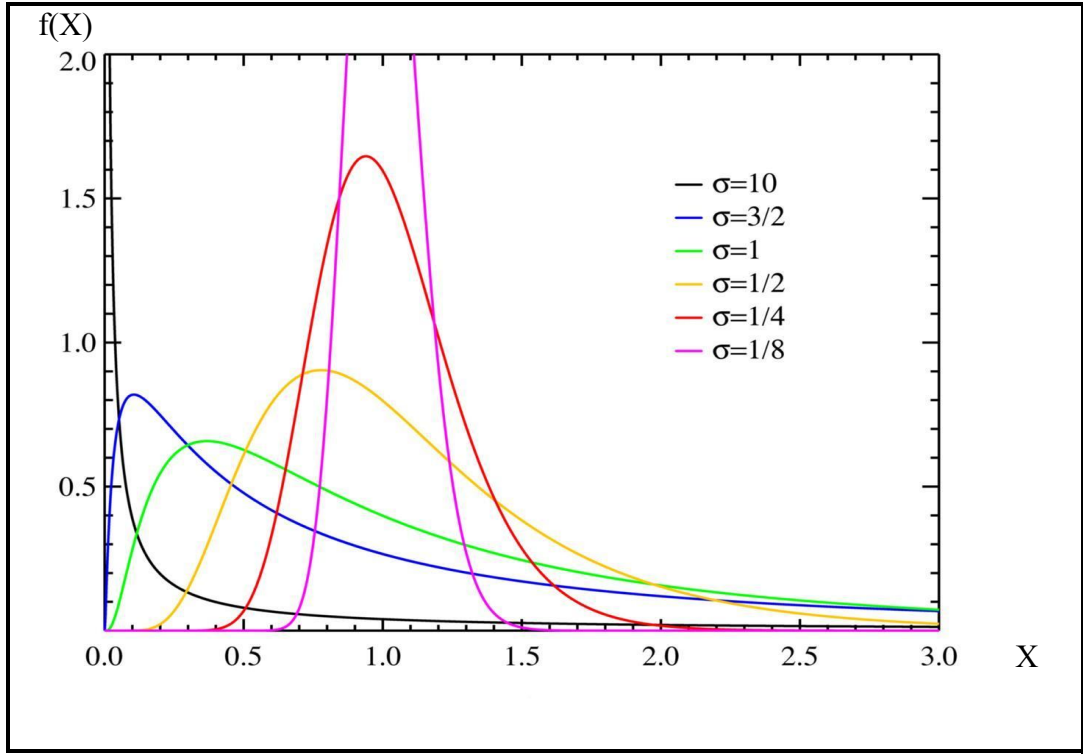
X rasgele değişkeni Lognormal dağılımına sahip ise bu değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(X; \mu, \sigma) = \begin{cases} \frac{1}{X\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln(X) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] & , \quad X > 0; \sigma > 0; -\infty < \mu < +\infty \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.8)$$

olarak ifade edilir ve

$$X \sim \text{Lognormal}(\mu, \sigma)$$

ile gösterilir. Çeşitli parametre değerleri için Lognormal dağılıma ait olasılık yoğunluk fonksiyonları Şekil 3.4’ te gösterilmiştir.



Şekil 3.4. Lognormal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonları

Birikimli dağılım fonksiyonu

$$F(X; \mu, \sigma) = \begin{cases} \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf} \left[\frac{\ln(X) - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right] & , \quad X > 0; \sigma > 0; -\infty < \mu < +\infty \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.9)$$

olarak ifade edilir. Buradaki erf fonksiyonu istatistikte, hata fonksiyonudur ve şu şekilde ifade edilir.

$$erf(X) = \frac{2}{\pi} \int_0^X e^{-u^2} du \quad (3.10)$$

Lognormal dağılım için bazı merkezsiz eğilim ve dağılım ölçüleri aşağıda verilmiştir.

$$E(X) = Ortalama = e^{\mu + \sigma^2/2}$$

$$V(X) = Varyans = (e^{\sigma^2} - 1)e^{2\mu + \sigma^2}$$

$$Mod = e^{\mu - \sigma^2}$$

$$Medyan = e^{\mu}$$

$$\text{Çarpıklık} = (e^{\sigma^2} + 2)\sqrt{e^{\sigma^2} - 1}$$

Lognormal dağılım pozitif çarpıklığa sahiptir. Bu nedenden dolayı simülasyon çalışmalarında bu dağılım aşağıda verilen parametre değerleri, ortalama, varyans ve çarpıklık katsayıları ile ele alınmıştır.

$$1- \mu = 0 \ ; \sigma = 1,20 \ ; \ Ortalama = 2,05 \ ; Varyans = 13,59 \ ; \text{Çarpıklık} = 11,16$$

$$2- \mu = 0 \ ; \sigma = 1,00 \ ; \ Ortalama = 1,65 \ ; Varyans = 4,67 \ ; \text{Çarpıklık} = 6,18$$

$$3- \mu = 0 \ ; \sigma = 0,50 \ ; \ Ortalama = 1,13 \ ; Varyans = 0,36 \ ; \text{Çarpıklık} = 1,75$$

3.1.5. Weibull dağılımı

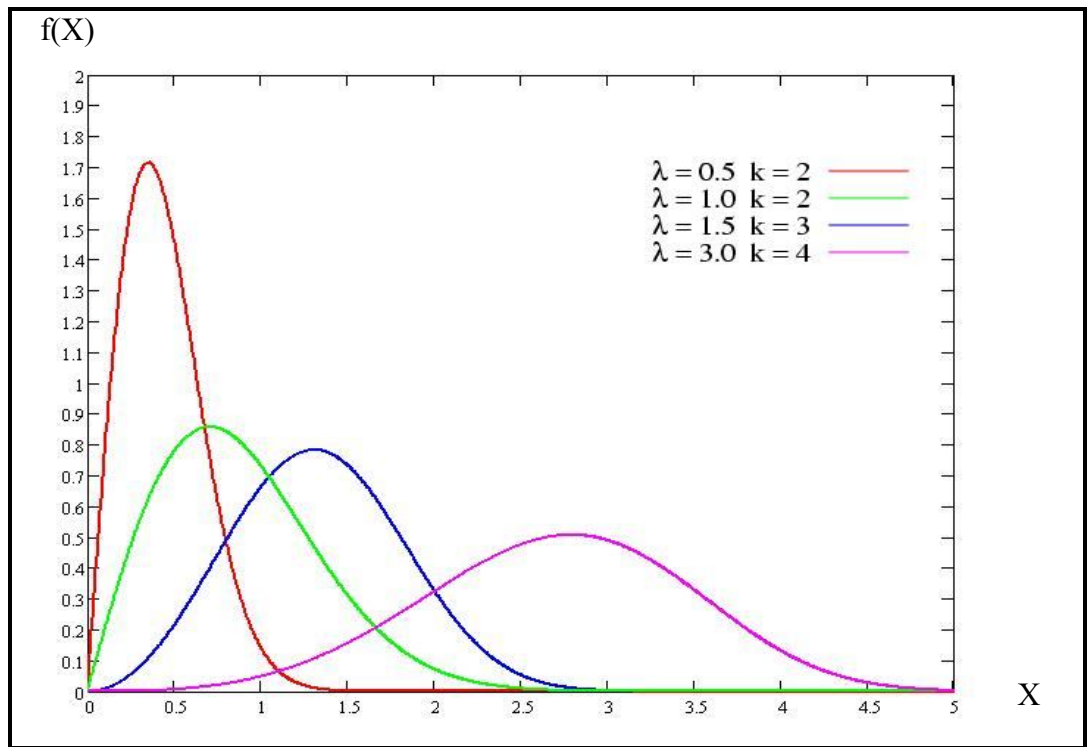
Weibull dağılımı bir sürekli olasılık dağılımı olup, olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(X; k, \lambda) = \begin{cases} \frac{k}{\lambda} \left(\frac{X}{\lambda} \right)^{k-1} e^{-(X/\lambda)^k} & , \quad X \geq 0; k > 0; \lambda > 0 \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.11)$$

olarak ifade edilir ve

$$X \sim Weibull(k, \lambda)$$

ile gösterilir. Burada k şekil parametresi ve λ ölçek parametresidir. Çeşitli parametre değerleri için Weibull dağılımına ait olasılık yoğunluk fonksiyonları Şekil 3.5’ te gösterilmiştir.



Şekil 3.5. Weibull dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları

Weibull dağılımı, yaşama, hayatta kalım ve yetmezlikle yıkım sürecini inceleyen verilerin analizinde kullanılmaktadır. Değişik parametre değerleri kullanılarak Normal dağılım, Üstel dağılım gibi istatistiksel dağılımların davranışlarını Weibull dağılımı kullanarak aynen taklit etme imkanı bulunmaktadır. Eğer $k=3,4$ ise Normal dağılıma ve eğer $k=1$ ise Üstel dağılıma benzerlik gösterir. Endüstriyel mühendislik dalında fabrikasyon ve mal teslim zamanlarını temsil etmek için modellemelerde,

meteorolojide hava tahminlerinin modellenmesinde ve rüzgar hızı dağılımını tanımlamak için yine bu dağılım sıklıkla kullanılmaktadır.

Birikimli dağılım fonksiyonu

$$F(X; k, \lambda) = \begin{cases} 1 - e^{-(X/\lambda)^k} & , \quad X \geq 0; k > 0; \lambda > 0 \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.12)$$

olarak ifade edilir.

Weibull dağılımı için bazı merkezsiz eğilim ve dağılım ölçüleri aşağıda verilmiştir.

$$E(X) = \text{Ortalama} = \lambda \Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right)$$

$$V(X) = \text{Varyans} = \lambda^2 \Gamma\left(1 + \frac{2}{k}\right) - \mu^2$$

$$\text{Mod} = \lambda \left(\frac{k-1}{k}\right)^{1/k} ; k > 1 \text{ ise}$$

$$\text{Medyan} = \lambda \ln(2)^{1/k}$$

$$\text{Çarpıklık} = \frac{\Gamma\left(1 + \frac{3}{k}\right) \lambda^3 - 3\mu\sigma^2 - \mu^3}{\sigma^3}$$

Weibull dağılımı sağa çarpık bir dağılımdır. Bu nedenden dolayı simülasyon çalışmalarında bu dağılım aşağıdaki parametre değerleri, ortalama, varyans ve çarpıklık katsayıları ile kullanılmıştır.

1- $k = 1,00$; $\lambda = 1,00$; $\text{Ortalama} = 1,00$; $\text{Varyans} = 1,00$; $\text{Çarpıklık} = 2,00$

2- $k = 0,80$; $\lambda = 1,00$; $\text{Ortalama} = 1,13$; $\text{Varyans} = 2,40$; $\text{Çarpıklık} = 2,81$

3- $k = 0,50$; $\lambda = 1,00$; $Ortalama = 2,00$; $Varyans = 20,00$; $\text{Çarpıklık} = 6,62$

3.1.6. Beta dağılımı

Beta dağılımı $[0,1]$ aralığında iki tane pozitif şekil parametresi ile normalize edilmiş bir sürekli olasılık dağılımı ailesidir. Beta dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(X; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{X^{\alpha-1} (1-X)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)} & , \quad \alpha > 0, \beta > 0, X \in [0,1] \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.13)$$

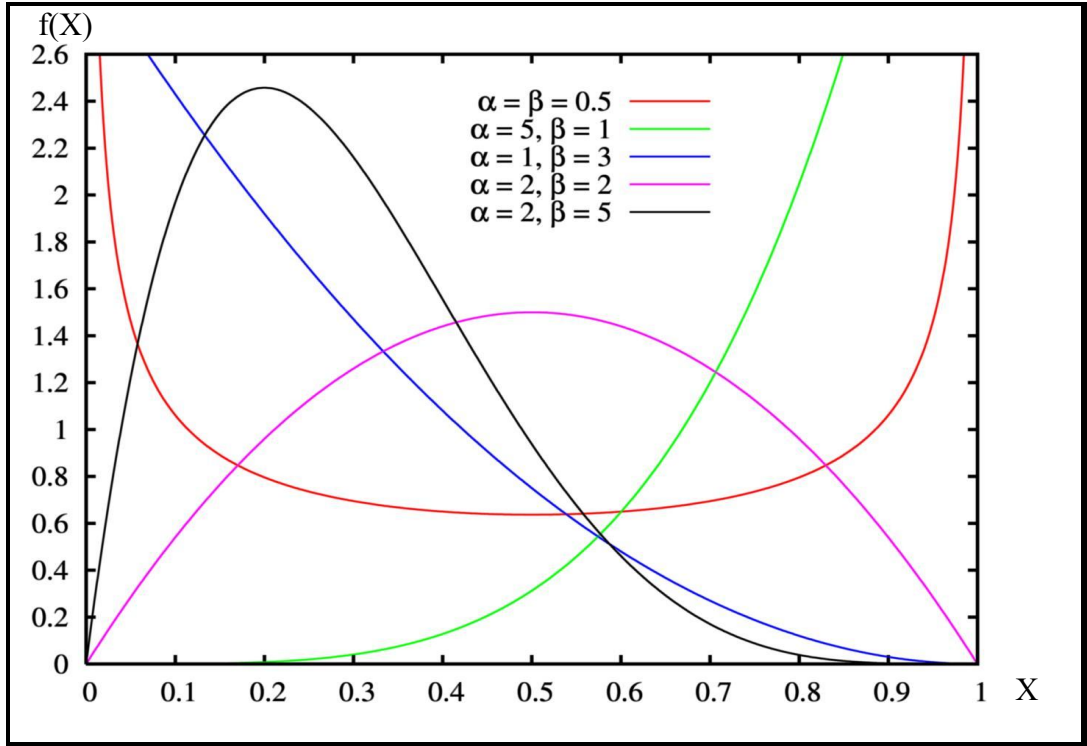
olarak ifade edilir ve

$$X \sim \text{Beta}(\alpha, \beta)$$

ile gösterilir. Olasılık yoğunluk fonksiyonundaki $B(\alpha, \beta)$ ifadesi gamma fonksiyonlarından faydalanarak, aşağıdaki gibi elde edilir.

$$B(\alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha + \beta)} \quad (3.14)$$

Beta dağılımına ilişkin olasılık yoğunluk fonsiyonları Şekil 3.6' da gösterilmiştir.



Şekil 3.6. Beta dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonları

Beta dağılımı, özellikle endüstriyel mühendislik, yöneylem araştırması ve belirli bir minimum ve maksimum değer aralığı içinde sınırlanmış olayların ortaya çıkması gibi konularda modellemede kullanılır. Birikimli dağılım fonksiyonu

$$B_X(\alpha, \beta) = \int_0^X f(X; \alpha, \beta) dX \quad (3.15)$$

olmak üzere,

$$F(X; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{B_X(\alpha, \beta)}{B(\alpha, \beta)} & , \quad \alpha > 0, \beta > 0, X \in [0, 1] \\ 0 & , \quad d.h. \end{cases} \quad (3.16)$$

olarak ifade edilir.

Beta dağılımı için bazı merkezi eğilim ve dağılım ölçüleri aşağıda verilmiştir.

$$E(X) = \mu = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$$

$$V(X) = \sigma^2 = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)}$$

$$Mod = \frac{\alpha - 1}{\alpha + \beta - 2} \quad ; \quad \alpha > 1, \beta > 1 \text{ ise}$$

$$\text{Çarpıklık} = \frac{2(\beta - \alpha)\sqrt{\alpha + \beta + 1}}{(\alpha + \beta + 2)\sqrt{\alpha\beta}}$$

Beta dağılımı, aşağıda ele alınan parametreler için sağa çarpık bir dağılımdır. Bu nedenden dolayı simülasyon çalışmalarında bu dağılım aşağıdaki parametre değerleri, ortalama, varyans ve çarpıklık katsayıları ile kullanılmıştır.

1- $\alpha = 1$; $\beta = 2$; Ortalama = 0,33 ; Varyans = 0,06 ; Çarpıklık = 0,57

2- $\alpha = 1$; $\beta = 3$; Ortalama = 0,25 ; Varyans = 0,04 ; Çarpıklık = 0,86

3- $\alpha = 1$; $\beta = 4$; Ortalama = 0,20 ; Varyans = 0,03 ; Çarpıklık = 1,05

3.2. Simülasyon Çalışması İçin Deney Tasarımı

Simülasyon programları Matlab R2006a paket programı ile yazılmıştır. Programlar, her dağılım için ayrı ayrı elde edilmiştir. Bütün testler aynı örneğe eş zamanlı olarak uygulanmıştır.

Simülasyon programları hem deneysel 1. tip hata oranlarını hem de testin gücü oranlarını elde etmeye yöneliktir. Bu oranları elde etmek için kullanılan kayma miktarı, yığın ortalamasında meydana gelen kaymayı göstermektedir. Örneğin, Üstel

dağılımdan çekilen örnekler ile, test istatistiklerine ilişkin deneysel 1. tip hata ve testin gücü oranlarının hesaplanması istenirse, o zaman

$$\text{Üstel}((1/\lambda)+kym)$$

dağılımından örnek çekilir. Eğer $kym=0$ ise program ilgili testler ve örnek çapları için deneysel 1. tip hata oranlarını verir. Eğer $kym>0$ ise program ilgili testler ve örnek çapları için deneysel testin gücü oranlarını verir. Diğer dağılımlar için de aynı yöntem kullanılmıştır.

Simülasyon programları elde edilirken aşağıda verilen örnek çapları, nominal 1. tip hata oranları ve kayma miktarları baz alınmıştır.

$n= 7, 13, 20, 30$ ve 50

Nominal 1. tip hata oranları (α) = 0,01, 0,05 ve 0,10

Kayma Miktarları (kym)= 0,50, 1,00, 1,50 ve 2,00

Kayma miktarı, Beta dağılımı için 0,05;0,10;0,15;0,20 olarak ele alınmıştır. Bunun nedeni bu dağılımın 0 ile 1 arasında değer almasıdır. Johnson (1978), Sutton (1993) ve Chen (1995)' in çalışmalarında Beta dağılımı kullanılmamıştır. Bu çalışmada, bütün dağılımlar daha ayrıntılı olarak ele alınmıştır.

Denemelerde 10000 iterasyon kullanılmıştır. Ayrıca Sutton'ın Karar Kuralı Bootstrap örneği çekmek gerektirdiğinden, Bootstrap örnek çapı, 16 ile 59 arasında belirlenmiştir. Bu karar kuralı, diğer yöntemlerle aynı anda değerlendirilmiştir. Bu yüzden Bootstrap örnek çapı daha az tutulmuştur. Bootstrap standart hatasını hesaplamak için Matlab R2006a paket programının Bootstrap fonksiyonu kullanılmıştır.

Test isimleri uzun olduğu için çizelgeleri elde etmede kolaylık olması açısından Çizelge 3.1' de ifade edilen kısaltmalar kullanılmıştır.

Çizelge 3.1. Testlere ilişkin kısaltma ve formüller

Testin Adı	Kısaltma	Açık Formülü
Student t Testi	ST	$t = \left[(\bar{X} - \mu) \right] \left(\frac{S^2}{n} \right)^{-1/2}$
Johnson'ın Düzeltilmiş Karesel t Testi	JDKT	$t_1 = \left[(\bar{X} - \mu) + \frac{\hat{\mu}_3}{6S^2n} + \frac{\hat{\mu}_3}{3S^4} (\bar{X} - \mu)^2 \right] \left(\frac{S^2}{n} \right)^{-1/2}$
Johnson'ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi	JDDT	$t_1' = \left[(\bar{X} - \mu) + \frac{\hat{\mu}_3}{6S^2n} \right] \left[\frac{S^2}{n} \right]^{-1/2}$
Sutton'ın Karar Kuralı	SBT	$t_1 = \left[(\bar{X} - \mu) + \frac{\hat{\mu}_3}{6S^2n} + \frac{\hat{\mu}_3}{3S^4} (\bar{X} - \mu)^2 \right] \left(\frac{S^2}{n} \right)^{-1/2}$
Chen'in Testi	CT	$t_2 = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} + \frac{1}{6\sqrt{n}} \beta_1 \left(2 \left\{ \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} \right\}^2 + 1 \right) + \frac{1}{9n} \beta_1 \left[\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} + 2 \left\{ \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} \right\}^2 \right]$

4. SİMÜLASYON BULGULARI

Simülasyon çalışmaları iki temel nokta üzerinde kurulmuştur. Birincisi, 1. tip hata ve diğeri de testin gücü oranlarıdır. İlk olarak, deneysel 1. tip hata oranları çeşitli çarpıklıktaki dağılımlar için ayrı olarak irdelenip, çizelge haline getirilmiştir. Daha sonra, her bir örnek çapı için deneysel testin gücü oranları çizelge haline getirilmiştir. Çizelgelerde, dağılımı tanımlarken parantez içinde çarpıklıklar da verilmiştir.

4.1. Test İstatistiklerine İlişkin Deneysel 1. Tip Hata Oranlarının Karşılaştırılması

Çizelge 4.1 'de, üç farklı parametre değerine sahip Üstel dağılımdan çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel 1. tip hata oranları görülmektedir. Dikkat edilecek olursa, parametreleri farklı olan bu üç üstel dağılımın çarpıklıkları aynıdır. Bu, üstel dağılımın bir özelliğidir.

Deneysel 1. tip hata oranlarına bakıldığında, bu oranlar için Chen'in Testi nominal α 'ya en çok yaklaşan sonuçları vermiştir. Örnek çapı küçük olduğunda (7 yada 13), Chen' in Testi için bu oranlar diğer test istatistiklerine ilişkin oranlara göre, önemli derecede nominal α 'ya yaklaşmıştır. Hatta, Çizelge 4.1 'de, Üstel dağılım $\lambda = 1$ için, nominal $\alpha = 0,01$ ve örnek çapı 7 iken Chen'in Testi' ne ilişkin deneysel 1. tip hata oranının 0,0078 olduğu görülmektedir. Aynı durum için Sutton' ın Karar Kuralı için deneysel 1. tip hata oranı 0,0034 olmuştur. Diğer testler için deneysel 1. tip hata oranları ise bu iki teste oranla daha düşüktür.

Örnek çapı büyük olduğunda (20, 30 yada 50), Chen' in Testi için deneysel 1. tip hata oranları yine diğer testlere ilişkin oranlara göre, önemli derecede nominal α 'ya yaklaşmıştır.

Dolayısıyla, Chen'in Testi, Üstel dağılım kadar çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde Sutton' ın Karar Kuralı' na göre daha iyi sonuçlar vermiştir.

Üstel dağılım sağa çarpık bir dağılım olmasına rağmen, örnek çapı arttıkça, bütün testler için deneysel 1. tip hata oranlarının nominal α ' ya yaklaştığı gözlemlenmiştir.

Üstel dağılımın üç farklı parametresi için test sonuçlarına bakıldığında, çarpıklık sabit ve 2 olduğundan, parametre değeri ne olursa olsun deneysel 1. tip hata oranları birbirine çok yakın elde edilmiştir.

Çizelge 4.1. Üstel dağılım için deneysel 1. tip hata oranları

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	$n=7$	$n=13$	$n=20$	$n=30$	$n=50$
Üstel Dağılım $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0013	0,0013	0,0032
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0013	0,0013	0,0035
		JDKT	0,0014	0,0024	0,0031	0,0041	0,0084
		SBT	0,0034	0,0049	0,0057	0,0061	0,0102
		CT	0,0078	0,0104	0,0110	0,0119	0,0120
	0,05	ST	0,0114	0,0156	0,0190	0,0201	0,0272
		JDDT	0,0118	0,0176	0,0211	0,0233	0,0303
		JDKT	0,0176	0,0290	0,0343	0,0375	0,0457
		SBT	0,0251	0,0355	0,0376	0,0414	0,0482
		CT	0,0421	0,0493	0,0504	0,0507	0,0532
	0,10	ST	0,0425	0,0524	0,0578	0,0631	0,0713
		JDDT	0,0449	0,0580	0,0629	0,0687	0,0778
		JDKT	0,0565	0,0770	0,0830	0,0885	0,0986
		SBT	0,0645	0,0815	0,0865	0,0922	0,1023
		CT	0,0897	0,0983	0,1007	0,1008	0,1066
Üstel Dağılım $\lambda=0,50$ (2,00)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0011	0,0011	0,0029
		JDDT	0,0000	0,0011	0,0014	0,0015	0,0032
		JDKT	0,0015	0,0027	0,0039	0,0041	0,0079
		SBT	0,0045	0,0063	0,0050	0,0062	0,0097
		CT	0,0082	0,0102	0,0103	0,0109	0,0117
	0,05	ST	0,0120	0,0162	0,0196	0,0221	0,0299
		JDDT	0,0123	0,0173	0,0216	0,0254	0,0320
		JDKT	0,0154	0,0292	0,0353	0,0410	0,0490
		SBT	0,0220	0,0337	0,0392	0,0443	0,0524
		CT	0,0389	0,0482	0,0497	0,0538	0,0561
	0,10	ST	0,0416	0,0533	0,0575	0,0650	0,0724
		JDDT	0,0432	0,0576	0,0637	0,0714	0,0787
		JDKT	0,0537	0,0759	0,0839	0,0916	0,0967
		SBT	0,0608	0,0811	0,0874	0,0944	0,1000
		CT	0,0901	0,0984	0,1013	0,1044	0,1042
Üstel Dağılım $\lambda=0,25$ (2,00)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0000	0,0017	0,0031
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0011	0,0022	0,0033
		JDKT	0,0014	0,0021	0,0036	0,0047	0,0079
		SBT	0,0042	0,0047	0,0049	0,0069	0,0092
		CT	0,0085	0,0099	0,0100	0,0108	0,0110
	0,05	ST	0,0123	0,0153	0,0183	0,0225	0,0289
		JDDT	0,0124	0,0176	0,0198	0,0253	0,0319
		JDKT	0,0144	0,0307	0,0330	0,0411	0,0477
		SBT	0,0219	0,0336	0,0355	0,0441	0,0497
		CT	0,0401	0,0476	0,0516	0,0526	0,0549
	0,10	ST	0,0402	0,0531	0,0543	0,0652	0,0707
		JDDT	0,0428	0,0600	0,0596	0,0731	0,0767
		JDKT	0,0529	0,0788	0,0799	0,0928	0,0970
		SBT	0,0616	0,0814	0,0825	0,0964	0,1012
		CT	0,0900	0,0950	0,1021	0,1044	0,1056

Üç farklı parametre değerlerine sahip Gamma dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı yokluk hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel 1. tip hata oranları Çizelge 4.2’ de gösterilmiştir. Parametreleri farklı olan bu üç Gamma dağılımının çarpıklıkları 1, 1,15 ve 1,41’ dir. Bu çarpıklıklar üstel dağılıma oranla biraz daha düşüktür.

Chen’in Testi ve Sutton’ ın Karar Kuralına ilişkin deneysel 1. tip hata oranlarının nominal α ’ ya en çok yaklaşan sonuçları verdiği gözlemlenmiştir. Örnek çapı küçük olduğunda (7 yada 13), Chen’in Testi ve Sutton’ ın Karar Kuralı için deneysel 1. tip hata oranları diğer test istatistiklere kıyasla, nominal α ’ ya daha çok yaklaşmıştır. Çizelge 4.2’ de, $k = 2$ ve $\theta = 2$ parametrelili Gamma dağılımı için verilen sonuçlara bakıldığında, nominal $\alpha = 0,01$ ve örnek çapı 7 iken Sutton’ ın Bileşik Testi ve Chen’ in Testi için deneysel 1. tip hata oranının 0,0050 olduğu görülmektedir. Diğer testlerde ise bu oranlar çok daha düşüktür. Örnek çapı 7 iken bazı durumlarda, Sutton’ ın Bileşik Testinin, Chen’ in Testine göre deneysel 1. tip hata oranları bakımından nominal α ’ ya yakın olduğu görülmesine rağmen, bu iki test için deneysel 1. tip hata oranları arasında önemli bir fark yoktur. Diğer taraftan, Chen’in Testi için deneysel 1. tip hata oranları, birçok durumda, nominal α ’ ya daha yakındır.

Örnek çapı 20, 30 yada 50 olduğu durumlarda, Chen’ in Testi için deneysel 1. tip hata oranları diğer testlere ilişkin deneysel 1. tip hata oranlarına göre, nominal α ’ ya daha yakın olduğu tespit edilmiştir.

Çizelge 4.2 ’deki sonuçlar göz önüne alındığında, Chen’ in Testi, Gamma dağılımı gibi sağa çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde Sutton’ ın Karar Kuralı’ na göre daha istikrarlı sonuçlar vermiştir.

Gamma dağılımı sağa çarpık bir dağılım olmasına rağmen, örnek çapı arttıkça, ele alınan bütün testler için deneysel 1. tip hata oranları nominal α ’ ya yaklaşmıştır.

Çizelge 4.2. Gamma dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	$n=7$	$n=13$	$n=20$	$n=30$	$n=50$
Gamma Dağılımı $k=2$ $\theta=2$ (1,41)	0,01	ST	0,0013	0,0016	0,0023	0,0027	0,0027
		JDDT	0,0013	0,0016	0,0025	0,0032	0,0032
		JDKT	0,0013	0,0032	0,0058	0,0069	0,0080
		SBT	0,0050	0,0051	0,0069	0,0079	0,0088
		CT	0,0050	0,0055	0,0076	0,0089	0,0095
	0,05	ST	0,0167	0,0211	0,0233	0,0320	0,0322
		JDDT	0,0167	0,0228	0,0249	0,0339	0,0348
		JDKT	0,0208	0,0333	0,0372	0,0470	0,0476
		SBT	0,0278	0,0376	0,0412	0,0498	0,0498
		CT	0,0262	0,0390	0,0427	0,0498	0,0500
	0,10	ST	0,0514	0,0624	0,0639	0,0757	0,0799
		JDDT	0,0530	0,0657	0,0698	0,0808	0,0849
		JDKT	0,0623	0,0796	0,0857	0,0933	0,0971
		SBT	0,0705	0,0850	0,0889	0,0965	0,0997
		CT	0,0713	0,0860	0,0908	0,1004	0,1033
Gamma Dağılımı $k=3$ $\theta=2$ (1,15)	0,01	ST	0,0021	0,0033	0,0034	0,0035	0,0042
		JDDT	0,0021	0,0034	0,0035	0,0036	0,0045
		JDKT	0,0024	0,0049	0,0068	0,0068	0,0089
		SBT	0,0063	0,0069	0,0078	0,0081	0,0102
		CT	0,0065	0,0071	0,0082	0,0083	0,0103
	0,05	ST	0,0231	0,0264	0,0293	0,0316	0,0346
		JDDT	0,0233	0,0274	0,0308	0,0334	0,0363
		JDKT	0,0265	0,0354	0,0407	0,0420	0,0468
		SBT	0,0337	0,0400	0,0434	0,0443	0,0491
		CT	0,0314	0,0405	0,0444	0,0448	0,0497
	0,10	ST	0,0604	0,0695	0,0700	0,0727	0,0812
		JDDT	0,0615	0,0736	0,0740	0,0759	0,0849
		JDKT	0,0668	0,0866	0,0877	0,0884	0,0964
		SBT	0,0724	0,0905	0,0919	0,0920	0,0999
		CT	0,0721	0,0919	0,0924	0,0934	0,0999
Gamma Dağılımı $k=4$ $\theta=2$ (1,00)	0,01	ST	0,0031	0,0033	0,0034	0,0043	0,0043
		JDDT	0,0032	0,0035	0,0039	0,0043	0,0044
		JDKT	0,0041	0,0044	0,0061	0,0075	0,0085
		SBT	0,0068	0,0070	0,0080	0,0097	0,0098
		CT	0,0067	0,0072	0,0080	0,0099	0,0100
	0,05	ST	0,0257	0,0306	0,0319	0,0336	0,0365
		JDDT	0,0258	0,0320	0,0333	0,0345	0,0387
		JDKT	0,0290	0,0392	0,0439	0,0441	0,0466
		SBT	0,0350	0,0436	0,0471	0,0476	0,0488
		CT	0,0346	0,0443	0,0476	0,0477	0,0489
	0,10	ST	0,0628	0,0756	0,0794	0,0794	0,0794
		JDDT	0,0647	0,0780	0,0822	0,0824	0,0838
		JDKT	0,0699	0,0886	0,0922	0,0942	0,0945
		SBT	0,0761	0,0928	0,0949	0,0965	0,0974
		CT	0,0762	0,0930	0,0955	0,0989	0,0990

Çizelge 4.3 'te, üç farklı parametre değerlerine sahip Ki-Kare dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel 1. tip hata oranları gösterilmektedir. Parametreleri farklı olan bu üç Ki-Kare dağılımının çarpıklıkları 1,63, 2 ve 2,83' tür.

Chen'in Testi ve Sutton' ın Karar Kuralı deneysel 1. tip hata oranları bakımından, nominal α ' ya daha yakın sonuçlar vermiştir. Sutton' ın Karar Kuralı küçük örnek çaplarında daha başarılı bir görünüm sergilemesine rağmen, büyük örnek çaplarında aynı performansı gösterememiştir. Bazı durumlarda Chen'in Testi ' ne ilişkin deneysel 1. tip hata oranları, nominal $\alpha = 0,01$ ve örnek çapı 7 iken Sutton' ın Karar Kuralı' na göre daha düşüktür. Yine de, bu iki test için deneysel 1. tip hata oranları arasındaki fark önemsenecek kadar büyük değildir. Diğer testler için deneysel 1. tip hata oranları ise, örnek çapının 30 ve 50, çarpıklığın ise 1,63 olduğu durumda nominal α ' ya yaklaşmalarına rağmen, yine de başarılı olamamışlardır.

Örnek çapı 20, 30 yada 50 iken, Chen' in Testine ilişkin deneysel 1. tip hata oranlarının diğer testlere ilişkin deneysel 1. tip hata oranlarına göre, nominal α ' ya daha yakın olduğu tespit edilmiştir.

Chen'in Testi, Ki-Kare dağılımı gibi sağa çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde diğer testlere oranla daha iyi sonuçlar vermiştir.

Ki-Kare dağılımı sağa çarpık bir dağılım olmasına rağmen, bütün testlerde örnek çapı arttıkça, nominal α ' ya yaklaşıldığı tespit edilmiştir.

Çizelge 4.3. Ki-Kare dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	$n=7$	$n=13$	$n=20$	$n=30$	$n=50$
Ki-Kare Dağılımı sd=1 (2,83)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0013
		JDKT	0,0036	0,0037	0,0039	0,0047	0,0050
		SBT	0,0058	0,0062	0,0062	0,0062	0,0071
		CT	0,0055	0,0065	0,0065	0,0067	0,0095
	0,05	ST	0,0058	0,0084	0,0125	0,0159	0,0226
		JDDT	0,0064	0,0097	0,0148	0,0183	0,0257
		JDKT	0,0175	0,0274	0,0328	0,0355	0,0431
		SBT	0,0251	0,0339	0,0373	0,0392	0,0464
		CT	0,0233	0,0346	0,0429	0,0432	0,0512
	0,10	ST	0,0292	0,0419	0,0485	0,0535	0,0637
		JDDT	0,0330	0,0486	0,0565	0,0609	0,0719
		JDKT	0,0535	0,0739	0,0845	0,0871	0,0915
		SBT	0,0623	0,0779	0,0885	0,0912	0,0954
		CT	0,0579	0,0786	0,0921	0,0974	0,0988
Ki-Kare Dağılımı sd=2 (2,00)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0011	0,0013	0,0015
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0011	0,0014	0,0019
		JDKT	0,0019	0,0021	0,0043	0,0044	0,0059
		SBT	0,0048	0,0057	0,0060	0,0062	0,0074
		CT	0,0050	0,0058	0,0063	0,0072	0,0079
	0,05	ST	0,0110	0,0142	0,0182	0,0223	0,0247
		JDDT	0,0113	0,0163	0,0207	0,0246	0,0263
		JDKT	0,0171	0,0282	0,0357	0,0411	0,0414
		SBT	0,0221	0,0318	0,0392	0,0452	0,0456
		CT	0,0223	0,0324	0,0434	0,0475	0,0478
	0,10	ST	0,0406	0,0496	0,0569	0,0652	0,0664
		JDDT	0,0430	0,0553	0,0638	0,0720	0,0720
		JDKT	0,0553	0,0726	0,0840	0,0946	0,0946
		SBT	0,0635	0,0773	0,0891	0,0984	0,0989
		CT	0,0631	0,0832	0,0936	0,1000	0,1000
Ki-Kare Dağılımı sd=3 (1,63)	0,01	ST	0,0013	0,0014	0,0025	0,0025	0,0027
		JDDT	0,0016	0,0017	0,0027	0,0028	0,0030
		JDKT	0,0021	0,0023	0,0055	0,0060	0,0067
		SBT	0,0050	0,0060	0,0072	0,0072	0,0074
		CT	0,0051	0,0061	0,0078	0,0078	0,0082
	0,05	ST	0,0138	0,0209	0,0229	0,0273	0,0275
		JDDT	0,0145	0,0218	0,0250	0,0301	0,0305
		JDKT	0,0168	0,0310	0,0400	0,0457	0,0463
		SBT	0,0232	0,0350	0,0428	0,0485	0,0489
		CT	0,0231	0,0363	0,0456	0,0485	0,0497
	0,10	ST	0,0447	0,0570	0,0679	0,0729	0,0733
		JDDT	0,0463	0,0614	0,0731	0,0792	0,0792
		JDKT	0,0549	0,0772	0,0910	0,0973	0,0982
		SBT	0,0629	0,0819	0,0951	0,1006	0,1007
		CT	0,0622	0,0873	0,0991	0,1000	0,1000

Çizelge 4.4 'te, üç farklı parametre değerlerine sahip Lognormal dağılımdan çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel 1. tip hata oranları gösterilmektedir. Lognormal dağılımının çarpıklıkları ele alınan parametreler için 1,75, 6,18 ve 11,16' dır.

Çizelge 4.4 'te, Chen'in Testi ve Sutton' ın Karar Kuralı için deneysel 1. tip hata oranlarının nominal α ' ya daha yakın olduğu görülmektedir. Ancak, Sutton' ın Karar Kuralı küçük örnek çaplarında ve yüksek çarpıklıklarda daha başarılı bir görünüm sergilemiştir. Fakat, büyük örnek çapı ve daha düşük çarpıklıkta aynı performansı gösterememiştir. Chen'in Test İstatistiği ise sadece çarpıklığın 6,18 ve 11,16 olduğu, örnek çapının ise 7 olduğu durumlarda Sutton' ın Karar Kuralı' na göre daha düşük deneysel 1. tip hata oranına sahiptir. Yine de örnek çapı 7 iken deneysel 1. tip hata oranları bakımından bu iki test arasındaki fark önemli değildir. Chen'in Testi için deneysel 1. tip hata oranları, örnek çapı arttıkça, nominal α ' ya daha da yaklaşmıştır. Örnek çapının 20,30 ve 50 olduğu durumlarda da Chen'in Testi deneysel 1. tip hata oranları bakımından daha iyi sonuçlar vermiştir. Diğer testler için deneysel 1. tip hata oranları ise bu iki teste oranla daha düşüktür ve nominal α ' ya ancak çarpıklığın küçük ve örnek çapının 50 olduğu durumda yaklaşabilmışlerdir.

Chen'in Testi, Lognormal dağılım kadar çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalaması için yokluk hipotezinin $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı test edilmesinde diğer testlere oranla daha başarılıdır.

Lognormal dağılım sağa çarpık bir dağılımdır. Buna rağmen, örnek çapı arttıkça, bütün testler için deneysel 1. tip hata oranları nominal α ' ya yaklaşmıştır.

Çizelge 4.4. Lognormal dağılım için deneysel 1. tip hata oranları

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	$n=7$	$n=13$	$n=20$	$n=30$	$n=50$
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=0,50$ (1,75)	0,01	ST	0,0013	0,0016	0,0017	0,0021	0,0024
		JDDT	0,0014	0,0017	0,0020	0,0024	0,0028
		JDKT	0,0028	0,0033	0,0056	0,0064	0,0079
		SBT	0,0050	0,0052	0,0072	0,0078	0,0088
		CT	0,0052	0,0055	0,0085	0,0086	0,0105
	0,05	ST	0,0186	0,0188	0,0229	0,0260	0,0280
		JDDT	0,0199	0,0199	0,0249	0,0284	0,0301
		JDKT	0,0230	0,0315	0,0392	0,0423	0,0439
		SBT	0,0304	0,0348	0,0430	0,0437	0,0472
		CT	0,0311	0,0390	0,0457	0,0472	0,0487
	0,10	ST	0,0498	0,0574	0,0649	0,0691	0,0743
		JDDT	0,0522	0,0627	0,0699	0,0755	0,0790
		JDKT	0,0612	0,0800	0,0891	0,0926	0,0942
		SBT	0,0683	0,0848	0,0923	0,0951	0,0960
		CT	0,0709	0,0879	0,0970	0,0977	0,0984
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,00$ (6,18)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		JDKT	0,0013	0,0015	0,0017	0,0026	0,0043
		SBT	0,0032	0,0035	0,0041	0,0043	0,0065
		CT	0,0028	0,0036	0,0051	0,0061	0,0105
	0,05	ST	0,0043	0,0049	0,0077	0,0099	0,0134
		JDDT	0,0045	0,0063	0,0097	0,0125	0,0167
		JDKT	0,0090	0,0194	0,0292	0,0308	0,0371
		SBT	0,0166	0,0263	0,0333	0,0353	0,0394
		CT	0,0134	0,0316	0,0434	0,0472	0,0494
	0,10	ST	0,0188	0,0304	0,0381	0,0421	0,0446
		JDDT	0,0215	0,0358	0,0461	0,0520	0,0543
		JDKT	0,0365	0,0614	0,0768	0,0830	0,0830
		SBT	0,0452	0,0657	0,0808	0,0852	0,0859
		CT	0,0436	0,0817	0,0953	0,0994	0,0994
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,20$ (11,16)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		JDKT	0,0021	0,0021	0,0027	0,0034	0,0037
		SBT	0,0047	0,0048	0,0053	0,0054	0,0066
		CT	0,0042	0,0052	0,0055	0,0058	0,0081
	0,05	ST	0,0022	0,0036	0,0056	0,0066	0,0086
		JDDT	0,0025	0,0038	0,0074	0,0091	0,0118
		JDKT	0,0105	0,0183	0,0219	0,0278	0,0312
		SBT	0,0189	0,0240	0,0262	0,0322	0,0349
		CT	0,0178	0,0296	0,0385	0,0434	0,0472
	0,10	ST	0,0153	0,0217	0,0257	0,0315	0,0353
		JDDT	0,0184	0,0285	0,0348	0,0414	0,0463
		JDKT	0,0385	0,0573	0,0705	0,0779	0,0797
		SBT	0,0476	0,0615	0,0741	0,0802	0,0816
		CT	0,0472	0,0795	0,0908	0,0961	0,0979

Çizelge 4.5 incelendiğinde, üç farklı parametre değerlerine sahip Weibull dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel 1. tip hata oranlarının verildiği görülmektedir. Burada, 2, 2,81 ve 6,62 çarpıklıklara sahip üç farklı parametrelili Weibull dağılımı incelenmiştir.

Chen'in Testi ve Sutton'ın Karar Kuralı için deneysel 1. tip hata oranları incelendiğinde, bu oranların nominal α 'ya en çok yaklaşan oranlar olduğu anlaşılmaktadır. Sutton'ın Karar Kuralı örnek çapı 7 olduğu durumda ve yüksek çarpıklıklarda daha başarılıdır. Büyük örnek çaplarında ve daha düşük çarpıklıkta ise aynı performansı gösterememiştir. Chen'in Testi sadece çarpıklığın 6,62 olduğu, örnek çapının ise 7 olduğu durumlarda Sutton'ın Karar Kuralı'na göre daha düşük deneysel 1. tip hata oranlarına sahiptir. Fakat, deneysel 1. tip hata oranları bakımından bu iki test arasındaki fark çok fazla değildir. Diğer testler için deneysel 1. tip hata oranları ise bu iki teste oranla nominal α 'ya örnek çapının büyük olduğu durumlar hariç yaklaşamamışlardır.

Dolayısıyla, Chen'in Testi Weibull dağılımı kadar çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde diğer testlerden daha iyi sonuçlara sahiptir.

Weibull dağılımı sağa çarpık bir dağılım olmasına rağmen, örnek çapı arttıkça, bütün testler için deneysel 1. tip hata oranlarının nominal α 'ya yaklaştığı gözlemlenmiştir.

Çizelge 4.5. Weibull dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	$n=7$	$n=13$	$n=20$	$n=30$	$n=50$
Weibull Dağılımı $k=1,00$ $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0000	0,0001	0,0013	0,0017	0,0030
		JDDT	0,0000	0,0002	0,0013	0,0020	0,0031
		JDKT	0,0013	0,0029	0,0031	0,0045	0,0075
		SBT	0,0033	0,0045	0,0057	0,0070	0,0101
		CT	0,0073	0,0106	0,0108	0,0108	0,0109
	0,05	ST	0,0122	0,0160	0,0190	0,0235	0,0274
		JDDT	0,0130	0,0178	0,0211	0,0260	0,0301
		JDKT	0,0176	0,0289	0,0343	0,0386	0,0445
		SBT	0,0257	0,0325	0,0376	0,0425	0,0475
		CT	0,0415	0,0492	0,0496	0,0504	0,0506
	0,10	ST	0,0434	0,0515	0,0578	0,0632	0,0684
		JDDT	0,0454	0,0558	0,0629	0,0701	0,0746
		JDKT	0,0562	0,0771	0,0830	0,0902	0,0985
		SBT	0,0638	0,0824	0,0865	0,0923	0,0999
		CT	0,0896	0,0971	0,1009	0,1011	0,1013
Weibull Dağılımı $k=0,80$ $\lambda=1,00$ (2,81)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0013
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0015
		JDKT	0,0011	0,0021	0,0025	0,0043	0,0070
		SBT	0,0031	0,0044	0,0046	0,0064	0,0087
		CT	0,0047	0,0051	0,0054	0,0081	0,0100
	0,05	ST	0,0065	0,0088	0,0142	0,0163	0,0252
		JDDT	0,0070	0,0114	0,0161	0,0184	0,0284
		JDKT	0,0142	0,0231	0,0317	0,0352	0,0431
		SBT	0,0222	0,0283	0,0357	0,0391	0,0449
		CT	0,0230	0,0324	0,0419	0,0449	0,0502
	0,10	ST	0,0288	0,0418	0,0474	0,0525	0,0680
		JDDT	0,0323	0,0471	0,0550	0,0598	0,0744
		JDKT	0,0504	0,0697	0,0785	0,0830	0,0963
		SBT	0,0599	0,0739	0,0822	0,0867	0,0920
		CT	0,0644	0,0840	0,0912	0,0933	0,1006
Weibull Dağılımı $k=0,50$ $\lambda=1,00$ (6,62)	0,01	ST	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
		JDDT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
		JDKT	0,0007	0,0020	0,0021	0,0033	0,0069
		SBT	0,0025	0,0042	0,0043	0,0061	0,0079
		CT	0,0045	0,0050	0,0051	0,0080	0,0100
	0,05	ST	0,0019	0,0021	0,0044	0,0063	0,0108
		JDDT	0,0022	0,0030	0,0060	0,0079	0,0136
		JDKT	0,0125	0,0135	0,0165	0,0180	0,0223
		SBT	0,0135	0,0196	0,0239	0,0349	0,0405
		CT	0,0222	0,0309	0,0405	0,0441	0,0499
	0,10	ST	0,0131	0,0191	0,0233	0,0302	0,0420
		JDDT	0,0163	0,0257	0,0321	0,0405	0,0540
		JDKT	0,0320	0,0532	0,0768	0,0775	0,0845
		SBT	0,0408	0,0717	0,0802	0,0861	0,0874
		CT	0,0554	0,0820	0,0877	0,0896	0,1000

Çizelge 4.6’ da, üç farklı parametre değerlerine sahip Beta dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel 1. tip hata oranları verilmektedir. Parametreleri farklı olan bu üç Beta dağılımının çarpıklıkları diğer dağılımlara oranla daha düşük seçilmiştir.

Chen’in Testi ve Sutton’ ın Karar Kuralı için deneysel 1. tip hata oranları, nominal α ’ ya diğer testler için elde edilen deneysel oranlara göre daha çok yaklaşmıştır. Çizelge 4.6’ da hem Sutton’ ın Karar Kuralı hem de Chen’in Testi deneysel 1. tip hata oranları bakımından hemen hemen aynı sonuçları vermiştir. Fakat örnek çapı 7 iken Sutton’ ın Karar Kuralı için deneysel 1. tip hata oranları nominal α ’ ya daha yakındır. Diğer taraftan, örnek çapı 7 iken Chen’in Testi ve Sutton’ ın Karar Kuralı için deneysel 1. tip hata oranları birbirine çok yakındır. Diğer testler için deneysel 1. tip hata oranları ise çarpıklıkların düşük olmasından dolayı belirli bir artış göstermişlerdir. Fakat, bu oranlar çoğu durumda nominal α ’ ya yaklaşmamıştır.

Örnek çapı 20, 30 ve 50 olduğu durumda, bütün testler için deneysel 1. tip hata oranları nominal α ’ya yaklaşma eğilimindedir. Dolayısıyla, Beta dağılımı sağa çarpık bir dağılım olmasına rağmen, bütün testlere ilişkin deneysel 1. tip hata oranları, örnek çapı arttıkça, nominal α ’ya yaklaşmıştır.

Örnek çapı 13’ ten büyük olduğu durumlarda, Chen’in Testi için deneysel 1. tip hata oranları nominal α ’ya diğer testlere oranla daha yakın gerçekleşmiştir.

Chen’in Testi, Beta dağılımı kadar çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde diğer testlere göre daha iyi sonuçlar vermiştir.

Çizelge 4.6. Beta dağılımı için deneysel 1. tip hata oranları

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	$n=7$	$n=13$	$n=20$	$n=30$	$n=50$
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=2$ (0,57)	0,01	ST	0,0050	0,0050	0,0061	0,0063	0,0071
		JDDT	0,0051	0,0052	0,0062	0,0065	0,0073
		JDKT	0,0057	0,0064	0,0066	0,0069	0,0083
		SBT	0,0079	0,0081	0,0083	0,0085	0,0087
		CT	0,0075	0,0082	0,0084	0,0085	0,0091
	0,05	ST	0,0307	0,0329	0,0352	0,0403	0,0411
		JDDT	0,0309	0,0329	0,0352	0,0411	0,0416
		JDKT	0,0314	0,0331	0,0371	0,0433	0,0447
		SBT	0,0328	0,0374	0,0414	0,0471	0,0479
		CT	0,0324	0,0397	0,0478	0,0490	0,0502
	0,10	ST	0,0712	0,0766	0,0802	0,0872	0,0923
		JDDT	0,0712	0,0773	0,0809	0,0883	0,0938
		JDKT	0,0715	0,0794	0,0836	0,0935	0,0984
		SBT	0,0744	0,0837	0,0880	0,0973	0,1009
		CT	0,0735	0,0844	0,0885	0,0983	0,1008
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=3$ (0,86)	0,01	ST	0,0030	0,0040	0,0042	0,0051	0,0054
		JDDT	0,0031	0,0041	0,0042	0,0051	0,0055
		JDKT	0,0031	0,0041	0,0057	0,0064	0,0081
		SBT	0,0057	0,0067	0,0067	0,0068	0,0091
		CT	0,0056	0,0067	0,0068	0,0075	0,0096
	0,05	ST	0,0250	0,0270	0,0295	0,0333	0,0368
		JDDT	0,0250	0,0281	0,0303	0,0349	0,0379
		JDKT	0,0250	0,0336	0,0363	0,0407	0,0457
		SBT	0,0306	0,0392	0,0397	0,0441	0,0483
		CT	0,0296	0,0397	0,0401	0,0457	0,0499
	0,10	ST	0,0619	0,0727	0,0728	0,0813	0,0822
		JDDT	0,0619	0,0741	0,0745	0,0841	0,0841
		JDKT	0,0631	0,0819	0,0826	0,0936	0,0947
		SBT	0,0709	0,0862	0,0882	0,0949	0,0954
		CT	0,0698	0,0889	0,0899	0,0993	0,0999
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=4$ (1,05)	0,01	ST	0,0028	0,0029	0,0034	0,0041	0,0051
		JDDT	0,0028	0,0031	0,0034	0,0042	0,0052
		JDKT	0,0031	0,0036	0,0043	0,0063	0,0076
		SBT	0,0052	0,0058	0,0060	0,0067	0,0086
		CT	0,0059	0,0060	0,0064	0,0089	0,0092
	0,05	ST	0,0210	0,0265	0,0273	0,0327	0,0348
		JDDT	0,0215	0,0275	0,0285	0,0335	0,0375
		JDKT	0,0218	0,0353	0,0362	0,0423	0,0462
		SBT	0,0288	0,0379	0,0396	0,0447	0,0489
		CT	0,0282	0,0388	0,0399	0,0448	0,0492
	0,10	ST	0,0593	0,0702	0,0721	0,0772	0,0849
		JDDT	0,0597	0,0730	0,0754	0,0812	0,0874
		JDKT	0,0634	0,0833	0,0858	0,0919	0,0982
		SBT	0,0714	0,0870	0,0897	0,0951	0,1015
		CT	0,0699	0,0879	0,0899	0,0965	0,1004

4.2. Test İstatistiklerine İlişkin Deneysel Testin Gücü Oranlarının Karşılaştırılması

Çizelge 4.7, Çizelge 4.8, Çizelge 4.9, Çizelge 4.10 ve Çizelge 4.11’ de üç farklı parametre değerine sahip Üstel dağılımdan çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel testin gücü oranları verilmiştir.

Çizelge 4.7 ve Çizelge 4.8’ de yani örnek çapının 7 ve 13 olduğu durumda, üstel dağılımın yapısı gereği çarpıklık da söz konusu olduğundan, deneysel testin gücü oranları daha düşük gerçekleşmiştir. Kayma miktarı (kym) 0,50 iken en yüksek deneysel testin gücü oranlarına Chen’ in Testi sahiptir.

Çizelge 4.9, Çizelge 4.10 ve Çizelge 4.11’ de, büyük örnek çapları (20, 30 ve 50) için her bir test istatistiğinin deneysel testin gücü oranlarına baktığımızda, yine Chen’ in Testi’ nin daha güçlü bir test olduğunu görülmektedir. Aynı zamanda, kayma miktarı arttıkça, tüm testlere ilişkin deneysel testin gücü oranları artış göstermiştir.

Üstel dağılımın ele alınan üç parametre değeri için çarpıklıklar aynı olmasına rağmen, bütün örnek çapları için deneysel testin gücü oranlarında önemli derecede farklılık göze çarpmaktadır. Örnek çapı 7 iken, nominal $\alpha = 0,01$ ve kym=0,50 olduğunda, $\lambda = 1,00$ parametrelili Üstel dağılım için Chen’ in Testine ilişkin deneysel testin gücü oranı 0,0854, $\lambda = 0,50$ parametrelili Üstel dağılım için Chen’ in Testine ilişkin deneysel testin gücü oranı 0,0359 ve $\lambda = 0,25$ parametrelili Üstel dağılım için Chen’ in Testine ilişkin deneysel testin gücü oranı 0,0189 olarak gerçekleşmiştir. Dolayısıyla, çarpıklıklar aynı olmasına rağmen, testin gücü oranları farklı gerçekleşmiştir. Dikkat edilirse, örneğin geldiği yığının varyansı ne kadar büyük ise, bu yığından çekilen örnek ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde test istatistikleri için hesaplanan deneysel testin gücü oranları o kadar düşük çıkmaktadır.

Üstel Dağılım kadar çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin test edilmesinde, Chen' in Testi' nin daha güçlü bir test olduğu aşıkardır.

Üstel dağılım sağa çarpık bir dağılım olmasına rağmen, örnek çapı arttıkça, her bir test istatistiği için deneysel testin gücü oranlarında artış meydana geldiği tespit edilmiştir.

Çizelge 4.7. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Üstel Dağılım $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0085	0,0278	0,0530	0,0796
		JDDT	0,0086	0,0278	0,0545	0,0817
		JDKT	0,0121	0,0375	0,0774	0,1281
		SBT	0,0400	0,1069	0,1942	0,2920
		CT	0,0854	0,2373	0,4014	0,5575
	0,05	ST	0,0907	0,2214	0,3591	0,4863
		JDDT	0,0950	0,2329	0,3774	0,5071
		JDKT	0,1304	0,3173	0,4921	0,6476
		SBT	0,1681	0,3829	0,5653	0,7132
		CT	0,2596	0,5245	0,7119	0,8321
	0,10	ST	0,2337	0,4657	0,6391	0,7626
		JDDT	0,2463	0,4875	0,6682	0,7866
		JDKT	0,2949	0,5634	0,7430	0,8529
		SBT	0,3190	0,5874	0,7630	0,8668
		CT	0,3985	0,6743	0,8291	0,9144
Üstel Dağılım $\lambda=0,50$ (2,00)	0,01	ST	0,0033	0,0090	0,0160	0,0258
		JDDT	0,0033	0,0090	0,0160	0,0259
		JDKT	0,0045	0,0114	0,0228	0,0388
		SBT	0,0130	0,0337	0,0698	0,1054
		CT	0,0359	0,0838	0,1600	0,2306
	0,05	ST	0,0392	0,0910	0,1545	0,2213
		JDDT	0,0415	0,0956	0,1624	0,2330
		JDKT	0,0573	0,1282	0,2241	0,3114
		SBT	0,0768	0,1657	0,2726	0,3719
		CT	0,1322	0,2510	0,3949	0,5166
	0,10	ST	0,1225	0,2277	0,3472	0,4579
		JDDT	0,1290	0,2415	0,3681	0,4833
		JDKT	0,1590	0,2904	0,4356	0,5578
		SBT	0,1758	0,3154	0,4627	0,5848
		CT	0,2303	0,3944	0,5494	0,6705
Üstel Dağılım $\lambda=0,25$ (2,00)	0,01	ST	0,0017	0,0028	0,0061	0,0085
		JDDT	0,0018	0,0028	0,0061	0,0085
		JDKT	0,0021	0,0046	0,0083	0,0122
		SBT	0,0089	0,0133	0,0251	0,0334
		CT	0,0189	0,0347	0,0621	0,0885
	0,05	ST	0,0221	0,0412	0,0658	0,0916
		JDDT	0,0233	0,0428	0,0695	0,0939
		JDKT	0,0315	0,0579	0,0945	0,1294
		SBT	0,0447	0,0783	0,1240	0,1678
		CT	0,0765	0,1293	0,1934	0,2626
	0,10	ST	0,0715	0,1210	0,1768	0,2364
		JDDT	0,0763	0,1283	0,1865	0,2518
		JDKT	0,0978	0,1578	0,2271	0,2985
		SBT	0,1114	0,1769	0,2471	0,3211
		CT	0,1550	0,2346	0,3154	0,4006

Çizelge 4.8. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Üstel Dağılım $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0286	0,1315	0,2839	0,4147
		JDDT	0,0301	0,1405	0,3014	0,4407
		JDKT	0,0715	0,2898	0,5447	0,7150
		SBT	0,1142	0,3863	0,6512	0,8127
		CT	0,1924	0,5371	0,7872	0,9061
	0,05	ST	0,2192	0,5399	0,7690	0,8758
		JDDT	0,2352	0,5654	0,7942	0,8967
		JDKT	0,3328	0,6940	0,8858	0,9560
		SBT	0,3552	0,7134	0,8975	0,9600
		CT	0,4295	0,7836	0,9320	0,9777
	0,10	ST	0,4166	0,7577	0,9166	0,9669
		JDDT	0,4417	0,7817	0,9304	0,9744
		JDKT	0,5091	0,8344	0,9533	0,9851
		SBT	0,5215	0,8404	0,9558	0,9860
		CT	0,5702	0,8729	0,9670	0,9904
Üstel Dağılım $\lambda=0,50$ (2,00)	0,01	ST	0,0072	0,0318	0,0728	0,1305
		JDDT	0,0079	0,0332	0,0775	0,1405
		JDKT	0,0195	0,0771	0,1682	0,2933
		SBT	0,0337	0,1154	0,2425	0,3927
		CT	0,0672	0,2005	0,3677	0,5420
	0,05	ST	0,0844	0,2278	0,3878	0,5425
		JDDT	0,0931	0,2435	0,4120	0,5721
		JDKT	0,1403	0,3374	0,5308	0,7016
		SBT	0,1551	0,3586	0,5523	0,7235
		CT	0,2045	0,4396	0,6338	0,7865
	0,10	ST	0,2040	0,4265	0,6113	0,7644
		JDDT	0,2208	0,4532	0,6390	0,7881
		JDKT	0,2703	0,5232	0,7055	0,8369
		SBT	0,2798	0,5345	0,7168	0,8437
		CT	0,3248	0,5807	0,7537	0,8732
Üstel Dağılım $\lambda=0,25$ (2,00)	0,01	ST	0,0026	0,0057	0,0179	0,0337
		JDDT	0,0027	0,0061	0,0191	0,0352
		JDKT	0,0079	0,0190	0,0443	0,0783
		SBT	0,0149	0,0352	0,0723	0,1166
		CT	0,0290	0,0661	0,1252	0,1971
	0,05	ST	0,0409	0,0857	0,1527	0,2208
		JDDT	0,0456	0,0936	0,1638	0,2357
		JDKT	0,0726	0,1424	0,2320	0,3281
		SBT	0,0817	0,1598	0,2526	0,3495
		CT	0,1109	0,2068	0,3188	0,4258
	0,10	ST	0,1150	0,2064	0,3107	0,4143
		JDDT	0,1267	0,2250	0,3334	0,4421
		JDKT	0,1587	0,2737	0,3957	0,5096
		SBT	0,1670	0,2828	0,4083	0,5197
		CT	0,1955	0,3283	0,4566	0,5684

Çizelge 4.9. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Üstel Dağılım $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0871	0,3710	0,6377	0,8013
		JDDT	0,0949	0,3949	0,6644	0,8269
		JDKT	0,1987	0,6198	0,8698	0,9620
		SBT	0,2413	0,6719	0,8977	0,9730
		CT	0,3311	0,7646	0,9438	0,9881
	0,05	ST	0,3859	0,7845	0,9422	0,9845
		JDDT	0,4110	0,8069	0,9529	0,9879
		JDKT	0,5182	0,8771	0,9773	0,9963
		SBT	0,5326	0,8845	0,9792	0,9971
		CT	0,5859	0,9112	0,9862	0,9980
	0,10	ST	0,5926	0,9079	0,9831	0,9971
		JDDT	0,6148	0,9194	0,9865	0,9980
		JDKT	0,6713	0,9434	0,9924	0,9993
		SBT	0,6787	0,9467	0,9929	0,9995
		CT	0,7033	0,9536	0,9942	0,9997
Üstel Dağılım $\lambda=0,50$ (2,00)	0,01	ST	0,0165	0,0869	0,2028	0,3571
		JDDT	0,0187	0,0924	0,2158	0,3815
		JDKT	0,0470	0,1978	0,4077	0,6246
		SBT	0,0637	0,2391	0,4640	0,6772
		CT	0,1012	0,3261	0,5739	0,7725
	0,05	ST	0,1389	0,3807	0,6144	0,7905
		JDDT	0,1522	0,4046	0,6402	0,8114
		JDKT	0,2210	0,5105	0,7420	0,8845
		SBT	0,2319	0,5274	0,7544	0,8924
		CT	0,2724	0,5843	0,7976	0,9174
	0,10	ST	0,2873	0,5913	0,7952	0,9130
		JDDT	0,3051	0,6153	0,8162	0,9251
		JDKT	0,3609	0,6770	0,8566	0,9450
		SBT	0,3692	0,6858	0,8612	0,9471
		CT	0,3995	0,7140	0,8796	0,9550
Üstel Dağılım $\lambda=0,25$ (2,00)	0,01	ST	0,0064	0,0196	0,0440	0,0772
		JDDT	0,0067	0,0209	0,0474	0,0827
		JDKT	0,0184	0,0494	0,1114	0,1854
		SBT	0,0250	0,0654	0,1378	0,2243
		CT	0,0410	0,1043	0,1984	0,3116
	0,05	ST	0,0606	0,1392	0,2507	0,3682
		JDDT	0,0668	0,1523	0,2700	0,3919
		JDKT	0,1048	0,2214	0,3583	0,5020
		SBT	0,1139	0,2327	0,3745	0,5174
		CT	0,1388	0,2754	0,4284	0,5740
	0,10	ST	0,1485	0,2886	0,4351	0,5807
		JDDT	0,1629	0,3097	0,4615	0,6049
		JDKT	0,2011	0,3656	0,5261	0,6630
		SBT	0,2091	0,3745	0,5346	0,6718
		CT	0,2319	0,4054	0,5655	0,7010

Çizelge 4.10. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Üstel Dağılım $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,1946	0,6742	0,9128	0,9790
		JDDT	0,2094	0,7003	0,9268	0,9837
		JDKT	0,3742	0,8689	0,9844	0,9985
		SBT	0,4079	0,8875	0,9877	0,9989
		CT	0,4914	0,9242	0,9927	0,9992
	0,05	ST	0,5655	0,9419	0,9931	0,9995
		JDDT	0,5915	0,9511	0,9946	0,9997
		JDKT	0,6798	0,9726	0,9981	0,9998
		SBT	0,6909	0,9746	0,9983	0,9998
		CT	0,7207	0,9799	0,9991	0,9998
	0,10	ST	0,7406	0,9809	0,9988	0,9998
		JDDT	0,7590	0,9852	0,9992	0,9998
		JDKT	0,8024	0,9894	0,9996	1,0000
		SBT	0,8072	0,9900	0,9997	1,0000
		CT	0,8243	0,9911	0,9997	1,0000
Üstel Dağılım $\lambda=0,50$ (2,00)	0,01	ST	0,0392	0,1977	0,4533	0,6738
		JDDT	0,0430	0,2120	0,4787	0,6996
		JDKT	0,0978	0,3737	0,6788	0,8670
		SBT	0,1155	0,4079	0,7110	0,8865
		CT	0,1593	0,4826	0,7768	0,9227
	0,05	ST	0,2233	0,5663	0,8261	0,9384
		JDDT	0,2379	0,5900	0,8396	0,9473
		JDKT	0,3100	0,6818	0,8930	0,9715
		SBT	0,3204	0,6916	0,8984	0,9733
		CT	0,3565	0,7263	0,9149	0,9784
	0,10	ST	0,3845	0,7496	0,9203	0,9801
		JDDT	0,4041	0,7658	0,9292	0,9834
		JDKT	0,4587	0,8065	0,9469	0,9895
		SBT	0,4655	0,8115	0,9483	0,9897
		CT	0,4878	0,8252	0,9539	0,9915
Üstel Dağılım $\lambda=0,25$ (2,00)	0,01	ST	0,0111	0,0420	0,1011	0,2010
		JDDT	0,0125	0,0460	0,1119	0,2167
		JDKT	0,0321	0,1004	0,2201	0,3771
		SBT	0,0409	0,1176	0,2493	0,4121
		CT	0,0588	0,1591	0,3138	0,4841
	0,05	ST	0,0930	0,2204	0,3949	0,5638
		JDDT	0,0996	0,2356	0,4175	0,5892
		JDKT	0,1415	0,3102	0,5118	0,6833
		SBT	0,1494	0,3206	0,5235	0,6947
		CT	0,1744	0,3562	0,5620	0,7281
	0,10	ST	0,1970	0,3848	0,5887	0,7465
		JDDT	0,2129	0,4067	0,6092	0,7656
		JDKT	0,2494	0,4658	0,6593	0,8102
		SBT	0,2554	0,4730	0,6670	0,8146
		CT	0,2699	0,4952	0,6877	0,8293

Çizelge 4.11. Üstel dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Üstel Dağılım $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,4711	0,9585	0,9985	0,9998
		JDDT	0,4907	0,9648	0,9993	0,9999
		JDKT	0,6564	0,9899	1,0000	1,0000
		SBT	0,6748	0,9911	1,0000	1,0000
		CT	0,7252	0,9935	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,8081	0,9972	1,0000	1,0000
		JDDT	0,8222	0,9975	1,0000	1,0000
		JDKT	0,8736	0,9990	1,0000	1,0000
		SBT	0,8779	0,9991	1,0000	1,0000
		CT	0,8912	0,9994	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,9096	0,9997	1,0000	1,0000
		JDDT	0,9185	0,9997	1,0000	1,0000
		JDKT	0,9361	0,9998	1,0000	1,0000
		SBT	0,9373	0,9998	1,0000	1,0000
		CT	0,9423	0,9998	1,0000	1,0000
Üstel Dağılım $\lambda=0,50$ (2,00)	0,01	ST	0,1041	0,4667	0,8085	0,9574
		JDDT	0,1103	0,4885	0,8246	0,9644
		JDKT	0,2007	0,6562	0,9232	0,9895
		SBT	0,2170	0,6763	0,9293	0,9912
		CT	0,2541	0,7236	0,9476	0,9946
	0,05	ST	0,3603	0,8114	0,9717	0,9969
		JDDT	0,3765	0,8255	0,9757	0,9975
		JDKT	0,4517	0,8739	0,9860	0,9988
		SBT	0,4606	0,8795	0,9865	0,9989
		CT	0,4862	0,8894	0,9889	0,9991
	0,10	ST	0,5414	0,9115	0,9922	0,9993
		JDDT	0,5599	0,9203	0,9924	0,9994
		JDKT	0,6097	0,9366	0,9949	0,9997
		SBT	0,6178	0,9382	0,9949	0,9997
		CT	0,6294	0,9420	0,9955	0,9998
Üstel Dağılım $\lambda=0,25$ (2,00)	0,01	ST	0,0258	0,1070	0,2536	0,4736
		JDDT	0,0282	0,1169	0,2679	0,4948
		JDKT	0,0587	0,2079	0,4254	0,6596
		SBT	0,0636	0,2223	0,4462	0,6791
		CT	0,0821	0,2610	0,5007	0,7271
	0,05	ST	0,1401	0,3608	0,6106	0,8117
		JDDT	0,1506	0,3808	0,6297	0,8249
		JDKT	0,2030	0,4594	0,7061	0,8744
		SBT	0,2108	0,4694	0,7147	0,8798
		CT	0,2265	0,4964	0,7330	0,8904
	0,10	ST	0,2663	0,5460	0,7713	0,9113
		JDDT	0,2820	0,5652	0,7841	0,9191
		JDKT	0,3259	0,6110	0,8170	0,9346
		SBT	0,3313	0,6170	0,8210	0,9362
		CT	0,3438	0,6277	0,8300	0,9416

Çizelge 4.12, Çizelge 4.13, Çizelge 4.14, Çizelge 4.15 ve Çizelge 4.16' da üç farklı parametre değerine sahip Gamma dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı yokluk hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel testin gücü oranları gösterilmiştir.

Çizelge 4.12 ve Çizelge 4.13' te örnek çapları küçük ve örneğin geldiği yığının dağılımı sağa çarpık olduğundan, bütün testler için deneysel testin gücü oranları düşük elde edilmiştir. Özellikle kayma miktarı (kym) 0,50 olduğu durumda deneysel testin gücü oranları bütün testler için düşük olduğu göze çarpmaktadır. Diğer taraftan, örnek çapı 7 ve 13 iken Sutton' ın Bileşik Testi ve Chen' in Testi için deneysel testin gücü oranları hemen hemen aynıdır.

Çizelge 4.14, Çizelge 4.15 ve Çizelge 4.16' ya bakıldığında ise, yani büyük örnek çapları (20, 30 ve 50) için testin gücü oranlarına göz attığımızda, Chen' in Testi' nin daha güçlü bir test olduğunu görülmektedir. Kayma miktarı arttıkça, tüm testlere ilişkin deneysel testin gücü oranları artmıştır.

Önemli olan nokta kayma miktarı küçük olduğunda testin bu kaymayı en yüksek olasılıkla yakalamasıdır. Bu nedenden dolayı, Gamma dağılımı için elde edilen çizelgelere göz attığımızda, Chen' in Testi' nin bu dağılımdan çekilen örnekler ile yığın ortalamasına ilişkin hipotezlerin test edilmesinde daha güçlü bir test olduğu görülmektedir.

Örnek çapı arttıkça, Gamma dağılımı kadar çarpık bir dağılımdan çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin test edilmesinde, Student t Testi de dahil olmak üzere tüm testlere ilişkin deneysel testin gücü oranlarında artış görülmektedir.

Çizelge 4.12. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Gamma Dağılımı k=2 $\theta=2$ (1,41)	0,01	ST	0,0036	0,0150	0,0436	0,1111
		JDDT	0,0036	0,0154	0,0439	0,1122
		JDKT	0,0058	0,0218	0,0587	0,1509
		SBT	0,0160	0,0448	0,1152	0,2531
		CT	0,0178	0,0473	0,1949	0,2628
	0,05	ST	0,0521	0,1249	0,2742	0,5011
		JDDT	0,0538	0,1291	0,2839	0,5184
		JDKT	0,0623	0,1527	0,3379	0,5979
		SBT	0,0771	0,1829	0,3809	0,6484
		CT	0,0776	0,1837	0,3897	0,6616
	0,10	ST	0,1283	0,2693	0,4958	0,7494
		JDDT	0,1318	0,2804	0,5122	0,7667
		JDKT	0,1497	0,3150	0,5639	0,8074
		SBT	0,1643	0,3365	0,5843	0,8215
		CT	0,1644	0,3426	0,5975	0,8317
Gamma Dağılımı k=3 $\theta=2$ (1,15)	0,01	ST	0,0068	0,0155	0,0328	0,0666
		JDDT	0,0068	0,0156	0,0334	0,0678
		JDKT	0,0073	0,0195	0,0431	0,0839
		SBT	0,0174	0,0371	0,0773	0,1398
		CT	0,0177	0,0379	0,0841	0,1433
	0,05	ST	0,0497	0,1089	0,1982	0,3243
		JDDT	0,0501	0,1112	0,2030	0,3331
		JDKT	0,0550	0,1276	0,2299	0,3768
		SBT	0,0656	0,1500	0,2616	0,4187
		CT	0,0679	0,1581	0,2620	0,4198
	0,10	ST	0,1160	0,2315	0,3729	0,5514
		JDDT	0,1208	0,2374	0,3824	0,5642
		JDKT	0,1322	0,2595	0,4152	0,6024
		SBT	0,1442	0,2777	0,4340	0,6256
		CT	0,1472	0,2789	0,4429	0,6326
Gamma Dağılımı k=4 $\theta=2$ (1,00)	0,01	ST	0,0069	0,0138	0,0279	0,0517
		JDDT	0,0071	0,0139	0,0279	0,0529
		JDKT	0,0089	0,0170	0,0358	0,0652
		SBT	0,0161	0,0305	0,0627	0,1107
		CT	0,0168	0,0344	0,0704	0,1239
	0,05	ST	0,0496	0,0895	0,1597	0,2552
		JDDT	0,0497	0,0914	0,1635	0,2609
		JDKT	0,0548	0,1023	0,1800	0,2904
		SBT	0,0664	0,1202	0,2065	0,3245
		CT	0,0666	0,1206	0,2070	0,3273
	0,10	ST	0,1117	0,1994	0,3109	0,4551
		JDDT	0,1147	0,2046	0,3171	0,4649
		JDKT	0,1230	0,2190	0,3369	0,4946
		SBT	0,1341	0,2363	0,3535	0,5129
		CT	0,1346	0,2364	0,3595	0,5172

Çizelge 4.13. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Gamma Dağılımı k=2 $\theta=2$ (1,41)	0,01	ST	0,0113	0,0511	0,1862	0,4759
		JDDT	0,0117	0,0541	0,1953	0,4908
		JDKT	0,0221	0,0925	0,3086	0,6743
		SBT	0,0343	0,1278	0,3754	0,7364
		CT	0,0397	0,1294	0,3776	0,7508
	0,05	ST	0,0910	0,2676	0,5820	0,8716
		JDDT	0,0964	0,2805	0,5991	0,8846
		JDKT	0,1298	0,3512	0,6813	0,9300
		SBT	0,1386	0,3676	0,6973	0,9350
		CT	0,1465	0,3813	0,7143	0,9428
	0,10	ST	0,1995	0,4559	0,7687	0,9558
		JDDT	0,2098	0,4735	0,7853	0,9610
		JDKT	0,2426	0,5255	0,8261	0,9724
		SBT	0,2513	0,5372	0,8330	0,9737
		CT	0,2568	0,5451	0,8416	0,9760
Gamma Dağılımı k=3 $\theta=2$ (1,15)	0,01	ST	0,0104	0,0345	0,1032	0,2530
		JDDT	0,0105	0,0363	0,1071	0,2621
		JDKT	0,0186	0,0544	0,1648	0,3681
		SBT	0,0262	0,0724	0,1995	0,4202
		CT	0,0266	0,0726	0,2009	0,4293
	0,05	ST	0,0766	0,1939	0,3933	0,6561
		JDDT	0,0807	0,2017	0,4068	0,6707
		JDKT	0,1027	0,2452	0,4743	0,7380
		SBT	0,1115	0,2589	0,4906	0,7505
		CT	0,1142	0,2676	0,5005	0,7599
	0,10	ST	0,1708	0,3542	0,5937	0,8185
		JDDT	0,1789	0,3658	0,6067	0,8293
		JDKT	0,2034	0,4031	0,6467	0,8573
		SBT	0,2111	0,4131	0,6551	0,8626
		CT	0,2146	0,4194	0,6629	0,8671
Gamma Dağılımı k=4 $\theta=2$ (1,00)	0,01	ST	0,0105	0,0330	0,0787	0,1681
		JDDT	0,0108	0,0342	0,0815	0,1719
		JDKT	0,0167	0,0498	0,1206	0,2404
		SBT	0,0228	0,0659	0,1462	0,2853
		CT	0,0229	0,0665	0,1481	0,2853
	0,05	ST	0,0721	0,1641	0,3130	0,5191
		JDDT	0,0749	0,1698	0,3228	0,5328
		JDKT	0,0915	0,2029	0,3695	0,5904
		SBT	0,0987	0,2161	0,3826	0,6064
		CT	0,1018	0,2208	0,3924	0,6141
	0,10	ST	0,1626	0,3059	0,4918	0,7025
		JDDT	0,1683	0,3175	0,5065	0,7119
		JDKT	0,1887	0,3450	0,5401	0,7422
		SBT	0,1959	0,3542	0,5482	0,7484
		CT	0,1973	0,3574	0,5562	0,7509

Çizelge 4.14. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Gamma Dağılımı k=2 $\theta=2$ (1,41)	0,01	ST	0,0221	0,1247	0,4319	0,8215
		JDDT	0,0232	0,1304	0,4444	0,8378
		JDKT	0,0459	0,2214	0,6055	0,9373
		SBT	0,0557	0,2524	0,6389	0,9500
		CT	0,0595	0,2610	0,6618	0,9561
	0,05	ST	0,1355	0,4276	0,7991	0,9811
		JDDT	0,1432	0,4450	0,8136	0,9846
		JDKT	0,1838	0,5214	0,8641	0,9933
		SBT	0,1928	0,5370	0,8690	0,9937
		CT	0,2005	0,5466	0,8773	0,9944
	0,10	ST	0,2626	0,6248	0,9074	0,9958
		JDDT	0,2750	0,6424	0,9152	0,9965
		JDKT	0,3120	0,6853	0,9333	0,9971
		SBT	0,3205	0,6946	0,9360	0,9975
		CT	0,3245	0,7011	0,9377	0,9976
Gamma Dağılımı k=3 $\theta=2$ (1,15)	0,01	ST	0,0191	0,0757	0,2376	0,5274
		JDDT	0,0199	0,0786	0,2459	0,5427
		JDKT	0,0334	0,1280	0,3529	0,6777
		SBT	0,0403	0,1480	0,3838	0,7046
		CT	0,0406	0,1510	0,3959	0,7163
	0,05	ST	0,1127	0,3063	0,5974	0,8565
		JDDT	0,1178	0,3183	0,6123	0,8647
		JDKT	0,1476	0,3736	0,6715	0,8992
		SBT	0,1555	0,3875	0,6802	0,9043
		CT	0,1584	0,3915	0,6920	0,9106
	0,10	ST	0,2239	0,4782	0,7640	0,9389
		JDDT	0,2327	0,4921	0,7743	0,9434
		JDKT	0,2576	0,5318	0,8018	0,9551
		SBT	0,2641	0,5391	0,8073	0,9566
		CT	0,2676	0,5429	0,8091	0,9573
Gamma Dağılımı k=4 $\theta=2$ (1,00)	0,01	ST	0,0155	0,0595	0,1651	0,3657
		JDDT	0,0162	0,0614	0,1707	0,3762
		JDKT	0,0267	0,0921	0,2448	0,4824
		SBT	0,0328	0,1049	0,2656	0,5123
		CT	0,0337	0,1076	0,2726	0,5182
	0,05	ST	0,1018	0,2381	0,4769	0,7205
		JDDT	0,1061	0,2450	0,4872	0,7325
		JDKT	0,1277	0,2833	0,5430	0,7821
		SBT	0,1347	0,2939	0,5535	0,7909
		CT	0,1354	0,2974	0,5628	0,7930
	0,10	ST	0,1993	0,3890	0,6535	0,8516
		JDDT	0,2061	0,4016	0,6641	0,8597
		JDKT	0,2292	0,4344	0,6947	0,8802
		SBT	0,2347	0,4421	0,7008	0,8840
		CT	0,2349	0,4451	0,7026	0,8862

Çizelge 4.15. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Gamma Dağılımı k=2 $\theta=2$ (1,41)	0,01	ST	0,0398	0,2689	0,7264	0,9742
		JDDT	0,0422	0,2810	0,7430	0,9780
		JDKT	0,0729	0,4084	0,8544	0,9937
		SBT	0,0825	0,4305	0,8676	0,9948
		CT	0,0863	0,4501	0,8778	0,9962
	0,05	ST	0,1916	0,6208	0,9374	0,9992
		JDDT	0,2021	0,6345	0,9442	0,9993
		JDKT	0,2542	0,6968	0,9618	0,9994
		SBT	0,2622	0,7070	0,9634	0,9994
		CT	0,2713	0,7158	0,9652	0,9994
	0,10	ST	0,3409	0,7760	0,9768	0,9996
		JDDT	0,3525	0,7885	0,9789	0,9996
		JDKT	0,3902	0,8193	0,9843	0,9997
		SBT	0,3975	0,8232	0,9848	0,9997
		CT	0,3991	0,8261	0,9858	0,9998
Gamma Dağılımı k=3 $\theta=2$ (1,15)	0,01	ST	0,0285	0,1458	0,4584	0,8139
		JDDT	0,0302	0,1528	0,4706	0,8260
		JDKT	0,0516	0,2290	0,5919	0,8960
		SBT	0,0576	0,2453	0,6098	0,9045
		CT	0,0612	0,2531	0,6231	0,9125
	0,05	ST	0,1557	0,4338	0,7910	0,9636
		JDDT	0,1622	0,4466	0,8022	0,9664
		JDKT	0,1956	0,5069	0,8391	0,9760
		SBT	0,2026	0,5163	0,8450	0,9772
		CT	0,2047	0,5208	0,8480	0,9785
	0,10	ST	0,2766	0,6081	0,8907	0,9862
		JDDT	0,2856	0,6186	0,8967	0,9876
		JDKT	0,3143	0,6518	0,9103	0,9902
		SBT	0,3220	0,6564	0,9141	0,9907
		CT	0,3234	0,6596	0,9150	0,9908
Gamma Dağılımı k=4 $\theta=2$ (1,00)	0,01	ST	0,0250	0,1093	0,3223	0,6247
		JDDT	0,0256	0,1143	0,3300	0,6351
		JDKT	0,0396	0,1685	0,4255	0,7311
		SBT	0,0436	0,1803	0,4459	0,7451
		CT	0,0444	0,1856	0,4525	0,7554
	0,05	ST	0,1267	0,3652	0,6562	0,8860
		JDDT	0,1320	0,3758	0,6659	0,8907
		JDKT	0,1579	0,4197	0,7105	0,9127
		SBT	0,1639	0,4284	0,7176	0,9153
		CT	0,1653	0,4320	0,7214	0,9172
	0,10	ST	0,2376	0,5291	0,7977	0,9491
		JDDT	0,2458	0,5397	0,8047	0,9521
		JDKT	0,2715	0,5692	0,8256	0,9599
		SBT	0,2767	0,5750	0,8311	0,9612
		CT	0,2783	0,5753	0,8324	0,9617

Çizelge 4.16. Gamma dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Gamma Dağılımı k=2 $\theta=2$ (1,41)	0,01	ST	0,0851	0,5469	0,9614	0,9999
		JDDT	0,0890	0,5614	0,9646	0,9999
		JDKT	0,1449	0,6801	0,9841	1,0000
		SBT	0,1534	0,6935	0,9856	1,0000
		CT	0,1622	0,7052	0,9866	1,0000
	0,05	ST	0,3063	0,8402	0,9956	1,0000
		JDDT	0,3169	0,8485	0,9963	1,0000
		JDKT	0,3688	0,8824	0,9975	1,0000
		SBT	0,3778	0,8862	0,9976	1,0000
		CT	0,3816	0,8895	0,9977	1,0000
	0,10	ST	0,4724	0,9231	0,9987	1,0000
		JDDT	0,4847	0,9285	0,9987	1,0000
		JDKT	0,5196	0,9391	0,9992	1,0000
		SBT	0,5252	0,9404	0,9993	1,0000
		CT	0,5266	0,9409	0,9993	1,0000
Gamma Dağılımı k=3 $\theta=2$ (1,15)	0,01	ST	0,0587	0,3300	0,7834	0,9851
		JDDT	0,0613	0,3388	0,7915	0,9860
		JDKT	0,0962	0,4328	0,8579	0,9941
		SBT	0,1031	0,4452	0,8642	0,9946
		CT	0,1059	0,4553	0,8713	0,9953
	0,05	ST	0,2262	0,6522	0,9485	0,9986
		JDDT	0,2352	0,6638	0,9508	0,9987
		JDKT	0,2735	0,7082	0,9637	0,9996
		SBT	0,2799	0,7154	0,9653	0,9997
		CT	0,2813	0,7172	0,9653	0,9999
	0,10	ST	0,3751	0,7950	0,9805	1,0000
		JDDT	0,3831	0,8026	0,9826	1,0000
		JDKT	0,4124	0,8204	0,9855	1,0000
		SBT	0,4182	0,8240	0,9860	1,0000
		CT	0,4277	0,8257	0,9889	1,0000
Gamma Dağılımı k=4 $\theta=2$ (1,00)	0,01	ST	0,0452	0,2387	0,6064	0,9084
		JDDT	0,0467	0,2453	0,6144	0,9129
		JDKT	0,0701	0,3181	0,6948	0,9416
		SBT	0,0749	0,3312	0,7077	0,9448
		CT	0,0753	0,3341	0,7117	0,9469
	0,05	ST	0,1840	0,5416	0,8594	0,9841
		JDDT	0,1907	0,5509	0,8654	0,9851
		JDKT	0,2202	0,5911	0,8850	0,9897
		SBT	0,2268	0,5968	0,8883	0,9901
		CT	0,2269	0,5999	0,8891	0,9909
	0,10	ST	0,3175	0,6985	0,9323	0,9949
		JDDT	0,3255	0,7072	0,9350	0,9954
		JDKT	0,3486	0,7270	0,9432	0,9967
		SBT	0,3540	0,7319	0,9445	0,9968
		CT	0,3546	0,7329	0,9448	0,9971

Üç farklı parametre değerine sahip Ki-Kare dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı yokluk hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel testin gücü oranları Çizelge 4.17, Çizelge 4.18, Çizelge 4.19, Çizelge 4.20 ve Çizelge 4.21’ de gösterilmiştir.

Çizelge 4.17 ve Çizelge 4.18’ de örnek çapları küçük ve örneğin geldiği yığının dağılımı sağa çarpık bir dağılım olduğundan, deneysel testin gücü oranları düşük gerçekleşmiştir. Çizelge 4.17 ve Çizelge 4.18’ de kayma miktarı (kym) 0,50 iken tüm testler için deneysel testin gücü oranları yine düşük gerçekleşmiştir. Fakat, Chen’ in Testi diğer testlere oranla daha yüksek testin gücü oranlarına sahiptir. Örnek çapı 7 iken Sutton’ ın Bileşik Testi ve Chen’ in Testi hemen hemen aynı güce sahiptir. Örnek çapı 13 ve 13’ ten daha fazla olduğu durumlarda ise Chen’ in Testi tüm testlerden daha yüksek deneysel testin gücü oranlarına sahiptir.

Çizelge 4.19, Çizelge 4.20 ve Çizelge 4.21’de deneysel testin gücü oranlarına göz attığımızda, Chen’ in Testi’ nin daha güçlü bir test olduğu görülmektedir. Kayma miktarı arttıkça, tüm testlerin için deneysel testin gücü oranları artmıştır. Öyle ki, Student t Testi de dahil olmak üzere tüm testlere ilişkin deneysel testin gücü oranlarında artışlar göze çarpmaktadır.

Ortalamadan kayma miktarı (kym) küçük olduğunda, eğer test bu kaymayı yüksek bir olasılık ile yakalayabiliyorsa, o test güçlü bir testtir. İlgili çizelgelere göz attığımızda, Chen’ in Testi’ nin Ki-Kare dağılımı için ele alınan çoğu durumda daha güçlü bir test olduğu görülmektedir. Yani, Ki-Kare dağılımı gibi sağa çarpık bir dağılımdan çekilen örnekler ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin test edilmesinde Chen’ in Testi’ ni kullanmak istatistiksel olarak daha iyi sonuçlar elde etmemizi sağlar.

Çizelge 4.17. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Ki-Kare Dağılımı sd=1 (2,83)	0,01	ST	0,0043	0,0279	0,0790	0,1843
		JDDT	0,0045	0,0282	0,0804	0,1881
		JDKT	0,0074	0,0384	0,1191	0,2611
		SBT	0,0289	0,1041	0,2523	0,4333
		CT	0,0279	0,1720	0,2957	0,4512
	0,05	ST	0,0694	0,2239	0,4598	0,6836
		JDDT	0,0719	0,2357	0,4792	0,7068
		JDKT	0,1008	0,3134	0,5990	0,8147
		SBT	0,1334	0,3791	0,6584	0,8555
		CT	0,1332	0,3832	0,6746	0,8665
	0,10	ST	0,1861	0,4608	0,7275	0,8935
		JDDT	0,1986	0,4853	0,7536	0,9082
		JDKT	0,2516	0,5606	0,8127	0,9410
		SBT	0,2748	0,5881	0,8272	0,9480
		CT	0,2896	0,6086	0,8461	0,9555
Ki-Kare Dağılımı sd=2 (2,00)	0,01	ST	0,0068	0,0202	0,0527	0,1135
		JDDT	0,0069	0,0204	0,0527	0,1160
		JDKT	0,0080	0,0262	0,0727	0,1486
		SBT	0,0209	0,0618	0,1429	0,2550
		CT	0,0198	0,0637	0,1535	0,2583
	0,05	ST	0,0550	0,1573	0,3095	0,4979
		JDDT	0,0570	0,1634	0,3194	0,5141
		JDKT	0,0742	0,1994	0,3883	0,6010
		SBT	0,0979	0,2369	0,4361	0,6517
		CT	0,0970	0,2386	0,4460	0,6624
	0,10	ST	0,1464	0,3404	0,5474	0,7458
		JDDT	0,1548	0,3522	0,5656	0,7622
		JDKT	0,1857	0,3971	0,6200	0,8063
		SBT	0,2041	0,4209	0,6395	0,8219
		CT	0,2116	0,4317	0,6555	0,8317
Ki-Kare Dağılımı sd=3 (1,63)	0,01	ST	0,0054	0,0177	0,0435	0,0860
		JDDT	0,0054	0,0178	0,0441	0,0869
		JDKT	0,0069	0,0236	0,0552	0,1083
		SBT	0,0151	0,0484	0,1057	0,1864
		CT	0,0155	0,0486	0,1862	0,1919
	0,05	ST	0,0513	0,1273	0,2477	0,3979
		JDDT	0,0521	0,1311	0,2562	0,4089
		JDKT	0,0620	0,1573	0,2990	0,4691
		SBT	0,0781	0,1865	0,3389	0,5132
		CT	0,0779	0,1877	0,3434	0,5208
	0,10	ST	0,1313	0,2776	0,4540	0,6351
		JDDT	0,1358	0,2879	0,4669	0,6516
		JDKT	0,1591	0,3228	0,5097	0,6927
		SBT	0,1736	0,3426	0,5322	0,7103
		CT	0,1761	0,3499	0,5424	0,7169

Çizelge 4.18. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Ki-Kare Dağılımı sd=1 (2,83)	0,01	ST	0,0163	0,1338	0,3955	0,7053
		JDDT	0,0173	0,1427	0,4191	0,7277
		JDKT	0,0461	0,2937	0,6647	0,9114
		SBT	0,0854	0,3811	0,7517	0,9457
		CT	0,0855	0,3931	0,7703	0,9572
	0,05	ST	0,1600	0,5358	0,8530	0,9761
		JDDT	0,1758	0,5643	0,8720	0,9819
		JDKT	0,2649	0,6885	0,9351	0,9943
		SBT	0,2885	0,7091	0,9424	0,9948
		CT	0,3128	0,7380	0,9525	0,9955
	0,10	ST	0,3369	0,7567	0,9543	0,9959
		JDDT	0,3644	0,7789	0,9622	0,9974
		JDKT	0,4363	0,8330	0,9747	0,9984
		SBT	0,4486	0,8385	0,9756	0,9986
		CT	0,4697	0,8516	0,9790	0,9987
Ki-Kare Dağılımı sd=2 (2,00)	0,01	ST	0,0104	0,0740	0,2206	0,4705
		JDDT	0,0108	0,0778	0,2313	0,4864
		JDKT	0,0254	0,1486	0,3834	0,6805
		SBT	0,0417	0,1962	0,4566	0,7443
		CT	0,0414	0,2006	0,4648	0,7577
	0,05	ST	0,1069	0,3545	0,6495	0,8759
		JDDT	0,1150	0,3733	0,6702	0,8889
		JDKT	0,1652	0,4688	0,7582	0,9348
		SBT	0,1787	0,4892	0,7739	0,9404
		CT	0,1918	0,5094	0,7896	0,9468
	0,10	ST	0,2393	0,5661	0,8296	0,9580
		JDDT	0,2559	0,5867	0,8426	0,9632
		JDKT	0,3041	0,6426	0,8734	0,9747
		SBT	0,3152	0,6534	0,8791	0,9757
		CT	0,3282	0,6635	0,8861	0,9781
Ki-Kare Dağılımı sd=3 (1,63)	0,01	ST	0,0115	0,0562	0,1516	0,3338
		JDDT	0,0121	0,0586	0,1594	0,3451
		JDKT	0,0213	0,1011	0,2581	0,4906
		SBT	0,0329	0,1352	0,3084	0,5500
		CT	0,0325	0,1364	0,3167	0,5616
	0,05	ST	0,0875	0,2734	0,5213	0,7527
		JDDT	0,0942	0,2854	0,5391	0,7680
		JDKT	0,1290	0,3508	0,6206	0,8334
		SBT	0,1411	0,3679	0,6391	0,8440
		CT	0,1494	0,3801	0,6532	0,8529
	0,10	ST	0,2023	0,4581	0,7223	0,8918
		JDDT	0,2147	0,4755	0,7378	0,9008
		JDKT	0,2532	0,5229	0,7749	0,9197
		SBT	0,2628	0,5333	0,7826	0,9231
		CT	0,2698	0,5415	0,7898	0,9268

Çizelge 4.19. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Ki-Kare Dağılımı sd=1 (2,83)	0,01	ST	0,0435	0,3560	0,7894	0,9630
		JDDT	0,0470	0,3787	0,8109	0,9701
		JDKT	0,1289	0,6120	0,9402	0,9982
		SBT	0,1684	0,6673	0,9535	0,9990
		CT	0,1835	0,7030	0,9642	0,9996
	0,05	ST	0,2761	0,7853	0,9779	0,9998
		JDDT	0,2982	0,8094	0,9819	0,9999
		JDKT	0,4119	0,8784	0,9907	1,0000
		SBT	0,4311	0,8850	0,9914	1,0000
		CT	0,4576	0,8984	0,9939	1,0000
	0,10	ST	0,4769	0,9076	0,9944	1,0000
		JDDT	0,5089	0,9209	0,9958	1,0000
		JDKT	0,5764	0,9439	0,9972	1,0000
		SBT	0,5840	0,9464	0,9974	1,0000
		CT	0,6037	0,9506	0,9976	1,0000
Ki-Kare Dağılımı sd=2 (2,00)	0,01	ST	0,0278	0,1803	0,5152	0,8188
		JDDT	0,0307	0,1908	0,5341	0,8350
		JDKT	0,0682	0,3299	0,7090	0,9354
		SBT	0,0837	0,3708	0,7421	0,9476
		CT	0,0899	0,3917	0,7642	0,9550
	0,05	ST	0,1793	0,5481	0,8682	0,9818
		JDDT	0,1926	0,5700	0,8797	0,9847
		JDKT	0,2608	0,6591	0,9203	0,9912
		SBT	0,2722	0,6713	0,9250	0,9918
		CT	0,2861	0,6887	0,9306	0,9931
	0,10	ST	0,3395	0,7400	0,9476	0,9946
		JDDT	0,3588	0,7551	0,9522	0,9959
		JDKT	0,4095	0,7955	0,9615	0,9973
		SBT	0,4187	0,7997	0,9629	0,9976
		CT	0,4288	0,8100	0,9658	0,9976
Ki-Kare Dağılımı sd=3 (1,63)	0,01	ST	0,0201	0,1233	0,3589	0,6562
		JDDT	0,0218	0,1312	0,3731	0,6731
		JDKT	0,0462	0,2213	0,5251	0,8034
		SBT	0,0575	0,2502	0,5612	0,8232
		CT	0,0611	0,2638	0,5738	0,8391
	0,05	ST	0,1421	0,4260	0,7397	0,9269
		JDDT	0,1509	0,4426	0,7541	0,9327
		JDKT	0,2015	0,5198	0,8122	0,9564
		SBT	0,2124	0,5333	0,8196	0,9586
		CT	0,2203	0,5468	0,8316	0,9623
	0,10	ST	0,2794	0,6150	0,8716	0,9743
		JDDT	0,2940	0,6310	0,8822	0,9767
		JDKT	0,3363	0,6721	0,9027	0,9817
		SBT	0,3457	0,6788	0,9065	0,9824
		CT	0,3510	0,6839	0,9094	0,9828

Çizelge 4.20. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Ki-Kare Dağılımı sd=1 (2,83)	0,01	ST	0,1169	0,6746	0,9728	0,9993
		JDDT	0,1270	0,6994	0,9770	0,9995
		JDKT	0,2706	0,8664	0,9968	1,0000
		SBT	0,3050	0,8858	0,9977	1,0000
		CT	0,3389	0,9020	0,9977	1,0000
	0,05	ST	0,4440	0,9365	0,9986	1,0000
		JDDT	0,4700	0,9456	0,9991	1,0000
		JDKT	0,5796	0,9708	0,9996	1,0000
		SBT	0,5921	0,9721	0,9996	1,0000
		CT	0,6149	0,9749	0,9997	1,0000
	0,10	ST	0,6431	0,9795	0,9997	1,0000
		JDDT	0,6683	0,9819	0,9997	1,0000
		JDKT	0,7239	0,9869	0,9998	1,0000
		SBT	0,7302	0,9873	0,9998	1,0000
		CT	0,7400	0,9884	0,9998	1,0000
Ki-Kare Dağılımı sd=2 (2,00)	0,01	ST	0,0625	0,3851	0,8196	0,9758
		JDDT	0,0687	0,4026	0,8330	0,9795
		JDKT	0,1312	0,5650	0,9214	0,9936
		SBT	0,1490	0,5904	0,9291	0,9942
		CT	0,1639	0,6156	0,9373	0,9954
	0,05	ST	0,2772	0,7489	0,9740	0,9985
		JDDT	0,2946	0,7643	0,9764	0,9988
		JDKT	0,3707	0,8263	0,9858	0,9993
		SBT	0,3814	0,8341	0,9865	0,9993
		CT	0,3942	0,8423	0,9883	0,9995
	0,10	ST	0,4514	0,8757	0,9911	0,9998
		JDDT	0,4705	0,8857	0,9922	0,9998
		JDKT	0,5205	0,9074	0,9945	0,9998
		SBT	0,5278	0,9093	0,9945	0,9998
		CT	0,5349	0,9122	0,9946	0,9998
Ki-Kare Dağılımı sd=3 (1,63)	0,01	ST	0,0492	0,2599	0,6512	0,9086
		JDDT	0,0513	0,2730	0,6647	0,9164
		JDKT	0,0949	0,3987	0,7814	0,9614
		SBT	0,1050	0,4222	0,7968	0,9654
		CT	0,1113	0,4409	0,8109	0,9691
	0,05	ST	0,2136	0,6135	0,9084	0,9883
		JDDT	0,2245	0,6293	0,9167	0,9896
		JDKT	0,2830	0,6940	0,9402	0,9934
		SBT	0,2914	0,7029	0,9424	0,9939
		CT	0,2999	0,7105	0,9448	0,9943
	0,10	ST	0,3700	0,7662	0,9630	0,9968
		JDDT	0,3834	0,7779	0,9666	0,9970
		JDKT	0,4234	0,8078	0,9735	0,9978
		SBT	0,4311	0,8125	0,9745	0,9979
		CT	0,4353	0,8160	0,9750	0,9981

Çizelge 4.21. Ki-Kare dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Ki-Kare Dağılımı sd=1 (2,83)	0,01	ST	0,3115	0,9574	0,9999	1,0000
		JDDT	0,3312	0,9638	0,9999	1,0000
		JDKT	0,5178	0,9878	1,0000	1,0000
		SBT	0,5432	0,9889	1,0000	1,0000
		CT	0,5761	0,9911	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,6870	0,9961	1,0000	1,0000
		JDDT	0,7080	0,9963	1,0000	1,0000
		JDKT	0,7813	0,9982	1,0000	1,0000
		SBT	0,7878	0,9985	1,0000	1,0000
		CT	0,8028	0,9986	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,8308	0,9993	1,0000	1,0000
		JDDT	0,8458	0,9996	1,0000	1,0000
		JDKT	0,8762	0,9998	1,0000	1,0000
		SBT	0,8789	0,9998	1,0000	1,0000
		CT	0,8840	0,9998	1,0000	1,0000
Ki-Kare Dağılımı sd=2 (2,00)	0,01	ST	0,1555	0,7380	0,9846	0,9999
		JDDT	0,1640	0,7500	0,9864	1,0000
		JDKT	0,2595	0,8525	0,9958	1,0000
		SBT	0,2739	0,8623	0,9959	1,0000
		CT	0,2892	0,8728	0,9964	1,0000
	0,05	ST	0,4423	0,9381	0,9986	1,0000
		JDDT	0,4598	0,9427	0,9988	1,0000
		JDKT	0,5344	0,9588	0,9991	1,0000
		SBT	0,5442	0,9606	0,9991	1,0000
		CT	0,5534	0,9619	0,9991	1,0000
	0,10	ST	0,6258	0,9754	0,9994	1,0000
		JDDT	0,6399	0,9773	0,9996	1,0000
		JDKT	0,6797	0,9826	0,9998	1,0000
		SBT	0,6856	0,9828	0,9998	1,0000
		CT	0,6882	0,9828	0,9998	1,0000
Ki-Kare Dağılımı sd=3 (1,63)	0,01	ST	0,0998	0,5413	0,9215	0,9968
		JDDT	0,1063	0,5530	0,9265	0,9974
		JDKT	0,1748	0,6762	0,9621	0,9985
		SBT	0,1863	0,6901	0,9650	0,9987
		CT	0,1938	0,7026	0,9683	0,9989
	0,05	ST	0,3354	0,8394	0,9904	0,9997
		JDDT	0,3488	0,8494	0,9911	0,9997
		JDKT	0,4068	0,8814	0,9943	0,9998
		SBT	0,4143	0,8855	0,9946	0,9998
		CT	0,4195	0,8871	0,9949	0,9999
	0,10	ST	0,4999	0,9240	0,9973	1,0000
		JDDT	0,5127	0,9293	0,9977	1,0000
		JDKT	0,5518	0,9416	0,9979	1,0000
		SBT	0,5584	0,9436	0,9981	1,0000
		CT	0,5605	0,9439	0,9985	1,0000

Çizelge 4.22, Çizelge 4.23, Çizelge 4.24, Çizelge 4.25 ve Çizelge 4.26' da üç farklı parametre değerine sahip Lognormal dağılımdan çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel testin gücü oranları gösterilmiştir.

Çizelge 4.22 ve Çizelge 4.23' te örnek çapları küçük ve örneğin geldiği Lognormal dağılım sağa çarpık bir dağılım olduğundan, deneysel testin gücü oranları daha düşük gerçekleşmiştir. Çizelge 4.22 ve Çizelge 4.23' te kayma miktarı (kym) 0,50 iken çarpıklığın 1,75 olduğu durum hariç bütün testlere ilişkin deneysel testin gücü oranlarının düşük gerçekleştiği görülmüştür. Fakat, Chen' in Testi' ne ilişkin testin gücü oranları diğer testlere oranla daha yüksek elde edilmiştir. Örnek çapı 7 iken, bazı durumlarda, Sutton' ın Bileşik Testi ve Chen' in Testi hemen hemen aynı deneysel testin gücü oranlarına sahiptir. Örnek çapı 13 ve 13' ten daha fazla olduğu durumda ise Chen' in Testi tüm testlere oranla daha güçlü bir testtir.

Çizelge 4.24, Çizelge 4.25 ve Çizelge 4.26' ya bakıldığında, yani büyük örnek çapları (20, 30 ve 50) için testin gücü oranlarına göz atıldığında, yine Chen' in Testi' nin daha güçlü bir test olduğu görülmektedir. Kayma miktarı arttıkça, tüm testlere ilişkin deneysel testin gücü oranları artmıştır. Öyle ki, Student t Testi de dahil olmak üzere tüm testlere ilişkin deneysel testin gücü oranları artmıştır.

Lognormal dağılım için oluşturulan çizelgelerden elde edilen bilgiler ışığında, örnek çapı arttıkça, Lognormal dağılımdan çekilen örnekler ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin test edilmesinde Chen' in Testi' nin daha güçlü bir test olduğu söylenebilir.

Çizelge 4.22. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=0,50$ (1,75)	0,01	ST	0,2238	0,8861	0,9168	0,9396
		JDDT	0,2280	0,8935	0,9176	0,9547
		JDKT	0,3037	0,9262	0,9502	0,9557
		SBT	0,4370	0,9268	0,9502	0,9557
		CT	0,4468	1,0000	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,7153	0,9206	0,9333	0,9410
		JDDT	0,7321	0,9419	0,9511	0,9618
		JDKT	0,8096	0,9518	0,9728	0,9811
		SBT	0,8368	0,9618	0,9768	0,9894
		CT	0,8532	1,0000	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,9007	0,9428	0,9558	0,9728
		JDDT	0,9104	0,9530	0,9613	0,9766
		JDKT	0,9362	0,9625	0,9743	0,9875
		SBT	0,9425	0,9921	0,9990	0,9995
		CT	0,9463	1,0000	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,00$ (6,18)	0,01	ST	0,0025	0,0338	0,3318	0,7005
		JDDT	0,0025	0,0342	0,3455	0,7163
		JDKT	0,0040	0,0603	0,6997	0,9058
		SBT	0,0243	0,2081	0,7867	0,9151
		CT	0,0234	0,2248	0,8386	0,9811
	0,05	ST	0,0404	0,2980	0,8439	0,9565
		JDDT	0,0435	0,3189	0,8719	0,9669
		JDKT	0,0702	0,4714	0,9719	0,9937
		SBT	0,1069	0,5692	0,9798	0,9938
		CT	0,1092	0,5916	0,9977	0,9999
	0,10	ST	0,1332	0,5990	0,9739	0,9956
		JDDT	0,1487	0,6378	0,9861	0,9983
		JDKT	0,2060	0,7442	0,9990	0,9994
		SBT	0,2289	0,7657	0,9990	0,9994
		CT	0,2577	0,8006	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,20$ (11,16)	0,01	ST	0,0000	0,0040	0,0306	0,2574
		JDDT	0,0000	0,0040	0,0316	0,2680
		JDKT	0,0021	0,0073	0,0629	0,5149
		SBT	0,0106	0,0450	0,2734	0,7298
		CT	0,0105	0,0454	0,2823	0,7857
	0,05	ST	0,0120	0,0620	0,3127	0,7776
		JDDT	0,0131	0,0672	0,3399	0,8123
		JDKT	0,0253	0,1206	0,5210	0,9491
		SBT	0,0480	0,1883	0,6550	0,9630
		CT	0,0487	0,1942	0,6812	0,9943
	0,10	ST	0,0527	0,2107	0,6261	0,9511
		JDDT	0,0606	0,2316	0,6780	0,9743
		JDKT	0,1027	0,3258	0,8128	0,9990
		SBT	0,1218	0,3609	0,8377	0,9992
		CT	0,1499	0,4135	0,8696	1,0000

Çizelge 4.23. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=0,50$ (1,75)	0,01	ST	0,7249	0,8996	0,9250	0,9950
		JDDT	0,7430	0,9005	0,9344	0,9965
		JDKT	0,8984	0,9950	0,9970	0,9980
		SBT	0,9235	0,9960	0,9970	0,9990
		CT	0,9332	1,0000	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,9429	0,9522	0,9733	0,9772
		JDDT	0,9588	0,9623	0,9812	0,9878
		JDKT	0,9609	0,9734	0,9928	0,9931
		SBT	0,9814	0,9905	0,9948	0,9951
		CT	0,9935	1,0000	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,9952	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	0,9962	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	0,9971	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	0,9973	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	0,9996	1,0000	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,00$ (6,18)	0,01	ST	0,0075	0,1752	0,7881	0,9377
		JDDT	0,0084	0,1906	0,8166	0,9485
		JDKT	0,0275	0,4657	0,9740	0,9937
		SBT	0,0638	0,6417	0,9773	0,9938
		CT	0,0654	0,6610	0,9969	0,9995
	0,05	ST	0,0961	0,6710	0,9756	0,9932
		JDDT	0,1111	0,7148	0,9863	0,9962
		JDKT	0,2091	0,8712	0,9993	1,0000
		SBT	0,2375	0,8904	0,9993	1,0000
		CT	0,2779	0,9135	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,2595	0,8806	0,9981	0,9997
		JDDT	0,2939	0,9093	0,9994	1,0000
		JDKT	0,3884	0,9499	1,0000	1,0000
		SBT	0,4022	0,9523	1,0000	1,0000
		CT	0,4330	0,9590	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,20$ (11,16)	0,01	ST	0,0000	0,0125	0,1902	0,6767
		JDDT	0,0000	0,0141	0,2097	0,7072
		JDKT	0,0049	0,0630	0,5389	0,9412
		SBT	0,0219	0,1614	0,7627	0,9482
		CT	0,0351	0,2481	0,7686	0,9909
	0,05	ST	0,0254	0,1804	0,7099	0,9471
		JDDT	0,0316	0,2083	0,7628	0,9657
		JDKT	0,0771	0,3812	0,9280	0,9982
		SBT	0,0942	0,4240	0,9498	0,9992
		CT	0,1246	0,4899	0,9667	1,0000
	0,10	ST	0,1036	0,4229	0,9192	0,9937
		JDDT	0,1261	0,4753	0,9503	0,9990
		JDKT	0,2028	0,5993	0,9824	1,0000
		SBT	0,2121	0,6099	0,9830	1,0000
		CT	0,2510	0,6525	0,9972	1,0000

Çizelge 4.24. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=0,50$ (1,75)	0,01	ST	0,9616	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	0,9689	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	0,9942	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	0,9954	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	0,9967	1,0000	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,9988	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	0,9994	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,00$ (6,18)	0,01	ST	0,0160	0,4603	0,9427	0,9834
		JDDT	0,0185	0,4988	0,9555	0,9871
		JDKT	0,0781	0,8322	0,9970	0,9990
		SBT	0,1281	0,8992	0,9970	0,9990
		CT	0,1437	0,9236	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,1738	0,8950	0,9954	0,9984
		JDDT	0,1987	0,9215	0,9980	0,9994
		JDKT	0,3335	0,9771	1,0000	1,0000
		SBT	0,3542	0,9794	1,0000	1,0000
		CT	0,4020	0,9829	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,3807	0,9761	0,9995	0,9999
		JDDT	0,4207	0,9837	1,0000	1,0000
		JDKT	0,5198	0,9915	1,0000	1,0000
		SBT	0,5280	0,9918	1,0000	1,0000
		CT	0,5564	0,9932	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,20$ (11,16)	0,01	ST	0,0000	0,0460	0,4804	0,8607
		JDDT	0,0000	0,0532	0,5237	0,8862
		JDKT	0,0161	0,2098	0,8763	0,9875
		SBT	0,0426	0,5274	0,9467	0,9875
		CT	0,0436	0,6587	0,9640	0,9990
	0,05	ST	0,0502	0,3435	0,9044	0,9837
		JDDT	0,0614	0,3893	0,9351	0,9909
		JDKT	0,1434	0,5888	0,9904	0,9998
		SBT	0,1615	0,6169	0,9931	0,9998
		CT	0,1990	0,6735	0,9959	1,0000
	0,10	ST	0,1570	0,6062	0,9835	0,9989
		JDDT	0,1918	0,6596	0,9934	0,9998
		JDKT	0,2859	0,7653	0,9980	1,0000
		SBT	0,2938	0,7715	0,9980	1,0000
		CT	0,3319	0,7956	0,9985	1,0000

Çizelge 4.25. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=0,50$ (1,75)	0,01	ST	0,9991	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	0,9993	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
	0,05	ST	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
	0,10	ST	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,00$ (6,18)	0,01	ST	0,0526	0,7775	0,9801	0,9960
		JDDT	0,0615	0,8185	0,9864	0,9973
		JDKT	0,1940	0,9744	0,9996	1,0000
		SBT	0,2471	0,9851	0,9996	1,0000
		CT	0,2815	0,9904	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,3088	0,9795	0,9994	0,9997
		JDDT	0,3420	0,9881	0,9996	1,0000
		JDKT	0,4925	0,9975	1,0000	1,0000
		SBT	0,5076	0,9978	1,0000	1,0000
		CT	0,5476	0,9980	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,5288	0,9975	1,0000	1,0000
		JDDT	0,5710	0,9984	1,0000	1,0000
		JDKT	0,6513	0,9992	1,0000	1,0000
		SBT	0,6572	0,9992	1,0000	1,0000
		CT	0,6796	0,9993	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,20$ (11,16)	0,01	ST	0,0000	0,1252	0,7685	0,9436
		JDDT	0,0000	0,1482	0,8090	0,9582
		JDKT	0,0402	0,4478	0,9814	0,9971
		SBT	0,0661	0,5510	0,9891	0,9971
		CT	0,0809	0,6818	0,9970	0,9997
	0,05	ST	0,0828	0,5656	0,9748	0,9945
		JDDT	0,1003	0,6192	0,9863	0,9976
		JDKT	0,2054	0,7859	0,9997	0,9999
		SBT	0,2214	0,8004	0,9997	0,9999
		CT	0,2658	0,8290	0,9998	1,0000
	0,10	ST	0,2210	0,7925	0,9968	0,9996
		JDDT	0,2607	0,8294	0,9999	0,9999
		JDKT	0,3596	0,8853	0,9999	1,0000
		SBT	0,3689	0,8891	0,9999	1,0000
		CT	0,3990	0,9000	0,9999	1,0000

Çizelge 4.26. Lognormal dağılım için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=0,50$ (1,75)	0,01	ST	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
	0,05	ST	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
	0,10	ST	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,00$ (6,18)	0,01	ST	0,1542	0,9678	0,9965	0,9996
		JDDT	0,1742	0,9784	0,9975	0,9996
		JDKT	0,3974	0,9994	0,9999	1,0000
		SBT	0,4442	0,9998	0,9999	1,0000
		CT	0,4981	1,0000	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,5325	0,9989	0,9998	0,9998
		JDDT	0,5730	0,9997	0,9999	1,0000
		JDKT	0,7041	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	0,7126	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	0,7394	1,0000	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,7384	1,0000	1,0000	1,0000
		JDDT	0,7667	1,0000	1,0000	1,0000
		JDKT	0,8190	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	0,8219	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	0,8311	1,0000	1,0000	1,0000
Lognormal Dağılımı $\mu=0$ $\sigma=1,20$ (11,16)	0,01	ST	0,0000	0,4099	0,9417	0,9858
		JDDT	0,0000	0,4571	0,9567	0,9894
		JDKT	0,0936	0,7792	0,9973	0,9993
		SBT	0,1302	0,8304	0,9974	0,9993
		CT	0,1618	0,8650	0,9997	1,0000
	0,05	ST	0,1643	0,8360	0,9940	0,9983
		JDDT	0,1944	0,8699	0,9973	0,9993
		JDKT	0,3326	0,9457	1,0000	1,0000
		SBT	0,3485	0,9486	1,0000	1,0000
		CT	0,3893	0,9566	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,3470	0,9475	0,9996	0,9998
		JDDT	0,3955	0,9588	0,9999	1,0000
		JDKT	0,4895	0,9742	1,0000	1,0000
		SBT	0,4954	0,9750	1,0000	1,0000
		CT	0,5228	0,9782	1,0000	1,0000

Çizelge 4.27, Çizelge 4.28, Çizelge 4.29, Çizelge 4.30 ve Çizelge 4.31’ de Weibull dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel testin gücü oranları verilmiştir.

Çizelge 4.27 ve Çizelge 4.28’ de deneysel testin gücü oranları daha düşük gerçekleşmiştir. Bunun nedeni, Çizelge 4.27 ve Çizelge 4.28’ de örnek çaplarının küçük olarak ele alınmasıdır. Çizelge 4.27 ve Çizelge 4.28’ de kayma miktarı (kym) 0,50 iken çarpıklığın 2,00 olduğu durum hariç testlere ilişkin deneysel testin gücü oranları düşük gerçekleşmiştir. Fakat, Chen’ in Testi diğer testlere göre daha yüksek deneysel testin gücü oranlarına sahiptir. Sutton’ ın Bileşik Testi ve Chen’ in Testi bazı durumlarda aynı güce sahiptir.

Çizelge 4.29, Çizelge 4.30 ve Çizelge 4.31’ e bakıldığında, yani örnek çaplarının 20, 30 ve 50 olduğu durumlar için testlere ilişkin testin gücü oranları incelendiğinde, yine Chen’ in Testi’ nin daha güçlü bir test olduğu anlaşılmaktadır. Örnek çapı arttıkça, Weibull dağılımından çekilen örnek ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin test edilmesinde tüm testler için deneysel testin gücü oranları artmıştır. Kayma miktarı arttıkça, tüm testler için deneysel testin gücü oranlarında yine artış meydana gelmiştir.

Chen’ in Testi’ nin ele alınan çoğu durumda daha güçlü bir test olduğu aşıkardır. Yani, Weibull dağılımı kadar sağa çarpık bir dağılımdan çekilen örnekler ile yığın ortalamasının yokluk hipotezinin testinde Chen’ in Testi’ nin daha iyi sonuçlar vereceği söylenebilir.

Çizelge 4.27. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Weibull Dağılımı $k=1,00$ $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0087	0,0278	0,0534	0,0818
		JDDT	0,0087	0,0278	0,0551	0,0827
		JDKT	0,0124	0,0376	0,0771	0,1288
		SBT	0,0412	0,1079	0,1951	0,3006
		CT	0,0836	0,2387	0,4033	0,5586
	0,05	ST	0,0911	0,2218	0,3613	0,4867
		JDDT	0,0950	0,2319	0,3715	0,5027
		JDKT	0,1342	0,3160	0,4961	0,6445
		SBT	0,1714	0,3863	0,5671	0,7211
		CT	0,2561	0,5299	0,7123	0,8400
	0,10	ST	0,2354	0,4674	0,6382	0,7689
		JDDT	0,2486	0,4888	0,6766	0,7845
		JDKT	0,2945	0,5591	0,7501	0,8555
		SBT	0,3178	0,5891	0,7643	0,8667
		CT	0,3983	0,6801	0,8309	0,9191
Weibull Dağılımı $k=0,80$ $\lambda=1,00$ (2,81)	0,01	ST	0,0070	0,0222	0,0427	0,0654
		JDDT	0,0070	0,0222	0,0441	0,0662
		JDKT	0,0099	0,0301	0,0617	0,1030
		SBT	0,0330	0,0863	0,1561	0,2405
		CT	0,0669	0,1910	0,3226	0,4469
	0,05	ST	0,0729	0,1774	0,2890	0,3894
		JDDT	0,0760	0,1855	0,2972	0,4022
		JDKT	0,1074	0,2528	0,3969	0,5156
		SBT	0,1371	0,3090	0,4537	0,5769
		CT	0,2049	0,4239	0,5698	0,6720
	0,10	ST	0,1883	0,3739	0,5106	0,6151
		JDDT	0,1989	0,3910	0,5413	0,6276
		JDKT	0,2356	0,4473	0,6001	0,6844
		SBT	0,2542	0,4713	0,6114	0,6934
		CT	0,3186	0,5441	0,6647	0,7353
Weibull Dağılımı $k=0,50$ $\lambda=1,00$ (6,62)	0,01	ST	0,0000	0,0006	0,0342	0,0524
		JDDT	0,0000	0,0006	0,0353	0,0529
		JDKT	0,0048	0,0067	0,0493	0,0824
		SBT	0,0241	0,0297	0,1249	0,1924
		CT	0,0240	0,0306	0,2581	0,3575
	0,05	ST	0,0058	0,0197	0,2312	0,3115
		JDDT	0,0061	0,0220	0,2378	0,3217
		JDKT	0,0352	0,0580	0,3175	0,4125
		SBT	0,0541	0,1093	0,3629	0,4615
		CT	0,0599	0,1390	0,4559	0,5376
	0,10	ST	0,0348	0,1008	0,4084	0,4921
		JDDT	0,0418	0,1184	0,4330	0,5021
		JDKT	0,0957	0,2020	0,4801	0,5475
		SBT	0,1126	0,2300	0,4892	0,5547
		CT	0,1149	0,2676	0,5318	0,5882

Çizelge 4.28. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Weibull Dağılımı $k=1,00$ $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0290	0,1323	0,2795	0,4221
		JDDT	0,0311	0,1440	0,2997	0,4442
		JDKT	0,0713	0,2893	0,5398	0,7233
		SBT	0,1201	0,3893	0,6498	0,8144
		CT	0,2001	0,5404	0,7911	0,9055
	0,05	ST	0,2225	0,5395	0,7688	0,8757
		JDDT	0,2312	0,5598	0,8003	0,8965
		JDKT	0,3344	0,6942	0,8866	0,9547
		SBT	0,3554	0,7134	0,8975	0,9555
		CT	0,4330	0,7836	0,9297	0,9801
	0,10	ST	0,4156	0,7566	0,9166	0,9669
		JDDT	0,4377	0,7799	0,9304	0,9744
		JDKT	0,5077	0,8343	0,9531	0,9851
		SBT	0,5223	0,8444	0,9558	0,9865
		CT	0,5699	0,8733	0,9670	0,9904
Weibull Dağılımı $k=0,80$ $\lambda=1,00$ (2,81)	0,01	ST	0,0232	0,1058	0,2236	0,3377
		JDDT	0,0249	0,1152	0,2398	0,3554
		JDKT	0,0570	0,2314	0,4318	0,5786
		SBT	0,0961	0,3114	0,5198	0,6515
		CT	0,1601	0,4323	0,6329	0,7244
	0,05	ST	0,1780	0,4316	0,6150	0,7006
		JDDT	0,1850	0,4478	0,6402	0,7172
		JDKT	0,2675	0,5554	0,7093	0,7638
		SBT	0,2843	0,5707	0,7180	0,7644
		CT	0,3464	0,6269	0,7438	0,7841
	0,10	ST	0,3325	0,6053	0,7333	0,7735
		JDDT	0,3502	0,6239	0,7443	0,7795
		JDKT	0,4062	0,6674	0,7625	0,7881
		SBT	0,4178	0,6755	0,7646	0,7892
		CT	0,4559	0,6986	0,7736	0,7923
Weibull Dağılımı $k=0,50$ $\lambda=1,00$ (6,62)	0,01	ST	0,0000	0,0023	0,1789	0,2701
		JDDT	0,0000	0,0027	0,1918	0,2843
		JDKT	0,0076	0,0166	0,3455	0,4629
		SBT	0,0282	0,0659	0,4159	0,5212
		CT	0,0303	0,0785	0,5063	0,5795
	0,05	ST	0,0132	0,0644	0,4920	0,5604
		JDDT	0,0180	0,0800	0,5122	0,5738
		JDKT	0,0580	0,1986	0,5674	0,6110
		SBT	0,0751	0,2370	0,5744	0,6115
		CT	0,0902	0,2905	0,5950	0,6273
	0,10	ST	0,0672	0,2262	0,5866	0,6188
		JDDT	0,0850	0,2675	0,5955	0,6236
		JDKT	0,1567	0,3957	0,6100	0,6305
		SBT	0,1666	0,4086	0,6117	0,6314
		CT	0,1969	0,4574	0,6189	0,6339

Çizelge 4.29. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Weibull Dağılımı $k=1,00$ $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,0872	0,3712	0,6369	0,8013
		JDDT	0,0949	0,3894	0,6644	0,8269
		JDKT	0,1989	0,6169	0,8698	0,9632
		SBT	0,2413	0,6719	0,8977	0,9713
		CT	0,3311	0,7645	0,9438	0,9891
	0,05	ST	0,3864	0,7855	0,9422	0,9845
		JDDT	0,4122	0,8069	0,9529	0,9879
		JDKT	0,5123	0,8775	0,9778	0,9964
		SBT	0,5348	0,8876	0,9792	0,9971
		CT	0,5871	0,9112	0,9867	0,9985
	0,10	ST	0,5921	0,9078	0,9831	0,9971
		JDDT	0,6148	0,9133	0,9865	0,9986
		JDKT	0,6714	0,9455	0,9924	0,9995
		SBT	0,6788	0,9468	0,9929	1,0000
		CT	0,7033	0,9537	0,9942	1,0000
Weibull Dağılımı $k=0,80$ $\lambda=1,00$ (2,81)	0,01	ST	0,0698	0,2970	0,5095	0,6410
		JDDT	0,0759	0,3115	0,5315	0,6615
		JDKT	0,1591	0,4935	0,6958	0,7706
		SBT	0,1930	0,5375	0,7182	0,7770
		CT	0,2649	0,6116	0,7550	0,7913
	0,05	ST	0,3091	0,6284	0,7538	0,7876
		JDDT	0,3298	0,6455	0,7623	0,7903
		JDKT	0,4098	0,7020	0,7822	0,7971
		SBT	0,4278	0,7101	0,7834	0,7977
		CT	0,4697	0,7290	0,7894	0,7988
	0,10	ST	0,4737	0,7262	0,7865	0,7977
		JDDT	0,4918	0,7306	0,7892	0,7989
		JDKT	0,5371	0,7564	0,7939	0,7996
		SBT	0,5430	0,7574	0,7943	0,8000
		CT	0,5626	0,7630	0,7954	0,8000
Weibull Dağılımı $k=0,50$ $\lambda=1,00$ (6,62)	0,01	ST	0,0066	0,0074	0,4076	0,5128
		JDDT	0,0090	0,0093	0,4252	0,5292
		JDKT	0,0097	0,0675	0,5567	0,6164
		SBT	0,0298	0,1427	0,5745	0,6216
		CT	0,0315	0,1530	0,6040	0,6330
	0,05	ST	0,0246	0,1425	0,6030	0,6301
		JDDT	0,0314	0,1677	0,6099	0,6323
		JDKT	0,0909	0,3406	0,6258	0,6377
		SBT	0,1036	0,3704	0,6267	0,6381
		CT	0,1333	0,4359	0,6315	0,6390
	0,10	ST	0,0999	0,3508	0,6292	0,6381
		JDDT	0,1255	0,4111	0,6314	0,6391
		JDKT	0,2050	0,5444	0,6351	0,6397
		SBT	0,2121	0,5542	0,6355	0,6400
		CT	0,2442	0,6008	0,6363	0,6400

Çizelge 4.30. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Weibull Dağılımı $k=1,00$ $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,2005	0,6733	0,9127	0,9790
		JDDT	0,2101	0,7004	0,9269	0,9837
		JDKT	0,3742	0,8644	0,9844	0,9985
		SBT	0,4079	0,8857	0,9877	0,9989
		CT	0,4923	0,9242	0,9927	0,9994
	0,05	ST	0,5665	0,9419	0,9931	0,9995
		JDDT	0,5915	0,9511	0,9946	0,9998
		JDKT	0,6745	0,9726	0,9981	1,0000
		SBT	0,6970	0,9746	0,9983	1,0000
		CT	0,7233	0,9799	0,9995	1,0000
	0,10	ST	0,7434	0,9807	0,9988	0,9998
		JDDT	0,7566	0,9852	0,9993	1,0000
		JDKT	0,8024	0,9894	0,9996	1,0000
		SBT	0,8072	0,9906	0,9998	1,0000
		CT	0,8243	0,9918	0,9999	1,0000
Weibull Dağılımı $k=0,80$ $\lambda=1,00$ (2,81)	0,01	ST	0,1644	0,5521	0,7484	0,8028
		JDDT	0,1723	0,5743	0,7601	0,8066
		JDKT	0,3068	0,7088	0,8072	0,8188
		SBT	0,3345	0,7263	0,8099	0,8191
		CT	0,4037	0,7578	0,8140	0,8195
	0,05	ST	0,4645	0,7724	0,8143	0,8196
		JDDT	0,4850	0,7799	0,8156	0,8198
		JDKT	0,5531	0,7975	0,8184	0,8200
		SBT	0,5715	0,7992	0,8186	0,8200
		CT	0,5931	0,8035	0,8196	0,8200
	0,10	ST	0,6096	0,8042	0,8190	0,8198
		JDDT	0,6204	0,8079	0,8194	0,8200
		JDKT	0,6580	0,8113	0,8197	0,8230
		SBT	0,6619	0,8123	0,8198	0,8250
		CT	0,6759	0,8133	0,8199	0,8812
Weibull Dağılımı $k=0,50$ $\lambda=1,00$ (6,62)	0,01	ST	0,0079	0,0258	0,6736	0,7225
		JDDT	0,0098	0,0320	0,6841	0,7260
		JDKT	0,0216	0,1788	0,7265	0,7369
		SBT	0,0420	0,2690	0,7289	0,7372
		CT	0,0497	0,3062	0,7326	0,7376
	0,05	ST	0,0504	0,2714	0,7329	0,7376
		JDDT	0,0644	0,3175	0,7340	0,7379
		JDKT	0,1468	0,5227	0,7366	0,7380
		SBT	0,1598	0,5446	0,7367	0,7380
		CT	0,1937	0,5954	0,7376	0,7380
	0,10	ST	0,1565	0,5243	0,7371	0,7379
		JDDT	0,1868	0,5839	0,7375	0,7380
		JDKT	0,2722	0,6848	0,7377	0,7407
		SBT	0,2794	0,6922	0,7379	0,7425
		CT	0,3077	0,7213	0,7488	0,7931

Çizelge 4.31. Weibull dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,50	kym=1,00	kym=1,50	kym=2,00
Weibull Dağılımı $k=1,00$ $\lambda=1,00$ (2,00)	0,01	ST	0,4699	0,9585	0,9985	0,9996
		JDDT	0,4907	0,9655	0,9993	0,9998
		JDKT	0,6564	0,9894	1,0000	1,0000
		SBT	0,6748	0,9912	1,0000	1,0000
		CT	0,7252	0,9935	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,8066	0,9966	1,0000	1,0000
		JDDT	0,8272	0,9972	1,0000	1,0000
		JDKT	0,8744	0,9984	1,0000	1,0000
		SBT	0,8785	0,9985	1,0000	1,0000
		CT	0,9003	0,9990	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,9092	0,9995	1,0000	1,0000
		JDDT	0,9193	0,9998	1,0000	1,0000
		JDKT	0,9364	1,0000	1,0000	1,0000
		SBT	0,9391	1,0000	1,0000	1,0000
		CT	0,9423	1,0000	1,0000	1,0000
Weibull Dağılımı $k=0,80$ $\lambda=1,00$ (2,81)	0,01	ST	0,3994	0,8147	0,8487	0,8497
		JDDT	0,4171	0,8207	0,8494	0,8498
		JDKT	0,5579	0,8410	0,8500	0,8500
		SBT	0,5736	0,8425	0,8722	0,8854
		CT	0,6164	0,8445	0,8843	0,9234
	0,05	ST	0,6856	0,8471	0,8500	0,8555
		JDDT	0,7031	0,8476	0,8900	0,9345
		JDKT	0,7432	0,8486	0,8911	0,9356
		SBT	0,7467	0,8487	0,8912	0,9357
		CT	0,7653	0,8492	0,8916	0,9662
	0,10	ST	0,7728	0,8496	0,8921	0,9023
		JDDT	0,7814	0,8498	0,8923	0,9075
		JDKT	0,7959	0,8500	0,8935	0,9123
		SBT	0,7982	0,8500	0,8955	0,9225
		CT	0,8010	0,8500	0,9225	0,9571
Weibull Dağılımı $k=0,50$ $\lambda=1,00$ (6,62)	0,01	ST	0,0085	0,1143	0,6960	0,7967
		JDDT	0,0104	0,1354	0,6965	0,7969
		JDKT	0,0513	0,4122	0,7270	0,7970
		SBT	0,0777	0,4913	0,7452	0,8060
		CT	0,0979	0,5486	0,7551	0,8188
	0,05	ST	0,0930	0,5181	0,7570	0,7615
		JDDT	0,1154	0,5735	0,7598	0,7663
		JDKT	0,2195	0,7341	0,7707	0,7872
		SBT	0,2305	0,7479	0,7908	0,8173
		CT	0,2671	0,7835	0,8211	0,8223
	0,10	ST	0,2313	0,7429	0,8225	0,8278
		JDDT	0,2686	0,7845	0,8612	0,9042
		JDKT	0,3548	0,8082	0,8622	0,9053
		SBT	0,3611	0,8123	0,8731	0,9144
		CT	0,3906	0,8344	0,9089	0,9503

Çizelge 4.32, Çizelge 4.33, Çizelge 4.34, Çizelge 4.35 ve Çizelge 4.36’ da Beta dağılımından çekilen 7, 13, 20, 30 ve 50 çaplı örnekler ile $H_1 : \mu > \mu_0$ hipotezine karşı $H_0 : \mu = \mu_0$ hipotezinin test edilmesinde her bir test istatistiği için deneysel testin gücü oranları gösterilmiştir. Bu çizelgelerde, kayma miktarları Beta dağılımının yapısı gereği farklı ele alınmıştır.

Çizelge 4.32 ve Çizelge 4.33’ te örnek çapları küçük ve örneğin geldiği Beta dağılımı sağa çarpık bir dağılım olduğundan, deneysel testin gücü oranları daha düşük gerçekleşmiştir. Çizelge 4.32 ve Çizelge 4.33’ te kayma miktarı (kym) 0,05 iken tüm parametreler için çarpıklıkların düşük ve birbirine yakın olması nedeniyle testlere ilişkin deneysel testin gücü oranları birbirine yakın çıkmıştır. Fakat, Chen’ in Testi ve Sutton’ın Karar Kuralı, diğer testlere oranla daha yüksek deneysel testin gücü oranlarına sahiptir. Tüm örnek çaplarında, bu iki test yaklaşık olarak aynı deneysel testin gücü oranlarına sahiptir. Fakat, çoğu durumda, Chen’ in Testi’ ne ilişkin deneysel testin gücü oranları daha yüksek gerçekleşmiştir.

Çizelge 4.34, Çizelge 4.35 ve Çizelge 4.36’ ya bakıldığında, yine Sutton’ın Karar Kuralı ve Chen’ in Testi’ nin daha güçlü testler olduğu görülmektedir. Kayma miktarı arttıkça, Student t Testi de dahil olmak üzere tüm testlere ilişkin deneysel testin gücü oranları artmıştır.

Diğer dağılımlar ve Beta dağılımı için oluşturulan çizelgelerden elde edilen bilgiler ile sağa çarpık bir dağılımdan çekilen örnekler ile, yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde Chen’ in Testi’ nin kullanılarak istatistiksel olarak daha iyi sonuçlar elde edilebileceği söylenebilir.

Çizelge 4.32. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=7$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,05	kym=0,10	kym=0,15	kym=0,20
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=2$ (0,57)	0,01	ST	0,0141	0,0369	0,0843	0,1953
		JDDT	0,0144	0,0377	0,0846	0,1963
		JDKT	0,0145	0,0382	0,0852	0,1967
		SBT	0,0247	0,0602	0,1350	0,2931
		CT	0,0249	0,0599	0,1395	0,2979
	0,05	ST	0,0860	0,1922	0,3665	0,6295
		JDDT	0,0861	0,1933	0,3706	0,6405
		JDKT	0,0877	0,1939	0,3942	0,7011
		SBT	0,0983	0,2199	0,4459	0,7444
		CT	0,0996	0,2295	0,4480	0,7445
	0,10	ST	0,1817	0,3465	0,5902	0,8296
		JDDT	0,1819	0,3511	0,5995	0,8413
		JDKT	0,1829	0,3656	0,6356	0,8733
		SBT	0,1998	0,3901	0,6599	0,8847
		CT	0,1997	0,3908	0,6604	0,8925
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=3$ (0,86)	0,01	ST	0,0144	0,0444	0,1321	0,3457
		JDDT	0,0144	0,0446	0,1338	0,3522
		JDKT	0,0149	0,0474	0,1526	0,4442
		SBT	0,0254	0,0885	0,2692	0,6398
		CT	0,0259	0,0884	0,2696	0,6399
	0,05	ST	0,0876	0,2485	0,5519	0,8679
		JDDT	0,0886	0,2539	0,5637	0,8833
		JDKT	0,0900	0,2785	0,6457	0,9515
		SBT	0,1110	0,3239	0,6983	0,9670
		CT	0,1119	0,3247	0,7035	0,9744
	0,10	ST	0,1887	0,4561	0,7867	0,9749
		JDDT	0,1932	0,4663	0,8014	0,9801
		JDKT	0,2047	0,5074	0,8456	0,9906
		SBT	0,2240	0,5363	0,8579	0,9915
		CT	0,2255	0,5366	0,8679	0,9947
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=4$ (1,05)	0,01	ST	0,0152	0,0601	0,2365	0,6161
		JDDT	0,0152	0,0604	0,2416	0,6299
		JDKT	0,0156	0,0706	0,3164	0,8568
		SBT	0,0316	0,1404	0,4998	0,9391
		CT	0,0311	0,1409	0,4999	0,9618
	0,05	ST	0,0955	0,3459	0,7726	0,9871
		JDDT	0,0971	0,3564	0,7898	0,9922
		JDKT	0,1115	0,4208	0,8796	0,9975
		SBT	0,1369	0,4758	0,9136	0,9976
		CT	0,1370	0,4769	0,9234	1,0000
	0,10	ST	0,2193	0,5851	0,9354	0,9985
		JDDT	0,2269	0,6007	0,9464	0,9985
		JDKT	0,2518	0,6570	0,9700	0,9999
		SBT	0,2714	0,6790	0,9734	1,0000
		CT	0,2695	0,6918	0,9806	1,0000

Çizelge 4.33. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=13$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,05	kym=0,10	kym=0,15	kym=0,20
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=2$ (0,57)	0,01	ST	0,0285	0,1104	0,3250	0,6614
		JDDT	0,0285	0,1118	0,3302	0,6739
		JDKT	0,0292	0,1256	0,4007	0,7922
		SBT	0,0405	0,1679	0,4797	0,8413
		CT	0,0413	0,1689	0,4797	0,8422
	0,05	ST	0,1339	0,3721	0,7110	0,9414
		JDDT	0,1352	0,3777	0,7214	0,9468
		JDKT	0,1458	0,4149	0,7734	0,9669
		SBT	0,1600	0,4365	0,7888	0,9701
		CT	0,1605	0,4366	0,7912	0,9739
	0,10	ST	0,2495	0,5590	0,8545	0,9812
		JDDT	0,2553	0,5681	0,8617	0,9844
		JDKT	0,2701	0,5971	0,8845	0,9901
		SBT	0,2812	0,6080	0,8893	0,9908
		CT	0,2852	0,6080	0,8930	0,9920
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=3$ (0,86)	0,01	ST	0,0296	0,1687	0,5512	0,9265
		JDDT	0,0304	0,1737	0,5676	0,9373
		JDKT	0,0389	0,2381	0,7341	0,9919
		SBT	0,0566	0,3021	0,7951	0,9973
		CT	0,0578	0,3062	0,7951	0,9977
	0,05	ST	0,1656	0,5164	0,9030	0,9991
		JDDT	0,1709	0,5299	0,9121	0,9993
		JDKT	0,1998	0,6020	0,9486	0,9999
		SBT	0,2137	0,6216	0,9536	0,9999
		CT	0,2140	0,6311	0,9601	1,0000
	0,10	ST	0,3041	0,7105	0,9689	1,0000
		JDDT	0,3139	0,7241	0,9725	1,0000
		JDKT	0,3432	0,7633	0,9815	1,0000
		SBT	0,3533	0,7720	0,9830	1,0000
		CT	0,3549	0,7756	0,9843	1,0000
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=4$ (1,05)	0,01	ST	0,0371	0,2805	0,8253	0,9978
		JDDT	0,0376	0,2904	0,8427	0,9988
		JDKT	0,0562	0,4213	0,9605	1,0000
		SBT	0,0817	0,5012	0,9792	1,0000
		CT	0,0822	0,4999	0,9853	1,0000
	0,05	ST	0,2071	0,6999	0,9928	1,0000
		JDDT	0,2154	0,7210	0,9951	1,0000
		JDKT	0,2654	0,7976	0,9978	1,0000
		SBT	0,2839	0,8095	0,9983	1,0000
		CT	0,2861	0,8263	0,9990	1,0000
	0,10	ST	0,3744	0,8574	0,9988	1,0000
		JDDT	0,3863	0,8701	0,9993	1,0000
		JDKT	0,4263	0,8994	0,9997	1,0000
		SBT	0,4374	0,9036	0,9997	1,0000
		CT	0,4427	0,9107	0,9997	1,0000

Çizelge 4.34. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=20$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,05	kym=0,10	kym=0,15	kym=0,20
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=2$ (0,57)	0,01	ST	0,0481	0,2292	0,6270	0,9325
		JDDT	0,0481	0,2328	0,6368	0,9375
		JDKT	0,0521	0,2805	0,7308	0,9749
		SBT	0,0685	0,3195	0,7635	0,9798
		CT	0,0691	0,3242	0,7692	0,9824
	0,05	ST	0,1923	0,5572	0,8995	0,9938
		JDDT	0,1961	0,5657	0,9047	0,9946
		JDKT	0,2150	0,6077	0,9291	0,9978
		SBT	0,2270	0,6241	0,9325	0,9978
		CT	0,2290	0,6292	0,9348	0,9981
	0,10	ST	0,3267	0,7208	0,9553	0,9989
		JDDT	0,3316	0,7304	0,9590	0,9989
		JDKT	0,3503	0,7563	0,9680	0,9993
		SBT	0,3611	0,7640	0,9692	0,9993
		CT	0,3646	0,7647	0,9715	0,9993
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=3$ (0,86)	0,01	ST	0,0584	0,3793	0,8854	0,9987
		JDDT	0,0599	0,3890	0,8938	0,9991
		JDKT	0,0842	0,5116	0,9580	1,0000
		SBT	0,1050	0,5492	0,9656	1,0000
		CT	0,0999	0,5558	0,9713	1,0000
	0,05	ST	0,2494	0,7454	0,9873	1,0000
		JDDT	0,2587	0,7592	0,9899	1,0000
		JDKT	0,2982	0,8108	0,9952	1,0000
		SBT	0,3114	0,8206	0,9958	1,0000
		CT	0,3109	0,8256	0,9964	1,0000
	0,10	ST	0,4045	0,8746	0,9970	1,0000
		JDDT	0,4131	0,8816	0,9978	1,0000
		JDKT	0,4468	0,9007	0,9984	1,0000
		SBT	0,4565	0,9041	0,9984	1,0000
		CT	0,4574	0,9071	0,9986	1,0000
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=4$ (1,05)	0,01	ST	0,0844	0,6009	0,9886	1,0000
		JDDT	0,0880	0,6198	0,9915	1,0000
		JDKT	0,1395	0,7697	0,9997	1,0000
		SBT	0,1654	0,7978	0,9997	1,0000
		CT	0,1695	0,8136	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,3311	0,9046	0,9999	1,0000
		JDDT	0,3429	0,9141	0,9999	1,0000
		JDKT	0,4081	0,9453	1,0000	1,0000
		SBT	0,4222	0,9490	1,0000	1,0000
		CT	0,4260	0,9535	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,5139	0,9647	1,0000	1,0000
		JDDT	0,5288	0,9683	1,0000	1,0000
		JDKT	0,5704	0,9784	1,0000	1,0000
		SBT	0,5781	0,9797	1,0000	1,0000
		CT	0,5833	0,9812	1,0000	1,0000

Çizelge 4.35. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=30$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,05	kym=0,10	kym=0,15	kym=0,20
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=2$ (0,57)	0,01	ST	0,0827	0,4266	0,8807	0,9971
		JDDT	0,0839	0,4339	0,8879	0,9975
		JDKT	0,1000	0,5018	0,9311	0,9996
		SBT	0,1183	0,5338	0,9376	0,9996
		CT	0,1193	0,5381	0,9401	0,9996
	0,05	ST	0,2757	0,7447	0,9800	0,9999
		JDDT	0,2804	0,7519	0,9813	0,9999
		JDKT	0,3032	0,7888	0,9873	1,0000
		SBT	0,3153	0,7969	0,9887	1,0000
		CT	0,3165	0,7975	0,9889	1,0000
	0,10	ST	0,4231	0,8641	0,9943	1,0000
		JDDT	0,4296	0,8695	0,9951	1,0000
		JDKT	0,4512	0,8834	0,9963	1,0000
		SBT	0,4608	0,8880	0,9966	1,0000
		CT	0,4653	0,8889	0,9966	1,0000
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=3$ (0,86)	0,01	ST	0,1181	0,6690	0,9892	1,0000
		JDDT	0,1219	0,6790	0,9910	1,0000
		JDKT	0,1678	0,7769	0,9978	1,0000
		SBT	0,1864	0,7980	0,9984	1,0000
		CT	0,1867	0,8026	0,9986	1,0000
	0,05	ST	0,3672	0,9094	0,9994	1,0000
		JDDT	0,3764	0,9163	0,9995	1,0000
		JDKT	0,4222	0,9379	0,9999	1,0000
		SBT	0,4328	0,9404	0,9999	1,0000
		CT	0,4338	0,9429	0,9999	1,0000
	0,10	ST	0,5317	0,9621	0,9999	1,0000
		JDDT	0,5426	0,9644	0,9999	1,0000
		JDKT	0,5748	0,9705	1,0000	1,0000
		SBT	0,5831	0,9717	1,0000	1,0000
		CT	0,5840	0,9725	1,0000	1,0000
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=4$ (1,05)	0,01	ST	0,1714	0,8711	1,0000	1,0000
		JDDT	0,1780	0,8824	1,0000	1,0000
		JDKT	0,2623	0,9431	1,0000	1,0000
		SBT	0,2872	0,9508	1,0000	1,0000
		CT	0,2887	0,9558	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,4840	0,9829	1,0000	1,0000
		JDDT	0,4966	0,9840	1,0000	1,0000
		JDKT	0,5589	0,9917	1,0000	1,0000
		SBT	0,5692	0,9925	1,0000	1,0000
		CT	0,5733	0,9931	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,6576	0,9951	1,0000	1,0000
		JDDT	0,6706	0,9958	1,0000	1,0000
		JDKT	0,7036	0,9969	1,0000	1,0000
		SBT	0,7095	0,9974	1,0000	1,0000
		CT	0,7123	0,9986	1,0000	1,0000

Çizelge 4.36. Beta dağılımı için deneysel testin gücü oranları ($n=50$)

Örneğin Geldiği Yığının Dağılımı	Nominal α	Test İstatistiği	kym=0,05	kym=0,10	kym=0,15	kym=0,20
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=2$ (0,57)	0,01	ST	0,1704	0,7340	0,9929	1,0000
		JDDT	0,1724	0,7400	0,9936	1,0000
		JDKT	0,1992	0,7926	0,9961	1,0000
		SBT	0,2178	0,8079	0,9965	1,0000
		CT	0,2222	0,8090	0,9977	1,0000
	0,05	ST	0,4168	0,9248	0,9989	1,0000
		JDDT	0,4221	0,9275	0,9990	1,0000
		JDKT	0,4465	0,9406	0,9993	1,0000
		SBT	0,4576	0,9435	0,9993	1,0000
		CT	0,4591	0,9449	0,9993	1,0000
	0,10	ST	0,5685	0,9676	0,9997	1,0000
		JDDT	0,5739	0,9683	0,9997	1,0000
		JDKT	0,5918	0,9718	0,9998	1,0000
		SBT	0,5987	0,9727	0,9998	1,0000
		CT	0,5995	0,9729	0,9998	1,0000
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=3$ (0,86)	0,01	ST	0,2481	0,9267	1,0000	1,0000
		JDDT	0,2541	0,9320	1,0000	1,0000
		JDKT	0,3201	0,9611	1,0000	1,0000
		SBT	0,3382	0,9643	1,0000	1,0000
		CT	0,3394	0,9658	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,5516	0,9900	1,0000	1,0000
		JDDT	0,5603	0,9909	1,0000	1,0000
		JDKT	0,6020	0,9941	1,0000	1,0000
		SBT	0,6129	0,9946	1,0000	1,0000
		CT	0,6289	0,9947	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,7066	0,9969	1,0000	1,0000
		JDDT	0,7149	0,9969	1,0000	1,0000
		JDKT	0,7391	0,9979	1,0000	1,0000
		SBT	0,7449	0,9980	1,0000	1,0000
		CT	0,7450	0,9988	1,0000	1,0000
Beta Dağılımı $\alpha=1$ $\beta=4$ (1,05)	0,01	ST	0,3738	0,9945	1,0000	1,0000
		JDDT	0,3829	0,9951	1,0000	1,0000
		JDKT	0,4755	0,9983	1,0000	1,0000
		SBT	0,4922	0,9983	1,0000	1,0000
		CT	0,4993	0,9989	1,0000	1,0000
	0,05	ST	0,6968	0,9996	1,0000	1,0000
		JDDT	0,7064	0,9996	1,0000	1,0000
		JDKT	0,7530	0,9997	1,0000	1,0000
		SBT	0,7613	0,9997	1,0000	1,0000
		CT	0,7625	0,9998	1,0000	1,0000
	0,10	ST	0,8288	0,9998	1,0000	1,0000
		JDDT	0,8355	0,9998	1,0000	1,0000
		JDKT	0,8543	0,9998	1,0000	1,0000
		SBT	0,8586	0,9998	1,0000	1,0000
		CT	0,8593	1,0000	1,0000	1,0000

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu tez çalışmasında, Student t Testi, Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi, Johnson' ın Düzeltilmiş Karesel t Testi, Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton' ın Karar Kuralı) ve Chen' in Testi üzerinde durulmuştur.

Gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme oranlarının karşılaştırılmaları için hipotezler

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_1 : \mu > \mu_0$$

olarak alınmıştır.

Matlab R2006a programı kullanarak, örnek çapları 7, 13, 20, 30 ve 50 için üç farklı parametre değerine sahip Üstel dağılım, Gamma dağılımı, Ki-Kare dağılımı, Lognormal dağılım, Weibull dağılımı ve Beta dağılımından örnek seçme işlemi 10000 defa tekrarlanarak, nominal α ' nın 0,01, 0,05 ve 0,10 değerleri için ele alınan testlere ilişkin gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme oranları ve gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini red etme oranları bulunmuştur.

Gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme (1. tip hata) oranları için Çizelge 4.1, Çizelge 4.2, Çizelge 4.3, Çizelge 4.4, Çizelge 4.5 ve Çizelge 4.6' ya bakıldığında Student t Testi ve Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi için deneysel 1. tip hata oranları nominal α ' ya yaklaşmamışlardır. Johnson' ın Düzeltilmiş Karesel Testine ilişkin deneysel 1. tip hata oranları nominal α ' ya yaklaşmışsa da, bu genelde çarpıklığın düşük ve örnek çapının büyük olduğu durumlarda gerçekleşmiştir. Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton' ın Karar Kuralı) ve Chen' in Testi özellikle küçük çaplı örnekler için deneysel 1. tip hata oranları bakımından hemen hemen yakın sonuçlara sahiptir. Fakat, küçük örnek çaplarında başarılı gibi görünen Sutton' ın

Bileşik Testi (Sutton' ın Karar Kuralı), aynı başarıyı büyük örnek çaplarında gösterememiştir. Chen' in Testi ise çoğu durumda, deneysel 1. tip hata oranları bakımından nominal α ' ya yaklaşmıştır. Bu gözlemler, Sutton' ın Bileşik Testi (Sutton' ın Karar Kuralı)' nin Chen 'in Testine göre deneysel 1. tip hata oranları bakımından başarısız bir test olduğunu göstermektedir.

Gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini red etme (testin gücü) oranları için Çizelge 4.7 ve sonraki çizelgelere bakıldığında, Student t Testi ve Johnson' ın Düzeltilmiş Doğrusal t Testi küçük örnek çapları için başarısız olmuştur. Johnson' ın Düzeltilmiş Karesel Testi bazı durumlarda güçlü bir test olarak görünse de, bu sadece çarpıklığın düşük ve örnek çapının büyük olduğu durumlarda söz konusudur. Deneysel testin gücü oranları için elde edilen çoğu çizelgede, Chen' in Testi' nin gücü en yüksektir. Sutton' ın Bileşik Testi bazı durumlarda testin gücü açısından, Chen' in Testi' ne yaklaşmış olsa da, bu sadece küçük örnek çaplarında elde edilmiştir. Beta dağılımı için parametreler, dağılımın çarpıklığı düşük olacak şekilde seçilmiş olduğundan, Sutton' ın Bileşik Testi deneysel testin gücü oranları bakımından, Chen' in Testi' ne ilişkin oranlar ile yakın sonuçlara sahiptir.

Sutton' ın Karar Kuralı, Bootstrap örneği çekmek gerektirdiğinden ve üç aşamalı bir karar mekanizmasına sahip olduğundan, uygulamada kullanılması zor bir yöntemdir. Chen' in Testi ise tek bir karar kuralına sahip olduğundan uygulamada çok daha rahat kullanılabilir.

Bu çalışmanın sonuçları, Chen (1995) 'in çalışması ile paralellik göstermektedir. Küçük çaplı örnekler ile yığın ortalamasına ilişkin yokluk hipotezinin testinde $t_{n-1,\alpha}$ kritik noktası kullanıldığında, Chen' in Testi çok başarılı bir test olmamasına rağmen yine de ele alınan birçok durumda diğer istatistiklere göre başarılı bir testtir.

Sonuç olarak, Chen' in Testi, ele alınan dağılımlar için gerçekte doğru olan yokluk hipotezini red etme oranları ve gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini red etme oranları bakımından diğer testlere göre daha iyi bir testtir.

KAYNAKLAR

Chen, L., “Testing The Mean of Skewed Distributions”, **Journal of The American Statistical Association**, Vol. 90, No. 430: 767-772 (1995).

Gayen, A. K., “The Distribution of ‘Student’ s’ t in Random Samples of Any Size Drawn from Non-Normal Universes”, **Biometrika**, 36: 353-369 (1949).

Hall, P. “Inverting an Edgeworth Expansion”, **The Annals of Statistics**, 11: 569-576 (1983).

Hall, P. “The Bootstrap and Edgeworth Expansion”, **Springer-Verlang**, Newyork, 83-148 (1992).

Johnson, N. J., “Modified t Tests and Confidence Intervals for Asymmetrical Populations”, **Journal of The American Statistical Association**, Vol. 73, No. 363: 536-544 (1978).

Kleijnen, J. P. C., Kloppenburg G. L. J. ve Meew F. L., “Testing The Mean of an Asymetric Population: Johnson’ s Modified Test Revisited”, **Communications in Statistic**, Part B - Simulation and Computation, 15: 715- 732 (1986).

Miller, R. G. ,Jr., “Beyond ANOVA: Basic of Applied Statistics”, **John Wiley**, Newyork, 1-16 (1986).

Student, “The Probable Error of a Mean”, **Biometrika**, 6: 1-25 (1908).

Sutton, C. D., “Computer-Intensive Methods for Tests About The Mean of an Asymmetrical Distribution”, **Journal of The American Statistical Association**, 88: 802-810 (1993).

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, Adı : SARISOY, Emre Erçin
 Uyruğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 27.10.1983, Ayancık
 Medeni hali : Bekar
 Telefon : 0 (312) 410 02 19
 Faks : -
 e-mail : emresarisoy@tuik.gov.tr

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet Tarihi
Çift Anadal	Gazi Üniversitesi/Ekonometri	2006
Lisans	Gazi Üniversitesi/İstatistik	2005
Lise	Kaya Bayazıtöğlu Lisesi (Y.D.A.)	2001

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2006-...	Türkiye İstatistik Kurumu	TÜİK Uzman Yrd.

Yabancı Dil

İngilizce

Hobiler

Müzik dinlemek, Gitar çalmak, Kitap okumak ve Bilgisayar programları.