

T.C.

**MUĞLA SITKI KOÇMAN ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

İSTATİSTİK ANABİLİM DALI

**GÜVENİLİRLİK ÇALIŞMALARINDA SIRALI
İSTATİSTİKLERE DAYANAN BAZI UYUM İYİLİĞİ
YÖNTEMLERİ**

YÜKSEK LİSANS

ANIL KOYUNCU

MAYIS 2019

MUĞLA

T.C.
MUĞLA SITKI KOÇMAN ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

İSTATİSTİK ANABİLİM DALI

GÜVENİLİRLİK ÇALIŞMALARINDA SIRALI
İSTATİSTİKLERE DAYANAN BAZI UYUM İYİLİĞİ
YÖNTEMLERİ

YÜKSEK LİSANS

ANIL KOYUNCU

MAYIS 2019

MUĞLA

MUGLA SITKI KOÇMAN ÜNİVERSİTESİ
Fen Bilimleri Enstitüsü

TEZ ONAYI

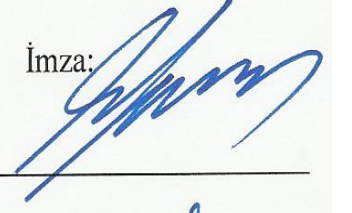
ANIL KOYUNCU tarafından hazırlanan **GÜVENİLİRLİK ÇALIŞMALARINDA SIRALI İSTATİSTİKLERE DAYANAN BAZI UYUM İYİLİĞİ YÖNTEMLERİ** başlıklı tezinin, 24/05/2019 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından İstatistik Anabilim Dalı'nda yüksek lisans derecesi için gerekli şartları sağladığı oybirliği/oyçokluğu ile kabul edilmiştir.

TEZ SINAV JURİSİ

Prof. Dr. Güçkan YAPAR (**Jüri Başkanı**)

İstatistik Anabilim Dalı,
Dokuz Eylül Üniversitesi, İzmir

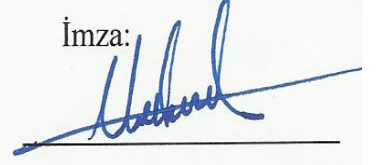
İmza:



Dr. Öğr. Üyesi Mehmet KARAHASAN(**Danışman**)

İstatistik Anabilim Dalı,
Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Muğla

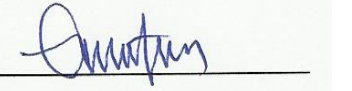
İmza:



Prof. Dr. Dursun AYDIN (**Üye**),

İstatistik Anabilim Dalı,
Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Muğla

İmza:



ANA BİLİM DALI BAŞKANLIĞI ONAYI

Prof. Dr. Dursun AYDIN

İstatistik Anabilim Dalı,
Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Muğla

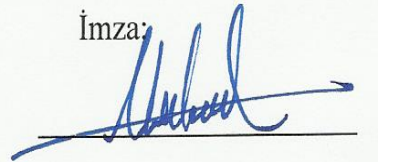
İmza:



Dr. Öğr. Üyesi Mehmet KARAHASAN

Danışman, İstatistik Anabilim Dalı,
Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Muğla

İmza:



Savunma Tarihi: 24/05/2019

Tez çalışmalarım sırasında elde ettiğim ve sunduğum tüm sonuç, doküman, bilgi ve belgelerin tarafımdan bizzat ve bu tez çalışması kapsamında elde edildiğini; akademik ve bilimsel etik kurallarına uygun olduğunu beyan ederim. Ayrıca, akademik ve bilimsel etik kuralları gereği bu tez çalışması sırasında elde edilmemiş başkalarına ait tüm orijinal bilgi ve sonuçlara atıf yapıldığını da beyan ederim.

Anıl KOYUNCU

24/05/2019

ÖZET
GÜVENİLİRLİK ÇALIŞMALARINDA SIRALI İSTATİSTİKLERE
DAYANAN BAZI UYUM İYİLİĞİ YÖNTEMLERİ

Anıl KOYUNCU

Yüksek Lisans Tezi

Fen Bilimleri Enstitüsü

İstatistik Anabilim Dalı

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi Mehmet KARAHASAN

Mayıs 2019, 178 sayfa

Güvenilirlik çalışmalarında fiziksel kısıtlamalar ve maliyet nedeniyle az sayıda veriyle yani durdurulmuş verilerle çalışılmaktadır. Bu nedenle istatistiksel analizler genellikle durdurulmuş veriler kullanılarak yapılmaktadır. Özellikle parametrik analizlerde kuramsal bir olasılık dağılımına uygunluğun testi önem taşımaktadır. Bu tez çalışmasında sıralı istatistikleri ve deneysel birikimli dağılım fonksiyonunu kullanan (EDF türü) bazı testlerin ve bu tez çalışması kapsamında önerilen uyum iyiliği testinin tam ve II. tür sağdan durdurulmuş örneklem için güç performansları simülasyon çalışmaları aracılığıyla incelenmiştir.

Bu çalışma kapsamında iki ayrı durum ele alınmıştır. Bunlardan ilki doğrudan tam ve II. tür sağdan durdurulmuş örneklem verilerine uygulanan EDF testleri durumudur. İkinci durumda ise, II. tür sağdan durdurulmuş örneklem verileri tam örneklem çevrilmektedir. Daha sonra bu veriler standart normal dağılıma ve verilerin geldiği varsayılan konum-ölçek dağılım ailesinin standart dağılımına sahip olacak biçimde dönüştürülmektedir. Son olarak bu verilere tam örneklem EDF testleri uygulanmaktadır.

Simülasyon sonuçlarına göre; birbirine yakın olan tüm dağılımlar için (örneğin log-normal-log-logistic, Weibull-Gamma dağılım çiftleri gibi) dikkate alınan örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında tüm testlerin güçleri düşüktür. Üstel dağılımın azalan bir tehlike fonksiyonuna sahip Weibull ve Gamma dağılımlarına karşı testinde, Anderson-Darling testi güç açısından diğer testlere kıyasla daha iyi bir performans sergilemektedir. Üstel dağılımın log-normal dağılıma ve artan bir tehlike fonksiyonuna sahip Weibull, Gamma dağılımlarına karşı testinde orijinal dağılım dönüşümüne dayanan testler daha güçlü olma eğilimindedir. Özellikle W_{AKM} testi üstün bir performans sergilemektedir. Weibull dağılımının monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip log-normal dağılıma karşı testinde ise; Cramer-von Mises ve

Anderson-Darling testleri tüm örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında daha iyi güç performansı göstermektedirler. Log-normal ve log-logistic dağılımların alternatif dağılımlara karşı testinde bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testi diğer testlere kıyasla üstün güç performanslarına sahiptir.

Anahtar Kelimeler: Uyum İyiliği Testleri, Sıralı İstatistikler, Deneysel Birikimli Dağılım Fonksiyonuna Dayanan Uyum İyiliği Testleri, II. Tür Sağdan Durdurma, Deneysel Güç Karşılaştırmaları



ABSTRACT
SOME GOODNESS OF FIT METHODS BASED ON ORDER STATISTICS
IN RELIABILITY STUDIES

Anıl KOYUNCU

Master of Science (M.Sc.)

Graduate School of Natural and Applied Sciences

Department of Statistics

Supervisor: Asst. Prof. Dr. Mehmet KARAHASAN

May 2019, 178 pages

Due to the physical constraints and cost, the reliability studies generally use censored data. For this reason, statistical analyzes are usually performed using censored data. In particular, it is important to test the suitability of a theoretical probability distribution in parametric analyzes. In this thesis, the power performances of some goodness of fit tests using order statistics and empirical cumulative distribution function (EDF) and the new goodness of fit test proposed in this thesis, were investigated for complete and type II right censored data through simulation studies.

In this thesis two different situations are considered. In the first case the EDF tests are applied to complete and type II right censored sample data. In the second case, type II. right-censored sample data are first converted to complete sample data. Then, the complete sample data are transformed normally distributed data and the standard distribution of the location-scale distribution from which the data come. Finally, the complete sample version of the EDF tests are applied.

According to the results of the simulations conducted in this thesis; for all distributions that are close to each other such as log-normal-log-logistic, Weibull-Gamma distribution pairs, the power performances of the tests are low for all sample sizes and censoring. In the test of exponential distribution against Weibull and Gamma distributions with a monotonous decreasing hazard function, the Anderson-Darling test performs better than other tests in terms of power. Tests based on the original distribution transformation tend to be stronger in the goodness of fit test of exponential distribution against log-normal distribution. The same is also true for the alternatives Weibull, Gamma distribution with decreasing hazard functions. In particular, the proposed W_{AKM} test performs well in such cases. In the test of the distribution of the Weibull distribution against log-normal distribution; the Cramer-

von Mises and Anderson-Darling tests exhibit better performance in all sample sizes and censoring rates. In the testing of log-normal and log-logistic distributions against alternative distributions the W_{AKM} test proposed in this thesis has superior power performances compared to the other tests.

Keywords: Goodness of Fit Tests, Order Statistics, Goodness of Fit Tests Based on Empirical Distribution Function, Type II Censoring, Empirical Power Comparisons





Kızlarım Beyza ve Nevra'ya...

ÖNSÖZ

Bu tez çalışmasının her aşamasında, engin bilgisiyle ufkumu açan, önerileriyle bana yol gösteren, tüm özverisini ve sabrını benden esirgemeyen çok kıymetli Yüksek Lisans tez danışmanım Sayın Dr. Öğr. Üyesi Mehmet KARAHASAN'a saygı ve teşekkürlerimi sunarım.

Hayatımın her anında yanımda olan, tez çalışmam boyunca da manevi desteğini hep yanımda hissettiğim değerli eşim Kürşat KOYUNCU'ya ve hayatıma anlam katan kızlarım Beyza ile Nevra'ya gösterdikleri sabır ve fedakarlıktan dolayı ayrıca sonsuz teşekkür ederim.



İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	iv
ABSTRACT	vi
ÖNSÖZ.....	ix
İÇİNDEKİLER	x
ÇİZELGELER DİZİNİ	xiv
ŞEKİLLER DİZİNİ	xvii
SEMBOLLER VE KISALTMALAR DİZİNİ	xix
1. GİRİŞ.....	1
1.1.Güvenilirlik Çalışmalarında Verilerin Özellikleri.....	1
1.2.Güvenilirlikle İlgili Önemli Fonksiyonlar ve Nicelikler	2
1.3.Güvenilirlik Çalışmalarında Bazı Önemli Dağılımlar.....	4
1.4. Uyum İyiliği Yöntemleri	5
1.5. Amaç ve Kapsam.....	6
2. SIRALI İSTATİSTİKLERE DAYANAN BAZI UYUM İYİLİĞİ YÖNTEMLERİ.....	7
2.1.Grafiksel Uyum İyiliği Yöntemleri	8
2.1.1. Tam örneklem için olasılık çizimlerindeki $F(x)$ tahminleri	9
2.1.2.Durdurulmuş örneklem için olasılık çizimlerindeki $F(y)$ tahminleri	11
2.1.3. Alternatif olasılık çizimleri.....	12
2.2.Korelasyon ve Regresyona Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri.....	13
2.2.1.Tam örneklemde korelasyona dayanan yöntemler	14
2.2.2.Tam örneklemde regresyona dayanan yöntemler	16
2.2.3.Durdurulmuş örneklemde korelasyona ve regresyona dayanan yöntemler	20
2.3.Deneysel Birikimli Dağılım Fonksiyonuna Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri	22
2.3.1.Tam örneklemdeEDF istatistiklerini kullanan uyum iyiliği yöntemleri	22
2.3.2.Durdurulmuş örneklemde EDF istatistikleriyle uyum iyiliği yöntemleri	25

2.4.Sıralı İstatistikler Arasındaki Aralıklara Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri ..	27
2.4.1.Aralıkları kullanan EDF testleri.....	28
2.4.2.Aralıkları kullanan korelasyon testleri.....	30
2.5.Dönüşümlere Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri	30
2.5.1.Tam örneklemelerde dönüşümlere dayanan uyum iyiliği yöntemleri.....	31
2.5.2.Sağdan durdurulmuş örneklemelerde dönüşümlere dayanan yöntemler.....	32
3. MATERYAL VE YÖNTEM	34
3.1. Bir Uyum İyiliği Testi Önerisi	34
3.1.1. II. tür sağdan durdurulmuş örneklemeler için öneri	34
3.1.2. Tam örneklem durumu için öneri	35
3.2. Orijinal Verileri Kullanan Bazı EDF Testleri İçin Simülasyon Kurgusu.....	35
3.3. Dönüştürülmüş Verileri Kullanan Bazı EDF Testleri İçin Öneri.....	37
3.3.1. Tam örneklem durumu ve öneri	37
3.3.2. II. tür sağdan durdurulmuş örneklemeler durumu ve öneri	38
3.4. Dönüştürülmüş Verileri Kullanan Bazı EDF Testleri İçin Simülasyon Kurgusu	39
4. ORJİNAL VERİLERİ KULLANAN BAZI EDF TESTLERİNE İLİŞKİN SİMÜLASYON SONUÇLARI.....	41
4.1.Üstel Dağılıma Uyumun Testi.....	41
4.1.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	41
4.1.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	46
4.1.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	50
4.2.Weibull Dağılımına Uyumun Testi	52
4.2.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	52
4.2.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	53
4.2.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	55
4.2.4.Sabit değerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu	57
4.3.Log-Normal Dağılıma Uyumun Testi	58
4.3.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	58
4.3.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	62
4.3.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	66

4.3.4.Sabit deęerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu	69
4.4.Log-logistic Daęılıma Uyumun Testi.....	71
4.4.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	71
4.4.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	75
4.4.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	79
4.4.4.Sabit deęerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu	82
5. DÖNÜŞTÜRÜLMÜŞ VERİLERİ KULLANANBAZI EDF TESTLERİNE İLİŞKİN SİMÜLASYON SONUÇLARI	84
5.1.Üstel Daęılıma Uyumun Testi.....	85
5.1.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	85
5.1.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	89
5.1.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	93
5.2.Weibull Daęılımına Uyumun Testi	96
5.2.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	96
5.2.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	97
5.2.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	98
5.2.4.Sabit deęerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu	100
5.3.Log-normal daęılıma uyumun testi	102
5.3.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	102
5.3.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	107
5.3.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	111
5.3.4.Sabit deęerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu	113
5.4.Log-Logistic Daęılıma Uyumun Testi	115
5.4.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	115
5.4.2.Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu	120
5.4.3.Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu.....	124
5.4.4.Sabit deęerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu	124
6. SONUÇLAR VE TARTIŞMA	127
6.1. Orijinal Verileri Kullanan EDF Testleri İçin Sonuçlar	128
6.2. Dönüştürölmüş Verileri Kullanan EDF Testleri İçin Sonuçlar	128
KAYNAKLAR	130

EKLER.....	133
Ek A. Üstel dağılıma uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler	133
Ek B. Weibull dağılımına uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler	139
Ek C. Log-normal dağılıma uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler	145
Ek D. Log-logistic dağılıma uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler	151
Ek E. Üstel dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler	157
Ek F. Weibull dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler	163
Ek G. Log-Normal dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler	169
Ek H. Log-Logistic dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler	172
ÖZGEÇMİŞ.....	178

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 1.1. Bazı kuramsal dağılımlara ilişkin önemli fonksiyonlar	5
Çizelge 2.1. Tam örneklerde olasılık çizimleri için önerilen $F(x)$ ' in bazı tahminleri	10
Çizelge 2.2. Çoklu sağdan durdurulmuş örneklerde olasılık çizimleri için önerilen $F(y)$ 'nin bazı tahminleri	12
Çizelge 2.3. Alternatif olasılık çizimleri	13
Çizelge 2.4. $X_i: n = \mu + \sigma B_i + \epsilon_i$ modeline ilişkin varyans analiz tablosu	17
Çizelge 2.5. EDF test istatistiklerine dayanan bazı uyum iyiliği yöntemleri	23
Çizelge 2.6. $U_i: n = F X_i: n$ kullanılarak bazı EDF test istatistiklerinin eşdeğer formülleri	24
Çizelge 2.7. Durdurulmuş örnekler için bazı EDF test istatistikleri	26
Çizelge 2.8. Sağdan durdurulmuş örnekleri tam örneklere çeviren bazı dönüşümler	32
Çizelge 3.1. Simülasyonda dikkate alınan olasılık dağılımları	36
Çizelge 4.1. Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	42
Çizelge 4.2. Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	44
Çizelge 4.3. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	46
Çizelge 4.4. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	48
Çizelge 4.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	50
Çizelge 4.6. Weibull dağılımının artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	53
Çizelge 4.7. Weibull dağılımının azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	54
Çizelge 4.8. Weibull dağılımının log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)	55

Çizelge 4.9. Weibull dağılımının üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	57
Çizelge 4.10. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	59
Çizelge 4.11. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	61
Çizelge 4.12. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	63
Çizelge 4.13. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	65
Çizelge 4.14. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	67
Çizelge 4.15. Log-normal dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	69
Çizelge 4.16. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	72
Çizelge 4.17. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	74
Çizelge 4.18. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	76
Çizelge 4.19. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	78
Çizelge 4.20. Log-logistic dağılımın log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	80
Çizelge 4.21. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	82
Çizelge 5.1. Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	86
Çizelge 5.2. Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	88
Çizelge 5.3. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	90
Çizelge 5.4. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	92
Çizelge 5.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	94

Çizelge 5.6. Weibull dağılımının artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	97
Çizelge 5.7. Weibull dağılımının azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	98
Çizelge 5.8. Weibull dağılımının log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	99
Çizelge 5.9. Weibull dağılımının üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	101
Çizelge 5.10. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	103
Çizelge 5.11. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	105
Çizelge 5.12. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	107
Çizelge 5.13. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	109
Çizelge 5.14. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	111
Çizelge 5.15. Log-normal dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	113
Çizelge 5.16. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	116
Çizelge 5.17. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	118
Çizelge 5.18. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	120
Çizelge 5.19. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	122
Çizelge 5.20. Log-logistic dağılımın log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	124
Çizelge 5.21. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$).....	125

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 1.1. Banyo küveti eğrisi şeklindeki tehlike hızı fonksiyonu.....	3
Şekil 4.1. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	43
Şekil 4.2. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	45
Şekil 4.3. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	47
Şekil 4.4. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	49
Şekil 4.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	51
Şekil 4.6. Weibull dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	56
Şekil 4.7. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	60
Şekil 4.8. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	62
Şekil 4.9. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	64
Şekil 4.10. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	66
Şekil 4.11. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	68
Şekil 4.12. Log-normal dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	70
Şekil 4.13. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	73
Şekil 4.14. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	75
Şekil 4.15. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	77
Şekil 4.16. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	79
Şekil 4.17. Log-logistic dağılımın log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	81

Şekil 4.18. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	83
Şekil 5.1. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	87
Şekil 5.2. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	89
Şekil 5.3. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	91
Şekil 5.4. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	93
Şekil 5.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	95
Şekil 5.6. Weibull dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	100
Şekil 5.7. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	104
Şekil 5.8. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	106
Şekil 5.9. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	108
Şekil 5.10. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	110
Şekil 5.11. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	112
Şekil 5.12. Log-normal dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	114
Şekil 5.13. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	117
Şekil 5.14. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	119
Şekil 5.15. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	121
Şekil 5.16. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	123
Şekil 5.17. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri	126

SEMBOLLER VE KISALTMALAR DİZİNİ

F_n	Deneysel Birikimli Dağılım Fonksiyonu
t_p	Bir Dağılımda p. Kuantil
$U_{i:n}$	Uniform(0, 1) Dağılımından Gelen Bir Örnekleme i. Sıralı İstatistik
$X_{i:n}$	n Büyüklüğündeki Bir Örnekleme i. Sıralı İstatistik
AD(N.D.)	Normal Dağılımlı Hale Getirilmiş Verilere Uygulanan AD Testi
AD(O.D.)	Orijinal Konum-Ölçek Dağılımlı Hale Getirilmiş Verilere Uygulanan AD Testi
AD	Anderson-Darling Uyum İyiliği Testi
CTSS	Corrected Total Sum of Squares
CvM (N.D.)	Normal Dağılımlı Hale Getirilmiş Verilere Uygulanan CvM Testi
CvM (O.D.)	Orijinal Konum-Ölçek Dağılımlı Hale Getirilmiş Verilere Uygulanan CvM Testi
CvM	Cramer von Mises Uyum İyiliği Testi
EDF	Empirical Distribution Function
ESS	Error Sum of Squares
FMO	Fraction of Missed Outbreaks
H(t)	Birikimli Tehlike Fonksiyonu
h(t)	Tehlike (hazard) Fonksiyonu
K	Kuiper Uyum İyiliği Testi
KS	Kolmogorov-Smirnov Uyum İyiliği Testi
P-P	Probability Plot Çizimi
Q-Q	Quantile Quantile Çizimi
R(t)	Sağkalım (Survival) Fonksiyonu
RSS	Residual Sum of Squares
SPP	Stabilized Probability Plot
SW	Shapiro-Wilk Testi
W	Watson Uyum İyiliği Testi

W_{AKM}	Bu Tez Çalışmasında Önerilen Uyum İyiliği Testi
$W_{AKM}(N.D.)$	Normal Dağılımlı Hale Getirilmiş Verilere Uygulanan W_{AKM} Testi
$W_{AKM}(O.D.)$	Orijinal Konum-Ölçek Dağılımlı Hale Getirilmiş Verilere Uygulanan W_{AKM} Testi



1. GİRİŞ

Parametrik veri analizindeki ilk aşama, verilerden yola çıkarak verilere en uygun olan dağılımı ya da dağılım ailesini belirlemektir. Başka bir ifadeyle aday dağılımlarla veri arasındaki uyumun incelenmesidir. Uyum iyiliği olarak adlandırılan bu işlemler istatistiksel analizin temel adımı olmuşlardır. 1900’lü yıllarda Karl Pearson’ın ki-kare uyum iyiliği testi ile başlayan ve uyum iyiliği yöntemleri üzerine olan bu çalışmalar, son yıllarda da devam etmektedir. Güvenilirlik çalışmalarında da uyum iyiliği yöntemleri önemlidir; çünkü güvenilirlik bir ürünün işlevini, müşterilerin beklentilerini karşılayacak veya aşacak tarzda belirlenmiş çalışma koşulları altında belirli bir kullanım periyodu boyunca gerçekleştirme olasılığıdır. Kuramsal dağılım ne kadar doğru belirlenmişse ilgili olasılık yani güvenilirlik o kadar doğru belirlenmiş olur.

1.1.Güvenilirlik Çalışmalarında Verilerin Özellikleri

Bir ürünün güvenilirliğinin modellenmesinde altı temel yaklaşım vardır(Wasserman, 2002). Bunlar; kalite kontrol modelleri, başarısızlığa kadar olan süreye ilişkin modeller, başarı-başarısızlık modelleri, olasılıksal tasarım, performans modellemesi, hızlandırılmış yaşam testi modelleridir. Bu tez kapsamında başarısızlığa kadar olan süreye ilişkin modeller dikkate alınacaktır. Başka bir ifadeyle veriler başarısızlığa kadar olan süreyi göstereceklerdir. Burada ürünün başarısızlığından kastedilen, görevini yerine getirememesidir.

Başarısızlık süresi verileri genellikle sağa çarpık dağılıma sahip, negatif değer alamayan ve çoğunlukla da süreklilik özelliği gösteren verilerdir. Çeşitli nedenlerden dolayı güvenilirlik araştırmasına dahil edilen her bir birim için başarısızlık zamanı

gözenemez. Başka bir ifadeyle gözlemler durdurmaya uğramıştır (censored data) yani örneklem verileri tam olarak elde edilememiştir (incomplete sample).

Durdurma çeşitli şekillerde meydana gelebilmektedir. Yüzeysel bir sınıflandırma sağdan durdurma (right censoring), aralık durdurma (interval censoring) ve soldan durdurma (left censoring) şeklinde yapılabilir.

Bazı çalışmalarda, izlenen birimlerin bazıları için başarısız olunan noktaya ilişkin sadece alt sınır bilinebilmektedir. Bu özelliğe sahip verilere sağdan durdurulmuş veriler ya da gözlemler denir (right censored data). Bir dizi birim için, güvenilirliğin incelendiği yaşam testinin sonlandırılacağı zaman önceden belirleniyorsa I.tür sağdan durdurma (type I censoring), yaşam testinin sonlandırılacağı başarısızlık sayısı önceden belirleniyorsa II.tür sağdan durdurma (type II censoring) olarak adlandırılmaktadır.

Bazı çalışmalarda ise birimlerin başarısız olduğu nokta tam olarak bilinmemekte ancak bu noktanın içinde bulunduğu zaman aralığı bilinebilmektedir. Dolayısıyla veriler aralık durdurulmuş (interval censored data) olup, ilgili zaman aralıklarında frekanslar halinde yani gruplanmış haldedir. Bazen de zaman ekseninde başarısız olunan noktaya ilişkin üst sınır bilinebilmektedir. Başka bir ifadeyle veriler soldan durdurulmuştur (left censored data).

1.2.Güvenilirlikle İlgili Önemli Fonksiyonlar ve Nicelikler

Güvenilirliği ölçmek amacıyla çeşitli nicelikler ve fonksiyonlar hesaplanmaktadır. Bu nicelik ve fonksiyonlar dağılımdan dağılıma değişmekte ve dağılımları birbirinden ayırt etmekte kullanılmaktadır. Dolayısıyla bu fonksiyonlara dayanan uyum iyiliği yöntemleri mevcuttur. Bu alt bölümde güvenilirlikle ilgili bazı önemli fonksiyonlar ve nicelikler tanımlanmaktadır.

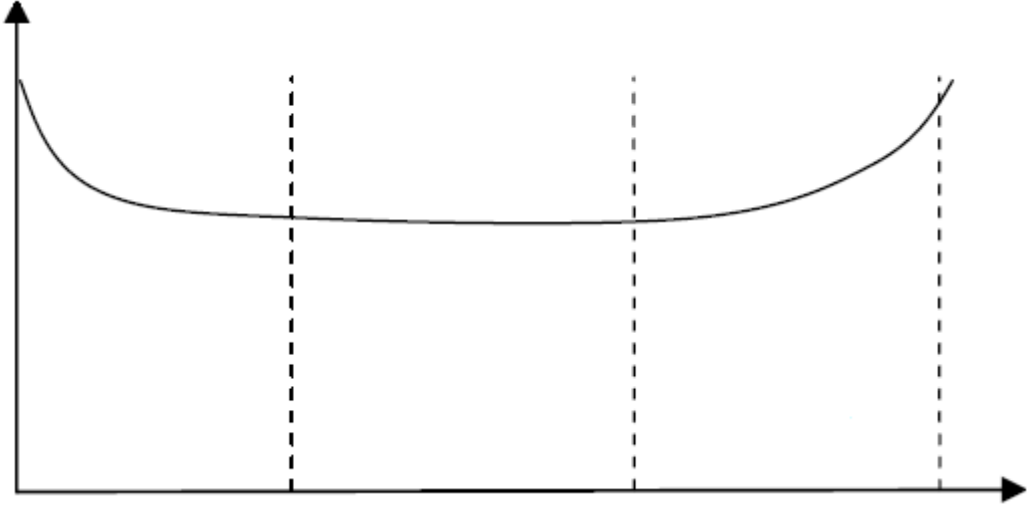
T , ($T \geq 0$) bir ürünün başarısızlığa kadar olan süresini gösteren bir rasgele değişken olmak üzere; güvenilirlik fonksiyonu, ürünün en az t zaman noktasına kadar işlevini yerine getirmesi olasılığıdır.

$$R(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t) = 1 - \int_0^t f(t') dt' = \int_t^{\infty} f(t') dt'$$

Güvenilirlik çalışmalarında önemli bir diğer fonksiyon da tehlike hızı (hazard) fonksiyonudur. Bu fonksiyon matematiksel olarak aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T \leq t + \Delta t \mid T > t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{R(t)}$$

Bu fonksiyon ürünün en az t zaman noktasına kadar kullanımı bilindiğinde, anlık başarısızlık hızını gösteren fonksiyondur. Güvenilirlik çalışmalarında bir ürünün güvenilirliğini modellemek adına önemli bir tehlike hızı fonksiyonu ise banyo küveti eğrisi şeklinde olan (Şekil 1.1.) fonksiyondur. Şekil 1.1.'de azalan tehlike hızı üretim kaynaklı hatalardan, sabit tehlike hızı rasgele etkenlerden ve artan tehlike hızı yıpranmadan kaynaklanan başarısızlık hızını temsil etmektedir.



Şekil 1.1. Banyo küveti eğrisi şeklindeki tehlike hızı fonksiyonu

Bazı amaçlar için birikimli tehlike hızı fonksiyonu (cumulative hazard rate function) daha kullanışlıdır. Örneğin; birikimli dağılım fonksiyonu ya da güvenilirlik fonksiyonu birikimli hazard fonksiyonu kullanılarak yazılabilir.

$$H(t) = \int_0^t h(t') dt'$$

Bu fonksiyonların yanı sıra bazı önemli nicelikler de söz konusudur. Bu niceliklerden biri de başarısızlığa kadar geçen ortalama süredir (mean time to failure) ve aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$\mu = \int_0^{\infty} t f(t) dt = \int_0^{\infty} R(t) dt$$

Bir diğer önemli nicelik te matematiksel olarak aşağıdaki gibi tanımlanan kuantillerdir.

$$t_p = F^{-1}(p)$$

Burada t_p noktası (kuantili) ürünlerin % 100(1-p) sinin görevini sürdürmeye devam ettiği noktadır.

1.3.Güvenilirlik Çalışmalarında Bazı Önemli Dağılımlar

Üstel, Weibull, gamma, log-normal vb. başarısızlık süresi dağılımları kuramsal dağılımlar olarak karşılaşılabilecek dağılımlardır. Bu dağılımları ayırt edici önemli fonksiyonlar Çizelge 1.1.'de verilmektedir.

Çizelge 1.1. Bazı kuramsal dağılımlara ilişkin önemli fonksiyonlar

Dağılımlar	$R(t)=1-F(t)$	$h(t)$
Üstel Dağılım	$e^{-\lambda t}$	λ
Log-Normal Dağılım	$1 - \Phi\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)$	$\frac{f(t)}{1 - \Phi\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)}$
Weibull Dağılım	$e^{-(t/\theta)^\beta}$	$\frac{\beta}{\theta} (t/\theta)^{\beta-1}$
Gumbel Dağılım	$1 - e^{-e^{-(t-\mu)/\sigma}}$	$\frac{1}{\sigma} e^{-\frac{-(t-\mu)}{\sigma}} - e^{-\frac{-(t-\mu)}{\sigma}}$
Lojistik Dağılım	$1 - \frac{e^{(t-\theta)/\sigma}}{1 + e^{(t-\theta)/\sigma}}$	$\frac{f(t)}{1 - \frac{e^{(t-\theta)/\sigma}}{1 + e^{(t-\theta)/\sigma}}}$

1.4. Uyum İyiliği Yöntemleri

Hangi dağılımın uygun olduğunu belirlemek adına; verilerin geldiği alana ilişkin uzman görüşünün yanı sıra uyum iyiliği yöntemleri olarak adlandırılan istatistiksel yöntemlere başvurulur. Güvenilirlik çalışmalarında uyum iyiliğini denetlemek amacıyla sıklıkla öznel bir araç olan olasılık çizimlerinin (probability plots) yanı sıra nesnel araçlar olan istatistiksel hipotez testleri kullanılır. Bu yöntemlerin birçoğu sıralı istatistiklere dayanır. Güvenilirlik çalışmalarındaki verilerin çoğunlukla durdurulmuş olması (censored data) uyum iyiliği yöntemlerini daha karmaşık hale getirir.

Uyum iyiliği testleri şu başlıklar altında sınıflandırılabilir (D'Agostino and Stephens, 1986): Grafikselleştirme teknikleri, ki-kare türü testler, deneysel birikimli dağılım fonksiyonuna dayanan testler, regresyon ve korelasyona dayanan testler, momentlere dayanan testler, dönüşümlere dayanan testler. Deneysel birikimli dağılım fonksiyonuna dayanan testler kolaylıkla gerçekleştirilebilmeleri ve diğer testlere kıyasla daha güçlü olmaları nedeniyle, uygulamalarda daha sıklıkla kullanılmaktadır (Fischer, 2010).

1.5. Amaç ve Kapsam

Bu tez çalışması kapsamında güvenilirlik arařtırmalarından elde edilen verilerin, bu alandaki teorik daęılımlara uygunluęunun testi için sıralı istatistiklere dayanan çeřitli uyum iyilięi yöntemleri ele alınmaktadır. Özellikle küçük ve orta büyüklükte örneklemlerde II.tür saędan durdurulmuş veriler için sıralı istatistikleri ve deneysel birikimli daęılım fonksiyonlarını kullanan bazı uyum iyilięi testlerinin (EDF türü testler) performansları incelenmektedir. Dikkate alınan ve bu tez çalışması kapsamında önerilen yeni EDF uyum iyilięi testi yöntemleri simülasyon çalışmaları aracılıęıyla güç açısından karşılaştırılmaktadır.



2. SIRALI İSTATİSTİKLERE DAYANAN BAZI UYUM İYİLİĞİ YÖNTEMLERİ

X_1, X_2, \dots, X_n rasgele değişkenleri bilinmeyen bir F dağılımından rasgele örneklem olsun. Başka bir ifadeyle aynı dağılımlı bağımsız rasgele değişkenler olsunlar. Bu örneklemeden elde edilen sıralı istatistikler $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$ şeklinde gösterileceklerdir. Ayrıca $1 < r < n$ olmak üzere, r .başarısızlık gerçekleştiğinde II.tür sağdan durdurulmuş gözlemler ise $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{r:n}$ biçiminde ifade edilecektir.

Olasılık integral dönüşümü yani $F(X_i) = U_i \sim \text{Tekdüze}(0,1)$ aracılığıyla X_1, X_2, \dots, X_n örnekleme, Tekdüze(0,1) dağılımından U_1, U_2, \dots, U_n gibi rasgele bir örnekleme dönüştürülebilir. Dolayısıyla II.tür sağdan durdurulmuş gözlemler ilgili dağılımdan sıralı istatistikler $U_{1:n} \leq U_{2:n} \leq \dots \leq U_{r:n}$ olarak temsil edilebilir.

Bir uyum iyiliği testi, gözlemlerin bilinmeyen dağılımı F 'in tamamen bilinen bir dağılım olan F_0 'a eşit olduğunu ya da genellikle parametrik bir dağılım ailesi olan \mathcal{F} 'e ait olduğunu test etmeyi amaçlar. Başka bir ifadeyle uyum iyiliği hipotezleri basit veya bileşik olarak kurulabilir:

$$\begin{aligned} H_0: F = F_0 \text{ (Basit hipotez)} & \quad H_0: F \in \mathcal{F} \text{ (Bileşik hipotez)} \\ H_A: F \neq F_0 & \quad H_A: F \notin \mathcal{F} \end{aligned}$$

Uygulamalarda daha çok verilerin belirli bir dağılım ailesinden olup olmadığı ile ilgilenilmektedir. Örneğin doğrusal bir modelden elde edilen artıkların normal dağılıp dağılmadığı belirlenmek istenir. Bu durum istatistiksel olarak uyum iyiliği yöntemlerinin geliştirilmesini zorlaştırır. Ayrıca verilerin tam olarak gözlenememesi yani II.tür sağdan durdurulmuş olması uyum iyiliği işlemlerini daha da güçleştirir.

2.1.Grafiksel Uyum İyiliği Yöntemleri

X_1, X_2, \dots, X_n gözlemleri konum-ölçek dağılım ailesinden rasgele bir örneklem olsun.

$$F(x) = G\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) = G(z) \quad (2.1)$$

Burada; μ konum parametresini, σ ölçek parametresini, z standartlaştırılmış gözlemi ve G ise standartlaştırılmış gözlemlere ilişkin birikimli dağılım fonksiyonunu göstermektedir. G fonksiyonu, μ ve σ parametrelerine bağlı olmayıp tamamen bilinen bir dağılım fonksiyonudur. Başka bir ifadeyle bu fonksiyon ilgili konum-ölçek dağılım ailesinde $\mu = 0$, $\sigma = 1$ alındığında elde edilen birikimli dağılım fonksiyonudur. Eş.2.1'e G^{-1} dönüşümü uygulanırsa Eş.2.2 elde edilir.

$$G^{-1}[F(x)] = \frac{x-\mu}{\sigma} = z \Rightarrow z = -\frac{\mu}{\sigma} + \frac{1}{\sigma}x, \quad x = \sigma z + \mu \quad (2.2)$$

Bu koşullarda olasılık çizimi z 'nin x 'e karşı çizimidir (D'Agostino ve Stephens, 1986). Ancak F bilinmediğinden dolayı örneklemden $F_n(x)$ olarak tahmin edilir. Bu tahmin deneysel birikimli dağılım fonksiyonu olarak adlandırılır. Dolayısıyla olasılık çizimi $z = G^{-1}[F_n(x)]$ 'nin x 'e karşı çizimidir. Bu değişkenlere ait değerler koordinat sisteminde işaretlendiğinde, sıralı istatistiklerin birbirlerine karşı çizimlerine dönüşürler. Başka bir ifadeyle; $\{x_{i:n}, G^{-1}[F_n(x_{i:n})]\}$ noktaları Eş.2.2'den dolayı yaklaşık bir doğru üzerine düşüyorsa, deneysel dağılımın kuramsal dağılımla uyum gösterdiği kabul edilir. Bu tür çizimlerde $F(x)$ 'in tahminleri için çeşitli öneriler sunulmuştur. Önerilen bu tahminlerin ilki ve en basit hali Eş.2.3'teki gibi ifade edilen California yöntemidir (Lozano vd.,2013).

$$F_n(x_{i:n}) = p_i = \frac{i}{n}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.3)$$

Eş.2.3'ün son noktasına karşılık gelen kuantil belirlenemediğinden dolayı, Hazen (1930) Eş.2.4'ü kullanmayı önermiştir (Lozano vd.,2014).

$$F_n(x_{i:n}) = p_i = \frac{i-0.5}{n} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.4)$$

Alt bölüm 2.1.1. ve 2.1.2.'de durdurulmuş ve durdurulmamış örneklemeler için olasılık çizimlerine ilişkin önerilmiş $F(x)$ 'in tahminleri (probability plotting positions) incelenmektedir. X_1, X_2, \dots, X_n gözlemleri konum-ölçek dağılım ailesi dışında herhangi bir parametrik dağılımdan yani $\mathcal{F} = \{F_\theta: \theta \in \mathbb{R}^m\}$ ailesinden rasgele bir örneklemse yine olasılık çizimleri oluşturulabilir. X_1, X_2, \dots, X_n örnekleme ve uygun bir parametre kestirim yöntemi kullanılarak θ parametre vektörü $\hat{\theta}$ olarak kestirilir. Ayrıca, verilerin sıra sayıları kullanılarak birikimli dağılım fonksiyonunun parametrik olmayan kestirimi $F_n(x_{i:n})$ elde edilir. Bu koşullar altında, $i = 1, 2, \dots, n$ olmak üzere parametrik ve parametrik olmayan kestirimler birbirine eşitlenir ve olasılık integral dönüşümü $F_n(X_{i:n}) \cong U_{i:n}$ kullanılarak Eş.2.5 elde edilir.

$$F_{\hat{\theta}}(X_{i:n}) \cong F_n(X_{i:n}) \Rightarrow X_{i:n} \cong F_{\hat{\theta}}^{-1}[F_n(X_{i:n})] \Rightarrow X_{i:n} \cong F_{\hat{\theta}}^{-1}(U_{i:n}) \quad (2.5)$$

Eş.2.5'ten hareketle $X_{i:n}$ 'ler $F_{\hat{\theta}}^{-1}(U_{i:n})$ 'lere karşı çizilerek olasılık çizimleri oluşturulur. $F_{\hat{\theta}}^{-1}(U_{i:n})$ ifadesinde genellikle $U_{i:n}$ 'ler yerine bunların beklenen değerleri olan $i/(n + 1)$ oranları ya da $U_{i:n}$ 'lerin ortancaları kullanılmaktadır.

2.1.1. Tam örneklemeler için olasılık çizimlerindeki $F(x)$ tahminleri

Tam yani durdurulmamış örneklemeler için olasılık çizimleri oluşturulurken birçok $F(x)$ tahmini önerilmiştir. Bu önerilerin birçoğu sıralı istatistiklerin beklenen değerlerini ve ortancalarını kullanmaktadır. Ayrıca önerilmiş $F(x)$ tahminlerinin çoğunun genel yapısı Eş.2.5'teki gibidir (D'Agostino ve Stephens, 1986).

$$\frac{i-c}{n-2c+1} \quad , \quad 0 \leq c \leq 1 \quad (2.6)$$

Literatürde Eş.2.6'ya ilişkin bazı özel durumlar Çizelge 2.1.'de verilmektedir. Ayrıca bu çizelgede bazı yaklaşımların hangi olasılık dağılım ya da dağılımlarıyla daha iyi sonuç verdikleri de belirtilmektedir (Lozano vd.,2014).

Çizelge 2.1. Tam örneklerde olasılık çizimleri için önerilen $F(x)$ 'in bazı tahminleri

F(x) Tahmin Yöntemi	$F_n(x) = p_i$	Önerilen Teorik Dağılımlar
Weibull(1939)	$p_i = \frac{i}{n+1}$	Tekdüze Dağılım
Beard(1943)	$p_i = \frac{i-0.31}{n+0.38}$	
Benard-Bos-Levenbach(1953)	$p_i = \frac{i-0.3}{n+0.4}$	
Blom(1958)	$p_i = \frac{i-0.375}{n+0.25}$	Normal Dağılım
Tukey(1962)	$p_i = \frac{i-1/3}{n+1/3}$	
Gringorten(1963)	$p_i = \frac{i-0.44}{n+0.12}$	Uçdeğer, Üstel Dağılım
Filliben(1975)	$p_i = \begin{cases} 1 - p_n, & i = 1 \\ \frac{i-0.3175}{n+0.365}, & i = 2,3, \dots, n-1 \\ 0.5^{1/n}, & i = n \end{cases}$	
Cunnane(1978)	$p_i = \frac{i-0.4}{n+0.2}$	
Adamowski(1981)	$p_i = \frac{i-0.25}{n+0.5}$	
Yu-Huang(2001)	$p_i = \frac{i-0.326}{n+0.348}$	

2.1.2.Durdurulmuş örneklem için olasılık çizimindeki $F(y)$ tahminleri

Tam örneklem için önerilen olasılık çizim yöntemleri, tekli durdurmanın (singly censoring) olduğu örneklem için de geçerliliğini sürdürmektedir. Örneğin; I.tür ya da II.tür durdurulmuş bir örneklem dikkate alınsın ve $Y_{1:n} \leq Y_{2:n} \leq \dots \leq Y_{r:n}$ bu çalışma sonucu gözlemlenen sıralanmış yaşam sürelerini gösterebilir. Bu örneklemdeki $Y_{i:n}$ sıralı istatistikleri halen tam örneklemdeki örneklem kuantilleridir ve bu sıralı istatistiklere karşılık gelen kuramsal kuantiller Eş.2.1'deki standartlaştırılmış değişkene ilişkin birikimli dağılım fonksiyonu olan $G(z)$ kullanılarak hesaplanabilir. Bu örneklemdeki veriler için oluşturulacak olasılık çizimlerinde kullanılacak p_i değerleri de Çizelge 2.1.'de tanımlandığı gibi olacaktır (D'Agostino ve Stephens, 1986).

Çoklu durdurmanın (multiply censoring) olduğu örneklemde ise $Y_{i:n}$ sıralı gözlemleri tam durumdaki i .sıralı istatistiğe her zaman karşılık gelmeyebilir. Böyle bir durum örneğin çoklu durdurmanın olduğu I.tür durdurulmuş bir örneklem için de geçerlidir; bu tür bir örneklemdeki $Y_{1:n} \leq Y_{2:n} \leq \dots \leq Y_{n:n}$ sıralı gözlemlerinin bir kısmı durdurulmuş bir kısmı tam olacaktır. Dolayısıyla olasılık çizimleri oluşturulurken tam bir sıralı gözlem $Y_{i:n}$ için bu gözleme eşit veya küçük olma olasılığının yani p_i değerinin belirlenmesi gerekir. Bu amaçla önerilmiş çeşitli yöntemler Çizelge 2.2.'de verilmektedir. Bu çizelgedeki δ_j bir gösterge değişkenidir:

$$\delta_j = \begin{cases} 1, & Y_{i:n} \text{durdurulmamış ise} \\ 0, & Y_{i:n} \text{durdurulmuş ise} \end{cases}$$

Çizelge 2.2. Çoklu sağdan durdurulmuş örneklerde olasılık çizimleri için önerilen $F(y)$ 'nin bazı tahminleri

$F(y)$ Tahmin Yöntemi	$F_n(y) = p_i$
Kaplan-Meier (1958)	$p_i = 1 - \prod_{j \leq i} \left(\frac{n-j}{n-j+1} \right)^{\delta_j}$
Herd (1960)-Johnson (1964)	$p_i = 1 - \prod_{j \leq i} \left(\frac{n-j+1}{n-j+2} \right)^{\delta_j}$
Nelson (1972)	$p_i = 1 - \prod_{j \leq i} \left(e^{-\frac{1}{n-j+1}} \right)^{\delta_j}$
Michael-Schucany (1986)	$p_i = 1 - \frac{n-c+1}{n-2c+1} \prod_{j \leq i} \left(\frac{n-j-c+1}{n-j-c+2} \right)^{\delta_j}$

Çizelge 2.2.'deki Michael-Schucany (1986)'nin önerileri sağdan çoklu durdurmanın olduğu durumlarda F için genel bir kestirici yapısını vermektedir. Örneğin bu genel yapıda $c=0$ alındığında Herd (1960)-Johnson (1964)'in önerisi elde edilmektedir. Ayrıca durdurmanın olmadığı durumlarda bu genel yapı, Eş.2.6'daki genel yapıya dönüşmektedir (Michael-Schucany,1986).

2.1.3. Alternatif olasılık çizimleri

Uyum iyiliğini denetlemek amacıyla olasılık çizimleri başlığı altında başka çizimler de mevcuttur. Çizelge 2.3.'te bu tür çizimlerden bazıları için eksenler tanımlanmaktadır. Aslında bu tür çizimlerden biri, bir diğerinden eksenlerin uygun şekilde dönüştürülmeleri yoluyla elde edilebilmektedir (Waller ve Turnbull,1992).

Çizelge 2.3.'te $F_{\hat{\theta}}(y)$, H_0 hipotezinin belirttiği dağılım ailesi içinden θ parametresinin en çok olabilirlik yöntemiyle kestirilmiş olan birikimli dağılım fonksiyonunu; $F_n(y)$, verilerin birikimli dağılım fonksiyonunun parametrik olmayan kestirimini ya da Çizelge 2.2.'deki p_i değerlerini; $H_{\hat{\theta}}(y)$, H_0 hipotezinin belirttiği dağılım ailesinden tahmin edilmiş birikimli tehlike fonksiyonunu; $H_n(y)$ verilerden elde edilen birikimli tehlike fonksiyonunun parametrik olmayan kestirimini göstermektedir.

Çizelge 2.3. Alternatif olasılık çizimleri

Çizimler	x – eksenini	y-eksenini
P-P (Percentage-Percentage)	$F_{\hat{\theta}}(y)$	$F_n(y)$
Q-Q (Quantile-Quantile)	y	$F_{\hat{\theta}}^{-1}(F_n(y))$
SPP (Stabilized Probability Plot)	$\frac{\pi}{2} \arcsin\left(\sqrt{F_{\hat{\theta}}(y)}\right)$	$\frac{\pi}{2} \arcsin\left(\sqrt{F_n(y)}\right)$
e-çizimi	$-\ln[1 - F_{\hat{\theta}}(y)] = H_{\hat{\theta}}(y)$	$-\ln[1 - F_n(y)] = H_n(y)$
w-çizimi	$\ln[F_{\hat{\theta}}(y)]$	$\ln[F_n(y)]$
Birikimli tehlike çizimi	y	$H_{\hat{\theta}}^{-1}(H_n(y))$

Çizelge 2.3.'teki SPP çizimi Michael (1983) tarafından, genelleştirilmiş artıklar için u,e,w çizimleri Elandt-Johnson ve Smith (1989) tarafından önerilmiştir (Waller ve Turnbull, 1992).

2.2.Korelasyon ve Regresyona Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri

Korelasyon ve regresyona dayanan ölçüler olasılık çizimleri ile yakından ilişkili olan uyum iyiliği ölçülerindedir. Bunlardan korelasyona dayanan ölçüler $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n}$ sıralı istatistikleriyle bu istatistiklerin sıra sayılarının $i = 1, 2, \dots, n$ uygun bir fonksiyonu $v(i)$, $i = 1, 2, \dots, n$ arasındaki ilişkinin doğrusallık derecesini ölçmeyi hedefler. Regresyona dayanan ölçüler ise bu ilişkiyi temsil edebileceği düşünülen doğrunun özelliklerini ölçmeyi hedefler. Dolayısıyla sıralı istatistiklerin dikey ekseninde, $v(i)$ 'lerin de yatay ekseninde temsil edildiği bir tür olasılık çizimi dikkate alınır. Burada $v(i) = i/(n + 1)$ şeklinde alınabileceği gibi i .sıralı istatistiğin beklenen değeri olarak ta alınabilir (Stephens, 1986).

2.2.1. Tam örneklerde korelasyona dayanan yöntemler

Bu alt bölümde yöntemin temelindeki düşünce açıklanacaktır. Verilerin dağılımı $F_{\hat{\theta}}(x)$, uygun bir tahmin yöntemiyle hipotez edilen dağılımı $\mathcal{F} = \{F_{\theta}: \theta \in \mathbb{R}^m\}$ 'den tahmin edilir. Daha sonra olasılık integral dönüşümü yardımıyla,

$$F_{\hat{\theta}}(X_{1:n}) \cong U_{1:n}, F_{\hat{\theta}}(X_{2:n}) \cong U_{2:n}, \dots, F_{\hat{\theta}}(X_{n:n}) \cong U_{n:n}$$

eşitlikleri yazılabilir. Tekdüze(0,1) dağılımından n büyüklüğündeki bir rasgele örnekleme ilişkin $U_{1:n}, U_{2:n}, \dots, U_{n:n}$ sıralı istatistikleri, kendi beklenen değerleri olan

$$E(U_{1:n}) = \frac{1}{n+1}, E(U_{2:n}) = \frac{2}{n+1}, \dots, E(U_{n:n}) = \frac{n}{n+1}$$

ifadelerinin tahmin değerleri olacaktır. Dolayısıyla,

$$F_{\hat{\theta}}(X_{i:n}) \cong U_{i:n} \cong \frac{i}{n+1}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

elde edilir. Bu nedenle, hipotez edilen dağılıma uyum varsa $F_{\hat{\theta}}(X_{1:n}), F_{\hat{\theta}}(X_{2:n}), \dots, F_{\hat{\theta}}(X_{n:n})$ niceliklerinin $\frac{1}{n+1}, \frac{2}{n+1}, \dots, \frac{n}{n+1}$ niceliklerine karşı çizimi yaklaşık bir doğruyu verecektir. Buna eşdeğer olarak $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n}$ niceliklerine karşı $1, 2, \dots, n$ sıra sayılarının çizimi hipotez edilen dağılıma uyum varsa yine yaklaşık bir doğruyu verecektir. Bu iki grup nicelik arasındaki doğrusallık derecesi ise korelasyon katsayısı ile ölçülebilir.

$$R = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{i:n} - \bar{X})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_{i:n} - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (2.7)$$

Burada $y_i, i = 1, 2, \dots, n$ sıra sayılarını göstermektedir. Uyum iyiliğini ölçmek için bu korelasyon katsayısına bağlı olarak aşağıdaki test istatistiği kullanılmaktadır (Stephens, 1986; Fischer, 2010).

$$V = 1 - R^2 \text{ veya } V^* = n(1 - R^2) \quad (2.8)$$

Hipotez edilen dağılım ailesi $\mathcal{F} = \{F_\theta: \theta \in \mathbb{R}^m\}$ konum-ölçek ailesi ise; μ konum, σ ölçek parametresi ve G de ilgili konum-ölçek ailesinde $\mu=0$ ve $\sigma=1$ 'e karşılık gelen birikimli dağılım fonksiyonu olmak üzere,

$$F(x) = G\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) = G(z)$$

eşitliği yazılabilir. Bu eşitlikten hareketle $i = 1, 2, \dots, n$ için aşağıdaki eşitliklere ulaşılır.

$$X_i = \sigma Z_i + \mu \Rightarrow X_{i:n} = \sigma Z_{i:n} + \mu \Rightarrow E(X_{i:n}) = \sigma E(Z_{i:n}) + \mu$$

Bu eşitliklerden dolayı; hipotez edilen dağılıma uyum varsa, $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n}$ sıralı istatistiklerinin $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{n:n})$ beklenen değerlerine karşı çizimi yaklaşık bir doğru vermelidir. Böyle bir çizimin doğrusallık derecesi Eş.2.7'deki gibi korelasyon katsayısıyla ölçülebilir. Ancak Eş.2.7'deki $y_i, i = 1, 2, \dots, n$ nicelikleri $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{n:n})$ beklenen değerlerini gösterecektir. Uyum iyiliğini ölçecek istatistik ise Eş.2.8'deki V istatistiği gibi oluşturulur.

Bazı olasılık dağılım aileleri için $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{n:n})$ beklenen değerlerinin hesaplanması kolay değildir. Bu nedenle bu beklenen değerler yerine, bunların yaklaşık değerini vermesi beklenen ve hesaplaması daha kolay olan,

$$G^{-1}\left(\frac{1}{n+1}\right), G^{-1}\left(\frac{2}{n+1}\right), \dots, G^{-1}\left(\frac{n}{n+1}\right)$$

nicelikleri kullanılır. Bazen de $G^{-1}\left(\frac{i}{n+1}\right)$ ifadelerini kullanmak yerine ilgili dağılım için $E(Z_{i:n})$ beklenen değerlerinin yaklaşık değerlerini veren ifadeler kullanılır.

Örneğin standart normal dağılım için; Φ standart normal dağılıma ilişkin birikimli dağılım fonksiyonu olmak üzere, Blom (1958) tarafından önerilen yaklaşım kullanılabilir.

$$E(Z_{i:n}) \cong \Phi^{-1}\left(\frac{i - 0.375}{n + 0.25}\right)$$

Sonuç olarak korelasyon katsayısına dayanan uyum iyiliği yöntemlerinin, bilinen sürekli dağılımları da içeren dağılımların geniş bir sınıfı için tutarlı olduğu yani örneklem büyüdükçe testin gücünün 1'e gittiği belirtilmiştir (Stephens, 1986).

2.2.2. Tam örneklemlerde regresyona dayanan yöntemler

Bu tür yöntemler daha çok konum-ölçek aileleri dağılımları için kullanılmaktadır. Örneğin, normallik için Shapiro-Wilk testi regresyona dayanan ve yaygın olarak kullanılan yöntemlerden biridir. Konum-ölçek aileleri için,

$$X_{i:n} = \sigma Z_{i:n} + \mu \text{ ve } E(X_{i:n}) = \sigma E(Z_{i:n}) + \mu$$

eşitlikleri geçerlidir. Bu eşitliklerin belirttiği ilişki daha genel olarak Eş.2.9'daki modelle ifade edilebilmektedir.

$$X_{i:n} = \mu + \sigma B_i + \varepsilon_i \quad (2.9)$$

Eş.2.9'daki B_i nicelikleri $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{n:n})$ beklenen değerleri olarak ya da bu beklenen değerlere yaklaşım sağlayan nicelikler olarak, örneğin

$$G^{-1}\left(\frac{1}{n+1}\right), G^{-1}\left(\frac{2}{n+1}\right), \dots, G^{-1}\left(\frac{n}{n+1}\right)$$

kuantilleri olarak alınabilir. Daha genel olarak B_i 'ler sıra sayıları olan i 'lerin uygun fonksiyonları olarak alınabilir. Ayrıca, ε_i 'ler ise hatalar olarak görülebilir. Eş.2.9'daki modele bağlı olarak uyum iyiliğini ölçebilecek bazı istatistikler oluşturulabilir (Stephens, 1986).

- Artık kareler toplamı $\sum_{i=1}^n (X_{i:n} - \hat{X}_{i:n})^2$ oluşturulur ve bu toplam ölçekten bağımsız hale getirilebilmek amacıyla $X_{i:n}$ sıralı istatistiklerine bağlı bir başka karesel biçime bölünür. Burada $\hat{X}_{i:n} = \hat{\mu} + \hat{\sigma}B_i$ Eş.2.9'daki modelin kestirimidir ve $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$ ise uygun bir parametre kestirim yöntemiyle elde edilmiş kestirimlerdir.
- Ölçek parametresinin karesi σ^2 , örneklemin ilgili dağılım ailesinden geldiği varsayımı altında uygun bir yöntemle tahmin edilir. Bu tahmin değeri, σ^2 'nin başka bir yöntemle elde edilmiş tahmin değeriyle karşılaştırılır.

μ ve σ parametreleri en küçük kareler yöntemiyle tahmin edildiğinde, regresyon yöntemiyle elde edilen test istatistikleri sıklıkla R^2 'ye bağlı test istatistiğine eşdeğer olmaktadır (Stephens, 1986).

Bütün bu istatistikler Eş.2.9'daki doğrusal modelin kestirimine dayanmaktadır. Bu model sıralı istatistikler arasındaki ilişkiyi dikkate almadan en küçük kareler yöntemiyle kestirilirse, Çizelge 2.4.'teki varyans analiz tablosu elde edilir.

Çizelge 2.4. $X_{i:n} = \mu + \sigma B_i + \varepsilon_i$ modeline ilişkin varyans analiz tablosu

Değişim kaynağı	Kareler toplamı
Regresyon	$RSS = \frac{[\sum (X_{i:n} - \bar{X})(B_i - \bar{B})]^2}{\sum (B_i - \bar{B})^2} = \hat{\sigma} \cdot \sum (X_{i:n} - \bar{X})(B_i - \bar{B})$
Hata	$ESS = \sum (X_{i:n} - \hat{X}_{i:n})^2 = (\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})' (\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})$
Toplam	$CTSS = \sum (X_{i:n} - \bar{X})^2 = (\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})' (\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})$

Ölçek parametresi σ 'ya ilişkin en küçük kareler kestirimi,

$$\hat{\sigma} = \frac{\sum (X_{i:n} - \bar{X})(B_i - \bar{B})}{\sum (B_i - \bar{B})^2}$$

olduğundan, Çizelge 2.4.'teki regresyon kareler toplamı $\hat{\sigma}$ 'ya bağlı olarak ifade edilebilmektedir. Artıkların (hataların) karelerinin toplamlarına dayanan bir test istatistiği,

$$\frac{\sum(X_{i:n} - \hat{X}_{i:n})^2}{\sum(X_{i:n} - \bar{X})^2} = \frac{ESS}{CTSS}$$

iki karesel biçimin oranı şeklinde oluşturulabilir. Bu orana dayanan testin tutarlı olduğu gösterilebilir (Stephens, 1986).

Sıralı istatistikler arasındaki ilişkiyi dikkate alarak Eş.2.9'daki doğrusal model geliştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle de kestirilebilir. Bu yöntem \mathbf{X} , $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n}$ sıralı istatistiklerini içeren sütun vektörü; $\hat{\mathbf{X}}, \hat{X}_{1:n}, \hat{X}_{2:n}, \dots, \hat{X}_{n:n}$ sıralı istatistiklerin Eş.2.9'daki gibi tahminlerini içeren sütun vektörü; $\mathbf{\Sigma}$ matrisi $Z_{1:n}, Z_{2:n}, \dots, Z_{n:n}$ standartlaştırılmış sıralı istatistiklerin varyans-kovaryans matrisi olmak üzere,

$$(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})' \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})$$

karesel biçimine en küçük değeri veren μ ve σ değerlerini tahmin değerleri olarak almaktadır. Bu tahmin değerleri

$$\hat{\mu} = -\mathbf{m}'\mathbf{A}\mathbf{X}, \quad \hat{\sigma} = \mathbf{1}'\mathbf{A}\mathbf{X}$$

biçimindedir. Burada \mathbf{m} , $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{n:n})$ beklenen değerlerini içeren sütun vektörü; $\mathbf{1}$, elemanları 1 olan sütun vektörü ve \mathbf{A} matrisi de

$$\mathbf{A} = \frac{\mathbf{\Sigma}^{-1}(\mathbf{1}\mathbf{m}' - \mathbf{m}\mathbf{1}')\mathbf{\Sigma}^{-1}}{(\mathbf{1}'\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{1})(\mathbf{m}'\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{m}) - (\mathbf{1}'\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{m})^2}$$

şeklinde tanımlıdır. Genelleştirilmiş en küçük kareler tahminlerini kullanarak artıkların kareler toplamları $(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})' \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})$ elde edilir. Daha önce olduğu gibi bu toplam başka bir kareler toplamına oranlanarak uyum için bir test istatistiği,

$$\frac{(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})}{\sum (X_{i:n} - \bar{X})^2} = \frac{ESS_1}{CTSS}$$

elde edilebilir. Hipotez edilen dağılım ailesine uyum varsa, bu test istatistiklerinin küçük değerler (0' yakın) alması beklenir (Stephens, 1986).

Regresyona dayalı uyum iyiliğini ölçen başka bir yaklaşım da, Eş.2.9'da verilen modeldeki ölçek parametresi σ 'nın karesinin iki ayrı tahmininin oranlanmasını içeren yaklaşımdır. Böyle bir yaklaşımın iyi bir örneği Shapiro-Wilk testidir. Bu yaklaşım için ölçek parametresinin genelleştirilmiş en küçük kareler tahmininin karesi ($\hat{\sigma}^2 = (1'AX)^2$), örneklem varyansından elde edilen ölçek parametresinin tahmininin karesine,

$$SW = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum (X_{i:n} - \bar{X})^2} = \frac{\left(\frac{\mathbf{m}' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{X}}{\mathbf{m}' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{m}} \right)^2}{(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})' (\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})}$$

şeklinde oranlanır. Bu yaklaşım, bazı dağılımlara (normal) ilişkin uyumu test etmek için tutarlıyken, bazıları (üstel) içinse tutarsızdır. Önerilen bu yaklaşımdaki güçlüklerden biri ise $\hat{\sigma}^2$ 'nin hesaplanmasının zor oluşudur. Bu nedenle $\hat{\sigma}^2$ 'nin hesaplanmasını kolaylaştırmak amaçlı öneriler yapılmıştır. Bu önerilerden biri de Shapiro-Wilk istatistiğinde $\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$ 'in dikkate alınmadığı Shapiro-Francia Testidir.

$$W^* = \frac{(\mathbf{m}' \mathbf{X})^2}{\mathbf{m}' \mathbf{m} (\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})' (\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})}$$

W^* istatistiğinin \mathbf{X} ile \mathbf{m} arasındaki örneklem korelasyonunun karesine ve büyük örneklerde de SW istatistiğine denk olduğu gösterilmiştir (Stephens, 1986).

Ayrıca, ölçek parametresinin karesinin iki ayrı tahmininin oranlanmasına dayanan yöntemde, pay ve paydanın Shapiro-Wilk istatistiğindeki gibi olması gerekmemektedir; σ^2 'nin herhangi iki tahmininin oranlanmasıyla da uyum iyiliğinde kullanılabilir bir test istatistiği oluşturulabilir (Stephens, 1986).

2.2.3.Durdurulmuş örneklerde korelasyona ve regresyona dayanan yöntemler

Rasgele durdurulmuş örnekler hariç I. ve II.tür durdurulmuş örnekler için korelasyonu temel alan yöntemler tam örneklem durumuna benzer olarak elde edilebilir. Örneğin II.tür sağdan durdurulmuş bir örneklem yani $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{r:n}$ sıralı istatistikleri mevcutsa Eş.2.7'deki korelasyon katsayısı Eş.2.10'daki gibi ifade edilir.

$$R = \frac{\sum_{i=1}^r (X_{i:n} - \bar{X}_r) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^r (X_{i:n} - \bar{X}_r)^2 \cdot \sum_{i=1}^r (y_i - \bar{y})^2}} \quad (2.10)$$

Burada y_i , $i = 1, 2, \dots, r$ sıra sayılarını ve \bar{X}_r ise r tane sıralı istatistiğin ortalamasını göstermektedir. Hipotez edilen dağılım ailesi konum-ölçek ailesi ise; y_i , $i = 1, 2, \dots, r$ değerleri $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{r:n})$ beklenen değerlerini gösterecektir. Bu beklenen değerlerin hesaplanması kolay olmadığından bunların yerine

$$G^{-1}\left(\frac{1}{n+1}\right), G^{-1}\left(\frac{2}{n+1}\right), \dots, G^{-1}\left(\frac{r}{n+1}\right)$$

nicelikleri ya da dağılıma özel olarak ilgili beklenen değerlere yaklaşım yapacak hesaplanması kolay olan nicelikler kullanılır. Bu aşamadan sonra uyum iyiliği için test istatistiği ise Eş.2.8'deki gibi hesaplanır.

Korelasyona dayanan uyum iyiliği testlerinin durdurulmuş örnekler için oluşturulması, ilgili örneklerdeki sıralı istatistiklerin sıra sayılarının bilinebilmesine bağlıdır. Böyle bir bilginin varlığında ilgili sıralı istatistiklerle bunların sıra sayıları arasındaki korelasyon katsayısı ve daha sonra bu katsayıya bağlı olarak uyum iyiliği istatistiği hesaplanabilir.

Korelasyon katsayısına dayanan testlerin yanında, durdurulmuş örnekler için regresyona dayanan uyum iyiliği yöntemleri de söz konusudur. Eş. 2.10'daki model için en küçük kareler yöntemi ile elde edilen artık kareler toplamı ESS'nin,

$\sum(X_{i:n} - \bar{X})^2$ toplamı gibi bir karesel biçime oranlandığı uyum iyiliği testleri ile ölçek parametresinin genelleştirilmiş en küçük kareler kestiricinin karesi $\hat{\sigma}^2$ 'nin $\sum(X_{i:n} - \bar{X})^2$ oranına dayanan testlerin çoğu zaman R^2 korelasyon istatistiğine dayanan testlere eşdeğer olduğu gösterilebilmektedir (Stephens, 1986). Ayrıca, ilgili korelasyon istatistiği $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{r:n}$ sıralı istatistikleri ile standart konum ölçek dağılımına ilişkin sıralı istatistiklerin beklenen değerleri $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{r:n})$ veya bu beklenen değerlerle orantılı nicelikler arasında ise, bu istatistiğe dayanan testlerin tutarlı olduğu gösterilebilmektedir.

Örneğin normallik testi için kullanılan Shapiro-Wilk test istatistiği böyle bir R^2 istatistiğine eşdeğerdir ve dolayısıyla tutarlı bir testtir. Ancak üstel dağılım gibi simetrik olmayan birçok dağılım için hatta simetrik olan öteki dağılımlar için R^2 korelasyon istatistiklerini oluşturmakta kullanılan niceliklerin; $E(Z_{1:n}), E(Z_{2:n}), \dots, E(Z_{r:n})$ beklenen değerleri ile orantılı olmadığı hatta bu niceliklerin ilgili beklenen değerlere yakın bile olmayacağı belirtilmiştir. Bu nedenle bu tür R^2 korelasyon istatistiğine eşdeğer olan regresyona dayalı uyum iyiliği testleri tutarlı olmayacaktır. Örneğin üstelliği testi için Shapiro-Wilk (1978) tarafından önerilen

$$SW_E = \frac{n(\bar{X} - X_{1:n})^2}{(n-1) \sum(X_{i:n} - \bar{X})^2}$$

istatistiğine dayalı test tutarlı değildir. Tutarlılık gibi iyi bir özelliğe sahip regresyona dayanan bir test geliştirebilmek için test istatistiğini oluşturan pay ve paydadaki kestiricilerin etkin kestiriciler olması gerektiği belirtilmiştir (Stephens, 1986).

Shapiro-Wilk (1978) tarafından üstelliğin testi için önerilen SW_E test istatistiği Samanta ve Schwarz (1988) tarafından değiştirilerek en büyük r_2 adet gözlemin durdurulduğu II.tür sağdan durdurulma ile en küçük r_1 ve en büyük r_2 adet gözlemin durdurulduğu çift taraflı durdurulmuş örneklem için uyarlanmıştır:

$$W_1 = \frac{(\sum_{i=2}^{n-r_1-r_2} T_{r_1+i})^2}{(n-r_1-r_2-1) \sum_{i=2}^{n-r_1-r_2} \sum_{j=2}^{n-r_1-r_2} a_{ij}^{(n-r_1-r_2)} T_{r_1+i} T_{r_1+j}}$$

Bu formülde; $T_i = (n - i + 1)(X_{i:n} - X_{(i-1):n})$, $i=2,3,\dots,n$ rasgele değişkenleri σ parametresiyle üstel dağılımlı bağımsız normalleştirilmiş bekleme zamanlarıdır. Ayrıca, $a_{ij}^{(n-r_1-r_2)} = \frac{j-1}{n-r_1-r_2-j+1}$ ($i, j = 2,3, \dots, n - r_1 - r_2$) şeklinde ifade edilen katsayılarıdır.

W_1 istatistiğinin, olasılık integral dönüşümü kullanılarak tekdüzeliği test etmekte de kullanılabileceği gösterilmiştir. Samanta ve Schwarz (1988), bir simülasyon çalışmasına dayanarak önerdikleri testlerinin güçlerinin Brain ve Shapiro (1983)'nun önerdiği regresyon testlerinin güçleriyle benzer olduğunu belirtmişlerdir.

2.3.Deneysel Birikimli Dağılım Fonksiyonuna Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri

Bu tür uyum iyiliği yöntemleri hipotez edilen kuramsal birikimli dağılım fonksiyonu $F(x)$ ile Eş.2.11 ile ifade edilen deneysel birikimli dağılım fonksiyonu $F_n(x)$ (EDF, Empirical Distribution Function) arasındaki uyumsuzluğu ölçen test istatistiklerine dayanmaktadır. Bu istatistikler ise genel olarak mutlak fark, karesel fark ya da bu farkların bir çeşit ağırlıklandırılmasıyla oluşmaktadır. Örneğin Kolmogorov-Smirnov ve Kuiper testleri mutlak farkları dikkate alırken, Anderson-Darling ve Cramer-von Mises testleri ise karesel farkları dikkate almaktadır (Stephens, 1986).

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & x < x_{(1)} \\ \frac{i}{n}, & x_{(i)} \leq x < x_{(i+1)}, \quad i = 1, 2, \dots, n-1 \\ 1, & x_{(n)} \leq x \end{cases} \quad (2.11)$$

2.3.1.Tam örneklerde EDF istatistiklerini kullanan uyum iyiliği yöntemleri

X_1, X_2, \dots, X_n rasgele değişkenleri sürekli bir dağılımdan seçilmiş rasgele bir örneklem ve $F(x)$, parametreleri tamamen ya da kısmen bilinen kuramsal birikimli dağılım fonksiyonu olsun. Bu durumda örneklemin $F(x)$ ile ifade edilen bir olasılık dağılımından gelip gelmediğinin testi için sıklıkla EDF istatistiğine dayanan testler

kullanılmaktadır. Çizelge 2.5.'te yaygın olarak kullanılan bazı test istatistikleri verilmektedir (Stephens, 1986).

Çizelge 2.5. EDF test istatistiklerine dayanan bazı uyum iyiliği yöntemleri

Yöntemler	Test istatistiği
Kolmogorov-Smirnov (1933)	$D = \sup_x F_n(x) - F(x) = \max(D^+, D^-)$ $D^+ = \sup_x \{F_n(x) - F(x)\}, \quad D^- = \sup_x \{F(x) - F_n(x)\}$
Kuiper (1960)	$V = D^+ + D^-$
Cramer(1928)-von Mises (1931)	$W^2 = n \int_{-\infty}^{\infty} \{F_n(x) - F(x)\}^2 dF(x)$
Anderson-Darling (1954)	$A^2 = n \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ \frac{F_n(x) - F(x)}{F(x)[1 - F(x)]} \right\}^2 dF(x)$
Watson (1961)	$U^2 = n \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ F_n(x) - F(x) - \int_{-\infty}^{\infty} [F_n(x) - F(x)] dF(x) \right\}^2 dF(x)$

Çizelge 2.6. $U_{i:n} = F(X_{i:n})$ kullanılarak bazı EDF test istatistiklerinin eşdeğer formülleri

Yöntemler	Test istatistiği
	$D = \max(D^+, D^-)$
Kolmogorov-Smirnov (1933)	$D^+ = \max_i \left(\frac{i}{n} - U_{i:n} \right) , \quad D^- = \max_i \left(U_{i:n} - \frac{i-1}{n} \right)$
Kuiper (1960)	$V = D^+ + D^-$
Cramer(1928)-von Mises (1931)	$W^2 = \sum_{i=1}^n \left\{ U_{i:n} - \frac{2i-1}{2n} \right\}^2 + \frac{1}{12n}$
Anderson-Darling (1954)	$A^2 = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2i-1) \{ \ln(U_{i:n}) + \ln(1 - U_{n+1-i:n}) \}$
Watson (1961)	$U^2 = W^2 - n \left(\bar{U} - \frac{1}{2} \right)^2$

EDF istatistiklerini kullanarak uyum iyiliği testleri gerçekleştirilirken iki durum söz konusudur. Bunlardan ilkinde hipotez edilen dağılım fonksiyonu $F(x)$ 'in bütün parametreleri bilinmektedir. Böyle bir durumda $X_{i:n}$ sıralı istatistikleri $U_{i:n} = F(X_{i:n})$ dönüşümü ile $U(0,1)$ dağılımından gelen n büyüklüğündeki rasgele bir örnekleme ilişkin sıralı istatistiklere dönüştürülür. Daha sonra Çizelge 2.5.'teki EDF istatistiklerinin hesaplamaya elverişli formüllerinde (Çizelge 2.6.) $U_{i:n}$ sıralı istatistikleri kullanılarak EDF istatistikleri hesaplanır. Hesaplanan EDF istatistiklerinin değerleri kritik değerlerle karşılaştırılarak uyumun olup olmadığına karar verilir.

İkinci durumda ise, hipotez edilen dağılım fonksiyonu $F(x)$ 'in bir ya da birden fazla parametresi bilinmemektedir. Bu durumda parametreler tahmin edilerek $\hat{U}_{i:n} = \hat{F}(X_{i:n})$ dönüşümü elde edilir ve Çizelge 2.6. yardımı ile EDF istatistikleri

hesaplanır. Ancak, $\hat{U}_{i:n} = \hat{F}(X_{i:n})$ dönüşümleri $U(0,1)$ dağılımından sıralı istatistikler olmayacaklardır ve EDF istatistiklerinin örneklem dağılımları da parametrelerin tamamen bilindiği durumdan çok farklı olacaktır. Bu nedenle, kritik değerler test edilen dağılıma, tahmin edilen parametrelere, tahmin yöntemine ve örneklem büyüklüğüne bağlı olacaktır (Stephens, 1986).

İkinci durumdaki bilinmeyen parametreler konum-ölçek parametreleri ise, EDF istatistiklerinin örneklem dağılımları bu parametrelerin gerçek değerlerine değil sadece test edilen dağılım ailesine ve örneklem büyüklüğüne bağlı olacaktır. EDF istatistiklerinin örneklem dağılımlarının bulunması kolay olmadığından, ilgili testler için kritik değerler çoğunlukla simülasyon çalışmaları sonucunda bulunmuştur. Bilinmeyen parametre konum veya ölçek parametresi değil de şekil parametresi ise, EDF istatistiklerinin örneklem dağılımları bu parametrenin gerçek değerine bağlı olacaktır. Bu nedenle ilgili testler için kritik değerler tablosu parametrelerin değerlerini de dikkate alacak şekilde düzenlenir (Stephens, 1986).

2.3.2. Durdurulmuş örneklemelerde EDF istatistikleriyle uyum iyiliği yöntemleri

Alt bölüm 2.3.1.'de tam örneklem için tanımlanan EDF istatistikleri, bazı gözlemlerin kayıp olduğu durdurulmuş örneklem için de tanımlanabilmektedir. Özellikle verilerin uyumunun test edileceği $F(x)$ kuramsal dağılımı tamamen biliniyorsa; bu istatistiklerin durdurulmuş veriler için düzenlenmesi daha kolay olmaktadır. Bu amaçla mevcut gözlemlere $U_{i:n} = F(X_{i:n})$ dönüşümü yapılır. I.tür sağdan durdurulmuş veriler için X^* durdurma zamanı ve $t = F(X^*)$ olmak üzere dönüştürülmüş veriler $U_{1:n} < U_{2:n} < \dots < U_{r:n} < t$ eşitsizliğini sağlarlar. II.tür sağdan durdurulmuş veriler için ise dönüşümden sonra $U_{1:n} < U_{2:n} < \dots < U_{r:n}$ eşitsizliği sağlanır. Bu tür veriler için düzenlenmiş Kolmogorov-Smirnov ve Cramer-von Mises türü istatistikleri Çizelge 2.7.'de verilmektedir (Stephens, 1986).

Çizelge 2.7. Durdurulmuş örneklem için bazı EDF test istatistikleri

İstatistikler	II.tür durdurma
Kolmogorov-Smirnov	$D_{r,n} = \max_{1 \leq i \leq r} \left\{ \frac{i}{n} - U_{i:n}, U_{i:n} - \frac{i-1}{n} \right\}$
Cramer-von Mises	$W_{r,n}^2 = \sum_{i=1}^r \left(U_{i:n} - \frac{2i-1}{2n} \right)^2 + \frac{r}{12n^2} + \frac{n}{3} \left(U_{i:r} - \frac{r}{n} \right)^3$
Watson	$U_{r,n}^2 = W_{r,n}^2 - n U_{i:r} \left[\frac{r}{n} - \frac{U_{i:r}}{2} - \frac{r\bar{U}}{n U_{i:r}} \right]^2, \quad \bar{U} = \sum_{i=1}^r \frac{U_{i:n}}{r}$
Anderson-Darling	$A_{r,n}^2 = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^r (2i-1) [\ln U_{i:n} - \ln \{1 - U_{i:n}\}] - 2 \sum_{i=1}^r \ln \{1 - U_{i:n}\} - \frac{1}{n} [(r-n)^2 \ln \{1 - U_{i:r}\} - r^2 \ln U_{i:r} + n^2 U_{i:r}]$

Çizelge 2.7.'de verilen Kolmogorov-Smirnov test istatistiği I.tür sağdan durdurma durumunda,

$$D_{t,n} = \max_{1 \leq i \leq r} \left\{ \frac{i}{n} - U_{i:n}, U_{i:n} - \frac{i-1}{n}, t - \frac{r}{n} \right\}$$

biçimine dönüşür. Cramer-von Mises türü istatistiklerin ise I.tür sağdan durdurmaya ilişkin ifadeleri, Çizelge 2.7.'deki formüllerde r yerine (r+1) yazılarak ve gözlemlere $U_{r+1:n} = t$ eşitliğini sağlayan yeni gözlem ilave edilerek elde edilir.

Veriler soldan durdurulmuş ise; $U_{i:n}^* = 1 - U_{n+1-i:n}$, $i = 1, 2, \dots, r$ dönüşümü ile sağdan durdurulmuş hale getirilir ve sağdan durdurma için uygun olan formüller kullanılır. Ayrıca formüllerde, I.tür sağdan durdurmada ifade edilen t yerine I.tür soldan durdurmada $t^* = 1 - t$ kullanılır. Durdurma türüne bağlı olmaksızın bu istatistiklerin kendilerine özgü asimptotik dağılımlarının aynı oldukları gösterilmiştir (Stephens, 1986). İlgili dağılımlar kullanılarak testler için kritik değer tabloları elde edilmiştir. Sonlu örneklerde bazı testler için asimptotik dağılımların kullanılabilmesi amacıyla formüller verilmiş, bazı testler için ise kritik değerler simülasyonlarla belirlenmiştir.

En küçük ilk s adet gözlemin ve en büyük ilk r adet gözlemin durdurulduğu durumlarda da EDF istatistikleri hem I.tür durdurma hem de II.tür durdurma için hesaplanabilmektedir. Örneğin çift taraflı II.tür durdurma için Cramer-von Mises istatistiği,

$$W_{sr,n}^2 = W_{r,n}^2 - W_{s,n}^2$$

biçiminde ifade edilebilmektedir. Benzer formüller I.tür durdurma durumunda hem W^2 hem de U^2 ve A^2 için de geçerlidir.

Parametreler bilinmese bile normal ve üstel dağılım için I. ve II.tür durdurulmuş veriler kullanılarak uyum iyiliği testleri yapılabilmektedir. Bu amaçla uygun bir yöntemle parametreler tahmin edilir. Daha sonra tahminler kullanılarak elde edilen kuramsal olasılık dağılımına ilişkin birikimli dağılım fonksiyonu yardımıyla verilere $\hat{U}_{i:n} = \hat{F}(X_{i:n})$ olasılık integral dönüşümü yapılır. Son olarak dönüşümü yapılmış verilere Çizelge 2.7.'deki testler uygulanabilir (Stephens, 1986).

2.4.Sıralı İstatistikler Arasındaki Aralıklara Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri

Sıralı istatistikler arasındaki aralıkları kullanan yöntemler özellikle üstelliğin ve tekdüzeliğin testi için önerilmiş olan uyum iyiliği yöntemleridir. Olasılık integral dönüşümü aracılığıyla sürekli bir dağılımdan gelen veriler tekdüze dağılımlı verilere dönüştürülebileceğinden, bu yöntemler herhangi bir dağılıma uyumun testinde de kullanılabilir. Bu yöntemlerin temelinde Greenwood (1946) tarafından önerilen Eş.2.12'deki istatistik vardır.

$$G(n) = \sum_{i=1}^{n+1} D_i^2, \quad D_i = U_{i:n} - U_{(i-1):n}, \quad i = 1, 2, \dots, n+1 \quad (2.12)$$

Burada, $U_{i:n}$ Tekdüze(0,1) dağılımından sıralı istatistikleri gösterir. Ayrıca D_i i.aralığı göstermek üzere, $D_1 = U_{1:n}$ ve $D_{n+1} = 1 - U_{n:n}$ biçiminde tanımlıdır. $G(n)$ istatistiğinin büyük değerleri D_i aralıklarının oldukça düzensiz olduğunu belirtirken,

küçük değerleri superuniform olarak adlandırılan çok düzenli aralıkları belirtir (Stephens, 1986).

$G(n)$ istatistiğinin başka bir uyarlaması da Quesenberry ve Miller (1977) tarafından önerilmiştir.

$$Q = \sum_{i=1}^{n+1} D_i^2 + \sum_{i=1}^n D_i D_{i+1}$$

Q istatistiği D_i aralıklarının büyüklüğü yanında aralıkların izlediği yapıyı da dikkate alacak şekilde tasarlanmıştır. Bu istatistiğin büyük değerleri için H_0 hipotezi reddedilir (Marhuenda vd.,2005).

Greenwood istatistiği sağdan durdurulmuş veriler $U_{1:n}, U_{2:n}, \dots, U_{r:n}$ durumuna da uyarlanmıştır.

$$H_r(n) = \sum_{i=1}^r D_i^2, \quad D_i = U_{i:n} - U_{(i-1):n}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

$H_r(n)$ istatistiğinin başka bir versiyonu da vardır.

$$G_r(n) = H_r(n) + \frac{(1 - U_{r:n})^2}{n - r + 1}$$

Örnekleme tam olduğunda ($n=r$) $G_r(n)$ istatistiği $G(n)$ istatistiğine dönüşür.

2.4.1. Aralıkları kullanan EDF testleri

Bir örneklemin, bilinmeyen α ve β konum-ölçek parametrelili $F(x; \alpha, \beta)$ dağılımından gelip gelmediğinin testi için ilgili örnekleme aralıkları kullanılabilir. Bu amaçla örnekleme aralıkları standartlaştırılarak örneğin EDF testleri uygulanabilir. Bu testler durdurulmuş örnekleme durumunda da yapılabilir. Her iki taraftan durdurulmuş

bir örnekleme ait gözlemlerin $X_{k:n}, X_{k+1:n}, \dots, X_{k+t+1:n}$ olduğu varsayalım. Bu gözlemler konum-ölçek parametrelili dağılımdan gelmelerinden dolayı,

$$X_{i:n} = \alpha + \beta W_{i:n}, \quad i = k, k+1, \dots, k+t+1$$

eşitliği yazılabilmektedir. Burada $W_{i:n}, F(x; 0,1)$ dağılımından gelen bir rasgele örnekleme ilişkin sıralı istatistikleri göstermektedir. Bu durumda örnekleme ilişkin aralıklar tanımlanır.

$$E_i = X_{k+i:n} - X_{k+i-1:n}, \quad i = 1, 2, \dots, t+1$$

Bu aralıklar $m_i = E(W_{i:n})$ beklenen değerleri kullanılarak standartlaştırılır.

$$y_i = \frac{E_i}{m_{k+i:n} - m_{k+i-1:n}}, \quad i = 1, 2, \dots, t+1$$

Standartlaştırılmış artıklara J dönüşümü yapılır.

$$z_{i:n} = \frac{\sum_{j=1}^n y_j}{\sum_{j=1}^{t+1} y_j}, \quad i = 1, 2, \dots, t$$

$X_{i:n}$ 'ler Üstel(α, β) dağılımından geliyorsa, standartlaştırılmış aralık y_i 'ler bağımsız Üstel($0, \beta$) dağılımına sahip olacaklardır. Dolayısıyla $z_{i:n}$ 'ler Tekdüze($0, 1$) dağılımından sıralı istatistikler olacaklardır. Ancak $X_{i:n}$ 'ler $F(x; \alpha, \beta)$ gibi konum-ölçek parametrelili bir dağılımdan geliyorsa; belirli koşullar altında ve büyük örneklem durumunda uygun bir şekilde ayrılmış standartlaştırılmış aralık y_i 'ler bağımsız Üstel($0, \beta$) dağılımına sahip olacaklardır. Bu koşullarda J dönüşümüyle elde edilen $z_{i:n}$ 'ler Tekdüze($0, 1$) dağılımından sıralı istatistikler olmayacaklardır. Uyum iyiliği için kullanılan EDF testleri, örneğin Anderson-Darling testi, $z_{i:n}$ 'lere uygulanabilir. Bu amaçla teste ilişkin uygun kritik değerlerin önceden belirlenmesi gerekir.

2.4.2. Aralıkları kullanan korelasyon testleri

Brain ve Shapiro (1983), biri monoton hazard fonksiyonlarına sahip alternatif dağılımlara karşı üstelliğin test edilmesinde kullanılacak z , diğeri de monoton olmayan hazard fonksiyonlarına sahip alternatif dağılımlara karşı üstelliğin test edilmesine uygun olan Z^* olmak üzere iki yeni test önermişlerdir. Bu testler hem durdurulmuş hem de tam örneklem durumunda kullanılabilir. Örneğin monoton hazard fonksiyonlarına sahip alternatif dağılımlara karşı üstelliğin test edilmesinde,

$$z = \frac{\sum_{i=1}^{m-1} \left(i - \frac{m}{2}\right) (Y_{s+i+1} - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^{m-1} Y_{s+i+1} \left\{ \sum_{i=1}^{m-1} \frac{\left(i - \frac{m}{2}\right)^2}{m(m-1)} \right\}^{1/2}}$$

istatistiği önerilmiştir. Burada $m = n - r - s$, en küçük s adet ve en büyük r adet gözlemin durdurulduğu örneklemden gözlemleri göstermektedir. Ayrıca m tane gözlemin ardışık farklarını gösteren Y_{s+i+1} , $i = 1, 2, \dots, m - 1$ gözlemlerinin ortalaması

$$\bar{Y} = \sum_{i=1}^{m-1} \frac{Y_{s+i+1}}{m-1}$$

şeklinde ifade edilir.

2.5. Dönüşümlere Dayanan Uyum İyiliği Yöntemleri

Dönüşümlere dayanan uyum iyiliği yöntemlerinde kullanılan en temel dönüşüm olasılık integral dönüşümüdür. X_1, X_2, \dots, X_n rasgele değişkenleri $F = \{F_\theta: \theta \in \mathbb{R}^m\}$ dağılım ailesine ait bir dağılımdan rasgele örneklem olmak üzere, $U_1 = F_\theta(X_1), U_2 = F_\theta(X_2), \dots, U_n = F_\theta(X_n)$ rasgele değişkenleri Tekdüze(0,1)

dağılımından rasgele bir örneklem oluşturur. Daha sonra U_1, U_2, \dots, U_n gözlemlerinden oluşan örneklemin Tekdüze(0,1) dağılımından gelip gelmediğinin testi yapılır. Bu amaçla Greenwood (1946) yöntemi gibi tekdüzelik için önerilmiş testler kullanılabilir.

2.5.1. Tam örneklemlerde dönüşümlere dayanan uyum iyiliği yöntemleri

Olasılık integral dönüşümü dağılımın parametrelerinin bilinmesini gerektirir. Örneklemin belli bir dağılım ailesinden gelip gelmediğinin testinin yapıldığı uyum iyiliği testlerinde, genellikle dağılımın parametreleri bilinmediğinden bilinmeyen parametre ya da parametreler uygun bir yöntemle tahmin edilir. Böyle bir durumda $U_1 \cong F_{\hat{\theta}}(X_1), U_2 \cong F_{\hat{\theta}}(X_2), \dots, U_n \cong F_{\hat{\theta}}(X_n)$ rasgele değişkenleri elde edilir. Böyle bir dönüşüm yarı olasılık integral dönüşümü (quasi probability integral transformation) olarak adlandırılmaktadır. Bu durumda da tekdüzeliğin testi için uygun uyum iyiliği testleri kullanılabilir. Ancak bu testler tahmin edilen parametrelerin gerçek değerlerine ve kullanılan parametre tahmin yöntemine bağlı olacaktır (Goldmann vd.,2015). Bu durumu ortadan kaldırmak amacıyla, Chen ve Balakrishnan (1995) tarafından yarı integral olasılık dönüşümü ile elde edilen örneklemin standart normal dağılımdan gelen bir örnekleme dönüştürülmesi önerilmiştir. Önerilen bu yöntem aşağıdaki adımlardan oluşmaktadır (Goldmann vd.,2015).

- θ parametresi etkin bir şekilde $X_i, i = 1, 2, \dots, n$ kullanılarak tahmin edilir.
- $\Phi(.)$ standart normal dağılıma ilişkin birikimli dağılım fonksiyonunu göstermek üzere; $Y_i = \Phi^{-1}[F_{\hat{\theta}}(X_i)]$, $i = 1, 2, \dots, n$ rasgele değişkenleri elde edilir.
- $Z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{s_y}$, $i = 1, 2, \dots, n$ rasgele değişkenleri hesaplanır.

Bu adımlardan sonra yaygın olarak kullanılan normallik testleri Z_i 'lerin oluşturduğu örnekleme uygulanır.

2.5.2.Sağdan durdurulmuş örneklerde dönüşümlere dayanan yöntemler

Sağdan durdurulmuş örnekler için de tam örneklerle ilişkin yaklaşımı kullanabilmek amacıyla, $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{r:n}$ biçimindeki örneklem ilk olarak olasılık integral dönüşümü yardımıyla $U_{1:n}, U_{2:n}, \dots, U_{r:n}$ biçiminde Tekdüze(0,1) dağılımından gelen sağdan durdurulmuş bir örnekleme dönüştürülür. Daha sonra $U_{1:n}, U_{2:n}, \dots, U_{r:n}$ örnekleme, r büyüklüğünde ve Tekdüze(0,1) dağılımından gelen $U_{1:r}, U_{2:r}, \dots, U_{r:r}$ biçimindeki tam bir örnekleme dönüştürülür (Goldmann vd.,2015). Bu amaçla önerilen çeşitli dönüşümler Çizelge 2.8.'de verilmektedir.

Çizelge 2.8. Sağdan durdurulmuş örnekleri tam örneklerle çeviren bazı dönüşümler

Dönüşümler

$$\text{Michael-Schucany (1979)} \quad U_{i:r} = \frac{U_{i:n}}{U_{r:n}} [B_{r,n-r+1}(U_{r:n})]^{1/r}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

$$\text{O'Reilly-Stephens (1988)} \quad U_{i:r} = 1 - \prod_{j=1}^i \left[\frac{1-U_{j:n}}{1-U_{j-1:n}} \right]^{n-j+1}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

$$\text{Lin vd.(2008)} \quad U_i = \left[\frac{1-U_{i:n}}{1-U_{i-1:n}} \right]^{n-i+1}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

$$\text{Fischer ve Kamps (2011)} \quad U_{i:r} = \prod_{j=i}^r \left[1 - \left(\frac{1-U_{j:n}}{1-U_{j-1:n}} \right)^{n-j+1} \right]^{1/j}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

$$\text{Fischer ve Kamps (2011)} \quad U_{i:r} = 1 - [1 - B_{r,n-r+1}(U_{r:n})]^{1/r} \prod_{j=2}^i \left[1 - \left(\frac{U_{r-j+1:n}}{U_{r-j+2:n}} \right)^{r-j+1} \right]^{\frac{1}{r-j+1}}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

Sağdan durdurulmuş örnekler için dönüşümlere dayanan uyum iyiliği yöntemi aşağıdaki adımlarla gerçekleştirilir (Goldmann vd.,2015).

- Gerçekte $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{r:n}$ rasgele değişkenlerinin geldiği dağılım ailesinin parametreleri (θ) bilinmediğinden, ilk olarak bu parametreler etkin bir şekilde tahmin edilir.
- $U_{1:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{1:n}), U_{2:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{2:n}), \dots, U_{r:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{r:n})$ sıralı istatistikleri bulunur.
- $U_{1:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{1:n}), U_{2:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{2:n}), \dots, U_{r:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{r:n})$ sıralı istatistiklerinin oluşturduğu sağdan durdurulmuş örneklem, Çizelge 2.8.'de belirtilen

dönüşümlerin herhangi birisi kullanılarak $U_{1:r}, U_{2:r}, \dots, U_{r:r}$ şeklinde r büyüklüğündeki tam bir örnekleme dönüştürülür.

- $\Phi(\cdot)$ standart normal dağılıma ilişkin birikimli dağılım fonksiyonunu göstermek üzere; $Y_i = \Phi^{-1}[U_{i:r}]$, $i = 1, 2, \dots, r$ rasgele değişkenleri elde edilir.
- $Z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{s_y}$, $i = 1, 2, \dots, r$ rasgele değişkenleri hesaplanır ve herhangi bir normallik testi Z_i 'lerden oluşan örnekleme uygulanır.

Goldmann vd.(2015) normallik testi olarak Cramer-von Mises ve Anderson-Darling testlerini ve karakteristik fonksiyona dayanan bir normallik testiyle birlikte Çizelge 2.8.'de belirtilen dönüşümleri bir simülasyon çalışmasında kullanmışlardır. İlgili simülasyon çalışması sonucunda testlerin gücünün kullanılan dönüşüm açısından verilerin dağılımına bağlı olduğu, elde edilen güç değerlerinin de genellikle iyi olduğu belirtilmiştir. Ancak dönüşümlere dayanan bu testlerin asıl avantajının ilgili testlerin uygulama kolaylığı olduğu vurgulanmıştır. Uygulama kolaylığından kasıt ise testin kritik değerlerinin; verilerin dağılımından, örneklem büyüklüğünden, durdurma oranından ve parametre tahmininden etkilenmemesidir (Goldmann vd.,2015).

3. MATERYAL VE YÖNTEM

Güvenilirlik çalışmalarında tam ve II.tür sağdan durdurulmuş örneklem için bazı uyum iyiliği testlerinin güçlerini çeşitli koşullarda karşılaştırmak amacıyla, doğrudan orijinal verilere uygulanan bazı EDF testleri ile başka bir dağılıma sahip olacak şekilde dönüştürülmüş verilere uygulanan bazı EDF testleri dikkate alınmaktadır. Bu bölümde ilk olarak orijinal verileri kullanan bazı EDF testleri için daha sonra ise dönüştürülmüş verileri kullanan bazı EDF testleri için simülasyon kurgusu açıklanmaktadır.

3.1. Bir Uyum İyiliği Testi Önerisi

Bu alt bölümde tam ve II. tür sağdan durdurulmuş veriler durumunda kullanılabilir ve Watson testinin değiştirilmesine dayanan bir yöntem önerilmektedir. Bu yeni yöntem adım aşağıda tanımlanmaktadır.

3.1.1. II. tür sağdan durdurulmuş örneklem için öneri

II. tür sağdan durdurulmuş veriler için Watson testi Çizelge 2.7.'de verildiği gibi aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$U_{r,n}^2 = W_{r,n}^2 - nU_{i:r} \left[\frac{r}{n} - \frac{U_{i:r}}{2} - \frac{r\bar{U}}{nU_{i:r}} \right]^2, \quad \bar{U} = \sum_{i=1}^r \frac{U_{i:n}}{r}$$

Burada $W_{r,n}^2$ (Çizelge 2.7.) II. tür sağdan durdurulmuş veriler için Cramer-von Mises testidir. Bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testi ise Watson testine bağlı olarak aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$W_{AKM} = \left| W_{r,n}^2 - nU_{i:r} \left(\frac{r}{n} - \frac{U_{i:r}}{2} - \frac{r\bar{U}}{nU_{i:r}} \right) \right|, \quad \bar{U} = \sum_{i=1}^r \frac{U_{i:n}}{r}$$

Bu önerilen test iyileştirilmiş Watson testi olarak görülebilir.

3.1.2. Tam örneklem durumu için öneri

Tam örneklem durumu için öneri yine II. tür sağdan durdurulmuş örneklem için Watson testi düzenlenerek elde edilmektedir. Başka bir ifadeyle, tam örneklem sağdan II. tür durdurulmuş örneklem gibi kabul edilmekte ve aşağıdaki test istatistiğinin kullanılması önerilmektedir.

$$W_{AKM} = \left| W_{n,n}^2 - nU_{i:n} \left(1 - \frac{U_{i:n}}{2} - \frac{\bar{U}}{U_{i:n}} \right) \right|, \quad \bar{U} = \sum_{i=1}^n \frac{U_{i:n}}{n}$$

Burada $W_{n,n}^2$ ise, II. tür sağdan durdurulmuş örneklem için Cramer-von Mises test istatistiği $W_{r,n}^2$ (Çizelge 2.7.) hesaplanırken r yerine n yazılarak elde edilen istatistiktir.

$$W_{n,n}^2 = \sum_{i=1}^n \left(U_{i:n} - \frac{2i-1}{2n} \right)^2 + \frac{1}{12n} + \frac{n}{3} (U_{i:n} - 1)^3$$

3.2. Orijinal Verileri Kullanan Bazı EDF Testleri İçin Simülasyon Kurgusu

Simülasyon için EDF testlerinden Kolmogorov-Smirnov (KS), Kuiper (K), Cramer-von Mises (CvM), Watson (W) ve Anderson-Darling (AD) testleri, tam ve II.tür sağdan durdurulmuş örneklem için dikkate alınmaktadır. Ayrıca, bu tez çalışmasında Watson testinin değiştirilmiş bir hali olarak önerilen W_{AKM} testi de simülasyonlarda yer almaktadır.

Simülasyon çalışmalarında yokluk hipoteziyle belirtilen dağılımın parametrelerinin bilinmediği kabul edilecektir. EDF testlerinde parametrelerin bilinmediği ancak tahmin edilmek zorunda olduğu durumlarda, kritik değerlerin parametrelerin gerçek değerlerine bağlı olmaması için gözlemlerin dağılımının genellikle konum-ölçek dağılım ailesinden olması gerekir. Bu nedenle güvenilirlik çalışmalarında kullanılan üstel, Weibull, log-normal, log-logistic gibi doğrudan ya da dolaylı olarak konum-ölçek ailesinden gelen dağılımlar dikkate alınmıştır. Bu dağılımlar ve bunlara karşılık gelen alternatif dağılımlar Çizelge 3.1.'de ayrıntılı olarak verilmektedir.

Çizelge 3.1. Simülasyonda dikkate alınan olasılık dağılımları

H_0	Tehlike hızı	H_A	μ	σ^2
Üstel($\theta=1$)	Monoton artan	Weibull (1.5,1.1)	0.9923	0.4535
		Gamma (2,2)	0.9994	0.4976
	Monoton azalan	Weibull(0.8,0.88)	0.9971	1.5776
		Gamma (0.8,0.8)	1.0002	1.2466
	Monoton olmayan	Log-normal(0.0,0.7)	1.0008	0.2242
Weibull(1.5,1.1)	Monoton artan	Gamma (2,2)	0.9994	0.4976
	Monoton azalan	Gamma (0.8,0.8)	1.0002	1.2466
	Monoton olmayan	Log-normal (0.0,0.7)	1.0008	0.2242
	Sabit	Üstel($\theta=1$)	1.0000	1.0000
Log-normal (0.0,0.7)	Monoton artan	Weibull (1.5,1.1)	0.9923	0.4535
		Gamma (2,2)	0.9994	0.4976
	Monoton azalan	Weibull (0.8,0.88)	0.9971	1.5776
		Gamma (0.8,0.8)	1.0002	1.2466
	Monoton olmayan	Log-logistic (4.5,0.9)	0.9774	0.1944
Sabit	Üstel ($\theta=1$)	1.0000	1.0000	
Log-logistic (4.5,0.9)	Monoton artan	Weibull (1.5,1.1)	0.9923	0.4535
		Gamma (2,2)	0.9994	0.4976
	Monoton azalan	Weibull (0.8,0.88)	0.9971	1.5776
		Gamma (0.8,0.8)	1.0002	1.2466
	Monoton olmayan	Log-normal (0.0,0.7)	1.0008	0.2242
Sabit	Üstel ($\theta=1$)	1.0000	1.0000	

Ayrıca her dağılım için örneklem büyüklüğü olarak $n = 10, 20, 30, 40, 50, 100$; II.tür durdurma için durdurma oran $p = 0.20, 0.40, 0.60, 0.80, 1.00$; anlamlılık düzeyi $\alpha = 0.10, 0.05, 0.025, 0.01, 0.005$; güç performansı için tekrar sayısı

25 000 ve kritik deęerler için tekrar sayısı 100 000 olarak dikkate alınmıştır. Deneysel güç deęerleri sadece $\alpha = 0.05$ düzeyinde elde edilmiştir.

Ek A.'daki çizelgelerde üstel dağılım için; Ek B.'deki çizelgelerde Weibull dağılımı için; Ek C.'deki çizelgelerde log-normal dağılımı için ve Ek D'deki çizelgelerde log-logistic dağılım için KS, K, CvM, W, AD ve yeni önerilen W_{AKM} testine ilişkin kritik deęerler verilmektedir.

3.3. Dönüştürülmüş Verileri Kullanan Bazı EDF Testleri İçin Öneri

Bu alt bölümde verileri dönüştürdükten sonra EDF testlerini uygulamayı öngören yaklaşımlar için bu tez çalışması kapsamında getirilen öneriler ifade edilmektedir.

3.3.1. Tam örneklem durumu ve öneri

Chen ve Balakrishnan (1995) herhangi bir dağılımdan gelen örnekleme standart normal dağılımdan gelen bir örnekleme dönüştürme yöntemi önermişlerdir. Bu dönüşüm alt bölüm 2.5.1.'de belirtildiği gibi aşağıdaki adımlardan oluşmaktadır.

1. θ parametresi etkin bir şekilde X_i , $i = 1, 2, \dots, n$ kullanılarak tahmin edilir.
2. $\Phi(\cdot)$ standart normal dağılıma ilişkin birikimli dağılım fonksiyonunu göstermek üzere; $Y_i = \Phi^{-1}[F_{\hat{\theta}}(X_i)]$, $i = 1, 2, \dots, n$ rasgele deęişkenleri elde edilir.
3. $Z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{s_y}$, $i = 1, 2, \dots, n$ rasgele deęişkenleri hesaplanır.

Bu tez çalışmasında Chen ve Balakrishnan (1995) tarafından önerilen dönüştürme yönteminin ikinci adımında Y_i gözlemleri yerine $Y_i^* = \Phi^{-1}\{MS(F_{\hat{\theta}}(X_i))\}$, $i = 1, 2, \dots, n$ biçiminde tanımlanan gözlemlerin kullanımını önerilmekte ve simülasyonlarda bu yaklaşım uygulanmaktadır. Başka bir ifadeyle tam örneklem sanki II.tür durdurulmuş örneklem gibi kabul edilip Michael-Schucany (1979) tam örnekleme dönüştürme yöntemi $F_{\hat{\theta}}(X_i)$ 'lere uygulanmaktadır.

3.3.2. II. tür sağdan durdurulmuş örneklem durumu ve öneri

II.tür sağdan durdurulmuş örneklemelerde ise alt bölüm 2.5.2.'de tanımlanan bazı tam örnekleme dönüştürme yöntemleri ile örneklem tam örneklere çevrilmiştir.

Bu yöntemler aşağıda listelenmiştir.

- Michael-Schucany (1979) $U_{i:r} = \frac{U_{i:n}}{U_{r:n}} [B_{r,n-r+1}(U_{r:n})]^{1/r}, i = 1, 2, \dots, r$
- O'Reilly-Stephens (1988) $U_{i:r} = 1 - \prod_{j=1}^i \left[\frac{1-U_{j:n}}{1-U_{j-1:n}} \right]^{\frac{n-j+1}{r-j+1}}, i = 1, 2, \dots, r$
- Lin vd.(2008) $U_i = \left[\frac{1-U_{i:n}}{1-U_{i-1:n}} \right]^{n-i+1}, i = 1, 2, \dots, r$

Tam örnekleme dönüştürülmüş örneklem Goldman vd.(2015) tarafından önerilen yöntemle standart normal dağılımdan gelen örnekleme dönüştürülmüştür. Önerilen bu yöntem alt bölüm 2.5.2.'de belirtildiği gibi aşağıdaki adımlardan oluşmaktadır.

1. Gerçekte $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{r:n}$ rasgele değişkenlerinin geldiği dağılım ailesinin parametreleri (θ) bilinmediğinden, ilk olarak bu parametreler etkin bir şekilde tahmin edilir.
2. $U_{1:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{1:n}), U_{2:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{2:n}), \dots, U_{r:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{r:n})$ sıralı istatistikleri bulunur.
3. $U_{1:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{1:n}), U_{2:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{2:n}), \dots, U_{r:n} \cong F_{\hat{\theta}}(X_{r:n})$ sıralı istatistiklerinin oluşturduğu sağdan durdurulmuş örneklem, Çizelge 2.8.'de belirtilen dönüşümlerin herhangi birisi kullanılarak $U_{1:r}, U_{2:r}, \dots, U_{r:r}$ şeklinde r büyüklüğündeki tam bir örnekleme dönüştürülür.
4. $\Phi(.)$ standart normal dağılıma ilişkin birikimli dağılım fonksiyonunu göstermek üzere; $Y_i = \Phi^{-1}[U_{i:r}], i = 1, 2, \dots, r$ rasgele değişkenleri elde edilir.
5. $Z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{s_y}, i = 1, 2, \dots, r$ rasgele değişkenleri hesaplanır ve herhangi bir normallik testi Z_i 'lerden oluşan örnekleme uygulanır.

Bu tez çalışması kapsamındaki simülasyon çalışmalarında 3.adımdaki tam örnekleme dönüştürme işleminde yöntemlerden herhangi birini kullanmak yerine Michael-Schucany (1979), O'Reilly-Stephens (1988) ve Lin vd.(2008) yöntemleri ayrı ayrı kullanılmaktadır. Daha sonra her biri için 4.adımdaki gibi ayrı ayrı normal dönüşüm yapıp, 5.adımdaki gibi standartlaştırılma işlemi gerçekleştirilir.

$$Z_{1i} = \frac{Y_{1i} - \bar{Y}_1}{S_{y1}}, \quad i = 1, 2, \dots, r; \quad Z_{2i} = \frac{Y_{2i} - \bar{Y}_2}{S_{y2}}, \quad i = 1, 2, \dots, r; \quad Z_{3i} = \frac{Y_{3i} - \bar{Y}_3}{S_{y3}}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

Sonrasında ise bu üç örneklemin karşılıklı elemanlarının ortalaması alınarak tek bir örneklem elde edilmekte ve standartlaştırılmaktadır.

$$\bar{Z}_i = \frac{Z_{1i} + Z_{2i} + Z_{3i}}{3}, \quad i = 1, 2, \dots, r; \quad \bar{Z}_i^* = \frac{\bar{Z}_i - \bar{\bar{Z}}}{S_{\bar{Z}}}, \quad i = 1, 2, \dots, r$$

Simülasyonlarda bu yöntemle elde edilen örneklere ilgili testler uygulanarak normallik durumundaki güç performansları hesaplanmaktadır.

Ayrıca, bu tez çalışması kapsamında hem tam örneklemlerde hem de II.tür sağdan durdurulmuş örneklemlerde standart normal dağılıma dönüşüm işlemi yerine, verilerin geldiği varsayılan konum-ölçek ailesine ilişkin standart dağılıma sahip olacak şekilde verilerin dönüştürülmesi önerilmektedir. Bu yöntemle de ilgili testlerin kritik değerleri parametrelerin gerçek değerlerine bağlı olmamaktadır.

3.4. Dönüştürülmüş Verileri Kullanan Bazı EDF Testleri İçin Simülasyon Kurgusu

Bu alt bölümde, başka bir dağılıma sahip olacak şekilde dönüştürülmüş verilere uygulanan bazı EDF testleri için yapılacak simülasyon çalışmaları tanımlanmaktadır. İlgili simülasyonlarda dikkate alınan testler Cramer-von Mises (CvM), Anderson-Darling (AD) ve bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testleridir.

Ayrıca, yokluk hipoteziyle belirtilen dağılımın parametrelerinin bilinmediği kabul edilecektir. Başka bir ifadeyle parametreler örneklemlerden örneğin en çok olabilirlik

yöntemiyle tahmin edilmektedir. Dikkate alınan dağılımlar ve bunlara karşılık gelen alternatif dağılımlar Çizelge 3.1.'de ayrıntılı olarak verilmektedir.

Ek E.'deki çizelgelerde üstel dağılım için; Ek F.'deki çizelgelerde Weibull dağılımı için; Ek G.'deki çizelgelerde log-normal dağılımı için ve Ek H'deki çizelgelerde log-logistic dağılım için 100 000 tekrarlı simülasyonlarda elde edilen kritik değerler verilmektedir. Bu çizelgelerde CvM , AD ve W_{AKM} testlerinin normal ve orijinal dağılıma dönüştürülmüş verilere uygulanan versiyonları dikkate alınmaktadır.



4. ORJİNAL VERİLERİ KULLANAN BAZI EDF TESTLERİNE İLİŞKİN SİMÜLASYON SONUÇLARI

Bu bölümde 25 000 tekrarlı simülasyonlar sonucunda bazı EDF test istatistikleri için elde edilen güç performansları verilmektedir. Dikkate alınan testlerin deneysel güç performansları monoton artan, monoton azalan ve monoton olmayan tehlike fonksiyonları olmak üzere H_0 hipotezinde belirtilen her dağılım için üç ayrı durumda elde edilmiştir.

4.1.Üstel Dağılıma Uyumun Testi

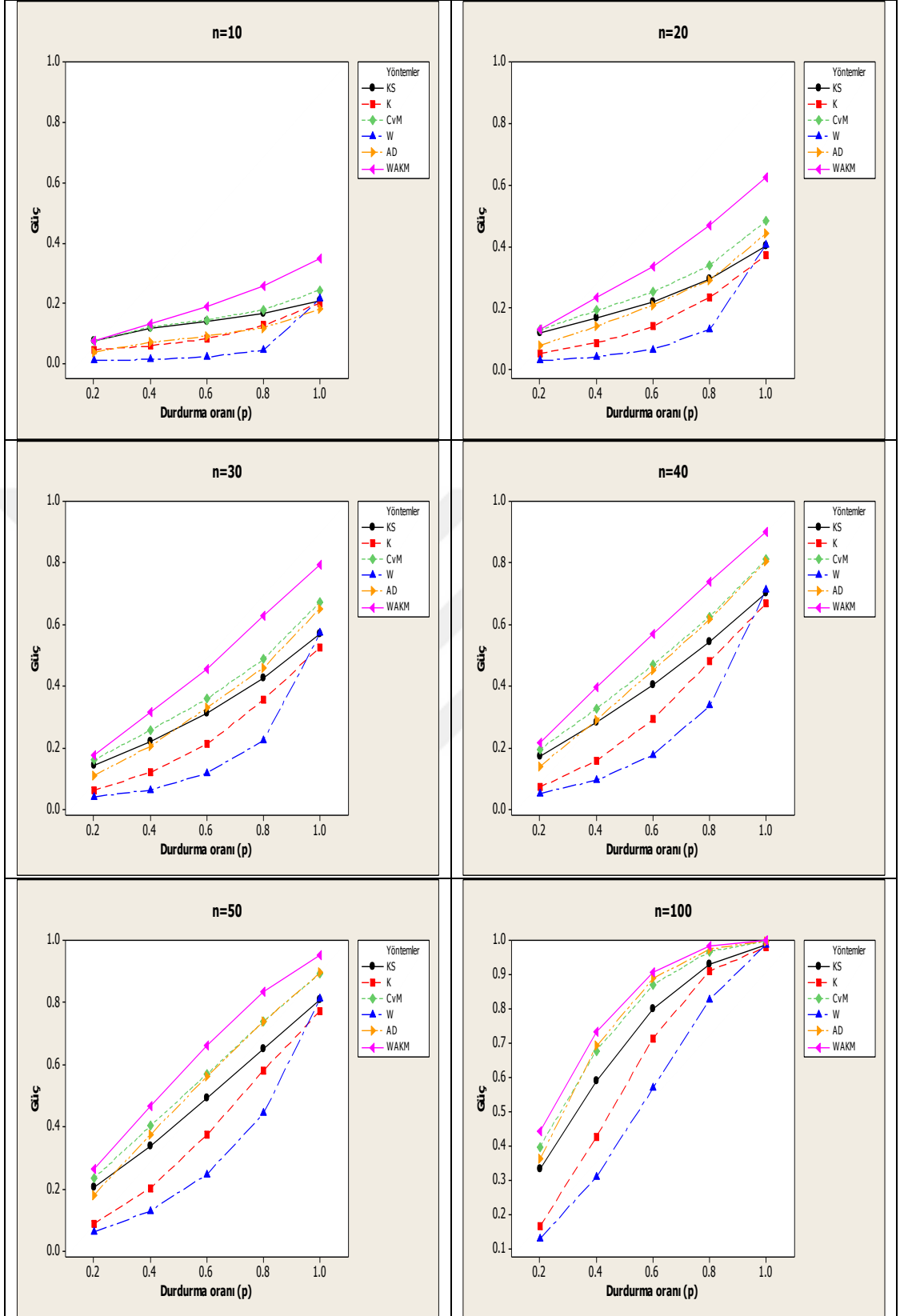
Bu alt bölümde Üstel($\theta=1$) dağılımı dikkate alınmıştır. Üstel dağılım ölçek parametrelili bir dağılım ailesi oluşturduğundan, θ parametresinin seçilen değeri uyum iyiliği testlerinin kritik değerlerini etkilememektedir. Dolayısıyla parametrenin gerçek değeri güç performanslarını etkilememektedir.

4.1.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 4.1. ve Şekil 4.1.'de Üstel($\theta=1$) dağılımın artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(1.5,1.1) dağılımına karşı testinde, dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği testlerinin 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir. Çizelge 4.1. ve Şekil 4.1. incelendiğinde; seçilen örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarının genelinde en iyi performansa sahip yöntem W_{AKM} iken, gücü en düşük testin W testi olduğu gözlemlenmiştir. CvM ve AD testlerinin W_{AKM} testinin performansından sonra iyi performanslara sahip oldukları dikkat çekmektedir.

Çizelge 4.1. Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.20	0.0749	0.0468	0.0747	0.0100	0.0389	0.0748
	p=0.40	0.1165	0.0586	0.1220	0.0143	0.0700	0.1316
	p=0.60	0.1413	0.0822	0.1454	0.0221	0.0917	0.1894
	p=0.80	0.1669	0.1268	0.1789	0.0448	0.1185	0.2558
	p=1.00	0.2081	0.2022	0.2437	0.2158	0.1816	0.3470
n=20	p=0.20	0.1180	0.0534	0.1288	0.0288	0.0786	0.1312
	p=0.40	0.1684	0.0862	0.1918	0.0410	0.1398	0.2327
	p=0.60	0.2207	0.1403	0.2518	0.0648	0.2092	0.3354
	p=0.80	0.2949	0.2339	0.3385	0.1295	0.2913	0.4672
	p=1.00	0.3999	0.3714	0.4839	0.4058	0.4432	0.6261
n=30	p=0.20	0.1436	0.0611	0.1602	0.0397	0.1107	0.1749
	p=0.40	0.2201	0.1197	0.2567	0.0634	0.2054	0.3140
	p=0.60	0.3114	0.2114	0.3584	0.1178	0.3293	0.4538
	p=0.80	0.4257	0.3560	0.4881	0.2237	0.4606	0.6269
	p=1.00	0.5681	0.5268	0.6740	0.5723	0.6520	0.7953
n=40	p=0.20	0.1730	0.0724	0.1947	0.0514	0.1408	0.2173
	p=0.40	0.2836	0.1582	0.3269	0.0940	0.2898	0.3954
	p=0.60	0.4029	0.2921	0.4687	0.1776	0.4520	0.5682
	p=0.80	0.5430	0.4797	0.6258	0.3364	0.6160	0.7389
	p=1.00	0.7029	0.6699	0.8111	0.7118	0.8054	0.9008
n=50	p=0.20	0.2046	0.0887	0.2336	0.0609	0.1810	0.2632
	p=0.40	0.3386	0.2026	0.4029	0.1298	0.3750	0.4678
	p=0.60	0.4928	0.3747	0.5695	0.2472	0.5617	0.6616
	p=0.80	0.6490	0.5819	0.7398	0.4439	0.7392	0.8330
	p=1.00	0.8088	0.7724	0.8941	0.8124	0.8954	0.9516
n=100	p=0.20	0.3344	0.1649	0.3970	0.1284	0.3618	0.4425
	p=0.40	0.5912	0.4272	0.6776	0.3103	0.6917	0.7342
	p=0.60	0.7999	0.7148	0.8702	0.5695	0.8890	0.9077
	p=0.80	0.9286	0.9102	0.9677	0.8273	0.9744	0.9836
	p=1.00	0.9870	0.9811	0.9974	0.9878	0.9981	0.9995

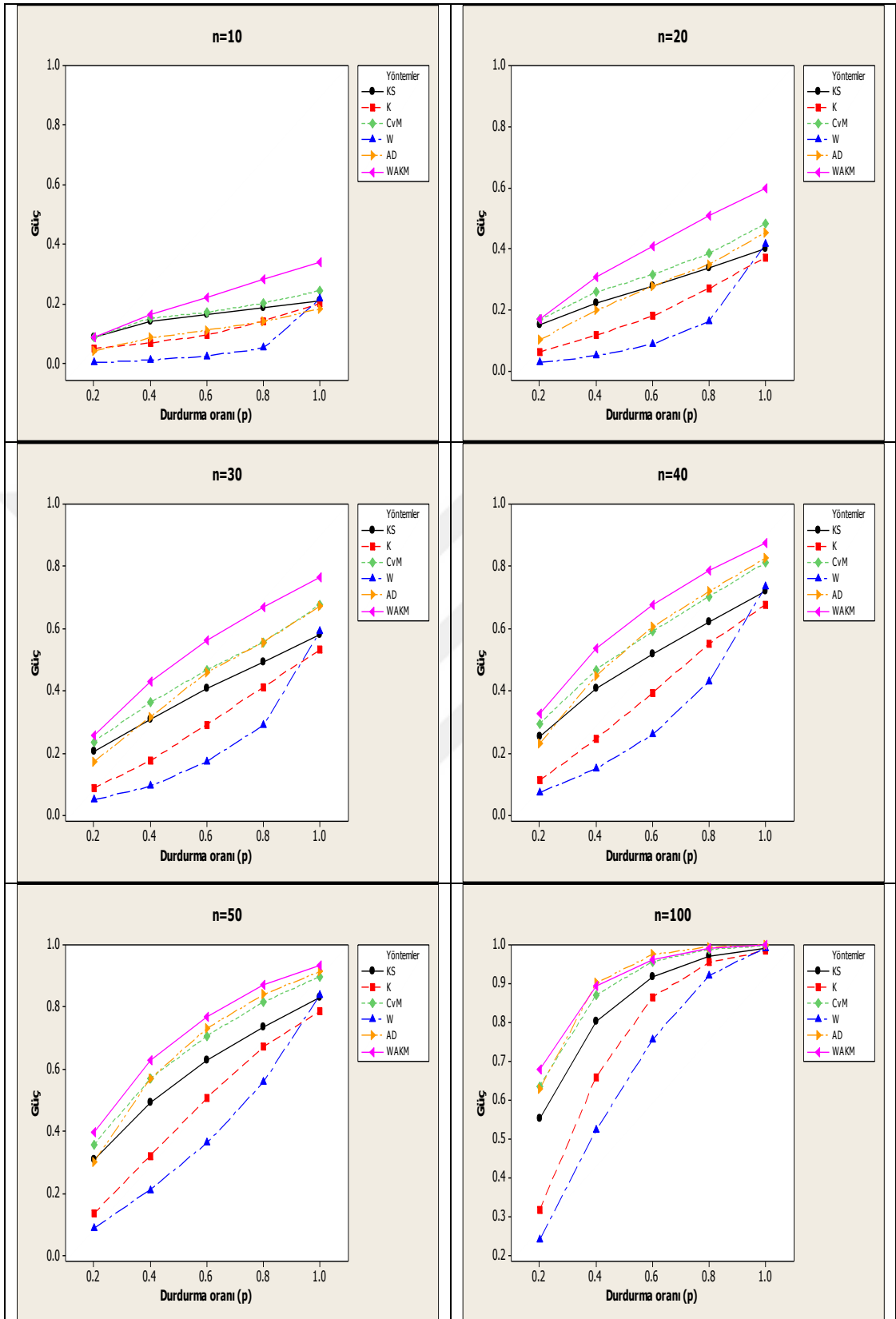


Şekil 4.1. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 4.2. ve Şekil 4.2.'de Üstel($\theta=1$) dağılımın Gamma(2,2) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir. Dikkate alınan örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarının genelinde yine en iyi performansa sahip yöntemin W_{AKM} , en düşük performansa sahip yöntemin W olduğu görülmektedir.

Çizelge 4.2. Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.20	0.0875	0.0516	0.0871	0.0032	0.0413	0.0872
	p=0.40	0.1405	0.0701	0.1526	0.0119	0.0866	0.1639
	p=0.60	0.1639	0.0948	0.1720	0.0249	0.1120	0.2218
	p=0.80	0.1877	0.1423	0.2026	0.0522	0.1406	0.2834
	p=1.00	0.2110	0.2018	0.2450	0.2192	0.1838	0.3414
n=20	p=0.20	0.1519	0.0624	0.1688	0.0278	0.1021	0.1720
	p=0.40	0.2233	0.1173	0.2584	0.0498	0.1984	0.3098
	p=0.60	0.2792	0.1800	0.3168	0.0876	0.2791	0.4101
	p=0.80	0.3384	0.2707	0.3852	0.1637	0.3505	0.5073
	p=1.00	0.4025	0.3729	0.4829	0.4170	0.4536	0.5981
n=30	p=0.20	0.2061	0.0875	0.2363	0.0494	0.1717	0.2585
	p=0.40	0.3091	0.1752	0.3624	0.0935	0.3162	0.4300
	p=0.60	0.4062	0.2918	0.4680	0.1737	0.4594	0.5628
	p=0.80	0.4924	0.4130	0.5562	0.2896	0.5567	0.6693
	p=1.00	0.5793	0.5326	0.6765	0.5906	0.6713	0.7646
n=40	p=0.20	0.2546	0.1122	0.2952	0.0726	0.2324	0.3257
	p=0.40	0.4064	0.2461	0.4677	0.1500	0.4494	0.5383
	p=0.60	0.5196	0.3937	0.5922	0.2593	0.6061	0.6768
	p=0.80	0.6206	0.5527	0.7033	0.4309	0.7199	0.7863
	p=1.00	0.7220	0.6774	0.8129	0.7365	0.8270	0.8742
n=50	p=0.20	0.3085	0.1356	0.3584	0.0898	0.3020	0.3986
	p=0.40	0.4933	0.3218	0.5698	0.2111	0.5705	0.6288
	p=0.60	0.6293	0.5070	0.7075	0.3631	0.7315	0.7700
	p=0.80	0.7371	0.6714	0.8163	0.5578	0.8406	0.8719
	p=1.00	0.8301	0.7878	0.8986	0.8400	0.9151	0.9346
n=100	p=0.20	0.5532	0.3176	0.6358	0.2419	0.6290	0.6781
	p=0.40	0.8025	0.6600	0.8711	0.5222	0.9017	0.8942
	p=0.60	0.9182	0.8655	0.9573	0.7569	0.9752	0.9631
	p=0.80	0.9694	0.9547	0.9884	0.9209	0.9949	0.9908
	p=1.00	0.9924	0.9850	0.9981	0.9925	0.9992	0.9988



Şekil 4.2. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

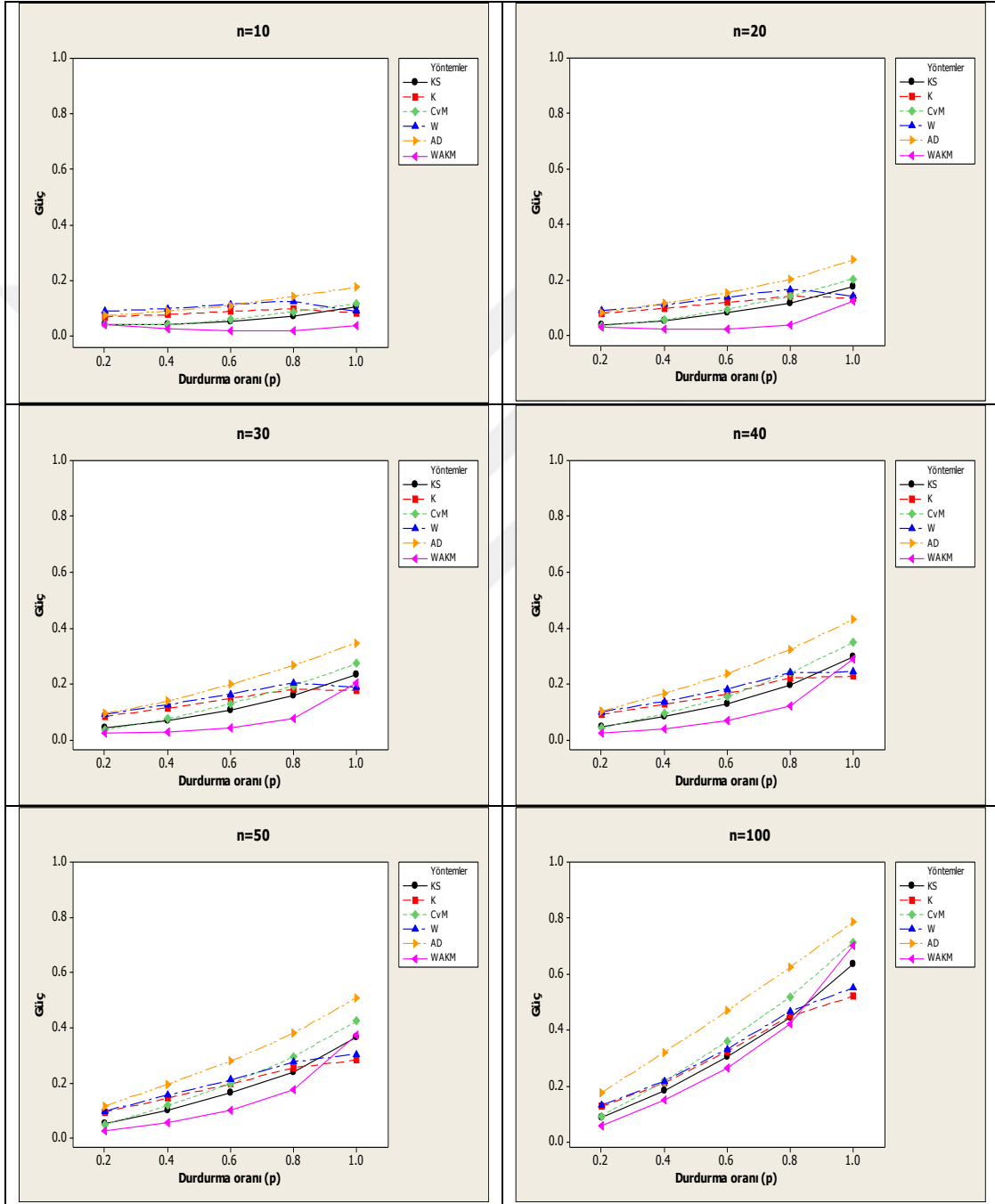
4.1.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Üstel($\theta=1$) dağılımın azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(0.8,0.88) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları Çizelge 4.3. ve Şekil 4.3.'te verilmektedir.

Çizelge 4.3. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.20	0.0407	0.0693	0.0405	0.0898	0.0737	0.0406
	p=0.40	0.0396	0.0772	0.0400	0.0990	0.0902	0.0280
	p=0.60	0.0512	0.0896	0.0587	0.1140	0.1101	0.0193
	p=0.80	0.0725	0.0972	0.0882	0.1254	0.1435	0.0175
	p=1.00	0.1047	0.0842	0.1162	0.0885	0.1758	0.0376
n=20	p=0.20	0.0366	0.0778	0.0327	0.0878	0.0811	0.0294
	p=0.40	0.0508	0.0960	0.0558	0.1100	0.1155	0.0206
	p=0.60	0.0799	0.1187	0.0931	0.1380	0.1538	0.0234
	p=0.80	0.1163	0.1410	0.1408	0.1660	0.2012	0.0386
	p=1.00	0.1741	0.1338	0.2027	0.1421	0.2724	0.1242
n=30	p=0.20	0.0412	0.0839	0.0359	0.0921	0.0934	0.0229
	p=0.40	0.0699	0.1135	0.0747	0.1258	0.1382	0.0286
	p=0.60	0.1060	0.1473	0.1286	0.1641	0.1981	0.0431
	p=0.80	0.1592	0.1821	0.1940	0.2040	0.2669	0.0775
	p=1.00	0.2335	0.1759	0.2729	0.1883	0.3465	0.2050
n=40	p=0.20	0.0454	0.0919	0.0437	0.1002	0.1021	0.0235
	p=0.40	0.0861	0.1281	0.0940	0.1381	0.1663	0.0399
	p=0.60	0.1290	0.1656	0.1553	0.1829	0.2368	0.0685
	p=0.80	0.1968	0.2215	0.2402	0.2407	0.3239	0.1212
	p=1.00	0.2957	0.2289	0.3501	0.2442	0.4318	0.2893
n=50	p=0.20	0.0504	0.0934	0.0473	0.0967	0.1158	0.0244
	p=0.40	0.1014	0.1439	0.1171	0.1550	0.1940	0.0553
	p=0.60	0.1624	0.1964	0.1960	0.2106	0.2782	0.1006
	p=0.80	0.2382	0.2540	0.2942	0.2759	0.3793	0.1740
	p=1.00	0.3649	0.2827	0.4242	0.3031	0.5085	0.3744
n=100	p=0.20	0.0882	0.1269	0.0928	0.1309	0.1772	0.0585
	p=0.40	0.1852	0.2111	0.2163	0.2183	0.3198	0.1496
	p=0.60	0.3036	0.3244	0.3609	0.3323	0.4692	0.2647
	p=0.80	0.4451	0.4503	0.5192	0.4684	0.6250	0.4219
	p=1.00	0.6348	0.5205	0.7144	0.5515	0.7872	0.7025

Dikkate alınan tüm örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında, tüm testlerin güç performanslarının artan tehlike hızına sahip alternatiflerin aksine çok düşük olduğu dikkat çekmektedir. Ayrıca genel olarak AD testinin diğer testlerden biraz daha iyi performansa sahip olduğu gözlemlenmektedir.

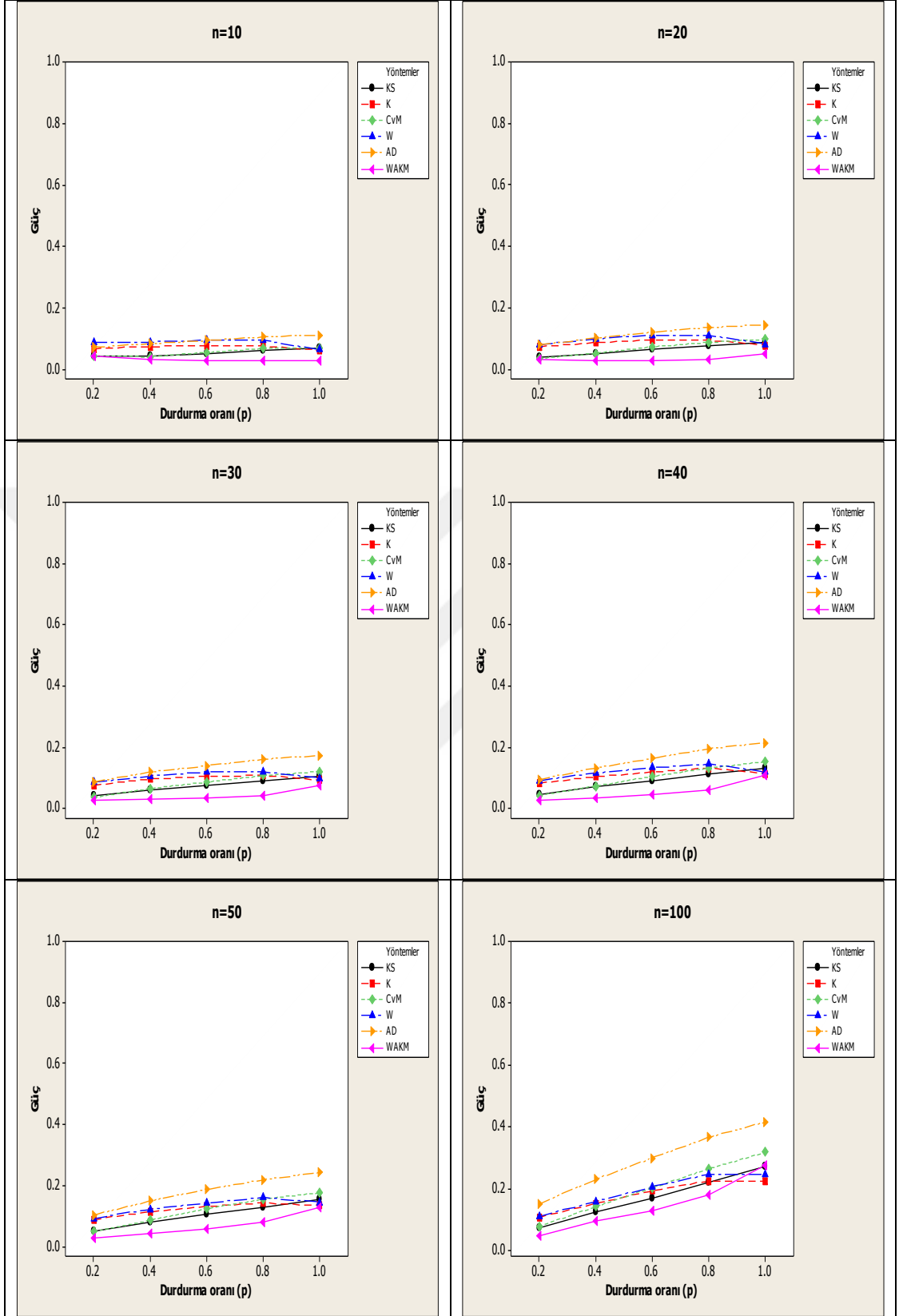


Şekil 4.3. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 4.4. ve Şekil 4.4.'te Üstel($\theta=1$) dağılımın azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Gamma(0.8,0.8) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir. Yine dikkate alınan tüm örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında, testlerin tamamına ilişkin güç performanslarının oldukça düşük ve AD testinin diğerlerinden biraz daha iyi olduğu görülmüştür.

Çizelge 4.4. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.20	0.0430	0.0682	0.0428	0.0870	0.0722	0.0428
	p=0.40	0.0430	0.0754	0.0422	0.0902	0.0845	0.0335
	p=0.60	0.0501	0.0777	0.0562	0.0958	0.0947	0.0290
	p=0.80	0.0610	0.0767	0.0689	0.0956	0.1063	0.0281
	p=1.00	0.0688	0.0634	0.0716	0.0647	0.1129	0.0307
n=20	p=0.20	0.0379	0.0722	0.0339	0.0806	0.0789	0.0306
	p=0.40	0.0494	0.0854	0.0510	0.0976	0.1003	0.0258
	p=0.60	0.0633	0.0944	0.0717	0.1105	0.1200	0.0258
	p=0.80	0.0760	0.0940	0.0864	0.1105	0.1348	0.0296
	p=1.00	0.0865	0.0770	0.0968	0.0810	0.1442	0.0504
n=30	p=0.20	0.0390	0.0757	0.0358	0.0850	0.0852	0.0246
	p=0.40	0.0598	0.0951	0.0640	0.1056	0.1184	0.0278
	p=0.60	0.0738	0.1039	0.0853	0.1183	0.1390	0.0320
	p=0.80	0.0908	0.1072	0.1068	0.1192	0.1598	0.0420
	p=1.00	0.1059	0.0920	0.1196	0.0986	0.1728	0.0732
n=40	p=0.20	0.0450	0.0830	0.0414	0.0908	0.0946	0.0247
	p=0.40	0.0693	0.1027	0.0723	0.1148	0.1315	0.0316
	p=0.60	0.0895	0.1180	0.1044	0.1324	0.1632	0.0432
	p=0.80	0.1126	0.1309	0.1310	0.1441	0.1945	0.0579
	p=1.00	0.1315	0.1135	0.1525	0.1188	0.2143	0.1066
n=50	p=0.20	0.0498	0.0872	0.0476	0.0920	0.1030	0.0258
	p=0.40	0.0794	0.1136	0.0852	0.1215	0.1489	0.0414
	p=0.60	0.1051	0.1297	0.1232	0.1422	0.1870	0.0583
	p=0.80	0.1287	0.1427	0.1546	0.1600	0.2184	0.0774
	p=1.00	0.1538	0.1336	0.1760	0.1442	0.2426	0.1270
n=100	p=0.20	0.0744	0.1066	0.0778	0.1110	0.1500	0.0459
	p=0.40	0.1243	0.1514	0.1414	0.1578	0.2301	0.0932
	p=0.60	0.1692	0.1931	0.2022	0.2058	0.2990	0.1298
	p=0.80	0.2182	0.2249	0.2641	0.2461	0.3658	0.1790
	p=1.00	0.2703	0.2222	0.3180	0.2454	0.4149	0.2769



Şekil 4.4. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

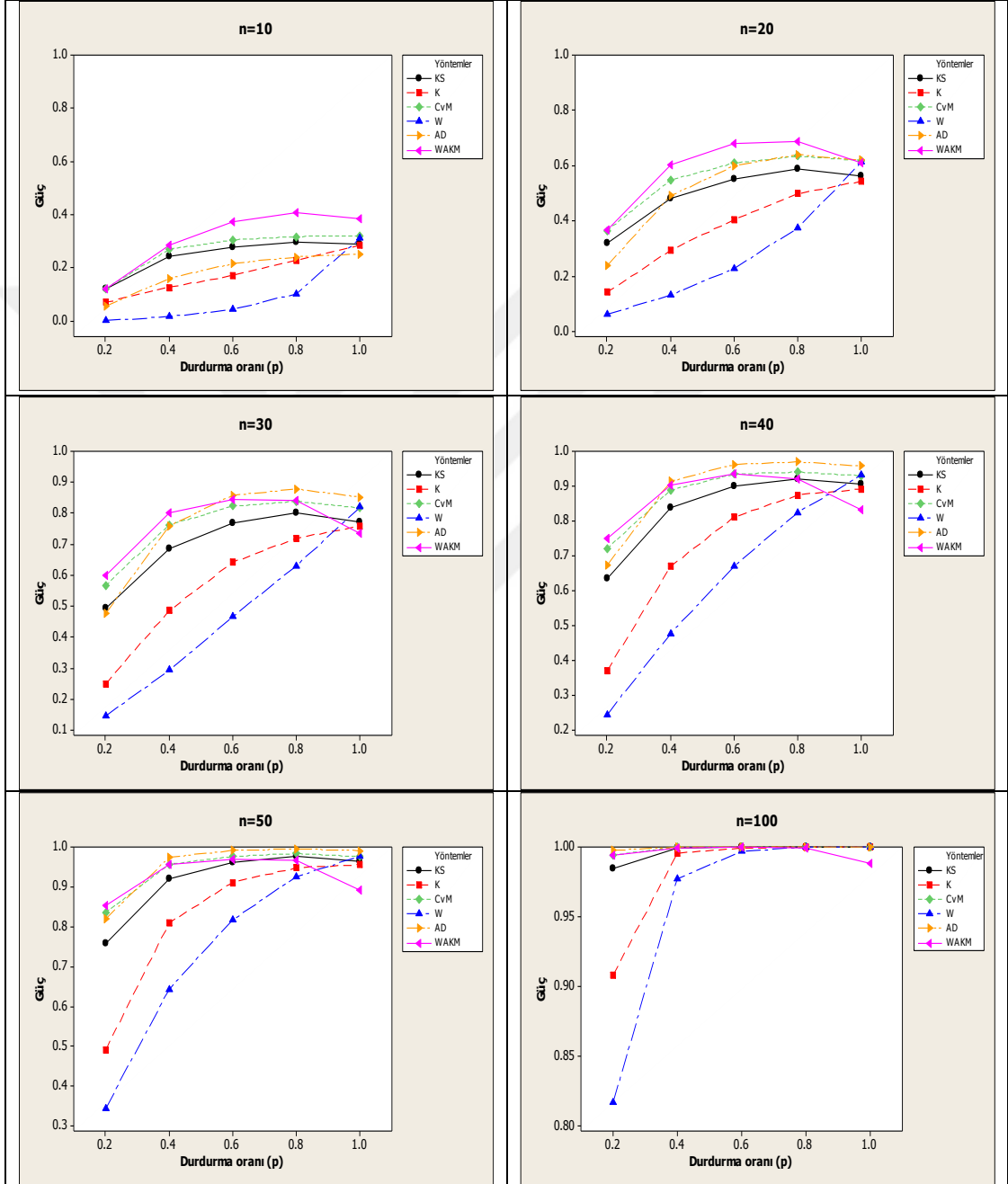
4.1.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 4.5. ve Şekil 4.5.'te Üstel($\theta=1$) dağılımın monoton olmayan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Log-normal(0,0.7) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir.

Çizelge 4.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.20	0.1203	0.0686	0.1197	0.0000	0.0537	0.1200
	p=0.40	0.2419	0.1255	0.2684	0.0152	0.1597	0.2832
	p=0.60	0.2756	0.1703	0.3041	0.0416	0.2151	0.3738
	p=0.80	0.2959	0.2284	0.3166	0.1019	0.2401	0.4077
	p=1.00	0.2896	0.2825	0.3188	0.3117	0.2512	0.3833
n=20	p=0.20	0.3198	0.1414	0.3644	0.0620	0.2379	0.3678
	p=0.40	0.4803	0.2940	0.5481	0.1316	0.4909	0.6025
	p=0.60	0.5507	0.4050	0.6093	0.2281	0.6001	0.6809
	p=0.80	0.5892	0.4986	0.6343	0.3757	0.6396	0.6884
	p=1.00	0.5637	0.5441	0.6182	0.6124	0.6196	0.6092
n=30	p=0.20	0.4944	0.2490	0.5673	0.1448	0.4774	0.5998
	p=0.40	0.6870	0.4857	0.7621	0.2932	0.7591	0.8002
	p=0.60	0.7692	0.6417	0.8230	0.4668	0.8582	0.8453
	p=0.80	0.8019	0.7198	0.8386	0.6306	0.8785	0.8410
	p=1.00	0.7730	0.7580	0.8173	0.8201	0.8515	0.7355
n=40	p=0.20	0.6338	0.3698	0.7203	0.2446	0.6726	0.7488
	p=0.40	0.8370	0.6693	0.8885	0.4771	0.9133	0.9033
	p=0.60	0.8986	0.8119	0.9345	0.6708	0.9622	0.9341
	p=0.80	0.9198	0.8746	0.9405	0.8248	0.9694	0.9194
	p=1.00	0.9051	0.8922	0.9298	0.9320	0.9575	0.8337
n=50	p=0.20	0.7572	0.4906	0.8351	0.3436	0.8196	0.8544
	p=0.40	0.9206	0.8092	0.9564	0.6429	0.9742	0.9567
	p=0.60	0.9612	0.9111	0.9763	0.8176	0.9913	0.9702
	p=0.80	0.9757	0.9478	0.9839	0.9260	0.9954	0.9673
	p=1.00	0.9641	0.9560	0.9756	0.9772	0.9908	0.8916
n=100	p=0.20	0.9842	0.9084	0.9943	0.8166	0.9976	0.9940
	p=0.40	0.9994	0.9955	0.9998	0.9774	1.0000	0.9996
	p=0.60	0.9999	0.9994	1.0000	0.9970	1.0000	0.9998
	p=0.80	1.0000	1.0000	1.0000	0.9998	1.0000	0.9995
	p=1.00	0.9999	0.9998	0.9999	0.9999	1.0000	0.9886

Küçük örneklerde W_{AKM} ve CvM testlerinin performanslarının diğer testlerin performanslarına nazaran biraz daha iyi olduğu; orta ve büyük örneklerde ise AD , W_{AKM} ve CvM testlerinin biraz daha iyi performansa sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca tam örneklem durumunda bazı testlerde performans azalması dikkat çekmektedir.



Şekil 4.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

4.2.Weibull Dağılımına Uyumun Testi

Bu alt bölümde artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(1.5,1.1) dağılımı H_0 yokluk hipotezi dağılımı olarak dikkate alınmıştır. Simülasyonlarda uyum iyiliği testlerini uygularken parametrelerin en çok olabilirlik kestirimleri yapılmıştır. Dolayısıyla da parametrenin değerlerinin bilinmediği durumda Weibull dağılımına uyum çeşitli alternatifler altında test edilmiştir.

Ayrıca verilerin logaritması alınarak dağılım konum-ölçek ailesi özelliğini sağlayan en küçük uç değer dağılımı olan Gumbel dağılımına dönüştürülmüştür. Weibull dağılımına ilişkin parametre kestirimleri de Gumbel dağılımının parametre kestirimleri olarak düzenlenmiştir: Konum parametresi $\mu = \log_e(\text{Weibull ölçek parametresi})$ ve ölçek parametresi $\sigma = 1/(\text{Weibull şekil parametresi})$. Kritik değerler Gumbel dağılıma dönüşümden sonra elde edilmiştir ve Ek.B.'deki çizelgelerde ilgili EDF testleri için verilmiştir. Gumbel dağılım ailesi bir konum-ölçek ailesi oluşturduğundan, testlerin kritik değerleri parametrelerin gerçek değerlerinden etkilenmemektedir.

4.2.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 4.6.'da artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(1.5,1.1) dağılımının yine artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Gamma(2,2) dağılımına karşı testinde, dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği testlerinin 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir. Çizelge 4.6. incelendiğinde; tüm testlerin tüm durumlarda çok düşük deneysel güç değerlerine sahip oldukları görülmektedir. Dolayısıyla EDF testlerinin, ortalamaları yaklaşık aynı olan artan tehlike hızı alternatif dağılımları durumunda yeterince ayırım yapamadıklarına dair izlenim oluşmaktadır. Ayrıca önerilen W_{AKM} testinin güç değerlerinin $\alpha=0.05$ değerinden genellikle küçük olması bu testin yansızlık özelliğine sahip olmadığını göstermektedir.

Çizelge 4.6. Weibull dağılımının artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.60	0.0494	0.0534	0.0477	0.0527	0.0456	0.0394
	p=0.80	0.0466	0.0505	0.0496	0.0547	0.0474	0.0326
	p=1.00	0.0507	0.0535	0.0530	0.0534	0.0489	0.0260
n=20	p=0.60	0.0482	0.0522	0.0485	0.0548	0.0455	0.0315
	p=0.80	0.0527	0.0546	0.0565	0.0612	0.0522	0.0245
	p=1.00	0.0605	0.0622	0.0636	0.0640	0.0607	0.0165
n=30	p=0.20	0.0463	0.0488	0.0459	0.0510	0.0475	0.0440
	p=0.40	0.0438	0.0496	0.0443	0.0505	0.0433	0.0306
	p=0.60	0.0481	0.0501	0.0504	0.0550	0.0473	0.0282
	p=0.80	0.0547	0.0574	0.0603	0.0647	0.0550	0.0202
	p=1.00	0.0632	0.0651	0.0685	0.0690	0.0686	0.0123
n=40	p=0.20	0.0446	0.0476	0.0455	0.0484	0.0452	0.0406
	p=0.40	0.0455	0.0481	0.0436	0.0514	0.0434	0.0328
	p=0.60	0.0496	0.0525	0.0508	0.0572	0.0487	0.0259
	p=0.80	0.0610	0.0602	0.0640	0.0690	0.0598	0.0198
	p=1.00	0.0642	0.0684	0.0729	0.0723	0.0752	0.0115
n=50	p=0.20	0.0451	0.0484	0.0442	0.0488	0.0430	0.0372
	p=0.40	0.0457	0.0491	0.0453	0.0522	0.0428	0.0290
	p=0.60	0.0505	0.0532	0.0545	0.0593	0.0505	0.0261
	p=0.80	0.0570	0.0589	0.0637	0.0656	0.0606	0.0224
	p=1.00	0.0711	0.0735	0.0831	0.0805	0.0844	0.0188
n=100	p=0.20	0.0474	0.0520	0.0470	0.0524	0.0476	0.0375
	p=0.40	0.0519	0.0506	0.0518	0.0544	0.0499	0.0330
	p=0.60	0.0598	0.0614	0.0648	0.0659	0.0623	0.0369
	p=0.80	0.0739	0.0704	0.0831	0.0822	0.0819	0.0434
	p=1.00	0.0956	0.0990	0.1192	0.1134	0.1300	0.0685

4.2.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 4.7.'de Weibull(1.5,1.1) dağılımının azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Gamma(0.8,0.8) dağılımına karşı testinde, dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği testlerinin 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir. Çizelge 4.7. incelendiğinde; dikkate alınan tüm

durumlarda testlere ilişkin deneysel güç değerleri, artan tehlike hızı durumuna kıyasla biraz daha iyi olmasına rağmen yine de çok düşüktür.

Çizelge 4.7. Weibull dağılımının azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

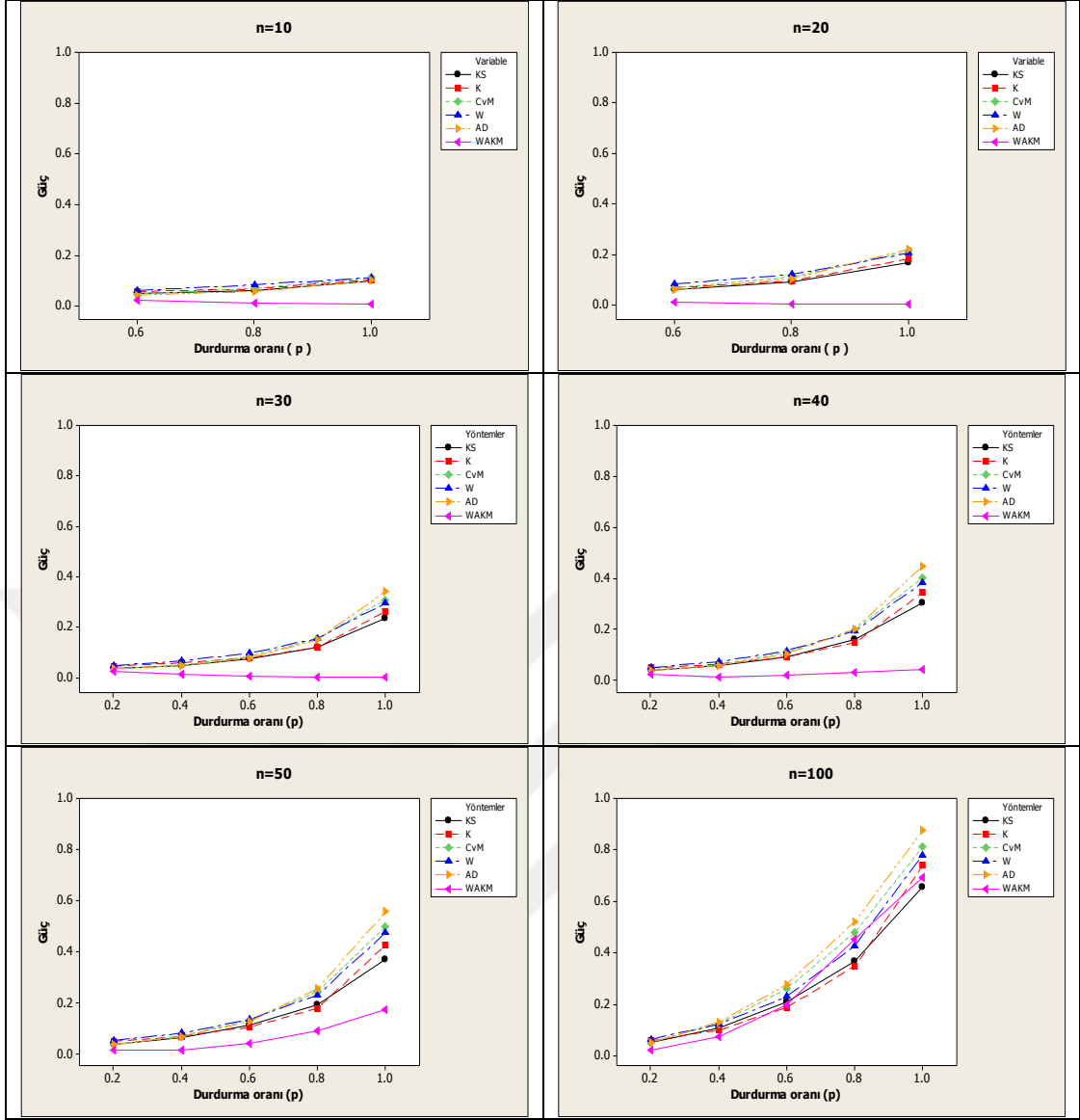
		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.60	0.0555	0.0538	0.0547	0.0507	0.0551	0.0529
	p=0.80	0.0531	0.0511	0.0511	0.0489	0.0532	0.0590
	p=1.00	0.0508	0.0493	0.0522	0.0506	0.0547	0.0644
n=20	p=0.60	0.0538	0.0536	0.0548	0.0515	0.0568	0.0596
	p=0.80	0.0519	0.0513	0.0493	0.0478	0.0530	0.0604
	p=1.00	0.0524	0.0507	0.0506	0.0490	0.0538	0.0722
n=30	p=0.20	0.0520	0.0523	0.0510	0.0543	0.0510	0.0526
	p=0.40	0.0509	0.0505	0.0519	0.0486	0.0554	0.0543
	p=0.60	0.0539	0.0501	0.0527	0.0496	0.0558	0.0636
	p=0.80	0.0523	0.0509	0.0525	0.0507	0.0543	0.0676
	p=1.00	0.0516	0.0497	0.0529	0.0508	0.0562	0.0786
n=40	p=0.20	0.0528	0.0530	0.0553	0.0509	0.0540	0.0523
	p=0.40	0.0548	0.0507	0.0530	0.0508	0.0541	0.0599
	p=0.60	0.0552	0.0524	0.0570	0.0528	0.0581	0.0648
	p=0.80	0.0537	0.0497	0.0538	0.0513	0.0559	0.0704
	p=1.00	0.0546	0.0500	0.0522	0.0513	0.0556	0.0839
n=50	p=0.20	0.0506	0.0502	0.0505	0.0507	0.0526	0.0569
	p=0.40	0.0524	0.0500	0.0509	0.0478	0.0524	0.0572
	p=0.60	0.0525	0.0503	0.0547	0.0519	0.0565	0.0682
	p=0.80	0.0540	0.0514	0.0518	0.0496	0.0534	0.0721
	p=1.00	0.0538	0.0517	0.0540	0.0524	0.0570	0.0862
n=100	p=0.20	0.0538	0.0527	0.0540	0.0532	0.0540	0.0545
	p=0.40	0.0507	0.0466	0.0529	0.0489	0.0529	0.0608
	p=0.60	0.0527	0.0511	0.0532	0.0484	0.0556	0.0661
	p=0.80	0.0582	0.0544	0.0576	0.0528	0.0598	0.0816
	p=1.00	0.0552	0.0528	0.0595	0.0564	0.0631	0.0939

4.2.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Weibull(1.5,1.1) dağılımının monoton olmayan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Log-normal(0,0.7) dağılımına karşı testi için 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları Çizelge 4.8.'de verilmektedir.

Çizelge 4.8. Weibull dağılımının log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.60	0.0504	0.0566	0.0460	0.0603	0.0424	0.0218
	p=0.80	0.0596	0.0666	0.0690	0.0834	0.0566	0.0111
	p=1.00	0.0969	0.1034	0.1117	0.1113	0.1004	0.0057
n=20	p=0.60	0.0608	0.0672	0.0674	0.0824	0.0588	0.0089
	p=0.80	0.0905	0.0940	0.1100	0.1193	0.1026	0.0033
	p=1.00	0.1655	0.1814	0.2106	0.2039	0.2196	0.0009
n=30	p=0.20	0.0368	0.0446	0.0336	0.0481	0.0342	0.0250
	p=0.40	0.0492	0.0587	0.0494	0.0658	0.0462	0.0119
	p=0.60	0.0736	0.0774	0.0840	0.0960	0.0779	0.0063
	p=0.80	0.1196	0.1198	0.1540	0.1559	0.1500	0.0028
	p=1.00	0.2347	0.2628	0.3090	0.2956	0.3422	0.0002
n=40	p=0.20	0.0394	0.0476	0.0364	0.0497	0.0367	0.0214
	p=0.40	0.0563	0.0623	0.0594	0.0725	0.0564	0.0104
	p=0.60	0.0915	0.0918	0.1095	0.1153	0.1034	0.0181
	p=0.80	0.1581	0.1466	0.1971	0.1918	0.1996	0.0312
	p=1.00	0.3024	0.3437	0.4028	0.3838	0.4486	0.0413
n=50	p=0.20	0.0396	0.0488	0.0368	0.0536	0.0370	0.0166
	p=0.40	0.0646	0.0695	0.0700	0.0821	0.0680	0.0144
	p=0.60	0.1124	0.1057	0.1338	0.1357	0.1292	0.0414
	p=0.80	0.1926	0.1794	0.2446	0.2318	0.2556	0.0914
	p=1.00	0.3696	0.4269	0.4995	0.4743	0.5570	0.1752
n=100	p=0.20	0.0504	0.0573	0.0512	0.0636	0.0515	0.0200
	p=0.40	0.1088	0.0993	0.1231	0.1209	0.1290	0.0730
	p=0.60	0.2091	0.1870	0.2601	0.2300	0.2771	0.1979
	p=0.80	0.3665	0.3476	0.4779	0.4274	0.5198	0.4528
	p=1.00	0.6560	0.7399	0.8119	0.7802	0.8763	0.6921



Şekil 4.6. Weibull dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 4.8. ve Şekil 4.6. incelendiğinde; Çizelge 4.6. ve Çizelge 4.7.'deki artan ve azalan tehlike hızı durumlarındaki deneysel güç performanslarından genel olarak daha iyi güç performanslarının olduğu gözlemlenmektedir. Bu durum özellikle örneklem büyüklükleri arttıkça belirgin hale gelmektedir. Ancak genel anlamda yine de güç değerleri düşüktür. Yöntemlerin birbirlerine göre performansları incelendiğinde ise AD, CvM ve W testlerinin performanslarının daha iyi olma eğiliminde olduğu gözlemlenmektedir.

4.2.4.Sabit değerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu

Çizelge 4.9.'da Weibull(1.5,1.1) dağılımının sabit değerli bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Üstel($\theta=1$) dağılımına karşı testinde, dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği testlerinin 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir.

Çizelge 4.9. Weibull dağılımının üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.60	0.0516	0.0514	0.0510	0.0488	0.0517	0.0484
	p=0.80	0.0510	0.0492	0.0511	0.0505	0.0519	0.0523
	p=1.00	0.0506	0.0483	0.0484	0.0492	0.0503	0.0524
n=20	p=0.60	0.0513	0.0514	0.0513	0.0519	0.0504	0.0486
	p=0.80	0.0496	0.0502	0.0497	0.0502	0.0511	0.0507
	p=1.00	0.0511	0.0522	0.0510	0.0514	0.0513	0.0484
n=30	p=0.20	0.0504	0.0464	0.0474	0.0474	0.0489	0.0511
	p=0.40	0.0489	0.0499	0.0485	0.0496	0.0505	0.0479
	p=0.60	0.0504	0.0500	0.0526	0.0498	0.0530	0.0530
	p=0.80	0.0484	0.0488	0.0498	0.0498	0.0482	0.0516
	p=1.00	0.0478	0.0505	0.0500	0.0500	0.0502	0.0499
n=40	p=0.20	0.0513	0.0505	0.0530	0.0513	0.0517	0.0509
	p=0.40	0.0512	0.0510	0.0499	0.0511	0.0506	0.0502
	p=0.60	0.0506	0.0518	0.0525	0.0532	0.0526	0.0499
	p=0.80	0.0522	0.0485	0.0522	0.0517	0.0518	0.0503
	p=1.00	0.0529	0.0524	0.0480	0.0486	0.0487	0.0492
n=50	p=0.20	0.0492	0.0482	0.0492	0.0514	0.0506	0.0514
	p=0.40	0.0471	0.0482	0.0478	0.0457	0.0486	0.0490
	p=0.60	0.0506	0.0518	0.0531	0.0536	0.0523	0.0510
	p=0.80	0.0515	0.0527	0.0517	0.0532	0.0526	0.0508
	p=1.00	0.0514	0.0529	0.0533	0.0534	0.0519	0.0492
n=100	p=0.20	0.0518	0.0521	0.0520	0.0502	0.0538	0.0510
	p=0.40	0.0482	0.0489	0.0502	0.0500	0.0496	0.0494
	p=0.60	0.0488	0.0498	0.0499	0.0498	0.0486	0.0476
	p=0.80	0.0477	0.0481	0.0482	0.0482	0.0478	0.0505
	p=1.00	0.0510	0.0513	0.0506	0.0504	0.0498	0.0501

Çizelge 4.9. incelendiğinde; dikkate alınan tüm durumlarda testlerin performansının kabul edilemeyecek kadar düşük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla monoton artan,

azalan ve sabit değerli tehlike fonksiyonuna sahip alternatif dağılımlar için EDF testlerinin Weibull dağılımının ayırımı yapmakta zorlandıkları anlaşılmaktadır.

4.3.Log-Normal Dağılıma Uyumun Testi

Bu alt bölümde monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip Log-normal(0,0.7) dağılımı H_0 yokluk hipotezi dağılımı olarak dikkate alınmaktadır. Simülasyonlarda uyum iyiliği testlerini uygularken parametrelerin en çok olabilirlik kestirimleri yapılmakta ve dolayısıyla da parametrenin değerlerinin bilinmediği durumda log-normal dağılıma uyum çeşitli alternatifler altında test edilmektedir.

Ayrıca verilerin logaritması alınarak dağılım konum-ölçek ailesi özelliğini sağlayan normal dağılıma dönüştürülmektedir. Log-normal dağılıma ilişkin parametre kestirimleri normal dağılımın parametre kestirimleri olarak yapılmaktadır. Kritik değerler normal dağılıma dönüşümden sonra elde edilmekte ve Ek.C.'deki çizelgelerde ilgili EDF testleri için verilmektedir. Normal dağılım ailesi bir konum-ölçek ailesi oluşturduğundan, testlerin kritik değerleri parametrelerin gerçek değerlerinden etkilenmemektedir.

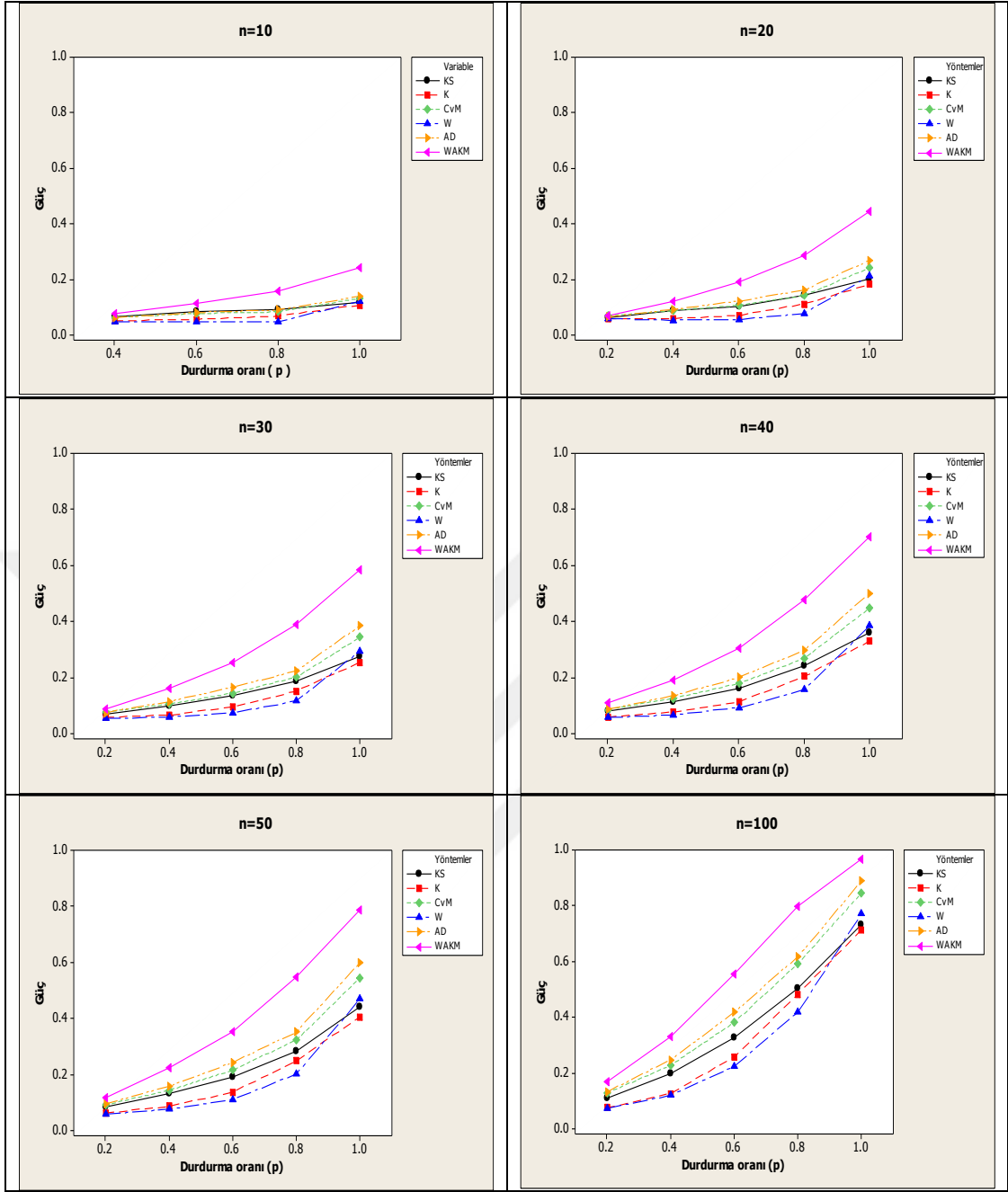
4.3.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Bu alt bölümde artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(1.5,1.1) dağılımı ile yine artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Gamma(2,2) dağılımı alternatif dağılımlar olarak dikkate alınmaktadır. Dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği testlerinin 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları ilgili çizelgelerde verilmektedir.

Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyumunun testinde elde edilen deneysel güç değerleri incelendiğinde (Çizelge 4.10. ve Şekil 4.7.) ; genel olarak tüm durumlarda W_{AKM} testinin diğer testlere kıyasla daha güçlü olma eğiliminde olduğu gözlemlenmektedir.

Çizelge 4.10. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.40	0.0654	0.0511	0.0635	0.0475	0.0618	0.0751
	p=0.60	0.0824	0.0555	0.0772	0.0464	0.0807	0.1140
	p=0.80	0.0899	0.0681	0.0829	0.0476	0.0897	0.1577
	p=1.00	0.1158	0.1076	0.1321	0.1211	0.1399	0.2414
n=20	p=0.20	0.0618	0.0569	0.0684	0.0590	0.0650	0.0691
	p=0.40	0.0868	0.0587	0.0876	0.0528	0.0918	0.1223
	p=0.60	0.1040	0.0705	0.1066	0.0546	0.1223	0.1910
	p=0.80	0.1439	0.1114	0.1415	0.0780	0.1608	0.2859
	p=1.00	0.2010	0.1825	0.2423	0.2118	0.2692	0.4454
n=30	p=0.20	0.0710	0.0580	0.0770	0.0536	0.0746	0.0883
	p=0.40	0.0990	0.0663	0.1048	0.0596	0.1148	0.1609
	p=0.60	0.1373	0.0941	0.1446	0.0729	0.1658	0.2536
	p=0.80	0.1857	0.1521	0.2011	0.1166	0.2244	0.3883
	p=1.00	0.2768	0.2548	0.3444	0.2946	0.3850	0.5857
n=40	p=0.20	0.0794	0.0600	0.0858	0.0575	0.0871	0.1087
	p=0.40	0.1146	0.0768	0.1256	0.0666	0.1352	0.1914
	p=0.60	0.1600	0.1129	0.1785	0.0926	0.2000	0.3036
	p=0.80	0.2429	0.2039	0.2685	0.1568	0.2968	0.4785
	p=1.00	0.3606	0.3314	0.4480	0.3844	0.5010	0.7034
n=50	p=0.20	0.0852	0.0622	0.0909	0.0588	0.0946	0.1185
	p=0.40	0.1305	0.0863	0.1436	0.0752	0.1584	0.2245
	p=0.60	0.1913	0.1369	0.2156	0.1107	0.2434	0.3538
	p=0.80	0.2843	0.2487	0.3233	0.2018	0.3513	0.5458
	p=1.00	0.4417	0.4059	0.5453	0.4694	0.6008	0.7856
n=100	p=0.20	0.1107	0.0753	0.1284	0.0740	0.1324	0.1685
	p=0.40	0.1983	0.1261	0.2274	0.1196	0.2480	0.3322
	p=0.60	0.3277	0.2588	0.3820	0.2232	0.4177	0.5552
	p=0.80	0.5029	0.4822	0.5922	0.4186	0.6186	0.7960
	p=1.00	0.7331	0.7143	0.8458	0.7734	0.8883	0.9656



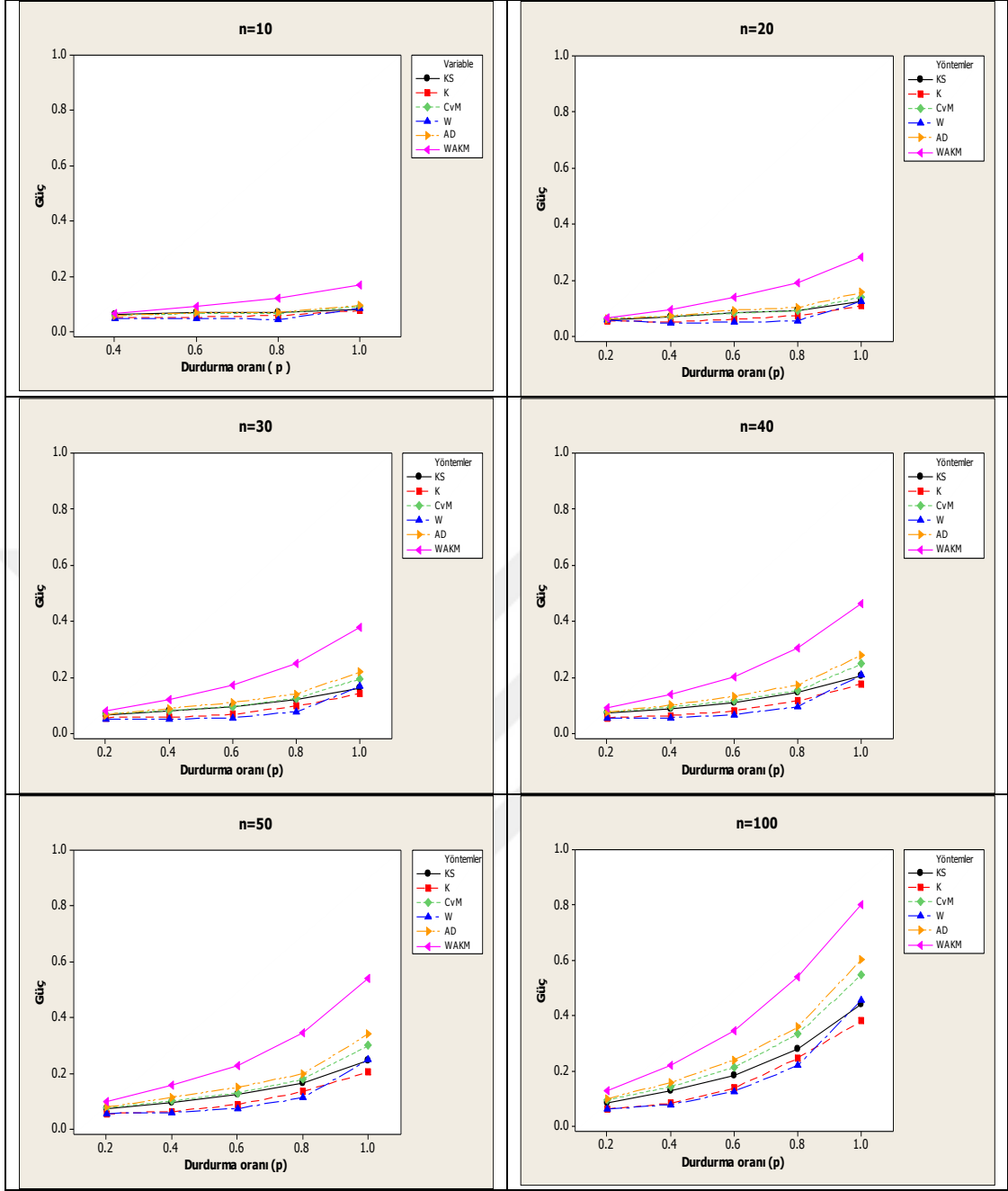
Şekil 4.7. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Ayrıca AD ve CvM testlerinin de tüm durumlarda iyi performans sergiledikleri dikkat çekmektedir. W testinin ise en kötü performansı sergileme eğiliminde olduğu görülmektedir. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyumunun testi için elde edilen deneysel güç değerleri incelendiğinde (Çizelge 4.11. ve Şekil 4.8.); Weibull dağılımı durumuna benzer olarak W_{AKM} testinin diğer testlere kıyasla daha

iyi performans sergilediği, AD ve CvM testlerinin dikkate değer bir performansa sahip oldukları ve W testinin ise yine düşük performansa sahip olma eğiliminde olduğu gözlemlenmektedir.

Çizelge 4.11. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.40	0.0600	0.0516	0.0588	0.0478	0.0578	0.0667
	p=0.60	0.0686	0.0520	0.0654	0.0470	0.0684	0.0920
	p=0.80	0.0698	0.0582	0.0656	0.0443	0.0696	0.1199
	p=1.00	0.0818	0.0764	0.0906	0.0825	0.0944	0.1683
n=20	p=0.20	0.0592	0.0550	0.0636	0.0574	0.0610	0.0650
	p=0.40	0.0693	0.0508	0.0710	0.0470	0.0727	0.0967
	p=0.60	0.0824	0.0604	0.0829	0.0502	0.0928	0.1380
	p=0.80	0.0930	0.0734	0.0910	0.0551	0.1027	0.1910
	p=1.00	0.1228	0.1084	0.1396	0.1236	0.1569	0.2833
n=30	p=0.20	0.0644	0.0564	0.0690	0.0527	0.0672	0.0785
	p=0.40	0.0796	0.0568	0.0819	0.0517	0.0894	0.1213
	p=0.60	0.0956	0.0684	0.0960	0.0559	0.1107	0.1739
	p=0.80	0.1223	0.0972	0.1255	0.0773	0.1410	0.2504
	p=1.00	0.1621	0.1427	0.1947	0.1670	0.2196	0.3793
n=40	p=0.20	0.0719	0.0563	0.0755	0.0552	0.0760	0.0920
	p=0.40	0.0870	0.0636	0.0938	0.0561	0.1007	0.1376
	p=0.60	0.1098	0.0806	0.1170	0.0675	0.1334	0.2027
	p=0.80	0.1468	0.1155	0.1524	0.0950	0.1728	0.3032
	p=1.00	0.2053	0.1767	0.2480	0.2082	0.2788	0.4638
n=50	p=0.20	0.0726	0.0555	0.0763	0.0565	0.0789	0.0982
	p=0.40	0.0933	0.0634	0.1009	0.0599	0.1140	0.1564
	p=0.60	0.1232	0.0876	0.1300	0.0740	0.1500	0.2269
	p=0.80	0.1654	0.1352	0.1782	0.1118	0.1982	0.3437
	p=1.00	0.2448	0.2042	0.3001	0.2489	0.3402	0.5392
n=100	p=0.20	0.0840	0.0612	0.0946	0.0608	0.1001	0.1285
	p=0.40	0.1277	0.0829	0.1430	0.0783	0.1567	0.2204
	p=0.60	0.1852	0.1382	0.2122	0.1258	0.2396	0.3442
	p=0.80	0.2778	0.2465	0.3334	0.2194	0.3584	0.5404
	p=1.00	0.4425	0.3809	0.5466	0.4559	0.6040	0.8003



Şekil 4.8. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

4.3.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Bu alt bölümde azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(0.8,0.88) dağılımı ile yine azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Gamma(0.8,0.8) dağılımı alternatif dağılımlar olarak dikkate alınmaktadır. Dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği

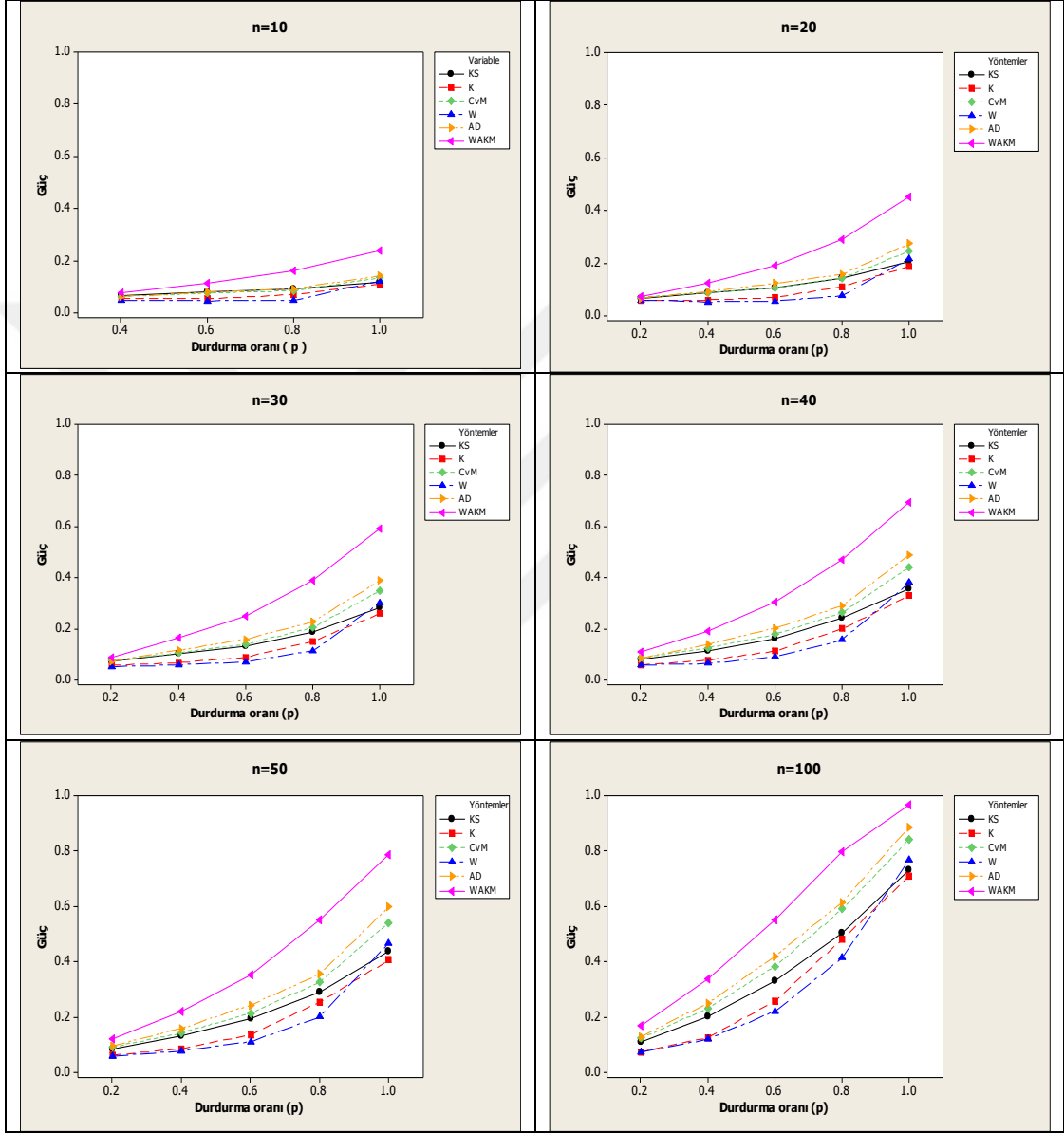
testleri için 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları ilgili çizelgelerde verilmektedir.

Çizelge 4.12. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.40	0.0652	0.0533	0.0624	0.0489	0.0610	0.0753
	p=0.60	0.0784	0.0530	0.0756	0.0451	0.0790	0.1122
	p=0.80	0.0898	0.0700	0.0840	0.0470	0.0920	0.1609
	p=1.00	0.1176	0.1106	0.1346	0.1223	0.1417	0.2396
n=20	p=0.20	0.0667	0.0594	0.0711	0.0598	0.0662	0.0736
	p=0.40	0.0870	0.0599	0.0882	0.0526	0.0931	0.1234
	p=0.60	0.1065	0.0694	0.1065	0.0558	0.1228	0.1914
	p=0.80	0.1420	0.1105	0.1430	0.0768	0.1580	0.2908
	p=1.00	0.2056	0.1882	0.2454	0.2160	0.2740	0.4508
n=30	p=0.20	0.0714	0.0566	0.0762	0.0516	0.0728	0.0882
	p=0.40	0.1017	0.0670	0.1048	0.0590	0.1160	0.1639
	p=0.60	0.1312	0.0888	0.1401	0.0709	0.1594	0.2493
	p=0.80	0.1868	0.1511	0.2047	0.1142	0.2277	0.3886
	p=1.00	0.2829	0.2593	0.3490	0.3022	0.3899	0.5917
n=40	p=0.20	0.0817	0.0597	0.0854	0.0584	0.0854	0.1092
	p=0.40	0.1149	0.0769	0.1258	0.0647	0.1389	0.1912
	p=0.60	0.1626	0.1123	0.1782	0.0908	0.2030	0.3046
	p=0.80	0.2415	0.2005	0.2635	0.1564	0.2897	0.4694
	p=1.00	0.3570	0.3289	0.4413	0.3814	0.4905	0.6944
n=50	p=0.20	0.0844	0.0618	0.0910	0.0585	0.0963	0.1224
	p=0.40	0.1302	0.0855	0.1425	0.0779	0.1586	0.2188
	p=0.60	0.1938	0.1368	0.2145	0.1112	0.2440	0.3545
	p=0.80	0.2908	0.2532	0.3262	0.2004	0.3550	0.5500
	p=1.00	0.4361	0.4062	0.5412	0.4676	0.5982	0.7881
n=100	p=0.20	0.1091	0.0733	0.1241	0.0715	0.1302	0.1684
	p=0.40	0.2008	0.1260	0.2315	0.1204	0.2504	0.3396
	p=0.60	0.3295	0.2580	0.3832	0.2216	0.4205	0.5500
	p=0.80	0.5042	0.4814	0.5901	0.4155	0.6154	0.7979
	p=1.00	0.7304	0.7094	0.8427	0.7682	0.8872	0.9673

Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyumunun testi için elde edilen deneysel güç değerleri Çizelge 4.12. ve Şekil 4.9.'da verilmektedir. Tüm durumlarda W_{AKM} testinin diğer testlere kıyasla daha yüksek güce sahip olma eğiliminde olduğu

dikkat çekmektedir. Ayrıca artan tehlike hızı fonksiyonuna sahip alternatif dağılımlarda olduğu gibi; AD ve CvM testlerinin W_{AKM} testinden sonra yine en iyi güç performanslarına sahip oldukları ve W testinin ise en düşük güç performansı sergileme eğiliminde olduğu görülmektedir.



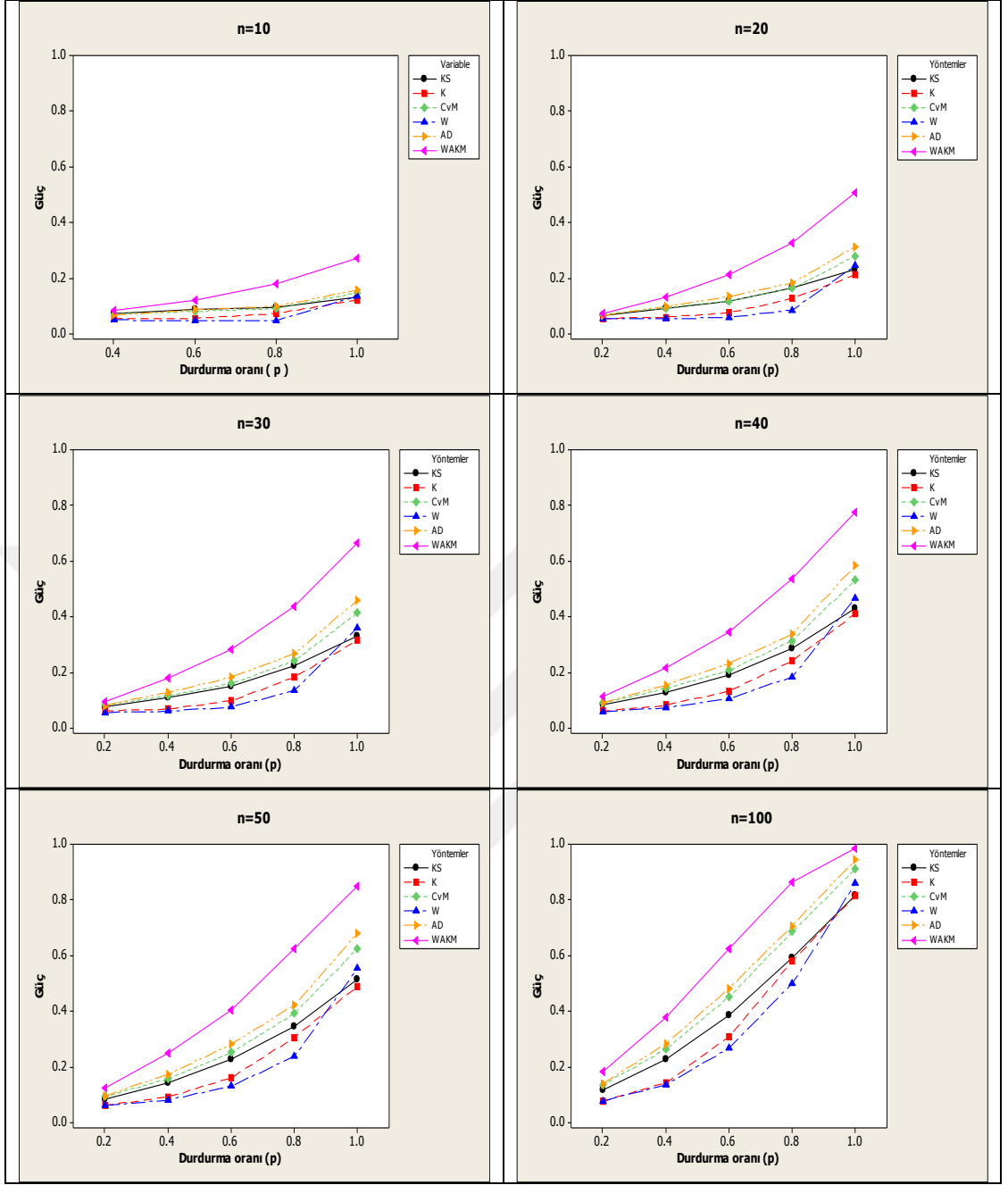
Şekil 4.9. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 4.13. ve Şekil 4.10.'da log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyumunun testi için elde edilen deneysel güç değerleri verilmektedir. Tüm

durumlarda sırasıyla W_{AKM} , AD ve CvM testlerinin diğer testlere kıyasla daha yüksek güce sahip olma eğiliminde olduğu dikkat çekmektedir. W testinin ise yine en düşük güce sahip olduğu gözlemlenmiştir.

Çizelge 4.13. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.40	0.0725	0.0544	0.0702	0.0497	0.0674	0.0824
	p=0.60	0.0871	0.0560	0.0807	0.0458	0.0858	0.1218
	p=0.80	0.0967	0.0730	0.0905	0.0474	0.0990	0.1786
	p=1.00	0.1299	0.1205	0.1480	0.1355	0.1577	0.2708
n=20	p=0.20	0.0662	0.0555	0.0709	0.0548	0.0666	0.0729
	p=0.40	0.0903	0.0601	0.0931	0.0544	0.0981	0.1318
	p=0.60	0.1182	0.0757	0.1186	0.0585	0.1341	0.2132
	p=0.80	0.1638	0.1271	0.1637	0.0854	0.1829	0.3268
	p=1.00	0.2300	0.2122	0.2803	0.2450	0.3127	0.5054
n=30	p=0.20	0.0753	0.0621	0.0831	0.0564	0.0816	0.0963
	p=0.40	0.1090	0.0681	0.1164	0.0603	0.1282	0.1797
	p=0.60	0.1492	0.0981	0.1596	0.0767	0.1828	0.2828
	p=0.80	0.2228	0.1826	0.2411	0.1347	0.2663	0.4378
	p=1.00	0.3288	0.3150	0.4148	0.3610	0.4598	0.6636
n=40	p=0.20	0.0846	0.0604	0.0901	0.0597	0.0907	0.1152
	p=0.40	0.1290	0.0824	0.1425	0.0731	0.1550	0.2156
	p=0.60	0.1900	0.1335	0.2075	0.1068	0.2323	0.3440
	p=0.80	0.2855	0.2415	0.3138	0.1839	0.3382	0.5367
	p=1.00	0.4284	0.4108	0.5324	0.4667	0.5848	0.7770
n=50	p=0.20	0.0857	0.0619	0.0937	0.0604	0.0959	0.1237
	p=0.40	0.1424	0.0918	0.1570	0.0817	0.1734	0.2484
	p=0.60	0.2260	0.1615	0.2518	0.1307	0.2822	0.4047
	p=0.80	0.3440	0.3059	0.3914	0.2382	0.4219	0.6243
	p=1.00	0.5142	0.4903	0.6264	0.5546	0.6800	0.8497
n=100	p=0.20	0.1191	0.0779	0.1364	0.0775	0.1410	0.1834
	p=0.40	0.2268	0.1431	0.2633	0.1363	0.2829	0.3783
	p=0.60	0.3864	0.3092	0.4518	0.2685	0.4827	0.6243
	p=0.80	0.5925	0.5812	0.6862	0.5006	0.7076	0.8653
	p=1.00	0.8170	0.8152	0.9126	0.8594	0.9442	0.9866



Şekil 4.10. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

4.3.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip log-normal dağılımın yine monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip olan log-logistic dağılımına karşı testi için

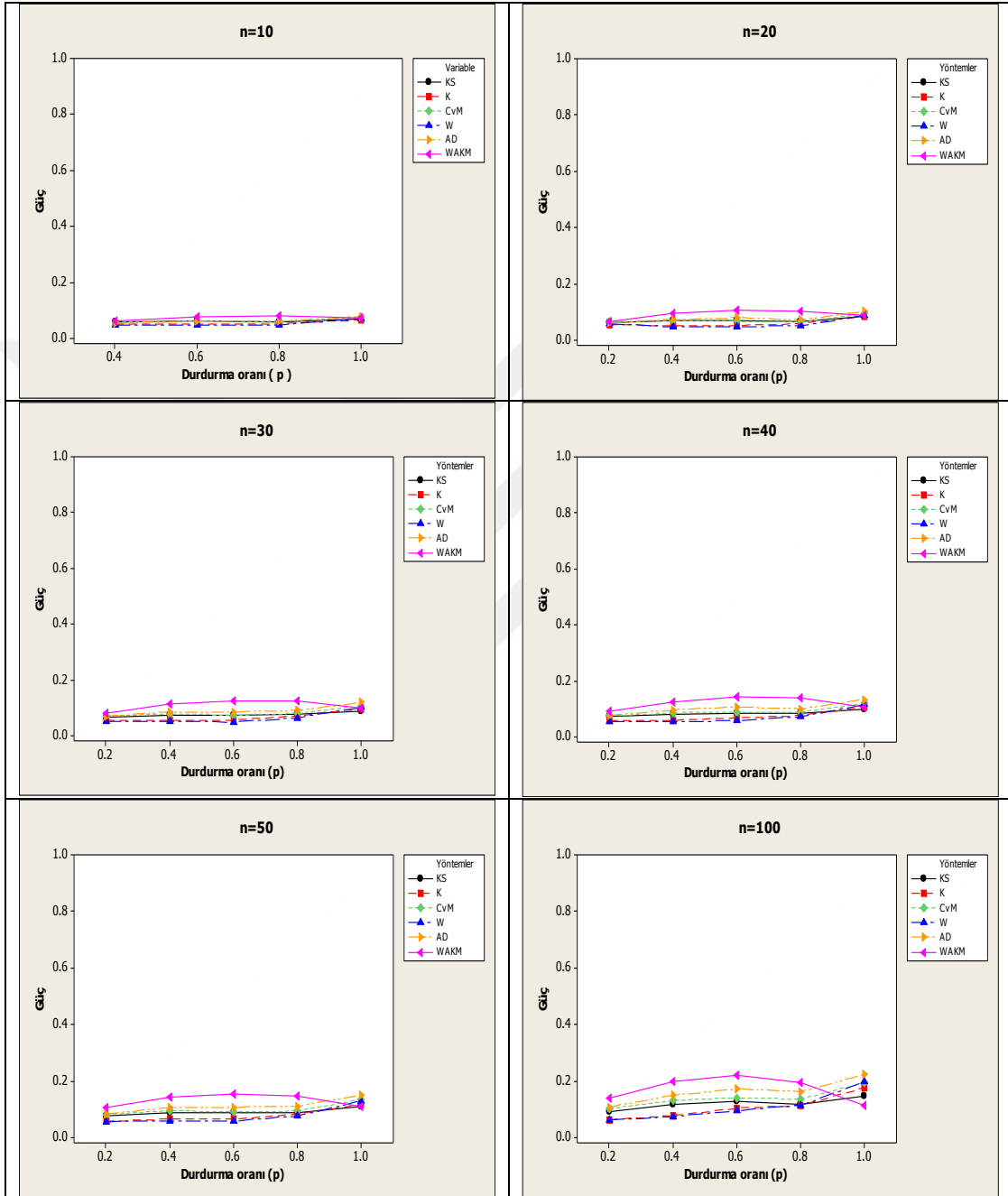
25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç değerleri Çizelge 4.14. ve Şekil 4.11.'de verilmiştir.

Çizelge 4.14. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.40	0.0588	0.0505	0.0562	0.0476	0.0542	0.0634
	p=0.60	0.0603	0.0504	0.0612	0.0478	0.0619	0.0750
	p=0.80	0.0592	0.0523	0.0590	0.0488	0.0614	0.0785
	p=1.00	0.0704	0.0659	0.0749	0.0698	0.0778	0.0723
n=20	p=0.20	0.0628	0.0559	0.0652	0.0580	0.0614	0.0648
	p=0.40	0.0694	0.0495	0.0690	0.0468	0.0731	0.0936
	p=0.60	0.0691	0.0520	0.0674	0.0477	0.0790	0.1044
	p=0.80	0.0668	0.0582	0.0638	0.0506	0.0714	0.1036
	p=1.00	0.0832	0.0843	0.0934	0.0880	0.1021	0.0887
n=30	p=0.20	0.0661	0.0554	0.0710	0.0507	0.0680	0.0799
	p=0.40	0.0740	0.0547	0.0776	0.0526	0.0858	0.1127
	p=0.60	0.0748	0.0562	0.0731	0.0481	0.0854	0.1243
	p=0.80	0.0782	0.0706	0.0796	0.0637	0.0902	0.1257
	p=1.00	0.0893	0.0968	0.1065	0.1016	0.1190	0.0979
n=40	p=0.20	0.0714	0.0566	0.0751	0.0562	0.0770	0.0930
	p=0.40	0.0803	0.0593	0.0855	0.0532	0.0964	0.1262
	p=0.60	0.0855	0.0676	0.0892	0.0585	0.1062	0.1440
	p=0.80	0.0851	0.0760	0.0885	0.0720	0.1006	0.1388
	p=1.00	0.0980	0.1078	0.1191	0.1166	0.1328	0.1069
n=50	p=0.20	0.0754	0.0571	0.0818	0.0565	0.0843	0.1063
	p=0.40	0.0896	0.0657	0.0947	0.0583	0.1053	0.1419
	p=0.60	0.0889	0.0663	0.0908	0.0587	0.1078	0.1554
	p=0.80	0.0876	0.0826	0.0937	0.0764	0.1104	0.1480
	p=1.00	0.1096	0.1174	0.1350	0.1299	0.1507	0.1088
n=100	p=0.20	0.0922	0.0627	0.1022	0.0622	0.1073	0.1395
	p=0.40	0.1169	0.0778	0.1312	0.0748	0.1503	0.1985
	p=0.60	0.1276	0.1039	0.1411	0.0952	0.1712	0.2196
	p=0.80	0.1159	0.1131	0.1358	0.1143	0.1626	0.1938
	p=1.00	0.1465	0.1771	0.1942	0.1965	0.2230	0.1146

Log-normal ve log-logistic dağılımları birbirlerine çok benzer dağılımlar olduğundan, Çizelge 4.14.'te görüldüğü gibi testlerin bu iki dağılım arasında ayırım yapma güçleri dikkate alınan tüm durumlarda düşüktür. Düşük olan bu güç

performansları incelendiğinde, önerilen W_{AKM} testinin tam örneklem durumu hariç performansının diğer testlerin performanslarına kıyasla biraz daha iyi olma eğiliminde olduğu görülmektedir. Tam örneklem durumunda ise genellikle AD ve CvM testlerinin biraz daha iyi performans sergiledikleri anlaşılmaktadır.



Şekil 4.11. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

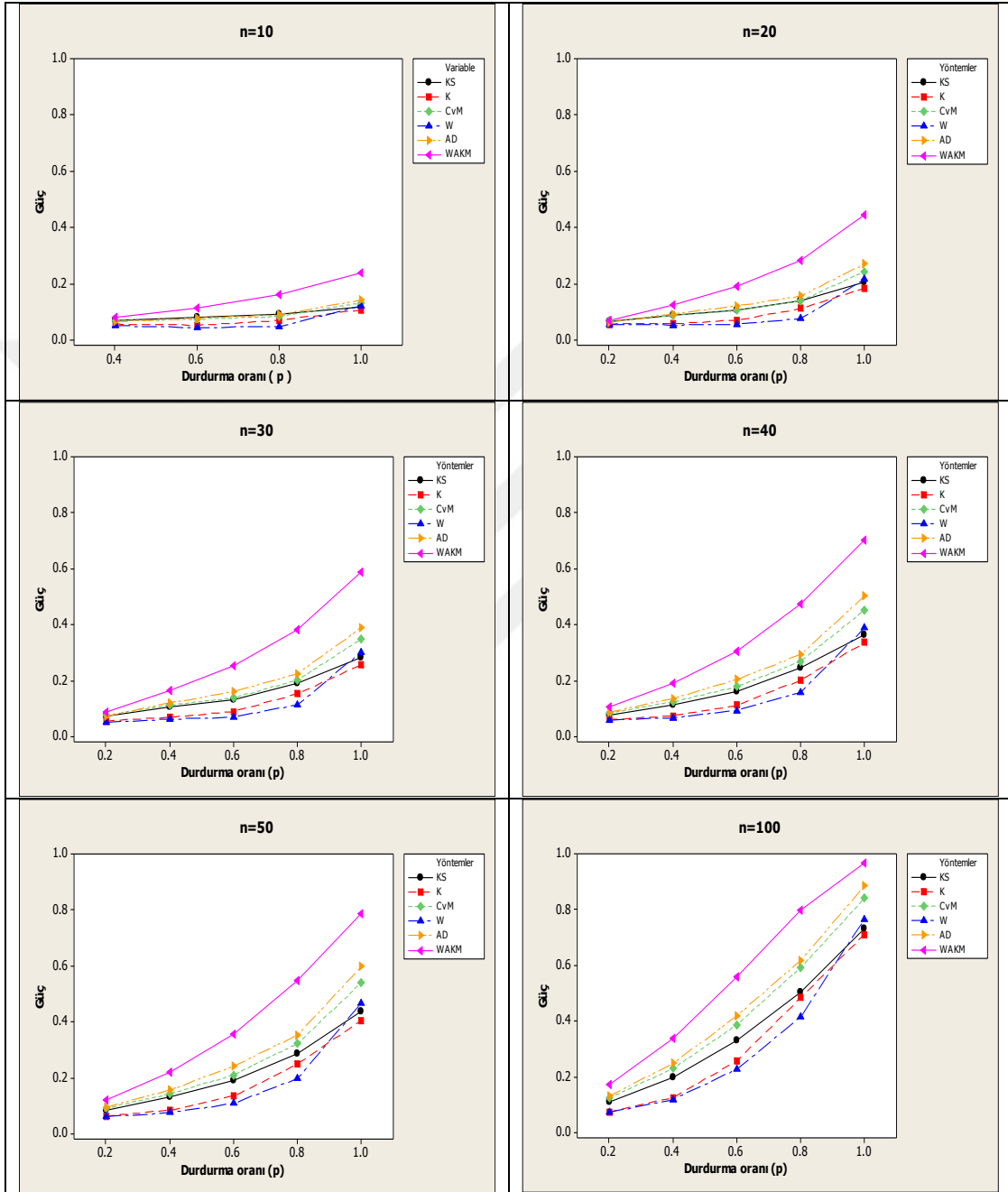
4.3.4.Sabit deęerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu

Çizelge 4.15. ve Şekil 4.12.'de log-normal daęılımın sabit deęerli bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Üstel($\theta=1$) daęılımına karşı testi için 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç deęerleri verilmektedir.

Çizelge 4.15. Log-normal daęılımın üstel daęılıma karşı uyum iyilięi testi güç deęerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.40	0.0700	0.0567	0.0676	0.0502	0.0651	0.0786
	p=0.60	0.0789	0.0518	0.0735	0.0439	0.0770	0.1128
	p=0.80	0.0909	0.0685	0.0835	0.0472	0.0903	0.1617
	p=1.00	0.1168	0.1075	0.1324	0.1202	0.1420	0.2390
n=20	p=0.20	0.0652	0.0564	0.0682	0.0563	0.0636	0.0693
	p=0.40	0.0865	0.0578	0.0875	0.0523	0.0926	0.1260
	p=0.60	0.1068	0.0702	0.1054	0.0550	0.1211	0.1898
	p=0.80	0.1400	0.1117	0.1392	0.0759	0.1559	0.2835
	p=1.00	0.2042	0.1844	0.2432	0.2154	0.2706	0.4457
n=30	p=0.20	0.0724	0.0560	0.0758	0.0516	0.0730	0.0878
	p=0.40	0.1066	0.0696	0.1121	0.0622	0.1205	0.1654
	p=0.60	0.1334	0.0894	0.1384	0.0695	0.1605	0.2542
	p=0.80	0.1892	0.1529	0.2022	0.1138	0.2244	0.3838
	p=1.00	0.2809	0.2575	0.3486	0.3015	0.3901	0.5871
n=40	p=0.20	0.0780	0.0610	0.0844	0.0594	0.0871	0.1048
	p=0.40	0.1154	0.0745	0.1243	0.0668	0.1368	0.1905
	p=0.60	0.1620	0.1123	0.1788	0.0932	0.2044	0.3056
	p=0.80	0.2447	0.2022	0.2692	0.1586	0.2938	0.4734
	p=1.00	0.3652	0.3371	0.4527	0.3894	0.5028	0.7016
n=50	p=0.20	0.0854	0.0638	0.0918	0.0620	0.0954	0.1218
	p=0.40	0.1306	0.0841	0.1431	0.0750	0.1560	0.2212
	p=0.60	0.1908	0.1354	0.2106	0.1088	0.2418	0.3556
	p=0.80	0.2851	0.2503	0.3222	0.1977	0.3526	0.5466
	p=1.00	0.4380	0.4057	0.5407	0.4666	0.5973	0.7854
n=100	p=0.20	0.1108	0.0747	0.1248	0.0726	0.1309	0.1720
	p=0.40	0.1990	0.1256	0.2301	0.1190	0.2486	0.3386
	p=0.60	0.3312	0.2587	0.3867	0.2277	0.4188	0.5590
	p=0.80	0.5037	0.4840	0.5924	0.4165	0.6181	0.7961
	p=1.00	0.7325	0.7100	0.8414	0.7650	0.8846	0.9672

Çizelge 4.15. ve Şekil 4.12. incelendiğinde; deneysel güç performansı açısından en iyi testin önerilen W_{AKM} testi olduğu, bu testi sırasıyla AD ve CvM testlerinin izlediği, W testinin ise yine en düşük performansa sahip test olduğu gözlemlenmektedir.



Şekil 4.12. Log-normal dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

4.4.Log-logistic Dağılıma Uyumun Testi

Bu alt bölümde monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip log-logistic(4.5,0.9) dağılımı H_0 yokluk hipotezi dağılımı olarak dikkate alınmaktadır. Simülasyonlarda uyum iyiliği testlerini uygularken parametrelerin en çok olabilirlik kestirimleri yapılmakta ve dolayısıyla da parametrenin değerlerinin bilinmediği durumda log-logistic dağılıma uyum çeşitli alternatifler altında test edilmektedir.

Ayrıca verilerin logaritması alınarak dağılım konum-ölçek ailesi özelliğini sağlayan logistic dağılıma dönüştürülmektedir. Log-logistic dağılıma ilişkin parametre kestirimleri logistic dağılımın parametre kestirimleri olarak yapılmaktadır. Kritik değerler logistic dağılıma dönüşümden sonra elde edilmekte ve Ek.D.'deki çizelgelerde ilgili EDF testleri için verilmektedir. Logistic dağılım ailesi bir konum-ölçek ailesi oluşturduğundan, testlerin kritik değerleri parametrelerin gerçek değerlerinden etkilenmemektedir.

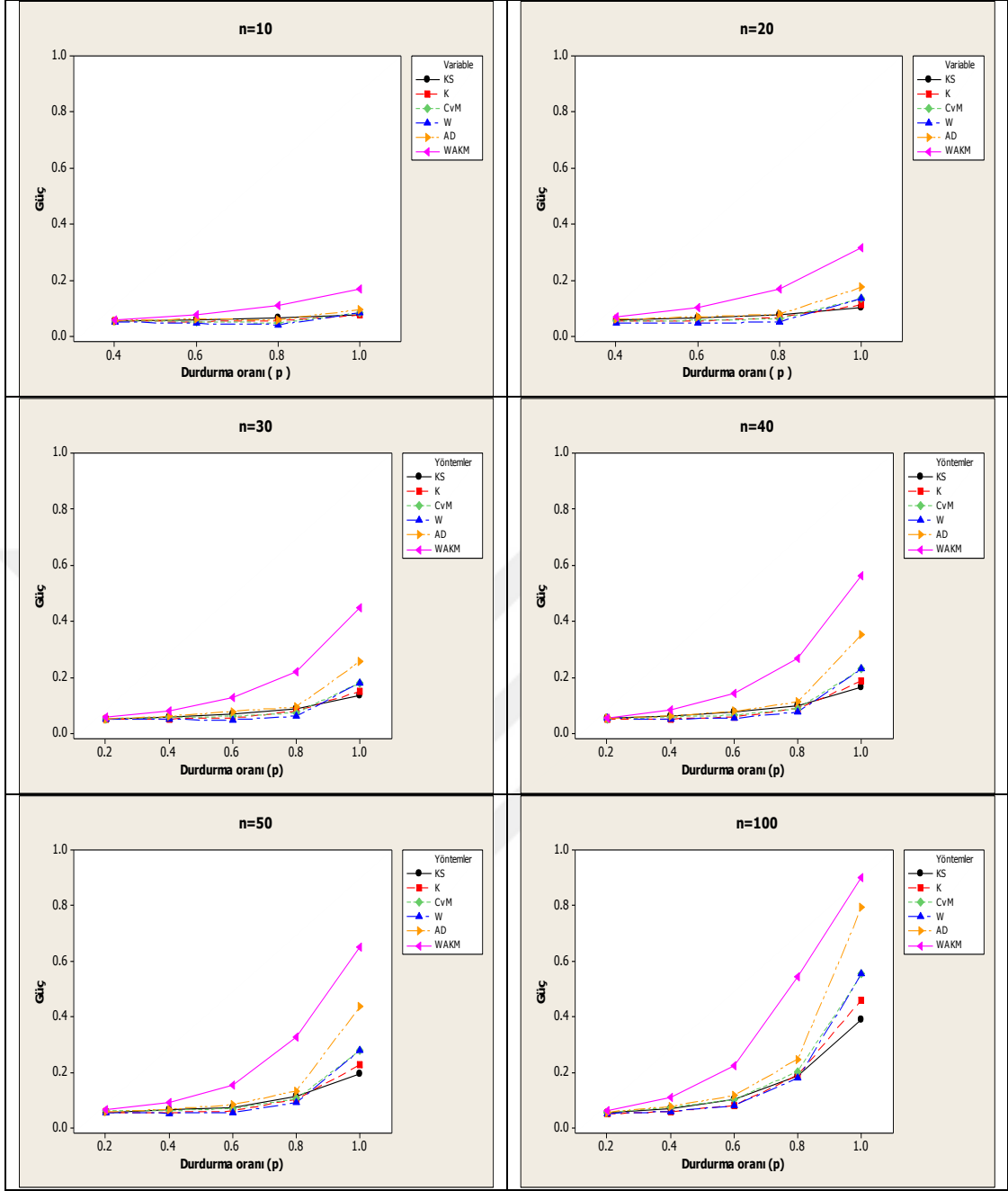
4.4.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Bu alt bölümde artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(1.5,1.1) dağılımı alternatif dağılım olarak dikkate alınmaktadır. Dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği testlerinin 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları ilgili çizelgelerde verilmektedir.

Log-logistic dağılımının Weibull dağılımına karşı uyumunun testinde elde edilen deneysel güç değerleri incelendiğinde (Çizelge 4.16. ve Şekil 4.13.) ; genel olarak tüm durumlarda W_{AKM} testinin diğer testlere kıyasla daha güçlü olma eğiliminde olduğu gözlemlenmektedir.

Çizelge 4.16. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.40	0.0550	0.0535	0.0540	0.0510	0.0557	0.0583
	p=0.60	0.0592	0.0519	0.0523	0.0458	0.0611	0.0752
	p=0.80	0.0653	0.0552	0.0472	0.0412	0.0585	0.1082
	p=1.00	0.0751	0.0756	0.0831	0.0831	0.0956	0.1694
n=20	p=0.40	0.0575	0.0532	0.0551	0.0488	0.0610	0.0680
	p=0.60	0.0652	0.0542	0.0566	0.0453	0.0690	0.1033
	p=0.80	0.0768	0.0673	0.0622	0.0523	0.0784	0.1680
	p=1.00	0.1028	0.1118	0.1339	0.1339	0.1750	0.3171
n=30	p=0.20	0.0520	0.0493	0.0516	0.0494	0.0520	0.0570
	p=0.40	0.0577	0.0526	0.0572	0.0495	0.0615	0.0800
	p=0.60	0.0686	0.0549	0.0611	0.0482	0.0778	0.1273
	p=0.80	0.0872	0.0802	0.0738	0.0619	0.0949	0.2185
	p=1.00	0.1348	0.1504	0.1808	0.1808	0.2586	0.4490
n=40	p=0.20	0.0535	0.0520	0.0522	0.0536	0.0531	0.0554
	p=0.40	0.0602	0.0520	0.0588	0.0514	0.0618	0.0826
	p=0.60	0.0750	0.0585	0.0652	0.0548	0.0786	0.1424
	p=0.80	0.0975	0.0893	0.0892	0.0764	0.1124	0.2668
	p=1.00	0.1652	0.1859	0.2296	0.2296	0.3528	0.5638
n=50	p=0.20	0.0554	0.0566	0.0601	0.0553	0.0572	0.0642
	p=0.40	0.0643	0.0551	0.0621	0.0524	0.0672	0.0896
	p=0.60	0.0730	0.0608	0.0700	0.0557	0.0836	0.1554
	p=0.80	0.1140	0.1033	0.1046	0.0906	0.1336	0.3282
	p=1.00	0.1952	0.2272	0.2789	0.2789	0.4372	0.6496
n=100	p=0.20	0.0544	0.0509	0.0552	0.0518	0.0562	0.0625
	p=0.40	0.0698	0.0593	0.0733	0.0589	0.0778	0.1096
	p=0.60	0.1030	0.0804	0.1024	0.0806	0.1170	0.2244
	p=0.80	0.1862	0.1896	0.2027	0.1779	0.2468	0.5427
	p=1.00	0.3877	0.4602	0.5534	0.5534	0.7927	0.9022

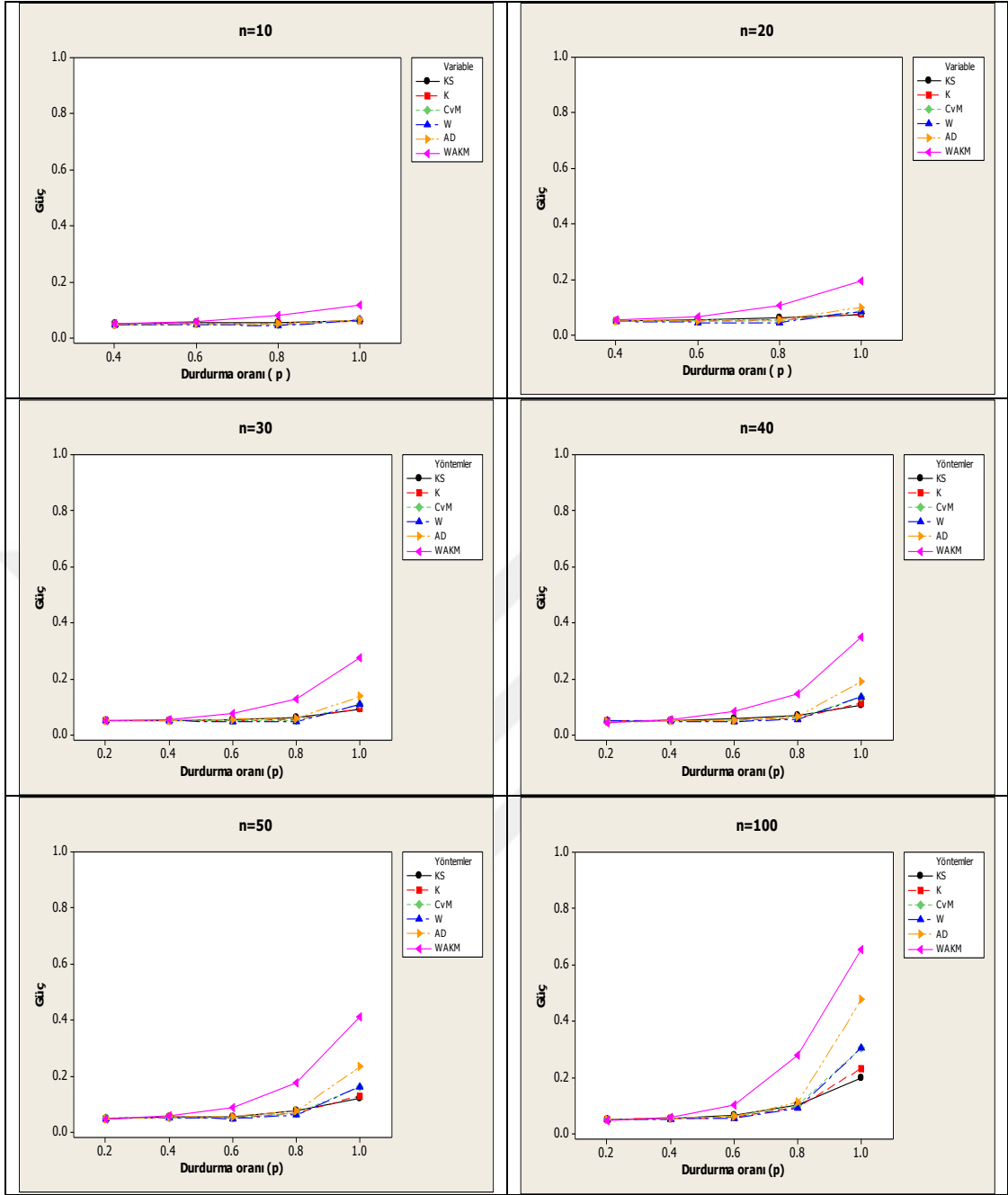


Şekil 4.13. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Log-logistic dağılımının Gamma dağılımına karşı uyumunun testinde elde edilen deneysel güç değerleri incelendiğinde (Çizelge 4.17. ve Şekil 4.14.) ; genel olarak tüm durumlarda W_{AKM} testinin diğer testlere kıyasla daha güçlü olma eğiliminde olduğu gözlemlenmektedir.

Çizelge 4.17. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.40	0.0495	0.0480	0.0481	0.0472	0.0487	0.0520
	p=0.60	0.0530	0.0514	0.0493	0.0480	0.0514	0.0576
	p=0.80	0.0555	0.0503	0.0457	0.0431	0.0514	0.0802
	p=1.00	0.0610	0.0607	0.0638	0.0638	0.0656	0.1173
n=20	p=0.40	0.0512	0.0504	0.0504	0.0500	0.0522	0.0535
	p=0.60	0.0544	0.0502	0.0490	0.0452	0.0525	0.0654
	p=0.80	0.0604	0.0540	0.0498	0.0452	0.0550	0.1065
	p=1.00	0.0733	0.0762	0.0856	0.0856	0.1001	0.1957
n=30	p=0.20	0.0502	0.0495	0.0495	0.0513	0.0495	0.0502
	p=0.40	0.0501	0.0498	0.0513	0.0496	0.0516	0.0551
	p=0.60	0.0564	0.0502	0.0510	0.0483	0.0563	0.0780
	p=0.80	0.0609	0.0544	0.0521	0.0476	0.0596	0.1284
	p=1.00	0.0915	0.0942	0.1080	0.1080	0.1385	0.2738
n=40	p=0.20	0.0471	0.0501	0.0462	0.0514	0.0464	0.0445
	p=0.40	0.0521	0.0498	0.0509	0.0490	0.0501	0.0534
	p=0.60	0.0569	0.0520	0.0500	0.0464	0.0526	0.0826
	p=0.80	0.0676	0.0612	0.0616	0.0556	0.0668	0.1464
	p=1.00	0.1054	0.1132	0.1359	0.1359	0.1908	0.3501
n=50	p=0.20	0.0481	0.0487	0.0493	0.0490	0.0486	0.0479
	p=0.40	0.0534	0.0529	0.0519	0.0504	0.0529	0.0571
	p=0.60	0.0561	0.0515	0.0520	0.0484	0.0554	0.0861
	p=0.80	0.0754	0.0682	0.0669	0.0615	0.0750	0.1744
	p=1.00	0.1210	0.1298	0.1617	0.1617	0.2334	0.4118
n=100	p=0.20	0.0510	0.0519	0.0494	0.0518	0.0512	0.0474
	p=0.40	0.0532	0.0540	0.0554	0.0525	0.0548	0.0596
	p=0.60	0.0661	0.0576	0.0616	0.0554	0.0612	0.1015
	p=0.80	0.1010	0.0950	0.1002	0.0915	0.1119	0.2776
	p=1.00	0.1969	0.2328	0.3055	0.3055	0.4774	0.6550



Şekil 4.14. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

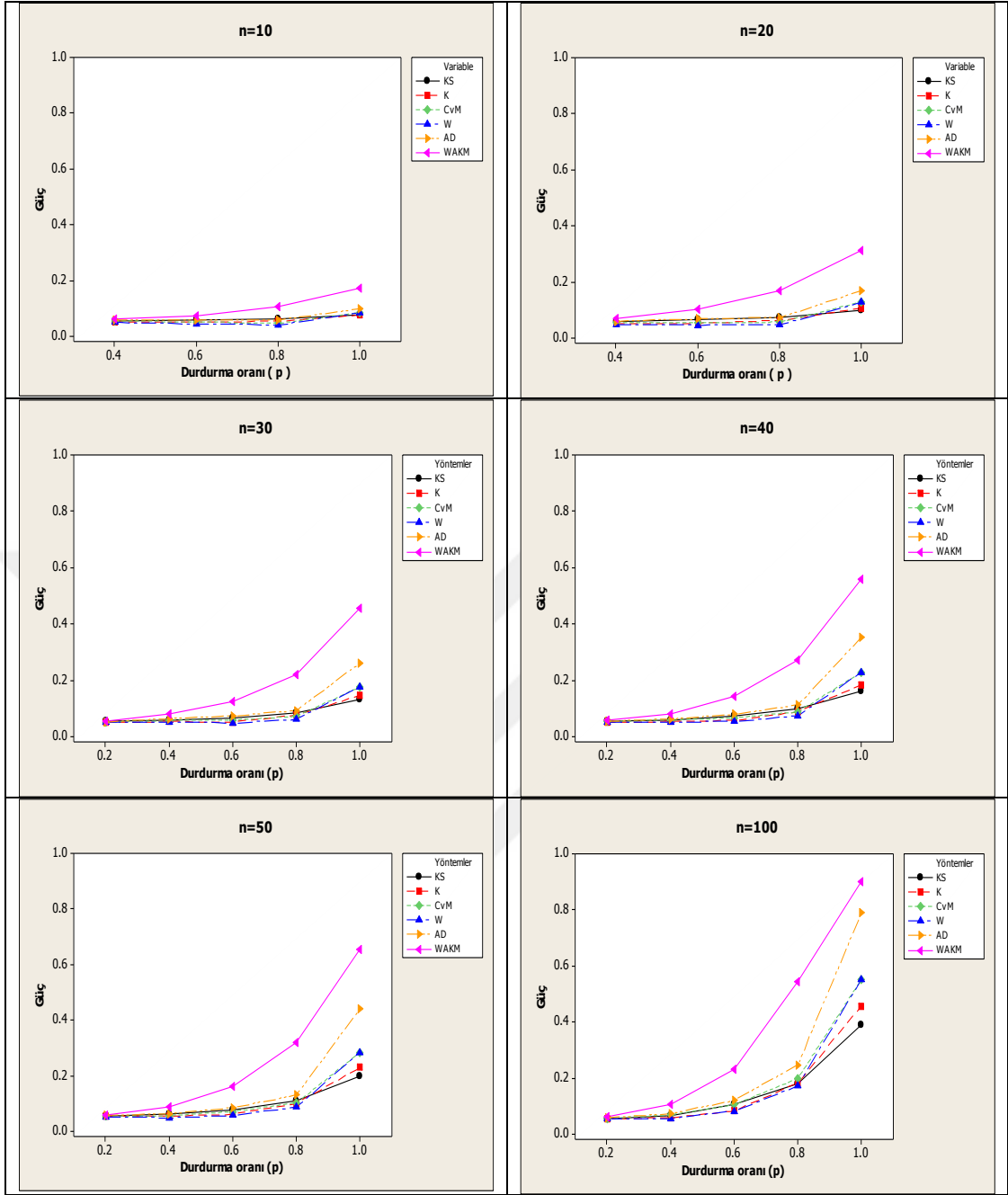
4.4.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Bu alt bölümde azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(0.8,0.88) dağılımı alternatif dağılım olarak dikkate alınmaktadır. Dikkate alınan ve önerilen uyum iyiliği testleri için 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç

performansları Çizelge 4.18. ile Şekil 4.15.'te verilmektedir. Tüm durumlarda W_{AKM} testinin diğer testlere kıyasla daha yüksek güce sahip olma eğiliminde olduğu dikkat çekmektedir. AD ve CvM testlerinin W_{AKM} testinden sonra yine en iyi güç performanslarına sahip oldukları görülmektedir.

Çizelge 4.18. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W_{AKM}
n=10	p=0.40	0.0558	0.0522	0.0544	0.0497	0.0570	0.0615
	p=0.60	0.0569	0.0502	0.0510	0.0439	0.0588	0.0742
	p=0.80	0.0624	0.0535	0.0454	0.0400	0.0588	0.1070
	p=1.00	0.0778	0.0767	0.0850	0.0850	0.0974	0.1716
n=20	p=0.40	0.0573	0.0511	0.0554	0.0472	0.0599	0.0702
	p=0.60	0.0639	0.0524	0.0558	0.0452	0.0679	0.1041
	p=0.80	0.0722	0.0624	0.0564	0.0470	0.0731	0.1673
	p=1.00	0.1000	0.1058	0.1276	0.1276	0.1679	0.3112
n=30	p=0.20	0.0530	0.0514	0.0517	0.0512	0.0525	0.0564
	p=0.40	0.0582	0.0531	0.0566	0.0516	0.0636	0.0792
	p=0.60	0.0660	0.0521	0.0587	0.0478	0.0727	0.1243
	p=0.80	0.0852	0.0757	0.0719	0.0613	0.0925	0.2194
	p=1.00	0.1334	0.1467	0.1764	0.1764	0.2607	0.4540
n=40	p=0.20	0.0536	0.0498	0.0533	0.0514	0.0541	0.0580
	p=0.40	0.0590	0.0534	0.0587	0.0513	0.0624	0.0802
	p=0.60	0.0744	0.0576	0.0663	0.0540	0.0791	0.1417
	p=0.80	0.0974	0.0878	0.0878	0.0739	0.1117	0.2701
	p=1.00	0.1608	0.1842	0.2286	0.2286	0.3524	0.5596
n=50	p=0.20	0.0532	0.0528	0.0564	0.0510	0.0570	0.0598
	p=0.40	0.0606	0.0537	0.0564	0.0485	0.0626	0.0862
	p=0.60	0.0770	0.0610	0.0708	0.0569	0.0851	0.1622
	p=0.80	0.1096	0.1004	0.1020	0.0867	0.1300	0.3203
	p=1.00	0.1971	0.2296	0.2841	0.2841	0.4425	0.6559
n=100	p=0.20	0.0558	0.0537	0.0563	0.0529	0.0580	0.0635
	p=0.40	0.0658	0.0586	0.0676	0.0557	0.0732	0.1068
	p=0.60	0.1045	0.0824	0.1052	0.0820	0.1200	0.2305
	p=0.80	0.1783	0.1829	0.1979	0.1723	0.2464	0.5422
	p=1.00	0.3886	0.4568	0.5530	0.5530	0.7919	0.9012

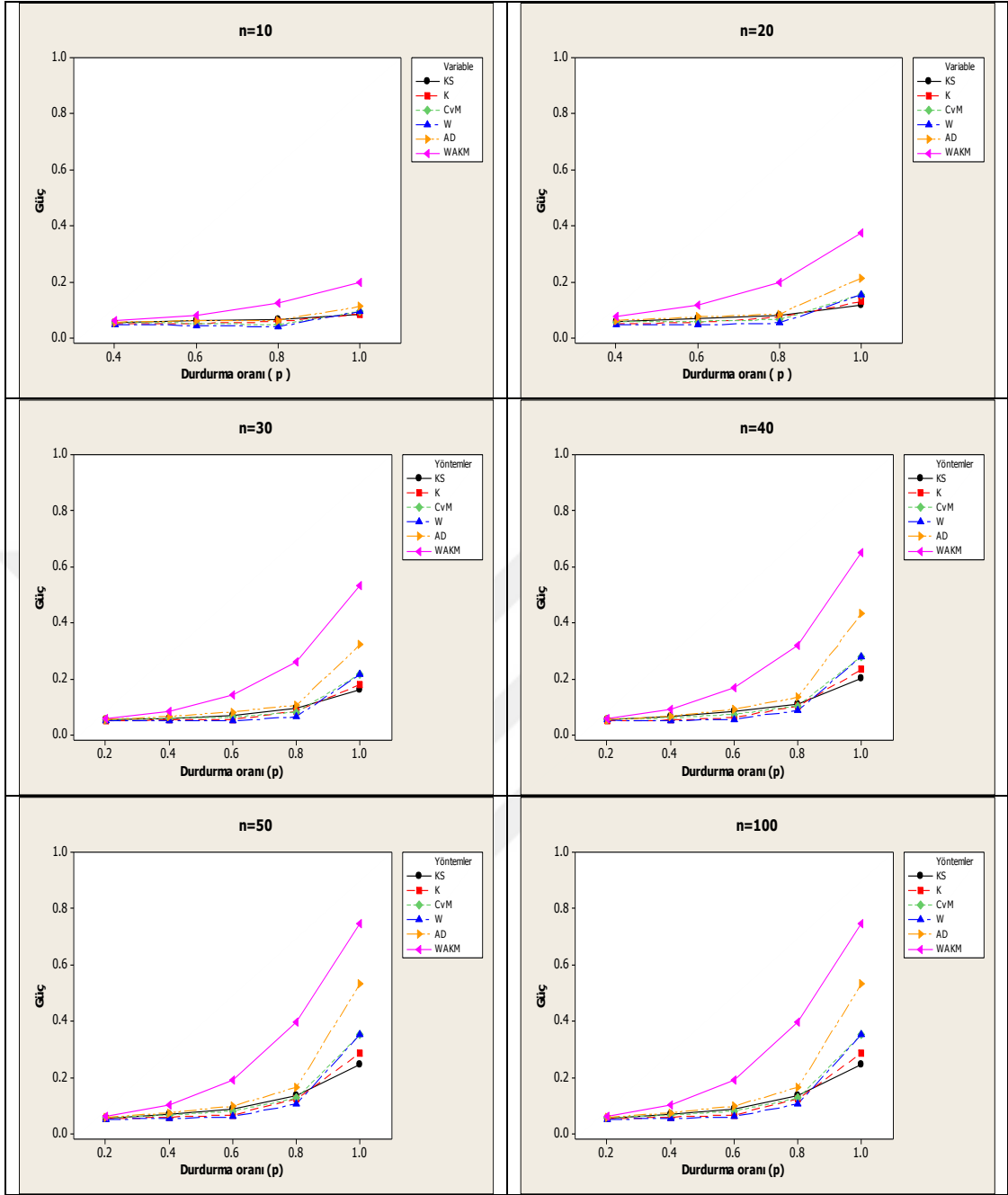


Şekil 4.15. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Log-logistic dağılımın Weibull(0.8,0.88) dağılımına karşı testinde güç değerleri Çizelge 4.19. ile Şekil 4.16.'da verilmektedir. Tüm durumlarda W_{AKM} testinin diğer testlere kıyasla daha yüksek güce sahip olma eğiliminde olduğu dikkat çekmektedir.

Çizelge 4.19. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.40	0.0555	0.0514	0.0542	0.0483	0.0554	0.0615
	p=0.60	0.0610	0.0518	0.0522	0.0441	0.0612	0.0805
	p=0.80	0.0654	0.0576	0.0462	0.0398	0.0633	0.1238
	p=1.00	0.0834	0.0854	0.0949	0.0949	0.1116	0.1970
n=20	p=0.40	0.0597	0.0496	0.0562	0.0480	0.0625	0.0748
	p=0.60	0.0700	0.0556	0.0592	0.0466	0.0750	0.1169
	p=0.80	0.0819	0.0733	0.0656	0.0531	0.0857	0.1962
	p=1.00	0.1188	0.1302	0.1548	0.1548	0.2138	0.3760
n=30	p=0.20	0.0549	0.0520	0.0553	0.0524	0.0552	0.0599
	p=0.40	0.0598	0.0531	0.0599	0.0503	0.0658	0.0845
	p=0.60	0.0706	0.0547	0.0639	0.0500	0.0821	0.1440
	p=0.80	0.0936	0.0852	0.0813	0.0652	0.1063	0.2612
	p=1.00	0.1603	0.1812	0.2170	0.2170	0.3222	0.5312
n=40	p=0.20	0.0556	0.0515	0.0556	0.0529	0.0540	0.0589
	p=0.40	0.0641	0.0528	0.0612	0.0511	0.0669	0.0915
	p=0.60	0.0829	0.0618	0.0737	0.0561	0.0918	0.1682
	p=0.80	0.1111	0.1032	0.1042	0.0872	0.1338	0.3209
	p=1.00	0.2024	0.2330	0.2805	0.2805	0.4329	0.6506
n=50	p=0.20	0.0555	0.0536	0.0571	0.0518	0.0582	0.0630
	p=0.40	0.0694	0.0587	0.0661	0.0544	0.0741	0.1022
	p=0.60	0.0870	0.0671	0.0807	0.0606	0.0983	0.1902
	p=0.80	0.1339	0.1231	0.1268	0.1056	0.1650	0.3959
	p=1.00	0.2451	0.2875	0.3522	0.3522	0.5331	0.7447
n=100	p=0.20	0.0577	0.0565	0.0604	0.0544	0.0636	0.0715
	p=0.40	0.0816	0.0664	0.0836	0.0642	0.0886	0.1304
	p=0.60	0.1239	0.0958	0.1303	0.0950	0.1489	0.2895
	p=0.80	0.2310	0.2466	0.2559	0.2234	0.3188	0.6482
	p=1.00	0.4915	0.5719	0.6614	0.6614	0.8788	0.9552



Şekil 4.16. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

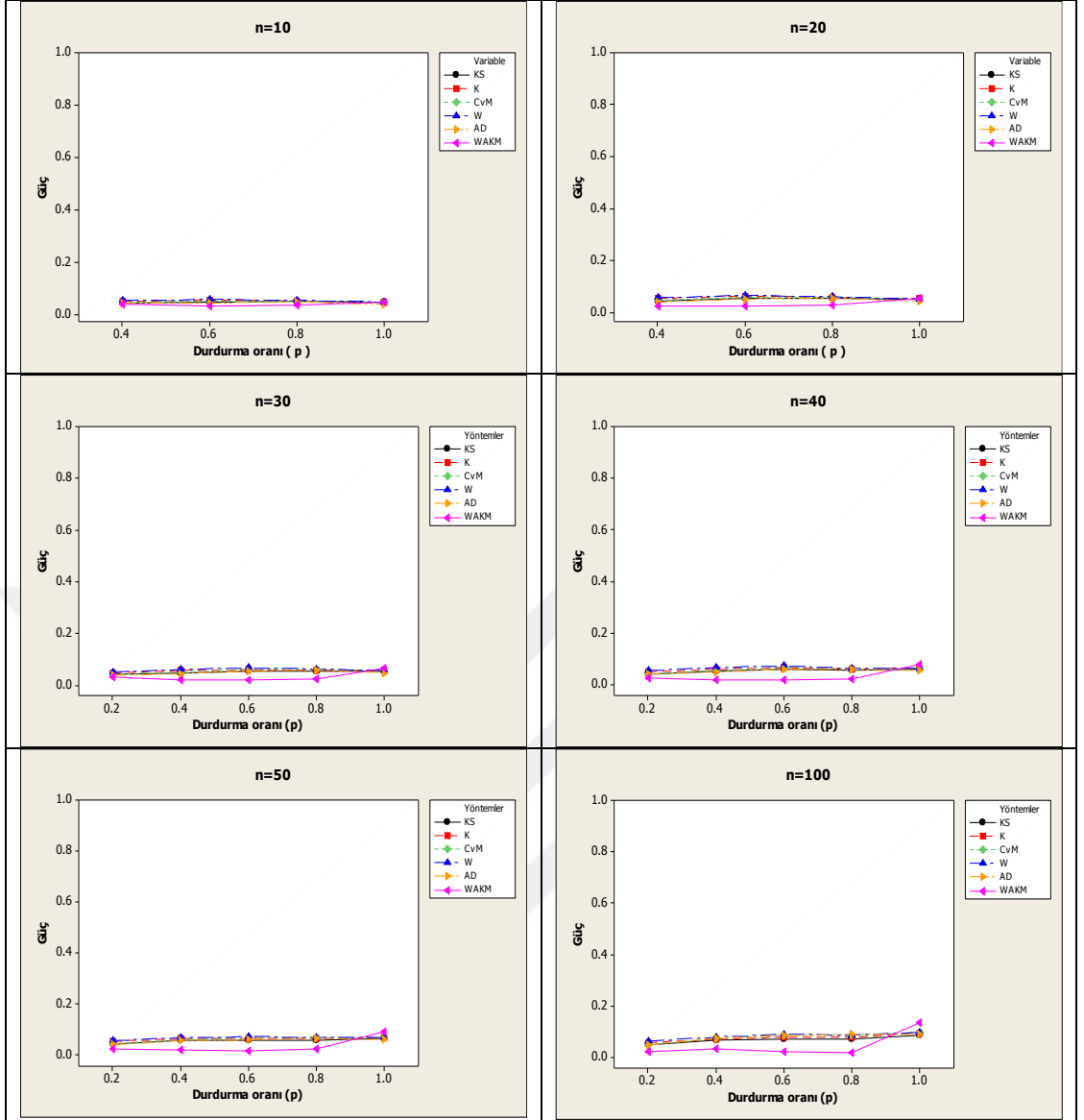
4.4.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip log-logistic dağılımın yine monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip olan log-normal dağılımına karşı testi için

25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç değerleri Çizelge 4.20. ve Şekil 4.17.'de verilmiştir.

Çizelge 4.20. Log-logistic dağılımın log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.40	0.0454	0.0504	0.0475	0.0543	0.0439	0.0399
	p=0.60	0.0461	0.0557	0.0524	0.0582	0.0448	0.0316
	p=0.80	0.0497	0.0525	0.0517	0.0544	0.0484	0.0359
	p=1.00	0.0470	0.0481	0.0485	0.0485	0.0394	0.0470
n=20	p=0.40	0.0448	0.0538	0.0473	0.0574	0.0404	0.0242
	p=0.60	0.0556	0.0633	0.0591	0.0650	0.0520	0.0232
	p=0.80	0.0528	0.0582	0.0590	0.0609	0.0556	0.0266
	p=1.00	0.0523	0.0533	0.0512	0.0512	0.0413	0.0548
n=30	p=0.20	0.0422	0.0477	0.0402	0.0514	0.0372	0.0297
	p=0.40	0.0466	0.0559	0.0509	0.0612	0.0440	0.0202
	p=0.60	0.0537	0.0596	0.0615	0.0674	0.0548	0.0190
	p=0.80	0.0538	0.0582	0.0610	0.0623	0.0578	0.0257
	p=1.00	0.0556	0.0577	0.0566	0.0566	0.0479	0.0669
n=40	p=0.20	0.0418	0.0488	0.0408	0.0550	0.0394	0.0249
	p=0.40	0.0535	0.0603	0.0556	0.0664	0.0489	0.0174
	p=0.60	0.0582	0.0660	0.0685	0.0732	0.0601	0.0171
	p=0.80	0.0554	0.0604	0.0606	0.0624	0.0580	0.0212
	p=1.00	0.0589	0.0626	0.0620	0.0620	0.0551	0.0777
n=50	p=0.20	0.0438	0.0536	0.0428	0.0554	0.0408	0.0224
	p=0.40	0.0562	0.0628	0.0602	0.0682	0.0559	0.0190
	p=0.60	0.0580	0.0633	0.0668	0.0714	0.0595	0.0144
	p=0.80	0.0585	0.0632	0.0667	0.0687	0.0647	0.0231
	p=1.00	0.0647	0.0682	0.0696	0.0696	0.0595	0.0903
n=100	p=0.20	0.0495	0.0575	0.0490	0.0634	0.0483	0.0202
	p=0.40	0.0661	0.0695	0.0740	0.0792	0.0737	0.0324
	p=0.60	0.0709	0.0791	0.0868	0.0892	0.0860	0.0209
	p=0.80	0.0712	0.0778	0.0845	0.0863	0.0887	0.0170
	p=1.00	0.0871	0.0942	0.0978	0.0978	0.0902	0.1355



Şekil 4.17. Log-logistic dağılımın log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

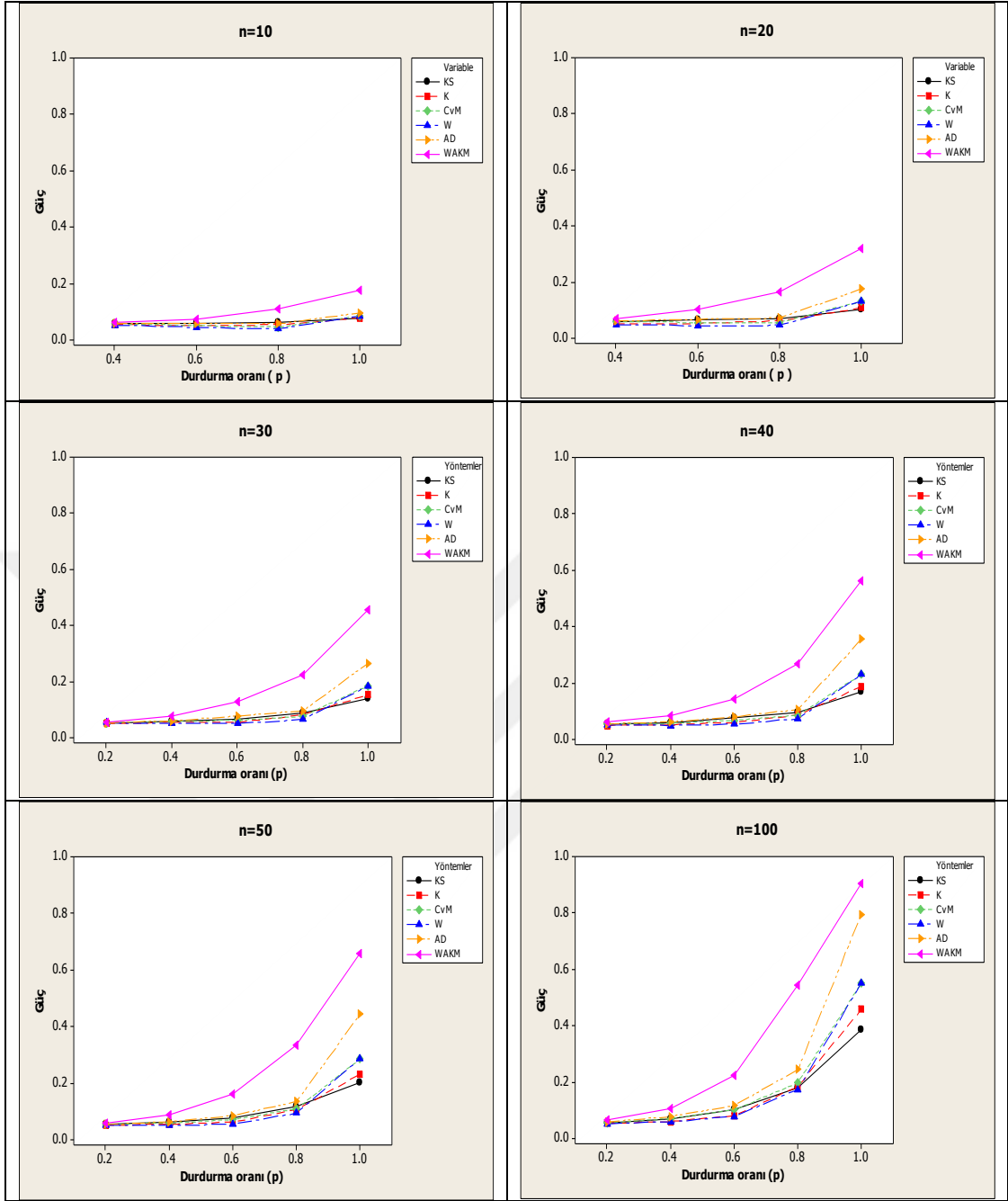
Log-normal ve log-logistic dağılımları birbirlerine çok benzer dağılımlar olduğundan, Çizelge 4.20.'den görüldüğü gibi testlerin bu iki dağılım arasında ayırma yapma güçleri dikkate alınan tüm durumlarda düşüktür.

4.4.4.Sabit değerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu

Çizelge 4.21. ve Şekil 4.18.'de log-logistic dağılımın sabit değerli bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Üstel($\theta=1$) dağılımına karşı testi için 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç değerleri verilmektedir.

Çizelge 4.21. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		KS	K	CvM	W	AD	W _{AKM}
n=10	p=0.40	0.0564	0.0530	0.0564	0.0514	0.0578	0.0606
	p=0.60	0.0565	0.0489	0.0492	0.0432	0.0574	0.0736
	p=0.80	0.0610	0.0526	0.0442	0.0375	0.0554	0.1074
	p=1.00	0.0754	0.0763	0.0830	0.0830	0.0948	0.1737
n=20	p=0.40	0.0585	0.0522	0.0580	0.0485	0.0612	0.0700
	p=0.60	0.0652	0.0526	0.0557	0.0438	0.0668	0.1038
	p=0.80	0.0700	0.0618	0.0557	0.0455	0.0718	0.1634
	p=1.00	0.1018	0.1081	0.1308	0.1308	0.1751	0.3182
n=30	p=0.20	0.0515	0.0514	0.0525	0.0530	0.0522	0.0542
	p=0.40	0.0593	0.0535	0.0572	0.0507	0.0598	0.0763
	p=0.60	0.0674	0.0547	0.0619	0.0494	0.0772	0.1270
	p=0.80	0.0881	0.0809	0.0764	0.0644	0.0956	0.2220
	p=1.00	0.1384	0.1528	0.1849	0.1849	0.2651	0.4563
n=40	p=0.20	0.0552	0.0489	0.0546	0.0508	0.0545	0.0625
	p=0.40	0.0593	0.0514	0.0566	0.0489	0.0624	0.0832
	p=0.60	0.0750	0.0601	0.0669	0.0538	0.0796	0.1418
	p=0.80	0.0954	0.0860	0.0854	0.0729	0.1054	0.2680
	p=1.00	0.1676	0.1874	0.2304	0.2304	0.3550	0.5628
n=50	p=0.20	0.0531	0.0514	0.0554	0.0500	0.0533	0.0587
	p=0.40	0.0624	0.0543	0.0579	0.0501	0.0632	0.0886
	p=0.60	0.0751	0.0618	0.0713	0.0548	0.0844	0.1595
	p=0.80	0.1166	0.1054	0.1091	0.0935	0.1345	0.3341
	p=1.00	0.2010	0.2319	0.2851	0.2851	0.4429	0.6574
n=100	p=0.20	0.0556	0.0536	0.0550	0.0522	0.0582	0.0650
	p=0.40	0.0708	0.0600	0.0707	0.0588	0.0782	0.1075
	p=0.60	0.1012	0.0801	0.1012	0.0779	0.1160	0.2249
	p=0.80	0.1793	0.1845	0.1976	0.1737	0.2447	0.5439
	p=1.00	0.3869	0.4580	0.5519	0.5519	0.7952	0.9048



Şekil 4.18. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 4.20. ve Şekil 4.18. incelendiğinde; deneysel güç performansı açısından en iyi testin önerilen W_{AKM} testi olduğu, AD testinin II. en iyi performansa sahip olduğu görülmektedir.

5. DÖNÜŞTÜRÜLMÜŞ VERİLERİ KULLANAN BAZI EDF TESTLERİNE İLİŞKİN SİMÜLASYON SONUÇLARI

Bu bölümde 25 000 tekrarlı simülasyonlar sonucunda dönüşümlere dayanan bazı EDF türü uyum iyiliği testleri için elde edilen güç performansları verilmektedir. Bu testler Cramer-von Mises, Anderson-Darling ve bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testleridir. Dikkate alınan testlerin deneysel güç performansları monoton artan, monoton azalan ve monoton olmayan tehlike fonksiyonları olmak üzere H_0 hipotezinde belirtilen her dağılım için üç ayrı durumda elde edilmiştir.

Örnekleme verilerine iki tür dönüşüm uygulanmaktadır: İlk olarak II.tür sağdan durdurulmuş örneklemeler çeşitli dönüşümler yardımıyla tam örnekleme dönüştürülmektedir. Daha sonra standart normal dağılımdan gelen örneklemelere ve verilerin geldiği konum-ölçek ailesinin standart dağılımından gelen örneklemelere dönüştürülmektedir. Örneğin veriler log-normal dağılım ailesinden geliyorsa, bu aile için standart dağılım Log-normal(0,1); üstel dağılım ailesinden geliyorsa, standart dağılım Üstel($\theta=1$) dağılımıdır.

Dikkate alınan her bir test ilk önce normallik dönüşümüne uygulanmış verilere ve daha sonra ilgili dağılım ailesinin standart dağılımına dönüştürülmüş verilere uygulanmaktadır. Böylelikle her test için iki güç performansı ölçülmektedir. Testler çizelgelerde aşağıdaki kısaltmalarla temsil edilmektedir.

- CvM (N.D): Normalleştirilmiş verilere uygulanan CvM testi
- CvM (O.D): Orijinal konum-ölçek ailesinin standart dağılımına sahip olacak şekilde dönüştürülmüş verilere uygulanan CvM testi
- AD (N.D): Normalleştirilmiş verilere uygulanan AD testi
- AD (O.D): Orijinal konum-ölçek ailesinin standart dağılımına sahip olacak şekilde dönüştürülmüş verilere uygulanan AD testi

- W_{AKM} (N.D): Normalleştirilmiş verilere uygulanan W_{AKM} testi
- W_{AKM} (O.D): Orijinal konum-ölçek ailesinin standart dağılımına sahip olacak şekilde dönüştürülmüş verilere uygulanan W_{AKM} testi

5.1.Üstel Dağılıma Uyumun Testi

Bu alt bölümde Üstel($\theta=1$) dağılımı dikkate alınmıştır. Üstel dağılım ölçek parametrelili bir dağılım ailesi oluşturduğundan, θ parametresinin simülasyonlarda örneklemlerden tahmin edilmesi, üstel dağılım için seçilen parametre değeri uyum iyiliği testlerinin kritik değerlerini etkilememektedir. Dolayısıyla parametrenin gerçek değeri güç performanslarını etkilememektedir.

Ayrıca verileri orijinal dağılım ailesinin standart dağılımına sahip olacak şekilde dönüştürmeden önce uygulanan tam örnekleme dönüştürme yöntemlerinden Michael-Schucany (1979) yöntemi tercih edilmiştir. Bu yöntemin tercih edilmesinin nedeni üstelliğe uyumun testinde diğer tam örnekleme dönüştürme yöntemlerine göre daha yüksek güç performansı sağlamasıdır. Bu bilginin doğruluğunu desteklemek amacıyla Lin vd.(2008) yöntemiyle de veriler tam örnekleme dönüştürülüp güç performansları incelenmiştir. Bu inceleme sonucunda ise Lin vd.(2008) yönteminin kullanılması sonucu elde edilen güç değerlerinin Michael-Schucany (1979) yöntemi kullanılarak elde edilen güç değerlerine göre oldukça düşük oldukları görülmüştür.

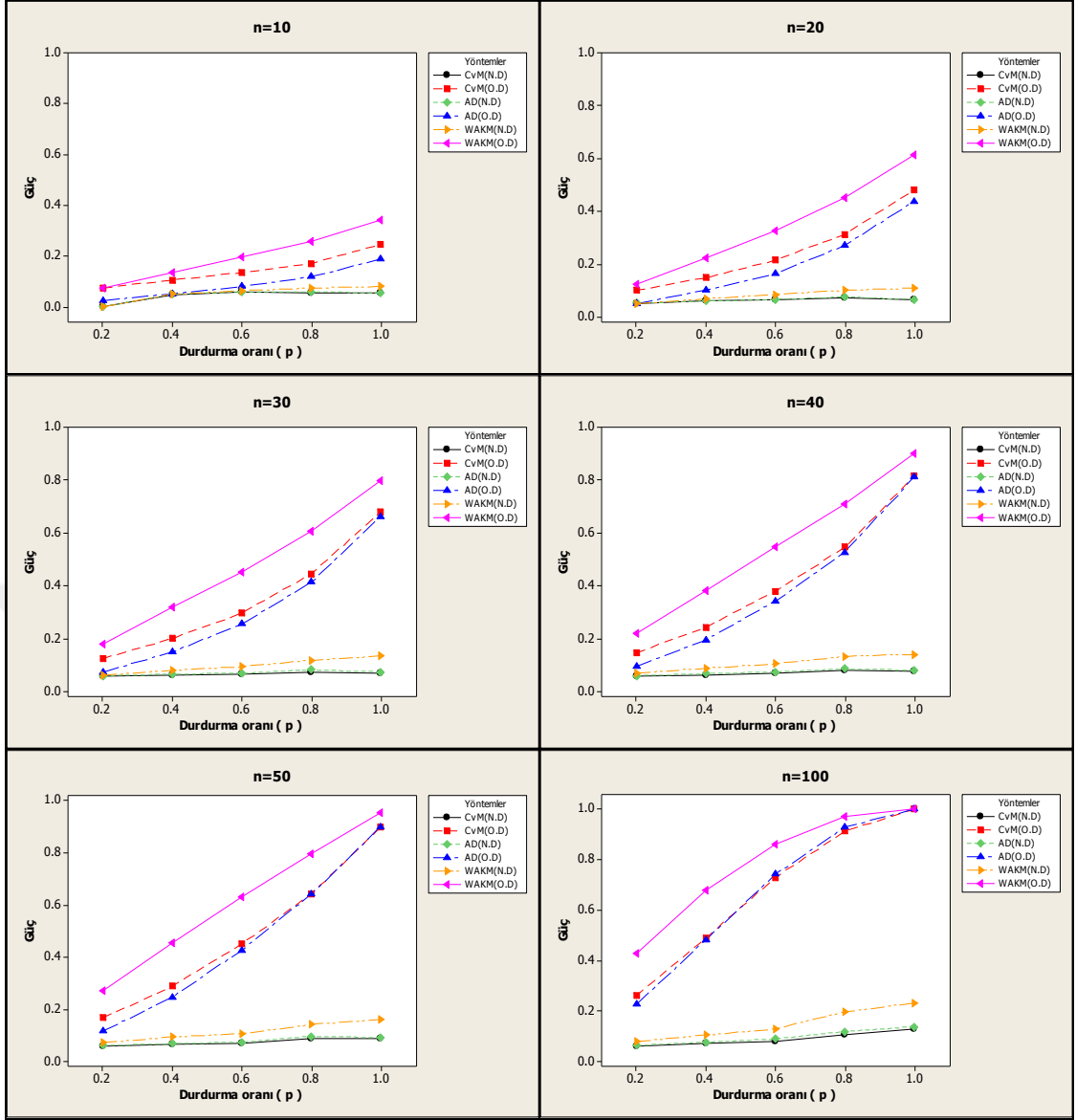
5.1.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 5.1. ve Şekil 5.1.'de Üstel($\theta=1$) dağılımın Weibull(1.5,1.1) dağılımına karşı testinde, 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından ilgili testler için elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir. Çizelge 5.1. ve Şekil 5.1. incelendiğinde; orijinal dağılım dönüşümüne dayalı testlerin, normallik dönüşümüne dayanan testlere göre dikkate alınan tüm durumlarda çok daha iyi güç performanslarına sahip oldukları gözlemlenmektedir. Bu durum örneklem büyüklüğü arttıkça daha belirgin hale gelmektedir.

Ayrıca her iki dönüşüm grubu ayrı ayrı incelendiğinde; bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testinin güç performansının ilgili gruptaki diğer testlere kıyasla daha iyi olma eğiliminde olduğu görülmektedir. Her iki dönüşüm grubunda da CvM ve AD testlerinin benzer performans gösterme eğilimleri dikkat çekmektedir.

Çizelge 5.1.Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.20	0.0000	0.0738	0.0000	0.0246	0.0000	0.0737
	p=0.40	0.0488	0.1062	0.0505	0.0516	0.0494	0.1336
	p=0.60	0.0570	0.1346	0.0587	0.0798	0.0633	0.1957
	p=0.80	0.0562	0.1712	0.0590	0.1185	0.0743	0.2595
	p=1.00	0.0533	0.2464	0.0546	0.1881	0.0800	0.3409
n=20	p=0.20	0.0522	0.1015	0.0533	0.0511	0.0501	0.1248
	p=0.40	0.0601	0.1487	0.0611	0.1026	0.0695	0.2233
	p=0.60	0.0645	0.2155	0.0669	0.1648	0.0856	0.3258
	p=0.80	0.0720	0.3138	0.0768	0.2716	0.1016	0.4504
	p=1.00	0.0639	0.4821	0.0666	0.4386	0.1094	0.6142
n=30	p=0.20	0.0582	0.1258	0.0592	0.0734	0.0621	0.1782
	p=0.40	0.0636	0.2002	0.0665	0.1500	0.0803	0.3191
	p=0.60	0.0669	0.2975	0.0692	0.2553	0.0940	0.4508
	p=0.80	0.0744	0.4454	0.0824	0.4137	0.1187	0.6074
	p=1.00	0.0703	0.6801	0.0742	0.6618	0.1339	0.7983
n=40	p=0.20	0.0588	0.1465	0.0601	0.0942	0.0703	0.2212
	p=0.40	0.0637	0.2433	0.0677	0.1959	0.0887	0.3807
	p=0.60	0.0690	0.3798	0.0744	0.3428	0.1046	0.5489
	p=0.80	0.0806	0.5462	0.0864	0.5273	0.1337	0.7086
	p=1.00	0.0778	0.8156	0.0806	0.8116	0.1411	0.8995
n=50	p=0.20	0.0598	0.1674	0.0617	0.1167	0.0724	0.2698
	p=0.40	0.0653	0.2879	0.0684	0.2473	0.0941	0.4532
	p=0.60	0.0712	0.4498	0.0748	0.4264	0.1072	0.6293
	p=0.80	0.0879	0.6413	0.0970	0.6410	0.1421	0.7932
	p=1.00	0.0865	0.8984	0.0920	0.8988	0.1607	0.9515
n=100	p=0.20	0.0590	0.2613	0.0638	0.2260	0.0801	0.4263
	p=0.40	0.0705	0.4896	0.0767	0.4818	0.1042	0.6791
	p=0.60	0.0809	0.7278	0.0892	0.7400	0.1290	0.8602
	p=0.80	0.1069	0.9110	0.1191	0.9272	0.1964	0.9676
	p=1.00	0.1275	0.9977	0.1379	0.9981	0.2327	0.9996

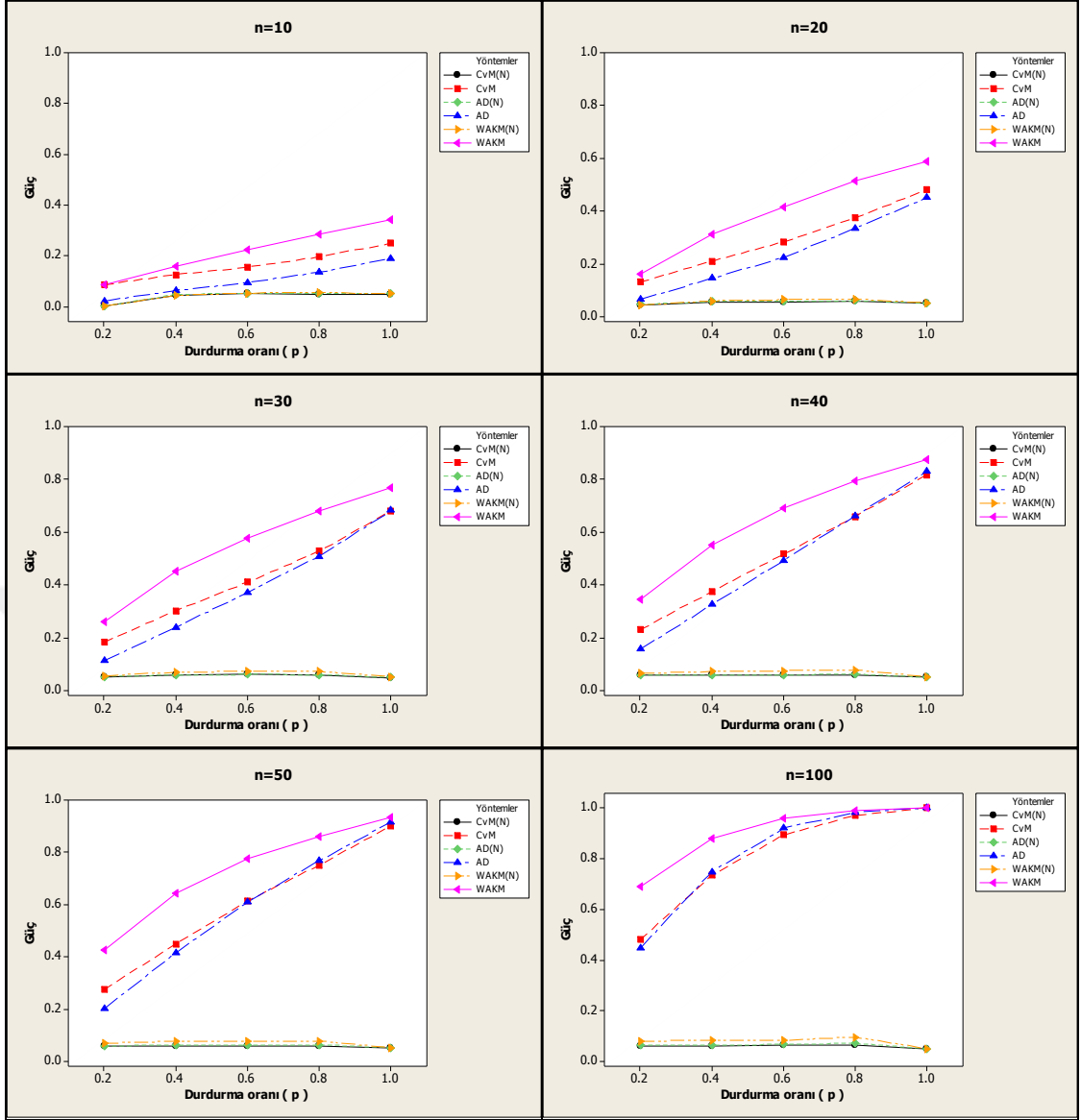


Şekil 5.1. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Üstel($\theta=1$) dağılımın Gamma(2,2) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları Çizelge 5.2. ve Şekil 5.2.'de verilmektedir. Bu performanslar incelendiğinde; Weibull dağılımı durumunda elde edilen güç değerleri gibi orijinal dağılım dönüşümüne dayalı testlerin güçlerinin normal dağılım dönüşümüne dayalı testlerin güçlerine kıyasla dikkate değer ölçüde yüksek oldukları görülmektedir.

Çizelge 5.2. Üstel dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=10	p=0.20	0.0000	0.0860	0.0000	0.0211	0.0000	0.0860
	p=0.40	0.0439	0.1251	0.0471	0.0628	0.0436	0.1570
	p=0.60	0.0496	0.1551	0.0522	0.0944	0.0525	0.2231
	p=0.80	0.0475	0.1953	0.0495	0.1346	0.0546	0.2862
	p=1.00	0.0489	0.2490	0.0497	0.1901	0.0498	0.3400
n=20	p=0.20	0.0445	0.1308	0.0462	0.0639	0.0420	0.1625
	p=0.40	0.0541	0.2097	0.0564	0.1448	0.0594	0.3114
	p=0.60	0.0547	0.2826	0.0565	0.2240	0.0639	0.4140
	p=0.80	0.0583	0.3754	0.0600	0.3348	0.0666	0.5129
	p=1.00	0.0505	0.4805	0.0507	0.4500	0.0520	0.5893
n=30	p=0.20	0.0516	0.1842	0.0525	0.1122	0.0562	0.2616
	p=0.40	0.0572	0.3019	0.0586	0.2403	0.0688	0.4514
	p=0.60	0.0606	0.4106	0.0604	0.3708	0.0732	0.5774
	p=0.80	0.0566	0.5273	0.0598	0.5087	0.0726	0.6810
	p=1.00	0.0490	0.6814	0.0495	0.6818	0.0521	0.7673
n=40	p=0.20	0.0575	0.2303	0.0595	0.1563	0.0645	0.3434
	p=0.40	0.0583	0.3749	0.0582	0.3252	0.0717	0.5516
	p=0.60	0.0568	0.5167	0.0586	0.4928	0.0747	0.6920
	p=0.80	0.0596	0.6593	0.0620	0.6619	0.0779	0.7937
	p=1.00	0.0505	0.8173	0.0493	0.8297	0.0519	0.8742
n=50	p=0.20	0.0590	0.2750	0.0595	0.2024	0.0696	0.4266
	p=0.40	0.0570	0.4493	0.0610	0.4147	0.0768	0.6442
	p=0.60	0.0596	0.6141	0.0631	0.6091	0.0773	0.7756
	p=0.80	0.0594	0.7511	0.0633	0.7682	0.0778	0.8617
	p=1.00	0.0526	0.9012	0.0520	0.9159	0.0518	0.9349
n=100	p=0.20	0.0618	0.4795	0.0647	0.4460	0.0798	0.6893
	p=0.40	0.0596	0.7330	0.0633	0.7474	0.0837	0.8791
	p=0.60	0.0648	0.8919	0.0674	0.9182	0.0838	0.9579
	p=0.80	0.0654	0.9695	0.0714	0.9813	0.0960	0.9876
	p=1.00	0.0498	0.9981	0.0502	0.9991	0.0496	0.9988



Şekil 5.2. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.1.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

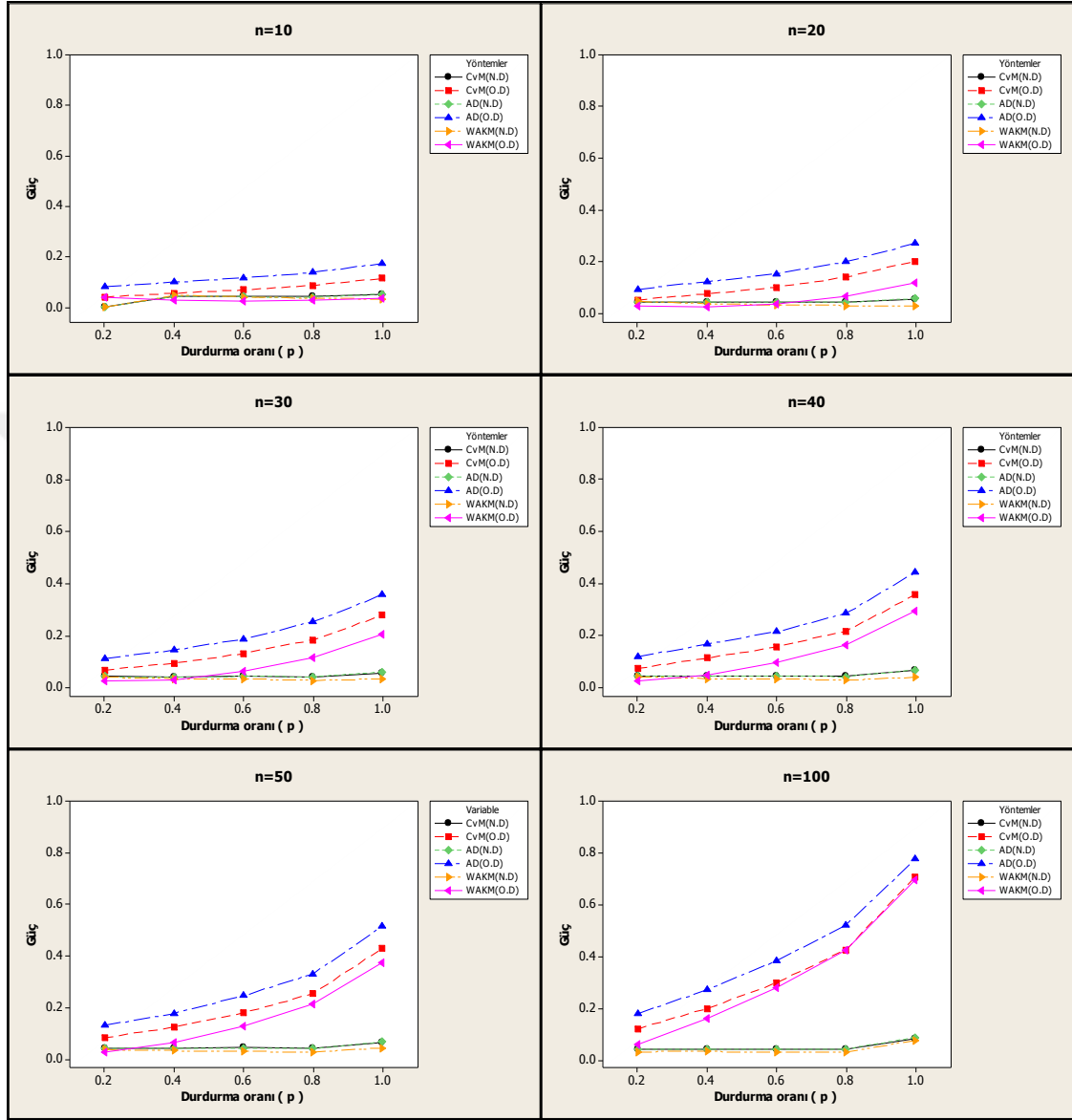
Üstel($\theta=1$) dağılımın Weibull(0.8,0.88) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları Çizelge 5.3. ve Şekil 5.3.'te verilmektedir.

Çizelge 5.3. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=10	p=0.20	0.0000	0.0402	0.0000	0.0819	0.0000	0.0401
	p=0.40	0.0438	0.0553	0.0440	0.0990	0.0468	0.0279
	p=0.60	0.0433	0.0694	0.0416	0.1159	0.0412	0.0238
	p=0.80	0.0416	0.0872	0.0404	0.1373	0.0351	0.0272
	p=1.00	0.0511	0.1152	0.0514	0.1740	0.0330	0.0356
n=20	p=0.20	0.0449	0.0522	0.0449	0.0937	0.0468	0.0265
	p=0.40	0.0440	0.0753	0.0424	0.1224	0.0374	0.0234
	p=0.60	0.0426	0.1008	0.0422	0.1526	0.0319	0.0353
	p=0.80	0.0428	0.1402	0.0416	0.1992	0.0300	0.0666
	p=1.00	0.0556	0.2012	0.0578	0.2701	0.0285	0.1186
n=30	p=0.20	0.0445	0.0670	0.0428	0.1129	0.0402	0.0247
	p=0.40	0.0412	0.0942	0.0400	0.1443	0.0344	0.0314
	p=0.60	0.0430	0.1314	0.0431	0.1874	0.0339	0.0645
	p=0.80	0.0425	0.1838	0.0424	0.2529	0.0275	0.1163
	p=1.00	0.0573	0.2782	0.0604	0.3568	0.0337	0.2036
n=40	p=0.20	0.0434	0.0718	0.0439	0.1168	0.0400	0.0224
	p=0.40	0.0431	0.1120	0.0426	0.1654	0.0320	0.0463
	p=0.60	0.0433	0.1543	0.0412	0.2131	0.0316	0.0950
	p=0.80	0.0419	0.2160	0.0402	0.2842	0.0265	0.1633
	p=1.00	0.0652	0.3551	0.0664	0.4417	0.0377	0.2926
n=50	p=0.20	0.0426	0.0828	0.0420	0.1304	0.0373	0.0264
	p=0.40	0.0422	0.1250	0.0426	0.1774	0.0335	0.0643
	p=0.60	0.0446	0.1790	0.0429	0.2461	0.0302	0.1277
	p=0.80	0.0416	0.2544	0.0410	0.3312	0.0282	0.2140
	p=1.00	0.0650	0.4292	0.0675	0.5148	0.0440	0.3758
n=100	p=0.20	0.0428	0.1212	0.0427	0.1796	0.0326	0.0594
	p=0.40	0.0433	0.1996	0.0429	0.2714	0.0338	0.1601
	p=0.60	0.0435	0.2986	0.0419	0.3834	0.0299	0.2799
	p=0.80	0.0437	0.4264	0.0431	0.5208	0.0314	0.4231
	p=1.00	0.0825	0.7082	0.0881	0.7769	0.0771	0.6963

Güç performansları incelendiğinde genel olarak tüm testlerin güç performanslarının düşük olduğu dikkat çekmektedir. Düşük olan güç performanslarının içinde de orijinal dağılım dönüşümüne dayanan testlerin güçlerinin diğer dönüşüm grubundaki testlerin güçlerine göre daha iyi olduğu gözlemlenmektedir. AD testinin gücünün

diğer testlerin gücüne nazaran iyi olduğu, tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testinin gücünün ise her iki gruptaki diğer iki teste kıyasla düşük olduğu görülmektedir.



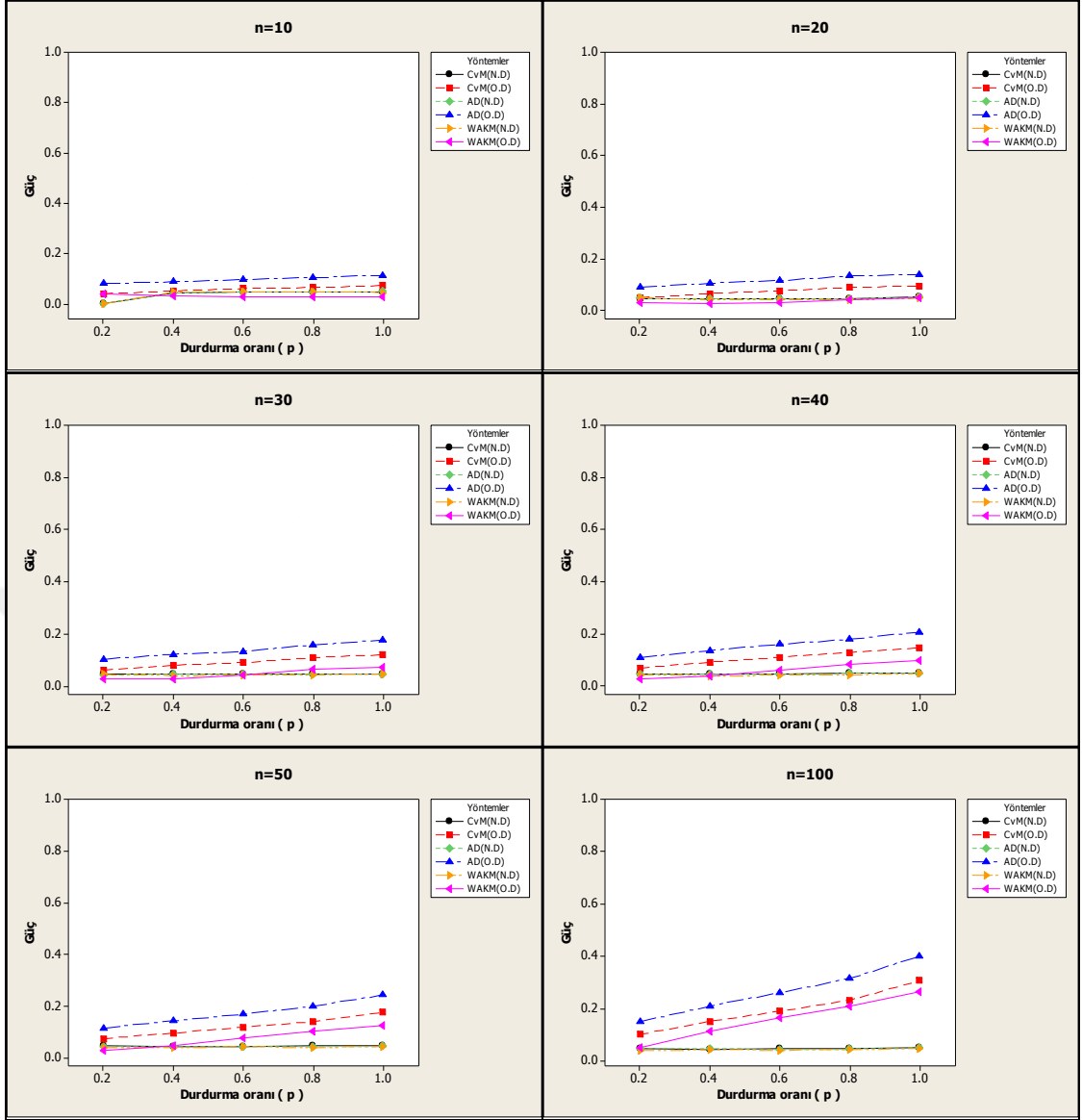
Şekil 5.3. Üstel dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 5.4. ve Şekil 5.4'te Üstel($\theta=1$) dağılımın Gamma(0.8,0.8) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları incelendiğinde; her iki gruptaki testlerin güç değerlerinin Weibull dağılımındaki güç

değerlerine göre gözle görülür ölçüde düşük olduğu görülmektedir. AD testinin gücünün yine diğer iki testin gücüne kıyasla yüksek olduğu dikkat çekmektedir.

Çizelge 5.4. Üstel dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=10	p=0.20	0.0000	0.0401	0.0000	0.0806	0.0000	0.0401
	p=0.40	0.0438	0.0512	0.0439	0.0878	0.0467	0.0328
	p=0.60	0.0466	0.0610	0.0456	0.0970	0.0471	0.0278
	p=0.80	0.0455	0.0648	0.0456	0.1043	0.0471	0.0281
	p=1.00	0.0481	0.0732	0.0493	0.1141	0.0451	0.0299
n=20	p=0.20	0.0464	0.0487	0.0471	0.0887	0.0490	0.0292
	p=0.40	0.0450	0.0656	0.0439	0.1054	0.0406	0.0254
	p=0.60	0.0462	0.0754	0.0448	0.1154	0.0400	0.0298
	p=0.80	0.0457	0.0895	0.0456	0.1329	0.0405	0.0426
	p=1.00	0.0519	0.0944	0.0521	0.1399	0.0481	0.0482
n=30	p=0.20	0.0465	0.0623	0.0442	0.1036	0.0449	0.0266
	p=0.40	0.0473	0.0800	0.0454	0.1218	0.0405	0.0289
	p=0.60	0.0476	0.0904	0.0448	0.1336	0.0416	0.0422
	p=0.80	0.0473	0.1099	0.0478	0.1581	0.0435	0.0647
	p=1.00	0.0477	0.1205	0.0482	0.1772	0.0478	0.0736
n=40	p=0.20	0.0448	0.0690	0.0443	0.1082	0.0414	0.0254
	p=0.40	0.0445	0.0912	0.0434	0.1362	0.0393	0.0387
	p=0.60	0.0444	0.1096	0.0446	0.1599	0.0398	0.0616
	p=0.80	0.0479	0.1285	0.0478	0.1787	0.0419	0.0830
	p=1.00	0.0490	0.1467	0.0475	0.2071	0.0473	0.0971
n=50	p=0.20	0.0478	0.0757	0.0457	0.1164	0.0424	0.0282
	p=0.40	0.0456	0.0962	0.0458	0.1442	0.0408	0.0474
	p=0.60	0.0461	0.1196	0.0453	0.1701	0.0438	0.0788
	p=0.80	0.0473	0.1414	0.0452	0.2010	0.0410	0.1038
	p=1.00	0.0472	0.1765	0.0462	0.2442	0.0447	0.1244
n=100	p=0.20	0.0453	0.1010	0.0452	0.1487	0.0384	0.0490
	p=0.40	0.0450	0.1508	0.0459	0.2098	0.0426	0.1130
	p=0.60	0.0462	0.1895	0.0444	0.2606	0.0408	0.1638
	p=0.80	0.0453	0.2321	0.0451	0.3146	0.0427	0.2084
	p=1.00	0.0506	0.3065	0.0497	0.4014	0.0470	0.2639



Şekil 5.4. Üstel dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.1.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

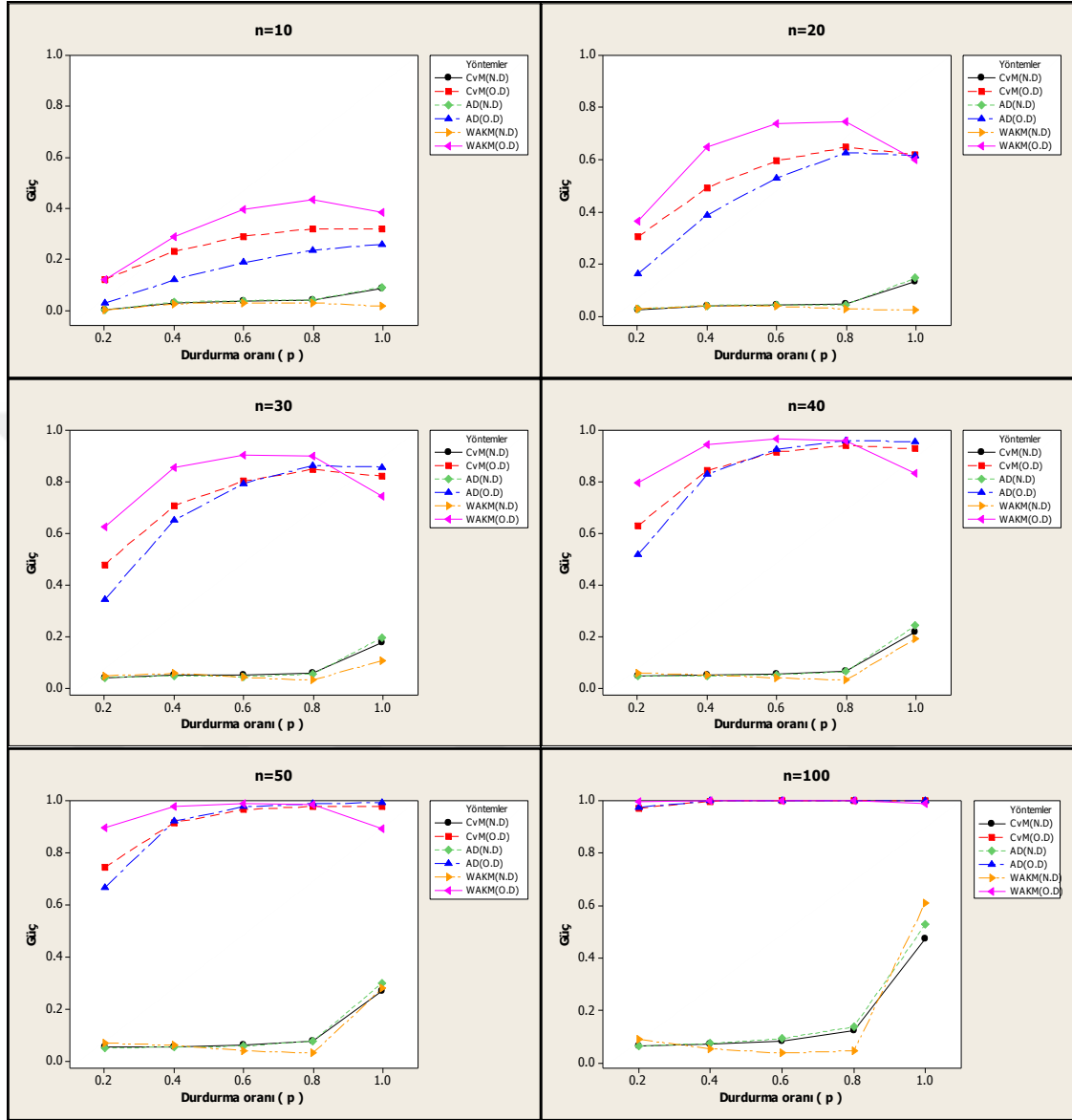
Çizelge 5.5. ve Şekil 5.5.'te Üstel($\theta=1$) dağılımın Log-normal(0,0.7) dağılımına karşı testi için simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir.

Çizelge 5.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.20	0.0000	0.1199	0.0000	0.0275	0.0000	0.1198
	p=0.40	0.0288	0.2315	0.0320	0.1186	0.0253	0.2890
	p=0.60	0.0358	0.2896	0.0370	0.1877	0.0293	0.3968
	p=0.80	0.0394	0.3204	0.0414	0.2357	0.0293	0.4344
	p=1.00	0.0859	0.3205	0.0896	0.2587	0.0152	0.3833
n=20	p=0.20	0.0241	0.3034	0.0281	0.1625	0.0278	0.3629
	p=0.40	0.0404	0.4932	0.0412	0.3889	0.0407	0.6472
	p=0.60	0.0432	0.5949	0.0428	0.5292	0.0389	0.7382
	p=0.80	0.0470	0.6483	0.0450	0.6274	0.0284	0.7444
	p=1.00	0.1338	0.6185	0.1465	0.6167	0.0234	0.5999
n=30	p=0.20	0.0390	0.4777	0.0394	0.3425	0.0460	0.6245
	p=0.40	0.0485	0.7050	0.0455	0.6491	0.0553	0.8561
	p=0.60	0.0475	0.8022	0.0431	0.7926	0.0399	0.9029
	p=0.80	0.0564	0.8478	0.0529	0.8626	0.0292	0.8980
	p=1.00	0.1738	0.8211	0.1955	0.8568	0.1051	0.7452
n=40	p=0.20	0.0482	0.6307	0.0475	0.5168	0.0590	0.7952
	p=0.40	0.0520	0.8440	0.0483	0.8283	0.0513	0.9431
	p=0.60	0.0564	0.9154	0.0524	0.9256	0.0405	0.9667
	p=0.80	0.0666	0.9411	0.0643	0.9594	0.0313	0.9610
	p=1.00	0.2172	0.9280	0.2426	0.9561	0.1912	0.8336
n=50	p=0.20	0.0521	0.7441	0.0510	0.6670	0.0691	0.8952
	p=0.40	0.0545	0.9161	0.0528	0.9204	0.0595	0.9777
	p=0.60	0.0600	0.9653	0.0569	0.9763	0.0394	0.9879
	p=0.80	0.0762	0.9778	0.0764	0.9888	0.0304	0.9838
	p=1.00	0.2674	0.9771	0.3005	0.9917	0.2792	0.8931
n=100	p=0.20	0.0640	0.9720	0.0632	0.9748	0.0885	0.9962
	p=0.40	0.0708	0.9981	0.0743	0.9994	0.0541	0.9998
	p=0.60	0.0817	0.9999	0.0922	1.0000	0.0370	1.0000
	p=0.80	0.1216	1.0000	0.1377	1.0000	0.0455	1.0000
	p=1.00	0.4714	1.0000	0.5268	1.0000	0.6105	0.9889

Elde edilen deneysel güç performanslarına bakıldığında; dönüşüm gruplarındaki testlere ilişkin güç ayrışmaları küçük örneklemlerde bile gözlemlenebilmektedir. Yine orijinal dağılım dönüşümüne dayalı testlerin dikkate değer ölçüde güç açısından çok daha iyi oldukları fark edilmektedir. Ayrıca, tezde önerilen W_{AKM} testinin

gücünün tam örneklem durumu hariç orijinal dağılıma dönüşüm grubunda daha yüksek olma eğiliminde olduğu görülmektedir.



Şekil 5.5. Üstel dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Diğer durumlardan farklı olarak önerilen W_{AKM} testinin tam örneklem durumunda, güç performansının düşme eğiliminde olduğu dikkat çekmektedir. Normalite dönüşümü grubunda ise testlerin güç performanslarının çok düşük olup, aralarında gözle görülür bir farklılığın olmadığı anlaşılmaktadır.

5.2.Weibull Dağılımına Uyumun Testi

Bu alt bölümde Weibull dağılımının, artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip $\text{Gamma}(2,2)$, azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip $\text{Gamma}(0.8,0.8)$, monoton olmayan tehlike hızına sahip $\text{Log-normal}(0,0.7)$ ve sabit bir tehlike hızına sahip $\text{Üstel}(\theta=1)$ dağılımlarına karşı dönüştürülmüş verileri kullanan uyum iyiliği testleri dikkate alınmıştır. Daha önce yapılan simülasyon çalışmalarında olduğu gibi uyum iyiliği testlerini uygularken parametrelerin en çok olabilirlik kestirimleri kullanılmıştır. Dolayısıyla da parametrenin değerlerinin bilinmediği durumda Weibull dağılımına uyum çeşitli alternatifler altında test edilmiştir.

Güç performanslarında önemli bir değişikliğe neden olmamasından dolayı, Lin vd.(2008) ve O'Reilly-Stephens (1988) tam örnekleme dönüştürme yöntemleri Weibull dağılıma uyumun testinde dikkate alınmamıştır. Üstel dağılımda olduğu gibi, II.tür sağdan durdurulmuş verileri tam örnekleme çevirmek amacıyla Michael-Schucany (1979) yöntemi tercih edilmiştir.

Ayrıca, Weibull dağılımlı veriler doğrudan test edilmeyip ilk olarak bir konum-ölçek ailesi dağılımı olan Gumbel dağılımına dönüştürülmektedir. Bu aşamadan sonra II.tür sağdan durdurulmuş örneklemeler tam örneklemelere çevrilmektedir. Daha sonra bu örneklemeler standart normal dağılımdan ve $\text{Gumbel}(0,1)$ dağılımından gelen örneklemelere dönüştürülmektedir. Uyum iyiliği testleri ise bu aşamadan sonra verilere uygulanmaktadır.

5.2.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Bu alt bölümde Weibull dağılımının artan bir tehlike hızına sahip $\text{Gamma}(2,2)$ dağılımına karşı uyum iyiliği testlerine ilişkin güç performansları 25 000 tekrarlı simülasyonlar sonucu elde edilmiştir (Çizelge 5.6.). Güç değerleri incelendiğinde, tüm durumlarda testlerin güçlerinin çok düşük olduğu görülmüştür.

Çizelge 5.6. Weibull dağılımının artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=10	p=0.60	0.0466	0.0459	0.0463	0.0429	0.0387	0.0351
	p=0.80	0.0474	0.0517	0.0491	0.0484	0.0371	0.0331
	p=1.00	0.0572	0.0546	0.0582	0.0501	0.0273	0.0270
n=20	p=0.20	0.0495	0.0523	0.0498	0.0490	0.0461	0.0461
	p=0.40	0.0486	0.0526	0.0490	0.0494	0.0384	0.0383
	p=0.60	0.0484	0.0514	0.0488	0.0473	0.0344	0.0301
	p=0.80	0.0513	0.0550	0.0509	0.0504	0.0311	0.0225
	p=1.00	0.0622	0.0595	0.0641	0.0576	0.0240	0.0177
n=30	p=0.20	0.0483	0.0496	0.0490	0.0484	0.0440	0.0436
	p=0.40	0.0471	0.0512	0.0468	0.0479	0.0366	0.0342
	p=0.60	0.0506	0.0565	0.0500	0.0535	0.0331	0.0270
	p=0.80	0.0493	0.0566	0.0512	0.0536	0.0305	0.0186
	p=1.00	0.0703	0.0696	0.0755	0.0695	0.0366	0.0132
n=40	p=0.20	0.0484	0.0489	0.0477	0.0463	0.0397	0.0389
	p=0.40	0.0496	0.0571	0.0487	0.0545	0.0349	0.0305
	p=0.60	0.0530	0.0564	0.0529	0.0527	0.0333	0.0224
	p=0.80	0.0526	0.0624	0.0536	0.0592	0.0359	0.0171
	p=1.00	0.0756	0.0748	0.0797	0.0750	0.0488	0.0112
n=50	p=0.20	0.0462	0.0465	0.0467	0.0458	0.0419	0.0386
	p=0.40	0.0496	0.0541	0.0462	0.0516	0.0319	0.0262
	p=0.60	0.0497	0.0572	0.0488	0.0531	0.0330	0.0206
	p=0.80	0.0561	0.0620	0.0570	0.0596	0.0396	0.0156
	p=1.00	0.0813	0.0807	0.0898	0.0856	0.0620	0.0160
n=100	p=0.20	0.0462	0.0501	0.0461	0.0489	0.0397	0.0374
	p=0.40	0.0504	0.0550	0.0500	0.0536	0.0388	0.0246
	p=0.60	0.0556	0.0612	0.0563	0.0620	0.0458	0.0296
	p=0.80	0.0658	0.0738	0.0660	0.0743	0.0574	0.0372
	p=1.00	0.1146	0.1168	0.1262	0.1295	0.1354	0.0706

5.2.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 5.7.'de Weibull dağılımının azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Gamma(0.8,0.8) dağılımına karşı testinde 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları verilmektedir. Elde edilen güç sonuçları incelendiğinde; durdurma oranlarına, örneklem büyüklüklerine, normal ya da orijinal

dağılımlara dönüştürülmüş verilere uygulanıp uygulanmadığına bakılmaksızın, tüm testlerin güç performanslarının çok düşük olduğu gözlemlenmiştir.

Çizelge 5.7. Weibull dağılımının azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=10	p=0.60	0.0510	0.0496	0.0512	0.0506	0.0542	0.0540
	p=0.80	0.0515	0.0494	0.0527	0.0502	0.0559	0.0554
	p=1.00	0.0532	0.0542	0.0534	0.0571	0.0637	0.0636
n=20	p=0.20	0.0515	0.0493	0.0524	0.0510	0.0528	0.0521
	p=0.40	0.0521	0.0535	0.0524	0.0544	0.0535	0.0558
	p=0.60	0.0516	0.0508	0.0506	0.0517	0.0555	0.0553
	p=0.80	0.0513	0.0488	0.0501	0.0514	0.0614	0.0618
	p=1.00	0.0527	0.0519	0.0528	0.0550	0.0696	0.0715
n=30	p=0.20	0.0521	0.0512	0.0527	0.0526	0.0523	0.0529
	p=0.40	0.0493	0.0494	0.0491	0.0498	0.0535	0.0537
	p=0.60	0.0501	0.0528	0.0510	0.0538	0.0595	0.0619
	p=0.80	0.0525	0.0518	0.0537	0.0543	0.0609	0.0647
	p=1.00	0.0526	0.0531	0.0536	0.0553	0.0716	0.0771
n=40	p=0.20	0.0489	0.0509	0.0506	0.0498	0.0500	0.0516
	p=0.40	0.0540	0.0530	0.0545	0.0541	0.0565	0.0582
	p=0.60	0.0544	0.0508	0.0562	0.0539	0.0590	0.0641
	p=0.80	0.0533	0.0509	0.0537	0.0522	0.0647	0.0712
	p=1.00	0.0529	0.0528	0.0529	0.0562	0.0766	0.0852
n=50	p=0.20	0.0500	0.0522	0.0512	0.0505	0.0510	0.0515
	p=0.40	0.0499	0.0506	0.0478	0.0502	0.0549	0.0552
	p=0.60	0.0534	0.0523	0.0536	0.0534	0.0584	0.0632
	p=0.80	0.0556	0.0519	0.0556	0.0537	0.0638	0.0702
	p=1.00	0.0532	0.0532	0.0532	0.0546	0.0742	0.0847
n=100	p=0.20	0.0494	0.0495	0.0496	0.0507	0.0546	0.0562
	p=0.40	0.0525	0.0505	0.0516	0.0517	0.0566	0.0617
	p=0.60	0.0517	0.0502	0.0515	0.0531	0.0586	0.0675
	p=0.80	0.0547	0.0518	0.0543	0.0540	0.0571	0.0750
	p=1.00	0.0589	0.0590	0.0592	0.0634	0.0854	0.0962

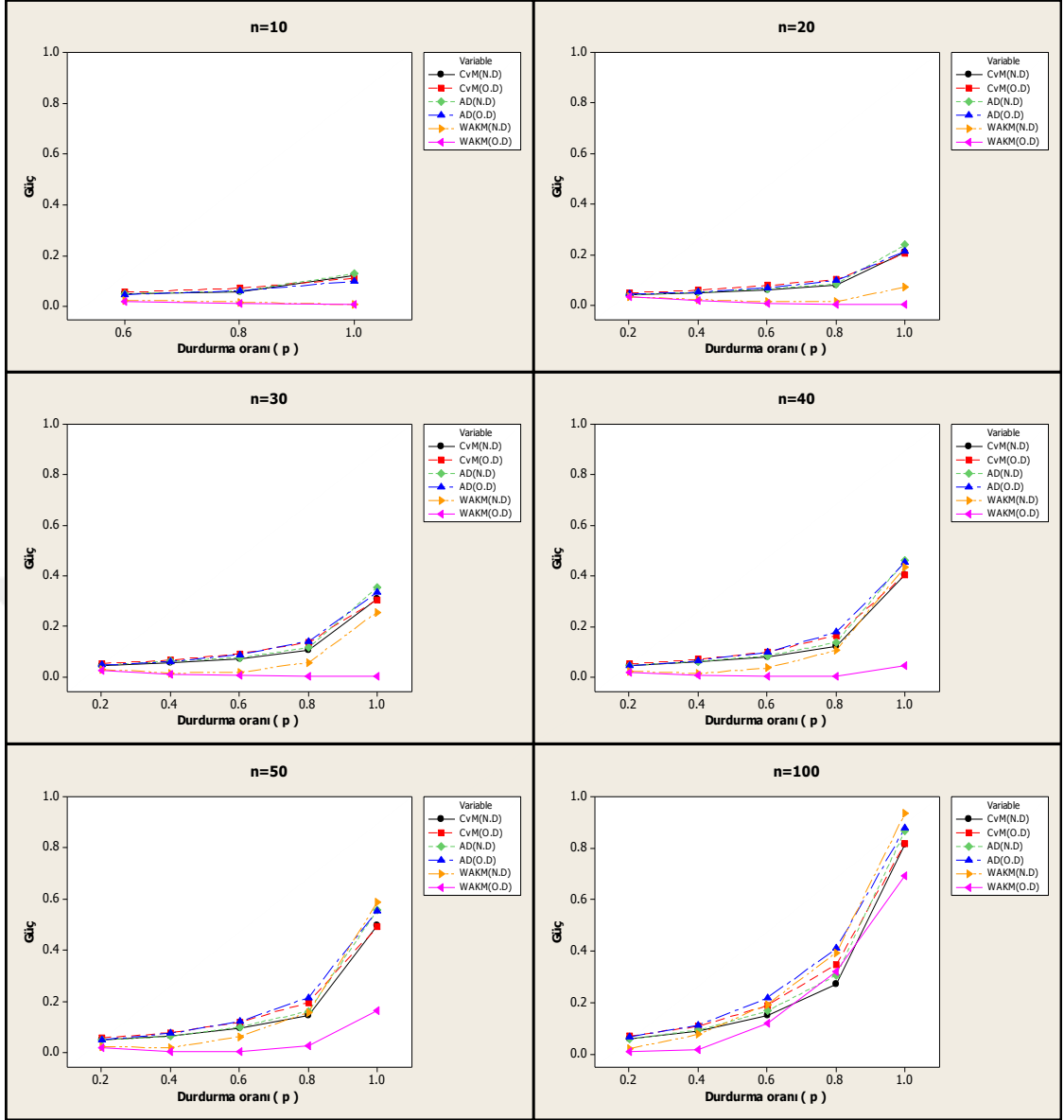
5.2.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 5.8.'de Weibull dağılımının monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip Log-normal(0.0,0.7) dağılımına karşı uyum iyiliği testinin güç değerleri 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmalarıyla verilmektedir. Güç performansları incelendiğinde;

hemen hemen tüm durumlarda CvM ve AD testlerinin W_{AKM} testlerine göre güç performanslarının daha yüksek olduğu dikkat çekmektedir.

Çizelge 5.8. Weibull dağılımının log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.60	0.0493	0.0554	0.0496	0.0467	0.0237	0.0192
	p=0.80	0.0567	0.0706	0.0595	0.0608	0.0166	0.0105
	p=1.00	0.1203	0.1105	0.1284	0.0992	0.0061	0.0060
n=20	p=0.20	0.0407	0.0480	0.0407	0.0432	0.0326	0.0330
	p=0.40	0.0498	0.0587	0.0508	0.0510	0.0214	0.0172
	p=0.60	0.0615	0.0773	0.0639	0.0688	0.0124	0.0072
	p=0.80	0.0772	0.1018	0.0834	0.0967	0.0136	0.0029
	p=1.00	0.2096	0.2032	0.2378	0.2133	0.0712	0.0012
n=30	p=0.20	0.0446	0.0514	0.0449	0.0457	0.0286	0.0242
	p=0.40	0.0560	0.0655	0.0611	0.0595	0.0143	0.0094
	p=0.60	0.0715	0.0912	0.0752	0.0860	0.0164	0.0035
	p=0.80	0.1030	0.1357	0.1144	0.1408	0.0561	0.0013
	p=1.00	0.3081	0.3053	0.3542	0.3358	0.2556	0.0002
n=40	p=0.20	0.0450	0.0516	0.0458	0.0443	0.0230	0.0195
	p=0.40	0.0593	0.0702	0.0616	0.0651	0.0138	0.0066
	p=0.60	0.0782	0.0976	0.0843	0.0986	0.0356	0.0025
	p=0.80	0.1230	0.1642	0.1362	0.1774	0.1050	0.0018
	p=1.00	0.4052	0.4045	0.4597	0.4527	0.4365	0.0439
n=50	p=0.20	0.0482	0.0559	0.0484	0.0492	0.0216	0.0171
	p=0.40	0.0649	0.0770	0.0624	0.0744	0.0190	0.0045
	p=0.60	0.0931	0.1186	0.1002	0.1208	0.0610	0.0018
	p=0.80	0.1452	0.1946	0.1610	0.2148	0.1566	0.0275
	p=1.00	0.4942	0.4926	0.5585	0.5548	0.5869	0.1643
n=100	p=0.20	0.0587	0.0708	0.0587	0.0673	0.0219	0.0085
	p=0.40	0.0892	0.1083	0.0934	0.1122	0.0763	0.0182
	p=0.60	0.1498	0.1888	0.1680	0.2169	0.1929	0.1199
	p=0.80	0.2725	0.3471	0.3056	0.4106	0.3941	0.3223
	p=1.00	0.8138	0.8164	0.8686	0.8785	0.9351	0.6933



Şekil 5.6. Weibull dağılımın log-normal dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.2.4.Sabit değerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu

Weibull dağılımının sabit değerli bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Üstel($\theta=1$) dağılımına karşı testinde 25 000 tekrarlı simülasyon çalışmasından elde edilen deneysel güç performansları Çizelge 5.9.'da verilmektedir. Tüm durumlarda tüm testlerin güç değerlerinin oldukça düşük olduğu görülmüştür.

Çizelge 5.9. Weibull dağılımının üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=10	p=0.60	0.0498	0.0489	0.0500	0.0488	0.0487	0.0492
	p=0.80	0.0501	0.0491	0.0504	0.0494	0.0498	0.0499
	p=1.00	0.0499	0.0497	0.0498	0.0500	0.0492	0.0490
n=20	p=0.20	0.0473	0.0464	0.0465	0.0461	0.0456	0.0454
	p=0.40	0.0518	0.0508	0.0509	0.0506	0.0490	0.0522
	p=0.60	0.0483	0.0480	0.0481	0.0477	0.0476	0.0479
	p=0.80	0.0479	0.0497	0.0481	0.0512	0.0499	0.0485
	p=1.00	0.0498	0.0480	0.0506	0.0494	0.0518	0.0512
n=30	p=0.20	0.0501	0.0503	0.0500	0.0511	0.0492	0.0480
	p=0.40	0.0504	0.0502	0.0500	0.0502	0.0499	0.0489
	p=0.60	0.0488	0.0499	0.0490	0.0476	0.0513	0.0508
	p=0.80	0.0508	0.0498	0.0515	0.0498	0.0510	0.0534
	p=1.00	0.0494	0.0504	0.0502	0.0497	0.0497	0.0502
n=40	p=0.20	0.0518	0.0522	0.0511	0.0526	0.0523	0.0523
	p=0.40	0.0505	0.0539	0.0513	0.0538	0.0509	0.0506
	p=0.60	0.0488	0.0492	0.0491	0.0485	0.0492	0.0496
	p=0.80	0.0488	0.0507	0.0492	0.0497	0.0500	0.0503
	p=1.00	0.0532	0.0530	0.0524	0.0526	0.0500	0.0506
n=50	p=0.20	0.0479	0.0498	0.0486	0.0475	0.0476	0.0462
	p=0.40	0.0521	0.0520	0.0489	0.0539	0.0517	0.0494
	p=0.60	0.0520	0.0509	0.0517	0.0502	0.0484	0.0481
	p=0.80	0.0518	0.0502	0.0524	0.0506	0.0501	0.0475
	p=1.00	0.0489	0.0493	0.0488	0.0486	0.0473	0.0476
n=100	p=0.20	0.0523	0.0514	0.0518	0.0521	0.0542	0.0544
	p=0.40	0.0488	0.0504	0.0478	0.0508	0.0489	0.0505
	p=0.60	0.0504	0.0500	0.0491	0.0512	0.0478	0.0505
	p=0.80	0.0524	0.0505	0.0512	0.0483	0.0446	0.0500
	p=1.00	0.0490	0.0483	0.0495	0.0498	0.0497	0.0492

5.3.Log-normal dağılıma uyumun testi

Bu alt bölümde log-normal dağılımının, artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(1.5,1.1) ve Gamma(2,2) ; azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(0.8,0.88) ve Gamma(0.8,0.8), monoton olmayan tehlike hızına sahip Log-logistic(4.5,0.9) ve sabit bir tehlike hızına sahip Üstel($\theta=1$) dağılımlarına karşı dönüştürülmüş verileri kullanan uyum iyiliği testleri dikkate alınmıştır. Parametre kestirimleri yapıldığından parametrelerin bilinmediği durum için log-normal dağılımına uyum çeşitli alternatifler altında test edilmiştir.

Log-normal dağılımlı veriler doğrudan test edilmeyip ilk olarak bir konum-ölçek ailesi dağılımı olan normal dağılıma dönüştürülmektedir. Orijinal dağılım dönüşümü için II.tür sağdan durdurulmuş örneklemeler tam örneklemelere Michael-Schucany (1979) yöntemi ile çevrilmektedir. Örneklemeler standart normal dağılımdan ve orijinal dağılımından gelen örneklemelere dönüştürülmektedir. Uyum iyiliği testleri ise bu aşamadan sonra verilere uygulanmaktadır.

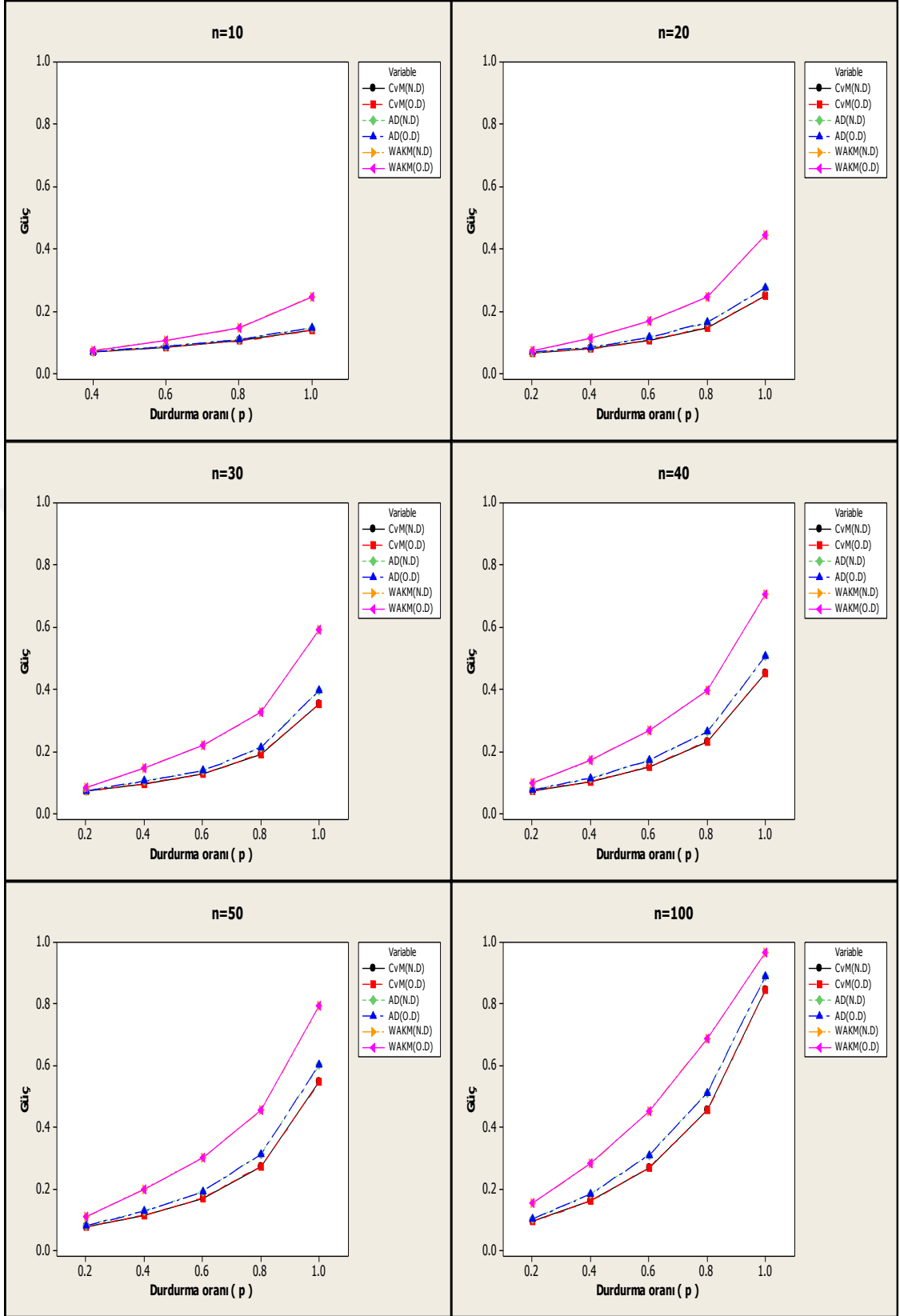
Log-normal dağılım için standart normal dağılım ve orijinal dağılım dönüşümü aynı olduğundan yani dönüştürme yaklaşımları örtüştüğünden dolayı, testlerin her birinin bu iki dönüşüm grubundaki güç performansları da aynı olur. Bu durum tüm karşılaştırmalar için geçerlidir.

5.3.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Log-normal dağılımın artan tehlike hızı fonksiyonlarına sahip Weibull ve Gamma dağılımlarına karşı testi için güç değerleri Çizelge 5.10. ve Çizelge 5.11. ile Şekil 5.7. ve Şekil 5.8.'de verilmektedir. Güç değerleri incelendiğinde tüm durumlarda W_{AKM} testinin diğer iki testten daha iyi bir performansa sahip olduğu görülmektedir.

Çizelge 5.10. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

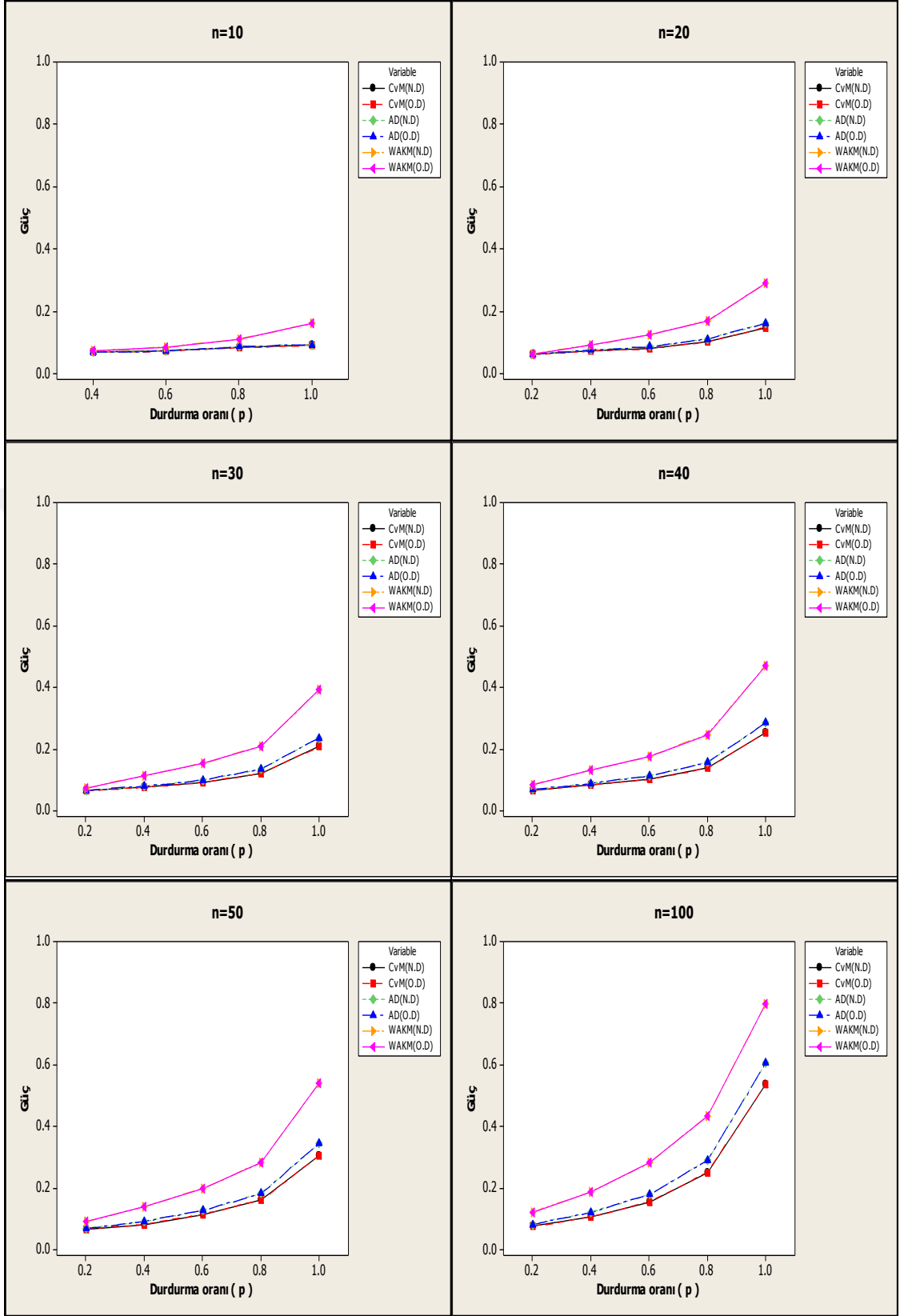
		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.40	0.0705	0.0705	0.0712	0.0712	0.0751	0.0751
	p=0.60	0.0857	0.0857	0.0877	0.0877	0.1062	0.1062
	p=0.80	0.1050	0.1050	0.1096	0.1096	0.1465	0.1465
	p=1.00	0.1391	0.1391	0.1467	0.1467	0.2470	0.2470
n=20	p=0.20	0.0678	0.0678	0.0688	0.0688	0.0722	0.0722
	p=0.40	0.0803	0.0803	0.0842	0.0842	0.1140	0.1140
	p=0.60	0.1077	0.1077	0.1159	0.1159	0.1685	0.1685
	p=0.80	0.1481	0.1481	0.1640	0.1640	0.2446	0.2446
	p=1.00	0.2503	0.2503	0.2766	0.2766	0.4454	0.4454
n=30	p=0.20	0.0730	0.0730	0.0743	0.0743	0.0844	0.0844
	p=0.40	0.0966	0.0966	0.1047	0.1047	0.1478	0.1478
	p=0.60	0.1270	0.1270	0.1382	0.1382	0.2189	0.2189
	p=0.80	0.1924	0.1924	0.2136	0.2136	0.3268	0.3268
	p=1.00	0.3543	0.3543	0.3958	0.3958	0.5918	0.5918
n=40	p=0.20	0.0734	0.0734	0.0774	0.0774	0.0992	0.0992
	p=0.40	0.1043	0.1043	0.1142	0.1142	0.1717	0.1717
	p=0.60	0.1508	0.1508	0.1724	0.1724	0.2674	0.2674
	p=0.80	0.2328	0.2328	0.2642	0.2642	0.3964	0.3964
	p=1.00	0.4521	0.4521	0.5072	0.5072	0.7060	0.7060
n=50	p=0.20	0.0778	0.0778	0.0814	0.0814	0.1094	0.1094
	p=0.40	0.1146	0.1146	0.1277	0.1277	0.2003	0.2003
	p=0.60	0.1706	0.1706	0.1914	0.1914	0.3006	0.3006
	p=0.80	0.2735	0.2735	0.3133	0.3133	0.4546	0.4546
	p=1.00	0.5461	0.5461	0.6016	0.6016	0.7931	0.7931
n=100	p=0.20	0.0946	0.0946	0.1030	0.1030	0.1542	0.1542
	p=0.40	0.1610	0.1610	0.1834	0.1834	0.2815	0.2815
	p=0.60	0.2690	0.2690	0.3104	0.3104	0.4533	0.4533
	p=0.80	0.4552	0.4552	0.5130	0.5130	0.6878	0.6878
	p=1.00	0.8448	0.8448	0.8905	0.8905	0.9666	0.9666



Şekil 5.7. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 5.11. Log-normal dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.40	0.0685	0.0685	0.0682	0.0682	0.0718	0.0718
	p=0.60	0.0722	0.0722	0.0727	0.0727	0.0850	0.0850
	p=0.80	0.0830	0.0830	0.0866	0.0866	0.1104	0.1104
	p=1.00	0.0909	0.0909	0.0931	0.0931	0.1606	0.1606
n=20	p=0.20	0.0615	0.0615	0.0626	0.0626	0.0634	0.0634
	p=0.40	0.0721	0.0721	0.0750	0.0750	0.0924	0.0924
	p=0.60	0.0800	0.0800	0.0861	0.0861	0.1237	0.1237
	p=0.80	0.1024	0.1024	0.1111	0.1111	0.1703	0.1703
	p=1.00	0.1483	0.1483	0.1616	0.1616	0.2898	0.2898
n=30	p=0.20	0.0654	0.0654	0.0659	0.0659	0.0747	0.0747
	p=0.40	0.0757	0.0757	0.0799	0.0799	0.1126	0.1126
	p=0.60	0.0920	0.0920	0.0992	0.0992	0.1542	0.1542
	p=0.80	0.1200	0.1200	0.1354	0.1354	0.2090	0.2090
	p=1.00	0.2088	0.2088	0.2368	0.2368	0.3922	0.3922
n=40	p=0.20	0.0669	0.0669	0.0693	0.0693	0.0846	0.0846
	p=0.40	0.0830	0.0830	0.0886	0.0886	0.1318	0.1318
	p=0.60	0.1016	0.1016	0.1133	0.1133	0.1760	0.1760
	p=0.80	0.1385	0.1385	0.1564	0.1564	0.2477	0.2477
	p=1.00	0.2528	0.2528	0.2864	0.2864	0.4717	0.4717
n=50	p=0.20	0.0667	0.0667	0.0693	0.0693	0.0899	0.0899
	p=0.40	0.0820	0.0820	0.0914	0.0914	0.1396	0.1396
	p=0.60	0.1141	0.1141	0.1270	0.1270	0.1990	0.1990
	p=0.80	0.1611	0.1611	0.1822	0.1822	0.2822	0.2822
	p=1.00	0.3054	0.3054	0.3442	0.3442	0.5408	0.5408
n=100	p=0.20	0.0757	0.0757	0.0824	0.0824	0.1227	0.1227
	p=0.40	0.1063	0.1063	0.1219	0.1219	0.1864	0.1864
	p=0.60	0.1556	0.1556	0.1794	0.1794	0.2822	0.2822
	p=0.80	0.2510	0.2510	0.2901	0.2901	0.4334	0.4334
	p=1.00	0.5382	0.5382	0.6053	0.6053	0.7981	0.7981



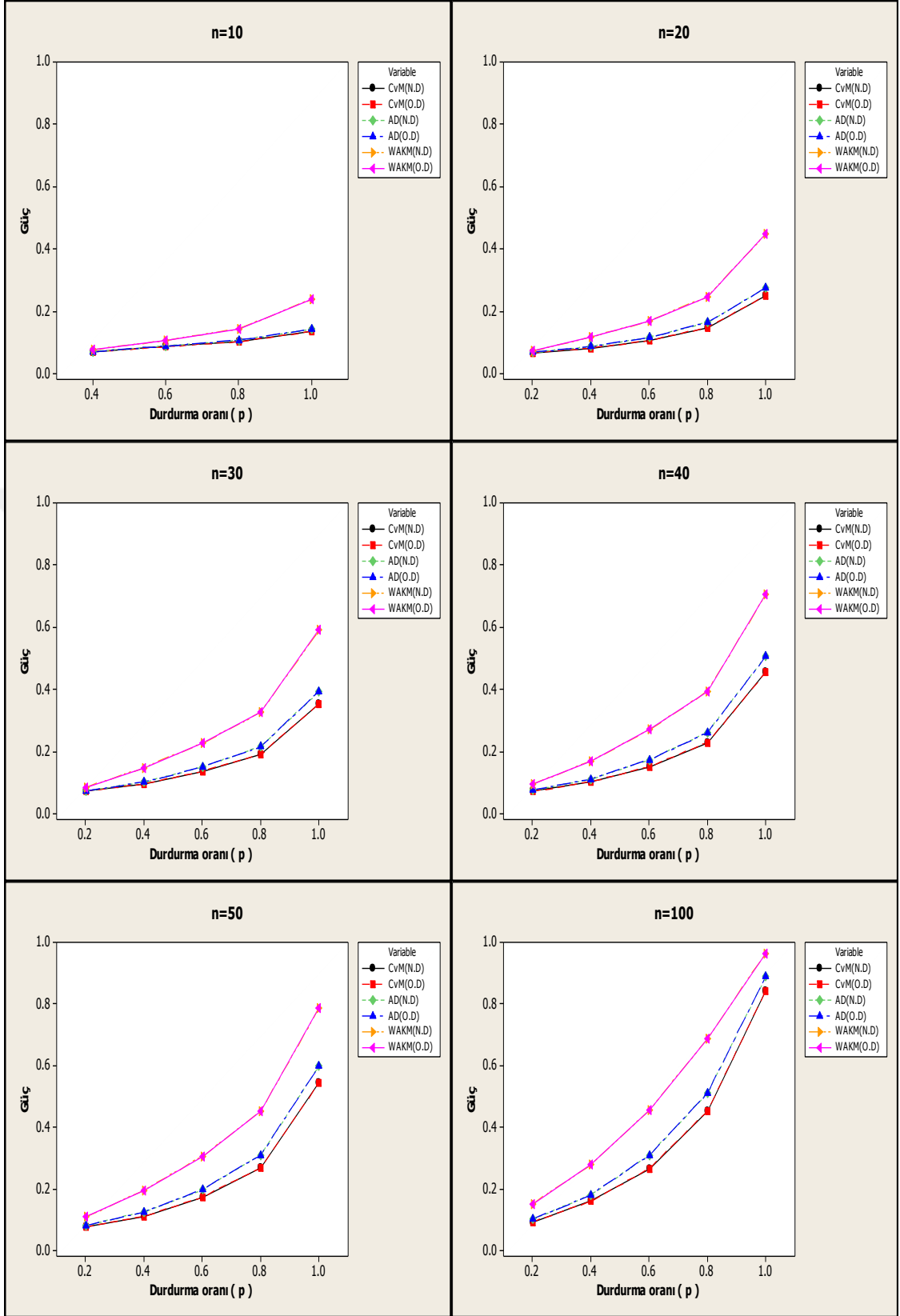
Şekil 5.8. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.3.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Çizelge 5.12. ve Çizelge 5.13. ile Şekil 5.9 ve Şekil 5.10.'da log-normal dağılımın azalan tehlike hızı fonksiyonlarına sahip Weibull ve Gamma dağılımlarına karşı testi için güç değerleri verilmektedir. Bu değerler incelendiğinde tüm durumlarda performans sıralaması W_{AKM} , AD ve CvM biçiminde gerçekleşmektedir.

Çizelge 5.12. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

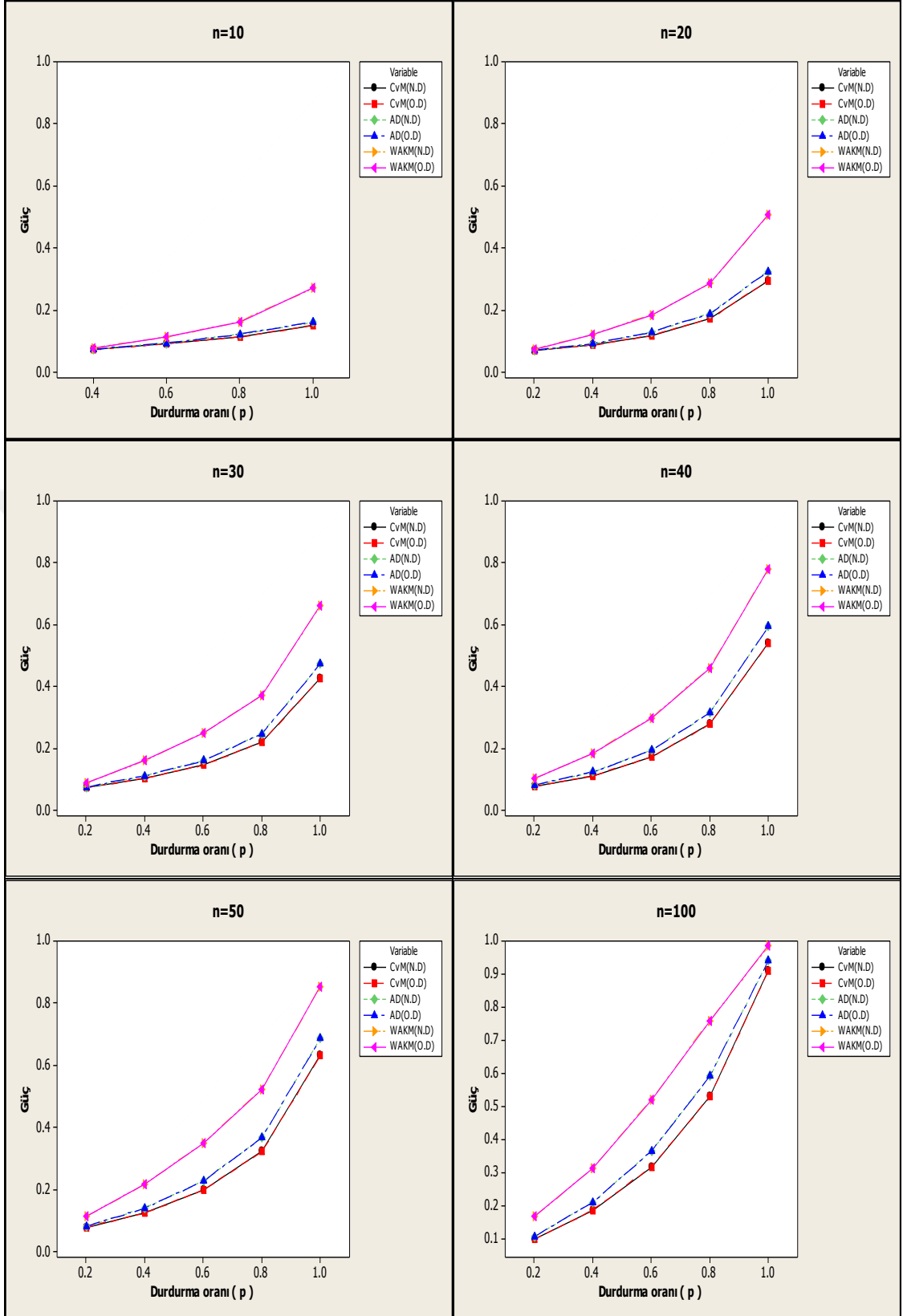
		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.40	0.0704	0.0704	0.0710	0.0710	0.0769	0.0769
	p=0.60	0.0865	0.0865	0.0880	0.0880	0.1068	0.1068
	p=0.80	0.1022	0.1022	0.1071	0.1071	0.1439	0.1439
	p=1.00	0.1364	0.1364	0.1427	0.1427	0.2388	0.2388
n=20	p=0.20	0.0675	0.0675	0.0683	0.0683	0.0720	0.0720
	p=0.40	0.0821	0.0821	0.0862	0.0862	0.1170	0.1170
	p=0.60	0.1055	0.1055	0.1158	0.1158	0.1690	0.1690
	p=0.80	0.1482	0.1482	0.1644	0.1644	0.2477	0.2477
	p=1.00	0.2502	0.2502	0.2750	0.2750	0.4480	0.4480
n=30	p=0.20	0.0735	0.0735	0.0736	0.0736	0.0854	0.0854
	p=0.40	0.0954	0.0954	0.1018	0.1018	0.1486	0.1486
	p=0.60	0.1376	0.1376	0.1508	0.1508	0.2277	0.2277
	p=0.80	0.1903	0.1903	0.2155	0.2155	0.3255	0.3255
	p=1.00	0.3531	0.3531	0.3938	0.3938	0.5907	0.5907
n=40	p=0.20	0.0718	0.0718	0.0755	0.0755	0.0954	0.0954
	p=0.40	0.1028	0.1028	0.1112	0.1112	0.1698	0.1698
	p=0.60	0.1519	0.1519	0.1739	0.1739	0.2707	0.2707
	p=0.80	0.2291	0.2291	0.2614	0.2614	0.3942	0.3942
	p=1.00	0.4544	0.4544	0.5068	0.5068	0.7053	0.7053
n=50	p=0.20	0.0782	0.0782	0.0807	0.0807	0.1085	0.1085
	p=0.40	0.1114	0.1114	0.1260	0.1260	0.1962	0.1962
	p=0.60	0.1734	0.1734	0.1976	0.1976	0.3068	0.3068
	p=0.80	0.2693	0.2693	0.3096	0.3096	0.4527	0.4527
	p=1.00	0.5437	0.5437	0.5984	0.5984	0.7862	0.7862
n=100	p=0.20	0.0927	0.0927	0.1017	0.1017	0.1527	0.1527
	p=0.40	0.1606	0.1606	0.1816	0.1816	0.2781	0.2781
	p=0.60	0.2660	0.2660	0.3095	0.3095	0.4559	0.4559
	p=0.80	0.4529	0.4529	0.5113	0.5113	0.6873	0.6873
	p=1.00	0.8437	0.8437	0.8893	0.8893	0.9648	0.9648



Şekil 5.9. Log-normal dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 5.13. Log-normal dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.40	0.0729	0.0729	0.0744	0.0744	0.0785	0.0785
	p=0.60	0.0914	0.0914	0.0932	0.0932	0.1126	0.1126
	p=0.80	0.1143	0.1143	0.1221	0.1221	0.1635	0.1635
	p=1.00	0.1500	0.1500	0.1608	0.1608	0.2706	0.2706
n=20	p=0.20	0.0694	0.0694	0.0707	0.0707	0.0736	0.0736
	p=0.40	0.0868	0.0868	0.0910	0.0910	0.1215	0.1215
	p=0.60	0.1176	0.1176	0.1283	0.1283	0.1846	0.1846
	p=0.80	0.1712	0.1712	0.1890	0.1890	0.2853	0.2853
	p=1.00	0.2953	0.2953	0.3252	0.3252	0.5056	0.5056
n=30	p=0.20	0.0734	0.0734	0.0749	0.0749	0.0874	0.0874
	p=0.40	0.1026	0.1026	0.1107	0.1107	0.1601	0.1601
	p=0.60	0.1460	0.1460	0.1604	0.1604	0.2502	0.2502
	p=0.80	0.2195	0.2195	0.2478	0.2478	0.3714	0.3714
	p=1.00	0.4265	0.4265	0.4727	0.4727	0.6617	0.6617
n=40	p=0.20	0.0780	0.0780	0.0811	0.0811	0.1036	0.1036
	p=0.40	0.1114	0.1114	0.1234	0.1234	0.1847	0.1847
	p=0.60	0.1723	0.1723	0.1946	0.1946	0.2991	0.2991
	p=0.80	0.2781	0.2781	0.3150	0.3150	0.4611	0.4611
	p=1.00	0.5396	0.5396	0.5941	0.5941	0.7810	0.7810
n=50	p=0.20	0.0783	0.0783	0.0811	0.0811	0.1128	0.1128
	p=0.40	0.1239	0.1239	0.1402	0.1402	0.2185	0.2185
	p=0.60	0.1994	0.1994	0.2270	0.2270	0.3484	0.3484
	p=0.80	0.3217	0.3217	0.3661	0.3661	0.5221	0.5221
	p=1.00	0.6315	0.6315	0.6865	0.6865	0.8540	0.8540
n=100	p=0.20	0.0960	0.0960	0.1054	0.1054	0.1648	0.1648
	p=0.40	0.1851	0.1851	0.2085	0.2085	0.3122	0.3122
	p=0.60	0.3154	0.3154	0.3638	0.3638	0.5202	0.5202
	p=0.80	0.5290	0.5290	0.5906	0.5906	0.7588	0.7588
	p=1.00	0.9099	0.9099	0.9420	0.9420	0.9845	0.9845



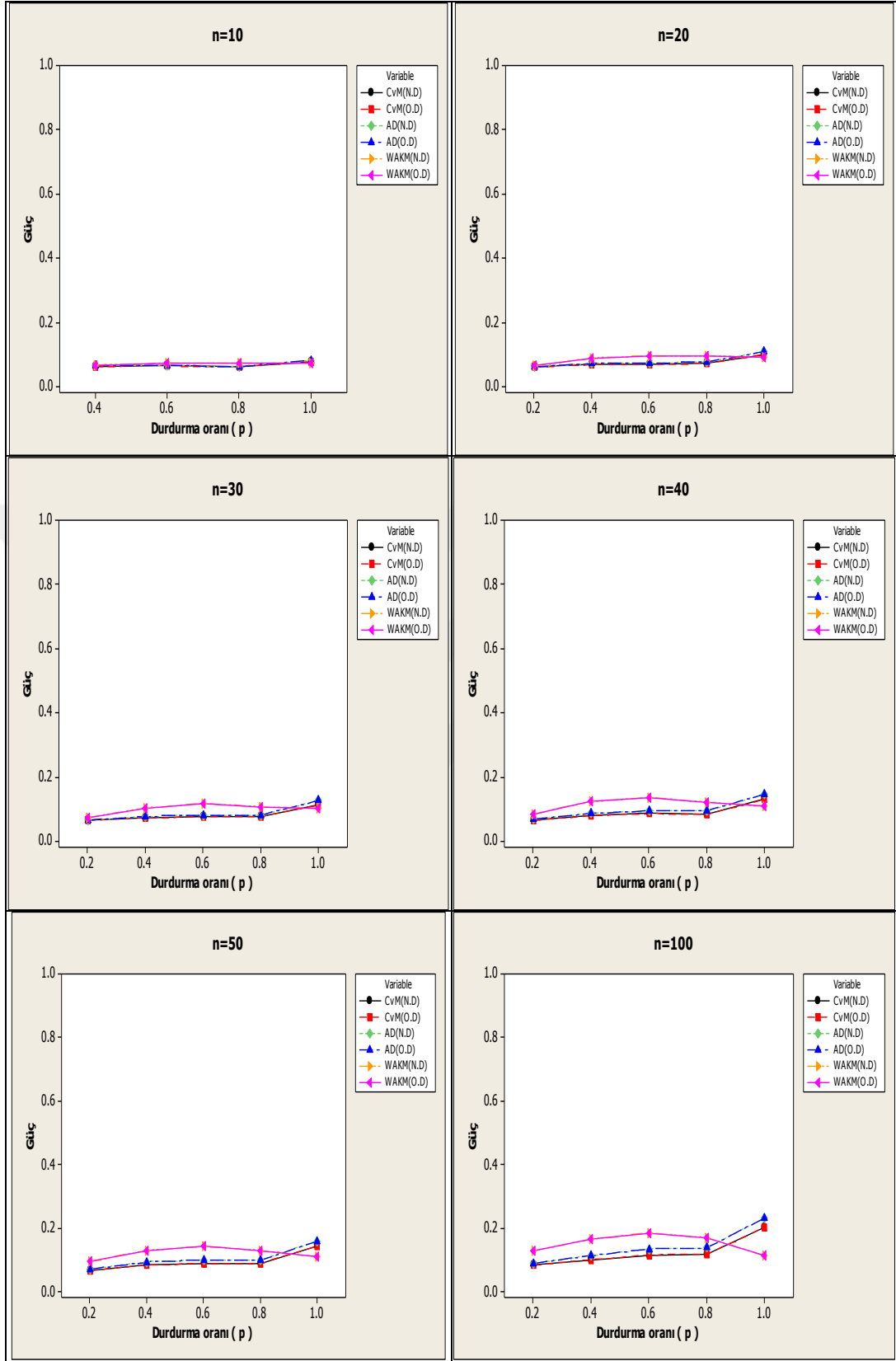
Şekil 5.10. Log-normal dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.3.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Log-normal dağılımın monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonuna sahip log-logistic dağılımına karşı testi için güç değerleri Çizelge 5.14. ve Şekil 5.11.'de verilmektedir. Her üç testin tüm durumlardaki güç performanslarının düşük olduğu gözlemlenmektedir.

Çizelge 5.14. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.40	0.0636	0.0636	0.0642	0.0642	0.0669	0.0669
	p=0.60	0.0644	0.0644	0.0647	0.0647	0.0728	0.0728
	p=0.80	0.0617	0.0617	0.0632	0.0632	0.0742	0.0742
	p=1.00	0.0775	0.0775	0.0811	0.0811	0.0733	0.0733
n=20	p=0.20	0.0606	0.0606	0.0614	0.0614	0.0641	0.0641
	p=0.40	0.0685	0.0685	0.0717	0.0717	0.0888	0.0888
	p=0.60	0.0686	0.0686	0.0728	0.0728	0.0957	0.0957
	p=0.80	0.0725	0.0725	0.0773	0.0773	0.0964	0.0964
	p=1.00	0.0988	0.0988	0.1082	0.1082	0.0908	0.0908
n=30	p=0.20	0.0653	0.0653	0.0659	0.0659	0.0750	0.0750
	p=0.40	0.0734	0.0734	0.0774	0.0774	0.1036	0.1036
	p=0.60	0.0765	0.0765	0.0824	0.0824	0.1173	0.1173
	p=0.80	0.0756	0.0756	0.0820	0.0820	0.1077	0.1077
	p=1.00	0.1137	0.1137	0.1269	0.1269	0.1015	0.1015
n=40	p=0.20	0.0653	0.0653	0.0686	0.0686	0.0859	0.0859
	p=0.40	0.0805	0.0805	0.0871	0.0871	0.1239	0.1239
	p=0.60	0.0864	0.0864	0.0943	0.0943	0.1361	0.1361
	p=0.80	0.0843	0.0843	0.0946	0.0946	0.1228	0.1228
	p=1.00	0.1303	0.1303	0.1471	0.1471	0.1082	0.1082
n=50	p=0.20	0.0676	0.0676	0.0707	0.0707	0.0936	0.0936
	p=0.40	0.0829	0.0829	0.0933	0.0933	0.1299	0.1299
	p=0.60	0.0889	0.0889	0.0996	0.0996	0.1427	0.1427
	p=0.80	0.0878	0.0878	0.0998	0.0998	0.1298	0.1298
	p=1.00	0.1425	0.1425	0.1585	0.1585	0.1097	0.1097
n=100	p=0.20	0.0828	0.0828	0.0890	0.0890	0.1279	0.1279
	p=0.40	0.1006	0.1006	0.1133	0.1133	0.1651	0.1651
	p=0.60	0.1155	0.1155	0.1340	0.1340	0.1845	0.1845
	p=0.80	0.1178	0.1178	0.1382	0.1382	0.1708	0.1708
	p=1.00	0.2016	0.2016	0.2316	0.2316	0.1126	0.1126



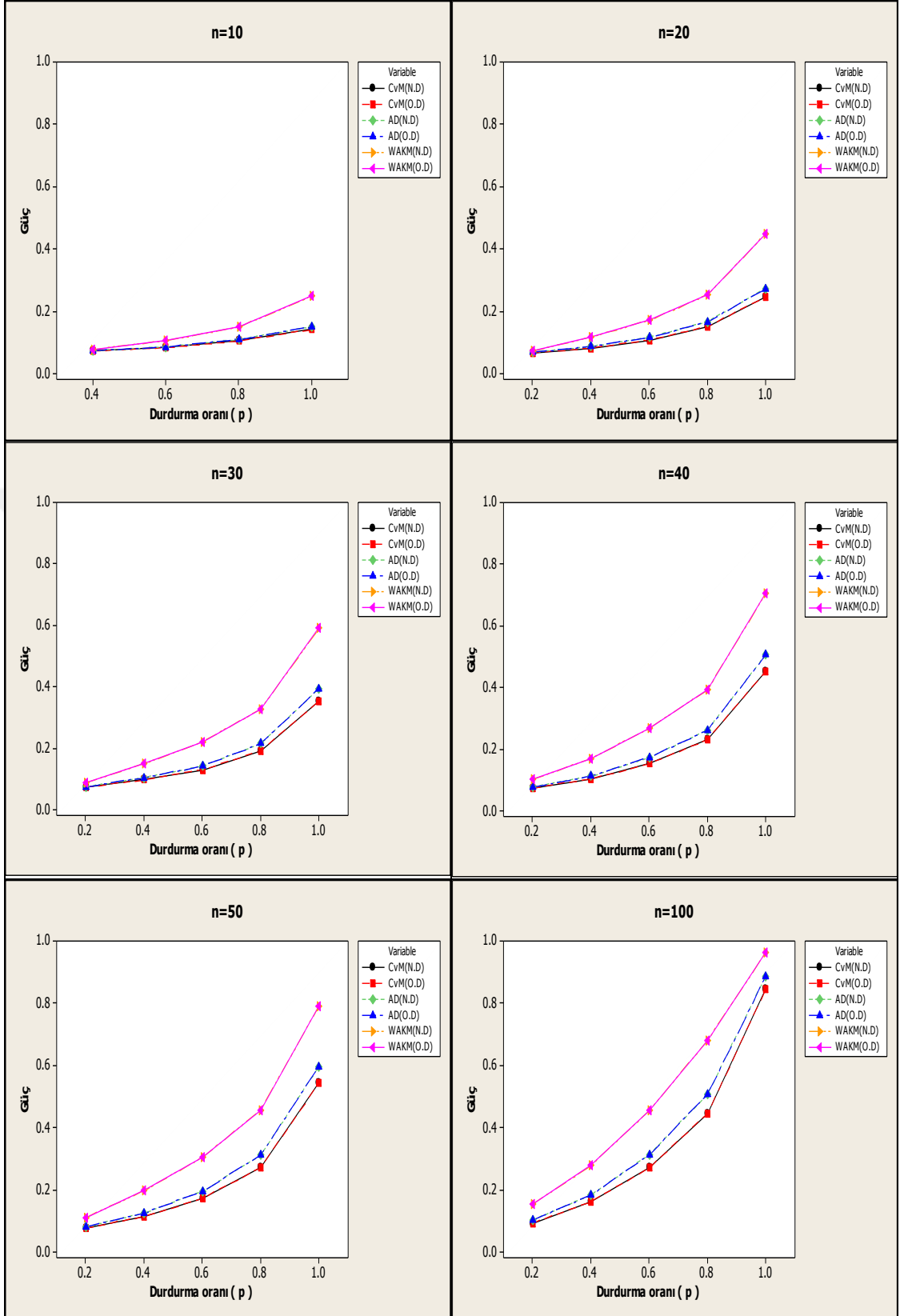
Şekil 5.11. Log-normal dağılımın log-logistic dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.3.4.Sabit deęerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu

Çizelge 5.15. ve Şekil 5.12.'de log-normal dağılımın sabit tehlike hızı fonksiyonuna sahip üstel dağılıma karşı testi için güç deęerleri verilmektedir. Tüm durumlarda W_{AKM} testinin performansının daha iyi olduęu görölmektedir.

Çizelge 5.15. Log-normal dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyilięi testi güç deęerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=10	p=0.40	0.0734	0.0734	0.0739	0.0739	0.0782	0.0782
	p=0.60	0.0836	0.0836	0.0855	0.0855	0.1056	0.1056
	p=0.80	0.1049	0.1049	0.1101	0.1101	0.1496	0.1496
	p=1.00	0.1416	0.1416	0.1504	0.1504	0.2488	0.2488
n=20	p=0.20	0.0661	0.0661	0.0686	0.0686	0.0716	0.0716
	p=0.40	0.0820	0.0820	0.0865	0.0865	0.1170	0.1170
	p=0.60	0.1071	0.1071	0.1164	0.1164	0.1707	0.1707
	p=0.80	0.1517	0.1517	0.1667	0.1667	0.2525	0.2525
	p=1.00	0.2455	0.2455	0.2736	0.2736	0.4500	0.4500
n=30	p=0.20	0.0724	0.0724	0.0747	0.0747	0.0882	0.0882
	p=0.40	0.0973	0.0973	0.1039	0.1039	0.1500	0.1500
	p=0.60	0.1300	0.1300	0.1422	0.1422	0.2204	0.2204
	p=0.80	0.1912	0.1912	0.2150	0.2150	0.3269	0.3269
	p=1.00	0.3538	0.3538	0.3943	0.3943	0.5914	0.5914
n=40	p=0.20	0.0746	0.0746	0.0773	0.0773	0.1010	0.1010
	p=0.40	0.1028	0.1028	0.1122	0.1122	0.1705	0.1705
	p=0.60	0.1527	0.1527	0.1733	0.1733	0.2670	0.2670
	p=0.80	0.2304	0.2304	0.2614	0.2614	0.3937	0.3937
	p=1.00	0.4531	0.4531	0.5065	0.5065	0.7044	0.7044
n=50	p=0.20	0.0771	0.0771	0.0813	0.0813	0.1107	0.1107
	p=0.40	0.1139	0.1139	0.1251	0.1251	0.1967	0.1967
	p=0.60	0.1722	0.1722	0.1953	0.1953	0.3048	0.3048
	p=0.80	0.2714	0.2714	0.3108	0.3108	0.4565	0.4565
	p=1.00	0.5432	0.5432	0.5970	0.5970	0.7908	0.7908
n=100	p=0.20	0.0939	0.0939	0.1032	0.1032	0.1546	0.1546
	p=0.40	0.1620	0.1620	0.1834	0.1834	0.2780	0.2780
	p=0.60	0.2714	0.2714	0.3130	0.3130	0.4544	0.4544
	p=0.80	0.4463	0.4463	0.5073	0.5073	0.6809	0.6809
	p=1.00	0.8442	0.8442	0.8871	0.8871	0.9647	0.9647



Şekil 5.12. Log-normal dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.4.Log-Logistic Dağılıma Uyumun Testi

Bu alt bölümde log-logistic dağılımının, artan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(1.5,1.1) ve Gamma(2,2) ; azalan bir tehlike hızı fonksiyonuna sahip Weibull(0.8,0.88) ve Gamma(0.8,0.8), monoton olmayan tehlike hızına sahip Log-logistic(4.5,0.9) ve sabit bir tehlike hızına sahip Üstel($\theta=1$) dağılımlarına karşı dönüştürülmüş verileri kullanan uyum iyiliği testleri dikkate alınmıştır. Parametre kestirimleri yapıldığından parametrelerin bilinmediği durum için log-logistic dağılıma uyum çeşitli alternatifler altında test edilmiştir.

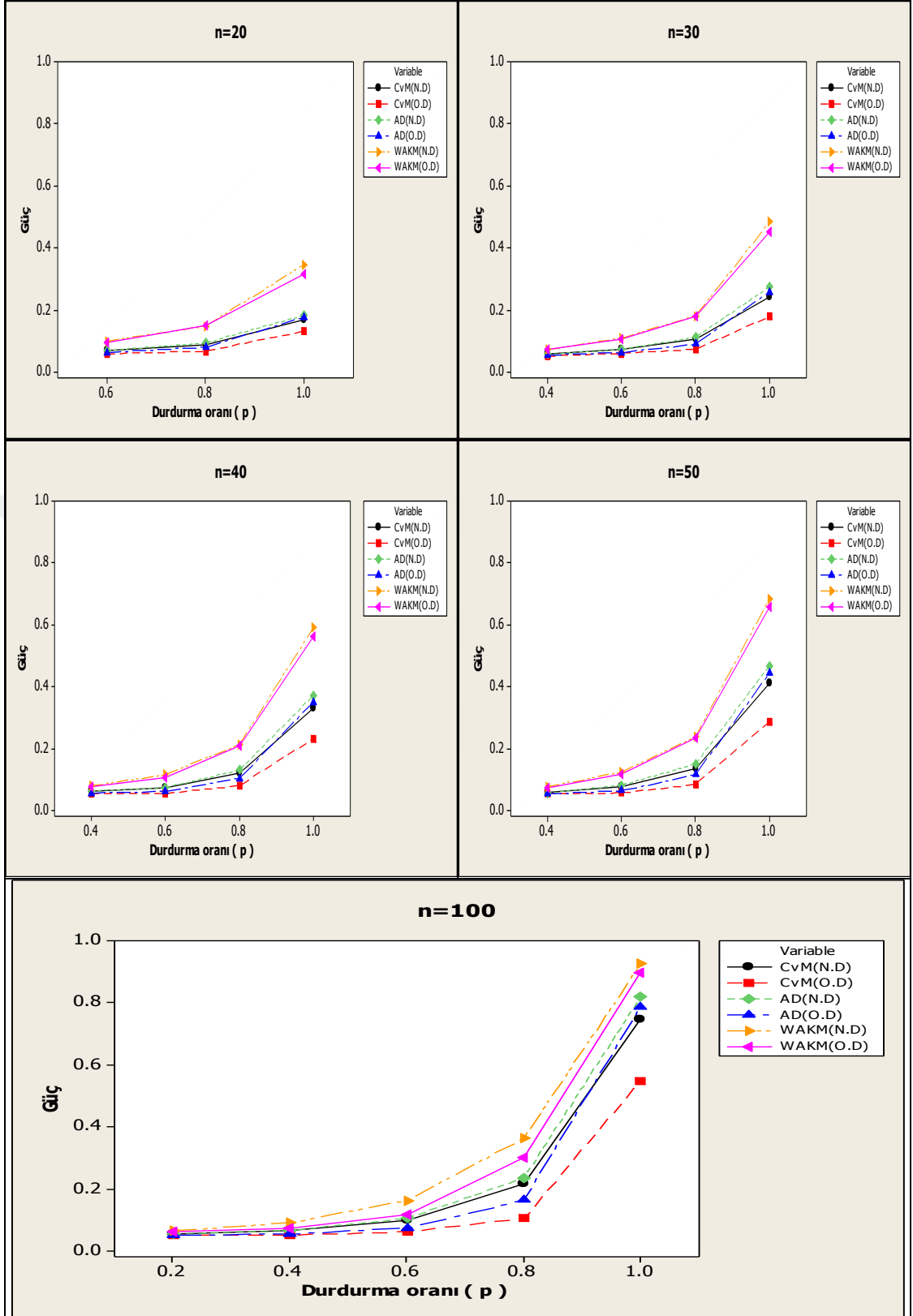
Log-logistic dağılımlı veriler doğrudan test edilmeyip ilk olarak bir konum-ölçek ailesi dağılımı olan logistic dağılıma dönüştürülmektedir. Orijinal dağılım dönüşümü için II.tür sağdan durdurulmuş örneklemeler tam örneklemelere Michael-Schucany (1979) yöntemi ile çevrilmektedir. Örneklemeler standart normal dağılımdan ve Logistic(0,1) dağılımından gelen örneklemelere dönüştürülmektedir. Uyum iyiliği testleri ise bu aşamadan sonra verilere uygulanmaktadır.

5.4.1.Monoton artan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Log-logistic dağılımın artan tehlike hızı fonksiyonlarına sahip Weibull ve Gamma dağılımlarına karşı testi için güç değerleri Çizelge 5.16. ve Çizelge 5.17. ile Şekil 5.13. ve Şekil 5.14.'de verilmektedir. Güç değerleri incelendiğinde, normal dağılım dönüşümüne dayanan testlerin orijinal dağılım dönüşümüne dayanan testlerden daha iyi güç performansları sergileme eğiliminde oldukları görülmektedir. Tüm durumlarda normal ve orijinal dağılım dönüşümlerine dayanan W_{AKM} testlerinin en güçlü testler olma eğiliminde olduğu görülmektedir. Ayrıca, normal ve orijinal dağılım dönüşümlerine dayanan AD testlerinin ise ikinci en iyi performansa sahip oldukları gözlemlenmektedir.

Çizelge 5.16. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

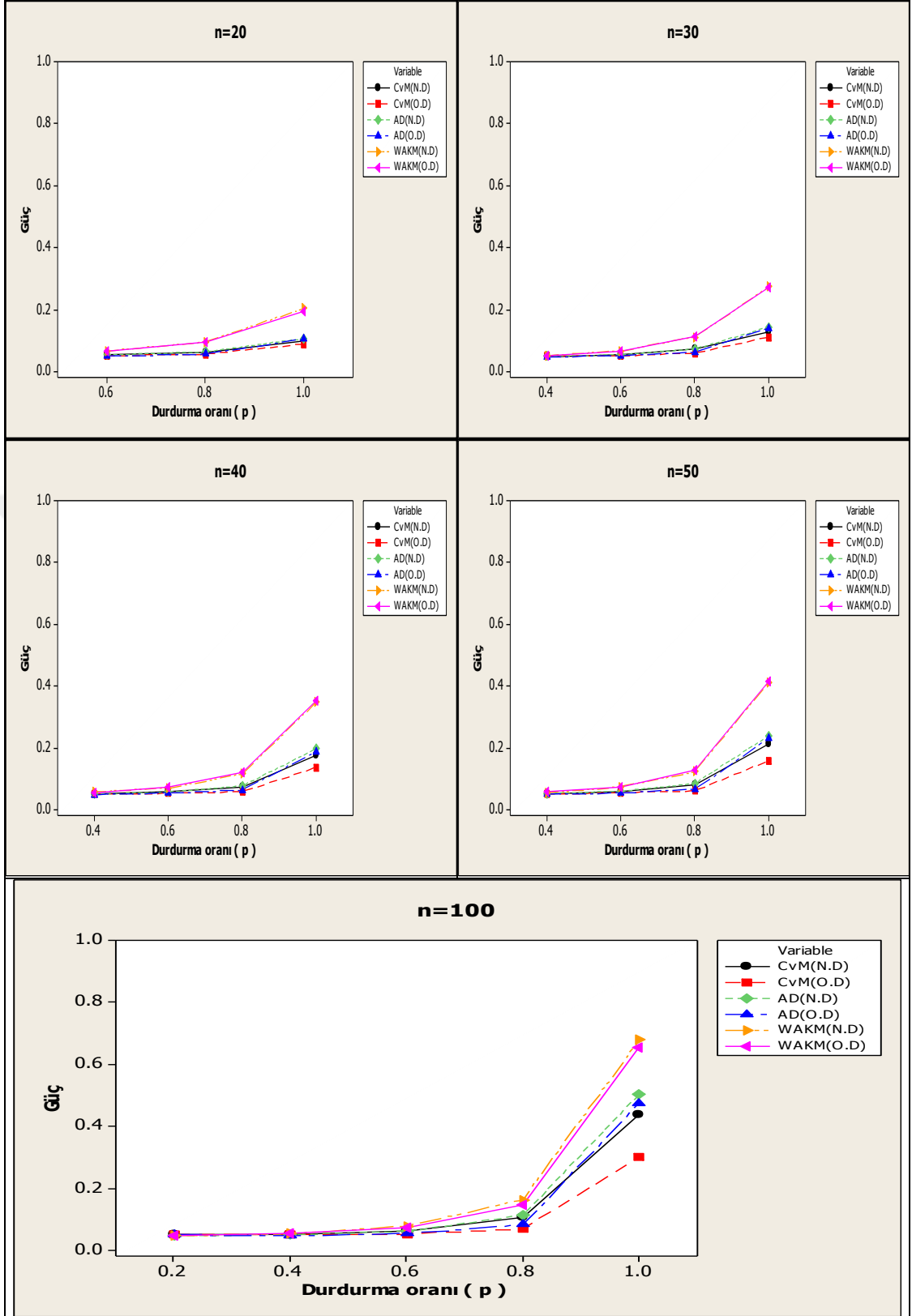
		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=20	p=0.60	0.0700	0.0585	0.0697	0.0634	0.1000	0.0943
	p=0.80	0.0878	0.0674	0.0935	0.0802	0.1480	0.1498
	p=1.00	0.1692	0.1319	0.1839	0.1761	0.3468	0.3142
n=30	p=0.40	0.0569	0.0514	0.0573	0.0545	0.0722	0.0712
	p=0.60	0.0720	0.0599	0.0727	0.0631	0.1093	0.1049
	p=0.80	0.1061	0.0732	0.1124	0.0899	0.1812	0.1799
	p=1.00	0.2418	0.1787	0.2748	0.2586	0.4833	0.4521
n=40	p=0.40	0.0609	0.0547	0.0627	0.0561	0.0799	0.0764
	p=0.60	0.0717	0.0552	0.0738	0.0619	0.1156	0.1071
	p=0.80	0.1201	0.0796	0.1301	0.1042	0.2130	0.2093
	p=1.00	0.3294	0.2328	0.3718	0.3502	0.5902	0.5629
n=50	p=0.40	0.0579	0.0544	0.0563	0.0529	0.0776	0.0736
	p=0.60	0.0778	0.0567	0.0815	0.0640	0.1238	0.1156
	p=0.80	0.1372	0.0838	0.1499	0.1155	0.2395	0.2334
	p=1.00	0.4098	0.2862	0.4684	0.4433	0.6846	0.6590
n=100	p=0.20	0.0542	0.0509	0.0537	0.0511	0.0643	0.0605
	p=0.40	0.0647	0.0514	0.0658	0.0547	0.0900	0.0737
	p=0.60	0.0969	0.0612	0.1045	0.0735	0.1624	0.1182
	p=0.80	0.2149	0.1045	0.2349	0.1631	0.3633	0.3013
	p=1.00	0.7445	0.5475	0.8188	0.7884	0.9248	0.8985



Şekil 5.13. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 5.17. Log-logistic dağılımın artan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=20	p=0.60	0.0537	0.0509	0.0534	0.0493	0.0670	0.0663
	p=0.80	0.0634	0.0560	0.0639	0.0566	0.0954	0.0964
	p=1.00	0.1004	0.0893	0.1064	0.1048	0.2036	0.1932
n=30	p=0.40	0.0484	0.0490	0.0491	0.0475	0.0516	0.0506
	p=0.60	0.0535	0.0505	0.0543	0.0504	0.0665	0.0666
	p=0.80	0.0727	0.0599	0.0730	0.0622	0.1113	0.1142
	p=1.00	0.1294	0.1108	0.1432	0.1394	0.2736	0.2712
n=40	p=0.40	0.0506	0.0500	0.0501	0.0487	0.0576	0.0554
	p=0.60	0.0566	0.0530	0.0568	0.0534	0.0696	0.0720
	p=0.80	0.0733	0.0573	0.0764	0.0632	0.1153	0.1201
	p=1.00	0.1774	0.1367	0.1970	0.1883	0.3481	0.3529
n=50	p=0.40	0.0523	0.0497	0.0518	0.0494	0.0533	0.0572
	p=0.60	0.0596	0.0552	0.0592	0.0533	0.0741	0.0746
	p=0.80	0.0804	0.0607	0.0846	0.0662	0.1227	0.1293
	p=1.00	0.2136	0.1583	0.2398	0.2301	0.4113	0.4164
n=100	p=0.20	0.0490	0.0503	0.0478	0.0500	0.0466	0.0485
	p=0.40	0.0498	0.0490	0.0500	0.0460	0.0530	0.0534
	p=0.60	0.0606	0.0522	0.0610	0.0531	0.0783	0.0716
	p=0.80	0.1069	0.0688	0.1124	0.0821	0.1629	0.1462
	p=1.00	0.4384	0.3005	0.5047	0.4742	0.6800	0.6552



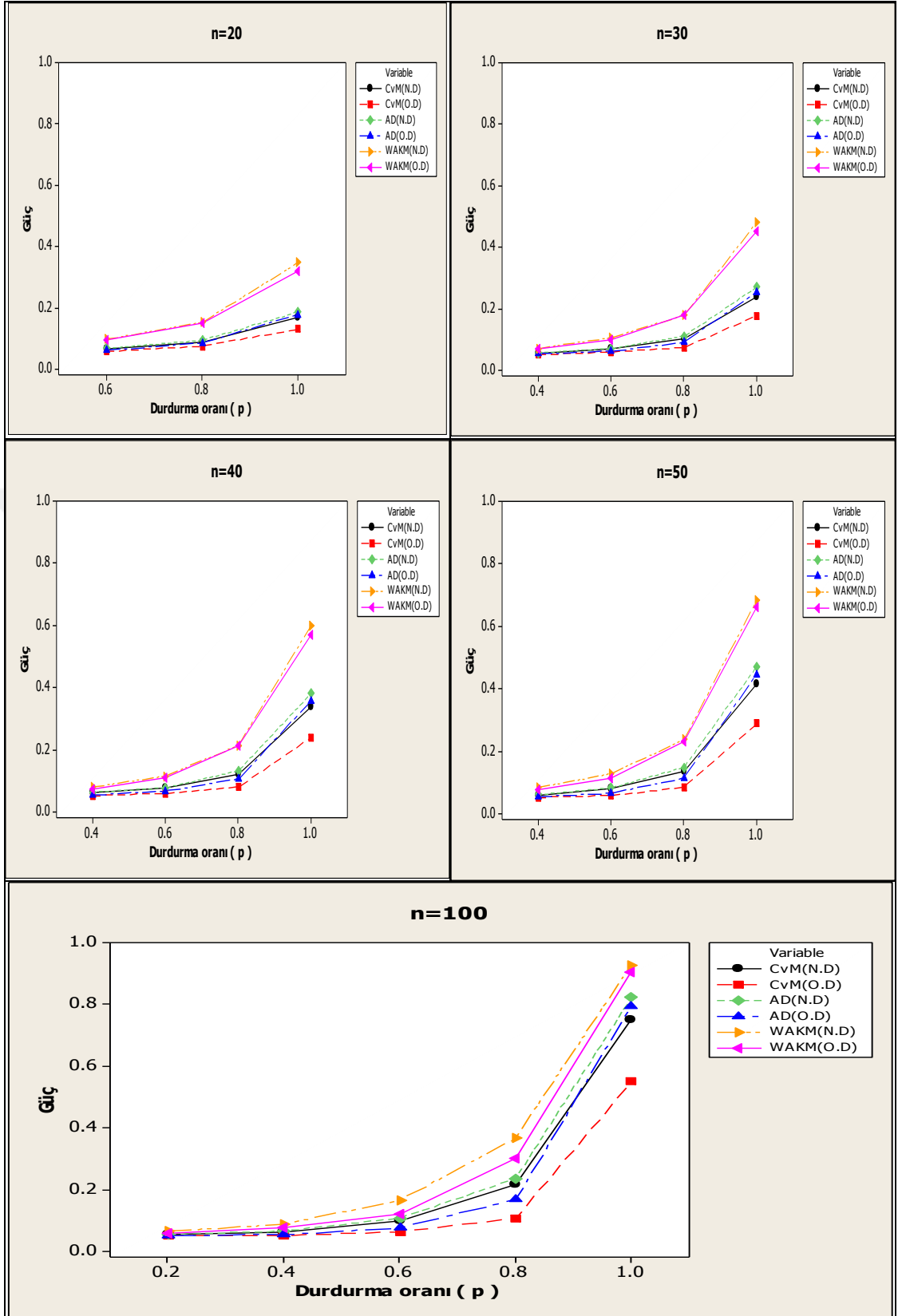
Şekil 5.14. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.4.2. Monoton azalan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızı fonksiyonlarına sahip Weibull ve Gamma dağılımlarına karşı testi için güç değerleri Çizelge 5.18. ve Çizelge 5.19. ile Şekil 5.15. ve Şekil 5.16.'da verilmektedir. Normal dağılım dönüşümüne dayanan testlerin orijinal dağılım dönüşümüne dayanan testlere kıyasla daha güçlü oldukları gözlemlenmektedir. Tüm durumlarda normal ve orijinal dağılım dönüşümlerine dayanan W_{AKM} testlerinin en güçlü testler olma eğiliminde olduğu görülmektedir. Ayrıca, normal ve orijinal dağılım dönüşümlerine dayanan AD testlerinin ise, performans açısından W_{AKM} testlerini takip ettikleri gözlemlenmektedir.

Çizelge 5.18. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

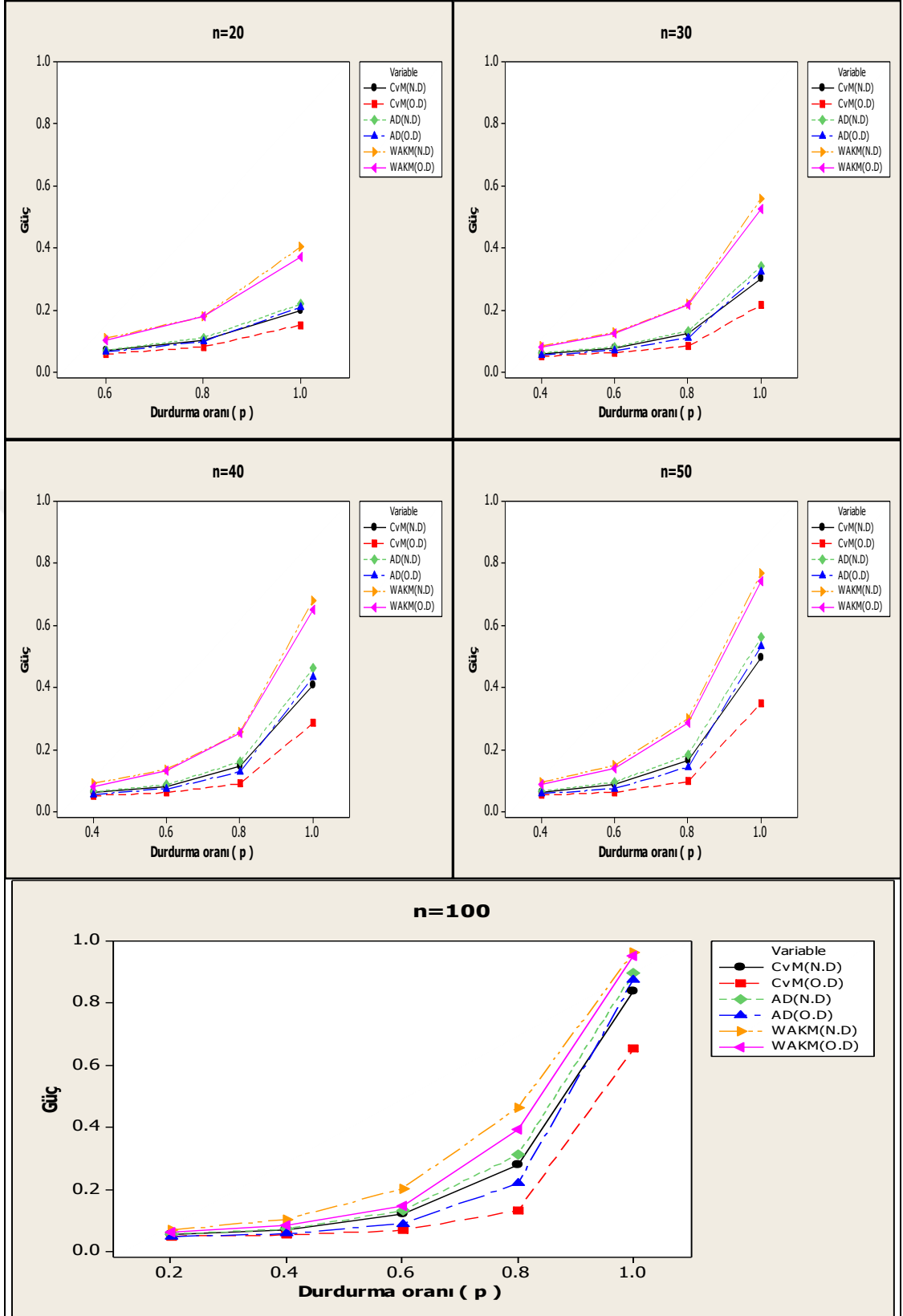
		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=20	p=0.60	0.0671	0.0579	0.0680	0.0612	0.0974	0.0948
	p=0.80	0.0896	0.0746	0.0940	0.0859	0.1529	0.1521
	p=1.00	0.1696	0.1304	0.1862	0.1775	0.3474	0.3198
n=30	p=0.40	0.0559	0.0497	0.0563	0.0530	0.0708	0.0690
	p=0.60	0.0703	0.0591	0.0702	0.0612	0.1060	0.1000
	p=0.80	0.1034	0.0730	0.1104	0.0904	0.1787	0.1812
	p=1.00	0.2379	0.1773	0.2698	0.2537	0.4802	0.4505
n=40	p=0.40	0.0616	0.0514	0.0630	0.0534	0.0792	0.0740
	p=0.60	0.0755	0.0597	0.0774	0.0668	0.1151	0.1108
	p=0.80	0.1218	0.0795	0.1314	0.1052	0.2141	0.2117
	p=1.00	0.3368	0.2384	0.3804	0.3565	0.5984	0.5690
n=60	p=0.40	0.0600	0.0519	0.0607	0.0538	0.0832	0.0763
	p=0.60	0.0798	0.0581	0.0824	0.0651	0.1279	0.1133
	p=0.80	0.1354	0.0836	0.1476	0.1134	0.2374	0.2314
	p=1.00	0.4149	0.2882	0.4712	0.4455	0.6830	0.6626
n=100	p=0.20	0.0548	0.0500	0.0546	0.0508	0.0648	0.0584
	p=0.40	0.0633	0.0520	0.0653	0.0541	0.0878	0.0753
	p=0.60	0.1001	0.0628	0.1072	0.0757	0.1653	0.1210
	p=0.80	0.2159	0.1073	0.2348	0.1671	0.3668	0.3020
	p=1.00	0.7505	0.5494	0.8224	0.7929	0.9280	0.9030



Şekil 5.15. Log-logistic dağılımın Weibull dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

Çizelge 5.19. Log-logistic dağılımın azalan tehlike hızına sahip Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=20	p=0.60	0.0692	0.0582	0.0704	0.0644	0.1085	0.1018
	p=0.80	0.1044	0.0814	0.1105	0.0984	0.1794	0.1808
	p=1.00	0.1990	0.1520	0.2197	0.2094	0.4041	0.3728
n=30	p=0.40	0.0600	0.0506	0.0618	0.0546	0.0829	0.0787
	p=0.60	0.0783	0.0629	0.0806	0.0697	0.1278	0.1227
	p=0.80	0.1238	0.0829	0.1322	0.1096	0.2183	0.2182
	p=1.00	0.3022	0.2165	0.3397	0.3234	0.5599	0.5270
n=40	p=0.40	0.0624	0.0513	0.0638	0.0549	0.0902	0.0810
	p=0.60	0.0819	0.0609	0.0864	0.0738	0.1363	0.1301
	p=0.80	0.1471	0.0903	0.1597	0.1279	0.2564	0.2534
	p=1.00	0.4087	0.2853	0.4617	0.4350	0.6804	0.6508
n=50	p=0.40	0.0638	0.0531	0.0655	0.0575	0.0944	0.0863
	p=0.60	0.0895	0.0629	0.0953	0.0744	0.1498	0.1376
	p=0.80	0.1660	0.0970	0.1830	0.1436	0.2996	0.2861
	p=1.00	0.4965	0.3507	0.5621	0.5333	0.7673	0.7432
n=100	p=0.20	0.0535	0.0486	0.0553	0.0490	0.0684	0.0620
	p=0.40	0.0700	0.0532	0.0724	0.0572	0.1032	0.0829
	p=0.60	0.1201	0.0683	0.1310	0.0886	0.2020	0.1470
	p=0.80	0.2776	0.1314	0.3114	0.2200	0.4626	0.3939
	p=1.00	0.8391	0.6546	0.8985	0.8762	0.9650	0.9509



Şekil 5.16. Log-logistic dağılımın Gamma dağılımına karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

5.4.3. Monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip alternatifler durumu

Log-logistic dağılımın monoton olmayan tehlike hızı fonksiyonlarına sahip log-normal dağılıma karşı testi için güç değerleri Çizelge 5.20.'de verilmektedir. Tüm testlerin güç performanslarının çok düşük olduğu gözlemlenmektedir.

Çizelge 5.20. Log-logistic dağılımın log-normal dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W _{AKM} (N.D)	W _{AKM} (O.D)
n=20	p=0.60	0.0490	0.0524	0.0485	0.0492	0.0283	0.0333
	p=0.80	0.0462	0.0540	0.0456	0.0493	0.0295	0.0398
	p=1.00	0.0431	0.0548	0.0420	0.0450	0.0322	0.0574
n=30	p=0.40	0.0494	0.0560	0.0504	0.0537	0.0240	0.0298
	p=0.60	0.0512	0.0576	0.0511	0.0563	0.0245	0.0346
	p=0.80	0.0493	0.0558	0.0478	0.0527	0.0271	0.0398
	p=1.00	0.0429	0.0548	0.0433	0.0469	0.0264	0.0654
n=40	p=0.40	0.0512	0.0552	0.0514	0.0560	0.0223	0.0322
	p=0.60	0.0532	0.0573	0.0516	0.0576	0.0227	0.0322
	p=0.80	0.0530	0.0570	0.0514	0.0566	0.0281	0.0404
	p=1.00	0.0504	0.0623	0.0495	0.0520	0.0235	0.0768
n=50	p=0.40	0.0535	0.0569	0.0550	0.0618	0.0213	0.0345
	p=0.60	0.0559	0.0584	0.0566	0.0606	0.0320	0.0394
	p=0.80	0.0544	0.0612	0.0540	0.0638	0.0327	0.0451
	p=1.00	0.0537	0.0667	0.0552	0.0583	0.0235	0.0888
n=100	p=0.20	0.0543	0.0538	0.0532	0.0565	0.0221	0.0343
	p=0.40	0.0627	0.0635	0.0652	0.0724	0.0436	0.0462
	p=0.60	0.0730	0.0729	0.0745	0.0809	0.0565	0.0566
	p=0.80	0.0685	0.0708	0.0679	0.0784	0.0522	0.0592
	p=1.00	0.0844	0.0958	0.0919	0.0885	0.0228	0.1333

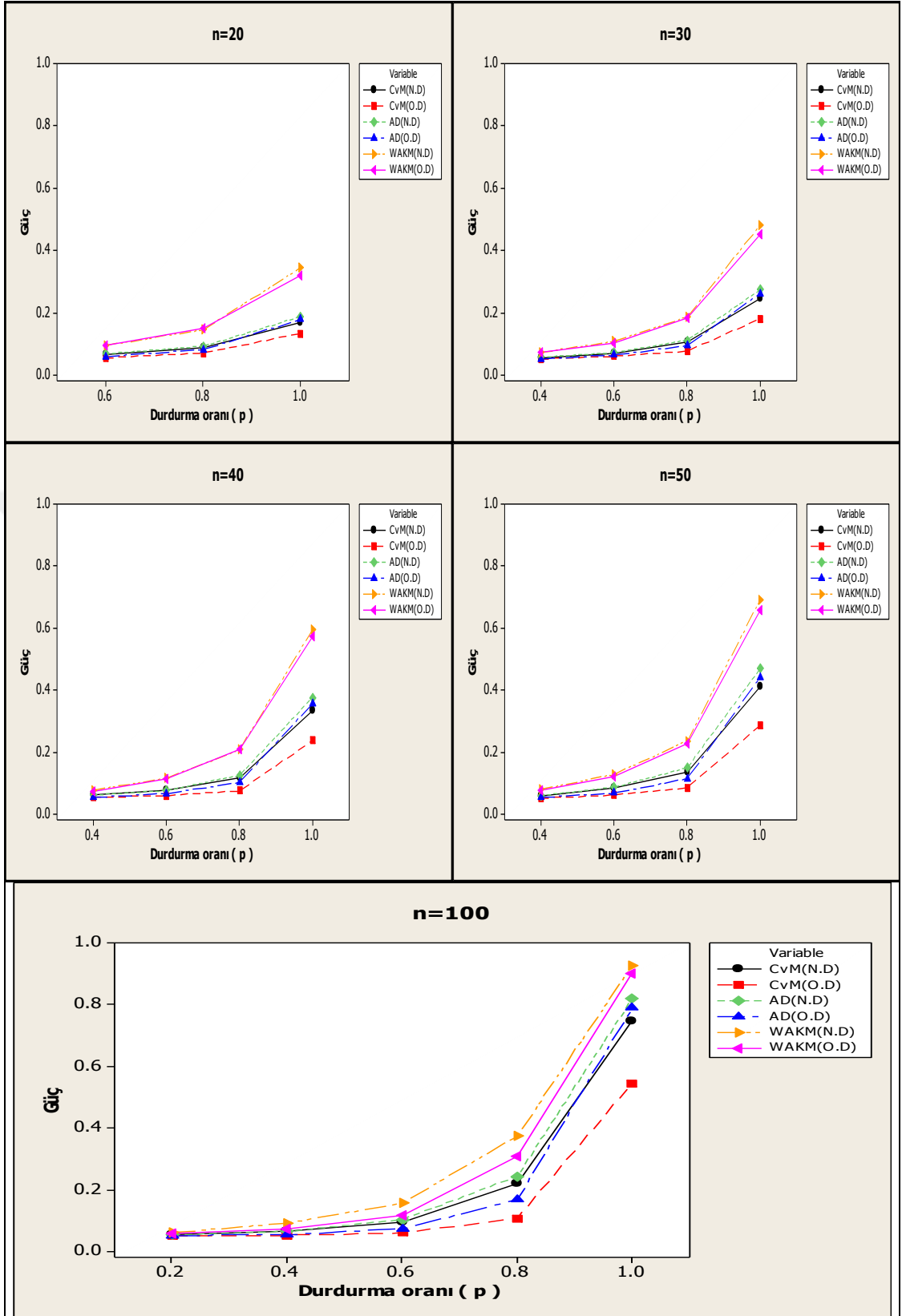
5.4.4. Sabit değerli tehlike fonksiyonlu alternatifler durumu

Log-logistic dağılımın sabit tehlike hızı fonksiyonlarına sahip üstel dağılıma karşı testi için güç değerleri Çizelge 5.21. ile Şekil 5.17.'de verilmektedir. Normal dağılım dönüşümüne dayanan testlerin orijinal dağılım dönüşümüne dayanan testlere kıyasla daha güçlü oldukları gözlemlenmektedir. Tüm durumlarda normal ve orijinal dağılım

dönüşümlerine dayanan W_{AKM} testlerinin en güçlü testler olma eğiliminde olduğu görülmektedir. Ayrıca, normal ve orijinal dağılım dönüşümlerine dayanan AD testlerinin ise, performans açısından W_{AKM} testlerini takip ettikleri gözlemlenmektedir.

Çizelge 5.21. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç değerleri ($\alpha=0.05$)

		CvM (N.D)	CvM (O.D)	AD (N.D)	AD (O.D)	W_{AKM} (N.D)	W_{AKM} (O.D)
n=20	p=0.60	0.0668	0.0552	0.0682	0.0598	0.0949	0.0944
	p=0.80	0.0870	0.0705	0.0923	0.0817	0.1456	0.1489
	p=1.00	0.1672	0.1337	0.1869	0.1783	0.3438	0.3200
n=30	p=0.40	0.0554	0.0512	0.0573	0.0524	0.0729	0.0720
	p=0.60	0.0697	0.0604	0.0718	0.0638	0.1080	0.1020
	p=0.80	0.1054	0.0765	0.1114	0.0946	0.1868	0.1842
	p=1.00	0.2444	0.1804	0.2744	0.2608	0.4826	0.4505
n=40	p=0.40	0.0613	0.0538	0.0614	0.0539	0.0776	0.0746
	p=0.60	0.0754	0.0597	0.0760	0.0656	0.1157	0.1117
	p=0.80	0.1158	0.0749	0.1253	0.1028	0.2075	0.2099
	p=1.00	0.3336	0.2382	0.3761	0.3564	0.5964	0.5738
n=50	p=0.40	0.0588	0.0512	0.0598	0.0530	0.0790	0.0764
	p=0.60	0.0839	0.0611	0.0864	0.0676	0.1276	0.1193
	p=0.80	0.1357	0.0836	0.1491	0.1141	0.2362	0.2283
	p=1.00	0.4109	0.2856	0.4690	0.4412	0.6908	0.6586
n=100	p=0.20	0.0532	0.0502	0.0535	0.0517	0.0609	0.0570
	p=0.40	0.0641	0.0524	0.0649	0.0546	0.0920	0.0735
	p=0.60	0.0950	0.0604	0.1028	0.0732	0.1568	0.1182
	p=0.80	0.2209	0.1076	0.2440	0.1687	0.3733	0.3090
	p=1.00	0.7471	0.5449	0.8199	0.7887	0.9262	0.9004



Şekil 5.17. Log-logistic dağılımın üstel dağılıma karşı uyum iyiliği testi güç grafikleri

6. SONUÇLAR VE TARTIŞMA

Güvenilirlik çalışmalarında fiziksel kısıtlamalar ve maliyet nedeniyle az sayıda veriyle yani durdurulmuş verilerle çalışılmaktadır. Bu nedenle istatistiksel analizler genellikle durdurulmuş veriler kullanılarak yapılmaktadır. Özellikle parametrik analizlerde kuramsal bir olasılık dağılımına uygunluğun testi önem taşımaktadır. Bu tez çalışmasında sıralı istatistikleri ve deneysel birikim dağılım fonksiyonunu kullanan bazı EDF testlerinin ve bu tez çalışması kapsamında önerilen uyum iyiliği testinin tam ve II. tür sağdan durdurulmuş örneklem için güç performansları simülasyon çalışmaları aracılığıyla incelenmiştir.

Simülasyonlarda dikkate alınan testlere ilişkin kritik değerler 100 000 tekrar, deneysel güç değerleri ise 25 000 tekrar üzerinden $\alpha = 0.05$ için elde edilmişlerdir. Ayrıca, örneklem büyüklüğü olarak $n = 10, 20, 30, 40, 50$ ve 100, durdurma oranları $p = 0.20, 0.40, 0.60, 0.80$ ve 1.00 olarak alınmıştır. H_0 hipotezi için üstel, Weibull, log-normal ve log-logistic dağılımlar gibi doğrudan ya da dolaylı ölçek, konum-ölçek dağılımları dikkate alınmıştır. Ayrıca, uyum iyiliği testlerinde H_0 hipotezinde parametrelerin bilinmediği durum dikkate alınmıştır. Dikkate alınan testlerin deneysel güç performansları; monoton artan, monoton azalan ve monoton olmayan tehlike fonksiyonlarına sahip alternatif dağılımlar durumunda, H_0 hipotezinde belirtilen her dağılım için üç ayrı durumda elde edilmiştir.

Bu tez çalışmasında iki ayrı durum ele alınmıştır. Bunlardan ilki doğrudan tam ve II. tür sağdan durdurulmuş örneklem verilerine uygulanan EDF testleri durumudur. İkinci durumda ise, II. tür sağdan durdurulmuş örneklem verileri tam örneklemle çevrilmekte ve daha sonra standart normal dağılımlı verilere dönüştürülüp tam örneklem EDF testleri uygulanmaktadır. Bu nedenle bu tez çalışması kapsamında elde edilen sonuçlar iki başlık altında verilmektedir.

6.1. Orijinal Verileri Kullanan EDF Testleri İçin Sonuçlar

Simülasyon için EDF testlerinden Kolmogorov-Smirnov, Kuiper, Cramer-von Mises, Watson ve Anderson-Darling testleri ve bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testi dikkate alınmıştır. Elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibi listelenebilir.

- Öncelikle birbirine yakın olan tüm dağılımlar için (örneğin Weibull-Gamma, lognormal-loglogistic dağılım çiftleri gibi) dikkate alınan örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında tüm testlerin güçleri düşüktür.
- Üstel dağılımın azalan bir tehlike fonksiyonuna sahip Weibull ve Gamma dağılımlarına karşı testinde, Anderson-Darling testi güç açısından diğer testlere kıyasla daha iyi bir performans sergilemektedir.
- Weibull dağılımının monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip log-normal dağılıma karşı testinde ise; Anderson-Darling, Cramer-von Mises ve Watson testleri tüm örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında daha iyi güç performansı göstermektedirler.
- Yukarıda belirtilen dağılım çiftleri dışında simülasyonlarda dikkate alınan tüm dağılım çiftlerinde sırasıyla bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testi, Anderson-Darling ve Cramer-von Mises testi diğer testlere kıyasla üstün güç performanslarına sahiptir.

6.2. Dönüştürülmüş Verileri Kullanan EDF Testleri İçin Sonuçlar

Simülasyon için Cramer-von Mises, Anderson-Darling ve bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testleri dikkate alınmıştır. Bu üç testin her biri iki ayrı durumda kullanılmıştır. Birinci durumda II. tür sağdan durdurulmuş veriler tam örnekleme çevrildikten sonra standart normal dağılımlı verilere dönüştürülmüştür. İkinci durumda ise, II. tür sağdan durdurulmuş veriler tam örnekleme çevrildikten sonra geldiği konum ölçek dağılım ailesinin standart dağılımına dönüştürülmüştür. Elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibi listelenebilir.

- Öncelikle birbirine yakın olan tüm dağılımlar için (örneğin lognormal-loglogistic, Weibull-Gamma dağılım çiftleri gibi) dikkate alınan örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında tüm testlerin güçleri düşüktür.
- Üstel dağılımın azalan bir tehlike fonksiyonuna sahip Weibull ve Gamma dağılımlarına karşı testinde, Anderson-Darling testi güç açısından diğer testlere kıyasla daha iyi bir performans sergilemektedir.
- Üstel dağılımın log-normal dağılıma ve artan bir tehlike fonksiyonuna sahip Weibull, Gamma dağılımlarına karşı testinde orijinal dağılım dönüşümüne dayanan testler daha güçlü olma eğilimindedir. Özellikle W_{AKM} testi üstün bir performans sergilemektedir.
- Weibull dağılımının monoton olmayan tehlike fonksiyonuna sahip log-normal dağılıma karşı testinde ise; Cramer-von Mises ve Anderson-Darling testleri tüm örneklem büyüklükleri ve durdurma oranlarında daha iyi güç performansı göstermektedirler.
- Log-normal ve log-logistic dağılımların alternatif dağılımlara karşı testinde bu tez çalışmasında önerilen W_{AKM} testi diğer testlere kıyasla üstün güç performanslarına sahiptir.

Bu sonuçlardan bu tez çalışmasında önerilen uyum iyiliği testinin bazı durumlarda Cramer-von Mises ve Anderson-Darling gibi bilinen EDF türü testlere kıyasla daha güçlü olduğu izlenimi edinilmiştir. Dolayısıyla, güvenilirlik çalışmalarında sık sık rastlanan II. tür sağdan durdurulmuş örneklem için yeni önerilen W_{AKM} testi de dikkate alınmalıdır.

KAYNAKLAR

- Adamowski, K. (1981). Plotting Formula for Flood Frequency. *Journal of the American Water Resources Association*, 17, 197-202.
- Anderson, T. W., & Darling, D. A. (1954). A test of goodness of fit. *Journal of the American statistical association*, 49(268), 765-769.
- Benard, A., & Bos-Levenbach, E. C. (1953). Het uitzetten van waarnemingen op waarschijnlijkheids-papier1. *Statistica Neerlandica*, 7(3), 163-173.
- Blom, G. (1958). Statistical estimates and transformed beta-variables.
- Brain, C. W., & Shapiro, S. S. (1983). A regression test for exponentiality: Censored and complete samples. *Technometrics*, 25(1), 69-76.
- Chegodayev, N. N. (1955). Formulas for the calculation of the confidence of hydrological quantities. *Handbook of Applied Hydrology*.
- Chen, G., & Balakrishnan, N. (1995). A general purpose approximate goodness-of-fit test. *Journal of Quality Technology*, 27(2), 154-161.
- Cramér, H. (1928). On the composition of elementary errors: First paper: Mathematical deductions. *Scandinavian Actuarial Journal*, 1928(1), 13-74.
- Cunnane, C. (1978). Unbiased plotting positions—a review. *Journal of Hydrology*, 37(3-4), 205-222.
- D'Agostino, R. B. (1986). *Goodness-of-fit-techniques* (Vol. 68). CRC press.
- Elandt-Johnson, R. C., & Smith, F. B. (1989). Graphical generalized residuals in fitting distributions: Applications to epidemiological follow-up data. *Statistics in medicine*, 8(6), 703-723.
- Filliben, J. J. (1975). The probability plot correlation coefficient test for normality. *Technometrics*, 17(1), 111-117. I. Gringorten, I. I. (1963). A Plotting Rule for Extreme Probability Paper. *Journal of Geophysical Research*, 68, 813-814.
- Fischer, T. (2010). *Goodness-of-Fit Tests for Type-II Right Censored Data: Structure Preserving Transformations and Power Studies*, Academic degree of doctor, Aachen University, Dusseldorf, 122.

- Goldmann, C., Klar, B., & Meintanis, S. G. (2015). Data transformations and goodness-of-fit tests for type-II right censored samples. *Metrika*, 78(1), 59-83.
- Hazen, A. (1930). Flood flows: a study of frequencies and magnitudes. In *Flood flows: a study of frequencies and magnitudes*. John Wiley & Sons.
- Herd, G. R. (1960). Estimation of reliability from incomplete data. In *Proceedings of the 6th national symposium on reliability and quality control* (pp. 202-217). IEEE New York.
- Johnson, L. G. (1964). *The statistical treatment of fatigue experiments*. Elsevier Pub. Co..
- Kaplan, E. L., & Meier, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American statistical association*, 53(282), 457-481.
- Kuiper, N. H. (1960, January). Tests concerning random points on a circle. In *Indagationes Mathematicae (Proceedings)* (Vol. 63, pp. 38-47). North-Holland.
- L.R. Beard, *Statistical analysis in hydrology*, Am. Soc. Civ. Eng. 108 (1943), pp. 1110–1160.
- Lozano-Aguilera, E. D., Estudillo-Martínez, M. D., & Castillo-Gutiérrez, S. (2014). A proposal for plotting positions in probability plots. *Journal of Applied Statistics*, 41(1), 118-126.
- Marhuenda, Y., Morales, D., & Pardo, M. C. (2005). A comparison of uniformity tests. *Statistics*, 39(4), 315-327.
- Michael, J. R. (1983). The stabilized probability plot. *Biometrika*, 70(1), 11-17.
- Michael, J. R., & Schucany, W. R. (1986). Analysis of Data from Censored Samples. In D'Agostino, RB, and MA Stephens, eds. Goodness-of-Fit Techniques. Marcel Dekker, New York, 560 pp. *Chapter, 11*, 461-496.
- Nelson, W. (1972). Theory and Applications of Hazard Plotting for Censored Failure Data. *Technometrics*, 945-966.
- Samanta, M., & Schwarz, C. J. (1988). The Shapiro-Wilk test for exponentiality based on censored data. *Journal of the American Statistical Association*, 83(402), 528-531.

- Smith, R. M., & Bain, L. J. (1976). Correlation type goodness-of-fit statistics with censored sampling. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 5(2), 119-132.
- Stephens, M. A. (1986). Tests based on regression and correlation. *Goodness-of-fit Techniques*, 195-233.
- Tukey, J. W. (1962). The future of data analysis. *The Annals of Mathematical Statistics*, 33(1), 1-67.
- Von Mises, R. (1931). *Vorlesungen aus dem Gebiete der angewandten Mathematik. I. Wahrscheinlichkeitsrechnung und ihre Anwendung in der Statistik und theoretischen Physik*. Deuticke.
- Waller, L. A., & Turnbull, B. W. (1992). Probability plotting with censored data. *The American Statistician*, 46(1), 5-12.
- Wasserman, G. (2002). *Reliability verification, testing, and analysis in engineering design* (Vol. 153). CRC Press.
- Watson, G. S. (1961). Goodness-of-fit tests on a circle. *Biometrika*, 48(1/2), 109-114.
- Weibull, W. (1939). The Phenomenon of Rupture in Solids, Ingeniörs Vetenskaps Akademien, Handlingar, Nr 153. *Stockholm: Generalstabens Litografiska Anstalts Förlag*.
- Yu, G. H., & Huang, C. C. (2001). A distribution free plotting position. *Stochastic environmental research and risk assessment*, 15(6), 462-476.

EKLER

Ek A. Üstel dağılıma uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek A.1. Kolmogorov-Smirnov testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.1645	0.1729	0.1771	0.1797	0.1805
	p=0.40	0.2134	0.2319	0.2479	0.2698	0.2829
	p=0.60	0.2492	0.2730	0.2947	0.3195	0.3367
	p=0.80	0.2752	0.3022	0.3259	0.3532	0.3732
	p=1.00	0.2954	0.3246	0.3505	0.3823	0.4025
n=20	p=0.20	0.1140	0.1245	0.1329	0.1453	0.1527
	p=0.40	0.1531	0.1684	0.1820	0.1980	0.2097
	p=0.60	0.1798	0.1981	0.2145	0.2335	0.2460
	p=0.80	0.1998	0.2195	0.2374	0.2594	0.2745
	p=1.00	0.2132	0.2345	0.2540	0.2772	0.2930
n=30	p=0.20	0.0927	0.1024	0.1105	0.1206	0.1272
	p=0.40	0.1260	0.1390	0.1510	0.1648	0.1734
	p=0.60	0.1484	0.1636	0.1770	0.1932	0.2045
	p=0.80	0.1644	0.1806	0.1954	0.2136	0.2251
	p=1.00	0.1757	0.1934	0.2096	0.2282	0.2412
n=40	p=0.20	0.0807	0.0891	0.0966	0.1056	0.1110
	p=0.40	0.1095	0.1209	0.1315	0.1438	0.1522
	p=0.60	0.1291	0.1424	0.1545	0.1688	0.1791
	p=0.80	0.1434	0.1577	0.1707	0.1859	0.1978
	p=1.00	0.1529	0.1686	0.1826	0.1996	0.2107
n=50	p=0.20	0.0722	0.0798	0.0868	0.0949	0.1002
	p=0.40	0.0982	0.1083	0.1177	0.1287	0.1364
	p=0.60	0.1159	0.1274	0.1383	0.1510	0.1605
	p=0.80	0.1285	0.1413	0.1531	0.1673	0.1781
	p=1.00	0.1372	0.1509	0.1634	0.1795	0.1905
n=100	p=0.20	0.0515	0.0569	0.0621	0.0680	0.0721
	p=0.40	0.0702	0.0776	0.0844	0.0925	0.0982
	p=0.60	0.0828	0.0912	0.0989	0.1081	0.1147
	p=0.80	0.0916	0.1008	0.1091	0.1191	0.1260
	p=1.00	0.0975	0.1072	0.1162	0.1276	0.1360

Ek A. (devam)

Çizelge Ek A.2. Kuiper testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.1898	0.1947	0.1972	0.1987	0.1992
	p=0.40	0.2859	0.3066	0.3266	0.3485	0.3617
	p=0.60	0.3597	0.3886	0.4152	0.4457	0.4693
	p=0.80	0.4177	0.4506	0.4806	0.5160	0.5409
	p=1.00	0.4524	0.4887	0.5208	0.5593	0.5850
n=20	p=0.20	0.1432	0.1538	0.1635	0.1735	0.1792
	p=0.40	0.2118	0.2283	0.2433	0.2624	0.2749
	p=0.60	0.2644	0.2862	0.3056	0.3295	0.3460
	p=0.80	0.3053	0.3300	0.3527	0.3809	0.4006
	p=1.00	0.3271	0.3533	0.3769	0.4059	0.4256
n=30	p=0.20	0.1202	0.1296	0.1378	0.1472	0.1535
	p=0.40	0.1763	0.1904	0.2038	0.2190	0.2293
	p=0.60	0.2192	0.2374	0.2536	0.2735	0.2884
	p=0.80	0.2528	0.2736	0.2927	0.3151	0.3314
	p=1.00	0.2703	0.2919	0.3114	0.3351	0.3510
n=40	p=0.20	0.1057	0.1140	0.1211	0.1300	0.1361
	p=0.40	0.1540	0.1667	0.1784	0.1920	0.2018
	p=0.60	0.1914	0.2076	0.2222	0.2404	0.2519
	p=0.80	0.2202	0.2382	0.2554	0.2760	0.2900
	p=1.00	0.2347	0.2537	0.2710	0.2915	0.3061
n=50	p=0.20	0.0955	0.1032	0.1101	0.1178	0.1231
	p=0.40	0.1384	0.1496	0.1602	0.1728	0.1820
	p=0.60	0.1719	0.1864	0.1997	0.2154	0.2262
	p=0.80	0.1981	0.2147	0.2296	0.2478	0.2610
	p=1.00	0.2109	0.2279	0.2435	0.2627	0.2756
n=100	p=0.20	0.0691	0.0746	0.0797	0.0855	0.0896
	p=0.40	0.0996	0.1080	0.1151	0.1238	0.1299
	p=0.60	0.1234	0.1337	0.1428	0.1543	0.1627
	p=0.80	0.1417	0.1536	0.1643	0.1769	0.1862
	p=1.00	0.1505	0.1626	0.1736	0.1873	0.1970

Ek A. (devam)

Çizelge Ek A.3. Cramer-von Mises testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.0159	0.0178	0.0188	0.0194	0.0196
	p=0.40	0.0449	0.0555	0.0657	0.0780	0.0865
	p=0.60	0.0833	0.1045	0.1251	0.1520	0.1719
	p=0.80	0.1261	0.1574	0.1893	0.2308	0.2584
	p=1.00	0.1728	0.2171	0.2611	0.3202	0.3656
n=20	p=0.20	0.0140	0.0174	0.0209	0.0253	0.0278
	p=0.40	0.0443	0.0561	0.0677	0.0829	0.0943
	p=0.60	0.0844	0.1074	0.1301	0.1595	0.1824
	p=0.80	0.1296	0.1645	0.1979	0.2458	0.2816
	p=1.00	0.1728	0.2182	0.2638	0.3327	0.3788
n=30	p=0.20	0.0134	0.0172	0.0208	0.0258	0.0290
	p=0.40	0.0438	0.0561	0.0685	0.0847	0.0977
	p=0.60	0.0852	0.1085	0.1326	0.1631	0.1887
	p=0.80	0.1309	0.1667	0.2033	0.2501	0.2863
	p=1.00	0.1748	0.2205	0.2678	0.3319	0.3815
n=40	p=0.20	0.0131	0.0170	0.0209	0.0259	0.0292
	p=0.40	0.0438	0.0565	0.0691	0.0865	0.0994
	p=0.60	0.0850	0.1091	0.1340	0.1654	0.1895
	p=0.80	0.1317	0.1675	0.2035	0.2520	0.2910
	p=1.00	0.1743	0.2210	0.2695	0.3325	0.3799
n=50	p=0.20	0.0130	0.0168	0.0207	0.0255	0.0294
	p=0.40	0.0434	0.0555	0.0685	0.0859	0.0991
	p=0.60	0.0852	0.1087	0.1334	0.1664	0.1918
	p=0.80	0.1316	0.1667	0.2038	0.2539	0.2935
	p=1.00	0.1744	0.2209	0.2706	0.3358	0.3888
n=100	p=0.20	0.0127	0.0164	0.0204	0.0259	0.0298
	p=0.40	0.0433	0.0563	0.0695	0.0871	0.1013
	p=0.60	0.0857	0.1097	0.1346	0.1694	0.1941
	p=0.80	0.1324	0.1690	0.2066	0.2572	0.2967
	p=1.00	0.1728	0.2191	0.2669	0.3348	0.3890

Ek A. (devam)

Çizelge Ek A.4. Watson testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.0048	0.0056	0.0061	0.0064	0.0065
	p=0.40	0.0206	0.0248	0.0293	0.0356	0.0402
	p=0.60	0.0469	0.0577	0.0689	0.0846	0.0984
	p=0.80	0.0808	0.0996	0.1187	0.1445	0.1662
	p=1.00	0.1287	0.1573	0.1859	0.2228	0.2508
n=20	p=0.20	0.0055	0.0066	0.0076	0.0089	0.0099
	p=0.40	0.0225	0.0274	0.0325	0.0392	0.0447
	p=0.60	0.0505	0.0623	0.0744	0.0905	0.1047
	p=0.80	0.0875	0.1076	0.1288	0.1572	0.1794
	p=1.00	0.1282	0.1573	0.1875	0.2273	0.2551
n=30	p=0.20	0.0057	0.0069	0.0081	0.0096	0.0107
	p=0.40	0.0231	0.0284	0.0338	0.0408	0.0459
	p=0.60	0.0520	0.0641	0.0768	0.0932	0.1060
	p=0.80	0.0896	0.1111	0.1324	0.1611	0.1827
	p=1.00	0.1298	0.1585	0.1877	0.2268	0.2561
n=40	p=0.20	0.0058	0.0070	0.0082	0.0098	0.0111
	p=0.40	0.0234	0.0287	0.0343	0.0416	0.0475
	p=0.60	0.0524	0.0650	0.0782	0.0952	0.1086
	p=0.80	0.0905	0.1118	0.1337	0.1637	0.1847
	p=1.00	0.1286	0.1583	0.1882	0.2288	0.2572
n=50	p=0.20	0.0059	0.0072	0.0085	0.0102	0.0113
	p=0.40	0.0235	0.0287	0.0341	0.0416	0.0474
	p=0.60	0.0529	0.0655	0.0786	0.0961	0.1095
	p=0.80	0.0918	0.1132	0.1353	0.1645	0.1878
	p=1.00	0.1284	0.1580	0.1895	0.2309	0.2621
n=100	p=0.20	0.0060	0.0073	0.0086	0.0103	0.0117
	p=0.40	0.0238	0.0294	0.0350	0.0421	0.0482
	p=0.60	0.0539	0.0665	0.0790	0.0956	0.1100
	p=0.80	0.0926	0.1146	0.1369	0.1665	0.1907
	p=1.00	0.1287	0.1581	0.1883	0.2302	0.2619

Ek A. (devam)

Çizelge Ek A.5. Anderson-Darling testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.1680	0.1809	0.1890	0.2754	0.3440
	p=0.40	0.3615	0.4410	0.5205	0.6354	0.7832
	p=0.60	0.5444	0.6811	0.8219	1.0379	1.2332
	p=0.80	0.7374	0.9220	1.1164	1.4161	1.6606
	p=1.00	1.0258	1.2707	1.5213	1.8923	2.1929
n=20	p=0.20	0.1870	0.2290	0.2695	0.3216	0.3812
	p=0.40	0.3754	0.4707	0.5682	0.7086	0.8309
	p=0.60	0.5639	0.7111	0.8617	1.0847	1.2824
	p=0.80	0.7701	0.9676	1.1777	1.4810	1.7109
	p=1.00	1.0381	1.2872	1.5518	1.9325	2.2289
n=30	p=0.20	0.1908	0.2377	0.2883	0.3504	0.4058
	p=0.40	0.3795	0.4843	0.5897	0.7370	0.8460
	p=0.60	0.5735	0.7237	0.8845	1.1173	1.3076
	p=0.80	0.7780	0.9821	1.2003	1.4777	1.7183
	p=1.00	1.0537	1.3091	1.5799	1.9319	2.2361
n=40	p=0.20	0.1925	0.2441	0.2956	0.3644	0.4238
	p=0.40	0.3831	0.4874	0.5989	0.7585	0.8819
	p=0.60	0.5761	0.7319	0.9017	1.1240	1.3085
	p=0.80	0.7821	0.9856	1.1993	1.4937	1.7188
	p=1.00	1.0510	1.3112	1.5823	1.9437	2.2376
n=50	p=0.20	0.1935	0.2457	0.2980	0.3749	0.4335
	p=0.40	0.3824	0.4848	0.5959	0.7458	0.8742
	p=0.60	0.5736	0.7335	0.8942	1.1342	1.3077
	p=0.80	0.7842	0.9873	1.1954	1.4981	1.7286
	p=1.00	1.0563	1.3141	1.5887	1.9718	2.2599
n=100	p=0.20	0.1957	0.2513	0.3088	0.3864	0.4480
	p=0.40	0.3874	0.4946	0.6069	0.7548	0.8827
	p=0.60	0.5829	0.7431	0.9091	1.1362	1.3066
	p=0.80	0.7890	0.9936	1.2101	1.5057	1.7417
	p=1.00	1.0504	1.3014	1.5762	1.9489	2.2468

Ek A. (devam)

Çizelge Ek A.6. İyileştirilmiş Watson testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.1649	0.1745	0.1793	0.1823	0.1832
	p=0.40	0.3778	0.4351	0.4807	0.5280	0.5590
	p=0.60	0.5779	0.6772	0.7619	0.8551	0.9175
	p=0.80	0.7410	0.8771	0.9940	1.1303	1.2172
	p=1.00	0.8645	1.0278	1.1735	1.3349	1.4451
n=20	p=0.20	0.2108	0.2425	0.2679	0.2941	0.3085
	p=0.40	0.4877	0.5721	0.6474	0.7314	0.7881
	p=0.60	0.7503	0.8919	1.0199	1.1610	1.2542
	p=0.80	0.9670	1.1550	1.3250	1.5173	1.6504
	p=1.00	1.1385	1.3486	1.5357	1.7689	1.9357
n=30	p=0.20	0.2445	0.2851	0.3196	0.3590	0.3844
	p=0.40	0.5716	0.6768	0.7706	0.8818	0.9577
	p=0.60	0.8939	1.0646	1.2162	1.3922	1.5172
	p=0.80	1.1490	1.3738	1.5750	1.8160	1.9785
	p=1.00	1.3661	1.6235	1.8564	2.1287	2.3134
n=40	p=0.20	0.2729	0.3217	0.3640	0.4120	0.4415
	p=0.40	0.6492	0.7691	0.8765	1.0002	1.0888
	p=0.60	1.0071	1.2052	1.3814	1.5834	1.7217
	p=0.80	1.3160	1.5655	1.7989	2.0738	2.2658
	p=1.00	1.5632	1.8502	2.1123	2.4268	2.6352
n=50	p=0.20	0.2982	0.3530	0.3987	0.4502	0.4887
	p=0.40	0.7123	0.8473	0.9657	1.1051	1.2026
	p=0.60	1.1201	1.3312	1.5196	1.7392	1.9059
	p=0.80	1.4460	1.7216	1.9744	2.2826	2.4913
	p=1.00	1.7278	2.0550	2.3461	2.6927	2.9555
n=100	p=0.20	0.4031	0.4785	0.5455	0.6237	0.6749
	p=0.40	0.9830	1.1729	1.3420	1.5385	1.6779
	p=0.60	1.5502	1.8531	2.1170	2.4273	2.6390
	p=0.80	2.0039	2.4010	2.7466	3.1646	3.4389
	p=1.00	2.3790	2.8327	3.2363	3.7337	4.0922

Ek B. Weibull dağılımına uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek B.1. Kolmogorov-Smirnov testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.2063	0.2261	0.2471	0.2913	0.4033
	p=0.80	0.2257	0.2453	0.2628	0.2841	0.2985
	p=1.00	0.2406	0.2604	0.2790	0.3004	0.3148
n=20	p=0.60	0.1482	0.1615	0.1734	0.1881	0.1987
	p=0.80	0.1648	0.1790	0.1924	0.2084	0.2190
	p=1.00	0.1745	0.1893	0.2027	0.2194	0.2322
n=30	p=0.20	0.0733	0.0805	0.0867	0.0934	0.0999
	p=0.40	0.1030	0.1126	0.1212	0.1319	0.1398
	p=0.60	0.1225	0.1339	0.1442	0.1566	0.1649
	p=0.80	0.1358	0.1483	0.1597	0.1727	0.1817
	p=1.00	0.1442	0.1568	0.1682	0.1821	0.1912
n=40	p=0.20	0.0643	0.0701	0.0759	0.0830	0.0881
	p=0.40	0.0897	0.0983	0.1060	0.1154	0.1215
	p=0.60	0.1069	0.1168	0.1260	0.1369	0.1445
	p=0.80	0.1185	0.1290	0.1387	0.1505	0.1585
	p=1.00	0.1257	0.1363	0.1462	0.1578	0.1664
n=50	p=0.20	0.0578	0.0635	0.0686	0.0748	0.0791
	p=0.40	0.0808	0.0885	0.0957	0.1042	0.1104
	p=0.60	0.0963	0.1052	0.1135	0.1229	0.1303
	p=0.80	0.1067	0.1161	0.1250	0.1356	0.1435
	p=1.00	0.1129	0.1228	0.1318	0.1423	0.1489
n=100	p=0.20	0.0417	0.0458	0.0495	0.0539	0.0571
	p=0.40	0.0579	0.0634	0.0687	0.0749	0.0789
	p=0.60	0.0688	0.0752	0.0810	0.0881	0.0930
	p=0.80	0.0762	0.0830	0.0891	0.0969	0.1024
	p=1.00	0.0808	0.0877	0.0940	0.1020	0.1076

Ek B. (devam)

Çizelge Ek B.2. Kuiper testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.3342	0.3587	0.3825	0.4279	0.4797
	p=0.80	0.3746	0.4007	0.4239	0.4497	0.4699
	p=1.00	0.4076	0.4370	0.4629	0.4934	0.5146
n=20	p=0.60	0.2407	0.2579	0.2732	0.2915	0.3047
	p=0.80	0.2731	0.2931	0.3108	0.3320	0.3459
	p=1.00	0.2966	0.3188	0.3383	0.3614	0.3791
n=30	p=0.20	0.1152	0.1231	0.1301	0.1381	0.1433
	p=0.40	0.1636	0.1757	0.1870	0.1999	0.2088
	p=0.60	0.1990	0.2139	0.2275	0.2431	0.2538
	p=0.80	0.2258	0.2429	0.2579	0.2763	0.2894
	p=1.00	0.2454	0.2640	0.2808	0.3003	0.3142
n=40	p=0.20	0.1006	0.1078	0.1143	0.1217	0.1268
	p=0.40	0.1428	0.1535	0.1631	0.1746	0.1826
	p=0.60	0.1735	0.1865	0.1985	0.2126	0.2231
	p=0.80	0.1970	0.2123	0.2254	0.2401	0.2511
	p=1.00	0.2142	0.2304	0.2449	0.2618	0.2737
n=50	p=0.20	0.0905	0.0972	0.1035	0.1106	0.1153
	p=0.40	0.1286	0.1384	0.1472	0.1575	0.1650
	p=0.60	0.1563	0.1683	0.1788	0.1918	0.2006
	p=0.80	0.1774	0.1904	0.2029	0.2172	0.2268
	p=1.00	0.1925	0.2069	0.2201	0.2360	0.2466
n=100	p=0.20	0.0651	0.0702	0.0750	0.0801	0.0838
	p=0.40	0.0921	0.0994	0.1057	0.1134	0.1188
	p=0.60	0.1119	0.1202	0.1280	0.1373	0.1436
	p=0.80	0.1268	0.1364	0.1453	0.1555	0.1625
	p=1.00	0.1377	0.1480	0.1577	0.1687	0.1762

Ek B. (devam)

Çizelge Ek B.3.Cramer-von Mises testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.0490	0.0588	0.0694	0.0840	0.1003
	p=0.80	0.0747	0.0893	0.1043	0.1227	0.1381
	p=1.00	0.0999	0.1199	0.1396	0.1656	0.1848
n=20	p=0.60	0.0483	0.0586	0.0691	0.0829	0.0939
	p=0.80	0.0756	0.0918	0.1078	0.1289	0.1444
	p=1.00	0.1007	0.1215	0.1422	0.1701	0.1909
n=30	p=0.20	0.0066	0.0082	0.0097	0.0122	0.0141
	p=0.40	0.0240	0.0295	0.0349	0.0426	0.0486
	p=0.60	0.0484	0.0592	0.0701	0.0853	0.0963
	p=0.80	0.0761	0.0923	0.1088	0.1317	0.1482
	p=1.00	0.1010	0.1226	0.1442	0.1711	0.1919
n=40	p=0.20	0.0066	0.0081	0.0098	0.0122	0.0142
	p=0.40	0.0239	0.0295	0.0351	0.0428	0.0493
	p=0.60	0.0484	0.0593	0.0707	0.0855	0.0962
	p=0.80	0.0760	0.0925	0.1089	0.1314	0.1485
	p=1.00	0.1014	0.1233	0.1442	0.1719	0.1930
n=50	p=0.20	0.0066	0.0082	0.0099	0.0122	0.0139
	p=0.40	0.0240	0.0296	0.0354	0.0434	0.0494
	p=0.60	0.0484	0.0595	0.0710	0.0856	0.0972
	p=0.80	0.0764	0.0931	0.1099	0.1329	0.1496
	p=1.00	0.1017	0.1227	0.1449	0.1737	0.1969
n=100	p=0.20	0.0065	0.0082	0.0099	0.0122	0.0140
	p=0.40	0.0238	0.0295	0.0354	0.0435	0.0499
	p=0.60	0.0486	0.0597	0.0712	0.0864	0.0979
	p=0.80	0.0761	0.0930	0.1100	0.1340	0.1514
	p=1.00	0.1019	0.1232	0.1457	0.1750	0.1961

Ek B. (devam)

Çizelge Ek B.4. Watson testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.0419	0.0494	0.0566	0.0655	0.0719
	p=0.80	0.0676	0.0799	0.0926	0.1080	0.1200
	p=1.00	0.0951	0.1138	0.1320	0.1553	0.1731
n=20	p=0.60	0.0417	0.0499	0.0579	0.0685	0.0766
	p=0.80	0.0685	0.0825	0.0962	0.1144	0.1275
	p=1.00	0.0960	0.1153	0.1348	0.1607	0.1798
n=30	p=0.20	0.0053	0.0062	0.0071	0.0082	0.0090
	p=0.40	0.0197	0.0237	0.0276	0.0326	0.0362
	p=0.60	0.0420	0.0505	0.0590	0.0705	0.0796
	p=0.80	0.0689	0.0832	0.0973	0.1174	0.1314
	p=1.00	0.0961	0.1166	0.1362	0.1616	0.1808
n=40	p=0.20	0.0052	0.0062	0.0072	0.0084	0.0093
	p=0.40	0.0196	0.0237	0.0277	0.0330	0.0369
	p=0.60	0.0418	0.0505	0.0592	0.0708	0.0797
	p=0.80	0.0691	0.0835	0.0976	0.1167	0.1316
	p=1.00	0.0966	0.1169	0.1368	0.1627	0.1822
n=50	p=0.20	0.0052	0.0062	0.0072	0.0086	0.0095
	p=0.40	0.0196	0.0238	0.0280	0.0332	0.0372
	p=0.60	0.0418	0.0508	0.0596	0.0716	0.0798
	p=0.80	0.0693	0.0839	0.0987	0.1179	0.1336
	p=1.00	0.0968	0.1168	0.1373	0.1647	0.1844
n=100	p=0.20	0.0051	0.0062	0.0073	0.0087	0.0098
	p=0.40	0.0195	0.0237	0.0279	0.0335	0.0378
	p=0.60	0.0419	0.0509	0.0600	0.0720	0.0808
	p=0.80	0.0694	0.0840	0.0993	0.1189	0.1346
	p=1.00	0.0970	0.1172	0.1380	0.1660	0.1861

Ek B. (devam)

Çizelge Ek B.5.Anderson-Darling testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.3051	0.3677	0.4372	0.5515	0.7345
	p=0.80	0.4230	0.5026	0.5818	0.6841	0.7665
	p=1.00	0.6147	0.7242	0.8354	0.9821	1.0868
n=20	p=0.60	0.3002	0.3614	0.4224	0.5057	0.5698
	p=0.80	0.4285	0.5119	0.5990	0.7090	0.7897
	p=1.00	0.6225	0.7393	0.8565	1.0095	1.1267
n=30	p=0.20	0.0912	0.1104	0.1305	0.1589	0.1802
	p=0.40	0.1916	0.2317	0.2724	0.3312	0.3749
	p=0.60	0.3007	0.3631	0.4272	0.5118	0.5805
	p=0.80	0.4298	0.5166	0.6074	0.7277	0.8124
	p=1.00	0.6278	0.7446	0.8665	1.0186	1.1435
n=40	p=0.20	0.0917	0.1110	0.1322	0.1600	0.1840
	p=0.40	0.1908	0.2322	0.2750	0.3316	0.3780
	p=0.60	0.3006	0.3634	0.4294	0.5122	0.5789
	p=0.80	0.4295	0.5170	0.6039	0.7189	0.8072
	p=1.00	0.6285	0.7496	0.8694	1.0219	1.1473
n=50	p=0.20	0.0917	0.1117	0.1327	0.1615	0.1848
	p=0.40	0.1915	0.2336	0.2764	0.3336	0.3784
	p=0.60	0.3015	0.3659	0.4292	0.5187	0.5845
	p=0.80	0.4308	0.5180	0.6050	0.7296	0.8176
	p=1.00	0.6310	0.7501	0.8714	1.0355	1.1618
n=100	p=0.20	0.0915	0.1122	0.1329	0.1624	0.1852
	p=0.40	0.1907	0.2327	0.2758	0.3326	0.3803
	p=0.60	0.3020	0.3655	0.4325	0.5192	0.5842
	p=0.80	0.4292	0.5182	0.6090	0.7272	0.8212
	p=1.00	0.6340	0.7546	0.8769	1.0411	1.1489

Ek B. (devam)

Çizelge Ek B.6. İyileştirilmiş Watson testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.2612	0.3308	0.3958	0.4850	0.5738
	p=0.80	0.3146	0.4004	0.4789	0.5737	0.6485
	p=1.00	0.3114	0.4093	0.4967	0.6132	0.6876
n=20	p=0.60	0.3378	0.4279	0.5107	0.6110	0.6803
	p=0.80	0.4096	0.5249	0.6305	0.7596	0.8535
	p=1.00	0.3875	0.5110	0.6222	0.7613	0.8597
n=30	p=0.20	0.1061	0.1344	0.1598	0.1904	0.2131
	p=0.40	0.2629	0.3301	0.3917	0.4664	0.5192
	p=0.60	0.4046	0.5033	0.5986	0.7155	0.7965
	p=0.80	0.4883	0.6130	0.7394	0.8913	0.9880
	p=1.00	0.4605	0.5906	0.7242	0.8772	0.9857
n=40	p=0.20	0.1205	0.1530	0.1819	0.2180	0.2414
	p=0.40	0.3014	0.3719	0.4412	0.5261	0.5893
	p=0.60	0.4660	0.5700	0.6796	0.8140	0.9022
	p=0.80	0.5583	0.6913	0.8264	0.9930	1.1056
	p=1.00	0.5299	0.6575	0.7959	0.9694	1.0933
n=50	p=0.20	0.1334	0.1679	0.2001	0.2386	0.2676
	p=0.40	0.3372	0.4126	0.4905	0.5831	0.6513
	p=0.60	0.5217	0.6344	0.7480	0.8958	0.9889
	p=0.80	0.6209	0.7602	0.9002	1.0879	1.2210
	p=1.00	0.5889	0.7197	0.8698	1.0488	1.1752
n=100	p=0.20	0.1888	0.2312	0.2715	0.3244	0.3615
	p=0.40	0.4741	0.5724	0.6667	0.7777	0.8720
	p=0.60	0.7349	0.8879	1.0329	1.2043	1.3332
	p=0.80	0.8746	1.0521	1.2277	1.4443	1.6053
	p=1.00	0.8353	1.0084	1.1737	1.3895	1.5619

Ek C. Log-normal dağılıma uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek C.1. Kolmogorov-Smirnov testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.1712	0.1813	0.1934	0.2126	0.2228
	p=0.60	0.2061	0.2229	0.2376	0.2557	0.2695
	p=0.80	0.2300	0.2498	0.2669	0.2875	0.3025
	p=1.00	0.2442	0.2654	0.2840	0.3063	0.3215
n=20	p=0.20	0.0894	0.0949	0.1059	0.1199	0.1321
	p=0.40	0.1259	0.1373	0.1473	0.1592	0.1671
	p=0.60	0.1506	0.1644	0.1767	0.1915	0.2018
	p=0.80	0.1672	0.1822	0.1960	0.2129	0.2254
	p=1.00	0.1775	0.1930	0.2074	0.2244	0.2360
n=30	p=0.20	0.0744	0.0813	0.0873	0.0948	0.1006
	p=0.40	0.1044	0.1139	0.1227	0.1330	0.1406
	p=0.60	0.1251	0.1364	0.1471	0.1594	0.1685
	p=0.80	0.1382	0.1508	0.1619	0.1752	0.1855
	p=1.00	0.1467	0.1598	0.1718	0.1857	0.1956
n=40	p=0.20	0.0650	0.0711	0.0768	0.0835	0.0881
	p=0.40	0.0911	0.0998	0.1076	0.1171	0.1238
	p=0.60	0.1086	0.1188	0.1277	0.1389	0.1470
	p=0.80	0.1201	0.1309	0.1408	0.1530	0.1616
	p=1.00	0.1277	0.1390	0.1493	0.1617	0.1707
n=50	p=0.20	0.0587	0.0644	0.0694	0.0756	0.0802
	p=0.40	0.0819	0.0896	0.0967	0.1050	0.1109
	p=0.60	0.0976	0.1067	0.1149	0.1244	0.1315
	p=0.80	0.1082	0.1180	0.1269	0.1378	0.1452
	p=1.00	0.1147	0.1248	0.1339	0.1455	0.1536
n=100	p=0.20	0.0423	0.0465	0.0502	0.0545	0.0577
	p=0.40	0.0588	0.0643	0.0694	0.0757	0.0799
	p=0.60	0.0700	0.0764	0.0823	0.0893	0.0946
	p=0.80	0.0774	0.0845	0.0911	0.0993	0.1050
	p=1.00	0.0817	0.0890	0.0957	0.1038	0.1092

Ek C. (devam)

Çizelge Ek C.2. Kuiper testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.2771	0.2917	0.3013	0.3100	0.3155
	p=0.60	0.3348	0.3557	0.3736	0.3951	0.4085
	p=0.80	0.3785	0.4046	0.4272	0.4530	0.4700
	p=1.00	0.4061	0.4353	0.4604	0.4913	0.5114
n=20	p=0.20	0.1413	0.1493	0.1562	0.1647	0.1756
	p=0.40	0.1990	0.2130	0.2245	0.2377	0.2467
	p=0.60	0.2436	0.2613	0.2767	0.2947	0.3070
	p=0.80	0.2762	0.2962	0.3146	0.3362	0.3514
	p=1.00	0.2956	0.3172	0.3373	0.3602	0.3752
n=30	p=0.20	0.1156	0.1234	0.1299	0.1378	0.1432
	p=0.40	0.1645	0.1764	0.1871	0.1992	0.2071
	p=0.60	0.2014	0.2163	0.2296	0.2453	0.2557
	p=0.80	0.2283	0.2456	0.2606	0.2786	0.2908
	p=1.00	0.2441	0.2623	0.2787	0.2988	0.3116
n=40	p=0.20	0.1008	0.1080	0.1140	0.1213	0.1263
	p=0.40	0.1436	0.1540	0.1641	0.1753	0.1825
	p=0.60	0.1751	0.1882	0.2000	0.2137	0.2240
	p=0.80	0.1987	0.2139	0.2267	0.2428	0.2533
	p=1.00	0.2129	0.2286	0.2426	0.2598	0.2715
n=50	p=0.20	0.0907	0.0973	0.1031	0.1100	0.1149
	p=0.40	0.1289	0.1386	0.1471	0.1577	0.1651
	p=0.60	0.1575	0.1695	0.1802	0.1925	0.2012
	p=0.80	0.1790	0.1922	0.2043	0.2183	0.2283
	p=1.00	0.1913	0.2059	0.2186	0.2340	0.2450
n=100	p=0.20	0.0652	0.0702	0.0746	0.0797	0.0832
	p=0.40	0.0925	0.0996	0.1057	0.1133	0.1187
	p=0.60	0.1125	0.1211	0.1288	0.1381	0.1443
	p=0.80	0.1281	0.1379	0.1468	0.1574	0.1649
	p=1.00	0.1368	0.1470	0.1563	0.1675	0.1749

Ek C. (devam)

Çizelge Ek C.3. Cramer-von Mises testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.0242	0.0281	0.0318	0.0377	0.0418
	p=0.60	0.0494	0.0586	0.0672	0.0791	0.0875
	p=0.80	0.0769	0.0921	0.1071	0.1268	0.1408
	p=1.00	0.1022	0.1226	0.1430	0.1704	0.1918
n=20	p=0.20	0.0066	0.0078	0.0097	0.0121	0.0137
	p=0.40	0.0248	0.0300	0.0352	0.0418	0.0469
	p=0.60	0.0503	0.0611	0.0717	0.0856	0.0970
	p=0.80	0.0786	0.0955	0.1129	0.1358	0.1518
	p=1.00	0.1029	0.1249	0.1462	0.1742	0.1967
n=30	p=0.20	0.0068	0.0082	0.0098	0.0119	0.0135
	p=0.40	0.0247	0.0303	0.0356	0.0431	0.0485
	p=0.60	0.0508	0.0621	0.0734	0.0877	0.0985
	p=0.80	0.0790	0.0963	0.1137	0.1366	0.1537
	p=1.00	0.1036	0.1257	0.1481	0.1769	0.1997
n=40	p=0.20	0.0068	0.0083	0.0099	0.0121	0.0138
	p=0.40	0.0247	0.0304	0.0362	0.0441	0.0500
	p=0.60	0.0503	0.0616	0.0728	0.0885	0.1000
	p=0.80	0.0790	0.0964	0.1138	0.1364	0.1529
	p=1.00	0.1035	0.1257	0.1476	0.1769	0.1982
n=50	p=0.20	0.0068	0.0084	0.0100	0.0123	0.0140
	p=0.40	0.0247	0.0305	0.0363	0.0437	0.0495
	p=0.60	0.0505	0.0619	0.0734	0.0886	0.1004
	p=0.80	0.0793	0.0972	0.1141	0.1378	0.1565
	p=1.00	0.1038	0.1257	0.1480	0.1778	0.2021
n=100	p=0.20	0.0068	0.0084	0.0102	0.0124	0.0141
	p=0.40	0.0249	0.0307	0.0365	0.0445	0.0508
	p=0.60	0.0507	0.0624	0.0747	0.0904	0.1026
	p=0.80	0.0797	0.0975	0.1159	0.1400	0.1600
	p=1.00	0.1031	0.1258	0.1481	0.1776	0.1998

Ek C. (devam)

Çizelge Ek C.4. Watson testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.0206	0.0235	0.0258	0.0279	0.0290
	p=0.60	0.0425	0.0499	0.0569	0.0655	0.0720
	p=0.80	0.0681	0.0810	0.0936	0.1105	0.1226
	p=1.00	0.0954	0.1140	0.1324	0.1566	0.1742
n=20	p=0.20	0.0055	0.0062	0.0068	0.0074	0.0079
	p=0.40	0.0201	0.0240	0.0276	0.0320	0.0351
	p=0.60	0.0426	0.0514	0.0600	0.0706	0.0788
	p=0.80	0.0700	0.0842	0.0989	0.1181	0.1315
	p=1.00	0.0959	0.1156	0.1352	0.1599	0.1800
n=30	p=0.20	0.0053	0.0063	0.0071	0.0082	0.0089
	p=0.40	0.0200	0.0239	0.0278	0.0327	0.0363
	p=0.60	0.0430	0.0521	0.0607	0.0725	0.0817
	p=0.80	0.0705	0.0852	0.0998	0.1187	0.1337
	p=1.00	0.0963	0.1163	0.1365	0.1621	0.1814
n=40	p=0.20	0.0053	0.0062	0.0072	0.0083	0.0092
	p=0.40	0.0199	0.0240	0.0281	0.0333	0.0372
	p=0.60	0.0427	0.0516	0.0605	0.0724	0.0819
	p=0.80	0.0705	0.0854	0.1000	0.1191	0.1337
	p=1.00	0.0961	0.1162	0.1361	0.1618	0.1810
n=50	p=0.20	0.0052	0.0062	0.0072	0.0085	0.0095
	p=0.40	0.0198	0.0240	0.0281	0.0334	0.0375
	p=0.60	0.0428	0.0520	0.0609	0.0728	0.0816
	p=0.80	0.0706	0.0859	0.1005	0.1205	0.1354
	p=1.00	0.0963	0.1164	0.1366	0.1628	0.1829
n=100	p=0.20	0.0051	0.0062	0.0073	0.0087	0.0097
	p=0.40	0.0199	0.0241	0.0283	0.0340	0.0384
	p=0.60	0.0427	0.0521	0.0612	0.0737	0.0830
	p=0.80	0.0714	0.0866	0.1018	0.1227	0.1388
	p=1.00	0.0958	0.1164	0.1368	0.1624	0.1840

Ek C. (devam)

Çizelge Ek C.5. Anderson-Darling testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.1821	0.2116	0.2367	0.2639	0.2804
	p=0.60	0.2924	0.3433	0.3915	0.4543	0.4975
	p=0.80	0.4181	0.4946	0.5686	0.6652	0.7331
	p=1.00	0.6121	0.7207	0.8279	0.9741	1.0820
n=20	p=0.20	0.0883	0.1040	0.1197	0.1395	0.1536
	p=0.40	0.1895	0.2260	0.2634	0.3114	0.3437
	p=0.60	0.2993	0.3584	0.4191	0.4942	0.5550
	p=0.80	0.4289	0.5127	0.6004	0.7117	0.7911
	p=1.00	0.6225	0.7384	0.8545	1.0027	1.1221
n=30	p=0.20	0.0908	0.1080	0.1250	0.1491	0.1663
	p=0.40	0.1909	0.2288	0.2674	0.3205	0.3590
	p=0.60	0.3038	0.3644	0.4277	0.5059	0.5644
	p=0.80	0.4305	0.5157	0.6022	0.7211	0.8038
	p=1.00	0.6278	0.7457	0.8664	1.0246	1.1419
n=40	p=0.20	0.0914	0.1093	0.1284	0.1543	0.1745
	p=0.40	0.1922	0.2317	0.2724	0.3265	0.3683
	p=0.60	0.3015	0.3629	0.4257	0.5102	0.5705
	p=0.80	0.4303	0.5160	0.6035	0.7154	0.7987
	p=1.00	0.6268	0.7474	0.8640	1.0180	1.1375
n=50	p=0.20	0.0916	0.1111	0.1310	0.1583	0.1783
	p=0.40	0.1917	0.2322	0.2722	0.3244	0.3634
	p=0.60	0.3021	0.3641	0.4269	0.5127	0.5754
	p=0.80	0.4315	0.5209	0.6050	0.7258	0.8098
	p=1.00	0.6289	0.7479	0.8684	1.0261	1.1499
n=100	p=0.20	0.0930	0.1135	0.1336	0.1603	0.1816
	p=0.40	0.1939	0.2358	0.2766	0.3324	0.3724
	p=0.60	0.3030	0.3684	0.4338	0.5217	0.5914
	p=0.80	0.4345	0.5237	0.6138	0.7376	0.8306
	p=1.00	0.6298	0.7509	0.8695	1.0301	1.1465

Ek C. (devam)

Çizelge Ek C.6. İyileştirilmiş Watson testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.1670	0.2060	0.2371	0.2652	0.2814
	p=0.60	0.2715	0.3329	0.3853	0.4486	0.4919
	p=0.80	0.3449	0.4268	0.5008	0.5879	0.6536
	p=1.00	0.3625	0.4597	0.5470	0.6513	0.7223
n=20	p=0.20	0.0905	0.1137	0.1320	0.1492	0.1598
	p=0.40	0.2317	0.2858	0.3331	0.3919	0.4303
	p=0.60	0.3658	0.4491	0.5253	0.6176	0.6856
	p=0.80	0.4552	0.5635	0.6643	0.7905	0.8715
	p=1.00	0.4797	0.5851	0.6855	0.8199	0.9153
n=30	p=0.20	0.1104	0.1371	0.1595	0.1869	0.2057
	p=0.40	0.2805	0.3416	0.3994	0.4710	0.5183
	p=0.60	0.4433	0.5388	0.6280	0.7393	0.8118
	p=0.80	0.5470	0.6672	0.7815	0.9212	1.0208
	p=1.00	0.5759	0.6955	0.8112	0.9592	1.0703
n=40	p=0.20	0.1267	0.1567	0.1841	0.2167	0.2399
	p=0.40	0.3223	0.3917	0.4576	0.5412	0.5929
	p=0.60	0.5050	0.6118	0.7070	0.8301	0.9184
	p=0.80	0.6242	0.7535	0.8757	1.0374	1.1470
	p=1.00	0.6565	0.7893	0.9107	1.0595	1.1832
n=50	p=0.20	0.1421	0.1746	0.2046	0.2418	0.2667
	p=0.40	0.3592	0.4335	0.5058	0.5904	0.6472
	p=0.60	0.5639	0.6791	0.7874	0.9130	1.0060
	p=0.80	0.6919	0.8362	0.9721	1.1405	1.2617
	p=1.00	0.7297	0.8779	1.0116	1.1763	1.3050
n=100	p=0.20	0.2032	0.2451	0.2834	0.3305	0.3633
	p=0.40	0.5071	0.6089	0.7032	0.8126	0.8890
	p=0.60	0.7940	0.9522	1.0963	1.2732	1.3913
	p=0.80	0.9691	1.1625	1.3378	1.5587	1.7191
	p=1.00	1.0144	1.2133	1.3948	1.6033	1.7531

Ek D. Log-logistic dağılıma uyumun testi için çeşitli EDF testlerine ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek D.1. Kolmogorov-Smirnov testi ile log-logistic dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.1616	0.1710	0.1810	0.2014	0.2149
	p=0.60	0.1887	0.2036	0.2164	0.2314	0.2422
	p=0.80	0.2058	0.2213	0.2351	0.2518	0.2628
	p=1.00	0.2143	0.2304	0.2447	0.2616	0.2731
n=20	p=0.40	0.1182	0.1282	0.1374	0.1487	0.1559
	p=0.60	0.1378	0.1493	0.1593	0.1716	0.1804
	p=0.80	0.1503	0.1625	0.1735	0.1864	0.1952
	p=1.00	0.1568	0.1692	0.1802	0.1932	0.2029
n=30	p=0.20	0.0716	0.0785	0.0847	0.0928	0.1014
	p=0.40	0.0981	0.1069	0.1149	0.1246	0.1309
	p=0.60	0.1142	0.1241	0.1330	0.1435	0.1514
	p=0.80	0.1245	0.1348	0.1441	0.1554	0.1630
	p=1.00	0.1296	0.1397	0.1492	0.1607	0.1684
n=40	p=0.20	0.0628	0.0685	0.0742	0.0812	0.0863
	p=0.40	0.0855	0.0932	0.1003	0.1085	0.1145
	p=0.60	0.0999	0.1084	0.1164	0.1261	0.1327
	p=0.80	0.1088	0.1179	0.1260	0.1361	0.1425
	p=1.00	0.1130	0.1221	0.1301	0.1400	0.1472
n=50	p=0.20	0.0564	0.0618	0.0666	0.0727	0.0774
	p=0.40	0.0769	0.0838	0.0901	0.0977	0.1028
	p=0.60	0.0901	0.0978	0.1053	0.1134	0.1192
	p=0.80	0.0978	0.1057	0.1132	0.1221	0.1287
	p=1.00	0.1016	0.1097	0.1172	0.1259	0.1320
n=100	p=0.20	0.0407	0.0446	0.0481	0.0526	0.0556
	p=0.40	0.0553	0.0603	0.0648	0.0701	0.0742
	p=0.60	0.0643	0.0698	0.0750	0.0814	0.0860
	p=0.80	0.0699	0.0756	0.0809	0.0875	0.0920
	p=1.00	0.0730	0.0786	0.0839	0.0902	0.0946

Ek D. (devam)

Çizelge Ek D.2. Kuiper testi ile log-logistic dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.2693	0.2832	0.2931	0.3032	0.3116
	p=0.60	0.3234	0.3440	0.3616	0.3820	0.3953
	p=0.80	0.3636	0.3881	0.4092	0.4330	0.4499
	p=1.00	0.3864	0.4136	0.4371	0.4650	0.4850
n=20	p=0.40	0.1942	0.2077	0.2197	0.2335	0.2427
	p=0.60	0.2354	0.2519	0.2667	0.2842	0.2966
	p=0.80	0.2655	0.2845	0.3013	0.3213	0.3356
	p=1.00	0.2813	0.3015	0.3195	0.3421	0.3574
n=30	p=0.20	0.1142	0.1221	0.1295	0.1382	0.1450
	p=0.40	0.1609	0.1726	0.1830	0.1953	0.2032
	p=0.60	0.1948	0.2096	0.2222	0.2372	0.2483
	p=0.80	0.2197	0.2361	0.2506	0.2686	0.2805
	p=1.00	0.2321	0.2487	0.2639	0.2829	0.2959
n=40	p=0.20	0.0996	0.1070	0.1136	0.1213	0.1270
	p=0.40	0.1404	0.1508	0.1601	0.1707	0.1785
	p=0.60	0.1703	0.1831	0.1942	0.2078	0.2175
	p=0.80	0.1918	0.2062	0.2187	0.2345	0.2453
	p=1.00	0.2025	0.2172	0.2307	0.2465	0.2580
n=50	p=0.20	0.0895	0.0961	0.1020	0.1094	0.1150
	p=0.40	0.1262	0.1356	0.1439	0.1536	0.1604
	p=0.60	0.1534	0.1648	0.1751	0.1869	0.1945
	p=0.80	0.1726	0.1853	0.1967	0.2105	0.2200
	p=1.00	0.1819	0.1950	0.2074	0.2221	0.2323
n=100	p=0.20	0.0644	0.0694	0.0739	0.0791	0.0827
	p=0.40	0.0906	0.0975	0.1036	0.1108	0.1161
	p=0.60	0.1096	0.1178	0.1253	0.1338	0.1401
	p=0.80	0.1232	0.1325	0.1406	0.1509	0.1579
	p=1.00	0.1304	0.1397	0.1481	0.1583	0.1652

Ek D. (devam)

Çizelge Ek D.3. Cramer-von Mises testi ile log-logistic dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.0212	0.0244	0.0272	0.0312	0.0351
	p=0.60	0.0413	0.0486	0.0555	0.0641	0.0706
	p=0.80	0.0623	0.0742	0.0852	0.1001	0.1112
	p=1.00	0.0812	0.0966	0.1115	0.1308	0.1445
n=20	p=0.40	0.0212	0.0255	0.0297	0.0349	0.0383
	p=0.60	0.0413	0.0494	0.0573	0.0674	0.0750
	p=0.80	0.0631	0.0757	0.0883	0.1050	0.1179
	p=1.00	0.0814	0.0971	0.1132	0.1348	0.1498
n=30	p=0.20	0.0062	0.0075	0.0089	0.0109	0.0126
	p=0.40	0.0212	0.0258	0.0302	0.0360	0.0403
	p=0.60	0.0413	0.0500	0.0586	0.0694	0.0783
	p=0.80	0.0635	0.0768	0.0898	0.1071	0.1203
	p=1.00	0.0814	0.0975	0.1133	0.1349	0.1499
n=40	p=0.20	0.0062	0.0076	0.0090	0.0109	0.0126
	p=0.40	0.0211	0.0257	0.0302	0.0361	0.0406
	p=0.60	0.0416	0.0503	0.0589	0.0704	0.0791
	p=0.80	0.0639	0.0771	0.0905	0.1087	0.1217
	p=1.00	0.0813	0.0975	0.1132	0.1343	0.1497
n=50	p=0.20	0.0061	0.0075	0.0090	0.0110	0.0126
	p=0.40	0.0211	0.0258	0.0304	0.0364	0.0412
	p=0.60	0.0419	0.0507	0.0596	0.0718	0.0796
	p=0.80	0.0641	0.0771	0.0904	0.1083	0.1226
	p=1.00	0.0809	0.0976	0.1133	0.1353	0.1519
n=100	p=0.20	0.0061	0.0076	0.0090	0.0111	0.0127
	p=0.40	0.0212	0.0258	0.0304	0.0365	0.0416
	p=0.60	0.0414	0.0503	0.0594	0.0711	0.0801
	p=0.80	0.0639	0.0771	0.0906	0.1083	0.1228
	p=1.00	0.0815	0.0974	0.1136	0.1346	0.1508

Ek D. (devam)

Çizelge Ek D.4. Watson testi ile log-logistic dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.0190	0.0217	0.0238	0.0259	0.0274
	p=0.60	0.0385	0.0455	0.0520	0.0604	0.0671
	p=0.80	0.0606	0.0721	0.0832	0.0980	0.1094
	p=1.00	0.0812	0.0966	0.1115	0.1308	0.1445
n=20	p=0.40	0.0188	0.0224	0.0258	0.0300	0.0330
	p=0.60	0.0389	0.0465	0.0539	0.0636	0.0711
	p=0.80	0.0619	0.0743	0.0866	0.1033	0.1163
	p=1.00	0.0814	0.0971	0.1132	0.1348	0.1498
n=30	p=0.20	0.0051	0.0060	0.0069	0.0080	0.0088
	p=0.40	0.0187	0.0225	0.0261	0.0309	0.0343
	p=0.60	0.0390	0.0471	0.0551	0.0654	0.0739
	p=0.80	0.0624	0.0756	0.0884	0.1055	0.1186
	p=1.00	0.0814	0.0975	0.1133	0.1349	0.1499
n=40	p=0.20	0.0051	0.0060	0.0070	0.0082	0.0091
	p=0.40	0.0186	0.0224	0.0262	0.0311	0.0346
	p=0.60	0.0392	0.0473	0.0555	0.0662	0.0743
	p=0.80	0.0630	0.0759	0.0892	0.1068	0.1193
	p=1.00	0.0813	0.0975	0.1132	0.1343	0.1497
n=50	p=0.20	0.0050	0.0060	0.0070	0.0083	0.0092
	p=0.40	0.0186	0.0226	0.0263	0.0311	0.0350
	p=0.60	0.0395	0.0477	0.0559	0.0672	0.0751
	p=0.80	0.0630	0.0759	0.0890	0.1068	0.1209
	p=1.00	0.0809	0.0976	0.1133	0.1353	0.1519
n=100	p=0.20	0.0049	0.0060	0.0070	0.0084	0.0094
	p=0.40	0.0186	0.0226	0.0265	0.0316	0.0355
	p=0.60	0.0391	0.0476	0.0559	0.0665	0.0748
	p=0.80	0.0630	0.0760	0.0895	0.1069	0.1210
	p=1.00	0.0815	0.0974	0.1136	0.1346	0.1508

Ek D. (devam)

Çizelge Ek D.5. Anderson-Darling testi ile log-logistic dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.1710	0.1997	0.2271	0.2592	0.2827
	p=0.60	0.2640	0.3093	0.3527	0.4069	0.4455
	p=0.80	0.3697	0.4338	0.4979	0.5834	0.6472
	p=1.00	0.5532	0.6515	0.7460	0.8730	0.9678
n=20	p=0.40	0.1756	0.2093	0.2426	0.2845	0.3204
	p=0.60	0.2663	0.3150	0.3623	0.4258	0.4716
	p=0.80	0.3745	0.4442	0.5148	0.6136	0.6821
	p=1.00	0.5582	0.6574	0.7631	0.8933	0.9949
n=30	p=0.20	0.0873	0.1052	0.1238	0.1510	0.1761
	p=0.40	0.1758	0.2116	0.2463	0.2932	0.3275
	p=0.60	0.2666	0.3170	0.3694	0.4368	0.4845
	p=0.80	0.3777	0.4494	0.5230	0.6217	0.6988
	p=1.00	0.5606	0.6613	0.7628	0.8953	0.9957
n=40	p=0.20	0.0880	0.1065	0.1255	0.1519	0.1718
	p=0.40	0.1761	0.2116	0.2456	0.2930	0.3287
	p=0.60	0.2683	0.3218	0.3745	0.4437	0.4989
	p=0.80	0.3791	0.4526	0.5264	0.6275	0.7028
	p=1.00	0.5592	0.6600	0.7625	0.8971	1.0035
n=50	p=0.20	0.0874	0.1064	0.1261	0.1520	0.1727
	p=0.40	0.1753	0.2107	0.2470	0.2947	0.3292
	p=0.60	0.2704	0.3234	0.3775	0.4484	0.4997
	p=0.80	0.3795	0.4518	0.5266	0.6305	0.7117
	p=1.00	0.5598	0.6620	0.7665	0.9059	1.0081
n=100	p=0.20	0.0876	0.1069	0.1265	0.1535	0.1741
	p=0.40	0.1757	0.2115	0.2478	0.2979	0.3358
	p=0.60	0.2679	0.3246	0.3778	0.4465	0.4980
	p=0.80	0.3789	0.4521	0.5263	0.6248	0.7026
	p=1.00	0.5625	0.6627	0.7631	0.8980	0.9965

Ek D. (devam)

Çizelge Ek D.6. İyileştirilmiş Watson testi ile log-logistic dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.1291	0.1630	0.1922	0.2195	0.2364
	p=0.60	0.1819	0.2250	0.2650	0.3090	0.3396
	p=0.80	0.1869	0.2318	0.2750	0.3277	0.3666
	p=1.00	0.1337	0.1672	0.2033	0.2515	0.2910
n=20	p=0.40	0.1761	0.2190	0.2565	0.3029	0.3353
	p=0.60	0.2305	0.2862	0.3359	0.3971	0.4372
	p=0.80	0.2180	0.2749	0.3275	0.3921	0.4371
	p=1.00	0.1200	0.1491	0.1816	0.2265	0.2628
n=30	p=0.20	0.0951	0.1192	0.1418	0.1711	0.1946
	p=0.40	0.2069	0.2581	0.3061	0.3625	0.4011
	p=0.60	0.2647	0.3314	0.3940	0.4644	0.5154
	p=0.80	0.2438	0.3068	0.3649	0.4379	0.4918
	p=1.00	0.1113	0.1375	0.1640	0.2034	0.2339
n=40	p=0.20	0.1083	0.1367	0.1623	0.1925	0.2162
	p=0.40	0.2368	0.2923	0.3447	0.4076	0.4523
	p=0.60	0.2977	0.3715	0.4397	0.5275	0.5812
	p=0.80	0.2641	0.3351	0.3988	0.4798	0.5432
	p=1.00	0.1063	0.1298	0.1554	0.1906	0.2219
n=50	p=0.20	0.1203	0.1497	0.1787	0.2135	0.2382
	p=0.40	0.2620	0.3200	0.3782	0.4448	0.4961
	p=0.60	0.3285	0.4078	0.4827	0.5689	0.6377
	p=0.80	0.2812	0.3542	0.4241	0.5073	0.5705
	p=1.00	0.1026	0.1246	0.1484	0.1828	0.2124
n=100	p=0.20	0.1707	0.2086	0.2432	0.2900	0.3205
	p=0.40	0.3693	0.4437	0.5132	0.5984	0.6641
	p=0.60	0.4526	0.5502	0.6434	0.7563	0.8420
	p=0.80	0.3472	0.4423	0.5239	0.6308	0.7039
	p=1.00	0.0931	0.1117	0.1299	0.1554	0.1740

Ek E. Üstel dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek E.1. Tam örneklem ve normallik dönüşümüne dayanan Cramer-von Mises testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.0419	0.0419	0.0419	0.0419	0.0419
	p=0.40	0.0599	0.0697	0.0790	0.0937	0.1049
	p=0.60	0.0591	0.0698	0.0808	0.0972	0.1117
	p=0.80	0.0586	0.0701	0.0816	0.0981	0.1105
	p=1.00	0.0991	0.1202	0.1410	0.1692	0.1891
n=20	p=0.20	0.0599	0.0693	0.0779	0.0919	0.1031
	p=0.40	0.0579	0.0685	0.0795	0.0960	0.1092
	p=0.60	0.0575	0.0690	0.0806	0.0972	0.1101
	p=0.80	0.0573	0.0687	0.0806	0.0975	0.1109
	p=1.00	0.1010	0.1226	0.1448	0.1731	0.1962
n=30	p=0.20	0.0584	0.0686	0.0791	0.0942	0.1081
	p=0.40	0.0570	0.0680	0.0794	0.0955	0.1082
	p=0.60	0.0567	0.0682	0.0800	0.0959	0.1093
	p=0.80	0.0572	0.0691	0.0809	0.0978	0.1110
	p=1.00	0.1021	0.1243	0.1460	0.1765	0.1975
n=40	p=0.20	0.0575	0.0680	0.0790	0.0950	0.1089
	p=0.40	0.0560	0.0671	0.0783	0.0942	0.1075
	p=0.60	0.0563	0.0679	0.0795	0.0959	0.1090
	p=0.80	0.0567	0.0686	0.0806	0.0967	0.1091
	p=1.00	0.1029	0.1249	0.1476	0.1761	0.1973
n=50	p=0.20	0.0568	0.0672	0.0788	0.0943	0.1067
	p=0.40	0.0560	0.0673	0.0788	0.0948	0.1078
	p=0.60	0.0558	0.0675	0.0792	0.0943	0.1080
	p=0.80	0.0566	0.0685	0.0804	0.0978	0.1098
	p=1.00	0.1026	0.1244	0.1472	0.1772	0.1994
n=100	p=0.20	0.0556	0.0670	0.0784	0.0949	0.1076
	p=0.40	0.0552	0.0667	0.0779	0.0931	0.1047
	p=0.60	0.0557	0.0674	0.0791	0.0944	0.1076
	p=0.80	0.0562	0.0682	0.0803	0.0956	0.1083
	p=1.00	0.1031	0.1247	0.1471	0.1772	0.2001

Ek E. (devam)

Çizelge Ek E.2. Tam örneklem ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan Cramer-von Mises testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.1649	0.1823	0.1919	0.1976	0.1996
	p=0.40	0.1609	0.1966	0.2335	0.2761	0.3072
	p=0.60	0.1652	0.2056	0.2430	0.2943	0.3322
	p=0.80	0.1698	0.2122	0.2531	0.3111	0.3510
	p=1.00	0.1724	0.2163	0.2629	0.3263	0.3653
n=20	p=0.20	0.1588	0.1941	0.2292	0.2695	0.2998
	p=0.40	0.1596	0.1992	0.2377	0.2886	0.3283
	p=0.60	0.1656	0.2074	0.2501	0.3068	0.3497
	p=0.80	0.1692	0.2122	0.2561	0.3182	0.3647
	p=1.00	0.1741	0.2196	0.2674	0.3305	0.3791
n=30	p=0.20	0.1562	0.1927	0.2290	0.2766	0.3095
	p=0.40	0.1599	0.1996	0.2397	0.2927	0.3330
	p=0.60	0.1647	0.2073	0.2503	0.3082	0.3543
	p=0.80	0.1695	0.2141	0.2609	0.3215	0.3682
	p=1.00	0.1737	0.2198	0.2682	0.3363	0.3854
n=40	p=0.20	0.1553	0.1925	0.2307	0.2794	0.3187
	p=0.40	0.1584	0.1984	0.2413	0.2997	0.3455
	p=0.60	0.1639	0.2071	0.2521	0.3115	0.3568
	p=0.80	0.1701	0.2150	0.2622	0.3268	0.3715
	p=1.00	0.1749	0.2203	0.2685	0.3340	0.3855
n=50	p=0.20	0.1543	0.1927	0.2326	0.2821	0.3205
	p=0.40	0.1613	0.2016	0.2420	0.2979	0.3421
	p=0.60	0.1644	0.2079	0.2526	0.3149	0.3639
	p=0.80	0.1713	0.2175	0.2626	0.3288	0.3785
	p=1.00	0.1739	0.2196	0.2676	0.3337	0.3818
n=100	p=0.20	0.1555	0.1955	0.2353	0.2906	0.3316
	p=0.40	0.1616	0.2039	0.2502	0.3122	0.3625
	p=0.60	0.1670	0.2112	0.2567	0.3200	0.3699
	p=0.80	0.1713	0.2186	0.2649	0.3294	0.3776
	p=1.00	0.1739	0.2202	0.2696	0.3395	0.3868

Ek E. (devam)

Cizelge Ek E.3. Tam örneklem ve normallik dönüşümüne dayanan Anderson-Darling testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.2505	0.2505	0.2505	0.2505	0.2505
	p=0.40	0.3497	0.3967	0.4427	0.5069	0.5585
	p=0.60	0.3563	0.4116	0.4667	0.5495	0.6234
	p=0.80	0.3579	0.4175	0.4769	0.5636	0.6317
	p=1.00	0.5808	0.6887	0.7960	0.9408	1.0431
n=20	p=0.20	0.3500	0.3952	0.4374	0.5007	0.5500
	p=0.40	0.3532	0.4096	0.4671	0.5508	0.6236
	p=0.60	0.3543	0.4152	0.4780	0.5662	0.6371
	p=0.80	0.3536	0.4149	0.4789	0.5693	0.6404
	p=1.00	0.6041	0.7185	0.8381	0.9870	1.1018
n=30	p=0.20	0.3530	0.4060	0.4578	0.5339	0.6055
	p=0.40	0.3503	0.4091	0.4694	0.5531	0.6266
	p=0.60	0.3499	0.4130	0.4724	0.5593	0.6317
	p=0.80	0.3525	0.4147	0.4792	0.5722	0.6409
	p=1.00	0.6143	0.7305	0.8528	1.0053	1.1256
n=40	p=0.20	0.3508	0.4057	0.4624	0.5487	0.6232
	p=0.40	0.3456	0.4050	0.4639	0.5497	0.6231
	p=0.60	0.3472	0.4087	0.4707	0.5557	0.6228
	p=0.80	0.3492	0.4129	0.4786	0.5641	0.6297
	p=1.00	0.6212	0.7417	0.8559	1.0104	1.1249
n=50	p=0.20	0.3488	0.4043	0.4636	0.5450	0.6142
	p=0.40	0.3442	0.4046	0.4660	0.5514	0.6206
	p=0.60	0.3442	0.4058	0.4685	0.5525	0.6209
	p=0.80	0.3478	0.4104	0.4758	0.5661	0.6353
	p=1.00	0.6225	0.7393	0.8595	1.0196	1.1397
n=100	p=0.20	0.3431	0.4031	0.4641	0.5519	0.6184
	p=0.40	0.3384	0.3988	0.4593	0.5414	0.6026
	p=0.60	0.3410	0.4030	0.4669	0.5493	0.6166
	p=0.80	0.3438	0.4082	0.4709	0.5567	0.6192
	p=1.00	0.6249	0.7439	0.8632	1.0238	1.1518

Ek E. (devam)

Çizelge Ek E.4. Tam örneklem ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan Anderson-Darling testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.8288	0.8988	1.0952	1.5252	1.8665
	p=0.40	0.9231	1.1288	1.3419	1.6744	2.0453
	p=0.60	0.9685	1.1930	1.4399	1.8171	2.1418
	p=0.80	1.0011	1.2368	1.4903	1.8583	2.1895
	p=1.00	1.0206	1.2588	1.5291	1.8916	2.1938
n=20	p=0.20	0.9140	1.1115	1.3131	1.6320	1.9845
	p=0.40	0.9546	1.1718	1.4080	1.7439	2.0326
	p=0.60	0.9968	1.2349	1.4815	1.8369	2.1327
	p=0.80	1.0152	1.2514	1.5046	1.8710	2.1627
	p=1.00	1.0438	1.2978	1.5698	1.9348	2.2277
n=30	p=0.20	0.9247	1.1303	1.3563	1.6878	1.9881
	p=0.40	0.9625	1.1898	1.4329	1.7726	2.0552
	p=0.60	1.0001	1.2399	1.4896	1.8470	2.1445
	p=0.80	1.0259	1.2728	1.5393	1.9061	2.2160
	p=1.00	1.0512	1.3000	1.5733	1.9455	2.2292
n=40	p=0.20	0.9296	1.1469	1.3719	1.7109	2.0110
	p=0.40	0.9611	1.1931	1.4413	1.8012	2.0894
	p=0.60	1.0000	1.2456	1.4919	1.8558	2.1598
	p=0.80	1.0298	1.2874	1.5493	1.9305	2.1962
	p=1.00	1.0544	1.3053	1.5754	1.9493	2.2564
n=50	p=0.20	0.9309	1.1546	1.3799	1.7203	1.9992
	p=0.40	0.9746	1.2092	1.4507	1.7947	2.0950
	p=0.60	0.9991	1.2479	1.5049	1.8695	2.1614
	p=0.80	1.0364	1.2941	1.5482	1.9205	2.2338
	p=1.00	1.0531	1.3085	1.5744	1.9365	2.2192
n=100	p=0.20	0.9479	1.1758	1.4199	1.7603	2.0275
	p=0.40	0.9877	1.2284	1.4905	1.8631	2.1486
	p=0.60	1.0217	1.2694	1.5228	1.8822	2.1649
	p=0.80	1.0404	1.2983	1.5589	1.9205	2.2082
	p=1.00	1.0572	1.3187	1.5893	1.9584	2.2420

Ek E. (devam)

Çizelge Ek E.5. Tam örneklem ve normallik dönüşümüne dayanan İyileştirilmiş Watson testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.0902	0.0902	0.0902	0.0902	0.0902
	p=0.40	0.1704	0.2244	0.2693	0.3138	0.3387
	p=0.60	0.2102	0.2695	0.3262	0.3925	0.4390
	p=0.80	0.2338	0.3002	0.3628	0.4368	0.4889
	p=1.00	0.3477	0.4439	0.5295	0.6307	0.7015
n=20	p=0.20	0.1714	0.2252	0.2665	0.3099	0.3367
	p=0.40	0.2301	0.2969	0.3572	0.4299	0.4802
	p=0.60	0.2668	0.3410	0.4122	0.4980	0.5578
	p=0.80	0.3053	0.3821	0.4583	0.5492	0.6174
	p=1.00	0.4642	0.5683	0.6762	0.8056	0.8945
n=30	p=0.20	0.2066	0.2649	0.3185	0.3806	0.4302
	p=0.40	0.2632	0.3370	0.4030	0.4874	0.5469
	p=0.60	0.3146	0.3896	0.4678	0.5627	0.6313
	p=0.80	0.3669	0.4456	0.5262	0.6343	0.7127
	p=1.00	0.5599	0.6771	0.7882	0.9389	1.0408
n=40	p=0.20	0.2283	0.2923	0.3508	0.4268	0.4817
	p=0.40	0.2950	0.3684	0.4400	0.5346	0.5950
	p=0.60	0.3596	0.4380	0.5165	0.6183	0.6900
	p=0.80	0.4184	0.5048	0.5918	0.7082	0.7883
	p=1.00	0.6469	0.7780	0.8992	1.0533	1.1616
n=50	p=0.20	0.2453	0.3121	0.3771	0.4540	0.5102
	p=0.40	0.3251	0.3984	0.4749	0.5740	0.6438
	p=0.60	0.3965	0.4801	0.5593	0.6705	0.7496
	p=0.80	0.4660	0.5596	0.6455	0.7626	0.8574
	p=1.00	0.7190	0.8603	0.9864	1.1476	1.2676
n=100	p=0.20	0.3216	0.3957	0.4743	0.5712	0.6406
	p=0.40	0.4477	0.5343	0.6196	0.7294	0.8093
	p=0.60	0.5530	0.6631	0.7639	0.8878	0.9849
	p=0.80	0.6487	0.7722	0.8884	1.0289	1.1279
	p=1.00	1.0107	1.2079	1.3811	1.5990	1.7420

Ek E. (devam)

Çizelge Ek E.6. Tam örneklem ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan İyileştirilmiş Watson testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.20	0.5106	0.5388	0.5535	0.5622	0.5650
	p=0.40	0.6216	0.7222	0.8026	0.8857	0.9364
	p=0.60	0.7045	0.8294	0.9379	1.0583	1.1363
	p=0.80	0.7859	0.9305	1.0602	1.2037	1.3029
	p=1.00	0.8693	1.0314	1.1745	1.3453	1.4596
n=20	p=0.20	0.6169	0.7189	0.7959	0.8779	0.9293
	p=0.40	0.7490	0.8899	1.0122	1.1497	1.2445
	p=0.60	0.8810	1.0546	1.1973	1.3723	1.4866
	p=0.80	1.0121	1.2023	1.3796	1.5716	1.7198
	p=1.00	1.1477	1.3632	1.5559	1.7884	1.9430
n=30	p=0.20	0.6780	0.7981	0.8979	1.0141	1.0936
	p=0.40	0.8545	1.0159	1.1619	1.3356	1.4387
	p=0.60	1.0204	1.2179	1.3942	1.5991	1.7409
	p=0.80	1.1952	1.4212	1.6303	1.8533	2.0322
	p=1.00	1.3642	1.6243	1.8586	2.1423	2.3290
n=40	p=0.20	0.7325	0.8689	0.9866	1.1240	1.2166
	p=0.40	0.9453	1.1266	1.2851	1.4732	1.6151
	p=0.60	1.1445	1.3669	1.5619	1.7987	1.9464
	p=0.80	1.3591	1.6178	1.8519	2.1212	2.2967
	p=1.00	1.5556	1.8512	2.1154	2.4357	2.6503
n=50	p=0.20	0.7787	0.9249	1.0588	1.2094	1.3112
	p=0.40	1.0354	1.2314	1.4038	1.6058	1.7535
	p=0.60	1.2627	1.5061	1.7190	1.9757	2.1516
	p=0.80	1.5046	1.7941	2.0440	2.3351	2.5572
	p=1.00	1.7254	2.0529	2.3426	2.6902	2.9233
n=100	p=0.20	0.9998	1.1875	1.3592	1.5510	1.6869
	p=0.40	1.4008	1.6663	1.9036	2.1932	2.3935
	p=0.60	1.7571	2.0924	2.3801	2.7432	2.9947
	p=0.80	2.0881	2.4920	2.8548	3.2649	3.5591
	p=1.00	2.4052	2.8629	3.2727	3.7750	4.1176

Ek F. Weibull dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek F.1. Tam örneklem ve normallik dönüşümüne dayanan Cramer-von Mises testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.0577	0.0677	0.0774	0.0901	0.1005
	p=0.80	0.0582	0.0686	0.0787	0.0931	0.1049
	p=1.00	0.0971	0.1173	0.1373	0.1645	0.1838
n=20	p=0.20	0.0538	0.0638	0.0751	0.0955	0.1105
	p=0.40	0.0571	0.0673	0.0770	0.0904	0.1013
	p=0.60	0.0568	0.0675	0.0781	0.0929	0.1041
	p=0.80	0.0576	0.0689	0.0801	0.0949	0.1064
	p=1.00	0.0992	0.1208	0.1415	0.1684	0.1907
n=30	p=0.20	0.0566	0.0662	0.0757	0.0884	0.0984
	p=0.40	0.0566	0.0676	0.0783	0.0934	0.1050
	p=0.60	0.0564	0.0677	0.0791	0.0940	0.1063
	p=0.80	0.0567	0.0682	0.0799	0.0956	0.1083
	p=1.00	0.1006	0.1221	0.1435	0.1723	0.1940
n=40	p=0.20	0.0568	0.0672	0.0771	0.0914	0.1015
	p=0.40	0.0559	0.0668	0.0781	0.0934	0.1044
	p=0.60	0.0561	0.0671	0.0787	0.0935	0.1057
	p=0.80	0.0564	0.0681	0.0798	0.0959	0.1092
	p=1.00	0.1004	0.1217	0.1433	0.1729	0.1943
n=50	p=0.20	0.0564	0.0671	0.0774	0.0916	0.1029
	p=0.40	0.0559	0.0674	0.0782	0.0929	0.1041
	p=0.60	0.0559	0.0671	0.0785	0.0946	0.1069
	p=0.80	0.0564	0.0679	0.0795	0.0951	0.1065
	p=1.00	0.1012	0.1228	0.1443	0.1732	0.1942
n=100	p=0.20	0.0552	0.0662	0.0779	0.0931	0.1050
	p=0.40	0.0553	0.0667	0.0782	0.0928	0.1049
	p=0.60	0.0557	0.0673	0.0787	0.0939	0.1060
	p=0.80	0.0561	0.0677	0.0798	0.0960	0.1084
	p=1.00	0.1017	0.1237	0.1459	0.1748	0.1975

Ek F. (devam)

Çizelge Ek F.2. Tam örneklem ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan Cramer-von Mises testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.0972	0.1155	0.1329	0.1551	0.1726
	p=0.80	0.0987	0.1179	0.1370	0.1616	0.1805
	p=1.00	0.1002	0.1199	0.1395	0.1656	0.1840
n=20	p=0.20	0.0947	0.1099	0.1256	0.143	0.1532
	p=0.40	0.0964	0.1141	0.1318	0.155	0.1724
	p=0.60	0.0975	0.1167	0.1360	0.1613	0.1802
	p=0.80	0.0992	0.1200	0.1404	0.1677	0.1880
	p=1.00	0.1009	0.1222	0.1426	0.1699	0.1903
n=30	p=0.20	0.095	0.1127	0.1294	0.1507	0.1672
	p=0.40	0.0967	0.1158	0.1350	0.1599	0.1781
	p=0.60	0.0974	0.1170	0.1368	0.1633	0.1830
	p=0.80	0.0990	0.1197	0.1402	0.1679	0.1904
	p=1.00	0.1018	0.1229	0.1441	0.1722	0.1952
n=40	p=0.20	0.0963	0.1142	0.1321	0.1547	0.1731
	p=0.40	0.0961	0.1151	0.1347	0.1607	0.1794
	p=0.60	0.0977	0.1176	0.1372	0.1646	0.1845
	p=0.80	0.0991	0.1198	0.1412	0.1698	0.1900
	p=1.00	0.1011	0.1225	0.1439	0.1721	0.1938
n=50	p=0.20	0.0961	0.1146	0.1332	0.1562	0.1730
	p=0.40	0.0965	0.1162	0.1357	0.1604	0.1815
	p=0.60	0.0969	0.1169	0.1382	0.1650	0.1845
	p=0.80	0.0988	0.1195	0.1405	0.1695	0.1918
	p=1.00	0.1017	0.1234	0.1448	0.1740	0.1955
n=100	p=0.20	0.0953	0.1148	0.1339	0.1589	0.1784
	p=0.40	0.0967	0.1169	0.1372	0.1640	0.1832
	p=0.60	0.0979	0.1183	0.1388	0.1654	0.1851
	p=0.80	0.0994	0.1202	0.1420	0.1705	0.1936
	p=1.00	0.1018	0.1240	0.1460	0.1760	0.1977

Ek F. (devam)

Çizelge Ek F.3. Tam örneklem ve normallik dönüşümüne dayanan Anderson-Darling testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.3470	0.3979	0.4466	0.5089	0.5582
	p=0.80	0.3541	0.4080	0.4600	0.5333	0.5901
	p=1.00	0.5675	0.6733	0.7782	0.9206	1.0175
n=20	p=0.20	0.3220	0.3660	0.4181	0.5138	0.5855
	p=0.40	0.3472	0.3995	0.4495	0.5168	0.5723
	p=0.60	0.3494	0.4052	0.4623	0.5355	0.5920
	p=0.80	0.3535	0.4142	0.4733	0.5490	0.6086
	p=1.00	0.5956	0.7068	0.8200	0.9602	1.0760
n=30	p=0.20	0.3412	0.3892	0.4363	0.4991	0.5512
	p=0.40	0.3475	0.4044	0.4607	0.5357	0.5975
	p=0.60	0.3477	0.4076	0.4663	0.5450	0.6045
	p=0.80	0.3503	0.4093	0.4708	0.5543	0.6202
	p=1.00	0.6049	0.7184	0.8316	0.9840	1.1020
n=40	p=0.20	0.3449	0.3986	0.4508	0.5224	0.5780
	p=0.40	0.3443	0.4015	0.4609	0.5380	0.5933
	p=0.60	0.3452	0.4034	0.4635	0.5462	0.6038
	p=0.80	0.3470	0.4098	0.4715	0.5573	0.6242
	p=1.00	0.6059	0.7210	0.8347	0.9821	1.1076
n=50	p=0.20	0.346	0.4006	0.4518	0.5264	0.5823
	p=0.40	0.3446	0.4047	0.4611	0.5363	0.5956
	p=0.60	0.3435	0.4029	0.4632	0.5457	0.6109
	p=0.80	0.3461	0.4079	0.4710	0.5494	0.6123
	p=1.00	0.6120	0.7259	0.8428	0.9984	1.1119
n=100	p=0.20	0.3399	0.3988	0.4579	0.5379	0.5984
	p=0.40	0.3389	0.4012	0.4612	0.5377	0.5998
	p=0.60	0.3398	0.4017	0.4641	0.5439	0.6060
	p=0.80	0.3420	0.4048	0.4687	0.5531	0.6208
	p=1.00	0.6157	0.7347	0.8531	1.0080	1.1337

Ek F. (devam)

Çizelge Ek F.4. Tam örneklem ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan Anderson-Darling testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.5933	0.6939	0.7883	0.9201	1.0102
	p=0.80	0.6047	0.7110	0.8173	0.9586	1.0609
	p=1.00	0.6148	0.7268	0.8363	0.9775	1.0916
n=20	p=0.20	0.5699	0.6540	0.7330	0.8341	0.9125
	p=0.40	0.5887	0.6891	0.7859	0.9148	1.0117
	p=0.60	0.6002	0.7058	0.8107	0.9503	1.0544
	p=0.80	0.6125	0.7265	0.8381	0.9888	1.1011
	p=1.00	0.6238	0.7411	0.8590	1.0097	1.1163
n=30	p=0.20	0.5795	0.6748	0.7697	0.8925	0.9813
	p=0.40	0.5933	0.6990	0.8061	0.9388	1.0450
	p=0.60	0.6004	0.7101	0.8168	0.9671	1.0706
	p=0.80	0.6114	0.7256	0.8370	0.9989	1.1204
	p=1.00	0.6287	0.7488	0.8656	1.0262	1.1448
n=40	p=0.20	0.5897	0.6887	0.7841	0.9173	1.0128
	p=0.40	0.5906	0.6941	0.8055	0.9460	1.0530
	p=0.60	0.6023	0.7112	0.8219	0.9662	1.0755
	p=0.80	0.6118	0.7283	0.8441	1.0000	1.1113
	p=1.00	0.6278	0.7483	0.8689	1.0248	1.1416
n=50	p=0.20	0.5896	0.6937	0.7939	0.9177	1.0155
	p=0.40	0.5956	0.7015	0.8084	0.9491	1.0505
	p=0.60	0.5976	0.7092	0.8231	0.9715	1.0789
	p=0.80	0.6109	0.7249	0.8406	0.9999	1.1202
	p=1.00	0.6312	0.7514	0.8750	1.0349	1.1719
n=100	p=0.20	0.5851	0.6913	0.7962	0.9335	1.0384
	p=0.40	0.5947	0.7053	0.8190	0.9597	1.0588
	p=0.60	0.6019	0.7136	0.8269	0.9757	1.0856
	p=0.80	0.6146	0.7324	0.8498	1.0086	1.1299
	p=1.00	0.6341	0.7555	0.8801	1.0487	1.1673

Ek F. (devam)

Çizelge Ek F.5. Tam örneklem ve normallik dönüşümüne dayanan İyileştirilmiş Watson testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.2008	0.2512	0.2990	0.3568	0.3936
	p=0.80	0.2215	0.2792	0.3350	0.4009	0.4479
	p=1.00	0.3185	0.4079	0.4858	0.5842	0.6568
n=20	p=0.20	0.1584	0.2129	0.2650	0.3193	0.3533
	p=0.40	0.2193	0.2768	0.3295	0.3912	0.4342
	p=0.60	0.2563	0.3194	0.3803	0.4563	0.5089
	p=0.80	0.2975	0.3618	0.4307	0.5153	0.5731
	p=1.00	0.4384	0.5328	0.6262	0.7520	0.8321
n=30	p=0.20	0.1994	0.248	0.2949	0.3523	0.3902
	p=0.40	0.2554	0.3192	0.3833	0.4564	0.5080
	p=0.60	0.3094	0.3753	0.4436	0.5338	0.5949
	p=0.80	0.3587	0.4303	0.5022	0.5939	0.6619
	p=1.00	0.5380	0.6467	0.7500	0.8854	0.9883
n=40	p=0.20	0.2194	0.2774	0.3291	0.3948	0.4419
	p=0.40	0.2890	0.3548	0.4233	0.5049	0.5626
	p=0.60	0.3554	0.4256	0.4987	0.5903	0.6577
	p=0.80	0.4131	0.4931	0.5680	0.6742	0.7541
	p=1.00	0.6192	0.7409	0.8555	0.9967	1.1063
n=50	p=0.20	0.2374	0.2989	0.3543	0.4229	0.4761
	p=0.40	0.3218	0.3885	0.4583	0.5457	0.6071
	p=0.60	0.3947	0.4719	0.5460	0.6513	0.7187
	p=0.80	0.4605	0.5481	0.6293	0.7313	0.8149
	p=1.00	0.6922	0.8281	0.9566	1.1112	1.2191
n=100	p=0.20	0.3175	0.3839	0.4527	0.5414	0.6080
	p=0.40	0.4464	0.5341	0.6168	0.7227	0.7960
	p=0.60	0.5549	0.6590	0.7548	0.8757	0.9644
	p=0.80	0.6461	0.7689	0.8773	1.0157	1.1059
	p=1.00	0.9724	1.1648	1.3338	1.5403	1.6863

Ek F. (devam)

Çizelge Ek F.6. Tam örneklem ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan İyileştirilmiş Watson testi ile Weibull dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.60	0.2603	0.3441	0.4179	0.5072	0.5766
	p=0.80	0.2900	0.3781	0.4617	0.5678	0.6458
	p=1.00	0.3097	0.4097	0.4997	0.6132	0.7039
n=20	p=0.20	0.2251	0.3002	0.3599	0.4192	0.4523
	p=0.40	0.2789	0.3624	0.4423	0.5405	0.6109
	p=0.60	0.3173	0.4172	0.5113	0.6232	0.7005
	p=0.80	0.3566	0.4677	0.5719	0.6982	0.7928
	p=1.00	0.3852	0.5079	0.6182	0.7568	0.8561
n=30	p=0.20	0.2553	0.332	0.4021	0.4896	0.5558
	p=0.40	0.3129	0.4120	0.5017	0.6099	0.6906
	p=0.60	0.3574	0.4729	0.5770	0.7084	0.7982
	p=0.80	0.4044	0.5257	0.6393	0.7909	0.8945
	p=1.00	0.4626	0.5916	0.7172	0.8745	0.9925
n=40	p=0.20	0.2769	0.3629	0.4408	0.5347	0.6096
	p=0.40	0.3416	0.4477	0.5468	0.6672	0.7549
	p=0.60	0.4001	0.5205	0.6330	0.7746	0.8751
	p=0.80	0.4648	0.5841	0.7129	0.8757	0.9797
	p=1.00	0.5304	0.6590	0.8000	0.9667	1.0923
n=50	p=0.20	0.2947	0.3878	0.4721	0.5786	0.6517
	p=0.40	0.3675	0.4817	0.5865	0.7117	0.8065
	p=0.60	0.4456	0.5625	0.6834	0.8327	0.9333
	p=0.80	0.5200	0.6399	0.7754	0.9429	1.0678
	p=1.00	0.5911	0.7264	0.8784	1.0591	1.1893
n=100	p=0.20	0.3615	0.4698	0.5705	0.7000	0.7895
	p=0.40	0.5072	0.6218	0.7458	0.9012	1.0131
	p=0.60	0.6287	0.7572	0.8948	1.0808	1.2151
	p=0.80	0.7356	0.8848	1.0302	1.2398	1.3997
	p=1.00	0.8329	1.0054	1.1745	1.3925	1.5612

Ek G. Log-Normal dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek G.1. Tam örneklem, normallik ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan Cramer-von Mises testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.0557	0.0680	0.0844	0.1071	0.1217
	p=0.60	0.0588	0.0695	0.0810	0.0970	0.1113
	p=0.80	0.0594	0.0707	0.0823	0.0989	0.1134
	p=1.00	0.0989	0.1193	0.1404	0.1676	0.1875
n=20	p=0.20	0.0550	0.0669	0.0818	0.1043	0.1182
	p=0.40	0.0580	0.0694	0.0803	0.0963	0.1089
	p=0.60	0.0580	0.0698	0.0814	0.0979	0.1112
	p=0.80	0.0581	0.0697	0.0816	0.0973	0.1110
	p=1.00	0.1013	0.1231	0.1444	0.1729	0.1940
n=30	p=0.20	0.0577	0.0681	0.0790	0.0945	0.1074
	p=0.40	0.0571	0.0686	0.0802	0.0963	0.1093
	p=0.60	0.0573	0.0686	0.0808	0.0964	0.1086
	p=0.80	0.0575	0.0692	0.0814	0.0970	0.1103
	p=1.00	0.1014	0.1237	0.1461	0.1744	0.1956
n=40	p=0.20	0.0575	0.0686	0.0795	0.0950	0.1071
	p=0.40	0.0567	0.0679	0.0798	0.0964	0.1093
	p=0.60	0.0567	0.0683	0.0803	0.0965	0.1095
	p=0.80	0.0569	0.0690	0.0815	0.0986	0.1117
	p=1.00	0.1025	0.1251	0.1473	0.1767	0.2000
n=50	p=0.20	0.0571	0.0681	0.0793	0.0937	0.1075
	p=0.40	0.0565	0.0677	0.0793	0.0957	0.1085
	p=0.60	0.0560	0.0679	0.0800	0.0963	0.1093
	p=0.80	0.0568	0.0688	0.0809	0.0978	0.1118
	p=1.00	0.1027	0.1253	0.1475	0.1777	0.1998
n=100	p=0.20	0.0555	0.0668	0.0783	0.0942	0.1059
	p=0.40	0.0553	0.0666	0.0784	0.0939	0.1060
	p=0.60	0.0559	0.0679	0.0800	0.0963	0.1097
	p=0.80	0.0563	0.0685	0.0805	0.0972	0.1090
	p=1.00	0.1035	0.1262	0.1486	0.1783	0.2001

Ek G. (devam)

Çizelge Ek G.2. Tam örneklem, normallik ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan Anderson- Darling testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.3301	0.3848	0.4623	0.5683	0.6360
	p=0.60	0.3525	0.4076	0.4665	0.5474	0.6202
	p=0.80	0.3597	0.4191	0.4794	0.5691	0.6374
	p=1.00	0.5815	0.6869	0.7952	0.9388	1.0457
n=20	p=0.20	0.3273	0.3793	0.4501	0.5543	0.6194
	p=0.40	0.3518	0.4112	0.4675	0.5514	0.6169
	p=0.60	0.3554	0.4177	0.4788	0.5648	0.6342
	p=0.80	0.3576	0.4194	0.4821	0.5659	0.6394
	p=1.00	0.6065	0.7212	0.8339	0.9822	1.0986
n=30	p=0.20	0.3466	0.3994	0.4544	0.5316	0.6001
	p=0.40	0.3506	0.4112	0.4708	0.5538	0.6242
	p=0.60	0.3524	0.4148	0.4768	0.5587	0.6246
	p=0.80	0.3548	0.4179	0.4814	0.5668	0.6362
	p=1.00	0.6127	0.7293	0.8468	1.0020	1.1174
n=40	p=0.20	0.3493	0.4059	0.4635	0.5397	0.6057
	p=0.40	0.3482	0.4095	0.4701	0.5578	0.6241
	p=0.60	0.3487	0.4101	0.4733	0.5581	0.6312
	p=0.80	0.3503	0.4150	0.4813	0.5710	0.6413
	p=1.00	0.6203	0.7370	0.8559	1.0156	1.1431
n=50	p=0.20	0.3494	0.4072	0.4645	0.5412	0.6118
	p=0.40	0.3467	0.4061	0.4691	0.5573	0.6290
	p=0.60	0.3450	0.4082	0.4732	0.5582	0.6280
	p=0.80	0.3484	0.4126	0.4786	0.5656	0.6393
	p=1.00	0.6229	0.7429	0.8634	1.0151	1.1330
n=100	p=0.20	0.3425	0.4016	0.4631	0.5459	0.6051
	p=0.40	0.3394	0.4006	0.4612	0.5459	0.6108
	p=0.60	0.3423	0.4050	0.4700	0.5567	0.6295
	p=0.80	0.3432	0.4092	0.4742	0.5597	0.6306
	p=1.00	0.6289	0.7479	0.8702	1.0316	1.1541

Ek G. (devam)

Çizelge Ek G.3. Tam örneklem, normallik ve orijinal dağılım dönüşümüne dayanan İyileştirilmiş Watson testi ile log-normal dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=10	p=0.40	0.1749	0.2389	0.2932	0.3446	0.3735
	p=0.60	0.2201	0.2763	0.3314	0.3971	0.4418
	p=0.80	0.2457	0.3106	0.3702	0.4438	0.4945
	p=1.00	0.3488	0.4416	0.5278	0.6317	0.6997
n=20	p=0.20	0.1704	0.2345	0.2865	0.3385	0.3668
	p=0.40	0.2373	0.3021	0.3598	0.4313	0.4784
	p=0.60	0.2742	0.3498	0.4158	0.4968	0.5563
	p=0.80	0.3111	0.3877	0.4628	0.5533	0.6159
	p=1.00	0.4654	0.5706	0.6753	0.8033	0.8978
n=30	p=0.20	0.2149	0.2695	0.3206	0.3840	0.4283
	p=0.40	0.2698	0.3412	0.4092	0.4877	0.5441
	p=0.60	0.3220	0.3970	0.4732	0.5657	0.6317
	p=0.80	0.3740	0.4531	0.5353	0.6416	0.7137
	p=1.00	0.5618	0.6801	0.7925	0.9377	1.0372
n=40	p=0.20	0.2351	0.2978	0.3546	0.4233	0.4703
	p=0.40	0.3032	0.3750	0.4485	0.5359	0.5985
	p=0.60	0.3647	0.4419	0.5226	0.6273	0.7083
	p=0.80	0.4257	0.5108	0.5951	0.7130	0.7945
	p=1.00	0.6434	0.7754	0.9007	1.0542	1.1686
n=50	p=0.20	0.2517	0.3193	0.3808	0.4568	0.5062
	p=0.40	0.3327	0.4064	0.4836	0.5811	0.6577
	p=0.60	0.4034	0.4848	0.5662	0.6765	0.7504
	p=0.80	0.4712	0.5645	0.6572	0.7772	0.8668
	p=1.00	0.7178	0.8631	0.9974	1.1588	1.2780
n=100	p=0.20	0.3277	0.4005	0.4738	0.5683	0.6380
	p=0.40	0.4555	0.5488	0.6330	0.7446	0.8303
	p=0.60	0.5601	0.6739	0.7789	0.9079	1.0008
	p=0.80	0.6565	0.7836	0.9051	1.0481	1.1512
	p=1.00	1.0162	1.2134	1.3886	1.6003	1.7472

Ek H. Log-Logistic dağılıma uyumun testi için dönüşümlere dayanan testlere ilişkin kritik değerler

Çizelge Ek H.1. Cramer-von Mises testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=20	p=0.60	0.0575	0.0684	0.0794	0.0950	0.1077
	p=0.80	0.0578	0.0691	0.0806	0.0962	0.1093
	p=1.00	0.0987	0.1189	0.1397	0.1672	0.1879
n=30	p=0.40	0.0571	0.0683	0.0794	0.0943	0.1077
	p=0.60	0.0570	0.0683	0.0796	0.0957	0.1078
	p=0.80	0.0574	0.0686	0.0801	0.0968	0.1094
	p=1.00	0.0998	0.1213	0.1426	0.1705	0.1926
n=40	p=0.40	0.0564	0.0674	0.0785	0.0937	0.1078
	p=0.60	0.0565	0.0679	0.0795	0.0954	0.1072
	p=0.80	0.0570	0.0688	0.0807	0.0977	0.1122
	p=1.00	0.1000	0.1207	0.1426	0.1700	0.1918
n=50	p=0.40	0.0561	0.0674	0.0787	0.0941	0.1060
	p=0.60	0.0562	0.0674	0.0789	0.0950	0.1073
	p=0.80	0.0565	0.0683	0.0800	0.0965	0.1082
	p=1.00	0.1005	0.1220	0.1431	0.1706	0.1906
n=100	p=0.20	0.0556	0.0668	0.0784	0.0937	0.1053
	p=0.40	0.0554	0.0667	0.0778	0.0930	0.1051
	p=0.60	0.0557	0.0675	0.0795	0.0950	0.1073
	p=0.80	0.0561	0.0676	0.0796	0.0963	0.1093
	p=1.00	0.1015	0.1230	0.1454	0.1743	0.1968

Ek H. (devam)**Çizelge Ek H.2.** Cramer-von Mises testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=20	p=0.60	0.0779	0.0930	0.1073	0.1266	0.1415
	p=0.80	0.0798	0.0946	0.1099	0.1306	0.1447
	p=1.00	0.0811	0.0968	0.1118	0.1325	0.1484
n=30	p=0.40	0.0772	0.0918	0.1059	0.1231	0.1370
	p=0.60	0.0781	0.0929	0.1080	0.1272	0.1409
	p=0.80	0.0801	0.0955	0.1111	0.1305	0.1465
	p=1.00	0.0814	0.0975	0.1134	0.1347	0.1502
n=40	p=0.40	0.0769	0.0915	0.1065	0.1269	0.1403
	p=0.60	0.0783	0.0934	0.1087	0.1287	0.1431
	p=0.80	0.0799	0.0960	0.1116	0.1318	0.1468
	p=1.00	0.0811	0.0972	0.1127	0.1338	0.1489
n=50	p=0.40	0.0771	0.0920	0.1066	0.1252	0.1393
	p=0.60	0.0782	0.0931	0.1086	0.1285	0.1451
	p=0.80	0.0798	0.0953	0.1110	0.1309	0.1464
	p=1.00	0.0814	0.0978	0.1135	0.1339	0.1497
n=100	p=0.20	0.0764	0.0914	0.1060	0.1253	0.1397
	p=0.40	0.0775	0.0929	0.1082	0.1289	0.1453
	p=0.60	0.0789	0.0943	0.1100	0.1302	0.1446
	p=0.80	0.0798	0.0958	0.1120	0.1323	0.1479
	p=1.00	0.0817	0.0981	0.1142	0.1355	0.1513

Ek H. (devam)

Çizelge Ek H.3. Anderson-Darling testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=20	p=0.60	0.3538	0.4117	0.4683	0.5484	0.6122
	p=0.80	0.3555	0.4155	0.4755	0.5581	0.6218
	p=1.00	0.5899	0.6967	0.8066	0.9582	1.0628
n=30	p=0.40	0.3504	0.4083	0.4668	0.5462	0.6068
	p=0.60	0.3519	0.4110	0.4719	0.5537	0.6172
	p=0.80	0.3537	0.4145	0.4748	0.5625	0.6266
	p=1.00	0.5999	0.7144	0.8287	0.9747	1.0930
n=40	p=0.40	0.3474	0.4045	0.4623	0.5452	0.6097
	p=0.60	0.3491	0.4095	0.4695	0.5513	0.6137
	p=0.80	0.3510	0.4139	0.4777	0.5663	0.6431
	p=1.00	0.6025	0.7153	0.8272	0.9807	1.0905
n=50	p=0.40	0.3456	0.4056	0.4644	0.5427	0.6054
	p=0.60	0.3458	0.4056	0.4647	0.5513	0.6172
	p=0.80	0.3479	0.4097	0.4723	0.5554	0.6195
	p=1.00	0.6059	0.7226	0.8329	0.9793	1.0962
n=100	p=0.20	0.3419	0.4017	0.4612	0.5448	0.6025
	p=0.40	0.3408	0.3997	0.4595	0.5412	0.6071
	p=0.60	0.3417	0.4031	0.4654	0.5506	0.6114
	p=0.80	0.3430	0.4059	0.4681	0.5570	0.6229
	p=1.00	0.6146	0.7310	0.8463	1.0012	1.1186

Ek H. (devam)

Çizelge Ek H.4. Anderson-Darling testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=20	p=0.60	0.5279	0.6200	0.7103	0.8303	0.9229
	p=0.80	0.5418	0.6387	0.7365	0.8642	0.9594
	p=1.00	0.5577	0.6552	0.7556	0.8918	0.9890
n=30	p=0.40	0.5181	0.6066	0.6920	0.8052	0.8909
	p=0.60	0.5270	0.6216	0.7145	0.8298	0.9178
	p=0.80	0.5450	0.6448	0.7383	0.8702	0.9732
	p=1.00	0.5600	0.6622	0.7658	0.8957	1.0041
n=40	p=0.40	0.5157	0.6060	0.6958	0.8137	0.9015
	p=0.60	0.5297	0.6231	0.7184	0.8446	0.9405
	p=0.80	0.5444	0.6439	0.7437	0.8739	0.9720
	p=1.00	0.5591	0.6599	0.7594	0.8926	0.9933
n=50	p=0.40	0.5167	0.6079	0.6953	0.8098	0.9062
	p=0.60	0.5303	0.6240	0.7181	0.8443	0.9375
	p=0.80	0.5444	0.6420	0.7368	0.8628	0.9685
	p=1.00	0.5600	0.6630	0.7601	0.8949	0.9895
n=100	p=0.20	0.5093	0.5996	0.6897	0.8077	0.8952
	p=0.40	0.5225	0.6154	0.7091	0.8355	0.9409
	p=0.60	0.5340	0.6295	0.7261	0.8531	0.9584
	p=0.80	0.5451	0.6458	0.7461	0.8745	0.9835
	p=1.00	0.5633	0.6666	0.7687	0.9026	1.0115

Ek H. (devam)

Çizelge Ek H.5. İyileştirilmiş Watson testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=20	p=0.60	0.2621	0.3286	0.3942	0.4705	0.5254
	p=0.80	0.3033	0.3720	0.4429	0.5357	0.5949
	p=1.00	0.4511	0.5522	0.6555	0.7820	0.8653
n=30	p=0.40	0.2610	0.3286	0.3935	0.4704	0.5254
	p=0.60	0.3178	0.3865	0.4604	0.5514	0.6154
	p=0.80	0.3669	0.4417	0.5164	0.6137	0.6912
	p=1.00	0.5464	0.6604	0.7699	0.9134	1.0214
n=40	p=0.40	0.2948	0.3625	0.4315	0.5164	0.5740
	p=0.60	0.3621	0.4370	0.5104	0.6029	0.6762
	p=0.80	0.4222	0.5064	0.5875	0.6979	0.7776
	p=1.00	0.6285	0.7526	0.8699	1.0224	1.1315
n=50	p=0.40	0.3264	0.3966	0.4672	0.5583	0.6236
	p=0.60	0.4007	0.4800	0.5558	0.6564	0.7298
	p=0.80	0.4682	0.5579	0.6437	0.7529	0.8325
	p=1.00	0.7001	0.8364	0.9658	1.1246	1.2443
n=100	p=0.20	0.3214	0.3903	0.4590	0.5494	0.6157
	p=0.40	0.4525	0.5394	0.6218	0.7322	0.8130
	p=0.60	0.5581	0.6689	0.7683	0.8866	0.9773
	p=0.80	0.6519	0.7759	0.8916	1.0320	1.1351
	p=1.00	0.9879	1.1770	1.3581	1.5703	1.7138

Ek H. (devam)

Çizelge Ek H.6. İyileştirilmiş Watson testi ile üstel dağılıma uyumun testi için kritik değerler

		$\alpha=0.10$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.025$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.005$
n=20	p=0.60	0.1185	0.1447	0.1729	0.2134	0.2450
	p=0.80	0.1179	0.1449	0.1751	0.2180	0.2529
	p=1.00	0.1203	0.1491	0.1815	0.2254	0.2606
n=30	p=0.40	0.1145	0.1387	0.1634	0.1987	0.2279
	p=0.60	0.1094	0.1326	0.1561	0.1915	0.2197
	p=0.80	0.1092	0.1331	0.1591	0.1948	0.2247
	p=1.00	0.1114	0.1376	0.1643	0.2041	0.2377
n=40	p=0.40	0.1070	0.1286	0.1510	0.1827	0.2089
	p=0.60	0.1026	0.1234	0.1445	0.1747	0.1979
	p=0.80	0.1031	0.1248	0.1469	0.1794	0.2043
	p=1.00	0.1057	0.1295	0.1544	0.1881	0.2166
n=50	p=0.40	0.1017	0.1213	0.1421	0.1688	0.1916
	p=0.60	0.0980	0.1169	0.1364	0.1635	0.1847
	p=0.80	0.0984	0.1185	0.1388	0.1679	0.1911
	p=1.00	0.1026	0.1243	0.1478	0.1792	0.2055
n=100	p=0.20	0.0983	0.1169	0.1357	0.1598	0.1788
	p=0.40	0.0896	0.1061	0.1224	0.1444	0.1618
	p=0.60	0.0881	0.1047	0.1210	0.1427	0.1588
	p=0.80	0.0889	0.1064	0.1239	0.1470	0.1632
	p=1.00	0.0934	0.1124	0.1317	0.1577	0.1796

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Ad-Soyad: Anıl KOYUNCU

Uyruk: T.C.

Doğum Yeri ve Tarihi: Fethiye, 11.09.1978

Medeni Hali: Evli

E-posta: anilkoyuncu48@gmail.com

Eğitim

Lise: Fethiye Lisesi (1995)

Lisans: Dokuz Eylül Üniversitesi, Matematik Öğretmenliği (2000)

Yüksek Lisans: Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, İstatistik Bölümü (2019)

İş Tecrübesi

Matematik Öğretmenliği: Milli Eğitim Bakanlığı (2000-)