

T.C.
KIRIKKALE ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

İNŞAAT ANABİLİM DALI
YÜKSEK LİSANS TEZİ

YUKARI KIZILIRMAK HAVZASI'NDA AYLIK YAĞIŞ VERİLERİNİN
İSTATİSTİKSEL ANALİZİ

İZZET YİĞİT

HAZİRAN 2008

Fen Bilimleri Enstitü Müdürünün onayı.

Enstitü Müdürü

Bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı standartlarına uygun olduğunu onaylarım.

Prof. Dr. Mustafa Y. KILINÇ

Anabilim Dalı Başkanı

Bu tezi okuduğumuzu ve Yüksek Lisans tezi olarak bütün gerekliliklerini yerine getirdiğini onaylarız.

Prof. Dr. Mustafa Y. KILINÇ

Danışman

Jüri Üyeleri

Prof. Dr. Mustafa Y. KILINÇ

Yrd. Doç. Dr. Osman YILDIZ

Yrd. Doç. Dr. A.Payidar AKGÜNGÖR

ÖZET

YUKARI KIZILIRMAK HAVZASI'NDA AYLIK YAĞIŞ VERİLERİNİN İSTATİSTİKSEL ANALİZİ

YİĞİT İzzet

Kırıkkale Üniversitesi

Fen Bilimleri Enstitüsü

İnşaat Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi

Danışman: Prof. Dr. Mustafa Y. KILINÇ

Haziran 2008, 146 Sayfa

Bu çalışmada, Yukarı Kızılırmak Bölgesindeki 4 adet yağış istasyonunun (Yamula-Gülşehir-Söğütlühan-Bulakbaşı) belirli dönemlerine ait yağış verileri kullanılmış ve bu istasyonların aylık toplam yağışlarına ait olasılık dağılımlarının belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla Normal, Lognormal, Gamma ve Gumbel dağılımları kullanılmıştır. Bu istasyonlarda her bir ay için elde edilen olasılık dağılımlarının uygunluğu Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov testleri ile değerlendirilmiştir. Yapılan çalışmalar sonucunda istasyon verilerinin bütün dağılımlara uygunluk gösterdiği görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: İç Anadolu Bölgesi, Aylık Yağış, İstatistiksel Analiz, Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu, Normal, Lognormal, Gamma ve Gumbel Dağılımları, Bağımlılık Testleri

ABSTRACT

STATISTICAL ANALYSIS OF MONTHLY PRECIPITATION IN THE UPPER KIZILIRMAK RIVER BASIN

YİĞİT İzzet

Kırıkkale University

Graduate School Of Natural and Applied Sciences

Department of Civil Engineering, M, Sc. Thesis

Supervisor: Prof. Dr. Mustafa Y. KILINÇ

June 2008, 146 pages

In this study, precipitation data were obtained from 4 precipitation station (Yamula-Gülşehir-Söğütlühan-Bulakbaşı) for season in Yukarı Kızılırmak Region, and it is aimed to determine the probability of distribution from the monthly total precipitation. For this aim; Normal, Lognormal, Gamma and Gumbel distributions were used. For the validation of the calculated probability distributions, Ki-Kare and Kolmogorov Smirnov tests are used.

Key Words : Central Anatolian Region, precipitation, Statistical Analysis, Probability Density Function, Normal, Lognormal, Gamma and Gumbel Distributions, dependence tests

TEŐEKKÜR

Lisans ve yüksek lisans eğitimim boyunca kişiliğıyle ve bilgileriyle bize yol gösteren, engin bilgileriyle ufukumuzu açan danışman hocam Sayın Prof. Dr. Mustafa Yılmaz KILINÇ'a, bu tezin başından sonuna kadar büyük ilgi gösteren, çalışmama yön veren ve her türlü yardımı esirgemeyen hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Osman YILDIZ'a ve bana eğitim hayatım boyunca emeğı geçen diğer hocalarıma teşekkür eder saygılarımı sunarım. Eğitimim boyunca bana hep destek veren, bugünler gelmemde büyük emekleri olan annem ve babama teşekkür ederim. Yüksek Lisans ders ve tez dönemlerinde bana yurt içi yüksek lisans bursu vererek çalışmalarımda katkısı olan TÜBİTAK' a teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ÖZET	i
ABSTRACT	iii
TEŞEKKÜR	iv
İÇİNDEKİLER	v
ŞEKİLLER DİZİNİ	viii
ÇİZELGELER DİZİNİ	ix
SİMGELER DİZİNİ.....	x
1.GİRİŞ	1
1.1. Çalışmanın Amacı	3
1.2. Kaynak Özetleri.....	4
2. MATERYAL VE YÖNTEM	17
2.1. Genel.....	17
2.1.1. Yağışın Tanımı.....	17
2.1.2. Yağışın Oluşumu.....	18
2.1.3. Yağışların Sınıflandırılması.....	19
2.1.3.1. Konveksiyonel Yağışlar.....	19
2.1.3.2. Orografik Yağışlar.....	20
2.1.3.3. Cephesel Yağışlar	20
2.1.4. Türkiye’de Yağış Rejimleri.....	21
2.1.5. Türkiye’de İklim ve Yağışlar.....	22
2.1.6. Yukarı Kızılırmak Bölümü.....	24
2.2. Bağımlılık Testleri	25
2.2.1. Oto Korelasyon Testi	29

2.2.2. Medyanı Çaprazlama Testi	34
2.2.3. Dönüm Noktaları Testi	35
2.2.4. Sıra Farklılık Testi	36
2.2.5. Spearman Sıralı Seri Korelasyon Katsayısı Testi.....	38
2.3. Olasılık Dağılımları	41
2.3.1. Parametre Tahminlerinin Özellikleri.....	41
2.3.2. Dağılımın Parametreleri.....	42
2.3.3. Frekans Analizi.....	44
2.3.4. Normal Dağılım.....	45
2.3.5. Lognormal Dağılım.....	48
2.3.6. Gamma Dağılımı.....	50
2.3.7. Gumbel Dağılımı.....	55
2.4. Parametre Tahmin Yöntemleri	57
2.4.1. Momentler Yöntemi	57
2.4.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi	61
2.4.3. L Momentler Yöntemi	63
2.5. Uygunluk Testleri	68
2.5.1. Ki-Kare Uygunluk Testi	69
2.5.2. Kolmogorov-Smirnov Testi	72
3. ARAŞTIRMA BULGULARI	75
3.1. Bağımlılık Test Sonuçları	75
3.1.1. Normalite Testi	75
3.1.2. Oto Korelasyon Testi	76
3.1.3. Medyanı Çaprazlama Testi	77
3.1.4. Dönüm Noktaları Testi	78

3.1.5. Sıra Farklılık Testi	80
3.1.6. Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı testi.....	81
3.2. Frekans Analizi Sonuçları	86
4. TARTIŞMA VE SONUÇ	96
5. KAYNAKLAR	100
6. EKLER	105
EK-1	106
EK-2	107
EK-3	118
EK-4	124
EK-5	130

ŞEKİLLER DİZİNİ

ŞEKİL

Şekil 2.1 Kızılırmak Havzası Haritası	24
Şekil 2.2 $k = 1$ İçin Oto Korelasyon İşleminin Şematik Görünümü	30
Şekil 2.3 Normal Dağılım Eğrisinin Altındaki Alan.....	46
Şekil 2.4 Rasgele Değişkenin, Ortalamanın Sağında ve Solunda Kalma Olasılıkları	47
Şekil 2.5 Gamma fonksiyonunun α değeriyle değişimi	52
Şekil 2.6 α biçim parametresinin gamma fonksiyon değeriyle değişimi.....	53

ÇİZELGELER DİZİNİ

ÇİZELGE

Çizelge 2.1 $N < 150$ için Çarpıklık Katsayısı Değerleri	28
Çizelge 2.2 α değerlerine karşılık verilen gamma fonksiyonu değerleri.....	51
Çizelge 2.3 Khi-Kare Uygunluk Değerleri	71
Çizelge 2.4 K-S Uygunluk Değerleri.....	74
Çizelge 3.1 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Bağımlılık Test Sonuçları.....	82
Çizelge 3.2 Yamula İstasyonuna Ait Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerinin Bağımlılık Test Sonuçları.....	83
Çizelge 3.3 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Verileri.....	90
Çizelge 3.4 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılımın Karşılaştırılması.....	91
Çizelge 3.5 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Örnek-Toplum Karşılaştırması.....	92
Çizelge 3.6 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Değerlerine Göre Ki-Kare uygunluk testi sonuçları.....	93
Çizelge 3.7 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Değerlerine Ait K-S Uygunluk Test Sonuçları	95

SİMGELER

c	oto varyans katsayısı
G_s	Kurtosis katsayısı
K	Frekans faktörü
lag-k	k kadar öteleme sayısı
m	medyanı çaprazlama testi parametresi
N	örnek (seri) büyüklüğü
p	dönüm noktaları toplamı
r	oto korelasyon katsayısı
R_i	x_i sıra sayısı
\bar{Q}, \bar{x}	ortalama akım değeri
Q_i, x_i	akım değeri
Q_{med}	akım serisi medyan değeri
μ	serinin ortalama değeri
σ	serinin standart sapma değeri
Q_p	yıllık pik akımlar ortalama değeri
Q_y	yıllık akımlar ortalama değeri
T	tekrar periyodu
U	sıralı farklılıkları testi parametresi
z	önemlilik seviyesi standart değişkeni
α	önemlilik seviyesi
γ	çarpıklık katsayısı

1. GİRİŞ

Su hayat için önemli olmakla birlikte, bazen sel veya taşkınlara bağılı olarak kimi medeniyetlerin sonu da olmuştur. Deprem, taşkın ve diğler bütün afetler gibi sel ve kuraklıkta insanların önleyemeyeceğı fakat gerekli tedbirleri alarak zararlarını en aza indirebilecekleri, bir doğal afettir. Su kaynakları planlanmasında su miktarının bilinmesi öncelikli ve önemli bir konudur.

Ülkemizdeki su kaynakları ve bunlara bağılı insan aktiviteleri, yeterli ve düzenli suyun sağlanması hususundaki zorluklar sebebiyle risk altındadır. Bu zorlukların en önemli sebebi, yıldan yıla büyük oranda değışen yağış miktarlarıdır. Değışen iklim parametrelerinden dolayı su miktarlarının zamanla seyrinde nasıl bir trendin olduğunu bilmek, su miktarına dayalı olarak yapılacak yatırımlarda göz önüne alınması gereken en önemli belirleyicilerdendir (1).

Hidrolojik çevirimin önemli elemanlarından birisi yağıştır. Yağış istasyonlarında ölçülen yağış verilerinin istatistik analizi planlama aşamasına temel oluşturur. Aylık ve yıllık toplam yağış verileri zaman içinde değışiklikler göstererek trendleri oluşturur ve aylara göre mevsimleri belirler (2). Bir yerin ikliminin belirlenmesinde önemli değışkenlerin başında sıcaklık ve yağışın gelmesinin başlıca sebebi, insanlar ve onların aktiviteleri üzerinde büyük etkiye sahip olmalarındandır.

Ortalama aylık ve yıllık deęerleri ile uzun dönem kayıtları kolayca temin edilebilen bu iki faktör, bitki örtüsünün dağılımında ve toprağın gelişiminde de etkindir (3).

Yağış miktarlarındaki deęişimler frekans analizi ile incelenebilir. Yağış miktarlarının istatistiksel olarak incelenmesi geriye dönük fikir vermenin yanında, ileriye dönük tahminlerin yapılmasında da önemlidir. Yıllık toplam yağışların frekans dağılımlarının incelenmesi ve olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenmesi istatistiksel olarak önemlidir ve çoęu istatistik metotların uygulanmasında temel bilgiyi oluşturur (2).

Hidrolojik verilerin gelecekteki miktarları, frekans analizlerine göre belirtilir. Frekans analizi, hidrolojik bir olayın hangi aralıklarda meydana geleceğinin belirtilmesi olarak tanımlanabilir. Akım verilerinin söz konusu olayı niteleyecek kadar uzun bir süreyi kapsaması gerekir. Dięer yandan akarsuların frekansı, bu analizlerde kullanılan verilerin elde edildięi koşulların deęişmedięi durumda, ancak güvenilir olmaktadır (4).

Suyun yerküresindeki çevrimi, dağılımı ve özelliklerini konu edinen hidroloji bilimi, nüfus artışına paralel olarak çeşitli amaçlar için kullanılan su miktarının artması nedeniyle, önemi gün geçtikçe artan bir bilim dalıdır. Beklenen ihtiyacı karşılamak amacıyla, gün geçtikçe gelişmiş yöntemler kullanılması gerekmektedir. İstatistik yöntemlerinin önemi bu noktada kendini göstermektedir.

Hidrolojistler, hidrolojiksel olayları anlamak ve analiz etmek amacı ile çok daha yoğun bir şekilde istatistiksel metotları kullanmaya başlamışlardır. Hidrolojide kullanılan istatistiksel analizler, gözlenen değişkenleri ve olayları sayısal değerler olarak ifade ederler. Hidrolojide bahsi geçen metodların sınırlılıkları ve prensipleri, kullanılan tekniklerden çok daha önemlidir. Bu sebeple sadece teknikleri göz önünde bulundurmak yerine metodların hangi sınırlılık şartlarında geçerli olduklarının bilinmesi gerekir.

1.1 Çalışmanın Amacı

Yağış verilerinin düzenlenmesi, çözümlenmesi, yorumlanması için başvurulan teknik ve yöntemlerden biri bunların istatistiksel analizidir. Hidrolojide, hidrolojik verilerin hakiki değerleri ile ilgilenilir ve olasılık matematiğine dayanan istatistiksel metotlar kullanılarak gözlenen değişkenler ve olaylar sayısal değerlerle ifade edilir. Belirli amaçlar için toplanmış verileri anlamlı hale getirmenin farklı yolları vardır. Başlıcaları; 1. sözel ifadelerle açıklama, 2. tablolar halinde düzenleme, 3. grafiklerle gösterme, 4. veriler üzerinde hesaplamalar yaparak istatistiksel parametreler bulma veya bu değişik yolların bir kaçını birlikte kullanmadır.

Bu çalışmada, Yukarı Kızılırmak havzasında bulunan 4 adet yağış istasyonunun (Yamula, Gülşehir, Bulakbaş, Söğütlühan) belirli dönemlerine ait yağış verileri kullanılarak bu istasyonların aylık toplam yağışların olasılık

dağılımlarının belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla Normal, Lognormal, Gamma ve Gumbel dağılımları kullanılmıştır. Dağılım parametrelerinin tahmin edilmesinde ise; Momentler, Maksimum Olabilirlik ve L-Momentler yöntemi kullanılmıştır.

Her bir aya ait elde edilen olasılık dağılımlarının uygunluğu Ki-Kare ve Kolmogrov Smirnov uygunluk testleri ile değerlendirilmiştir. Uygulama Microsoft Office Paket Programları'ndan Excel Yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

1.2 Kaynak Özetleri

Yağış alanda ve zamanda büyük deęişmeler gösterdiğinden birçok sistem için su varlığını etkileyen ana faktör durumundadır. Bu nedenle, birçok kuraklık indisi esas olarak yağış koşullarına dayanmaktadır. Kuraklığın saptanmasında kullanılan yağış koşulları; alınan yağışla merkezi eğilim ölçüleri (ortalama -medyan vb.) arasında bir karşılaştırma yapmayı, standart sapma deęişim aralığı gibi dağılım ölçülerinin kullanımını, kurak - nemli dönemlerin karakteristiklerini ve çeşitli sistemlerin su ihtiyaçlarının bilinen hassas seviyeleriyle ilişkili bazı yağış sınırlarının kullanımını içermektedir (5).

Herhangi bir su kaynağı projesinin tasarımında sırasıyla hidrolojik, hidrolik ve yapısal tasarım aşamaları izlenir. Hidrolojik tasarım sırasında yapılacak hata, diğer aşamalar doğru bile olsa ileride telafi edilemeyecek sonuçlar doğurabilmektedir. Hidrolojik işlemler için toplanan veriler rasgele

zellik gstermelerinden dolayı, probabilistik bir yaklaşımla analiz edilir. rneđin, yağış ve akımların gelecekteki miktarlarının tahmin edilmesi ve bunların tesadüfî olarak meydana gelme mekanizmalarının nicelik olarak bilinmesi, yalnız deterministik yaklaşımla mümkün olmamaktadır. Ancak istatistiksel yöntemler, belirsizlikler hakkında kolaylık sağlamakta ve belirsizliklerin etkilerinin ölçülmesine olanak vermektedir. Bu sebeple istatistiksel yaklaşım hidrolojik frekans analizinde gerçek araç olarak kullanılmaktadır (6).

Hidrolojistler için hidrolojik verileri ölçmek, toplamak ve saklamak çok zordur. Su ile ilgili yapıların dizaynında hidrolojik verilerin önemi büyüktür (7).

İstasyonlardaki aylık sulak ve kurak sürelerin istatistiksel özelliklerinin belirlenmesi, oradaki su kaynaklarının en iyi plan, tasarım ve işletmesini yapabilmede büyük faydalar sağlar (8).

Çođu durumda uygun veriyi bulmak oldukça sınırlıdır. Hidrolojik bir bölgede su kaynađı projesinin oluşturulmasına karar verildiđinde ilk yapılması gereken bölgenin konu ile ilgili tüm bilgilerinin toplanması ve toplanan verilerin analiz edilmesidir. Verilerin frekans analizi en sık kullanılan yöntemdir. Ancak, hidrolojik farklılıklar her zaman vardır. Bunlar ayrılmaktadır ve ayrı seriler olarak kullanılır. Belli dağılım tipine sahip hidrolojik çeşitliliklerin

genellikle var olduđu kabul edilir. Hidrolojide kullanılan en yaygın ve en önemli olasılık dağılımlarından bazıları, Normal, Log-Normal, Gamma, Gumbel ve Weibull'dur. Normal dağılım genellikle nehirlerin yıllık akışlarına uyar. Log-Normal dağılım da aynı amaç için kullanılır. Hidrolojide Gamma dağılım sadece pozitif değerlere (yağmur yağışı gibi pozitif değerler) sahip olmanın avantajını taşır. Gumbell ve Weibull dağılımları hidrolojik deęişkenlerin ekstrem deęerleri için kullanılır. Gumbell dağılımı sellerin frekans analizinde, Weibull ise nehirlerin gözlenen en düşük akış deęerlerinin analizinde kullanılır (7).

Su kaynaklarının geliştirilmesi, planlanması ve yönetiminde hidrolojik verilerin toplanması ve analizi büyük önem taşır. Mevcut veriler genellikle sürecin toplamını tam olarak yansıtmadığından, daha güvenilir kararlar alabilmek için sürecin modellenmesi gerekmektedir. Modeller, planlama ve tasarım için veri üretmek ya da süreçlerin gelecekteki deęerlerini tahmin için kullanılabilir (9).

M. Türkeş tarafından 1990 yılında, yıllık yağışları normal ya da normale yakın dağılım gösteren 27 istasyonun 1956-1987 yılları arasındaki yağış deęerleri kullanılarak, Türkiye'deki kurak bölgeleri ve önemli kurak yılları tespit etmek amacıyla yapılan araştırmada, ilk amaç için Erinç indisi, ikinci amaç için ise normal frekans dağılımı yöntemi kullanılmıştır.

Araştırmanın sonunda, Türkiye'nin büyük bölümünde yağışın normallerden çok olduğu ve nemli alanların genişlediği yıllar olarak 1963, 1967,1968,1969, 1975,1976, 1979,1980, 1981 ve 1987 yılları bulunmuştur. Yağışın normallerin altında olduğu ve kuraklığın genişlediği yıllar olarak ise 1956, 1957, 1958,1959, 1961, 1962, 1964, 1970,1972, 1973,1974, 1977, 1982, 1984, 1985 yılları bulunmuştur (10).

M.Türkeş 1996 yılında, Türkiye'deki 91 istasyonun 1930-1993 periyodundaki aylık toplam yağış verilerini kullandığı çalışmasında Mann-Kendall testi kullanmıştır. Test sonucuna göre alan ortalamalı yağış serilerinin çoğunda negatif test istatistiği bulmuş ve %90 anlamlılık seviyesinde Karadeniz ve Akdeniz bölgelerindeki yağış anomalilerinde azalan trendler tespit etmiştir (11).

Vogel ve Fennessey (1993), ABD'deki taşkın frekans standardının; frekans analizlerinde Log-Pearson Tip-3'ün kullanılmasını tavsiye etmesi ve birçok araştırmacının bu dağılıma alternatif olarak genelleştirilmiş Ekstrem Değer dağılımını göstermelerine rağmen, bunlara yeni bir alternatif üretmek amacıyla, ABD'nin güneybatısındaki 383 akarsu pik akım serileri üzerinde L-Moment diyagramlarını kullanarak; Gumbel, Normal, Uniform, Eksponansiyel, Pearson Tip-3, üç parametrelili Log-Normal, Generalized Pareto, Ekstrem değer, beş parametrelili Wakeby dağılımları için L-Kurtosisi ve L-Çarpıklık arasındaki teorik ilişkiyi araştırmışlar değişik frekans modellerinin uygunluğunu incelemişlerdir. Aynı zamanda, orijinal Log-Pearson Tip-3

dağılımının en uygun sonuç verdiğini gösteren Water Resources Council'in raporundaki yöntemleri tekrar denemişlerdir. Çalışmaları sonucunda; genel olarak, Log-Pearson Tip-3, genelleştirilmiş Ekstrem Değer, iki ve üç parametrelili Log-Normal modellerin bu bölgedeki taşkın akım değerlerine iyi yaklaşımlar sağladıkları görülmüştür. Normal, Pearson ve Gumbel dağılımları gibi diğer dağılımlar yeterli performansı gösterememişlerdir (12).

2000 yılında Devlet Meteoroloji İşleri tarafından yayınlanan ve A.S.Akgündüz tarafından hazırlanan çalışmada; Türkiye genelinde homojen bir dağılım gösterecek şekilde seçilen 150 istasyonun, 1963–1990 periyodundaki yağış, sıcaklık ve nem verileri, istatistiksel açıdan incelenmiş, istasyonlardaki eksik veriler, korelasyon + regresyon ve yüzde yöntemleri kullanılarak tamamlanmıştır. Çalışmada, yapılan analizler sonucunda; uzun yıllar ortalama sıcaklık değerlerinde değişkenlik katsayılarının dağılımını gösteren harita oluşturulmuştur. Bu haritaya göre, sıcaklık değişkenliğinin en yüksek olduğu yer Doğu Anadolu Bölgesi'nin kuzeydoğu bölümü yani Ardahan, Kars, Sarıkamış civarı; en düşük olduğu yer ise Ege ve Akdeniz Bölgelerinin kıyı kuşağıdır. Araştırma sonuçlarına göre; Yıllık ortalama nem dağılımı genel olarak kuzeyden güneye doğru belirgin bir şekilde azaldığı görülmüştür. Çalışmanın yağışlarla ilgili sonuçları oldukça önemlidir. Buna göre:

Kış mevsiminde maksimum yağışın, Marmaris'ten Anamur'a kadar olan Akdeniz Bölgesi kıyı kuşağında, Bitlis civarında ve Karadeniz Bölgesi'nin Rize - Hopa bölümünde olduğu görülmüştür. İç Anadolu Bölgesi'nde,

Karapınar, Ulukışla, Doğu Anadolu Bölgesi'nde Erzincan, Erzurum, Ardahan, Kars, Doğu Beyazıt, 50–100 mm ile en az kış yağışı alan yerlerdir. İğdır ise 50 mm' den az kış yağışı ile daha ekstrem bir durum gösterir.

Yaz mevsiminin yağış analizlerine göre ise; yurdumuzun güney kısımları geniş bir kuşak halinde (Akdeniz Bölgesi, İç Anadolu Bölgesi'nin güneyi, Güneydoğu Anadolu ve Doğu Anadolu Bölgelerinin güneyi, Ege Bölgesi kıyıları ve Simav, Dinar, Burdur sınırına uzanan iç kısımları) 50 mm' den az yağış alır. Bu alanlarda belirgin yaz kuraklığı görülür. İğdır ise bu mevsimde 50 ila 100 mm arasında yağış alır.

İlkbahar döneminde; Bitlis ve Bingöl çevreleri ile Karadeniz Bölgesi'nde, Rize, Hopa ve Akdeniz Bölgesi'nde maksimum yağışı alan bölgelerdir. Bu mevsimde, Karapınar yıllık toplam yağışın % 38'ini, Ulukışla ise % 44'ünü alır.

Sonbahar mevsiminde, 50 mm' den az yağış alan bölge yoktur. (13)

M. Özgürel ve arkadaşları tarafından yapılan “Palmer Kuraklık Şiddeti İndisi İle Ege Bölgesinde Kuraklığın İrdelenmesi” adlı çalışmada, Palmer Kuraklık Şiddeti İndisi ile, Ege Bölgesinde yer alan meteoroloji istasyonlarından aylık olarak temin edilen verilerin ışığında çizilen kuraklık İndisi dağılım haritasından faydalanılarak, bölgede yaşanan kurak dönemlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bölgede yer alan 35 istasyona ait uzun süreli yağış ve sıcaklık verileri kullanılmıştır. Ege bölgesinde yaşanan

kurak dönemler aylık olarak belirlenmiş ve bu değerlerin dağılımlarının “Orta Kurak” ve “Normale Yakın Nemli” olarak isimlendirilen sınıf aralıklarında yoğunlaştığı gözlenmiştir (14).

R. Acar'ın “Çoruh Hidrolojik Havzasında Yıllık Yağış Verilerinin İstatistiksel Modellemesi” adı altında yaptığı araştırmada, Çoruh hidrolojik havzasındaki 34 adet yağış gözlem istasyonuna ait yıllık toplam yağış değerlerinin, model olarak en uygun olasılık dağılım fonksiyonları belirlenmiştir. Modelin uygunluğu, hem nonparametrik testler olan Kolmogorov-Smirnov ve Ki-kare testi, hem de grafik yöntemlerle analiz edilmiştir. Bazı istasyonlar en iyi normal dağılıma, bazıları ise en iyi log-normal dağılıma uymuştur. Yağışlı istasyonların bazıları log-normal dağılıma daha iyi uyarken, az yağış alan istasyonlar ise normal dağılıma daha iyi uymuştur (2).

M. Büyük yıldız ve A. Berktaş tarafından yapılan “Parametrik olmayan Testler Kullanılarak Sakarya Havzası Yağışlarının Trend Analizi” adlı araştırmada, Sakarya Havzası'ndaki aylık toplam yağışlardaki değişimi belirlemek amacıyla trend analizi yapılmıştır. Bu amaçla havzada bulunan 25 adet yağış gözlem istasyonuna ait 1960-2000 periyodundaki aylık toplam yağış verilerine parametrik olmayan Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall ve Mevsimsel Mann-Kendall trend testleri uygulanmıştır. Trend analizleri iki bölümden oluşmuştur. İlk aşamada aylık toplam yağışlar yıllık bazda değerlendirilmiş, ikinci aşamada ise her istasyona ait yağış serilerinin

her bir aylık deęiřimi incelenmiřtir. Trendlerin homojenlięi de yine parametrik olmayan Van Belle ve Hughes Homojenlik testi ile test edilmiřtir. Trendlerin lineer eęimleri Sen tarafından geliřtirilen Sen'in Trend Eęim Metodu kullanılarak hesaplanmıřtır. Her bir ay iin trend bařlangı yılları ise parametrik olmayan Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi ile belirlenmiřtir.. Arařtırma sonucunda incelenen istasyonların yarısında azalan trendler bulunmuřtur (1).

Günlük yaęıř verileri ve hidrografın yükselme eęrisinin incelendięi bir arařtırmada, hem yaęıř verileri ve hem de yükselme eęrisi iin 2-parametrelili gama daęılımı kullanılmıřtır. Daęılım günlük yaęıř verilerine ve yükselme eęrisi üzerindeki ardıřık günlerin akımları arasındaki farklara uydurulmuřtur. Arařtırmada 30 yıllık bir yaęıř serisi ile 35 yıllık akım serisi kullanılmıřtır. Sonuçta daęılımın hem günlük yaęıř verilerini, hem de hidrografın yükselme eęrisini iyi temsil ettięi gözlenmiřtir (7).

Kuraklıkla ilgili olarak Standartlařtırılmıř Yaęıř İndisi metodu kullanılarak yapılan bir arařtırmada, yaęıř zaman serileri kullanılarak kuraklık genlięi, süresi ve řiddeti elde edilmiř ve bunlar üzerinden deęerlendirmeler yapılmıřtır (5).

M. K. Yeęnidemir tarafından yapılan "İ Anadolu Bölgesinin Standartlařtırılmıř Yaęıř İndisi metodu (SYİ) İle Kuraklık Analizi" konulu tez alıřmasında, İ Anadolu Bölgesinde Standartlařtırılmıř Yaęıř İndisi (SYİ) yöntemiyle kuraklık analizi yapılmıř ve kuraklık karakteristikleri belirlenmiřtir.

Çalışmada İç Anadolu Bölgesindeki 28 meteoroloji istasyonunun 1953-2003 yılları arasındaki döneme ait aylık ortalama yağış verileri ile 1, 3, 6, 12, 24 ve 48 aylık SYİ değerleri hesaplanmıştır. Bölgedeki her bir istasyonda farklı kesim seviyeleri için kuraklık karakteristikleri bulunarak noktasal kuraklık özellikleri belirlenmiştir. Ayrıca, Kriging metoduyla da bölgesel kuraklık haritaları çizilmiş, bu haritalar yardımıyla su açığı olan yerler tesbit edilmeye çalışılmıştır (15).

İç Anadolu bölgesinde yapılan diğer bir tez çalışmasında, bölgenin 26 istasyonu için 1953-2003 yılları arasında Standart Yağış İndisi (SYİ) ile elde edilen kuraklık süreleri istatistiksel olarak analiz edilmiştir. Parametrik ve nonparametrik yaklaşımlar karşılaştırılarak, kuraklık süreleri histogramlarına uygunlukları yönünden incelenmiştir. Nonparametrik Kernel yaklaşımının iki tepeli histogramlar için uygunluğu onaylandıktan sonra örnek dönüş periyodları hesaplanmıştır (16).

Diğer bir araştırmada, Türkiye’de plüviyograf çalıştıran toplam 237 istasyonun standart zamanlardaki yağışları DMI’den geliştirilen “Yağış Şiddet Analiz” programı ile belirlenmiş ve maksimum yağış değerleri ile, diğer istasyonların yılda günlük maksimum yağış değerlerinin yinelenme süreleri 2, 5, 10, 25, 50, 100 yıl olarak analiz edilmiştir. Değerlendirmeler Extrem Değerler Uygunluk Sınaması ve Frekans Analizi Programı (DSİ’de geliştirilen) kullanılarak yapılmıştır. Yağışları çeşitli büyüklükleri ile bunların frekansları arasındaki ilişkiyi veren yağış frekans değerleri, diziye en iyi uyan

olasılık dağılım fonksiyonlarının uygunluk sınamalarından geçirilerek belirlenmesiyle gerçekleştirilmiştir. Programın kapsamında yağış dizilerine en iyi uyan olasılık dağılım fonksiyonu (ekstrem değerlerin frekans analizinde en çok kullanılan Log-Normal II, Log-Normal III, Gamma II, Log-Pearson III, Gumbel dağılımları) Ki-kare (x^2) ve Kolmogorov-Simirnov sınaması ile belirlenmiştir (17).

A. Ü. Kömüşçü ve A. Ceylan tarafından önceki çalışmaya ilave olarak yapılan “Yağış Şiddeti ve Tekerrür Periyotlarına Göre Türkiye’de Sel ve Taşkın Oluşumuna Eğilimli Alanların Belirlenmesi” başlıklı bu araştırmada, sel ve taşkın olaylarının oluşumu ile şiddetli yağışlar arasındaki lokasyon ilişkisini karakterize etmek amacıyla; sel ve taşkın olaylarının meydana gelebileceği alanların coğrafik dağılımları yağış şiddet süresi ve tekerrür süreleri ile ilişkilendirilerek izah edilmeye çalışılmıştır ve ayrıca şiddetli yağışlardaki uzun süreli eğilimler incelenmiştir. Buradaki değerlendirmeler de bir öncekinde olduğu gibi, Ekstrem Değerler Uygunluk Sınaması ve Frekans Analizi Programı (DSİ’de geliştirilmiş) kullanılarak yapılmıştır. Yağışların çeşitli büyüklükleri ile bunların frekansları arasındaki ilişkiyi veren yağış frekans değerleri, diziye en iyi uyan olasılık dağılım fonksiyonlarının uygunluk sınamalarından geçirilerek belirlenmesiyle gerçekleştirilmiştir. Programın kapsamında yağış dizilerine en iyi uyan olasılık dağılım fonksiyonu (ekstrem değerlerin frekans analizinde en çok kullanılan Log-Normal II, Log-Normal III, Gamma II, Log-Pearson III, Gumbel dağılımları) Ki-Kare (x^2) ve Kolmogorov-Simirnov sınaması ile belirlenmiştir. Daha sonra da istasyonun belirli tekerrür yıllarında oluşabilecek maksimum yağışları Gumbel dağılımına göre

hesaplanarak Yağış Şiddet-Süre-Tekerrür Eğrileri çizilmiştir. Aynı zamanda belirli standart zamanlarda gözlenen en yüksek yağışlar ile standart zaman ve tekerrür periyotlarında oluşabilecek yağışlara ait dağılım haritaları çizilerek alansal değerlendirmeler yapılmıştır (18).

Şorman (2004), yaptığı çalışmada; klasik parametre tahmin yöntemlerini (Momentler yöntemi, Maksimum Olabilirlik yöntemi), Olasılık Ağırlıklı Momentler yöntemi ile karşılaştırmış ve bu karşılaştırmaya uygunluk testlerini de dahil etmiştir. L-Moment yöntemi ile bulunan noktasal dağılım parametreleri ile dört ve beş parametrelilik dağılım fonksiyonları bu çalışmada denenmiş olup Batı Karadeniz'deki akım verileri ile örneklenmiştir. Bu veriler yardımıyla bölgesel frekans analiz çalışmasına geçilerek bölge büyüme oranları (hem istasyon bazında, hem de ağırlıklı olarak bölge bazında) bulunmuştur. Her bir ölçüm noktasının ve tüm noktaların ortalama en küçük hata değerleri hesap edilerek güven aralıkları araştırılmıştır. Bölgeselleştirme ve mevcut kaydedici istasyonlar arası korelasyon katsayısı, sayıları ve kayıt süreleri de bu çalışmada hesaba katılmış diğer verilerdir (6).

Anlı (2006), nehirlerde oluşan taşkınların tahmin edilmesi, hidrolik yapıların doğru planlanması ve tasarlanmasında frekans analizinin büyük öneme sahip olması sebebiyle; Giresun Aksu Havzası maksimum akım frekanslarının modellenmesi için bazı olasılık dağılımları kullanmıştır. Bu amaçla, 39 yıl süreli aylık ve yıllık maksimum akım dizilerini materyal olarak seçmiştir. Normal, Log-Normal, üç parametrelilik Log-Normal, Ekstrem Değer

Tip-1 (Gumbel), Gamma, Pearson Tip-3, Log-Pearson Tip-3, Weibull, üç parametrelili Weibull ve Log-Logistic dağılımları kullanılmış ve bunların uygunluğu Kolmogorov-Smirnov testi ile değerlendirilmiştir. Uygunluk testi sonuçlarına göre Giresun Aksu Havzası muhtemel aylık maksimum akım tahminlerinde; 1., 6., 7. ve 8. aylar için Log-Pearson Tip-3; 3. ve 5. aylar için üç parametrelili Log-Normal; 4. ve 9. aylar için Pearson Tip-3; 10. ve 12. aylar için üç parametrelili Weibull ve 2. ve 11. aylar için de Log-Logistic dağılımlarının kullanılabileceği görüşüne varılmıştır. Yıllık maksimum dizilerde ise üç parametrelili Weibull dağılımı uygun dağılım olarak belirlenmiştir (19).

Haktanır (1990), taşkın frekans analizi için bazı dağılım modellerinin derlenmesi amacıyla, 5 değişik dağılım modelini bir bilgisayar programı içerisinde toplayıp, Türkiye’de bulunan 30 istasyona ait pik akım serileri üzerine uygulayarak, geçilme ihtimali 0.0001’den 0.99’e kadar olan birçok tekrar periyotlu taşkınını hesabında kullanmıştır. İki parametrelili Log-Normal, Gumbel, Log-Gumbel, bir parametrelili Log-Gamma, Smemax dönüşümü ve Log-Boughton temel olmak üzere toplam 8 adet modelden en uygunlarını ayırt edebilmek amacıyla klasik uygunluk testleri istatistiklerini de hesaplamıştır. Çalışmada; önce Ki-Kare testini hem eşit-uzunluk aralıklı histogramlar, hem de eşit-alan aralıklı histogramlar için, her biri 3 farklı aralık sayısı ile tekrar ederek uygulamış, böylelikle Ki-Kare testinin seçilen histogram aralık sayısına bağımlılığı dezavantajını kaldırmak istemiştir. Yapılan uygulamalar ve analizler sonucunda, bir parametrelili Log-Gamma dağılımının genel açıdan en uygun dağılım olduğu sonucuna varılmıştır (20).

Önöz ve Bayazıt (1995), elde bulunan en uzun taşkın akım ölçümlerini kullanarak, bu serilere uyan en uygun dağılımları çeşitli istatistik yöntemler yardımıyla bulmaya çalışmışlardır. Bu amaçla, tüm dünya üzerinde bulunan 1819 akım gözlem istasyonuna ait pik akım serileri öncelikle göz ile elenerek, örnek büyüklükleri 60 ile 165 arasında değişen kontrolsüz akıma sahip 19 seriye indirilmiş ve bu serilere Normal, Log-Normal Tip-2, Log-Normal Tip-3, genelleştirilmiş Ekstrem Değer, Gumbel, Pearson Tip-3 ve Log-Pearson Tip-3 dağılımları kullanılmıştır. Karşılaştırma metotları olarak Ki-Kare, Kolmogorov Smirnov, Korelasyon Katsayısı Olasılığı ve Anderson Darling testleri ile birlikte L-Moment diyagramından yararlanılmıştır. Bununla birlikte kullanılan 4 uygunluk testinde Ki-Kare ve Korelasyon Katsayısı Olasılığı testleri bütün dağılımlarla çoğunlukla uygun iken, Kolmogorov Smirnov testinin ölçülen ile hipotez dağılımları arasında çok farklı sonuçlar verdiği ve son olarak Anderson Darling testinin ise kuyruğunun üstündeki farklılıkları vurguladığı anlaşılmıştır. Birçok durumda ise, dağılımların her birinin istatistik test değerlerinin bir diğeri ile yakın olmasından dolayı en uygun dağılımın belirlenmesi güçleşmiştir. Sonuç olarak, genelleştirilmiş Ekstrem Değer dağılımının, diğer dağılımlara göre daha iyi sonuçlar verdiği sonucuna varılmıştır (21).

2. MATERYAL VE YÖNTEM

2.1 Genel

Bu çalışmada, Yukarı Kızılırmak Havzasının aylık yağış durumu incelenmiş ve yöntem olarak bağımlılık testleri, olasılık dağılım fonksiyonları ve olasılık dağılımının uygunluğunun kontrolü için x^2 (ki kare) ve Kolmogrov – Smirnov Testleri kullanılmıştır. Çalışmada, Yukarı Kızılırmak Havzasında bulunan meteoroloji istasyonları arasından seçilen Yamula, Gülşehir, Söğütlühan ve Bulakbaş istasyonlarına ait belirli yıllar arası yağış verileri kullanılmıştır.

Çalışmanın bu bölümünde öncelikle yağışın tanımı, oluşumu, çeşitleri, çeşitlerine etki eden faktörlere değinilmiş, daha sonra ise seçilen istasyonlardan elde edilen değerlere frekans analizi uygulanarak, analiz sonuçları, Normal, Lognormal, Gamma, Gumbel dağılım yöntemlerine göre hesaplanan sonuçlarla karşılaştırılmıştır.

2.1.1 Yağışın Tanımı

Atmosferden katı ya da sıvı halde yeryüzüne düşen sulara yağış denir. Sıvı haldeki yağmur yağış şeklindedir. Katı haldeki yağış ise kar, dolu,

çiğ, kırağı şeklinde olabilir. Yağmur ve kar hidrolik bakımdan en önemli iki yağış şekli olup, hidrolik açıdan aralarındaki önemli fark, yağmur halinde yeryüzüne düşen suların derhal akış haline geçtikleri halde karın genellikle uzun bir süre sonra erimesidir (22) .

Yağış, hava kütleinin herhangi bir şekilde yükselmesi ve soğuması sonucu içindeki nemin yoğunlaşp yağmur, kar ve dolu gibi, sıvı veya katı olarak yeryüzüne düşmesidir. Yağışa dönüşecek yoğunlaşmanın meydana gelebilmesi için “yoğunlaşma çekirdeği” denilen duman, toz, buz gibi parçacıkların hava içinde yeterli sayıda bulunması gereklidir.(23)

2.1.2 Yağışın Oluşumu

Atmosferin gaz bileşeni azot, oksijen, argon ve karbondioksit’ ten oluşmaktadır. Bununla beraber atmosferde, sürekli gaz formunu koruyan bu bileşenlerin dışında, yoğunlaşarak sıvı hale gelebilen ya da donarak kar veya buz gibi formlara girerek yağışları teşkil eden su buharı bulunmaktadır. Bu değişimler, atmosferin sıcaklığında doğal yollarla oluşan değişimlerle gerçekleşmektedir. Atmosferdeki bu su buharı; büyük bir bölümü okyanuslardan olmak üzere, göller, nehirler, nemli topraklar ve bitki yapraklarındaki terleme sonucunda oluşan buharlaşmadan meydana gelir (15).

Atmosferdeki yoğunlaşma sonucu meydana gelen su damlacıkları başlangıçta birkaç mikronla 100 mikron çapındadır. Bunların bir arada toplanmasından bulutlar meydana gelir. Fakat her buluttan yağış düşmemektedir. Yağışın düşebilmesi için damlacıkların birleşip 0.5 mm çapına ulaşması gerekir. Yağışın meydana gelmesinde esas rolü oynayan yoğunlaşma işleminde havanın soğuması önemli bir etkidir. Hava kütlesinin sıcaklığı ve nem kapasitesi yeterli ise genellikle yağış meydana gelmektedir (24)

2.1.3 Yağışların Sınıflandırılması

Oluşan yağışları üç grupta toplayabiliriz. Yağış tiplerini soğuma şekillerine göre incelemek mümkündür. Buna göre yağışlar konvektif yağışlar, orografik yağışlar, cephesel yağışlar şeklinde sınıflandırılır.

2.1.3.1 Konveksiyonel Yağışlar

Yerdeki sıcak hava kütlesinin konvektif yükselmesiyle meydana gelen genellikle sağanak şeklindeki yağışlardır. Bu tür yağışlar daha çok tropik bölgelerde ve ülkemizde de kısmen yaz aylarında görülmektedir. Sıcak bir günde yeryüzü ısınmakta ve onunla temas halindeki hava kütlesinin de sıcaklığı artmaktadır.

Bu durum havanın yükselmesine, genişlemesine ve adiabatik olarak soğuyup yoğunlaşmasına ve yağışların oluşmasına neden olmaktadır. (25)

2.1.3.2 Orografik Yağışlar

Hava kütlelerinin bir engebeye çarparak yükselmesi ve soğuyarak yoğunlaşması sonucu meydana gelen yağışlardır. Eğer nemli hava kütlesi, önündeki bir topografik engelden dolayı yükselmek zorunda kalırsa, yine bir genişleme, soğuma ve sonuçta da yağış meydana gelmektedir. Ülkemizde Karadeniz' de kuzeyden esen rüzgarlar, birlikte getirdikleri nemli hava kütlelerini Kuzey Anadolu Dağları'nın kuzey yamaçlarında yağışa dönüştürürler. Ülkemizin sahil bölgelerindeki yüksek yağışlar çoğunlukla bu şekilde oluşur. (23)

2.1.3.3 Cephesel Yağışlar (Depresyonik-Siklonil Yağışlar)

Hava kütleleri arasındaki cephelere bağlı meydana gelen yağışlardır. Kuzey yarımkürede hava, alçak basınç merkezine, saat yelkovanının aksi yönünde dönerek helezon şeklinde hareket ederek girer. Alçak basınç merkezinde hava kütlesi bir baca gibi yükselir, genişler ve dinamik olarak soğur. Bunun sonucunda da bünyesindeki nem yoğunlaşarak yağışlar meydana gelir. Yeryüzündeki yağışların büyük kısmı bu şekildedir (15)

Türkiye’de sele neden olan yağışlar daha çok Karadeniz, Marmara, Ege ve Akdeniz kıyılarında ve bu bölgelerin dağlık kesimlerine daha çok cephesel ve orografik niteliktedir. Buna karşılık Trakya’nın iç kesimleri, İç ve Doğu Anadolu Bölgesinde cephesel yağışların yanında orografik ve lokal konvektif yağışlar etkili olur (22).

2.1.4. Türkiye’de Yağış Rejimleri

Ülkemiz coğrafi bölgeleri farklı şekilde ortaya çıkan yağış rejimleri ile değişiklikler gösterir. Bu bakımdan Türkiye’deki başlıca yağış rejimlerini Karadeniz yağış rejimi, Akdeniz yağış rejimi, Karasal yağış rejimi olmak üzere üç ana grupta toplayabiliriz. Özellikle ülkemizin kuzeyinde Karadeniz kıyıları boyunca dikkati çeken Karadeniz yağış rejiminde yağış bütün mevsimlere düzenli bir şekilde dağılmıştır. Kurak mevsim yoktur. Yıl içinde fazla yağış sonbahar sonu ile kışın görülür. Ülkemizin yarısından fazlasını etkisi altına alan Akdeniz yağış rejimi ise şiddetli bir yaz kuraklığı ile dikkati çeker. Bu rejimin etkisi altında olan sahalarda bazı yıllar yaz aylarında hemen hiç yağış görülmez, yıl içinde en fazla yağış kış mevsimindedir. Özellikle Akdeniz ve Ege Bölgelerimiz tamamen bu rejimin etkisinde kalır. Karasal rejim tipinde yağışlar en çok ilkbahar yaz aylarındadır. Bu tipte en az yağışlı mevsim ise kıştır. Ülkemizde Karasal rejimin etkisi altında bulunan alanlar genelde Doğu Anadolu Bölgesi ile Doğu Anadolu’nun Kuzeydoğu kesimidir.

Bu üç büyük tip dışında ayrıca Karadeniz, Akdeniz arasındaki geçişi sağlayan Marmara Tipi ile Akdeniz ile karasal tip arasında geçiş tipini oluşturan İç Anadolu geçiş tipleride ülkemizdeki diğer yağış rejim tiplerini oluştururlar. Bu tiplerden İç Anadolu geçiş tipinde yağış en çok kış en az yaz olurken Marmara tipinde ise yağış en çok ilkbahar en az ise yazdır (26)

2.1.5. Türkiye’de İklim ve Yağışlar

Türkiye kuzey yarımkürede 35° 51’ ve 42° 06’ kuzey enlemleri arasında kalan toprakları ile ılıman iklim kuşağı üzerindedir. Ülkenin bir kısmının deniz seviyesinden çok yüksek (ortalama yükseklik Avrupa’da 330 metre Asya’da 1050 metre iken Türkiye’de 1131 metre) olması kuzey ve güneyde dağların genel olarak denizlere paralel uzanması, denize olan yakınlık ile uzaklık ve yükselti iklimi, yağış cins ve miktarı ile bitki örtüsünü önemli ölçüde etkilemektedir.

Türkiye genel coğrafi şekil bakımından doğudan batıya doğru uzanmış bir kara parçası olup, Trakya’nın batıdaki bağlantısı göz önüne alınmaz ise, doğu tarafından kara ile birleşmiş, diğer 3 tarafı denizlerle çevrilmiştir. Güney ve kuzeyinde mevcut sıradağlar ile sahil kısımları ile iç bölgeler birbirinden ayrılmıştır. Doğuda engebeler çok fazladır. Batı Anadolu da ise, fazla yüksek değil ve denize dik bir şekilde uzanmaktadır. Türkiye’nin genel durumunda göze çarpan görüntü; Kuzey ve güney kesimlerinde iki dağlık şerit, doğuda dağlık bir yayla, batıda Ege denizine dik uzanan dağların

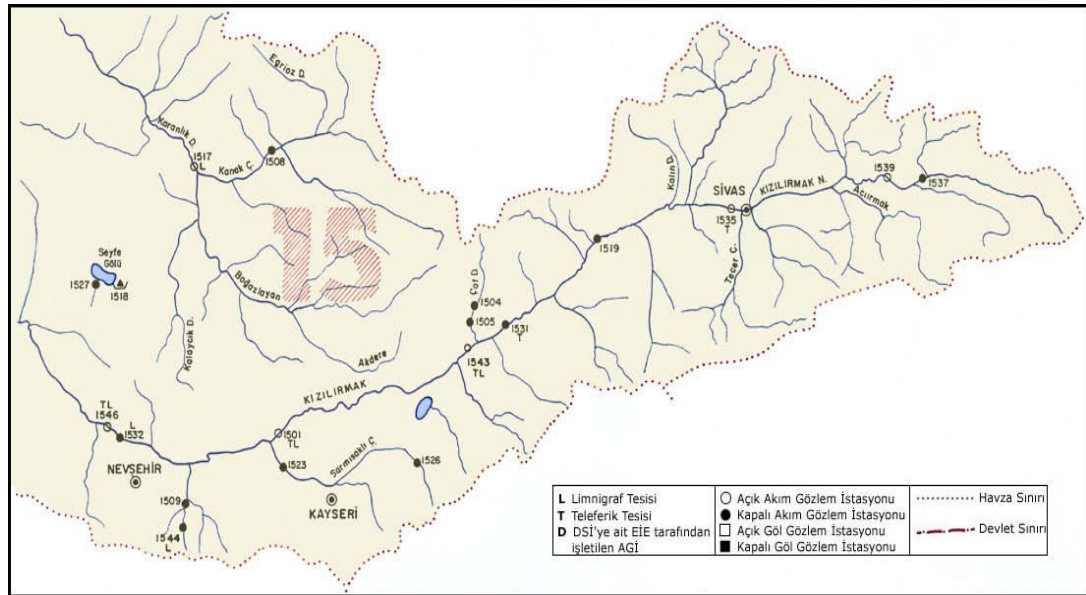
arasında kalan bir saha ve nihayet ieride, etrafı dađlarla evrilmiř ve denizle ilgisi kesilmiř bir blge vardır. Bu farklılıkların meydana getirdiđi zellikler eřitli iklim blgelerinin sınırlarını oluřturur. İklım blgelerinin sınırlarının bir devlet veya il sınırları gibi kesin olmadığıdır. Trkiye genel olarak ılıman iklim kuřađındadır. Bununla birlikte daha zelde, yurdumuz iin Akdeniz iklimi, Karadeniz iklimi ve Karasal iklim sınıflaması yapılabilir. Ancak yine de 7 cođrafi blge birbirinden farklı zellikler gsterir. Bu sebeple Trkiye iklimi 7 blge ierisinde tanımlanabilir.

ılıman orta iklim blgesinde bulunan yurdumuzda yaz mevsimi, tm lkede sıcak geer. Ancak her blgede aynı deđildir, en sıcak yerler Akdeniz ve Gneydođu Anadolu blgeleridir. Yazın buralarda sıcaklıđın 48' °C ye ulařtıđı grlmřtr. Trkiye'de llen en yksek sıcaklık deđerı 48.50C ile 30.7.2000 tarihinde řırnak ilinin Cizre ilesinde kayıt edilmiřtir. Trkiye'de gneyden kuzeye ve batıdan dođuya dođru gidildike sıcaklık azalır. En sođuk yerler ise Dođu Anadolu Blgesindedir. zellikle Dođu Anadolu ve Gneydođu Anadolu mevsimlik ve gnlk sıcaklık farklarının ykseklıđi ile dikkati eker. İnanılması g sıcaklık deđerleri Dođu Anadolu Blgesi'nde llmektedir. Trkiye'de kayıt edilen en dřk hava sıcaklıđı deđerı -45.6 °C ile 20.01.1972 tarihinde Ađrı İlinde llmřtr. Trkiye'nin yıllık ortalama sıcaklıđı 13.4 °C'dir. Yıllık ortalama sıcaklık deđerleri en yksek 21.2 °C ile İskenderun, en dřk 1.8 °C ile Sarıkamıř'tadır (24)

2.1.6. Yukarı Kızılırmak Bölümü

Bu bölüm Kızılırmak'ın, Karadeniz Bölgesi ile Doğu Anadolu arasına sokulan yukarı çığırını kaplar. İç Anadolu'nun en küçük, en engebeli bölümüdür. Dağlarla kuşatılmış bir havza görünümündedir. Engebeli olduğu için tarım alanlarının oranı daha düşüktür. Nüfusu seyrek, kentleşme oranı düşüktür. Bölgenin kışın en soğuk bölümü burasıdır. Bölümde Sivas ili bulunmaktadır.

Yukarı Kızılırmak Bölümü: İç Anadolu'nun kuzeydoğu kesiminde yer alır ve en yüksek bölümüdür. Kuzeyde, doğu- batı doğrultusunda sıralanan Kızıl dağ, Köse dağı, Tekeli dağı ve Yıldız dağı ile, doğuda, kuzeydoğu- güneybatı doğrultusundaki Tecer dağları ile sınırlıdır. Doğu Anadolu bölgesinden yüksek gelen dağlar, bu bölümde batıya doğru alçalarak Bozok yaylası içlerinde kaybolur (15).



Şekil 2.1 Kızılırmak Havzası Haritası

2.2. Bağımlılık Testleri

Yağış, buharlaşma, akım miktarı, yer altı su düzeyleri, kar ve buz erimeleri vb. gibi hidrolojik ve meteorolojik olgular olasılıksal özellikler gösterirler. Doğada salt deterministik bir hidrolojik sürecin olmayacağı (Yevjevich, 1972) düşüncesinden yola çıkarak, hidrolojinin ancak olasılık ve istatistik yöntemlerinin geniş ölçüde kullanılması ile en iyi biçimde anlaşılabilceği, tanımlanabileceği ve geliştirilebileceği söylenebilir.

Uygulamada karşılaşılan hidrolojik rasgele değişkenlerin büyük bir çoğunluğu normal dağılıma (Gauss) uymaz. Bundan dolayı, mevcut yıllık akım verileri, bağımlılık testlerinden önce normalite testinden geçirilmelidir. 1985 yılında; Wall ve Englot'un yayınladıkları makalelerinden anlaşılacağı üzere; normalite şartlarını sağlamayan serilere uygun transformlar (log veya Log-log) uygulanarak, seriler normal dağılıma uydurulmalıdır. Daha sonra bu transform olmuş serilere söz konusu bağımsızlık testleri uygulanmalıdır. Bu şekilde yapılan bir çözümlenmede; temel bir hata oluşmuştur. Oto korelasyon testi bir parametrik test olup seri elemanlarının normal dağıldığı varsayımını yapar. Fakat geriye kalan testler ise; parametrik olmayan (nonparametric) testler olup, seri elemanlarının herhangi bilinen bir olasılık dağılımına uymasını şart koşmaz, yani; dağılımdan bağımsız metotlardır. Bu da zaten parametrik olmayan testlerin önemli bir özelliğidir.

Bu nedenlerden dolayı, sadece oto korelasyon testi için, normalite testi uygulanmalı ve bu testte normalite şartını sağlayan veya normalleştirilmiş akım değerleri kullanılırken, diğer testlerde orijinal değerler kullanılmalıdır. Log veya Log-log transformasyonları yerine bazı akım değerlerinin birden küçük olması ve söz konusu transformasyonlar sonucu eksi (-) değerlerin çıkması sebebiyle, Q_i değerlerine bir ilave edilerek, $\ln(1+Q_i)$ veya $\ln(1+\ln(1+Q_i))$ transformasyonları uygulanabilir.

Bunun yanında; bir değişkenin normal dağılıma uyup uymadığının tespiti amacıyla, Çarpıklık Testi (Skeewness Test) kullanılabilir. Çarpıklık testi; normal bir değişkeninin çarpıklık katsayısının sıfır (0) olduğu gerçeğine dayanmaktadır. Çünkü; bu dağılım, teorik olarak lokasyon parametresi olan ortalama değerinden (μ) geçen düşey eksene göre simetriktir.

Çarpıklık katsayısı (γ); dağılımın çarpıklığının bir ölçüsüdür. Bu değer;

$$\gamma = \frac{\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (Q_i - \bar{Q})^3}{\left[\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (Q_i - \bar{Q})^2 \right]^{\frac{3}{2}}} \quad (2.1)$$

eşitliği ile hesaplanır. Burada; Q_i terimi zaman serisinin elemanlarını, \bar{Q} örnek ortalamasını ve N serideki eleman sayısını temsil eden terimlerdir. Ancak

(2.2) eşitliği ile verilen sınırlar arasında bir çarpıklık katsayısı değerine sahip olan dağılımlar da normal dağılım olarak kabul edilebilir.

Çarpıklık katsayısının pozitif (+) olması dağılımın “pozitif çarpık” (sağa doğru uzayan bir kuyruğu bulunduğunu), negatif (-) olması dağılımın “negatif çarpık” (sola doğru bir kuyruğunun bulunduğunu) olduğunu gösterir.

$$\left\{ -U_{1-\alpha/2} \cdot \sqrt{\frac{6}{N}}, U_{1-\alpha/2} \cdot \sqrt{\frac{6N}{6}} \right\} \quad (2.2)$$

(2.2) ifadesindeki α , seçilen önem seviyesidir. Böylece, $(1 - \alpha)$ olasılık limitlerinde γ için bir değerlendirme yapılmış olur. $U_{1-\alpha/2}$, $1 - \alpha/2$ olasılık değerinde standart normal değişkenlerdir.

Daha pratik olarak hesaplanan γ değeri ($-0,05; 0,05$) sınırları arasında ise; seri normal olarak kabul edilir. Kurtosis değerinin (G_s), $-0,5 < G_s - 3 < 0,5$ sınırları arasında kalması istenir. Söz konusu olan bu son test ise; normal dağılıma ait Kurtosis değerinin 3'e eşit olduğu kuralına dayanmaktadır (27).

Frekans dağılımlarının sivriliğinin ölçüsü olan Kurtosis katsayısının büyük örnekler dışında kullanılmasının tavsiye edilmediği de önemli bir ayrıntıdır (28).

(2.1) ve (2.2) eşitlikleri ile ifade edilen testler, gerçekte $N > 150$ olan örnekler için yeterli doğruluktadır. Daha küçük örnekler için, Snedecor ve Cochran, (2.1) eşitliğinden hesaplanan çarpıklık katsayısını; örnek büyüklüğü ve belirli bir olasılık seviyesine bağlı olarak düzenlemişler ve bir kıyaslama yapmak amacıyla bu değerleri bir tabloda toplamışlardır (Çizelge 2.1).

Buna göre; tabloda $\alpha = 0,02$ ile $\alpha = 0,10$ önemlilik seviyeleri ve değişik N değerleri için verilen $\gamma(N) > \gamma$ ise; normalite hipotezi kabul edilir (29).

Çizelge 2.1 $N < 150$ için çarpıklık katsayısı değerleri

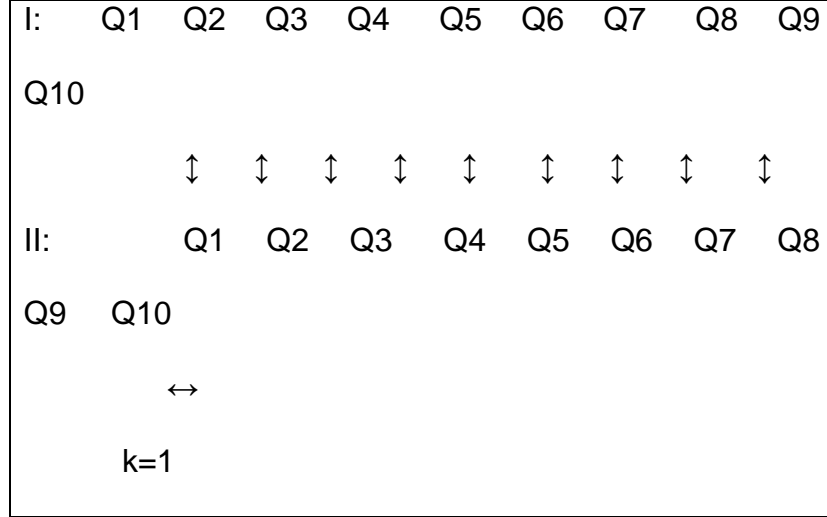
N	α		N	α	
	0,02	0,10		0,02	0,10
≤ 25	1,261	0,711	70	0,673	0,459
30	0,986	0,662	80	0,631	0,432
35	0,923	0,621	90	0,596	0,409
40	0,870	0,587	100	0,567	0,389
45	0,825	0,558	125	0,508	0,350
50	0,787	0,534	150	0,464	0,321
60	0,723	0,492	175	0,430	0,298

2.2.1. Oto Korelasyon Testi

Bir zaman serisindeki deęişkenler arasında lineer baęımlılıęın boyutsuz ölçüsü lag-k (öteleme katsayısı); oto korelasyon katsayısı (r_k)'dır. Her bir k deęerine karşılık gelen r_k 'nın deęişiminin grafięinden ise korelogram (correlogram) elde edilir. Baęımsız bir seride, teorik korelogram bir (1) veya birden büyük öteleme deęerleri için, sıfıra (0) eşittir. Örnekleme hatalarının (sampling error) bir sonucu olarak, örnek korelogramın seyri sıfır (0) etrafında dalgalanma şeklinde olur.

Oto korelasyon testini açıklamak için, örnek olarak on elemanlı (Q_1, \dots, Q_{10}) bir seri ele alınıp, seri Şekil 2.2'deki gibi (k) kadar ötelenerek iki seri şeklinde dizilirse, orijinal seri eleman sayısı $N = 10$ iken $r_k=1$ oto korelasyon katsayısı hesabı için I no'lu seriden Q_1 , II no'lu seriden Q_{10} elenmek zorundadır. Eęer k ikiye (2) eşit olursa, r_2 hesabı için eşlenecek eleman sayısı da sekiz (8) olacaktır.

$Q_2 \leftrightarrow Q_1, Q_3 \leftrightarrow Q_2, \dots, Q_{10} \leftrightarrow Q_9$ ile eşlenerek (2.4) denkleminde yerine konularak r_1 deęeri nümerik olarak hesaplanır.



Şekil 2.2 k=1 için Oto korelasyon işleminin şematik görünümü

rk hesaplaması için gerekli olan otovaryans fonksiyonu; bir zaman serisinin lineer iç bağımlılık derecesini gösterir. Q_i ve Q_{i+k} arasındaki otovaryans (c_k), aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanır.

$$c_k = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^{N-k} (Q_i - \bar{Q})(Q_{i+k} - \bar{Q}) \quad 0 \leq k < N \quad (2.3)$$

c_k , lag-k (öteleme k) oto varyasyonu olarak adlandırılır. k ise; (Q_i ; Q_{i+k}) çifti arasındaki öteleme zaman uzunluğunu (veya mesafesini) temsil eder. Burada;

$$\bar{Q} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N Q_i \quad (2.3a)$$

eşitliğinden elde edilen örnek ortalaması ve N örnek büyüklüğüdür. k'nın sıfıra (0) eşit olduğu durumda c0 varyans değeridir.

(Q1, Q2, ..., QN, Q1, Q2, ...) şeklindeki kapalı bir seri (circular series) için k'ncı oto korelasyon değeri, (2.3) eşitliğindeki ck'nın c0'a bölünmesi ile elde edilebilir (Salas et al., 1980).

$$r_k = \frac{c_k}{c_0} = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} (q_i - \bar{q})(q_{i+k} - \bar{q})}{\sum_{i=1}^N (q_i - \bar{q})^2} \quad (2.4)$$

Bunun yanında, (Q1, Q2, ..., QN) şeklindeki bir açık seri (open series) için rk;

$$r_k = \frac{\left[\frac{N}{N-k} \right] \sum_{i=1}^{N-k} (q_i - \bar{q}_1)(q_{i+k} - \bar{q}_2)}{\left(\sum_{i=1}^N (q_i - \bar{q}_1)^2 \cdot \sum_{i=1}^N (q_i - \bar{q}_2)^2 \right)^{1/2}} \quad (2.5)$$

eşitliği ile hesaplanır. Buradaki; \bar{q}_1 ve \bar{q}_2 aşağıdaki eşitliklerden elde edilirler;

$$\bar{q}_1 = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} q_i \quad (2.6a)$$

$$\bar{Q}_2 = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} Q_i \quad (2.6b)$$

(2.4) eşitliği (2.5) eşitliğine göre, daha basit hesap teşkili, daha küçük kare hatasına (smaller square error) sahip olması ve her zaman bir pozitif kesin korelasyon matrisi (bir matrisin determinantının pozitif olması) ile sonuçlandırılması nedeniyle uygulamada daha çok tercih edilmektedir (30).

Güvenilirlik sınırlarını belirlemek amacıyla uygulamada iki metot mevcuttur. Bunlardan birincisi, açık seriler için Siddiqui tarafından önerilen metottur (Yevjevich, 1972 ve Srikanthan et al., 1983). Bu metoda göre, (2.4) eşitliğinden hesaplanan lag-1 oto korelasyonu, r_1 'in beklenen değerinden ($E(r_1)$) istatistiksel olarak çok farklı olup olmadığı kontrol edilir. Beklenen değer ve varyans;

$$E(r_1) = -\frac{1}{N} \quad (2.7)$$

$$Var(r_1) = \frac{N^3 - 2N^2 + 2}{N^2(N^2 - 1)} \quad (2.8)$$

olarak hesaplanır. Eğer r_1 , %95 güvenilirlik sınırları arasında ise; eldeki serinin bir rasgele prosesten doğduğu kabul edilir; böylece bağımsızlık hipotezi kabul edilmiş olur.

İkinci metot ise; 1941 yılında Anderson tarafından geliştirilmiştir. Buna göre; bir bağımsız serinin korelogramının güvenilirlik sınırları;

$$r_k(\%95) = \frac{-1 \pm 1,96\sqrt{N-k-1}}{N-k} \quad (2.9)$$

$$r_k(\%99) = \frac{-1 \pm 2,326\sqrt{N-k-1}}{N-k} \quad (2.10)$$

şeklinde verilmiştir (Salas et al., 1980). Bu metot, serinin durağan (stationary), kapalı ve normal değişken olması durumlarında geçerlidir. Serinin durağan olması; serinin istatistiksel karakteristiklerinin zamana bağlı olarak değişmediği varsayımına dayanır. Bu varsayım sıkça kullanılmasına rağmen, aslında gerçekçi bir yaklaşım değildir. Ancak örnek büyüklüğünün otuzdan az olduğu durumlarda, serinin istatistiksel karakteristiklerinde önemli bir değişiklik yaratmadığından kullanılabilir.

Oto korelasyon katsayıları korelogram çizilmesi amacıyla her bir seri için N/4 lag kadar hesaplanır. Burada; N, örnek büyüklüğüdür. Pratikte bir akım serisinde zaman bağımlılık ölçüsü olarak, korelogram yerine r1 değeri alınır. Oto korelasyon testinde, eğer hesaplanmış lag-1 oto korelasyon katsayısı %95 güvenilirlik sınırları içerisinde değil ise, serinin bağımsızlık hipotezi reddedilir.

2.2.2. Medyanı Çaprazlama Testi

1963'te Fisz tarafından ortaya konan bu teste Fisz Testi de denilmektedir. Medyanı çaprazlama testinde, i yılı için pik akım (Q_i); eğer N uzunluğundaki serinin medyan değerinden (Q_{med}) küçükse sıfır (0), büyükse bir (1) değerini alır. Yani;

$$\begin{aligned} Q_i < Q_{med} & , \quad Q_i = 0 \\ Q_i > Q_{med} & , \quad Q_i = 1 \\ i & = 1, N \end{aligned} \quad (2.11)$$

Böylece orijinal seri, sıfır (0) ve birlerin (1) oluşturduğu bir seriye dönüşür. Eğer orijinal seri tamamen sıfırdan (0) sonra birin (1) geldiği veya birden (1) sonra sıfırın (0) geldiği durumlardan oluşuyor ise; toplam veri sayısını temsil eden m değeri yaklaşık olarak normal dağılıma uyar ve bu dağılımın ortalaması ve varyansı aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$ort = \frac{N-1}{2} \quad (2.12)$$

$$var = \frac{N-1}{4} \quad (2.13)$$

(2.11) ifadeleri yardımıyla, elimizdeki bir yıllık pik akım örneği için bulunan m , (2.12) eşitliğinden hesaplanan teorik ortalamadan $\alpha = 0,05$ seviyesinde büyük bir farka sahip olup olmadığı two tailed testi (2.14) ile kontrol edilir.

Bunun için, standart değişken değeri z , aşağıdaki formül ile hesaplanır;

$$z = \frac{m - ort}{\sqrt{var}} \quad (2.14)$$

Hesaplanan z değeri;

$$-1,96 < z < 1,96 \quad (\alpha = 0,05) \quad (2.15)$$

şartını sağladığı takdirde bağımsızlık hipotezi kabul edilir.

2.2.3. Dönüm Noktaları Testi

Kendall ve Stuart tarafından 1968 yılında sunulan bu teste Kendall Testi de denilir. Q_i dönüm noktası şu şekilde tanımlanır.

Herhangi bir i yıllık için yıllık pik akım (Q_i) kendinden bir önceki değerden (Q_{i-1}) ve kendinden bir sonraki değerden (Q_{i+1}) büyük (küçük) ise; bir dönüm noktası olarak tanımlanır ve bir (1) değerini alır. Aksi takdirde, sıfır (0) değerini alır.

$$\begin{aligned}
& Q_{i-1} < Q_i < Q_{i+1} \quad , \quad Q_i = 1 \\
& Q_{i-1} > Q_i < Q_{i+1} \quad , \quad Q_i = 1 \\
& \text{Diğer durumlarda} \quad , \quad Q_i = 0 \\
& i = 2, N-1 \qquad \qquad \qquad (2.16)
\end{aligned}$$

Dönüm noktaları sayısı (p), yaklaşık olarak normal dağılıma uyar ve dağılım,

$$ort = \frac{2}{3}(N - 2) \qquad \qquad \qquad (2.17)$$

$$var = \frac{16N - 29}{90} \qquad \qquad \qquad (2.18)$$

şeklinde ifade edilir. (2.14) ve (2.15) eşitliklerinde m yerine p alınarak yapılan analizler sonucunda gereken şartları sağladığı durumda, p değerinin (2.17) eşitliği ile hesaplanan teorik ortalamadan istatistiki olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve bağımsızlık hipotezi kabul edilir.

2.2.4. Sıra Farklılık Testi

1968 yılında Meacham tarafından sunulan bu test Meacham Testi olarak da adlandırılır. Bu testte, orijinal seriyi tamsayıların permütasyonuna

(1, 2, ..., N) dönüştürmek için akım değerleri (Qi) kendi rölatif sınırları (Ri) ile yer değiştirirler. Bunun için eldeki orijinal serinin elemanlarının yerini değiştirmeden, en küçük akım miktarına bir (1), sonraki en küçük akım miktarına iki (2) ve serideki en büyük akım miktarına da N değeri verilerek, orijinal seri, bir (1) ile N arası rölatif sıra (rank) değerlerine transform edilir. İstatistiki bir değer olan U aşağıdaki formülden elde edilir;

$$U = \sum_{i=2}^N |R_i - R_{i-1}| \quad (2.19)$$

U transform edilmiş bir seride ardışık elemanlar arasındaki mutlak sıra farklılıklarının toplamıdır ve yaklaşık olarak normal dağılıma uyduğu kabul edilir. Ortalama ve varyans;

$$ort = \frac{1}{3}(N+1)(N-1) \quad (2.20)$$

$$var = \frac{1}{90}(N-2)(N+1)(4N-7) \quad (2.21)$$

şeklinde ifade edilir. (2.14) ve (2.15) ifadelerinde m yerine U alınarak yapılan analizler sonucunda gereken şartları sağladığı durumda, U değerinin (2.20) ile hesaplanan teorik ortalamadan istatistiki olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve bağımsızlık hipotezi kabul edilir.

2.2.5. Spearman Sıralı Seri Korelasyon Katsayısı Testi

1904 yılında Spearman tarafından sunulan nonparametrik bir testtir. Bu teste göre; $i = 1, 2, \dots, N-1$ (xi serisi) ve $i = 2, 3, \dots, N$ (yi serisi) olmak üzere iki seriye ayrılır. Sıra farklılıkları testinde olduğu gibi, seriler 1 ile N arasında rölatif sıra değerlerine transform edilirler. Dolayısıyla, seride en küçük değere sahip akım bir (1), en yüksek değere sahip akım ise N değerini alır. Ancak, seride aynı değere sahip akımlar bulunduğu (bağ-tie varlığı) taktirde sıra değerleri verilirken aynı değere sahip akımlara bir ortalama sıra sayısı verilir. Ortalama sıra değerleri tam sayı oldukları gibi, tamsayı olmayan değerler de alabilirler.

R_i ve S_i değerleri x ve y serilerindeki her bir elemanın sıra sayıları olsun. Sıralı seri korelasyon katsayısı, sıraların korelasyon katsayısı olarak tanımlanır.

Yani;

$$r_s = \frac{\sum_i (R_i - \bar{R})(S_i - \bar{S})}{\sqrt{\sum_i (R_i - \bar{R})^2} \cdot \sqrt{\sum_i (S_i - \bar{S})^2}} \quad (2.22)$$

r_s 'nin sıfır (0) olmayan değerlerinin önemliliği, aşağıdaki eşitlik hesabı ile kontrol edilir.

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \quad (2.23)$$

Eşitlikteki t değeri yaklaşık olarak (N-2) bağımsızlık derecesi ile Student-t dağılım gösterir. Bu yaklaşım x ve y'lerin orijinal dağılımına bağlı değildir. Genellikle aynı ve oldukça iyi bir yaklaşım verir.

r_s 'nin diğer bir nonparametrik korelasyon değeri ile ilişkili olduğu ortaya çıkmaktadır. Sıraların toplam kare farklılığı olarak adlandırılan bu katsayı;

$$D = \sum_{i=1}^N (R_i - S_i)^2 \quad (2.24)$$

ifadesi ile hesaplanır. Eğer verilerde herhangi bir aynı değere sahip akım yok ise, D ile r_s arasındaki ilişki şöyledir;

$$r_s = 1 - \frac{6D}{N^3 - N} \quad (2.25)$$

Eğer seride aynı değere sahip x ve y'ler mevcut ise (tie-bağ varlığı) (2.25)'te gösterilen ilişki farklı bir şekil alır. f_k , R_i 'ler arasındaki aynı değere sahip akımların k'nci grubundaki bağların sayısı; aynı şekilde g_m , S_i 'ler arasındaki aynı değere sahip verilerin m'inci grubundaki bağların sayısı olursa;

$$r_s = \frac{1 - \frac{6}{N^3 N} \cdot \left[D + \frac{1}{12} \sum_k (f_k^3 - f_k) + \frac{1}{12} \sum_m (g_m^3 - g_m) \right]}{\left[1 - \frac{\sum (f_k^3 - f_k)}{N^3 - N} \right]^{1/2} \cdot \left[1 - \frac{\sum (g_m^3 - g_m)}{N^3 - N} \right]^{1/2}} \quad (2.26)$$

ifadesine eşit olur. Tüm f_k ve g_m değerlerinin bire (1) eşit olması, seride bağı olmadığı anlamına gelir. (2.23)'de verilen ve r_s 'nin sıfıra (0) eşit olmayan değerleri için kullanılan t testinin yanı sıra; direkt olarak D değerini kontrol etmek de mümkündür. Bağımlı olmayan veri gruplarının sıfır (0) hipotezinde (null hypothesis) D'nin beklenen değeri;

$$\bar{D} = \frac{1}{6} (N^3 - N) - \frac{1}{12} \sum (f_k^3 - f_k) - \frac{1}{12} \sum (g_m^3 - g_m) \quad (2.27)$$

ve varyansı;

$$\text{var}(D) = \frac{(N-1) \cdot N^2 \cdot (N+1)^2}{36} \cdot \left[1 - \frac{\sum_k (f_k^3 - f_k)}{N^3 - N} \right] \cdot \left[1 - \frac{\sum_m (g_m^3 - g_m)}{N^3 - N} \right] \quad (2.28)$$

olarak hesaplanır ve yaklaşık olarak normal dağıldığı kabul edilir.

2.3. Olasılık Dağılımları

$F(-\infty) = 0$ dan $F(+\infty) = 1$ e doğru sürekli artan herhangi bir $F(\chi)$ fonksiyonu bir eklenik (birikimli) dağılım fonksiyonu (BDF) ve bunun türevi olan $f(\chi)$ de bir olasılık yoğunluk fonksiyonu (OYF) olmaya aadydır. Bazı fonksiyonların pratikte birçok rasgele değişkenin dağılımlarını iyi ifade ettikleri görülmektedir. Burada amaç rasgele değişkenler için fonksiyonlardan en uygun olanını seçip kullanmaktır. Bahsedilen fonksiyonların dağılımlarının analitik ifadeleri bilindiğinden ve çoğunun değerleri tablolaştırılmış olduğundan kullanımları kolaydır. Herhangi bir $f(x; \alpha; \beta)$ OYF'nin α ve β ile gösterilmiş parametreleri mevcuttur. Parametreler rasgele değişkene göre değişir. Problemin dağılım fonksiyonu seçildikten sonra eldeki örneğin değerleri eşliğinde parametre tahmini yapılır ve bu sayede fonksiyon tamamıyla belirlenir. Burada en önemlisi seçilecek fonksiyonun hangisi olduğudur. Çok kesin kurallar olmamakla birlikte fonksiyonun özelliklerine ve istatistik bilgisine ihtiyaç duyulur. Karar verirken mukayese edilecekler eldeki örnekten belirlenecek histogram ile seçilen OYF'dir(31).

2.3.1. Parametre Tahminlerinin Özellikleri

Rastgele değişkenin toplumunun bir parametresi için eldeki bir örnekten tahmin edilen değer (istatistik) de bir rastgele değişken karakterindedir. Aynı toplumdaki çekilmiş, aynı büyüklükte başka örnekler

elimizde olsa bunlardan aynı parametre için hesaplayacağımız istatistik değerleri de az çok farklı olurdu. Parametreleri tahmin ederken kullanılan yöntem varılan sonuçları etkileyeceği için bu yöntemin uygun şekilde seçilmesi önem taşır.

Parametre tahmin yönteminin seçilmesinde aranan bir özellik elde edilecek tahminin tarafsız olmasıdır. Toplumun α parametresinin α tahmininin beklenen değeri (yani birçok örnekten hesaplanacak istatistik değerlerin ortalaması) α 'ya eşitse bu yansız bir tahmin olup \bar{a} sembolü ile gösterilir.

$$E(\bar{a}) = \alpha$$

Parametrelerin tahmininde aranan diğer bir özellik de tahmin edilen değerlerin örnekten örneğe az değişmesi, yani örnekleme varyansının küçük olmasıdır. Örnekleme varyansı en küçük olan tahmine etkin tahmin denir. Bir çok hallerde yanzıs tahminler etkin olamazlar.

2.3.2. Dağılımların Parametreleri

Bir rastgele değişkenin herhangi bir gözlem sırasında alacağı değerlerin önceden bilinemeyeceğini, fakat dağılım fonksiyonunun bu değişkenin davranışı ile ilgili bütün bilgileri kapsar. Bazı durumlarda dağılım

fonksiyonunun vereceği bilgilerin tümünün bilinmesi gerekmez. Ya da bu bilgileri elde etmek mümkün olmayabilir. Bu durumda rastgele değişkenin davranışının başlıca özelliklerini birkaç sayı yardımı ile özetlemek hidrolojik problemlerde yeterli olabilir. Değişkenin dağılım fonksiyonunun belli özelliklerini yansıtan bu sayılara, dağılımın parametreleri denir. Parametrelerin eldeki verilerden tahmin edilmesi ve kullanılması dağılım fonksiyonunun tahmin edilip kullanılmasına göre çok daha kolay olur. Bu nedenle yaklaşık da olsa çabuk cevapların elde edilmesi gereken mühendislik problemlerinde parametreleri kullanmak gerekir (26).

Parametreler dağılım şu gibi özelliklerini belirtirler:

1. Dağılımın merkezini, yani rastgele değişkenin çeşitli gözlemlerde alabileceği değerlerin çevresinde kümelendiği değerleri,
2. Çeşitli gözlemlerde rastgele değişkenin alacağı değerlerin bu merkez çevresindeki yayılmasının büyüklüğünü,
3. Dağılımın çarpıklığını,
4. Dağılımın sivriliğini.

Bir rastgele değişkenin dağılımının, bu gibi özelliklerinden herhangi birinin ölçüsü olan bir parametreyi çeşitli şekillerde tanımlamak mümkündür.

Genel olarak dağılıma ait yoğunluk fonksiyonun artması ile örnek seriyeye daha güzel uyum gösterdiği görülmüştür.

2.3.3. Frekans Analizi

Rastgele deęişkenin olasılık daęılım fonksiyonu ve bu fonksiyonun parametreleri elimizdeki sınırlı büyüklükteki örneęe bakılarak tahmin edilmesini gerektirdięinden, örneęin en iyi şekilde analiz edilmesi gerekir. Olasılık daęılımının daörneęin analiziyle bulunan frekans daęılımına eřit olduęu kabul edilir.

Frekans analizi kesikli deęişkenlerin frekans analizi ve süreklilik deęişkenlerin frekans analizi olarak ikiye ayrılır.

Rastgele deęişkenin deęişme bölgesinin sınıf aralıęı m olmak üzere, i inci sınıf aralıęına düşen gözlem sayısı n_i ise bu sınıf aralıęının frekansı formül 2.29'da verilmiştir.

(2.29)

$f(i)$ deęerlerinin i . sınıf aralıęına işaretlenmesiyle bir basamaklı çizgi edilir. Frekans histogramı oluşturulması bu şekildedir (31).

Frekans analizinde sınıf aralıęı sayısı önemlidir. Sınıf aralıęı sayısını belirlemek için aşıağıdaki eşitlikler kullanılır. Burada N toplam gözlem sayısını, m ise sınıf aralıęı sayısını verir.

$$m \cong 1 + 3,3 \cdot \log_{10} N \quad (2.30)$$

$$2^m \geq N \quad (2.31)$$

Eklenik frekans için de Gringorten yöntemi hesaplarda sıkça kullanılan yöntemdir. Olasılık yoğunluk fonksiyonlarının integrasyon yöntemiyle hesaplanan değerleri Gringorten yöntemiyle bulunan örneğin değerleriyle kıyaslanır. Formülde m sınıf sayısını, n ise toplam gözlem sayısını vermektedir.

$$P = \frac{m - 0.44}{n + 0.12} \quad (2.32)$$

2.3.4. Normal Dağılım

Uygulamada görülen rastgele değişkenlerin çoğu normal dağılıma uyar. Bu dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu

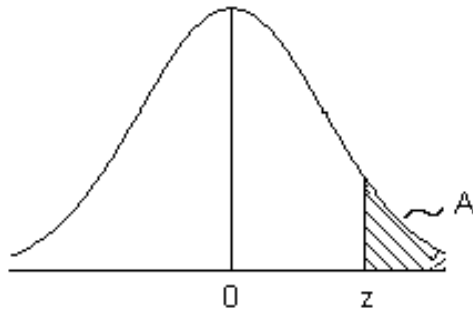
$$f(x) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - \mu_x)^2}{2\sigma_x^2} \right] \quad (2.33)$$

şeklinde hesaplanır. Bu dağılımın parametreleri, rastgele değişkenin ortalaması (μ_x) ve standart sapması (σ_x) olarak ifade edilir. Normal dağılım simetriktir. Çarpıklık katsayısı sıfır olup kurtosis katsayısı 3'e eşittir.

Normal dağılımın $F(x)$ fonksiyonu analitik olarak ifade edilemez, integrasyon yoluyla hesaplanır. Günümüzde yeterli bilgisayar programlarıyla sözkonusu integral rahatlıkla alınabilir. Metodun daha net anlaşılması bakımından ve elle çözüm için bir tablo geliştirilmiştir. Rastgele değişkenin boyutsuz olan ve ortalaması 0 ve standart sapması 1'e eşit olan standart değişkene döndürülmesi gerekir.

$$Z = \frac{X - \mu_x}{\sigma_x} \quad (2.34)$$

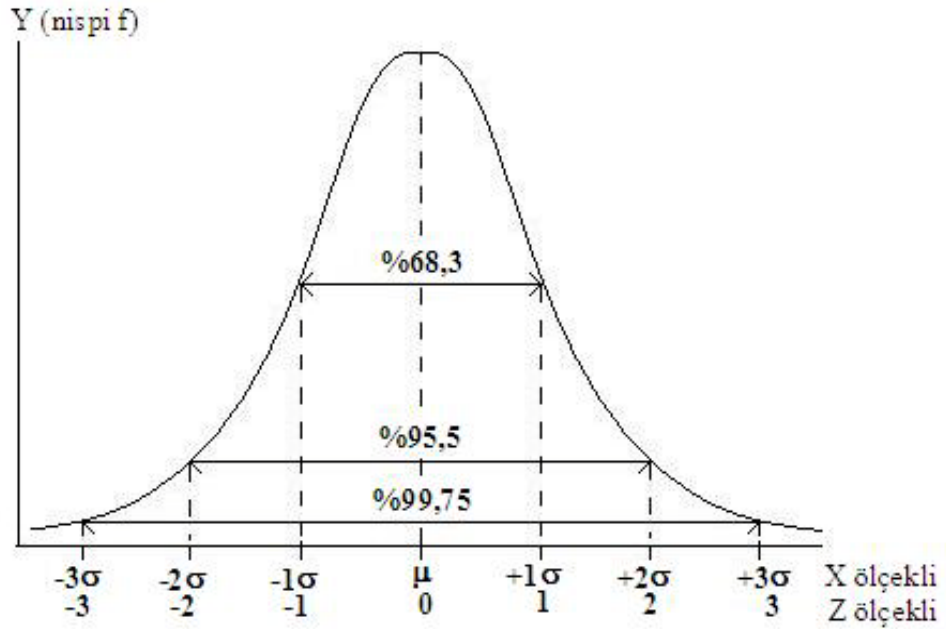
$$A = \int_z^{\infty} f(X).dx$$



Şekil 2.3 Normal Dağılım eğrisinin altındaki alan

A normal dağılım eğrisi altında kalan alanı göstermektedir ve $f(X)$ 'in kısmi integrali şeklinde ifade edilir. z nin pozitif değerleri için herhangi bir değer z değerinden büyük olması olasılığı ($F1(z)$) dir.

Normal dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu, μ_x ortalaması çevresinde simetrik bir çan eğrisini andırır. Simetrik bir dağılım olduğu için modu ve medyanı μ_x ' e eşittir. Rasgele değişkenin ortalamasının iki tarafında birer, ikişer ve üçer standart sapma genişlikteki aralıkların içinde kalması olasılıkları sırasıyla; 0.683, 0.955, 0.9975 (yaklaşık olarak 1) dir.



Şekil 2.4 Rasgele değişkenin, ortalamasının sağında ve solunda kalma olasılıkları.

Normal dağılımın momentler yöntemiyle hesaplanan parametrelerinin etkin tahminler olduğu söylenebilir. Buna göre eldeki

örnekten hesaplanacak \bar{x} ve S_x değerleri dağılımın μ_x ve σ_x parametrelerinin tahminlerinde kullanılır.

Normal dağılmış bir değişkenin alabileceği değerler $(-\infty, \infty)$ aralığında değişir. Mühendislikte karşılaşılan birçok değişkenin sadece pozitif değer almasının normal dağılım uygulamasını da güçleştirdiği düşünülebilirse de normal dağılımın ortalama etrafında yoğunlaşmış olması ,ortalamadan çok uzak değerler alma olasılığı çok düşük olduğundan pratikte büyük bir sorun yaratmaz. Şekil 2.4 'deki gibi $(\mu -3\sigma, \mu +3\sigma)$ aralığı dışında değer alması olasılığı ihmal edilecek kadar küçüktür.

Bir rastgele değişkenin dağılımı için normal dağılımın kabul edilip edilmeyeceğini anlamak için önce eklenik frekans dağılımı normal dağılım olasılık kağıdına çizilir, dağılımın doğru bir çizgiye yakın olması halinde normal dağılımdır denilebilir. Grafik kontrolün yanında çeşitli testlerinde uygulanması gerekir. Bunlardan birisi C_{sx} çarpıklık katsayısının 0 a yeterli derecede yakın olması, (mutlak değerinin 0.10 u geçmemesi) bir diğer testte kurtosis katsayısının 3 e yakın olması (2.5 ile 3.5 arasında) dır.

2.3.5. Lognormal Dağılım

X rasgele değişkenine $Y=\ln X$ logaritmik dönüşümü uygulanırsa, dönüşen Y değişkeni normal dağılıma sahipse X'in dağılımına lognormal

dağılım denir. X'in olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma_Y\sqrt{2\Pi}} \exp\left[-\frac{(\ln x - \mu_Y)^2}{2\sigma_Y^2}\right] \quad x \geq 0 \quad (2.35)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Lognormal dağılımın parametreleri μ_Y ve σ_Y dir ve bu momentlerin eldesi aşağıdaki denklemlerdir.

$$\mu_Y = \ln \left[\frac{\mu_X}{\left(\frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2} + 1\right)^{1/2}} \right] \quad (2.36)$$

$$\sigma_Y = \left[\ln \left(\frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2} + 1 \right) \right]^{1/2} \quad (2.37)$$

Burada μ_x ve σ_x normal dağılımın parametreleri olup μ_Y ve σ_Y değerlerini bulmamıza yararlar. Dikkat edilecek bir diğer noktada x'in sadece pozitif değerler alabileceğidir. Zaten negatif bir büyüklüğün logaritması tanımsızdır. Dağılım pozitif çarpık dağılımdır ve çarpıklık katsayısı σ_Y ile artar.

Lognormal dağılımda X sadece pozitif değerler alabilir, zira sadece pozitif büyüklüklerin logaritması tasarlanmıştır. Bu dağılım pozitif çarpık bir dağılım olup çarpıklık katsayısı σ_Y ile artar.

$$C_{sx} = \left(e^{\sigma_r^2} - 1\right)^{3/2} + 3\left(e^{\sigma_r^2} - 1\right)^{1/2} \quad (2.38)$$

Logaritmik dağılımda dağılımın çarpıklığı pozitiftir ve rastgele değişken negatif değer almaz. Bundan dolayıdırki bu dağılım inşaat mühendisliğinde, hidrolojik değişkenlerde, bunun gibi pratikte karşılaşılan değişkenlerde uygulama alanı geniştir.

Logartimik dağılım kullanımında iki yöntem vardır. Bunlardan birincisi x değerlerine $Y=\ln x$ logaritmik dönüşümü uygulanıp bulunan Y değerlerinin μ_Y ve σ_Y momentleri bulunur. İkinci yöntem ise μ_x ve σ_x bulunur ve daha sonra formül 2.36 ve 2.37 'den μ_Y ve σ_Y hesaplanır. Bu iki yöntemin ne denli uygun olduğunu, örneğin analiziyle rastgele değişkenin olasılık dağılımının tahmininin bu iki yöntem üzerindeki sonuçlarını görerek mümkün olabilir.

2.3.6. Gamma Dağılımı

Gamma dağılımın, lognormal dağılım gibi sadece değişkenin pozitif değerleriyle tanımlı ve pozitif çarpık bir dağılım olması, pratikte sıkça kullanılan bir dağılım olmasına olanak sağlar.

$$g(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \cdot e^{-x} \quad x \geq 0 \quad (2.39)$$

Tek parametrelili dağılımda α biçim parametresi olup gamma dağılımının şeklini veren parametredir. Gamma fonksiyonu $\alpha > 0$ olması koşuluyla

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx \quad (2.40)$$

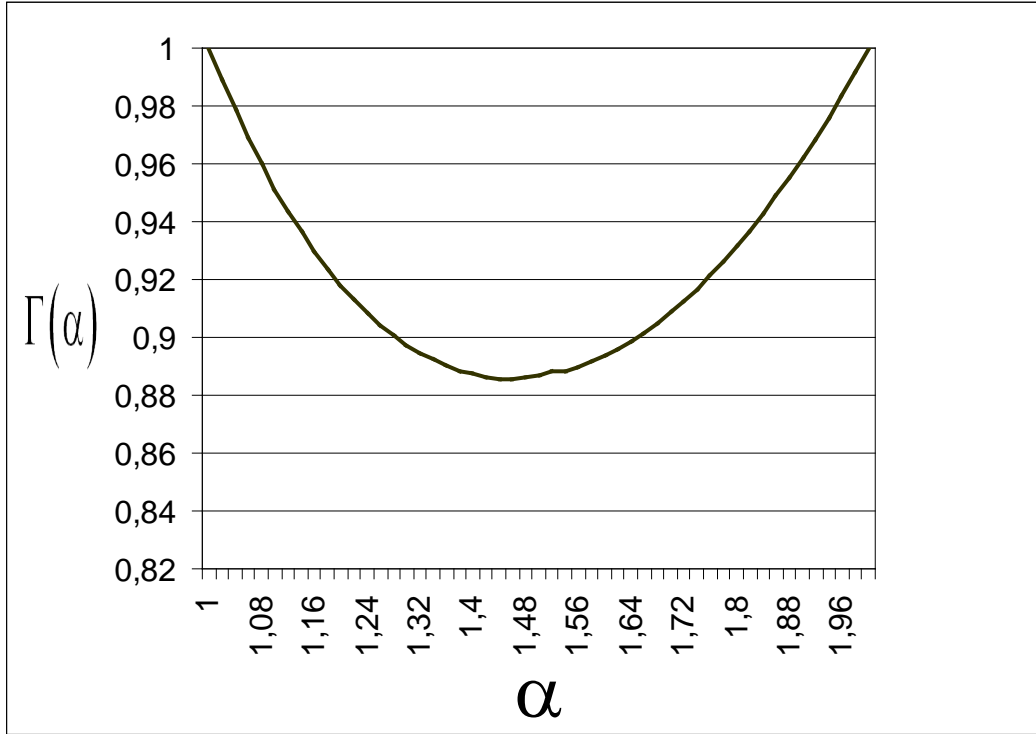
şeklinde tanımlanır. α değerine karşılık gelen gamma fonksiyonu Çizelge 2.2 den bulunur.

Çizelge 2.2 α değerlerine karşılık verilen gamma fonksiyonu değerleri

α	$\Gamma(\alpha)$	α	$\Gamma(\alpha)$	α	$\Gamma(\alpha)$	α	$\Gamma(\alpha)$	α	$\Gamma(\alpha)$
1	1	1,2	0,918169	1,4	0,887264	1,6	0,893515	1,8	0,931384
1,02	0,988844	1,22	0,913106	1,42	0,886356	1,62	0,895924	1,82	0,936845
1,04	0,978438	1,24	0,908521	1,44	0,885805	1,64	0,898642	1,84	0,942612
1,06	0,968744	1,26	0,904397	1,46	0,885604	1,66	0,901668	1,86	0,948687
1,08	0,959725	1,28	0,900718	1,48	0,886227	1,68	0,905001	1,88	0,955071
1,1	0,951351	1,3	0,897471	1,5	0,887039	1,7	0,908639	1,9	0,961766
1,12	0,94359	1,32	0,89464	1,52	0,888039	1,72	0,912581	1,92	0,968099
1,14	0,936416	1,34	0,892216	1,54	0,888178	1,74	0,916826	1,94	0,976099

1,16	0,929803	1,36	0,890185	1,56	0,889639	1,76	0,921375	1,96	0,983743
1,18	0,923728	1,38	0,888537	1,58	0,89142	1,78	0,926227	1,98	0,991708
1,2	0,918169	1,4	0,887264	1,6	0,893515	1,8	0,931384	2	1

Şekil 2.5 Gamma fonksiyonunun α değeriyle değişimi

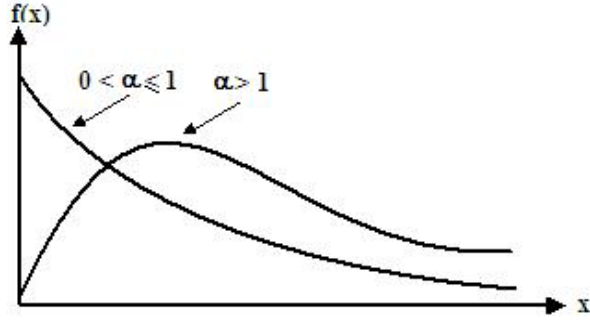


Tek parametrelı gamma dađılımlarının momentleri

$$E(X) = \text{Var}(X) = \alpha, \quad C_{sX} = \frac{2}{\sqrt{\alpha}} \quad (2.41)$$

şeklinde verilmiştir.

Tek parametrelili gamma dağılımının tek parametrelili olmasının bu dağılımın gözlenmiş frekans dağılımına uydurulmasında yetersiz kalması nedeniyle iki ve üç parametrelili gamma dağılımı kullanılır.



Şekil 2.6. α biçim parametresinin gamma fonksiyon değeriyle değişimi.

Tek parametrelili gamma dağılımında x yerine $\beta > 0$ koşuluyla x/β koyulursa iki parametrelili gamma dağılımı elde edilir.

$$g(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \cdot e^{-x/\beta} \quad x \geq 0, \quad (2.42)$$

İki parametrelili gamma dağılımında α şekil parametresi ($\alpha > 0$), β ise ölçek parametresi dir. ($\beta > 0$)

Bu dağılımın momentleri ve çarpıklık katsayıları ise:

$$E(X) = \alpha\beta \quad \text{Var}(X) = \alpha\beta^2 \quad C_{sX} = \frac{2}{\sqrt{\alpha}} \quad (2.43)$$

eşitlikleriyle verilmiştir.

Tek parametreliden üç parametrelili dağılıma geçiş içinse x yerine $(x - x_0/\beta)$ koyulursa üç parametrelili gamma dağılımı elde edilir.

$$x \geq x_0 \quad (2.44)$$

Üç parametrelili gamma dağılımının momentleri ve çarpıklık katsayısı;

$$E(X) = x_0 + \alpha\beta \quad \text{Var}(X) = \alpha\beta^2 \quad C_{sX} = \frac{2}{\sqrt{\alpha}} \quad (2.45)$$

eşitlikleriyle bulunur.

Gamma dağılımının parametreleri ya maksimum olabilirlik yöntemiyle ya da momentler yöntemiyle bulunabilir. Momentler yöntemiyle hesaplamalarda eldeki $E(X)$ ve $\text{Var}(X)$ momentleri kullanılır. Bunlar yardımıyla α , β ve eğer üç parametreliliyse x_0 parametresi bulunur. Thom'un (1966) maksimum olasılık çözümleri optimum α ve β tahmininde kullanılır.

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{4A} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right) \quad (2.46)$$

$$\beta = \frac{\bar{x}}{\hat{\alpha}} \quad (2.47)$$

$$A = \ln(\bar{x}) - \frac{\sum \ln(x)}{n} \quad (2.48)$$

Hesaplamalarda önce A sonra α ve sonrada β hesaplanır. n, yağış gözlemlerinin sayısıdır. Bu parametreler herhangi bir istasyonda verilmiş olan gözlenen yağışın eklenik olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak amacıyla da kullanılır.

$$G(x) = \int_0^x g(x)dx = \frac{1}{\hat{\beta}^{\hat{\alpha}} \Gamma(\hat{\alpha})} \int_0^x x^{\hat{\alpha}-1} e^{-x/\hat{\beta}} dx \quad (2.49)$$

2.3.7. Gumbel Dağılımı

Eğer elde m tane maksimum gözlem değerinden oluşan n kadar seri varsa, hem seri adedi n, hem de gözlem sayısı m arttıkça teorik olarak rasgele değişkenin Gumbel dağılımına uyduğu görülmektedir (32).

Gumbel dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-u}{\alpha} - \exp\left(-\frac{x-u}{\alpha}\right)\right] \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (2.50)$$

olarak tanımlanırken, eklenik olasılık fonksiyonu da aşağıdaki eşitlik ile gösterilebilir;

$$F(x) = \exp\{-\exp[-\alpha(x - \beta)]\} \quad (2.51)$$

(2.50) ve (2.51) eşitliklerindeki

$$x = \beta + \left\{ \frac{-\ln\left[-\ln\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right]}{\alpha} \right\}$$

'dir. α ve β 'nin ölçek ve yer

parametreleridir.

2.4. Parametre Tahmin Yöntemleri

2.4.1. Momentler Yöntemi

Başlıca tahmin yöntemlerinden birisi olan momentler yöntemi, rasgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunun çeşitli parametreleriyle merkezel istatistik momentler arasındaki ilişkiye dayanmaktadır.

Buna göre, i. dereceden istatistik moment;

$$\mu_i = \int_{-\infty}^{\infty} x^i f(x) dx \quad (2.52)$$

eşitliği ile hesaplanır. $i=1$ olduğu durumda, $x = \mu_1$ noktasına göre alınan momente merkezel istatistik moment adı verilir ve (2.53) denklemi ile hesap edilir.

$$\mu_i = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_1)^i f(x) dx \quad (2.53)$$

Birinci dereceden istatistik moment, aritmetik ortalamayı verir; yani, rasgele deęişkene ait merkezsels deęeri gösterir. Deęişkenin daęılımının merkezini, yani; çeşitli gözlemlerle gözlenen deęerlerin çevresinde daęılacağı yeri gösterir.

$$\mu_x = \int_a^b x \cdot f(x) dx \quad (2.54)$$

(2.54) eşitlięi ortalamayı verir. Formüldeki a alt sınır ve b üst sınır deęerlerini temsil eder. Ortalama; bir rasgele deęişkenin merkez deęerini göstermekle birlikte bu deęer çevresindeki yayılmanın büyüklüęü hakkında bir bilgi vermez.

İkinci dereceden merkezsels moment deęeri olan varyans rasgele deęişkenin aldığı deęerlerin ortalama deęer etrafında yayılmasının büyüklüęünü gösterir. Varyans;

$$Var(x) = \sigma^2 = \int_a^b (x - \mu_x)^2 \cdot f(x) dx \quad (2.55)$$

denklemiyle hesaplanır. Bununla birlikte, varyansın karekökü olan standart sapma (S) daęılımın yayılımını ifade etmek için en çok kullanılan parametredir. Bunun sebebi ise; rasgele deęişkenin olasılık daęılımının merkez etrafında simetrik olması halinde tek sayılı merkez momentlerin sıfıra (0) eşit olmasıdır.

Üçüncü mertebeden merkezsiz moment çarpıklığın iyi bir ölçüsüdür.

Çarpıklık katsayısı;

$$G = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3} \quad (2.56)$$

Hidrolojide karşılaşılan rasgele değişkenlerin dağılımları genellikle çarpık olduğundan çarpıklık katsayısı önemli bir parametredir. Çarpıklık katsayısının pozitif (+) olması dağılımın sağa doğru, negatif (-) olması dağılımın sola doğru bir kuyruğu olduğunu gösterir. Katsayının sıfıra (0) eşit olması, olasılık yoğunluk fonksiyonunun simetrik olduğunu gösterir.

Olasılık yoğunluk fonksiyonunun tepesinin düz veya sivri oluşunu belirlemek için dördüncü mertebeden moment olan Kurtosis katsayısı kullanılır.

$$K = \frac{\mu_4}{\sigma_x^4} \quad (2.57)$$

(2.57) eşitliği ile hesaplanan Kurtosis katsayısının değeri büyüdükçe dağılımın sivriliği artar. Bu değer normal dağılımın sivriliğine göre ölçülür.

Yukarıda belirtilen istatistik momentlerin toplumdaki gerçek değerleri tam olarak bilinemez. Bu nedenle, örnekten bu değerlere göre sadece en iyi yaklaşımlar yapılabilir, yani; istatistiksel karakteristikler örnekten hesaplanır. Bu formüller aşağıda toplu olarak verilmiştir.

$$\text{Ortalama : } \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \quad (2.58)$$

$$\text{Varyans : } S_x^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N - 1} \quad (2.59)$$

$$\text{Çarpıklık katsayısı : } C_s = \frac{m_x^3}{S_x^3} \quad (2.60)$$

$$\left(m_x^3 = \frac{N \cdot \sum (x - \bar{x})^3}{(N - 2) \cdot (N - 1)} \right) \quad (2.61)$$

$$\text{Kurtosis katsayısı : } C_{sx} = \frac{m_x^4}{S_x^4} \quad (2.62)$$

$$\left(m_x^4 = \frac{N^2 \cdot \sum_{i=1}^N (x - \bar{x})^4}{(N - 3) \cdot (N - 2) \cdot (N - 1)} \right) \quad (2.63)$$

Yukarıdaki formüller iki parametrelili dağılımlar için geçerlidir. Eğer dağılıma ait parametre sayısı üç (3) ise; (2.57), (2.58), (2.59), (2.61) eşitliklerinin sol taraflarının integralleri alınarak sağ taraflarındaki örnek seriden elde edilen tarafsız tahminlere eşitlenip parametreler bulunur (Benjamin ve Cornell, 1970). Momentler yöntemi genellikle etkin tahminler vermesi ve kolay uygulanabilirliğinden dolayı çok kullanılan bir yöntemdir.

2.4.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Bu metot, elde bulunan gözlenmiş serinin, muhtemel benzeri örnek serilere olasılığının büyük olması temel düşüncesine dayanmaktadır. Başka bir ifade ile; orijinal serinin gerçekten gözlenmiş değerlerinden meydana gelmesinden dolayı, bu seriye benzer ve birbirinden bağımsız örnek serilere göre, ihtimali daha büyüktür (33).

Bunu bir örnek ile açıklamak gerekirse; farz edelim ki; elimizde n adet (x_1, x_2, \dots, x_n) rasgele gözlem değeri bulunmaktadır. Bunların ortak dağılımı, $f_x(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ 'dir. Her bir olay birbirinden bağımsız olduğu için bu dağılım $f_x(x_1; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m), f_x(x_2; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m), \dots, f_x(x_n; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ şeklinde yazılabilir. Bu son ifade; toplumdaki elde edilen belirli rasgele örneğin ihtimali ile orantılıdır ve olabilirlik fonksiyonu olarak adlandırılır.

$$L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = (OF) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) \quad (2.64)$$

Burada “m” parametresi bilinmemektedir. Elde bulunan belirli örneğin olabilirliğini maksimum yapan “m” parametresinin değerleri, maksimum olabilirlik estimatörleri olarak bilinen $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ 'den belirlenir.

Böylelikle parametre tahmin prosedürü olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ değerlerini bulma durumuna dönüşür. Bu da

$L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ 'nin her bir θ 'ya göre kısmi türevinin alınıp sıfıra (0) eşitlenmesi ile bilinmeyen “m” bilinmeyen parametresi çözülebilir.

Olabilirlik fonksiyonu ile logaritmik olabilirlik fonksiyonunun maksimum değerleri daima aynı değişkenlerden oluşurlar. Olabilirlik fonksiyonuna göre türevin alınması daha kolay olduğundan logaritmik olabilirlik fonksiyonunun türevinin alınması diğerine göre tercih edilir.

Bunun yanında, birçok olasılık dağılımları üssel fonksiyonlar gerektirdiğinden, olabilirlik fonksiyonunun doğal logaritmik değerlerini maksimum yapmak birçok defa kolay olabilir. Çünkü logaritmik fonksiyon monotoniktir ve yukarıda belirtildiği gibi, olabilirlik fonksiyonunun logaritmik formunu maksimum yapan θ değerleri aynı zamanda olabilirlik fonksiyonunu da maksimum yapar.

Momentler metodu ile maksimum olabilirlik metodu parametre tahminlerinde her zaman aynı sonucu vermezler. Maksimum olabilirlik metodu genellikle momentler metoduna göre daha çok tercih edilir.

Ancak, bazen maksimum olabilirlik estimatörlerinin bulunmaları sadece iteratif sayısal çözümler gerektirdiğinden, bunların çözümleri oldukça karışık ve momentler metodunun daha kolay olmasından dolayı ön plana çıkmaktadır.

Diğer yandan momentler yönteminin bir inceliği ise; moment kollarının uzun olduğu yerlerde, eğer dağılımın kuyruğunda data hataları mevcutsa, diğer yöntemlere göre çoğunlukla daha etkili olmasıdır (Chow, 1954). Sonuç olarak, maksimum olabilirlik estimatörlerinin büyük örnekler için asimptotik karakterde olduğu ve küçük örnekler için daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür (34).

2.4.3. L Momentler Yöntemi

Olasılık ağırlık momentleri bir dağılımı belirleyebildikleri halde kendi başlarına diğer momentler gibi bir anlam taşımamaktadırlar. Bunun yanında, momentler yöntemi, çoğu hesap makinelerinde, istatistik yazılım paketlerinde ve konu ile ilgili literatürde kolayca bulunduğu halde hala geniş bir kullanım

alanına sahiptir. Fakat, Hosking (1986, 1990) momentler yöntemine göre daha basit ve çekici bir yöntem olan L momentler yöntemini tasarlamıştır .

L momentler yönteminin yapısı momentler yöntemine benzerdir ve istatistiklerin lineer kombinasyonları ile hesaplanırlar. Bunun yanında, L momentleri olasılık ağırlık momentlerinin lineer kombinasyonları olarak da ifade edilebilirler. Bununla birlikte L momentlerin, doğrudan olasılık dağılımlarının şekillerinin yorumlanmasına elverişli olduğundan ve tüm örnek büyüklükleri dağılımlar için hemen hemen tarafsız olmasından dolayı daha kullanışlıdır (35).

L momentler ve olasılık ağırlıklı momentler, teorik olasılık dağılımları ve gözlenmiş örnekleri özetlemeleri bakımından sıradan momentlere benzemektedirler. Sıradan momentlere benzer olarak; L momentleri parametre tahmini ve hipotez testi için de kullanılabilir. Teori ve uygulama açısından sıradan momentlere paralellik göstermelerine rağmen, gözlemlerin lineer kombinasyonları oldukları için, sıradan momentlere göre daha az taraflılığa neden olur. Bunun nedeni, varyans ve çarpıklık katsayısı gibi sıradan moment tahminlerinin ortalamadan uzak gözlemlere daha büyük ağırlık vermesine yol açan, karelerinin ve küplerinin alınmasıdır (12).

L momentlerin tanımlanmasındaki en basit yaklaşım olasılık ağırlıklı momentler cinsinden yorumlanmasıdır. Çünkü; L momentleri olasılık ağırlıklı

momentlerin lineer fonksiyonlarıdır. Buna göre, olasılık ağırlıklı momentler aşağıdaki gibi tanımlanabilir;

$$\beta_r = E\{X[F_x(x)]\} \quad (2.65)$$

Burada; $F_x(x) = X$ 'in eklenik dağılım fonksiyonudur ve $r = 0$ olduğunda, β_0 ortalamaya eşit olur. Böylelikle, b_0 terimli ilk olasılık ağırlık momentinin örnek tahmini, ortalamaya eşittir. Tüm yüksek dereceli olasılık ağırlıklı momentler sıralanmış istatistiklerin ($X_n \leq X_{n-1} \leq \dots \leq X_1$) basit lineer kombinasyonlarıdır.

Herhangi bir dağılım için tarafsız örnek tahminleri aşağıdaki denklemler yardımı ile hesaplanır;

$$b_0 = m = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \quad (2.66a)$$

$$b_1 = \sum_{j=1}^{n-1} \left[\frac{(n-1)}{n(n-1)} \right] \quad (2.66b)$$

$$b_2 = \sum_{j=1}^{n-2} \left[\frac{(n-j)(n-j-1)}{n(n-1)(n-2)} \right] \cdot x_j \quad (2.66c)$$

$$b_3 = \sum_{j=1}^{n-3} \left[\frac{(n-j)(n-j-1)(n-j-2)}{n(n-1)(n-2)(n-3)} \right] \cdot x_j \quad (2.60d)$$

Bu denklemlerde x_j ; x_1 'in en büyük, x_n 'in ise en küçük gözlem olduğu sıralanmış akımları temsil etmektedir. (2.66) denklemlerindeki olasılık ağırlıklı momentlerin estimatörleri daha genel olarak;

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n-r} \left(\frac{n-j}{r} \right) \cdot x_j \quad (2.67)$$

şeklinde tanımlanır. Herhangi bir dağılım için ilk dört (4) L momentleri, olasılık ağırlıklı momentlerden aşağıdaki eşitlikler kullanılarak kolayca hesaplanabilir;

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (2.68a)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (2.68b)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (2.68c)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (2.68d)$$

İlk dört (4) tarafsız L momentleri örnek estimatörleri, (2.67) eşitliğindeki bir olasılık ağırlıklı momentin (2.68) denklemlerinde yerlerine konulması ile elde edilir. (2.68a)-(2.68d) denklemleri, şu genel tekrarın özel durumlarıdır;

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r \beta_r (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \left(\frac{r+k}{k} \right) \quad (2.69)$$

Örnekten elde edilen moment oranlarına benzer olarak; (Cv) varyasyon katsayısını, (Cs) çarpıklığı ve (K) kurtosis katsayısını ifade ederse L moment oranları;

$$\text{L varyasyon :} \quad \tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (2.70a)$$

$$\text{L çarpıklık :} \quad \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (2.70b)$$

$$\text{L kurtosis :} \quad \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (2.70c)$$

İlk momenti, λ_1 , μ ortalama akına eşittir. λ_2 , τ_3 ve τ_4 ıasıyla dağılımların ölçeği, çarpıklığı ve kurtosis katsayıları olarak Cs ve K momentleri gibi düşünülebilir (12).

2.5. Uygunluk Testleri

Bir ham data setinin verilen teorik dağılıma uyup uymadığını kontrol etmenin hızlı bir yolu, kümülatif gözleme dayalı dağılımın, teklif edilen teorik dağılıma ait kümülatif yoğunluk fonksiyonu ile uygunluğunun grafik olarak karşılaştırılmasıdır. Eğer iki fonksiyon aşırı sapma göstermezse, teorik dağılımın ham dataya uyduğu kabul edilir.

Gözlenmiş verilerin bir kuramsal olasılık dağılım fonksiyonuna uygunluğunu test etmek için birçok teknik vardır. Bu tekniklerden bazıları Ki-Kare testi, Olabilirlik oran testi ve Kolmogorov-Smirnov testidir. Bu çalışmadaki uygunluk testleri; uygulaması kolay ve parametrik olmayan testlere göre daha üstün olan Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov testleridir.

Uygunluk testi tekniklerinde yapılan ilk temel işlem gözlenmiş verileri sınıflandırmaktır. Sınıflandırmayı yapabilmek için sınıf sayısı ve sınıf aralığı uzunluğuna karar vermek gerekir.

Uygunluk testlerinden birisi olan ve sadece sürekli rasgele değişkenlere tatbik edilebilen Kolmogorov-Smirnov (K-S) testi, belirli bir önem seviyesinde hipotez dağılımın kabulü veya reddinin tespiti için bir istatistik kullanılır.

Diğer bir istatistik test olan Ki-Kare testi ise; hem kesikli hem de sürekli rasgele değişkenlere uygulanabilir ve K-S testinde olduğu gibi kümülatif yoğunluk fonksiyonları yerine, olasılık yoğunluk fonksiyonlarının mukayesesi esasına dayanır. Bununla beraber, özellikle küçük örnekler için, hem K-S testi hem de Ki-Kare testi, gerçekte hipotez yanlışken, doğru kabul etme bakımından güçlü değildir.

2.5.1. Ki-Kare Uygunluk Testi

Bu test, sınıf aralığına düşen ilgilenilen teorik dağılıma göre beklenen gözlem sayısı ile ampirik dağılımdan bulunan gerçek gözlem sayısı arasında bir kıyaslama yapar. Yani testin amacı, n gözlemlili örnek seri histogramı ile sadece n adet eleman için dağılım yoğunluk fonksiyonundan oluşturulan histogramın (beklenen) karşılaştırılmasıdır.

Bu uygunluk testinin amaçları şunlar olabilir:

- 1) Örnek değerlerinin dağılımının belirli bir teorik dağılıma uyma derecesinin saptanması (uygunluk testi)
- 2) İki veya daha fazla nitelik esas alınarak sınıflandırılan veriler değerlendirilerek bu nitelikler arasındaki ilginin derecesinin belirlenmesi (bağımsızlık testi)

Arařtırmacının amacı, örnek deęerlerinde gözlenen ilgi hakkında bir yargıya varmaktır. Odak noktası bireylerin seçilen bazı nitelikleridir. İlginin fonksiyonel formunun doğrusal olması gerekmez. Analiz doğrusal olmayan ilişkilere de uygulanabilir.

Beklenen sayılar için, beklenen rölatif frekans ile toplam gözlem sayısı çarpılır. Daha spesifik olarak, ampirik dağılımla tanımlanan, i . sınıf aralığının sınırları $[I_{i-1}, I_i]$ şeklinde gösterilir ve $f(x)$ de hipotez dağılımının yoğunluk fonksiyonu olarak tanımlanırsa, n büyüklüğündeki bir örneğin, i . sınıf aralığı ile ilişkili teorik frekansı;

$$E_i = n \cdot \int_{I_{i-1}}^{I_i} f(x) dx \quad i=1, 2, \dots, k \quad (2.71)$$

olarak belirlenir. Burada k = ampirik yoğunluk fonksiyonunu oluştururken kullanılan sınıf aralığı sayısıdır. Test istatistięi (teorik dağılımdan beklenen ve gözlenen frekanslar arasındaki sapmanın ölçüsü) ařağıdaki eřitlik ile hesaplanır;

$$X_i^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(Q_i - E_i)^2}{E_i} \quad (2.72)$$

Burada; Q_i gözlenen ve E_i teorik dağılıma göre beklenen i . sınıf aralığındaki gözlem sayısıdır. $n \rightarrow \infty$ iken, X_i^2 asimptotik olarak Ki-Kare testine yaklaşmaktadır. Ki-Kare testinin serbestlik derecesi;

$$d_f = k - p - 1 \quad (2.73)$$

olarak ifade edilir. P teorik dağılımı tanımlamada kullanılmak için orijinal datadan tahmin edilen parametre sayısıdır. $X_{d_f, (1-\alpha)}^2$; (2.73)'den elde edilen df ve $1-\alpha$ önem seviyesi için $X_i^2 < X_{d_f, (1-\alpha)}^2$ ise; sıfır (0) hipotezi (gözlenmiş orijinal data teorik $f(x)$ dağılımından alınmış olması) kabul edilir. Çizelge 2.3'de Ki-Kare değerleri verilmiştir.

Çizelge 2.3 Ki-Kare uygunluk değerleri

n	p	0,99	0,98	0,95	0,90	0,50	0,10	0,05	0,02	0,01
1		0,0002	0,0006	0,0039	0,0158	0,455	2,706	3,841	5,412	6,635
2		0,0201	0,0404	0,103	0,211	1,386	4,605	5,991	7,824	9,210
3		0,115	0,185	0,352	0,584	2,366	6,251	7,815	9,837	11,34
4		0,297	0,429	0,711	1,064	3,357	7,779	9,488	11,67	13,28
5		0,554	0,752	1,145	1,610	4,351	9,236	11,07	13,39	15,09
6		0,872	1,134	1,635	2,204	5,348	10,64	12,59	15,03	16,81
7		1,239	1,564	2,167	2,833	6,346	12,02	14,07	16,62	18,48
8		1,646	2,032	2,733	3,490	7,344	13,36	15,51	18,17	20,09
9		2,088	2,532	3,325	4,168	8,343	14,68	16,92	19,68	21,67
10		2,558	3,059	3,940	4,865	9,432	15,99	18,31	21,16	23,21
11		3,053	3,609	4,575	5,578	10,34	17,28	19,68	22,62	24,72
12		3,571	4,178	5,226	6,304	11,34	18,55	21,03	24,05	26,22
13		4,107	4,765	5,892	7,042	12,34	19,81	22,36	24,47	27,69

14	4,660	5,368	6,571	7,790	13,34	21,06	23,68	26,87	29,14
15	5,229	5,985	7,261	8,547	14,34	22,31	25,00	28,26	30,58
16	5,812	6,614	7,962	9,312	15,34	23,54	26,30	29,63	32,00
17	6,408	7,255	8,672	10,08	16,34	24,77	27,59	31,00	33,41
18	7,015	7,906	9,390	10,86	17,34	25,99	28,87	32,35	34,80
19	7,633	8,567	10,12	11,65	18,34	27,20	30,14	33,69	36,19
20	8,260	9,237	10,85	12,44	19,34	28,41	31,41	35,02	37,57
21	8,897	9,915	11,59	12,24	20,34	29,62	32,67	36,34	38,93
22	9,542	10,60	12,34	14,04	21,34	30,81	33,92	37,66	40,29
23	10,20	11,29	13,09	14,85	22,34	32,01	35,17	38,97	41,64
24	10,86	11,99	13,85	15,66	23,34	33,20	36,42	40,27	42,98
25	11,52	12,70	14,61	16,47	24,34	34,38	37,63	41,57	44,31
26	12,20	13,41	15,38	17,29	25,34	35,56	38,88	42,86	45,64
27	12,88	14,13	16,15	18,11	26,34	36,74	40,11	44,14	46,96
28	13,57	14,85	16,93	18,94	27,34	37,92	41,34	45,52	48,28
29	14,26	15,57	17,71	19,77	28,34	39,09	42,56	46,69	49,59
30	14,95	16,31	18,49	20,60	29,34	40,26	43,77	47,96	50,89

2.5.2. Kolmogorov-Smirnov Testi

Kolmogorow-Smirnov uygunluk testi ilk kez Kolmogrow (1933) tarafından ortaya atılmış, daha sonra ise Smirnow (1939) tarafından iki örneklemler için geliştirilmiştir.

Bu test prosedüründe yine ki-kare testinde olduğu gibi belli bir önem derecesinde örnek değerlerinin dağılımının test öncesi saptanan belirli bir

dağılıma uyup uymadığı araştırılır. Böylece parametrik istatistik tekniklerinin kullanılması ile ilgili önemli varsayımlardan birinin de test edilmesine imkan sağlanmış olur.

Ki-Kare testinde iki histogram karşılaştırılırken; bu teste alternatif olarak sunulan K-S testinde, dağılımın toplam olasılık fonksiyonu ile örnek seriden pratik olarak elde edilen toplam olasılık frekans eğrisi karşılaştırılır.

Kolmogorov-Smirnov (K-S) Testi rasgele elde edilmiş örnek bir verinin belirli bir dağılıma (uniform, normal veya poisson) uyup uymadığını test etmek amacıyla kullanılır. Prensipte olarak (K-S) testi örnek verinin kümülatif dağılım fonksiyonunun öne sürülen kümülatif dağılım fonksiyonuyla karşılaştırılması esasına dayanır. Bu test yardımıyla bir örneklemeden toplanan verilerin normal dağılım sergileyip sergilemediğini incelemek mümkündür.

Sıfır (0) hipotezi altında $F_x(x)$; tamamen spesifik teorik eklenik dağılım fonksiyonu ve $S_n(x)$; n gözleme dayalı örnek eklenik yoğunluk fonksiyonu olarak tanımlanırsa, X için $S_n(x)=k/n$, x'e eşit veya küçük gözlemlerin sayısı k olur. Bu durumda maksimum sapma;

$$D = \max |F_x(x) - S_n(x)| \quad (2.74)$$

eşitliği yardımıyla bulunur. Seçilen önem seviyesi için eğer gözlenen D değeri K-S istatistiğın kritik tablo değerinden büyük veya eşitse, sıfır (0) hipotezi reddedilir. Çizelge 2.4'de K-S uygunluk değerleri verilmiştir.

Çizelge 2.4 K-S uygunluk değerleri

N	0,20	0,10	0,05	0,01
5	0,45	0,51	0,56	0,67
10	0,32	0,37	0,41	0,49
15	0,27	0,30	0,34	0,40
20	0,23	0,26	0,29	0,36
25	0,21	0,24	0,27	0,32
30	0,19	0,22	0,24	0,29
35	0,18	0,20	0,23	0,27
40	0,17	0,19	0,21	0,25
45	0,16	0,18	0,20	0,24
50	0,15	0,17	0,19	0,23
>50	$\frac{1,07}{\sqrt{N}}$	$\frac{1,22}{\sqrt{N}}$	$\frac{1,36}{\sqrt{N}}$	$\frac{1,63}{\sqrt{N}}$

3 ARAŞTIRMA BULGULARI

3.1. Bağımlılık Test Sonuçları

Bağımlılık testlerinin uygulanma biçimi ve söz konusu testler için yazılan bilgisayar programının doğruluğunu kontrol etmek amacıyla, veri grubunun en uzun gözlem değerine sahip Yamula Yağış Gözlem İstasyonu (EİE) 1939-2003 yılları arası Ekim ayı verileri alınarak testler el ile hesaplanmıştır.

3.1.1. Normalite Testi

Bir zaman serisinin normal dağılıma uyup uymadığı çarpıklık testi ile kontrol edilir. Ortalama değeri 19,52 mm olan istasyona ait orijinal değerler (2.1) eşitliğinde yerine konularak çarpıklık katsayısı;

$$\gamma = \frac{\frac{1}{65} \left[(8,30 - 19,52)^3 + \dots + (40,25 - 19,52)^3 \right]}{\left[\frac{1}{65} \left((8,30 - 19,52)^2 + \dots + (40,25 - 19,52)^2 \right) \right]^{\frac{3}{2}}} = 0,639$$

Çizelge 2.1'de gösterilen $N=65$ ve $\alpha=0,02$ önemlilik seviyesi için, $Y_{(0,02)}=0,698 > 0,639$ olduğundan, serinin orijinal değerlerinin normal dağılıma uygunluk gösterdiği görülür.

Eğer uygunluk sağlanmasa idi; o taktirde seri değerlerine $\ln(1+Q_i)$ transformu yapılarak, Çizelge 3.2'deki değerler bulunurdu. Oluşan yeni serinin ortalaması bulunarak, çarpıklık katsayısı bulunurdu ve tablo değeri ile tekrar karşılaştırılırdı.

Normalite şartının gerekli olduğu parametrik bir test olan oto korelasyon testinde transform olmuş değerler kullanılırken, diğer nonparametrik testlerde serinin orijinal değerleri kullanılır.

3.1.2. Oto Korelasyon Testi

Bu testte normal dağılıma uyan ve çizelge 3.2'de gösterilen $\ln(1+Q_i)$ 'e transform olmuş yeni değerler kullanılır. Buna göre (2.4) eşitliğinden yararlanarak;

$$r_{k=1} = \frac{[(3,09 - 2,97) \cdot (3,20 - 2,97) + \dots + (2,23 - 2,97) \cdot (2,78 - 2,97)]}{[(3,09 - 2,97)^2 + \dots + (2,78 - 2,97)^2]} = 0,230$$

olarak bulunur. Güvenilirlik sınırlarını belirlemek amacıyla, kullanılan iki metottan birisi olan Anderson Metodu kullanılırsa;

$$r_k(\%95) = \frac{-1 \pm 1,96\sqrt{65-1-1}}{65-1} = \begin{cases} -0,259 \\ +0,227 \end{cases}$$

(2.4.) eşitliğinden hesaplanan sınırlar belirlenir. $-0,259 < r_k = 0,230 < +0,227$ durumuna uygun olduğundan serinin bağımsızlığı oto korelasyon testine göre kanıtlanmış olur.

3.1.3. Medyanı Çaprazlama Testi

Bu testte öncelikle medyan değerini bulmak için; akım değerleri küçükten büyüğe doğru dizilir ve seri ortasındaki değer alınır. Örnek büyüklüğü elimizdeki örnek gibi tek sayı ise; orta değeri bulmak kolaydır, ancak tek değil de çift sayı ise; serinin ortasındaki iki değer aritmetik ortalaması alınır. Buna göre örnekteki medyan değeri; $Q_{med}=19,64$ olarak bulunur.

Medyan değeri bulunduktan sonra, (2.11) şartı araştırılır.

$i=1$ için; $Q_1 = 20,87 > 19,64$ olduğundan, $Q_1 = 1$ olur.

$i=2$ için; $Q_2 = 23,63 > 19,64$ olduğundan, $Q_2 = 1$ olur.

$i=3$ için; $Q_3 = 25,44 > 19,64$ olduğundan, $Q_3 = 1$ olur.

$i=7$ için; $Q_3 = 18,47 < 19,64$ olduğundan, $Q_3 = 0$ olur.

Serinin tamamında yukarıdaki işlemler yapılarak; sıfırın biri, birin sıfırı takip ettiği değerleri toplamı $m = 27$ olarak bulunur. Buradaki önemli nokta, medyanın yukarıdaki kıyaslamalara katılmayıp, kendisinden bir önceki değerle, bir sonraki değerle mukayese edilmesidir. Ortalama (2.12) ve varyans (2.13) eşitliklerinden;

$$ort = \frac{65-1}{2} = 32$$

$$var = \frac{65-1}{4} = 16$$

olarak bulunur. Standart değişken z , (2.14) eşitliğinden;

$$z = \frac{27-32}{\sqrt{16}} = -1,25$$

elde edilir. $-1,96 < -1,25 < 1,96$ olduğu için, örnekteki serinin medyanı çaprazlama testine göre bağımsız bir seri olduğu sonucuna varılır.

3.1.4. Dönüm Noktaları Testi

Bu testi uygulamak için; orijinal değerler kullanılarak (2.16) şartı araştırılır. Örneğin;

$i=2$ için; $20,87 < 23,63 < 25,44$ olduğundan, $Q_2 = 0$ olur.

$i=3$ için; $23,63 < 25,44 > 24,18$ olduğundan, $Q_3 = 1$ olur.

$i=4$ için; $25,44 > 24,18 < 25,02$ olduğundan, $Q_4 = 1$ olur.

Benzer işlemler tüm seri verileri üzerinde uygulanması sonucu $p = 37$ olarak bulunur.

Ortalama ve varyans (2.17) ve (2.18) eşitlikleri yardımıyla,

$$ort = \frac{2}{3}(65 - 2) = 42$$

$$var = \frac{(16 * 65) - 29}{90} = 11,233$$

olarak hesaplanır. Diğer testlerde olduğu gibi (2.12) eşitliğinden;

$$z = \frac{37 - 42}{\sqrt{11,233}} = -1,492$$

olarak bulunan değer, $-1,96 < -1,492 < 1,96$ durumuna uygun olduğu için örnekteki seri dönüm noktaları testine göre bağımsız bir seridir.

3.1.5. Sıra Farklılık Testi

Bu teste göre, orijinal seri değerlerine yer değiştirilmeden bir ile örnek büyüklüğü olan N arasında olmak üzere sıra değerleri verilir, yani; seri sıra değerlerine transform edilir. Buna göre;

$$i = 2 \text{ için, } U_1 = |8,33 - 8,30| = 0,03$$

$$i = 3 \text{ için, } U_2 = |9,26 - 8,33| = 0,93$$

$$i = 4 \text{ için, } U_2 = |10,80 - 9,26| = 1,54 \dots\dots\dots$$

Bu şekilde tüm U değerleri hesaplanıp toplanırsa;

$$U = 31,95$$

olarak bulunur. (2.20) ve (2.21) eşitliklerinden ortalama ve varyans;

$$ort = \frac{1}{3}(65 + 1)(65 - 1) = 1408$$

$$var = \frac{1}{90}(65 - 2)(651)((4 \cdot 65) - 7) = 11688,6$$

şeklinde hesaplanır. Güvenilirlik sınırlarını kontrol etmek amacıyla;

$$z = \frac{31,95 - 1408}{\sqrt{11688,60}} = -12,73$$

olarak bulunan deęer, $-1,96 < -12,73 < 1,96$ durumuna uygun olmadığı için örnekteki seri sıra farklılık testine göre bağımsızlık hipotezi reddedilir.

3.1.6. Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı testi

Bu testte eldeki seriden x_i serisi ($i=1, \dots, N-1$) ve y_i serisi ($i=2, \dots, N$) olmak üzere iki seri oluşturulur. Sıra farklılık testinde olduğu gibi, seriler 1 ile $N-1$ arasında rölatif sıra deęerlerine dönüştürülür. Ancak seride aynı deęere sahip gözlemler bulunduğu (bağ varlığı) takdirde, sıra deęerleri verilirken aynı deęere sahip akımlara ortalama bir sıra sayısı verilir. Bu ortalama sıra sayılarının tam sayı olma zorunluluęu yoktur.

Bu çalışmada da kullanıldığı gibi bağ durumlarının varlığını gözönüne alınarak r_s 'nin hesabı ve istatistiksel önemi için Press ve dię. (34) verdiği formül ve işlemler takip edilerek, bağımsızlık hipotezine karar verilir.

Tüm istasyonlara ayrı ayrı uygulanan bağımlılık test sonuçları ayrıntılı olarak eklerde verilmiştir.

Çizelge 3.1 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Bağımlılık Test Sonuçları

İstasyon Adı	Normalite (z)	Oto Kor. (z)	Med. Çap. (z)	Dön. Nok. (z)	Sıra Fark. (z)
Yamula	0,639	0,259	- 1,250	-1,492	-12,728

İstasyonlara uygulanan bağımlılık test sonuçlarına göre ele alınan yağış değerleri normalite, oto korelasyon, medyanı çaprazlama ve dönüm noktaları testlerine göre sınır değerler arasında kalmış ve bağımsızlık hipotezi kabul edilmiştir. Sadece sıra farklılık testine göre seriler bağımsız değildir. Fakat diğer 4 teste göre bağımsız olmasından dolayı serilerin bağımsızlığı kabul edilir.

Çizelge 3.2 Yamula İstasyonuna Ait Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerinin
bağımlılık test sonuçları

YIL	Q_i	$Ln(1+Q_i)$	SIRA	M.Ç.T.	D.N.T.
1939	20.87	3.09	0.03	1	0
1940	23.63	3.20	0.93	1	1
1941	25.44	3.27	1.54	1	1
1942	24.18	3.23	0.18	1	1
1943	25.02	3.26	0.12	1	0
1944	20.94	3.09	0.39	1	1
1945	18.47	2.97	0.27	0	0
1946	19.64	3.03	0.18	-----	1
1947	22.95	3.18	0.94	1	1
1948	11.76	2.55	0.40	0	0
1949	14.88	2.77	0.64	0	0
1950	15.65	2.81	0.43	0	0
1951	16.58	2.87	0.55	0	1
1952	34.05	3.56	0.22	1	1
1953	13.91	2.70	0.19	0	0
1954	15.77	2.82	0.20	0	1
1955	19.72	3.03	0.06	1	1
1956	10.98	2.48	0.10	0	0
1957	11.94	2.56	0.01	0	1
1958	15.29	2.79	0.11	0	1
1959	11.49	2.52	0.16	0	1
1960	16.42	2.86	0.49	0	0

1961	15.56	2.81	0.01	0	1
1962	11.10	2.49	0.15	0	0
1963	12.87	2.63	0.17	0	1
1964	26.36	3.31	0.76	1	1
1965	13.27	2.66	0.01	0	0
1966	17.51	2.92	0.96	0	0
1967	19.65	3.03	0.32	1	0
1968	24.79	3.25	0.71	1	1
1969	34.47	3.57	0.10	1	0
1970	27.40	3.35	0.04	1	0
1971	17.52	2.92	0.01	0	1
1972	15.93	2.83	0.07	0	1
1973	23.00	3.18	0.28	1	0
1974	9.26	2.33	0.12	0	1
1975	8.30	2.23	0.17	0	0
1976	16.43	2.86	0.12	0	1
1977	25.71	3.29	0.46	1	0
1978	22.53	3.16	0.07	1	0
1979	18.79	2.99	0.19	0	1
1980	15.66	2.81	0.29	0	0
1981	23.94	3.22	0.31	1	0
1982	25.11	3.26	0.79	1	1
1983	25.68	3.28	0.42	1	0
1984	20.12	3.05	0.05	1	1
1985	14.34	2.73	0.60	0	0
1986	21.42	3.11	0.03	1	1

1987	21.73	3.12	0.31	1	1
1988	20.41	3.06	0.24	1	1
1989	40.25	3.72	0.04	1	1
1990	16.75	2.88	0.56	0	1
1991	21.13	3.10	0.23	1	1
1992	15.49	2.80	0.09	0	0
1993	20.29	3.06	0.33	1	1
1994	24.22	3.23	0.24	1	1
1995	10.80	2.47	0.04	0	0
1996	19.50	3.02	0.65	0	1
1997	28.40	3.38	0.34	1	0
1998	26.70	3.32	0.70	1	0
1999	23.60	3.20	1.00	1	1
2000	19.60	3.03	5.65	0	1
2001	20.00	3.04	0.42	1	1
2002	8.33	2.23	5.78	0	0
2003	15.10	2.78	0.03	0	1
				m = 27	p = 37

3.2. Frekans Analizi Sonuçları

Frekans analizlerinde kullanılan parametre tahmin yöntemlerinin en yenisi olan L Momentler yöntemine göre parametre tahminleri Yamula akım gözlem istasyonuna uygulanması açık bir ifade ile belirtilmiştir.

Yamula Akım Gözlem İstasyonuna Ait Pik Akım Serileri İçin Uygulama;

$$b_0 = \frac{1}{65} \sum_{j=1}^{65} x_j = 19,52$$

$$b_1 = \sum_{j=1}^{64} \left[\frac{(65-j) \cdot (64-j)}{65 \cdot (65-1)} \right] \cdot x_j = 9,64$$

$$b_2 = \sum_{j=1}^{63} \left[\frac{(65-j) \cdot (65-j-1)}{65 \cdot (65-1) \cdot (65-2)} \right] \cdot x_j = 6,43$$

$$b_3 = \sum_{j=1}^{62} \left[\frac{(65-j) \cdot (65-j-1) \cdot (65-j-2)}{65 \cdot (65-1) \cdot (65-2) \cdot (65-3)} \right] \cdot x_j = 4,89$$

$$L_1 = b_0 = 19,52$$

$$L_2 = 2b_1 - b_0 = (2 \cdot 9,64) - 19,52 = -0,231$$

$$L_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 = (6 \cdot 6,43) - (6 \cdot 9,64) + 19,52 = 0,266$$

$$L_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 = (20 \cdot 4,89) - (30 \cdot 6,43) + (12 \cdot 9,64) - 19,52 = 0,871$$

a) Gumbel Dağılımı:

$$\alpha = \frac{L_2}{\log 2} = \frac{-0,231}{0,301} = -0,767$$

$$\beta = L_1 - \varepsilon \cdot \alpha = 19,52 - (0,577 * -0,767) = 19,96$$

b) Log-Normal Dağılım:

$$z = \sqrt{\frac{8}{3}} \varphi^{-1} \left(\frac{1 + \tau_3}{2} \right) = 2,544$$

$$\sigma = 0,999281 \cdot z - 0,006118 \cdot z^3 + 0,000127 \cdot z^5$$

$$= (0,999281 \cdot (2,544)) - (0,006118 \cdot (2,544)^3) + (0,000127 \cdot (2,544)^5) = 2,455$$

$$\mu = \log \left[\frac{L_2}{\text{erf}(\sigma/2)} \right] - \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \log \left[\frac{0,231}{\text{erf}((2,455)/2)} \right] - \frac{(2,455)^2}{2} = -3,635$$

c) Gamma Dağılımı:

$\tau_3 = -1,150 < 1/3$ olduğundan; bu değer aynen kullanılır. Eğer $\tau_3 > 1/3$

olsaydı o zaman $t = 1 - \tau_3$ olarak bulunurdu. Buna göre;

$$b = \frac{(0,36067 \cdot (-1,150) - 0,59567 \cdot (-1,150)^2 + 0,25361 \cdot (-1,150)^3)}{(1 - 2,78861 \cdot (-1,150) + 2,56096 \cdot (-1,150)^2 - 0,77045 \cdot (-1,150)^3)} = 0,036$$

$$a = \sqrt{\pi \cdot 0,231} \cdot \frac{\Gamma(0,036)}{\Gamma((0,036) + (1/2))} = 0,926$$

$$c = L_1 - ab = 19,52 - (0,926 \cdot 0,036) = 19,483$$

Çalışmada kullanılan dağılımların parametre tahminleri eldeki paket program yardımıyla bulunmuştur. Bilgisayar programının doğruluğu, çeşitli dağılım ve yöntemler için elle yapılan hesaplar ile kontrol edilmiştir.

Dağılımların uygunluk testlerini uygulamak için; örnek seri uzunluğu ne olursa olsun histogramlar;

$$m = 1 + 3,3 \cdot \log N$$

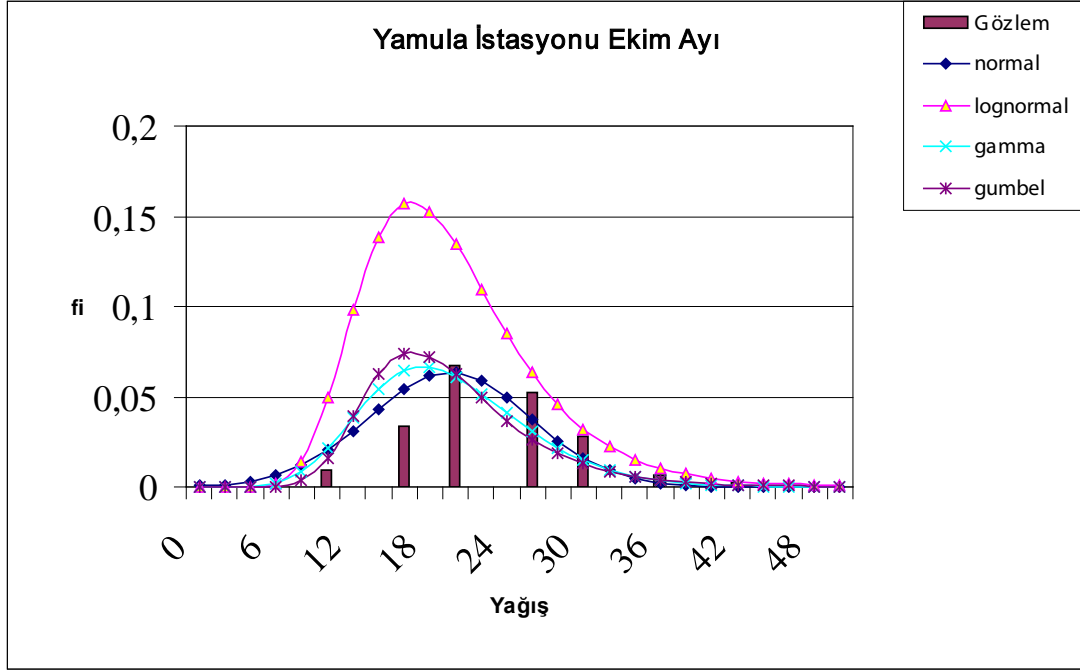
eşitliğine bağlı olarak 7 sınıfa ayrılıp hesaplar yapılmıştır. dağılımların olasılıkları bilgisayar programı yardımıyla hesaplanmış ve %95 güven sınırı

için kontrol yapıp, dağılımını söz konusu örneğe uygun olup olmadığı sonucu araştırılmıştır. Uygunluk testleri sonuçları her bir istasyona ait aylık ortalama yağış değerleri için tablolar ve grafikler halinde gösterilmiştir. Ayrıca; test sonuçlarına göre, Ki-Kare ve K-S istatistikleri büyükten küçüğe doğru dizilerek dağılımların ve parametre tahmin yöntemlerinin uygunluk sıralamaları çizelgeler şeklinde verilmiştir.

Çizelge 3.3 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0.000524823		0.0000000000	7.46329E-13
5	0.004465033	2.422150E-04	0.0006552614	4.68149E-05
10	0.020250206	4.980954E-02	0.0215892462	0.016184232
15	0.048958369	1.506085E-01	0.0601872489	0.070073042
20	0.063098233	1.343379E-01	0.0610442527	0.062216894
25	0.04335111	7.352037E-02	0.0355769053	0.031142849
30	0.015877277	3.218877E-02	0.0146048203	0.012669835
35	0.003099878	1.267147E-02	0.0047075581	0.004782052
40	0.000322631	4.751816E-03	0.0012712206	0.001756614
45	1.79003E-05	1.750443E-03	0.0002998693	0.000638965
50	5.29428E-07	6.443583E-04	0.0000635812	0.000231598
55	8.34731E-09	2.393558E-04	0.0000123667	8.38372E-05
60	7.01583E-11	9.022650E-05	0.0000022400	3.03345E-05
65	3.14343E-13	3.462316E-05	0.0000003822	1.09739E-05
70	7.50796E-16	1.354765E-05	0.0000000620	3.96975E-06
75	9.55944E-19	5.409400E-06	0.0000000096	1.436E-06
80	6.48838E-22	2.204425E-06	0.0000000014	5.19446E-07
85	2.34764E-25	9.166861E-07	0.0000000002	1.879E-07
90	4.52815E-29	3.888183E-07	0.0000000000	6.79692E-08
95	4.65589E-33	1.681268E-07	0.0000000000	2.45865E-08
100	2.55198E-37	7.406652E-08	0.0000000000	8.8937E-09

Çizelge 3.4 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım karşılaştırılması



Grafiktende anlaşılacağı üzere dağılımlardan log-normal dağılımın diğer dağılımlara göre daha az uyum sağladığı söylenebilir. Log normal dağılımın dışındaki diğer dağılımlara uyum sağlaması bu bölgede gelecekte yapılacak su yapıları tahmini hakkında bilgi verir.

Çizelge 3.5 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait
örnek-toplum karşılaştırması

TOPLUM

Aralık	Gözlem Sayısı	Rel.Frekans	Ek.Frekans
	(ni)	fi = ni / N	f(xi)
10	3	0.05	0.05
16	19	0.29	0.34
22	22	0.34	0.68
28	17	0.26	0.94
34	1	0.02	0.95
40	2	0.03	0.98
46	1	0.02	1.00

ÖRNEK

Aralık	Gözlem Sayısı	Rel.Frekans	Ek.Frekans
	(ni)	fi = ni / N	f(xi)
5	2	0.09	0.09
25	4	0.18	0.27
45	4	0.18	0.45
65	4	0.18	0.64
85	4	0.18	0.82
105	3	0.14	0.95

Çizelge 3.6 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Değerlerine Göre

Ki-Kare uygunluk testi sonuçları

Normal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	P_i	Kİ-KARE
		(N_i)	(iki sınır arasında kalan alan)	
	12	9	0.1154	3.00E-01
	18	19	0.2884	3.44E-03
	24	22	0.3569	6.19E-02
	30	12	0.1904	1.14E-02
	36	2	0.0437	2.49E-01
	42	1	0.0043	1.86E+00
		0		2.48
			2.48 < 7.815	
SONUÇ			UYAR	

Lognormal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	P_i	Kİ-KARE
		(N_i)	(iki sınır arasında kalan alan)	
	12	9	0.0826	2.17E+00
	18	19	0.3777	1.57E+00
	24	22	0.3321	2.82E-03
	30	12	0.1440	5.73E-01
	36	2	0.0462	3.88E-01
	42	1	0.0130	1.91E-02
		0		4.72
			4,72 < 7.815	
SONUÇ			UYAR	

Gamma	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	P_i	Kİ-KARE
		(N_i)	(iki sınır arasında kalan alan)	
	12	9	0.1033	0.62444195
	18	19	0.3568	1.00666419
	24	22	0.3461	0.06093518
	30	12	0.1645	0.08687223
	36	2	0.0503	0.55700840
	42	1	0.0114	0.07304326
		0		2.41
			2.41 < 7.815	
SONUÇ			UYAR	

Gumbel	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	P_i	Kİ-KARE
		(N_i)	(iki sınır arasında kalan alan)	
	12	9	0.0747	3.18903954
	18	19	0.3906	1.96451567
	24	22	0.3327	0.00379629
	30	12	0.1376	0.83877654
	36	2	0.0450	0.34169983
	42	1	0.0137	0.00734329
		0		6.35
			6.35 < 7.815	
SONUÇ			UYAR	

Çizelge 3.7 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Değerlerine göre K-S uygunluk test sonuçları

istasyon adı	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
Yamula Ekim	0,065	0,092	0,091	0,099
(SONUÇ)	$0,092 < 0,169$	$0.066 < 0.169$	$0.049 < 0.169$	$0,061 < 0,169$
	UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

4-TARTIŞMA VE SONUÇ

İnsan hayatının başlıca yaşam kaynağı sudur. İklim ve konum gereği yağışın fazla olduğu bölgelerde suya fazla gereksinim duyulmayabilir. Türkiye gibi kuraklığın tehdidi altında olan ülkelerde bilinçli bir tüketimin yanında var olan yağışın planlı ve programlı olarak kullanılması gerekmektedir.

Türkiye dört mevsimi yaşayan bir ülkedir.Bu yüzden her mevsimin ve bu mevsimleri oluşturan her ayın yağış miktarları birbirinden farklıdır.İncelenen Yukarı Kızılırmak havzasında mevsimlerin özelliğinin yanı sıra kuraklık etkisiyle her ayın yağışlarında bir farklılık mevcuttur.Her istasyondan alınan yağış değerleride aydan aya büyük farklılıklar göstermektedir.Örneğin Yamula istasyonunda Eylül ayında aylık ortalama yağış 14.94 mm iken Nisan ayında 234.20 mm olmuştur.

Aylık yağışlardaki bu dalgalanmalar yıllık ortalamanın verilerini kullanan su bütçesi tahmininin faydalı olmadığını göstermiştir.Bundan dolayı su bütçesi tahminlerinin aydan aya yapılması daha faydalı olacaktır. Aylık ortalama yağışa dayanan su bütçesi hesaplarının her ay için daha önce ölçülen maksimum ve minimum yağışlara da bakılarak uç durumlar içinde gerekli önlemler alınmalıdır.

Yağışın rasgeleliđinin bilinmesi için olasılık dađılım fonksiyonlarını, gemiş yıllarda ölçülmüş yağış deđerlerine uygulayarak herhangi bir bölgeye düşecek yağış miktarını istatiksels analizle tahmin edebiliriz. İstatiksels analiz içinde olasılık dađılım fonksiyonlarını uygunluk testleriyle seçerek tahminleri bu foksiyon yardımıyla yapabiliriz.

Bu alıřmada Yukarı Kızılırmak Havzasında yer alan dört istasyona ait aylık toplam yağış verilerinin olasılık dađılımları araştırılmıřtır. alıřmanın ilk aşamasında akım serilerine uygulanan bađımlılık testleri sonucunda, verilerin bađımsızlık özelliđi gösterdiđi görülmüşür.

Daha sonra Olasılık yoğunluk fonksiyon dađılımlarından normal, log-normal, gamma ve gumbel dađılımları kullanılarak her istasyonun aylık yağış dađılımlarını temsil eden en uygun dađılın belirlenmeye alıřılmıřtır. Bu olasılık yoğunluk fonksiyonlarına uygunluđun araştırılmasında Ki-Kare ve Kolmogrov Simirnov testleri kullanılmıřtır.

Anlamlılık düzeyi olarak seçilen 0,95 anlamlılık düzeyinden daha küçük ise uyumun iyi olduđuna, büyük ise kuramsal dađılım ile deneysel dađılım arasındaki farklılıđın önemli olduđuna karar verildi. Tüm istasyonların aylık verileri için Ki-Kare ve Kolmogrov Smirnov test sonuçları Tablolarda verilmiřtir.

Uygulanan testler sonucunda elde edilen deęerlerin 0,95 anlamlılık dzeyi deęerinden kk ıkmasından dolayı istasyon verilerinin seilen drt daęılama da uyum gsterdięi grlmektedir.

Uygulanan deęişik testler, gerekten rasgele olmayan zaman serileri arasında ince ayrıntıları ayırt edip en iyi zm gstermede aynı gce sahip deęillerdir. Testlerin gc, eldeki serilerin byklęne ve devamlılıęına baęlıdır. Bunun yanı sıra, her bir testin bir dięerinden baęımsız olmamasından dolayı, rasgele bir prosesle meydana gelmeyen akarsu gzlem deęerlerini tanımlamada belirli bir gven sınırı ile aynı kombinasyonda kullanılamazlar. Yapılan analizler sonucunda baęımlılık testleri iyi yaklařım sonuları vermekle birlikte; testlerin hibirisinin baęımlılıęın uzun sre devam edip etmedięini ayırt etmek iin tasarlanmamıřlardır ve bu tip devamlılıęa karřı gleri olduka azdır.

Dięer bir alıřma ařamasında ise frekans analizi gerekleřtirilmiřtir.

Parametre tahmin yntemlerinden en yenisi olan L momentler yntemi; dięer parametre tahmin yntemlerine gre daha iyi bir sonu vermiřtir.

Drt ayrı gzlem istasyonundan elde edilen aylık yaęıř verileri daęılımları iin drt kuramsal olasılık fonksiyonunun da uygulanabilir olduęu grlmektedir.

Kullanılan dört ayrı kuramsal olasılık dağılımına uyum bakımından istasyonlar arasında önemli bir fark olmamıştır.

Bu sonuçlar gelecekteki yağışların ne olabileceğini ve herhangi bir yağış ihtimalinin ne olacağını olasılık dağılım fonksiyonları yardımıyla gösterir.

KAYNAKLAR

1. M. Büyükyıldız ve A. Berktaş, Parametrik Olmayan Testler Kullanılarak Sakarya Havzası Yağışlarının Trend Analizi, S.Ü. Müh.-Mim. Fak. Dergisi, **19**, 24 (2004).
2. R. Acar, Çoruh Hidrolojik Havzasında Yıllık Yağış Verilerinin İstatistiksel Modellemesi, Pamukkale Üniv. Mühendislik Fak. Mühendislik bilimleri Dergisi, **9**, 313 (2003).
3. Y. Ünal ve M. Karaca, Küme Analizi İle Türkiye’de İklim Bölgelerinin Yeniden Belirlenmesi. Kuvaterner Çalıştayı IV, İTÜ Avrasya Yerbilimleri Enstitüsü 133 (2003).
4. H.W. Pres, and etc., Numerical Recipes. Cambridge University Press, Cambridge, New York, 1989.
5. S. Sırdaş, Meteorolojik Kuraklık Modellemesi ve Türkiye Uygulaması, Doktora Tezi, İstanbul, 2002.
6. Ü. Şorman, N. Usul, O. Akmanoğlu ve İ. Kişisel, İstatistiksel Hidroloji, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Yayınları, Ankara, 1976.
7. H. Aksoy. Use of Gamma Distribution in Hydrological Analysis. Turk J Engin Environ Sci, **24**, 419 (2000).
8. H.B. Barut, Eğirdir Gölü Havzasının Yağış Özelliklerinin Belirlenmesi, Yüksek Lisans Tezi, Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı, Isparta, 2002.

9. Ü. G. Bacanlı ve T. Baran, Stokastik Modellerde Yıllık Akım Verilerinde Uygunluk Kriterlerinin Değerlendirilmesi, 2004.
10. M. Türkeş, Türkiye’de Kurak Bölgeler ve Önemli Kurak Yıllar, Doktora Tezi, İstanbul, 1990.
11. M. Türkeş, Spatial and Temporal Analysis of Annual Rainfall Variations in Turkey, *International Journal of Climatology*, **16**, 1057 (1996).
12. M. Vogel, and N. Fennessey, L Moment Diagrams Should Replace Product Moment Diagrams, *Water Resources Research*, **29**: 1745 (1993).
13. A.S. Akgündüz, Ulusal İklim Programı Çalışmaları. Türkiye’de Yağış, Sıcaklık ve Nem Verilerinin Klimatolojik Analizi Raporu, DMİ Yayınları, Ankara, 2000.
14. M. Özgürel, G. Pamuk, K. Topçuoğlu, Palmer Kuraklık Şiddeti İndisi İle Ege Bölgesinde Kuraklığın İrdelenmesi, *Ege Üniv. Ziraat Fak. Derg.*, **39**, 119 (2002).
15. M. K. Yeğnidemir, İç Anadolu Bölgesinin Standartlaştırılmış Yağış İndisi metodu (SPI) İle Kuraklık Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Kırıkkale, 2005.
16. N. Kokkokoğlu, İç Anadolu Bölgesi Kuraklık Sürelerinin Parametrik ve Nonparametrik Yaklaşımla Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Kırıkkale, 2006.

- 17.**A.Ü. Kömüşçü, A. Dorum, A. Ceylan, Yağış Şiddeti ve Tekerrür Sürelerine Göre Sel ve Taşkın Riski Analizi, III. Atmosfer Bilimleri Sempozyumu Bildiri Kitabı. Sayfa 235-244, İstanbul, (2003).
- 18.** A.Ü. Kömüşçü ve A. Ceylan, Yağış Şiddeti ve Tekerrür Periyotlarına Göre Türkiye’de Sel ve Taşkın Oluşumuna Eğilimli Alanların Belirlenmesi, III. Atmosfer Bilimleri Sempozyumu Bildiri Kitabı. Sayfa 235-244, İstanbul, (2003).
- 19.**A.S.Anlı, Giresun İlindeki Aksu Çayı Su Toplama Havzasının Yağmur ve Akış Karakteristikleri Üzerinde Bir Çalışma, Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2003
- 20.**T. Haktanır, A Few Distributions Complied Together For Flood Frequency Analysis, Doğa Dergisi, **14**: 146 – 165(1990).
- 21.**B. Önöz, Yeni Bir Parametre Tahmin Yöntemi Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi, DSİ Teknik Bülteni, **81**: 49 – 54(1994).
- 22.**E. Ç. İskenderoğlu İç Anadolu Bölgesinin Aylık Yağış Verilerinin İstatistiksel Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Kırıkkale, 2006
- 23.**A.N. Balcı, Y. Öztan, Sel Kontrolü, Karadeniz Teknik Basımevi, Trabzon, 1987
- 24.**III. Hava-Atmosfer ve İklim, Devlet Meteoroloji İşleri Genel Müdürlüğü, T.C. Çevre ve Orman Bakanlığı Türkiye Çevre Atlası, **44**(2001).

- 25.**O. Bozkurt. Ankara'da Konveksiyonel Yağışlar, Yüksek Lisans Tezi, Ank Üniv Sosyal Bilimler Enstitüsü, Coğrafya (Fiziki Coğrafya) Anabilim Dalı, (2000).
- 26.**S. Gözenç. Türkiye'nin İklim Özellikleri
www.aof.edu.tr/kitap/IOLTP/2291/unite03.pdf, (10/06/2008)
- 27.**N. Büyükkaracığan, Taşkın Frekans Analizinde Kullanılan Değişik Dağılımların Konya Havzası Yıllık Pik Akım Serilerine Uygulanıp Karşılaştırılması, Yüksek Lisans Tezi, Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya, 1997.
- 28.**J.R. Benjamin, and C.A. Cornell, Probability, Statistics, and Decision For Civil Engineers. McGraw-Hill Bode Company, New York, 1970.
- 29.**M. Bayazıt Ve B. Oğuz, Mühendisler İçin İstatistik, Birsen Yayınevi, İstanbul, 2005.
- 30.**R.Srikanthan, T.A.McMahon ve J.L.Irish, Time Series Analyses of Annual Flows of Australian Streams,Journal of Hydrology, **66**:213 – 226 (1983)
- 31.** M. Bayazıt ve B. Oğuz, Mühendisler İçin İstatistik, Kod No: Y. 0029, Birsen Yayınevi, İstanbul 1994.
- 32.** T. Haktanır, A Few Distributions Complied Together For Flood Frequency Analysis, Doğa Dergisi, **14** : 146-165(1990).
- 33.**Haktanır, T, Statistical Modelling of Annual Maximum Flows in Turkish Rivers, Hydrological Sciences **36** , **4**: 367-389(1991).

- 34.** Haan C., Statistical Methods in Hydrology. The Iowa State University Press, Ames, Iowa, 1977

- 35.** Rao, R., and Hamed, K., Frequency Analysis of Upper Flood Data by L Moments, Water Resources Management, **8**:183-201(1994).

6. EKLER

EK – 1 Yamula İstasyonuna Ait Bağımlılık Test Sonuçları

EK – 2 Yamula İstasyonu Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Verileri

EK – 3 Yamula İstasyonu Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması

EK – 4 Yamula İstasyonuna Ait Relatif Frekans Histogramı

EK – 5 Yamula İstasyonuna Ait K-S Uygunluk Test Sonuçları

EK – 1

Yamula İstasyonuna Ait Bağımlılık Test Sonuçları

YAMULA	Normalite	Oto Kor.	Med.Çap.	Dön.Nok.	Sıra Fark.
EKİM	0,639	0,230	-1,250	-1,492	-12,728
KASIM	0,294	0,183	-3,250	1,193	-12,181
ARALIK	0,163	0,312	-1,500	-0,597	-12,205
OCAK	0,271	0,102	-1,000	-0,895	-11,672
ŞUBAT	0,190	0,095	-1,000	0,298	-11,701
MART	0,492	0,044	1,250	0,895	-10,321
NİSAN	0,419	-0,018	0,500	0,895	-8,432
MAYIS	0,585	-0,231	1,500	0,298	-9,785
HAZİRAN	0,450	-0,154	-0,250	-0,298	-11,430
TEMMUZ	0,409	-0,122	-1,500	0,895	-12,510
AĞUSTOS	0,259	0,023	0,250	0,597	12,750
EYLÜL	0,308	-0,027	1,250	1,790	-12,775

Ek – 2 Yamula İstasyonu Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Verileri

Ek – 2.1 Yamula İstasyonu Kasım Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,004266054		0,0000000000	0,000627465
5	0,008188472	2,002298E-04	0,0054927822	0,005306934
10	0,013741396	1,953512E-02	0,0192932056	0,016900567
15	0,020160919	7,274179E-02	0,0298489912	0,02922907
20	0,025860758	1,003629E-01	0,0330115249	0,034514434
25	0,029001711	9,085246E-02	0,0303750574	0,032106898
30	0,028435277	6,678042E-02	0,0248794074	0,025730501
35	0,024374895	4,391429E-02	0,0188058792	0,01878571
40	0,018267516	2,715192E-02	0,0134037136	0,012939304
45	0,011969271	1,622692E-02	0,0091340557	0,008593754
50	0,006856577	9,527284E-03	0,0060079435	0,005579202
55	0,003433986	5,550278E-03	0,0038401477	0,003570952
60	0,00150363	3,228376E-03	0,0023971651	0,002265347
65	0,000575619	1,882390E-03	0,0014669735	0,001429132
70	0,000192655	1,103076E-03	0,0008826748	0,000898465
75	5,63738E-05	6,507068E-04	0,0005234170	0,000563621
80	1,4422E-05	3,868099E-04	0,0003064654	0,000353089

Ek – 2.2 Yamula İstasyonu Aralık Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,004819449		0,000000E+00	0,0000000000
5	0,006999241	1,073561E-03	5,367805E-04	0,0065379795
10	0,009588485	2,001242E-02	1,000621E-02	0,0149396650
15	0,01239066	4,941913E-02	2,470957E-02	0,0205004059
20	0,015103735	6,538933E-02	3,269467E-02	0,0228300725
25	0,017366796	6,608827E-02	3,304414E-02	0,0226759933
30	0,018836512	5,830632E-02	2,915316E-02	0,0209506748
35	0,019271997	4,774109E-02	2,387054E-02	0,0184137398
40	0,018599376	3,744975E-02	1,872488E-02	0,0156031387
45	0,016932281	2,865132E-02	1,432566E-02	0,0128575393
50	0,014540455	2,160744E-02	1,080372E-02	0,0103643034
55	0,011778391	1,616957E-02	8,084785E-03	0,0082070107
60	0,008999935	1,205788E-02	6,028938E-03	0,0064038469
65	0,006486915	8,985141E-03	4,492571E-03	0,0049355091
70	0,004410446	6,702854E-03	3,351427E-03	0,0037640384
75	0,002828605	5,011970E-03	2,505985E-03	0,0028447114
80	0,001711226	3,759461E-03	1,879731E-03	0,0021330112
85	0,000976535	2,830377E-03	1,415188E-03	0,0015883086
90	0,000525671	2,139503E-03	1,069752E-03	0,0011754608
95	0,000266923	1,624132E-03	8,120658E-04	0,0008651703
100	0,00012785	1,238275E-03	6,191373E-04	0,0006336647

Ek – 2.3 Yamula İstasyonu Ocak Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,004266054	0,000000E+00	0,0000000000	0,001974117
5	0,008188472	4,487084E-04	0,0047958707	0,00528365
10	0,013741396	1,260693E-02	0,0121991530	0,01019863
15	0,020160919	3,802276E-02	0,0178944253	0,015433336
20	0,025860758	5,694896E-02	0,0209519234	0,019484427
25	0,029001711	6,272036E-02	0,0216818439	0,021494517
30	0,028435277	5,896513E-02	0,0207512368	0,021446028
35	0,024374895	5,070831E-02	0,0188183156	0,019855857
40	0,018267516	4,136125E-02	0,0164052231	0,017388005
45	0,011969271	3,266570E-02	0,0138770159	0,014608561
50	0,006856577	2,529181E-02	0,0114626879	0,011900381
55	0,003433986	1,934941E-02	0,0092880525	0,009474021
60	0,00150363	1,470206E-02	0,0074074078	0,007414423
65	0,000575619	1,113260E-02	0,0058293030	0,005729122
70	0,000192655	8,420424E-03	0,0045356029	0,004385103
75	5,63738E-05	6,372139E-03	0,0034946412	0,003332766
80	1,4422E-05	4,829841E-03	0,0026697367	0,002519686
85	3,22571E-06	3,669534E-03	0,0020243317	0,001897528
90	6,30779E-07	2,796083E-03	0,0015248053	0,001424833
95	1,0784E-07	2,137501E-03	0,0011417689	0,001067573
100	1,61189E-08	1,639769E-03	0,0008504265	0,000798601

Ek – 2.4 Yamula İstasyonu Şubat Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,00024	0,000000E+00	0,0000000000	0,001889653
5	0,008188472	4,250200E-05	0,0028269066	0,00370048
10	0,013741396	2,762756E-03	0,0070725499	0,0061257
15	0,020160919	1,343125E-02	0,0108058157	0,008850366
20	0,025860758	2,806027E-02	0,0134911230	0,011452976
25	0,029001711	3,987040E-02	0,0150795674	0,013555997
30	0,028435277	4,605517E-02	0,0157158241	0,014927005
35	0,024374895	4,706668E-02	0,0156067278	0,01550284
40	0,018267516	4,453049E-02	0,0149601251	0,015356094
45	0,011969271	4,005014E-02	0,0139583389	0,014638445
50	0,006856577	3,480832E-02	0,0127492174	0,013527667
55	0,003433986	2,954792E-02	0,0114459200	0,01219076
60	0,00150363	2,467497E-02	0,0101306969	0,010764563
65	0,000575619	2,037214E-02	0,0088601214	0,009349797
70	0,000192655	1,668794E-02	0,0076704623	0,008013284
75	5,63738E-05	1,359769E-02	0,0065825648	0,006793984
80	1,4422E-05	1,104178E-02	0,0056059914	0,005710017
85	3,22571E-06	8,948104E-03	0,0047423736	0,004765104
90	6,30779E-07	7,244278E-03	0,0039880304	0,003953804
95	1,0784E-07	5,863744E-03	0,0033359515	0,003265427
100	1,61189E-08	4,748229E-03	0,0027772551	0,002686771

Ek – 2.5 Yamula İstasyonu Mart Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,000773279		0,0000000000	6,15717E-05
10	0,001066017	1,462049E-06	0,0000823209	0,000219789
20	0,001431445	2,299750E-04	0,0005599585	0,000594243
30	0,001872265	1,822370E-03	0,0014961844	0,001282044
40	0,002385298	5,316719E-03	0,0027268721	0,002302611
50	0,002960059	9,717300E-03	0,0040299873	0,003563369
60	0,003578001	1,372363E-02	0,0052162378	0,004886106
70	0,004212725	1,656827E-02	0,0061612960	0,006072785
80	0,004831346	1,806556E-02	0,0068061316	0,006968604
90	0,00539704	1,837981E-02	0,0071435373	0,007494511
100	0,005872534	1,781008E-02	0,0072011618	0,007646556
110	0,006224119	1,666172E-02	0,0070261011	0,007474926
120	0,006425586	1,518959E-02	0,0066729764	0,007057549
130	0,00646145	1,358317E-02	0,0061957585	0,006477986
140	0,006328921	1,197170E-02	0,0056428381	0,005811207
150	0,006038261	1,043613E-02	0,0050545806	0,005116846
160	0,005611468	9,022014E-03	0,0044626124	0,004437787
170	0,00507953	7,750443E-03	0,0038902016	0,003801826
180	0,004478711	6,626547E-03	0,0033532464	0,003224642
190	0,003846493	5,645678E-03	0,0028615297	0,002712991
200	0,003217802	4,797673E-03	0,0024200148	0,002267533
210	0,002622021	4,069704E-03	0,0020300502	0,001885102
220	0,002081112	3,448084E-03	0,0016904143	0,00156037
230	0,00160893	2,919367E-03	0,0013981765	0,001287025
240	0,001211606	2,470969E-03	0,0011493748	0,001058523
250	0,000888726	2,091476E-03	0,0009395290	0,000868564

Ek – 2.6 Yamula İstasyonu Nisan Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,000372278	0,000000E+00	0,0000000000	1,73677E-05
20	0,0005404	1,166560E-03	0,0000363925	8,38017E-05
40	0,000758795	4,270294E-03	0,0002905175	0,000277413
60	0,001030615	6,559644E-03	0,0008331685	0,000681513
80	0,001354036	7,674152E-03	0,0015713225	0,001322188
100	0,001720783	7,965980E-03	0,0023553559	0,002127923
120	0,002115358	7,775213E-03	0,0030532282	0,002953786
140	0,002515381	7,330507E-03	0,0035803478	0,003647145
160	0,002893248	6,770565E-03	0,0039014409	0,004104661
180	0,003219063	6,175437E-03	0,0040196339	0,004292811
200	0,003464459	5,589398E-03	0,0039623199	0,004236307
220	0,003606645	5,035505E-03	0,0037686019	0,003992741
240	0,003631896	4,524455E-03	0,0034800507	0,003628723
260	0,003537736	4,059870E-03	0,0031348814	0,003204271
280	0,003333338	3,641444E-03	0,0027649343	0,002765696
300	0,003038054	3,266788E-03	0,0023946573	0,002344461
320	0,002678388	2,932523E-03	0,0020413522	0,001959199
340	0,002284092	2,634905E-03	0,0017161046	0,001618841
360	0,001884151	2,370179E-03	0,0014249929	0,001325694
380	0,001503418	2,134767E-03	0,0011703193	0,001077968
400	0,001160396	1,925364E-03	0,0009517197	0,000871632
420	0,000866352	1,738974E-03	0,0007670881	0,00070167
440	0,000625669	1,572915E-03	0,0006133001	0,000562869
460	0,000437076	1,424804E-03	0,0004867483	0,000450271
480	0,000295346	1,292535E-03	0,0003837176	0,000359405
500	0,000193049	1,174255E-03	0,0003006308	0,000286377

Ek – 2.7 Yamula İstasyonu Mayıs Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,0000034	0,000000E+00	0,0000000000	3,55974E-05
20	0,0010883	2,424333E-03	0,0002707267	0,000322947
40	0,001759755	8,089849E-03	0,0016083161	0,001328943
60	0,002621381	1,086858E-02	0,0035500959	0,003162713
80	0,003597346	1,120396E-02	0,0052247972	0,005150862
100	0,004547876	1,036998E-02	0,0061579913	0,0064505
120	0,005296747	9,123798E-03	0,0063066085	0,006733921
140	0,005683085	7,826122E-03	0,0058620333	0,006197184
160	0,005617373	6,627891E-03	0,0050755482	0,005226343
180	0,005115129	5,579851E-03	0,0041627472	0,004148903
200	0,004290957	4,687829E-03	0,0032712243	0,003158445
220	0,003316088	3,939234E-03	0,0024832436	0,002335661
240	0,00236087	3,315384E-03	0,0018319974	0,001692842
260	0,001548433	2,796994E-03	0,0013195170	0,001209973
280	0,000935593	2,366423E-03	0,0009311829	0,000856537
300	0,000520782	2,008409E-03	0,0006456691	0,000602304
320	0,000267054	1,710123E-03	0,0004408871	0,000421575
340	0,000126158	1,460954E-03	0,0002970265	0,000294132
360	5,49045E-05	1,252200E-03	0,0001977344	0,00020476
380	2,20127E-05	1,076755E-03	0,0001302415	0,000142325
400	8,13044E-06	0,000000E+00	0,0000849709	9,88219E-05

Ek – 2.8 Yamula İstasyonu Haziran Ayı Ort. Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0	0,000000E+00	0,0000000000	0,000111279
10	0,0023546	5,116700E-03	0,0008566320	0,000966114
20	0,004165418	1,992118E-02	0,0044020150	0,003693553
30	0,006189199	2,773770E-02	0,0088468438	0,008095713
40	0,00839065	2,849945E-02	0,0121058691	0,012167113
50	0,010378678	2,584547E-02	0,0134194804	0,014156737
60	0,01171315	2,209266E-02	0,0130202713	0,013846573
70	0,012061202	1,833031E-02	0,0115233539	0,012038735
80	0,01133164	1,498147E-02	0,0095348720	0,00966343
90	0,009713599	1,215845E-02	0,0074943041	0,00734773
100	0,007597188	9,842987E-03	0,0056564221	0,005385375
110	0,005421392	7,970279E-03	0,0041315059	0,003849938
120	0,003529831	6,465799E-03	0,0029370637	0,002706133
130	0,002096923	5,260131E-03	0,0020409950	0,00188046
140	0,00113657	4,293851E-03	0,0013911035	0,001296586
150	0,000562076	3,518149E-03	0,0009324543	0,000889297
160	0,000253617	2,893802E-03	0,0006160027	0,000607769
170	0,000104412	2,389655E-03	0,0004017822	0,000414358
180	3,92196E-05	1,981109E-03	0,0002591113	0,000282032
190	1,34414E-05	1,648785E-03	0,0001654249	0,00019175
200	4,20309E-06	1,377418E-03	0,0001046608	0,00013027

Ek – 2.9 Yamula İstasyonu Ocak Temmuz Ort. Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,002033826		0,000000E+00	0,0000000000
2	0,003175775	9,668223E-05	9,668223E-06	0,0000363156
4	0,004780227	4,035593E-03	4,035593E-04	0,0006660876
6	0,006936017	1,805775E-02	1,805775E-03	0,0030127501
8	0,009701404	3,848891E-02	3,848891E-03	0,0076818277
10	0,013080426	5,810574E-02	5,810574E-03	0,0143075774
12	0,017000903	7,261954E-02	7,261954E-03	0,0218469991
14	0,02130026	8,096904E-02	8,096904E-03	0,0290856861
16	0,025725313	8,387478E-02	8,387478E-03	0,0350258507
18	0,029950167	8,267761E-02	8,267761E-03	0,0390673965
20	0,033612487	7,872566E-02	7,872566E-03	0,0410190584
22	0,036363434	7,313287E-02	7,313287E-03	0,0410124647
24	0,037922063	6,672841E-02	6,672841E-03	0,0393828212
26	0,038122541	6,008624E-02	6,008624E-03	0,0365569318
28	0,036943204	5,357884E-02	5,357884E-03	0,0329677872
30	0,034510409	4,743078E-02	4,743078E-03	0,0290000850
32	0,031076241	4,176329E-02	4,176329E-03	0,0249628766
34	0,026975511	3,662839E-02	3,662839E-03	0,0210823053
36	0,022572191	3,203368E-02	3,203368E-03	0,0175071664
38	0,018207091	2,795963E-02	2,795963E-03	0,0143212357
40	0,014156968	2,437143E-02	2,437143E-03	0,0115579957
42	0,010611157	2,122675E-02	2,122675E-03	0,0092149776
44	0,00766687	1,848074E-02	1,848074E-03	0,0072662136
46	0,005339939	1,608911E-02	1,608911E-03	0,0056721912
48	0,003585232	1,400992E-02	1,400992E-03	0,0043872721
50	0,00232039	1,220455E-02	1,220455E-03	0,0033648513

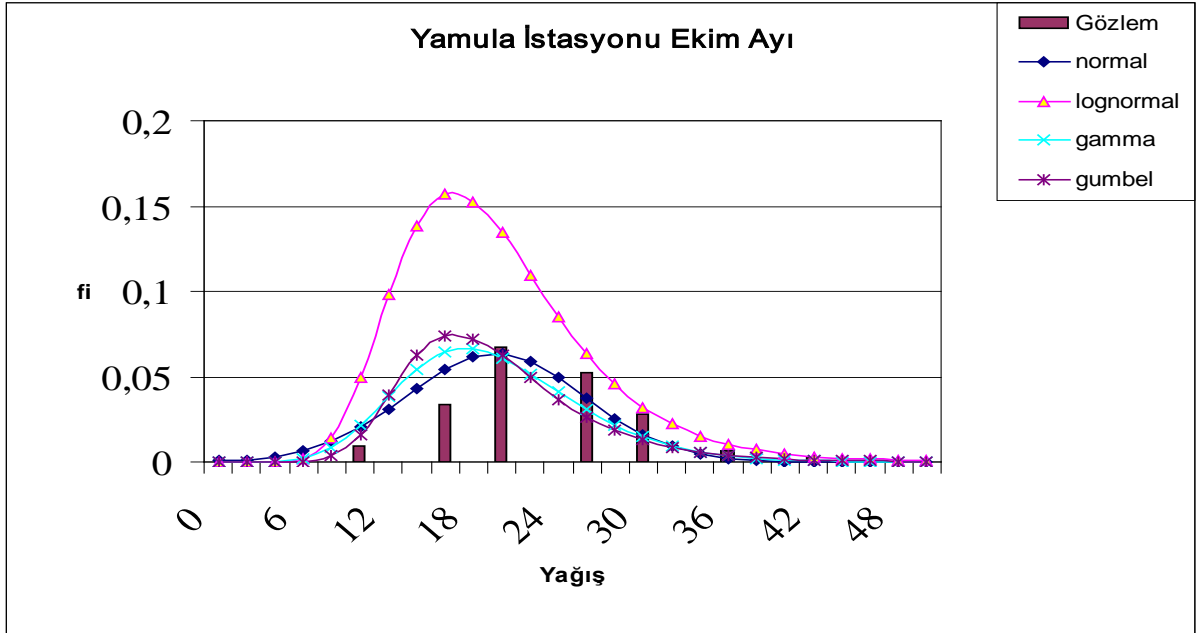
Ek – 2.10 Yamula İstasyonu Ağustos Ayı Ort. Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,002093166		0,0000000000	0,0000000000
2	0,004883045	3,945010E-04	0,0000009061	0,0090605168
4	0,010126768	1,840941E-02	0,0000059151	0,0591506811
6	0,018669982	7,027481E-02	0,0000069240	0,0692404008
8	0,030599187	1,210457E-01	0,0000040102	0,0401018894
10	0,044582953	1,462722E-01	0,0000015795	0,0157950627
12	0,057745843	1,468446E-01	0,0000004875	0,0048748692
14	0,066491414	1,325418E-01	0,0000001271	0,0012714922
16	0,068061788	1,121442E-01	0,0000000293	0,0002932017
18	0,061934708	9,110504E-02	0,0000000062	0,0000615403
20	0,050102313	7,211102E-02	0,0000000012	0,0000119928
22	0,036030842	5,613153E-02	0,0000000002	0,0000022009
24	0,023034776	4,323486E-02	0,0000000000	0,0000003844
26	0,013091413	3,309010E-02	0,0000000000	0,0000000644
28	0,006614271	2,523799E-02	0,0000000000	0,0000000104
30	0,00297078	1,922148E-02	0,0000000000	0,0000000016
32	0,001186183	1,463935E-02	0,0000000000	0,0000000002
34	0,000421043	1,116112E-02	0,0000000000	0,0000000000
36	0,00013286	8,524468E-03	0,0000000000	0,0000000000
38	3,72695E-05	6,525744E-03	0,0000000000	0,0000000000
40	9,29409E-06	5,009097E-03	0,0000000000	0,0000000000

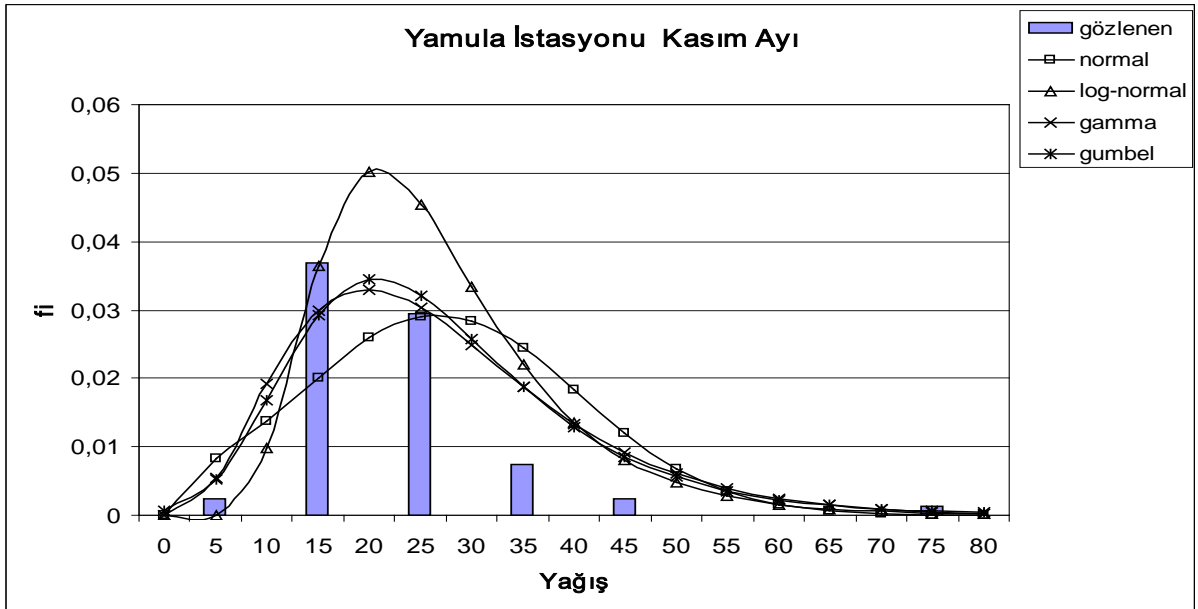
Ek – 2.11 Yamula İstasyonu Eylül Ayı Ortalama Yağış Değerlerine ait dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,00115645		0,0000000000	0,0000000000
2	0,003304425	1,296778E-04	0,0000000038	0,0000377746
4	0,008122025	1,252078E-02	0,0000002082	0,0020815745
6	0,017172441	6,261245E-02	0,0000013618	0,0136178280
8	0,031231949	1,218489E-01	0,0000037232	0,0372318418
10	0,048861347	1,555584E-01	0,0000063110	0,0631102825
12	0,065755351	1,591811E-01	0,0000079061	0,0790607556
14	0,076119526	1,434009E-01	0,0000080389	0,0803888476
16	0,075798457	1,195188E-01	0,0000070161	0,0701613911
18	0,064926796	9,483134E-02	0,0000054493	0,0544926536
20	0,047839528	7,289242E-02	0,0000038602	0,0386024039
22	0,030321391	5,488796E-02	0,0000025384	0,0253839213
24	0,016531439	4,078933E-02	0,0000015697	0,0156966055
26	0,007753031	3,006589E-02	0,0000009218	0,0092179531
28	0,003127747	2,205850E-02	0,0000005180	0,0051804936
30	0,001085403	1,614811E-02	0,0000002803	0,0028031895
32	0,000324004	1,181612E-02	0,0000001468	0,0014675878
34	8,31971E-05	8,653359E-03	0,0000000746	0,0007463880
36	1,83766E-05	6,348155E-03	0,0000000370	0,0003699767
38	3,49158E-06	4,668199E-03	0,0000000179	0,0001792420
40	5,70661E-07	3,442670E-03	0,0000000085	0,0000850710

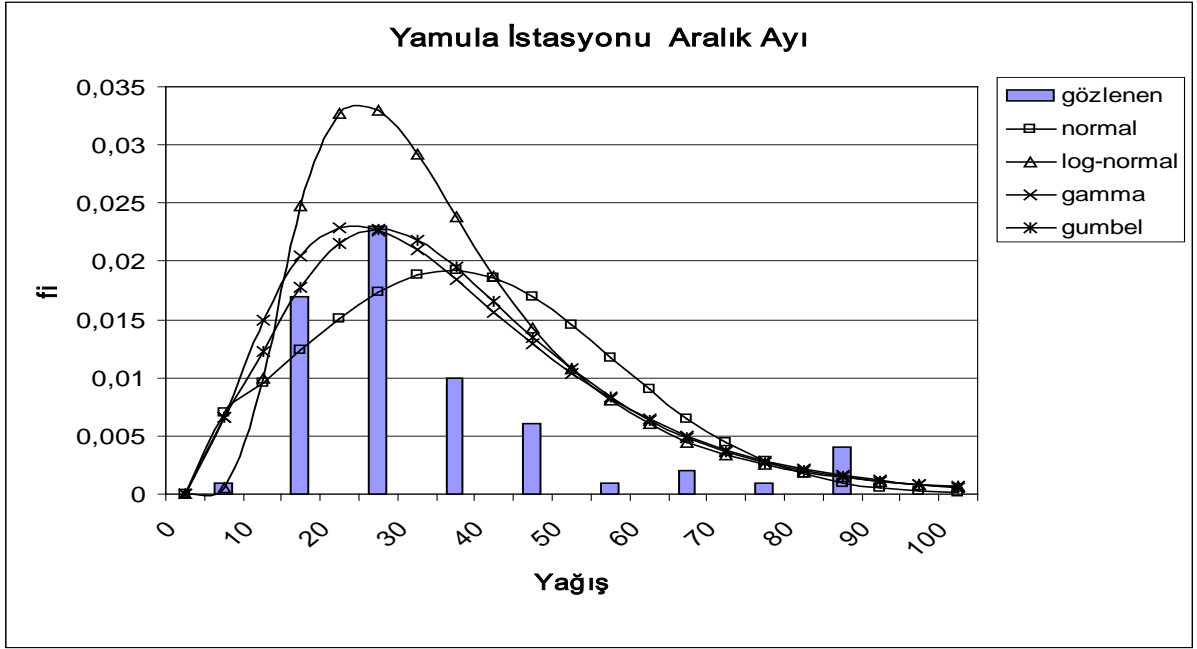
Ek – 3 Yamula İstasyonu Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



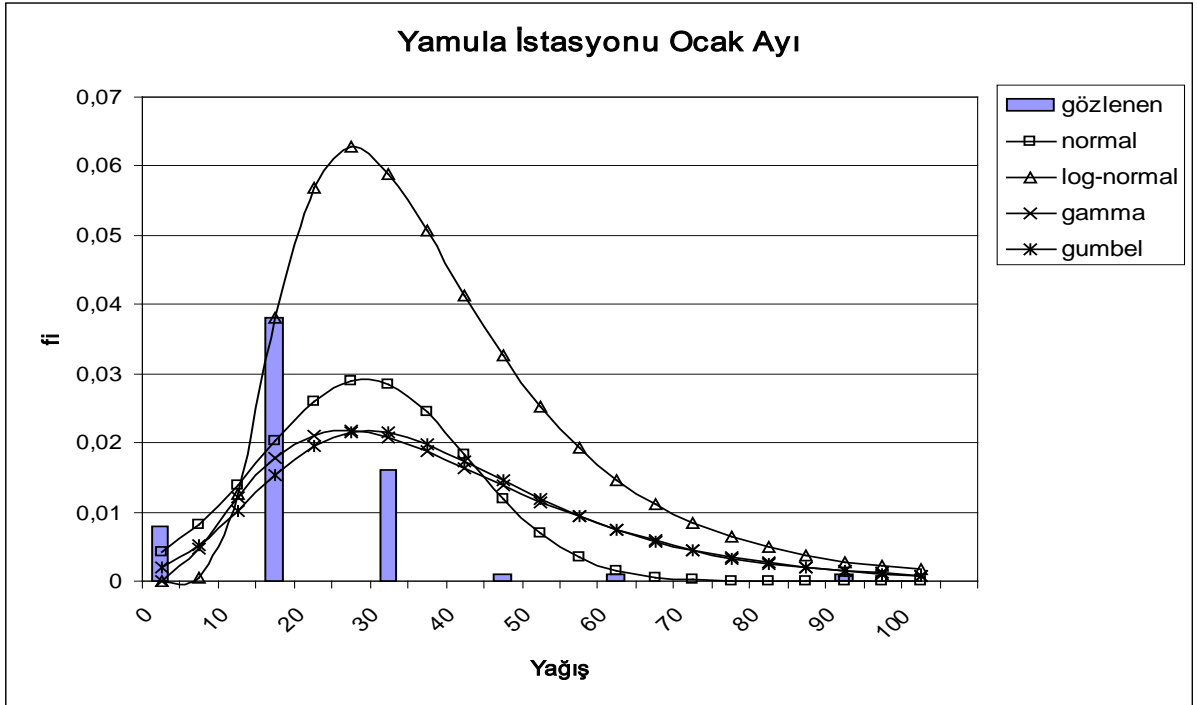
Ek 3.1 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Ekim Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



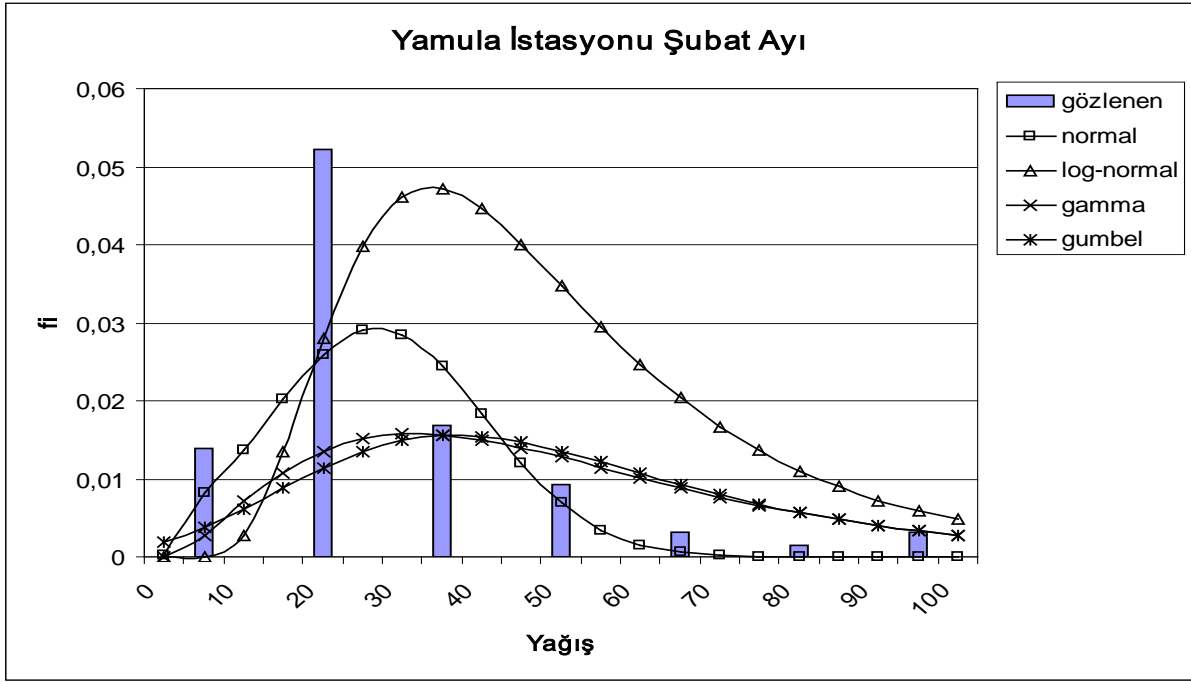
Ek 3.2 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Kasım Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



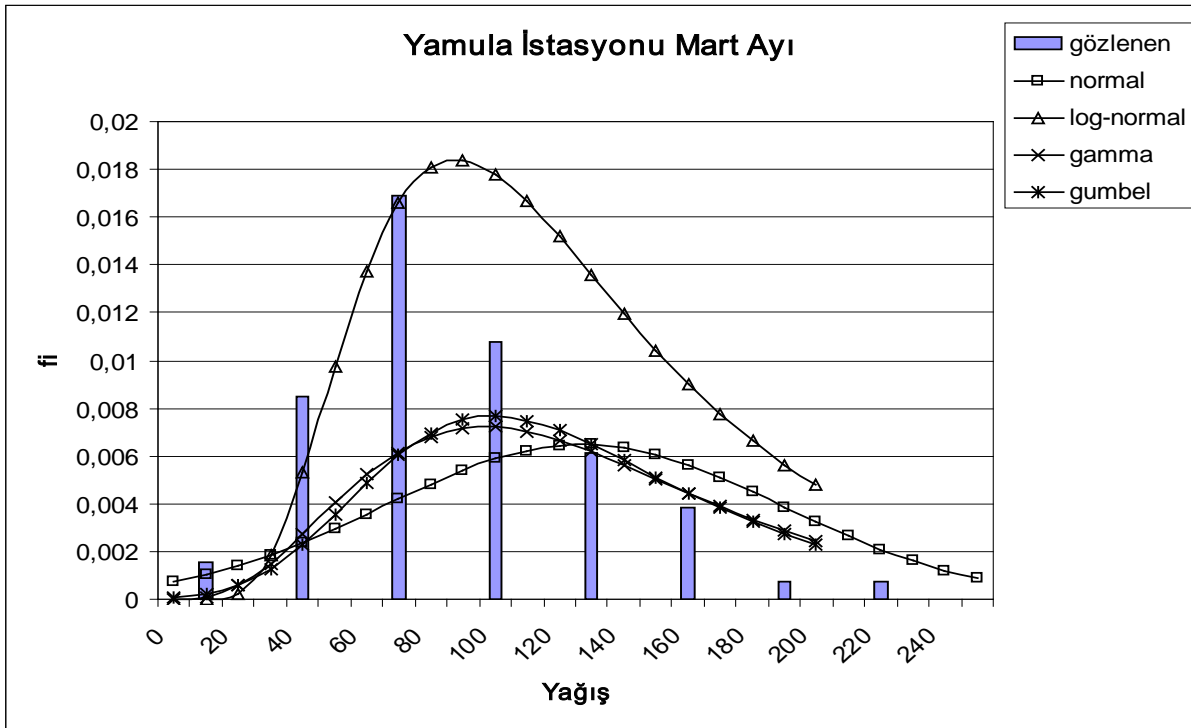
Ek 3.3 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Aralık Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



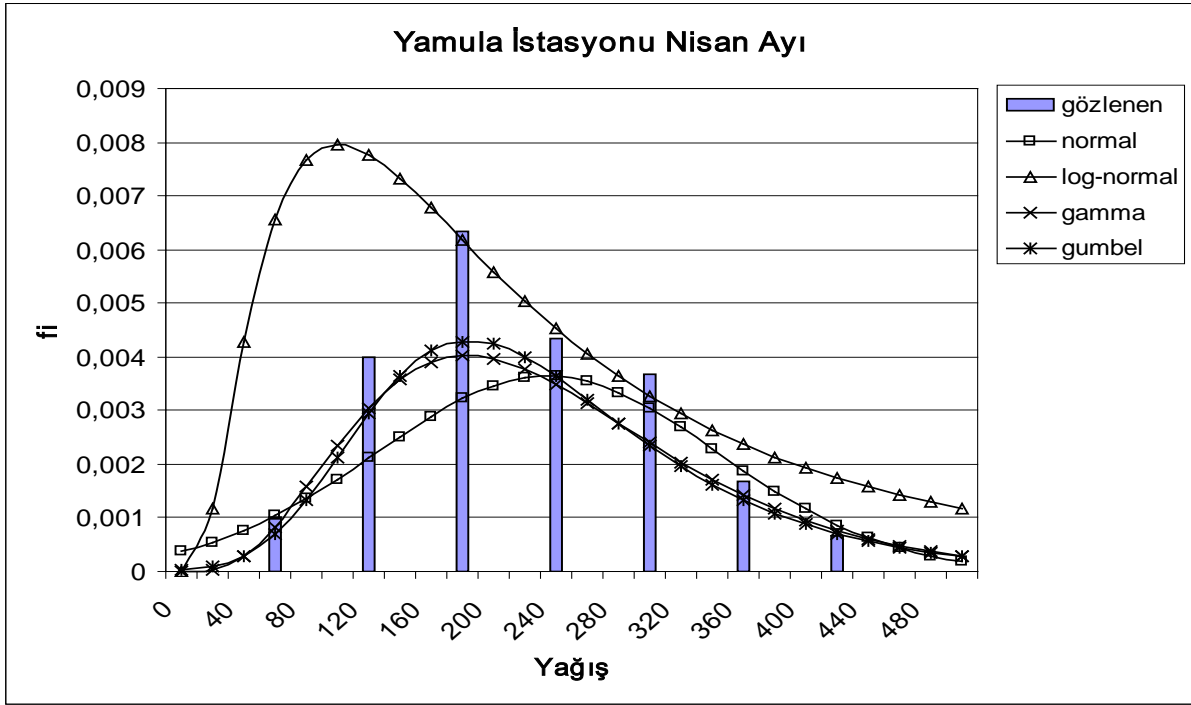
Ek 3.4 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Ocak Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



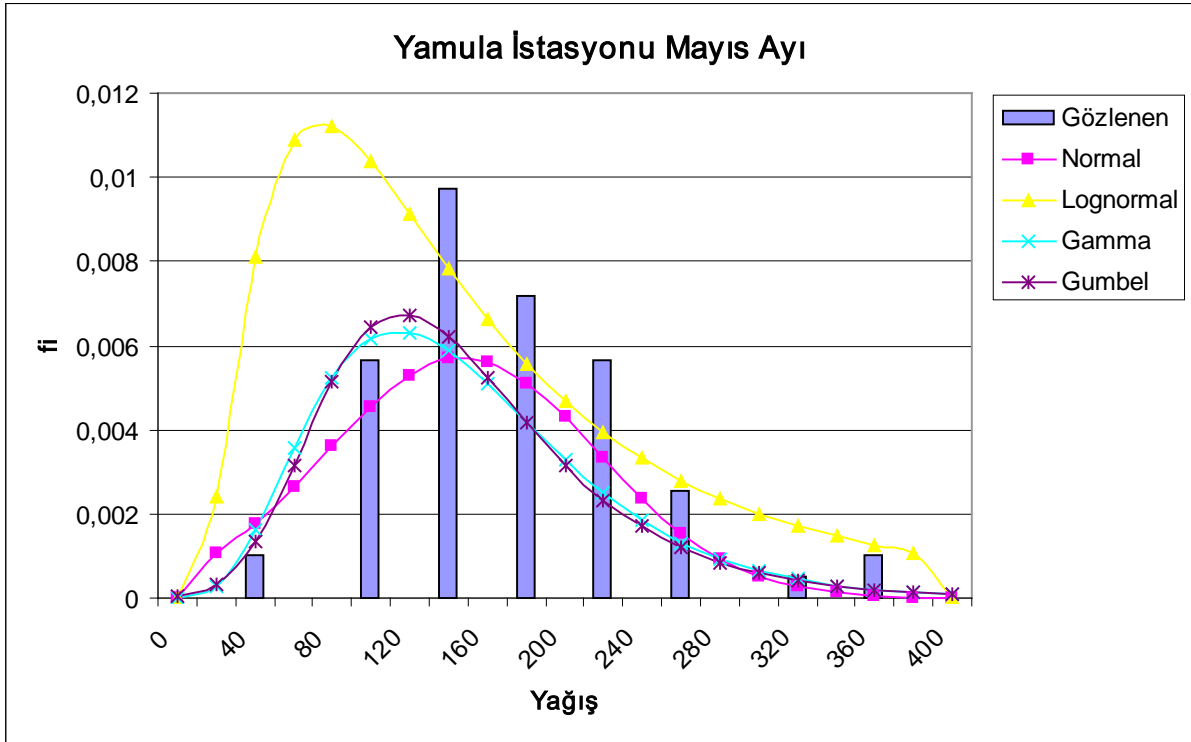
Ek 3.5 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Şubat Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



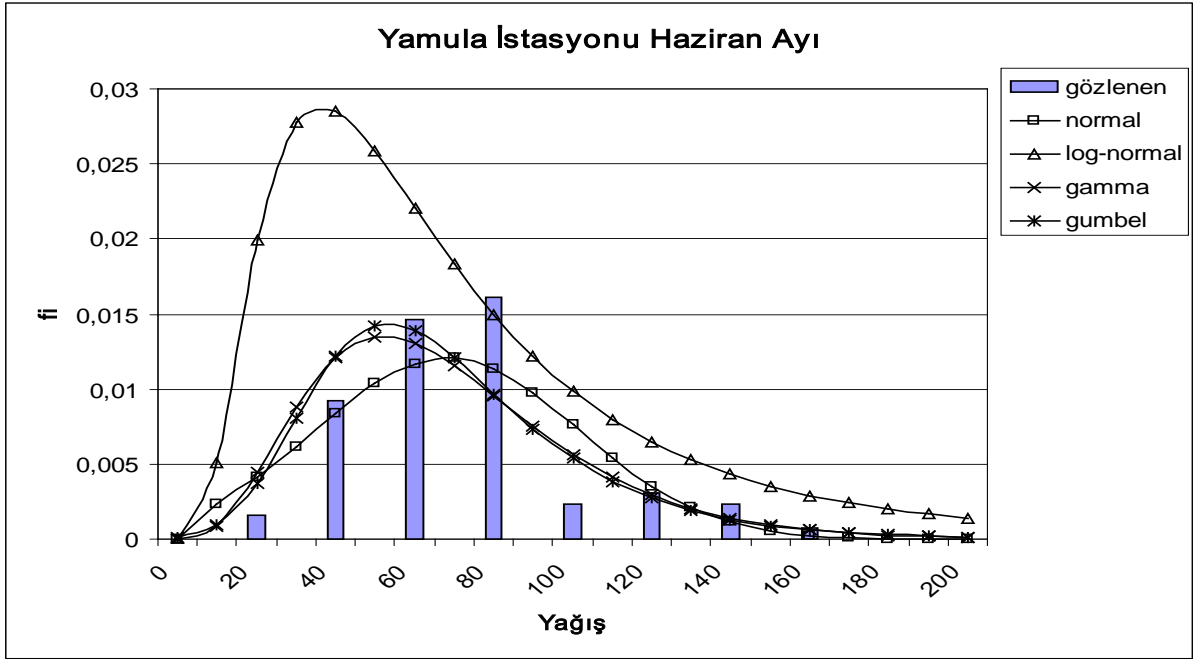
Ek 3.6 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Mart Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



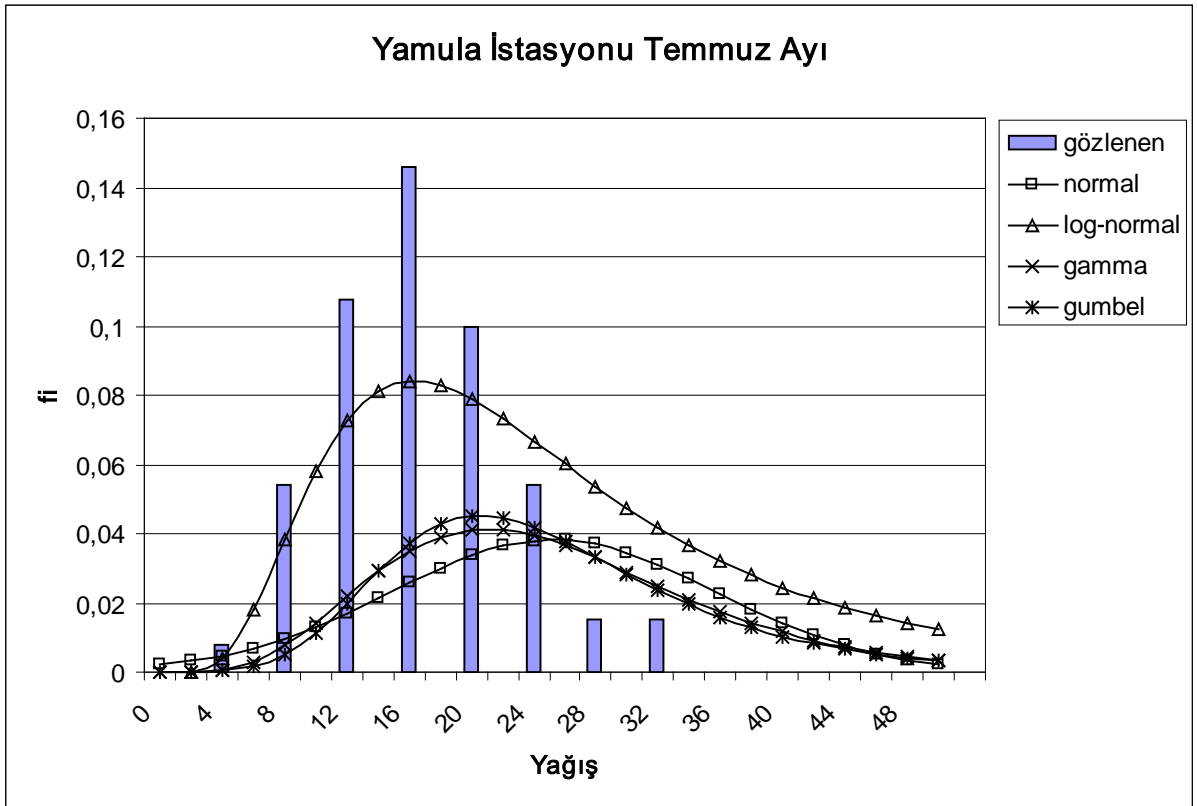
Ek 3.7 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Nisan Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



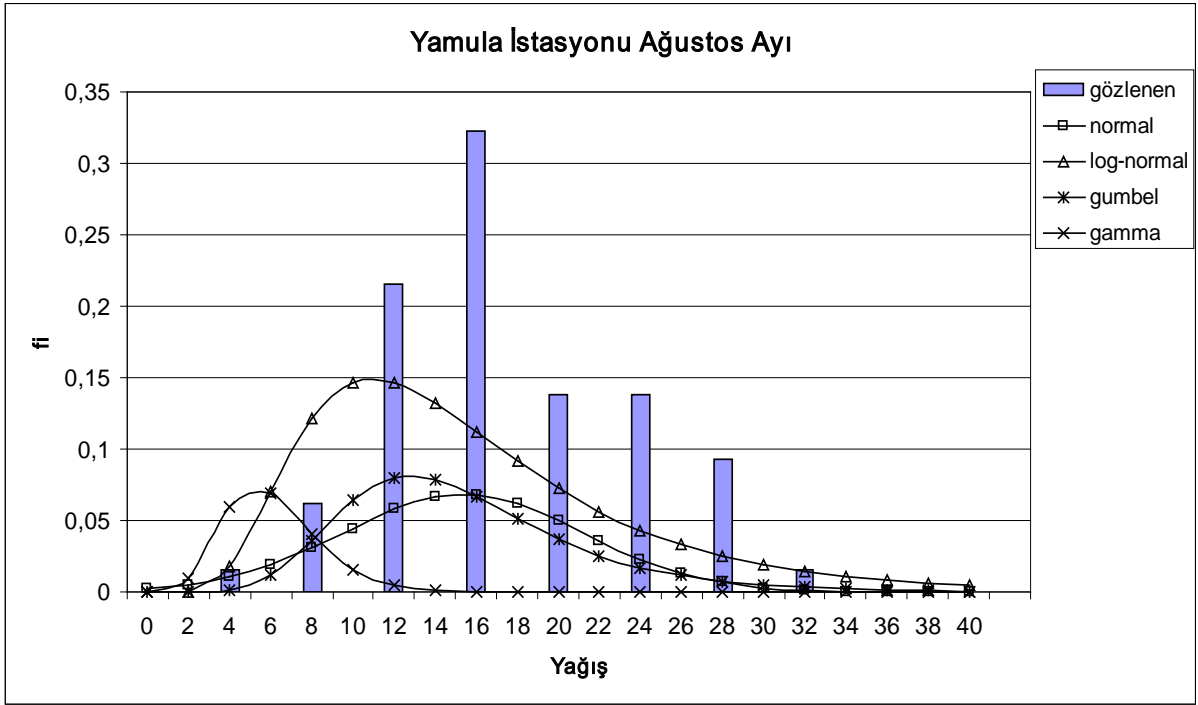
Ek 3.8 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Mayıs Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



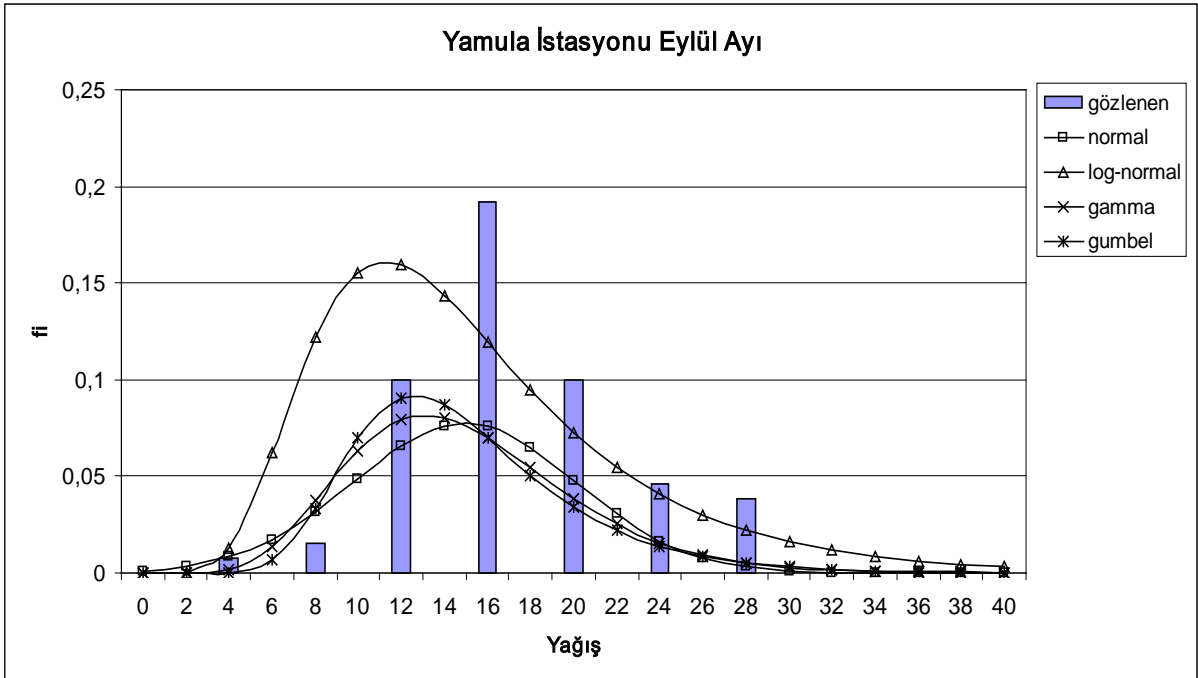
Ek 3.9 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Haziran Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması



Ek 3.10 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Temmuz Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması

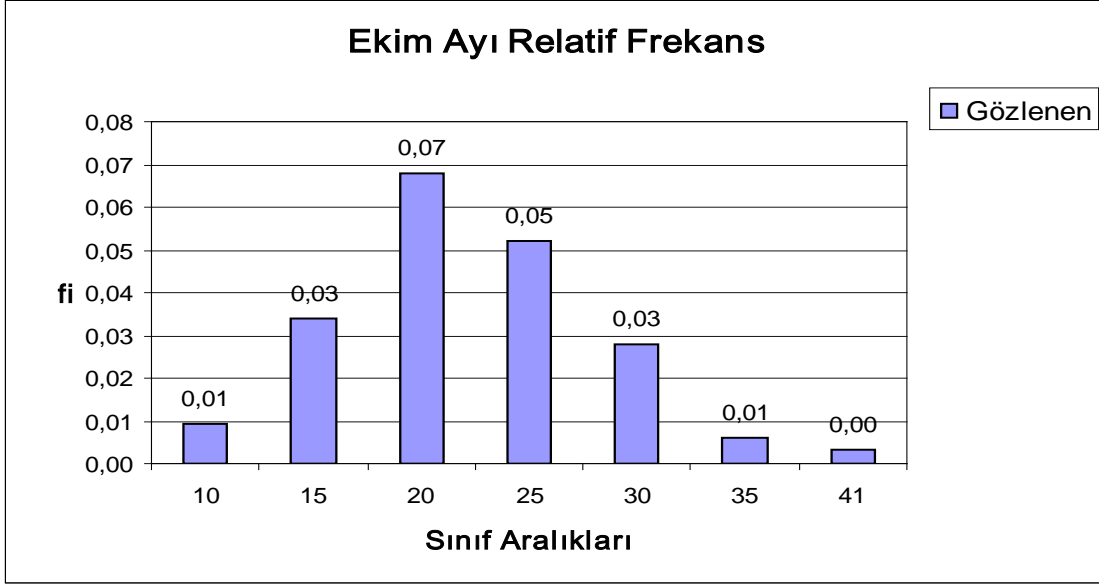


Ek 3.11 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Ağustos Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması

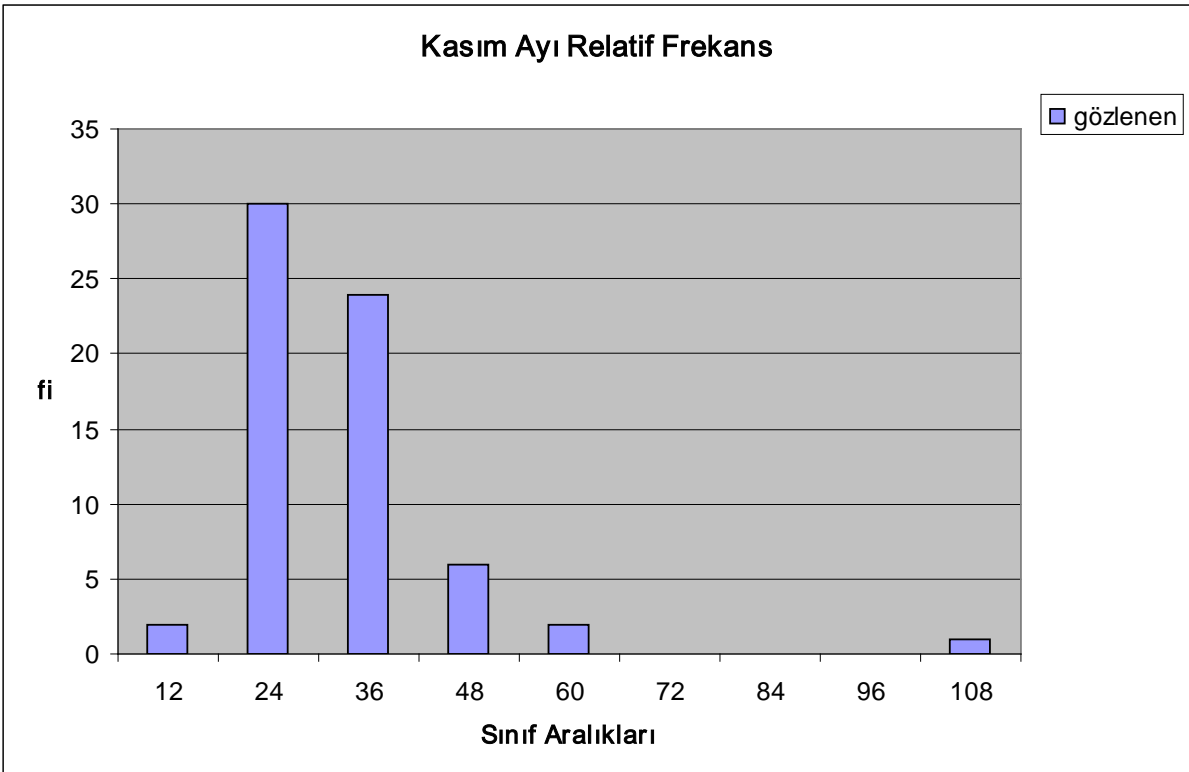


Ek 3.12 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Eylül Ayı Ortalama Yağış Değerlerine Ait Dağılım Karşılaştırması

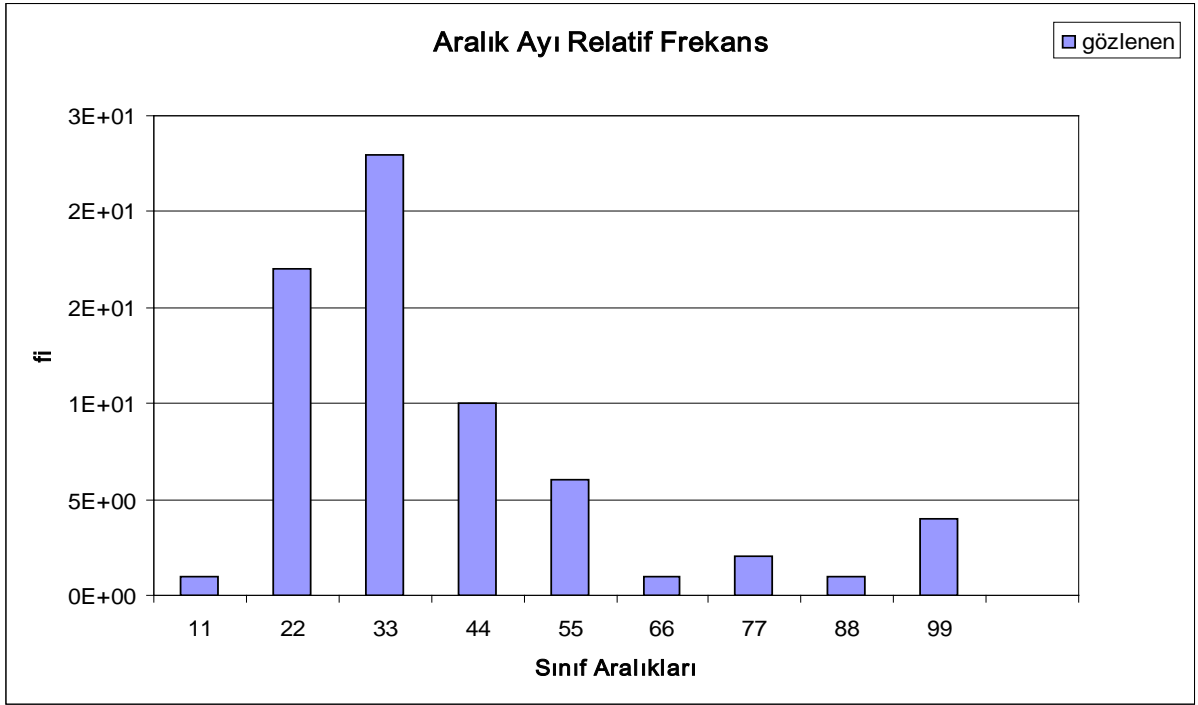
Ek – 4 Yamula İstasyonuna Ait Relatif Frekans Histogramı



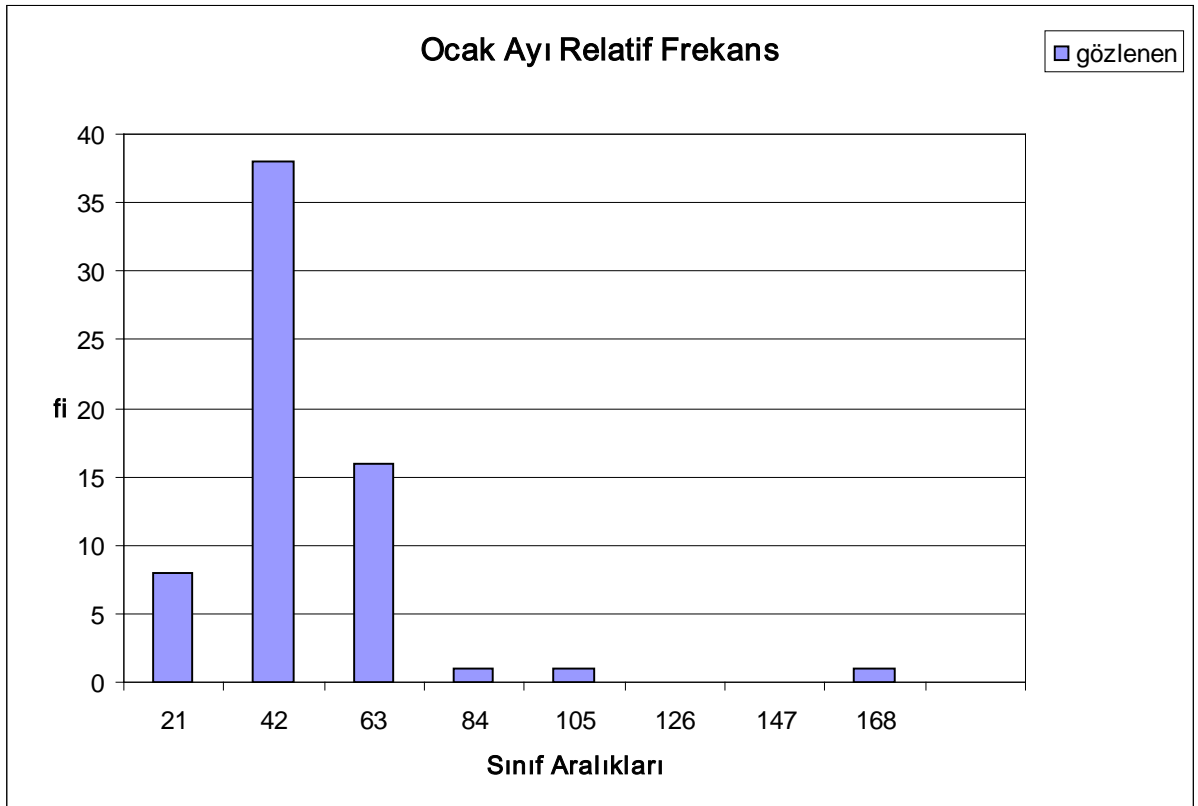
Ek 4.1 Yamula İstasyonu Ekim Ayı Relatif Frekans Histogramı



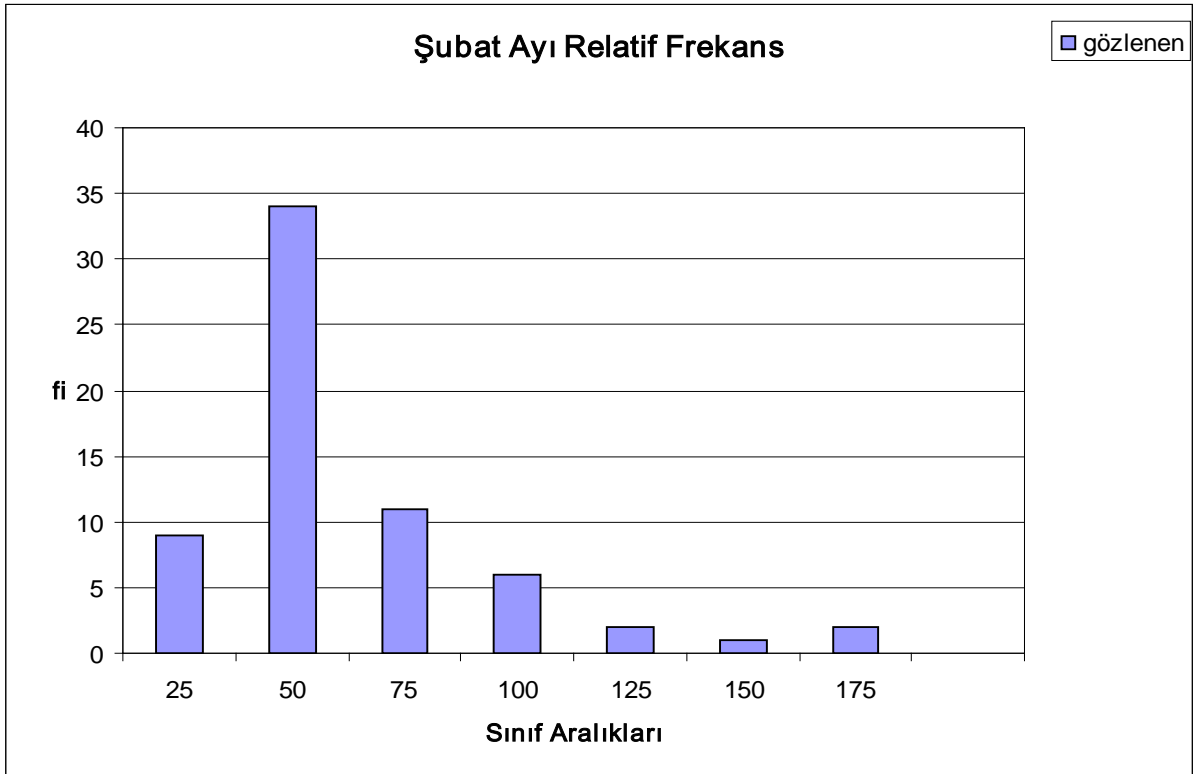
Ek 4.2 Yamula İstasyonu Kasım Ayı Relatif Frekans Histogramı



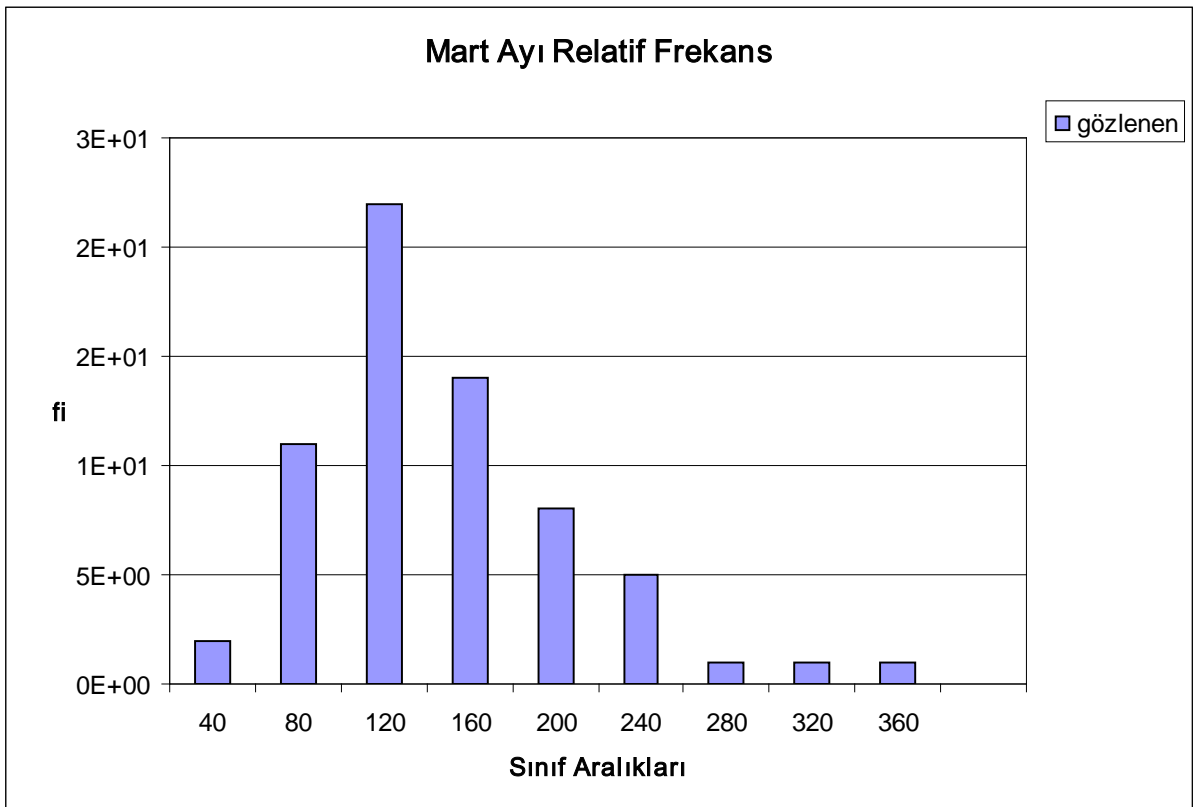
Ek 4.3 Yamula İstasyonu Aralık Ayı Relatif Frekans Histogramı



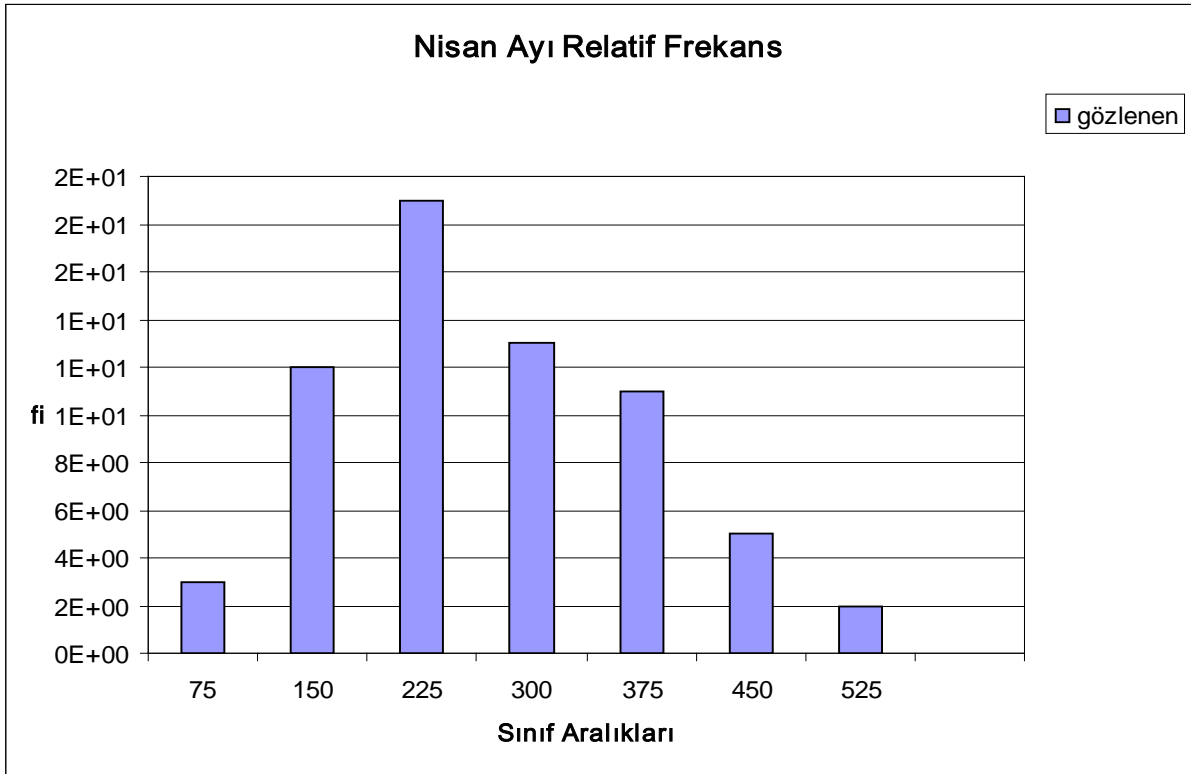
Ek 4.4 Yamula İstasyonu Ocak Ayı Relatif Frekans Histogramı



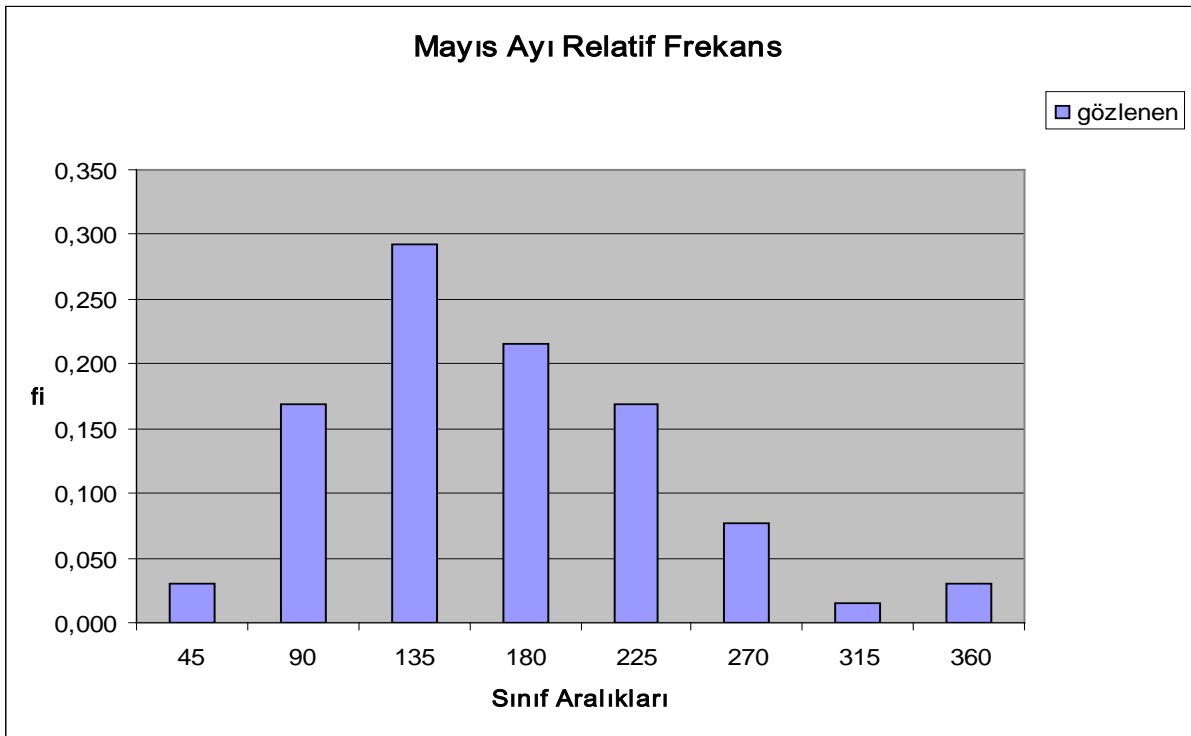
Ek 4.5 Yamula İstasyonu Şubat Ayı Relatif Frekans Histogramı



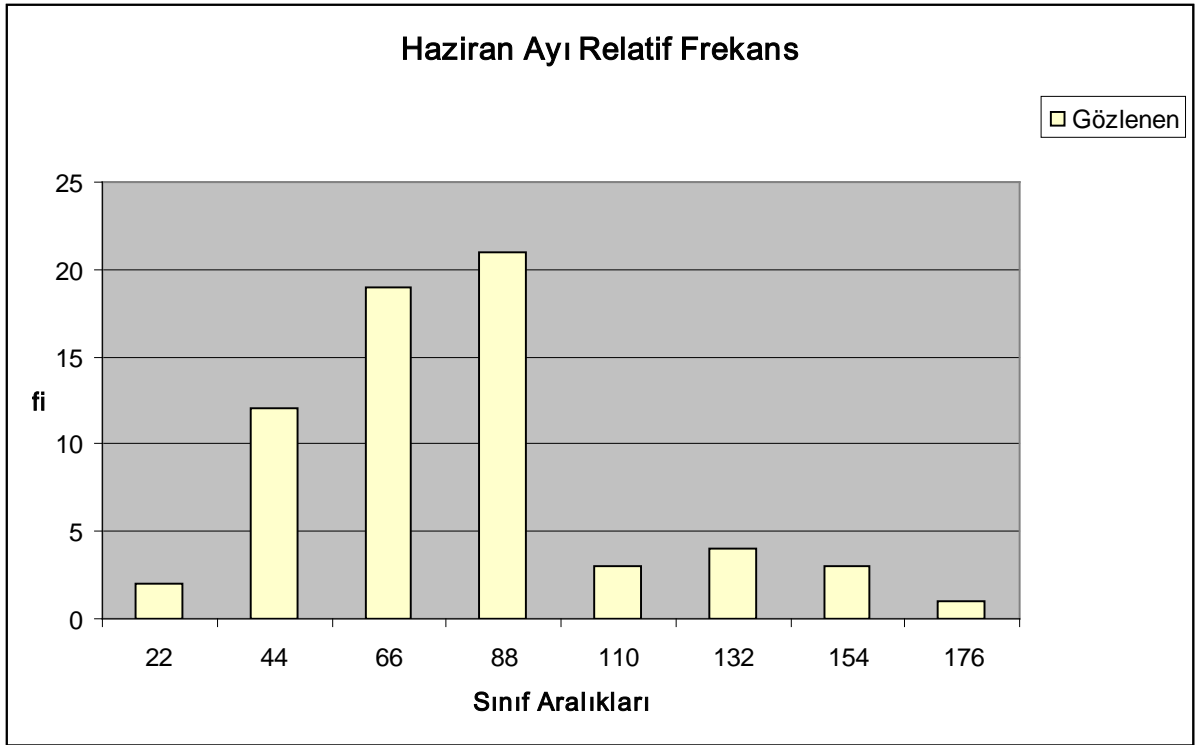
Ek 4.6 Yamula İstasyonu Mart Ayı Relatif Frekans Histogramı



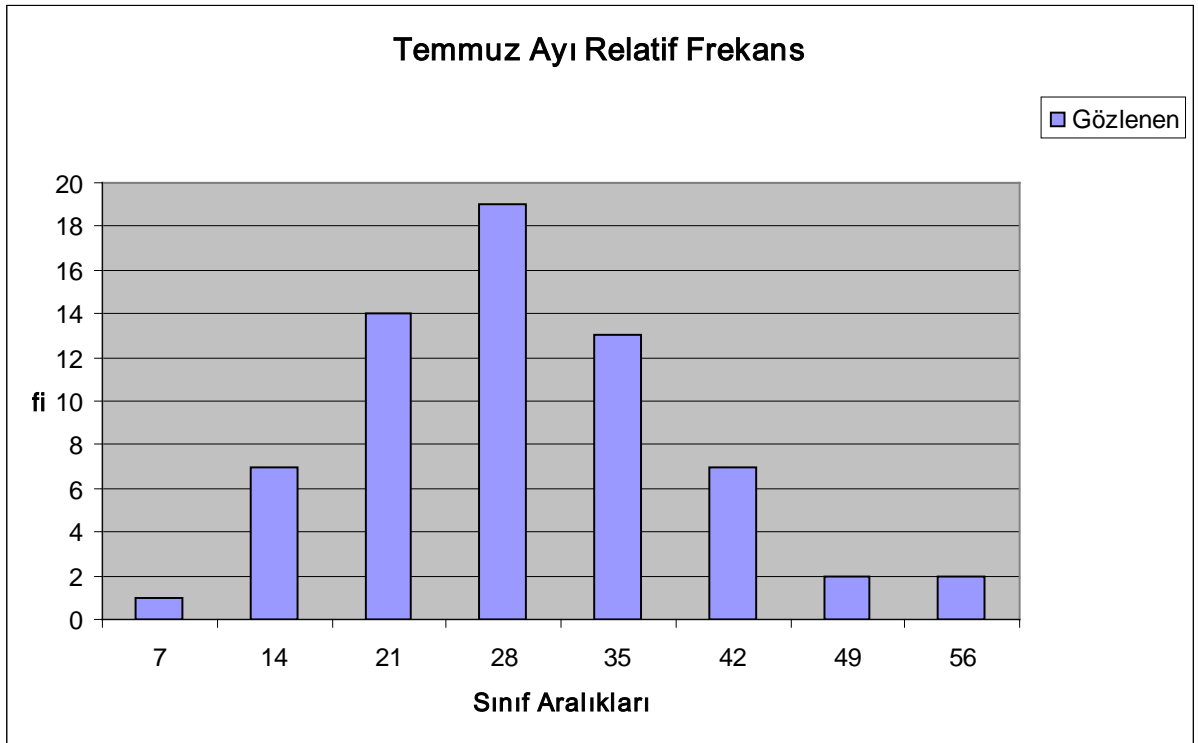
Ek 4.7 Yamula İstasyonu Nisan Ayı Relatif Frekans Histogramı



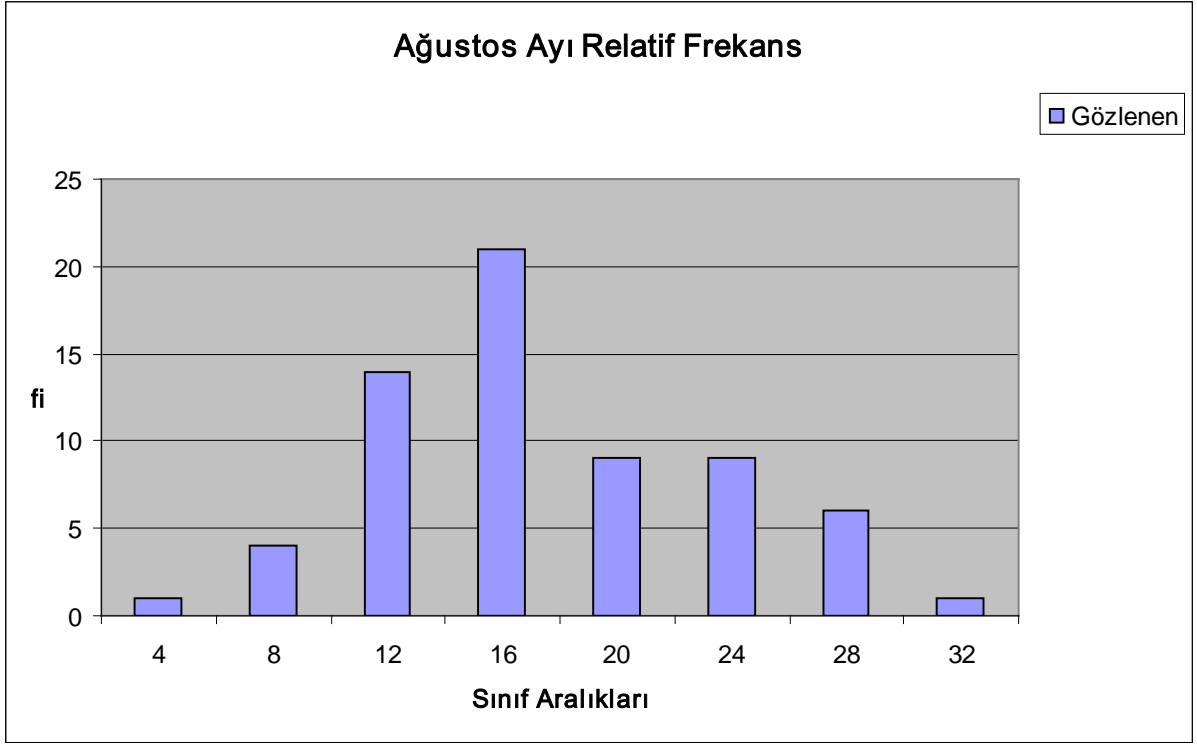
Ek 4.8 Yamula İstasyonu Mayıs Ayı Relatif Frekans Histogramı



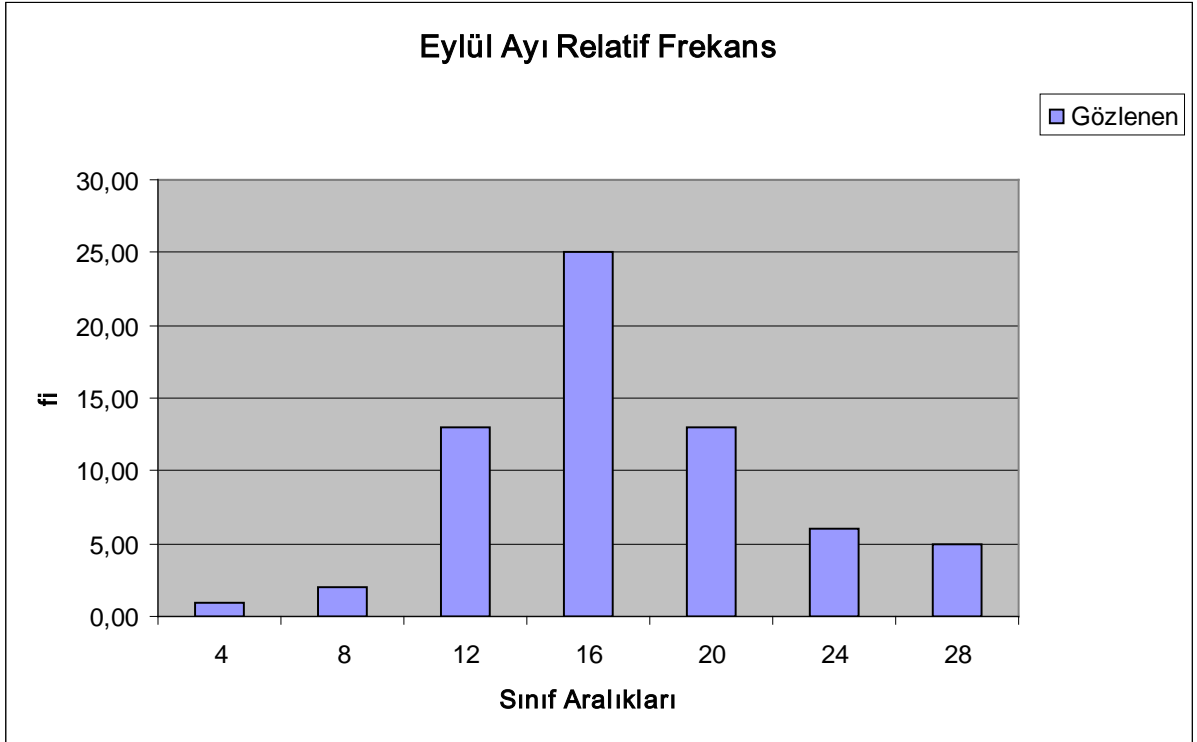
Ek 4.9 Yamula İstasyonu Haziran Ayı Relatif Frekans Histogramı



Ek 4.10 Yamula İstasyonu Temmuz Ayı Relatif Frekans Histogramı



Ek 4.11 Yamula İstasyonu Ağustos Ayı Relatif Frekans Histogramı



Ek 4.12 Yamula İstasyonu Eylül Ayı Relatif Frekans Histogramı

Ek – 5 Yamula İstasyonu Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

Ek – 5.1 Yamula Ekim Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

M	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1975	8,30	0,0152	0,0365	0,0052	0,0142	0,0041
2	2002	8,33	0,0303	0,0369	0,0054	0,0145	0,0042
3	1974	9,26	0,0455	0,0507	0,0135	0,0270	0,0108
4	1995	10,80	0,0606	0,0822	0,0425	0,0618	0,0365
5	1956	10,98	0,0758	0,0867	0,0474	0,0672	0,0411
6	1962	11,10	0,0909	0,0897	0,0509	0,0710	0,0444
7	1959	11,49	0,1061	0,1003	0,0635	0,0841	0,0563
8	1948	11,76	0,1212	0,1081	0,0732	0,0939	0,0656
9	1957	11,94	0,1364	0,1135	0,0802	0,1009	0,0724
10	1963	12,87	0,1515	0,1446	0,1219	0,1414	0,1138
11	1965	13,27	0,1667	0,1597	0,1427	0,1611	0,1349
12	1953	13,91	0,1818	0,1857	0,1791	0,1952	0,1723
13	1985	14,34	0,1970	0,2046	0,2055	0,2197	0,1996
14	1949	14,88	0,2121	0,2298	0,2405	0,2522	0,2361
15	2003	15,10	0,2273	0,2406	0,2553	0,2659	0,2515
16	1958	15,29	0,2424	0,2501	0,2682	0,2779	0,2650
17	1992	15,49	0,2576	0,2603	0,2820	0,2907	0,2794
18	1961	15,56	0,2727	0,2639	0,2868	0,2952	0,2845
19	1950	15,65	0,2879	0,2686	0,2931	0,3011	0,2910
20	1980	15,66	0,3030	0,2691	0,2938	0,3017	0,2918
21	1954	15,77	0,3182	0,2749	0,3015	0,3089	0,2998
22	1972	15,93	0,3333	0,2835	0,3128	0,3195	0,3116
23	1960	16,42	0,3485	0,3104	0,3476	0,3522	0,3481
24	1976	16,43	0,3636	0,3110	0,3483	0,3529	0,3488
25	1951	16,58	0,3788	0,3195	0,3591	0,3630	0,3601
26	1990	16,75	0,3939	0,3292	0,3713	0,3746	0,3728
27	1966	17,51	0,4091	0,3740	0,4256	0,4265	0,4294
28	1971	17,52	0,4242	0,3746	0,4263	0,4272	0,4301
29	1945	18,47	0,4394	0,4330	0,4928	0,4921	0,4989
30	1979	18,79	0,4545	0,4530	0,5146	0,5136	0,5213
31	1996	19,50	0,4697	0,4979	0,5614	0,5606	0,5690
32	2000	19,60	0,4848	0,5042	0,5678	0,5670	0,5755
33	1946	19,64	0,5000	0,5068	0,5703	0,5696	0,5781
34	1967	19,65	0,5152	0,5074	0,5710	0,5703	0,5787
35	1955	19,72	0,5303	0,5118	0,5754	0,5748	0,5832
36	2001	20,00	0,5455	0,5295	0,5929	0,5926	0,6009
37	1984	20,12	0,5606	0,5371	0,6002	0,6002	0,6083
38	1993	20,29	0,5758	0,5478	0,6105	0,6108	0,6187
39	1988	20,41	0,5909	0,5553	0,6177	0,6182	0,6259
40	1939	20,87	0,6061	0,5840	0,6444	0,6460	0,6527
41	1944	20,94	0,6212	0,5883	0,6484	0,6502	0,6566
42	1991	21,13	0,6364	0,6000	0,6590	0,6613	0,6672
43	1986	21,42	0,6515	0,6177	0,6747	0,6780	0,6828
44	1987	21,73	0,6667	0,6363	0,6910	0,6953	0,6989
45	1978	22,53	0,6818	0,6828	0,7302	0,7377	0,7376
46	1947	22,95	0,6970	0,7061	0,7493	0,7585	0,7562
47	1973	23,00	0,7121	0,7089	0,7517	0,7609	0,7584
48	1999	23,60	0,7273	0,7406	0,7767	0,7888	0,7828
49	1940	23,63	0,7424	0,7421	0,7779	0,7901	0,7840

50	1981	23,94	0,7576	0,7578	0,7900	0,8036	0,7958
51	1942	24,18	0,7727	0,7695	0,7990	0,8137	0,8045
52	1994	24,22	0,7879	0,7714	0,8005	0,8154	0,8059
53	1968	24,79	0,8030	0,7978	0,8205	0,8379	0,8252
54	1943	25,02	0,8182	0,8079	0,8281	0,8465	0,8325
55	1982	25,11	0,8333	0,8118	0,8310	0,8498	0,8352
56	1941	25,44	0,8485	0,8255	0,8413	0,8615	0,8451
57	1983	25,68	0,8636	0,8351	0,8484	0,8696	0,8519
58	1977	25,71	0,8788	0,8363	0,8493	0,8706	0,8527
59	1964	26,36	0,8939	0,8604	0,8671	0,8910	0,8697
60	1998	26,70	0,9091	0,8720	0,8757	0,9008	0,8779
61	1970	27,40	0,9242	0,8937	0,8917	0,9194	0,8932
62	1997	28,40	0,9394	0,9199	0,9115	0,9422	0,9119
63	1952	34,05	0,9545	0,9887	0,9731	1,0114	0,9712
64	1969	34,47	0,9697	0,9905	0,9755	1,0139	0,9736
65	1989	40,25	0,9848	0,9988	0,9932	1,0307	0,9918
		Maksimum		0,065	0,092	0,091	0,099
A.D	Tablo			0,065<0,69	0,092<0,169	0,091<0,169	0,099<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.2 Yamula Kasım Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1974	10,94	0,0152	0,0981	0,0524	0,0890	0,0823
2	2002	11,70	0,0303	0,1098	0,0691	0,1063	0,0978
3	1959	12,87	0,0455	0,1293	0,0996	0,1355	0,1247
4	1956	13,18	0,0606	0,1347	0,1085	0,1437	0,1324
5	1949	14,91	0,0758	0,1675	0,1641	0,1929	0,1795
6	1962	15,10	0,0909	0,1713	0,1707	0,1985	0,1851
7	1963	15,22	0,1061	0,1738	0,1749	0,2022	0,1886
8	1957	15,22	0,1212	0,1738	0,1749	0,2022	0,1886
9	1951	16,06	0,1364	0,1914	0,2052	0,2280	0,2141
10	1965	16,50	0,1515	0,2010	0,2216	0,2418	0,228
11	1950	17,08	0,1667	0,2139	0,2435	0,2603	0,2466
12	1946	17,44	0,1818	0,2222	0,2573	0,2719	0,2584
13	1954	17,50	0,1970	0,2236	0,2597	0,2738	0,2603
14	1961	17,65	0,2121	0,2271	0,2655	0,2787	0,2653
15	1947	18,02	0,2273	0,2358	0,2798	0,2907	0,2776
16	1953	18,05	0,2424	0,2365	0,2810	0,2917	0,2786
17	2003	18,30	0,2576	0,2425	0,2907	0,2999	0,287
18	1976	18,95	0,2727	0,2584	0,3161	0,3213	0,3091
19	1985	18,99	0,2879	0,2594	0,3176	0,3226	0,3104
20	1975	19,39	0,3030	0,2695	0,3333	0,3358	0,3241
21	1948	20,03	0,3182	0,2858	0,3582	0,3570	0,3462
22	1958	20,19	0,3333	0,2900	0,3644	0,3623	0,3517
23	1995	20,20	0,3485	0,2902	0,3648	0,3626	0,352
24	1967	20,54	0,3636	0,2992	0,3779	0,3739	0,3638
25	1972	21,33	0,3788	0,3202	0,4081	0,3999	0,3911
26	1960	21,35	0,3939	0,3208	0,4089	0,4005	0,3918
27	2000	21,60	0,4091	0,3276	0,4183	0,4087	0,4004
28	1940	21,97	0,4242	0,3377	0,4322	0,4208	0,4131
29	1955	22,21	0,4394	0,3443	0,4411	0,4286	0,4213
30	1979	22,77	0,4545	0,3599	0,4616	0,4467	0,4404

31	2001	23,20	0,4697	0,3720	0,4771	0,4605	0,4549
32	1971	23,20	0,4848	0,3720	0,4771	0,4605	0,4549
33	1973	24,02	0,5000	0,3954	0,5059	0,4864	0,4823
34	1978	24,17	0,5152	0,3997	0,5111	0,4911	0,4872
35	1980	24,60	0,5303	0,4121	0,5257	0,5044	0,5013
36	1966	24,78	0,5455	0,4173	0,5318	0,5099	0,5071
37	1939	25,99	0,5606	0,4525	0,5710	0,5463	0,5455
38	1987	26,21	0,5758	0,4589	0,5779	0,5528	0,5523
39	1983	27,42	0,5909	0,4943	0,6143	0,5874	0,5887
40	1992	27,62	0,6061	0,5001	0,6201	0,5930	0,5945
41	1944	27,67	0,6212	0,5016	0,6215	0,5944	0,5959
42	1970	28,12	0,6364	0,5147	0,6342	0,6067	0,6088
43	1991	28,15	0,6515	0,5156	0,6351	0,6075	0,6097
44	1994	28,38	0,6667	0,5223	0,6414	0,6137	0,6161
45	1945	28,80	0,6818	0,5344	0,6528	0,6249	0,6278
46	1981	29,08	0,6970	0,5425	0,6602	0,6323	0,6354
47	1977	29,67	0,7121	0,5595	0,6754	0,6474	0,6511
48	1990	30,05	0,7273	0,5703	0,6848	0,6570	0,6610
49	1964	31,09	0,7424	0,5996	0,7096	0,6822	0,6869
50	1982	31,11	0,7576	0,6001	0,7100	0,6827	0,6874
51	1999	31,30	0,7727	0,6054	0,7144	0,6871	0,6919
52	1942	31,39	0,7879	0,6079	0,7164	0,6892	0,6941
53	1998	32,10	0,8030	0,6273	0,7319	0,7054	0,7106
54	1997	32,50	0,8182	0,6381	0,7404	0,7142	0,7196
55	1993	33,60	0,8333	0,6670	0,7623	0,7376	0,7432
56	1952	35,36	0,8485	0,7109	0,7939	0,7718	0,7775
57	1941	36,31	0,8636	0,7332	0,8093	0,7888	0,7943
58	1968	36,77	0,8788	0,7436	0,8164	0,7967	0,8020
59	1986	40,34	0,8939	0,8155	0,8632	0,8499	0,8539
60	1996	42,00	0,9091	0,8433	0,8808	0,8704	0,8735
61	1969	46,16	0,9242	0,8978	0,9156	0,9115	0,9123
62	1943	47,98	0,9394	0,9154	0,9274	0,9256	0,9254
63	1988	54,84	0,9545	0,9556	0,9587	0,9626	0,9597
64	1989	58,81	0,9697	0,9660	0,9701	0,9756	0,9718
65	1984	101,79	0,9848	0,9754	0,9990	1,0019	0,9986
		Maksimum		0,180	0,088	0,117	0,104
A.D	Tablo			0,180>0,169	0,088<0,169	0,117<0,169	0,104<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYMAZ	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.3 Yamula Aralık Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1954	6,61	0,0152	0,0412	0,0035	0,0260	0,0340
2	1949	14,80	0,0303	0,1231	0,1064	0,1536	0,1411
3	2003	15,00	0,0455	0,1256	0,1109	0,1577	0,1447
4	1951	15,38	0,0606	0,1303	0,1197	0,1656	0,1515
5	1974	15,79	0,0758	0,1356	0,1294	0,1741	0,1590
6	2002	16,10	0,0909	0,1396	0,1370	0,1807	0,1648
7	1950	16,65	0,1061	0,1468	0,1507	0,1925	0,1753
8	1947	16,74	0,1212	0,1480	0,1530	0,1945	0,1770
9	1957	16,90	0,1364	0,1502	0,1571	0,1979	0,1802
10	1961	18,32	0,1515	0,1698	0,1946	0,2293	0,2086
11	1946	18,70	0,1667	0,1753	0,2049	0,2378	0,2165
12	1958	18,81	0,1818	0,1768	0,2080	0,2403	0,2188
13	1975	18,82	0,1970	0,1770	0,2082	0,2406	0,2190
14	1959	19,22	0,2121	0,1828	0,2193	0,2496	0,2274
15	1985	19,64	0,2273	0,1891	0,2310	0,2591	0,2363
16	1976	19,65	0,2424	0,1892	0,2312	0,2594	0,2365
17	1973	19,78	0,2576	0,1911	0,2349	0,2623	0,2393
18	1960	20,93	0,2727	0,2087	0,2673	0,2887	0,2642
19	2001	22,10	0,2879	0,2273	0,3005	0,3156	0,2902
20	1965	22,60	0,3030	0,2354	0,3147	0,3271	0,3014
21	2000	22,80	0,3182	0,2387	0,3203	0,3318	0,3059
22	1942	23,33	0,3333	0,2475	0,3353	0,3439	0,3179
23	1953	23,52	0,3485	0,2506	0,3406	0,3483	0,3222
24	1956	23,57	0,3636	0,2515	0,3420	0,3494	0,3233
25	1987	24,20	0,3788	0,2621	0,3597	0,3639	0,3376
26	1995	24,50	0,3939	0,2673	0,3680	0,3707	0,3445
27	1978	25,44	0,4091	0,2836	0,3939	0,3921	0,3659
28	1945	26,61	0,4242	0,3044	0,4253	0,4183	0,3925
29	1955	26,61	0,4394	0,3044	0,4253	0,4183	0,3925
30	1948	27,61	0,4545	0,3225	0,4516	0,4405	0,4151
31	1980	28,00	0,4697	0,3296	0,4616	0,4490	0,4239
32	1983	28,12	0,4848	0,3318	0,4646	0,4516	0,4266
33	1992	28,43	0,5000	0,3375	0,4725	0,4583	0,4336
34	1979	28,63	0,5152	0,3412	0,4775	0,4626	0,4380
35	1940	29,48	0,5303	0,3571	0,4986	0,4808	0,4569
36	1944	30,61	0,5455	0,3784	0,5256	0,5045	0,4816
37	1991	31,32	0,5606	0,3919	0,5420	0,5191	0,4969
38	1964	31,34	0,5758	0,3923	0,5425	0,5195	0,4973
39	1994	31,75	0,5909	0,4001	0,5518	0,5278	0,5060
40	1977	31,95	0,6061	0,4039	0,5563	0,5318	0,5102
41	1939	32,28	0,6212	0,4102	0,5636	0,5384	0,5172
42	1962	33,17	0,6364	0,4273	0,5828	0,5559	0,5356
43	1963	35,05	0,6515	0,4636	0,6211	0,5915	0,5733
44	1997	35,20	0,6667	0,4665	0,6240	0,5942	0,5762
45	1996	35,60	0,6818	0,4742	0,6318	0,6015	0,5839
46	1967	36,23	0,6970	0,4863	0,6436	0,6128	0,5959
47	1998	37,60	0,7121	0,5125	0,6682	0,6366	0,6212
48	1986	37,98	0,7273	0,5198	0,6748	0,6430	0,6280
49	1971	38,69	0,7424	0,5332	0,6867	0,6548	0,6405
50	1972	39,67	0,7576	0,5516	0,7025	0,6706	0,6572
51	1970	41,22	0,7727	0,5803	0,7260	0,6944	0,6825
52	1966	44,12	0,7879	0,6320	0,7653	0,7354	0,7258
53	1981	44,69	0,8030	0,6418	0,7723	0,7429	0,7337

54	1993	47,16	0,8182	0,6826	0,8006	0,7735	0,7658
55	1952	47,29	0,8333	0,6847	0,8019	0,7750	0,7673
56	1941	47,87	0,8485	0,6938	0,8080	0,7817	0,7743
57	1968	51,32	0,8636	0,7447	0,8404	0,8182	0,8121
58	1969	57,15	0,8788	0,8159	0,8830	0,8680	0,8627
59	1982	69,53	0,8939	0,9073	0,9388	0,9358	0,9294
60	1999	76,60	0,9091	0,9315	0,9573	0,9584	0,9509
61	1943	79,35	0,9242	0,9373	0,9628	0,9650	0,9572
62	1988	88,82	0,9394	0,9480	0,9766	0,9811	0,9722
63	1984	93,70	0,9545	0,9502	0,9815	0,9864	0,9772
64	1989	93,98	0,9697	0,9503	0,9817	0,9867	0,9774
65	1990	95,13	0,9848	0,9507	0,9827	0,9877	0,9784
		Maksimum		0,211	0,076	0,123	0,111
A.D	Tablo			0,211>0,169	0,076<0,169	0,123<0,169	0,111<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYMAZ	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.4 Yamula Ocak Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1954	4,73	0,0152	0,0243	0,0022	0,0079	0,0159
2	1974	15,01	0,0303	0,1109	0,0817	0,1283	0,1200
3	1957	15,91	0,0455	0,1210	0,0992	0,1447	0,1343
4	1950	15,96	0,0606	0,1215	0,1002	0,1457	0,1351
5	1951	16,98	0,0758	0,1335	0,1217	0,1651	0,1522
6	1946	17,66	0,0909	0,1417	0,1369	0,1785	0,1642
7	1973	18,45	0,1061	0,1516	0,1554	0,1943	0,1785
8	1961	20,22	0,1212	0,1749	0,1991	0,2309	0,2122
9	2001	21,50	0,1364	0,1927	0,2321	0,2581	0,2377
10	1975	21,65	0,1515	0,1948	0,2360	0,2613	0,2408
11	1953	21,85	0,1667	0,1977	0,2413	0,2656	0,2449
12	1949	22,25	0,1818	0,2035	0,2518	0,2742	0,2531
13	1945	22,29	0,1970	0,2040	0,2528	0,2750	0,2539
14	1947	22,59	0,2121	0,2084	0,2608	0,2815	0,2602
15	1964	23,03	0,2273	0,2149	0,2724	0,2910	0,2694
16	1976	23,04	0,2424	0,2151	0,2727	0,2912	0,2696
17	1958	23,59	0,2576	0,2233	0,2873	0,3031	0,2811
18	1985	24,12	0,2727	0,2314	0,3014	0,3146	0,2924
19	2000	24,60	0,2879	0,2389	0,3142	0,3250	0,3026
20	2002	24,70	0,3030	0,2404	0,3168	0,3272	0,3048
21	1980	24,92	0,3182	0,2439	0,3227	0,3320	0,3095
22	1960	24,92	0,3333	0,2439	0,3227	0,3320	0,3095
23	1992	24,95	0,3485	0,2443	0,3235	0,3326	0,3102
24	1991	26,10	0,3636	0,2627	0,3538	0,3575	0,3350
25	1977	26,24	0,3788	0,2649	0,3575	0,3605	0,3380
26	1959	26,38	0,3939	0,2672	0,3611	0,3636	0,3410
27	2003	26,80	0,4091	0,2741	0,3721	0,3726	0,3501
28	1965	27,78	0,4242	0,2903	0,3974	0,3936	0,3714
29	1956	29,57	0,4394	0,3208	0,4423	0,4314	0,4101
30	1972	30,03	0,4545	0,3288	0,4535	0,4409	0,4200
31	1983	31,16	0,4697	0,3486	0,4805	0,4642	0,4441
32	1942	32,09	0,4848	0,3652	0,5021	0,4830	0,4637
33	1998	32,60	0,5000	0,3743	0,5137	0,4931	0,4743
34	1939	33,82	0,5152	0,3964	0,5406	0,5170	0,4994
35	1978	33,90	0,5303	0,3978	0,5424	0,5186	0,5010

36	1987	36,19	0,5455	0,4397	0,5897	0,5616	0,5464
37	1944	36,84	0,5606	0,4516	0,6024	0,5734	0,5589
38	1952	37,22	0,5758	0,4586	0,6097	0,5802	0,5661
39	1971	37,67	0,5909	0,4668	0,6181	0,5881	0,5745
40	1955	37,85	0,6061	0,4701	0,6215	0,5913	0,5778
41	1948	38,15	0,6212	0,4756	0,6270	0,5965	0,5834
42	1996	39,60	0,6364	0,5022	0,6527	0,6211	0,6095
43	1962	39,79	0,6515	0,5056	0,6559	0,6242	0,6128
44	1967	40,00	0,6667	0,5095	0,6595	0,6277	0,6165
45	1940	40,56	0,6818	0,5196	0,6688	0,6368	0,6261
46	1994	41,68	0,6970	0,5399	0,6868	0,6545	0,6449
47	1970	45,08	0,7121	0,5997	0,7361	0,7045	0,6977
48	1981	46,34	0,7273	0,6211	0,7524	0,7215	0,7156
49	1993	47,04	0,7424	0,6327	0,7611	0,7306	0,7251
50	1943	47,61	0,7576	0,6421	0,7679	0,7379	0,7327
51	1986	47,78	0,7727	0,6449	0,7699	0,7400	0,7350
52	1997	49,50	0,7879	0,6723	0,7892	0,7608	0,7567
53	1995	49,90	0,8030	0,6785	0,7935	0,7655	0,7615
54	1968	49,95	0,8182	0,6793	0,7940	0,7660	0,7621
55	1999	51,00	0,8333	0,6952	0,8047	0,7779	0,7743
56	1941	51,42	0,8485	0,7015	0,8089	0,7824	0,7791
57	1984	51,45	0,8636	0,7019	0,8092	0,7828	0,7794
58	1989	53,01	0,8788	0,7244	0,8238	0,7991	0,7962
59	1988	55,28	0,8939	0,7550	0,8431	0,8210	0,8186
60	1979	55,59	0,9091	0,7590	0,8455	0,8238	0,8215
61	1990	58,00	0,9242	0,7883	0,8634	0,8445	0,8424
62	1969	59,03	0,9394	0,7999	0,8704	0,8526	0,8507
63	1982	82,27	0,9545	0,9375	0,9592	0,9597	0,9550
64	1963	103,10	0,9697	0,9551	0,9846	0,9885	0,9820
65	1966	150,66	0,9848	0,9563	0,9981	0,9993	0,9926
Maksimum				0,162	0,096	0,122	0,101
A.D	Tablo		0,162>0,169	0,096<0,169	0,122<0,169	0,101<0,169	
$\alpha = 0.10$	0,169		UYAR	UYAR	UYAR	UYAR	

Ek – 5.5 Yamula Şubat Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1951	19,03	0,0152	0,1039	0,0740	0,1238	0,1154
2	1949	19,99	0,0303	0,1115	0,0872	0,1365	0,1262
3	2001	21,90	0,0455	0,1274	0,1160	0,1630	0,1489
4	1974	23,53	0,0606	0,1417	0,1429	0,1866	0,1695
5	1950	23,72	0,0758	0,1434	0,1462	0,1894	0,1720
6	1946	23,98	0,0909	0,1458	0,1507	0,1933	0,1754
7	1945	24,03	0,1061	0,1462	0,1516	0,1940	0,1761
8	1975	24,16	0,1212	0,1474	0,1539	0,1959	0,1778
9	1973	24,19	0,1364	0,1477	0,1544	0,1964	0,1782
10	1992	25,06	0,1515	0,1557	0,1699	0,2094	0,1899
11	1980	25,10	0,1667	0,1561	0,1706	0,2100	0,1904
12	1976	25,30	0,1818	0,1580	0,1742	0,2131	0,1931
13	1959	25,61	0,1970	0,1609	0,1798	0,2178	0,1974
14	1961	25,75	0,2121	0,1622	0,1824	0,2199	0,1993
15	1991	26,64	0,2273	0,1708	0,1989	0,2335	0,2117

16	1964	27,38	0,2424	0,1781	0,2128	0,2450	0,2222
17	2003	27,70	0,2576	0,1813	0,2189	0,2499	0,2268
18	1965	27,77	0,2727	0,1820	0,2202	0,2510	0,2278
19	2000	28,30	0,2879	0,1874	0,2304	0,2593	0,2355
20	1971	30,31	0,3030	0,2083	0,2693	0,2908	0,2652
21	1983	30,84	0,3182	0,2140	0,2796	0,2991	0,2732
22	1957	31,01	0,3333	0,2158	0,2829	0,3018	0,2757
23	2002	35,70	0,3485	0,2688	0,3734	0,3754	0,3478
24	1939	36,30	0,3636	0,2758	0,3848	0,3847	0,3571
25	1953	37,23	0,3788	0,2869	0,4022	0,3991	0,3716
26	1972	37,41	0,3939	0,2891	0,4055	0,4019	0,3744
27	1958	38,06	0,4091	0,2970	0,4175	0,4118	0,3845
28	1997	38,50	0,4242	0,3023	0,4255	0,4185	0,3913
29	1967	38,54	0,4394	0,3028	0,4262	0,4191	0,3919
30	1994	38,66	0,4545	0,3043	0,4284	0,4209	0,3937
31	1996	41,70	0,4697	0,3422	0,4819	0,4663	0,4403
32	1954	43,90	0,4848	0,3703	0,5186	0,4981	0,4734
33	1998	44,00	0,5000	0,3716	0,5202	0,4995	0,4749
34	1947	45,19	0,5152	0,3869	0,5392	0,5162	0,4924
35	1985	45,44	0,5303	0,3902	0,5431	0,5197	0,4960
36	1943	46,04	0,5455	0,3980	0,5523	0,5280	0,5047
37	1995	46,20	0,5606	0,4001	0,5548	0,5302	0,5070
38	1993	46,78	0,5758	0,4077	0,5636	0,5381	0,5153
39	1981	48,24	0,5909	0,4268	0,5851	0,5576	0,5359
40	1989	48,64	0,6061	0,4320	0,5908	0,5629	0,5415
41	1960	49,16	0,6212	0,4388	0,5982	0,5697	0,5487
42	1990	49,69	0,6364	0,4458	0,6056	0,5765	0,5559
43	1942	49,69	0,6515	0,4458	0,6056	0,5765	0,5559
44	1955	51,25	0,6667	0,4663	0,6267	0,5962	0,5768
45	1948	51,62	0,6818	0,4712	0,6315	0,6008	0,5817
46	1982	52,59	0,6970	0,4839	0,6440	0,6126	0,5943
47	1962	53,06	0,7121	0,4900	0,6499	0,6183	0,6003
48	1969	54,45	0,7273	0,5081	0,6669	0,6347	0,6178
49	1999	54,80	0,7424	0,5127	0,6710	0,6387	0,6221
50	1944	57,56	0,7576	0,5482	0,7021	0,6695	0,6548
51	1956	60,00	0,7727	0,5790	0,7273	0,6950	0,6819
52	1984	62,24	0,7879	0,6065	0,7486	0,7170	0,7053
53	1988	62,34	0,8030	0,6077	0,7495	0,7180	0,7063
54	1952	72,60	0,8182	0,7217	0,8278	0,8029	0,7956
55	1968	75,36	0,8333	0,7483	0,8442	0,8217	0,8150
56	1986	78,56	0,8485	0,7766	0,8614	0,8415	0,8353
57	1940	79,38	0,8636	0,7835	0,8654	0,8463	0,8402
58	1970	83,56	0,8788	0,8156	0,8843	0,8686	0,8628
59	1977	86,47	0,8939	0,8353	0,8958	0,8824	0,8767
60	1978	87,55	0,9091	0,8421	0,8998	0,8872	0,8815
61	1979	101,31	0,9242	0,9048	0,9384	0,9345	0,9279
62	1941	111,89	0,9394	0,9297	0,9572	0,9576	0,9499
63	1987	130,34	0,9545	0,9464	0,9769	0,9807	0,9716
64	1963	157,54	0,9697	0,9503	0,9903	0,9944	0,9844
65	1966	161,61	0,9848	0,9504	0,9914	0,9954	0,9853
		Maksimum		0,230	0,082	0,126	0,120
A.D	Tablo			0,230>0,169	0,082<0,169	0,126<0,169	0,120<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169		UYMAZ	UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.6 Yamula Mart Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	2001	38,30	0,0152	0,0553	0,0087	0,0295	0,0281
2	1945	39,39	0,0303	0,0578	0,0102	0,0323	0,0305
3	2003	42,30	0,0455	0,0649	0,0153	0,0406	0,0375
4	1997	44,10	0,0606	0,0695	0,0191	0,0462	0,0423
5	1973	44,64	0,0758	0,0709	0,0204	0,0480	0,0438
6	1961	48,73	0,0909	0,0822	0,0318	0,0628	0,0566
7	1953	51,57	0,1061	0,0907	0,0416	0,0743	0,0668
8	2000	52,40	0,1212	0,0932	0,0448	0,0778	0,0700
9	1948	55,40	0,1364	0,1028	0,0574	0,0914	0,0822
10	1949	61,96	0,1515	0,1257	0,0912	0,1247	0,1131
11	1951	73,00	0,1667	0,1705	0,1644	0,1902	0,1769
12	1971	77,75	0,1818	0,1921	0,2006	0,2214	0,2082
13	1943	78,33	0,1970	0,1948	0,2052	0,2252	0,2122
14	1955	83,63	0,2121	0,2208	0,2480	0,2616	0,2495
15	1946	83,79	0,2273	0,2216	0,2493	0,2627	0,2506
16	1987	87,74	0,2424	0,2420	0,2822	0,2905	0,2795
17	1967	89,73	0,2576	0,2526	0,2989	0,3047	0,2943
18	1939	90,27	0,2727	0,2555	0,3034	0,3086	0,2984
19	1983	92,34	0,2879	0,2668	0,3209	0,3234	0,3140
20	1999	93,00	0,3030	0,2705	0,3265	0,3282	0,3190
21	1959	96,59	0,3182	0,2907	0,3567	0,3540	0,3463
22	1990	100,44	0,3333	0,3131	0,3889	0,3818	0,3757
23	1992	100,99	0,3485	0,3163	0,3934	0,3858	0,3799
24	1979	101,21	0,3636	0,3176	0,3952	0,3874	0,3816
25	1994	101,31	0,3788	0,3182	0,3961	0,3881	0,3824
26	1982	104,39	0,3939	0,3367	0,4214	0,4102	0,4059
27	1956	105,64	0,4091	0,3443	0,4315	0,4191	0,4154
28	1958	107,13	0,4242	0,3534	0,4435	0,4297	0,4267
29	1974	107,61	0,4394	0,3563	0,4474	0,4332	0,4303
30	1976	108,47	0,4545	0,3616	0,4542	0,4392	0,4368
31	1996	109,00	0,4697	0,3649	0,4584	0,4430	0,4407
32	1985	110,73	0,4848	0,3757	0,4721	0,4552	0,4537
33	1980	113,08	0,5000	0,3904	0,4903	0,4716	0,4711
34	1960	113,49	0,5152	0,3930	0,4934	0,4744	0,4741
35	1993	114,53	0,5303	0,3996	0,5013	0,4816	0,4817
36	1952	120,52	0,5455	0,4379	0,5455	0,5222	0,5247
37	2002	123,00	0,5606	0,4538	0,5630	0,5386	0,5420
38	1991	124,42	0,5758	0,4630	0,5728	0,5478	0,5517
39	1995	127,00	0,5909	0,4797	0,5903	0,5644	0,5691
40	1972	128,68	0,6061	0,4906	0,6013	0,5750	0,5802
41	1984	134,29	0,6212	0,5268	0,6367	0,6094	0,6161
42	1965	135,92	0,6364	0,5372	0,6465	0,6190	0,6261
43	1940	139,70	0,6515	0,5613	0,6684	0,6408	0,6486
44	1964	145,41	0,6667	0,5971	0,6994	0,6723	0,6808
45	1975	145,99	0,6818	0,6007	0,7024	0,6753	0,6839
46	1998	152,00	0,6970	0,6372	0,7321	0,7061	0,7151
47	1942	155,32	0,7121	0,6568	0,7474	0,7222	0,7313
48	1978	157,58	0,7273	0,6699	0,7573	0,7328	0,7418
49	1950	158,04	0,7424	0,6725	0,7593	0,7349	0,7439
50	1970	163,19	0,7576	0,7012	0,7805	0,7577	0,7666
51	1963	165,10	0,7727	0,7115	0,7879	0,7658	0,7745
52	1977	166,69	0,7879	0,7200	0,7939	0,7723	0,7810
53	1957	168,92	0,8030	0,7316	0,8021	0,7813	0,7898

54	1986	173,97	0,8182	0,7568	0,8194	0,8006	0,8085
55	1966	179,26	0,8333	0,7816	0,8360	0,8193	0,8266
56	1947	193,66	0,8485	0,8403	0,8742	0,8630	0,8683
57	1989	199,94	0,8636	0,8617	0,8880	0,8791	0,8834
58	1954	201,36	0,8788	0,8663	0,8909	0,8825	0,8866
59	1944	214,45	0,8939	0,9022	0,9145	0,9101	0,9123
60	1981	215,53	0,9091	0,9047	0,9162	0,9121	0,9141
61	1988	226,23	0,9242	0,9266	0,9313	0,9300	0,9306
62	1962	234,21	0,9394	0,9394	0,9407	0,9411	0,9408
63	1969	277,00	0,9545	0,9731	0,9731	0,9780	0,9750
64	1941	281,74	0,9697	0,9745	0,9753	0,9804	0,9773
65	1968	330,52	0,9848	0,9801	0,9898	0,9946	0,9915
		Maksimum		0,131	0,079	0,049	0,054
A.D	Tablo			0,131>0,169	0,079<0,169	0,049<0,169	0,054<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.7 Yamula Nisan Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1985	0,00	0,0152	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	2001	52,80	0,0303	0,0327	0,0009	0,0086	0,0091
3	1951	64,69	0,0455	0,0448	0,0038	0,018	0,0169
4	1955	94,30	0,0606	0,0847	0,0344	0,0641	0,0559
5	1979	98,70	0,0758	0,0920	0,0429	0,0739	0,0646
6	1974	104,74	0,0909	0,1026	0,0566	0,0885	0,0779
7	1989	105,27	0,1061	0,1036	0,0579	0,0899	0,0792
8	1994	110,42	0,1212	0,1132	0,0714	0,1035	0,0918
9	1973	115,90	0,1364	0,1241	0,0874	0,119	0,1065
10	1957	121,92	0,1515	0,1367	0,1069	0,1372	0,1240
11	1961	133,62	0,1667	0,1633	0,1498	0,1755	0,1619
12	1986	135,75	0,1818	0,1684	0,1582	0,1829	0,1694
13	1947	136,51	0,1970	0,1702	0,1613	0,1856	0,1720
14	1962	137,07	0,2121	0,1716	0,1635	0,1875	0,1740
15	1997	138,00	0,2273	0,1739	0,1673	0,1908	0,1774
16	1971	154,70	0,2424	0,2180	0,2394	0,2526	0,2410
17	1970	156,22	0,2576	0,2222	0,2462	0,2584	0,2471
18	1981	158,07	0,2727	0,2275	0,2547	0,2656	0,2546
19	1964	167,04	0,2879	0,2539	0,2960	0,3008	0,2918
20	2002	171,00	0,3030	0,2659	0,3144	0,3166	0,3085
21	1990	176,95	0,3182	0,2846	0,3422	0,3404	0,3339
22	1959	182,47	0,3333	0,3023	0,3679	0,3624	0,3576
23	2003	184,00	0,3485	0,3073	0,3749	0,3687	0,3641
24	1944	187,67	0,3636	0,3194	0,3919	0,3835	0,3799
25	1999	188,00	0,3788	0,3205	0,3934	0,3848	0,3813
26	1939	189,57	0,3939	0,3258	0,4006	0,3911	0,3881
27	1946	192,67	0,4091	0,3362	0,4147	0,4035	0,4014
28	1991	195,53	0,4242	0,3459	0,4277	0,415	0,4136
29	1958	195,60	0,4394	0,3462	0,4280	0,4152	0,4139
30	1995	199,00	0,4545	0,3579	0,4432	0,4288	0,4284
31	1984	199,13	0,4697	0,3583	0,4438	0,3894	0,4289
32	1978	209,83	0,4848	0,3958	0,4905	0,4713	0,4738
33	1966	213,97	0,5000	0,4106	0,5080	0,4873	0,4908

34	1965	222,03	0,5152	0,4396	0,5411	0,5179	0,5232
35	1972	227,33	0,5303	0,4588	0,5621	0,5364	0,5440
36	1983	232,33	0,5455	0,4769	0,5812	0,5557	0,5631
37	1945	234,77	0,5606	0,4858	0,5904	0,5645	0,5723
38	1977	236,07	0,5758	0,4905	0,5952	0,5691	0,5771
39	1975	238,40	0,5909	0,4990	0,6037	0,5773	0,5857
40	1949	253,13	0,6061	0,5523	0,6546	0,6272	0,6374
41	1956	254,26	0,6212	0,5563	0,6582	0,6308	0,6412
42	1963	255,23	0,6364	0,5598	0,6614	0,6340	0,6444
43	1948	265,77	0,6515	0,5970	0,6940	0,6669	0,6780
44	1992	267,33	0,6667	0,6025	0,6986	0,6716	0,6828
45	1987	275,97	0,6818	0,6321	0,7230	0,6969	0,7083
46	1953	282,77	0,6970	0,6548	0,7410	0,7157	0,7272
47	1950	297,67	0,7121	0,7024	0,7769	0,7541	0,7652
48	1996	304,00	0,7273	0,7215	0,7908	0,7692	0,7799
49	1960	305,80	0,7424	0,7268	0,7946	0,7733	0,7839
50	1982	320,63	0,7576	0,7685	0,8235	0,8054	0,8149
51	1998	326,00	0,7727	0,7825	0,8330	0,8172	0,8251
52	1941	327,00	0,7879	0,7851	0,8347	0,8180	0,8269
53	1940	341,20	0,8030	0,8192	0,8574	0,8437	0,8513
54	1942	353,70	0,8182	0,8459	0,8748	0,8637	0,8701
55	1952	354,37	0,8333	0,8472	0,8757	0,8647	0,8710
56	2000	355,00	0,8485	0,8485	0,8765	0,8657	0,8719
57	1980	368,60	0,8636	0,8736	0,8929	0,8847	0,8896
58	1969	371,83	0,8788	0,8791	0,8965	0,8889	0,8935
59	1943	388,60	0,8939	0,9042	0,9133	0,9085	0,9116
60	1967	413,23	0,9091	0,9325	0,9331	0,9318	0,9329
61	1976	425,67	0,9242	0,9434	0,9414	0,9414	0,9417
62	1968	439,97	0,9394	0,9535	0,9496	0,9509	0,9504
63	1954	441,43	0,9545	0,9544	0,9504	0,9518	0,9512
64	1993	474,77	0,9697	0,9697	0,9651	0,9685	0,9666
65	1988	496,87	0,9848	0,9756	0,9723	0,9764	0,9741
		Maksimum		0,111	0,066	0,080	0,057
A.D	Tablo			0,111>0,169	0,066<0,169	0,080<0,169	0,057<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.8 Yamula Mayıs Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1985	0,00	0,0152	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	1989	37,34	0,0303	0,0404	0,0024	0,0144	0,0145
3	1961	47,91	0,0455	0,0601	0,0118	0,0340	0,0308
4	1947	53,93	0,0606	0,0734	0,0226	0,0500	0,0444
5	1994	57,53	0,0758	0,0821	0,0315	0,0613	0,0542
6	1970	60,17	0,0909	0,0889	0,0393	0,0704	0,0622
7	1979	62,85	0,1061	0,0961	0,0482	0,0803	0,0711
8	2001	65,10	0,1212	0,1025	0,0566	0,0891	0,0711
9	1962	74,17	0,1364	0,1304	0,0977	0,1292	0,1169
10	1951	75,37	0,1515	0,1345	0,1040	0,1351	0,1225
11	1964	81,62	0,1667	0,1565	0,1395	0,1670	0,1538
12	1955	83,43	0,1818	0,1632	0,1506	0,1768	0,1635
13	1973	88,68	0,1970	0,1837	0,1845	0,2061	0,1931

14	1971	95,04	0,2121	0,2102	0,2282	0,2435	0,2315
15	1974	96,51	0,2273	0,2166	0,2387	0,2523	0,2407
16	2002	96,70	0,2424	0,2175	0,2400	0,2535	0,2419
17	2003	97,00	0,2576	0,2188	0,2421	0,2553	0,2438
18	1997	100,00	0,2727	0,2322	0,2638	0,2736	0,2630
19	1939	101,69	0,2879	0,2400	0,2760	0,2841	0,2739
20	1958	107,21	0,3030	0,2662	0,3166	0,3186	0,3103
21	1966	108,96	0,3182	0,2747	0,3295	0,3296	0,3220
22	1999	109,00	0,3333	0,2749	0,3298	0,3299	0,3223
23	1959	109,54	0,3485	0,2776	0,3337	0,3333	0,3259
24	1992	113,00	0,3636	0,2949	0,3592	0,3552	0,3492
25	1940	117,94	0,3788	0,3204	0,3953	0,3864	0,3826
26	1952	118,46	0,3939	0,3231	0,3990	0,3897	0,3861
27	1991	120,58	0,4091	0,3343	0,4143	0,4031	0,4004
28	1978	122,36	0,4242	0,3438	0,4270	0,4143	0,4123
29	1944	124,97	0,4394	0,3579	0,4455	0,4306	0,4298
30	1983	130,35	0,4545	0,3874	0,4826	0,4639	0,4653
31	1986	132,18	0,4697	0,3976	0,4950	0,4751	0,4772
32	1956	133,54	0,4848	0,4052	0,5040	0,4833	0,4860
33	1941	135,57	0,5000	0,4167	0,5174	0,4956	0,4990
34	1982	144,00	0,5152	0,4645	0,5704	0,5450	0,5513
35	1965	144,50	0,5303	0,4674	0,5735	0,5479	0,5543
36	1960	146,85	0,5455	0,4808	0,5875	0,5612	0,5683
37	1957	152,60	0,5606	0,5136	0,6203	0,5928	0,6013
38	1953	155,23	0,5758	0,5286	0,6347	0,6068	0,6159
39	1945	156,45	0,5909	0,5355	0,6412	0,6133	0,6226
40	1995	158,00	0,6061	0,5443	0,6493	0,6213	0,6309
41	1981	163,55	0,6212	0,5754	0,6773	0,6493	0,6597
42	1942	164,65	0,6364	0,5815	0,6826	0,6546	0,6652
43	1987	164,68	0,6515	0,5817	0,6828	0,6548	0,6653
44	1984	170,97	0,6667	0,6161	0,7118	0,6845	0,6955
45	1946	176,00	0,6818	0,6428	0,7334	0,7069	0,7182
46	1963	179,81	0,6970	0,6626	0,7488	0,7231	0,7344
47	1968	189,42	0,7121	0,7101	0,7841	0,7611	0,7720
48	1972	191,75	0,7273	0,7211	0,7920	0,7697	0,7804
49	1976	194,97	0,7424	0,7359	0,8024	0,7811	0,7916
50	1996	196,00	0,7576	0,7405	0,8057	0,7847	0,7950
51	1948	196,71	0,7727	0,7437	0,8079	0,7871	0,7974
52	1977	201,26	0,7879	0,7634	0,8214	0,8022	0,8120
53	1943	204,26	0,8030	0,7759	0,8299	0,8117	0,8211
54	1949	207,30	0,8182	0,7881	0,8381	0,8209	0,8299
55	1988	214,16	0,8333	0,8140	0,8552	0,8403	0,8484
56	1990	214,42	0,8485	0,8149	0,8558	0,8410	0,8491
57	1950	224,74	0,8636	0,8494	0,8782	0,8668	0,8733
58	1967	230,10	0,8788	0,8652	0,8885	0,8787	0,8845
59	2000	235,00	0,8939	0,8785	0,8971	0,8888	0,8939
60	1969	238,41	0,9091	0,8870	0,9027	0,8954	0,8999
61	1954	256,58	0,9242	0,9241	0,9279	0,9250	0,9272
62	1975	269,13	0,9394	0,9424	0,9414	0,9407	0,9417
63	1993	299,10	0,9545	0,9679	0,9643	0,9669	0,9658
64	1998	316,00	0,9697	0,9749	0,9729	0,9764	0,9748
65	1980	350,40	0,9848	0,9809	0,9845	0,9883	0,9864
		Maksimum		0,083	0,072	0,049	0,060
A.D	Tablo			0,083>0,169	0,072<0,169	0,049<0,169	0,060<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.9 Yamula Haziran Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1985	0,00	0,0152	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	1994	18,73	0,0303	0,0477	0,0049	0,0215	0,0214
3	1974	24,30	0,0455	0,0725	0,0218	0,0498	0,0454
4	2001	24,30	0,0606	0,0725	0,0218	0,0498	0,0454
5	1955	25,36	0,0758	0,0779	0,0271	0,0568	0,0514
6	1989	26,19	0,0909	0,0823	0,0318	0,0626	0,0565
7	1962	31,75	0,1061	0,1155	0,0756	0,1093	0,0989
8	1970	32,24	0,1212	0,1188	0,0805	0,1140	0,1033
9	2003	36,10	0,1364	0,1462	0,1239	0,1541	0,1417
10	1947	37,14	0,1515	0,1541	0,1370	0,1657	0,1531
11	2002	38,70	0,1667	0,1665	0,1577	0,1838	0,171
12	1961	38,74	0,1818	0,1669	0,1582	0,1843	0,1715
13	1978	39,49	0,1970	0,1730	0,1685	0,1932	0,1804
14	1973	41,81	0,2121	0,1928	0,2016	0,2215	0,2091
15	1941	44,29	0,2273	0,2152	0,2388	0,2530	0,2414
16	1949	47,74	0,2424	0,2485	0,2922	0,2982	0,2884
17	1939	50,07	0,2576	0,2722	0,3289	0,3293	0,3212
18	1956	50,30	0,2727	0,2746	0,3325	0,3324	0,3244
19	1997	50,90	0,2879	0,2809	0,3419	0,3404	0,333
20	1945	51,19	0,3030	0,2840	0,3465	0,3443	0,3371
21	1960	53,07	0,3182	0,3042	0,3759	0,3696	0,3639
22	1966	53,83	0,3333	0,3125	0,3877	0,3798	0,3747
23	1952	54,71	0,3485	0,3222	0,4013	0,3915	0,3873
24	1965	55,22	0,3636	0,3279	0,4092	0,3984	0,3946
25	1991	55,94	0,3788	0,3360	0,4202	0,4080	0,4048
26	1942	57,47	0,3939	0,3534	0,4433	0,4283	0,4265
27	1996	59,60	0,4091	0,3780	0,4747	0,4563	0,4563
28	1950	61,08	0,4242	0,3954	0,4960	0,4755	0,4767
29	1995	61,20	0,4394	0,3968	0,4977	0,4770	0,4784
30	1999	61,40	0,4545	0,3992	0,5006	0,4796	0,4811
31	1990	63,61	0,4697	0,4255	0,5313	0,5076	0,5109
32	1979	63,82	0,4848	0,4280	0,5341	0,5103	0,5137
33	1984	64,81	0,5000	0,4399	0,5474	0,5226	0,5268
34	1971	66,01	0,5152	0,4543	0,5632	0,5373	0,5424
35	1946	66,01	0,5303	0,4543	0,5632	0,5373	0,5424
36	1951	67,57	0,5455	0,4731	0,5832	0,5561	0,5622
37	1992	67,73	0,5606	0,4751	0,5852	0,5581	0,5642
38	1987	69,55	0,5758	0,4971	0,6076	0,5794	0,5867
39	1982	70,22	0,5909	0,5051	0,6156	0,5872	0,5947
40	1975	71,22	0,6061	0,5172	0,6273	0,5985	0,6066
41	1977	71,35	0,6212	0,5188	0,6288	0,6000	0,6081
42	1953	72,95	0,6364	0,5379	0,6469	0,6177	0,6266
43	1940	73,66	0,6515	0,5464	0,6547	0,6255	0,6346
44	1976	75,54	0,6667	0,5687	0,6747	0,6454	0,6552
45	1959	75,77	0,6818	0,5714	0,6771	0,6478	0,6577
46	1967	75,81	0,6970	0,5719	0,6775	0,6482	0,6581
47	1964	75,87	0,7121	0,5726	0,6781	0,6489	0,6588
48	2000	76,90	0,7273	0,5847	0,6886	0,6594	0,6696
49	1943	77,00	0,7424	0,5858	0,6896	0,6604	0,6707
50	1944	78,56	0,7576	0,6039	0,7049	0,6760	0,6866
51	1969	79,91	0,7727	0,6193	0,7175	0,6891	0,6999
52	1954	83,87	0,7879	0,6632	0,7521	0,7252	0,7363
53	1980	85,62	0,8030	0,6818	0,7661	0,7401	0,7513

54	1958	87,86	0,8182	0,7049	0,7830	0,7584	0,7694
55	1948	95,46	0,8333	0,7762	0,8323	0,8128	0,8226
56	1957	102,38	0,8485	0,8304	0,8677	0,8532	0,8612
57	1968	107,35	0,8636	0,8628	0,8886	0,8774	0,884
58	1986	115,25	0,8788	0,9036	0,9153	0,9087	0,9132
59	1981	115,42	0,8939	0,9044	0,9158	0,9092	0,9137
60	1972	122,16	0,9091	0,9296	0,9334	0,9299	0,9328
61	1983	130,57	0,9242	0,9513	0,9502	0,9496	0,951
62	1993	137,18	0,9394	0,9624	0,9604	0,9612	0,9618
63	1998	144,00	0,9545	0,9699	0,9686	0,9705	0,9705
64	1988	146,01	0,9697	0,9715	0,9707	0,9728	0,9726
65	1963	172,76	0,9848	0,9800	0,9882	0,9905	0,9900
		Maksimum		0,157	0,072	0,084	0,073
A.D	Tablo			0,157>0,169	0,072<0,169	0,084<0,169	0,073<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.10 Yamula Temmuz Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1985	0,00	0,0152	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	1974	7,79	0,0303	0,0391	0,0028	0,0018	0,0081
3	2001	9,67	0,0455	0,0596	0,0130	0,0044	0,0219
4	1955	10,22	0,0606	0,0667	0,0185	0,0055	0,0281
5	1994	10,34	0,0758	0,0684	0,0199	0,0057	0,0296
6	1989	11,03	0,0909	0,0783	0,0292	0,0073	0,0393
7	2003	11,70	0,1061	0,0888	0,0405	0,0092	0,0508
8	1962	12,04	0,1212	0,0945	0,0472	0,0102	0,0574
9	1961	14,19	0,1364	0,1362	0,1041	0,0180	0,1114
10	1971	15,81	0,1515	0,1744	0,1621	0,0180	0,1655
11	1956	15,95	0,1667	0,1778	0,1676	0,0260	0,1706
12	1970	16,72	0,1818	0,1982	0,1992	0,0298	0,2002
13	1949	16,81	0,1970	0,2007	0,2030	0,0303	0,2037
14	1978	17,14	0,2121	0,2098	0,2171	0,0320	0,2170
15	1997	17,90	0,2273	0,2319	0,2506	0,0361	0,2487
16	1973	18,31	0,2424	0,2442	0,2691	0,0383	0,2663
17	1983	18,45	0,2576	0,2485	0,2755	0,0391	0,2723
18	1945	18,89	0,2727	0,2623	0,2956	0,0416	0,2916
19	1947	19,27	0,2879	0,2745	0,3132	0,0437	0,3085
20	1958	19,49	0,3030	0,2816	0,3234	0,0450	0,3183
21	1991	19,55	0,3182	0,2836	0,3262	0,0453	0,3210
22	1964	20,21	0,3333	0,3056	0,3569	0,0491	0,3507
23	1959	21,16	0,3485	0,3386	0,4010	0,0546	0,3936
24	2002	22,70	0,3636	0,3944	0,4706	0,0634	0,4622
25	1984	22,87	0,3788	0,4007	0,4781	0,0643	0,4696
26	1979	22,95	0,3939	0,4037	0,4816	0,0648	0,4731
27	1965	23,03	0,4091	0,4067	0,4851	0,0653	0,4765
28	1939	23,27	0,4242	0,4157	0,4955	0,0666	0,4869
29	1996	23,40	0,4394	0,4206	0,5011	0,0673	0,4925
30	1946	23,88	0,4545	0,4387	0,5216	0,0700	0,5129
31	1948	23,90	0,4697	0,4394	0,5224	0,0701	0,5137
32	1960	24,01	0,4848	0,4436	0,5270	0,0707	0,5183
33	1942	24,37	0,5000	0,4573	0,5419	0,0727	0,5333

34	1950	24,83	0,5152	0,4748	0,5606	0,0752	0,552
35	1976	25,06	0,5303	0,4836	0,5697	0,0764	0,5612
36	2000	25,50	0,5455	0,5004	0,5869	0,0787	0,5785
37	1952	25,81	0,5606	0,5123	0,5987	0,0803	0,5905
38	1966	25,98	0,5758	0,5188	0,6051	0,0812	0,5969
39	1987	26,35	0,5909	0,5329	0,6188	0,0831	0,6108
40	1999	26,70	0,6061	0,5461	0,6314	0,0848	0,6236
41	1975	26,97	0,6212	0,5564	0,6409	0,0862	0,6332
42	1944	28,04	0,6364	0,5963	0,6769	0,0912	0,6699
43	1995	28,70	0,6515	0,6205	0,6977	0,0942	0,6911
44	1953	28,76	0,6667	0,6226	0,6995	0,0945	0,693
45	1992	29,07	0,6818	0,6338	0,7088	0,0958	0,7025
46	1986	29,44	0,6970	0,6470	0,7197	0,0974	0,7136
47	1977	30,18	0,7121	0,6727	0,7404	0,1005	0,7349
48	1957	30,55	0,7273	0,6853	0,7503	0,1019	0,7450
49	1982	30,57	0,7424	0,6859	0,7508	0,1020	0,7455
50	1941	31,05	0,7576	0,7019	0,7631	0,1038	0,7582
51	1990	31,64	0,7727	0,7210	0,7775	0,1060	0,773
52	1951	31,96	0,7879	0,7310	0,7850	0,1071	0,7807
53	1943	33,49	0,8030	0,7764	0,8178	0,1122	0,8145
54	1940	34,72	0,8182	0,8093	0,8409	0,1158	0,8383
55	1954	35,02	0,8333	0,8168	0,8461	0,1166	0,8436
56	1981	35,32	0,8485	0,8242	0,8511	0,1174	0,8488
57	1968	37,16	0,8636	0,8647	0,8789	0,1218	0,8774
58	1998	37,50	0,8788	0,8714	0,8835	0,1225	0,8822
59	1967	38,72	0,8939	0,8934	0,8863	0,1249	0,8977
60	1980	40,40	0,9091	0,9186	0,9163	0,1278	0,9159
61	1972	41,49	0,9242	0,9322	0,9262	0,1294	0,9261
62	1969	43,79	0,9394	0,9543	0,9434	0,1321	0,9437
63	1993	47,16	0,9545	0,9744	0,9618	0,1350	0,9624
64	1963	49,27	0,9697	0,9817	0,9702	0,1363	0,9709
65	1988	55,47	0,9848	0,9906	0,9856	0,1384	0,9863
		Maksimum		0,065	0,107	0,846	0,099
A.D	Tablo			0,065>0,169	0,107<0,169	0,846<0,169	0,099<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYMAZ	UYAR

Ek – 5.11 Yamula Ağustos Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1985	0,00	0,0152	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	2001	5,31	0,0303	0,0376	0,0032	0,0121	0,0057
3	2003	6,70	0,0455	0,0637	0,0183	0,0363	0,0223
4	1994	6,77	0,0606	0,0653	0,0196	0,0381	0,0236
5	1974	7,14	0,0758	0,0742	0,0276	0,048	0,0316
6	1973	8,28	0,0909	0,1069	0,0652	0,0885	0,0680
7	1962	9,10	0,1061	0,1358	0,1048	0,1266	0,1060
8	1989	9,46	0,1212	0,1500	0,1254	0,1456	0,1258
9	1955	9,79	0,1364	0,1639	0,1458	0,1641	0,1454
10	1956	10,03	0,1515	0,1744	0,1615	0,1782	0,1606
11	1964	10,32	0,1667	0,1877	0,1813	0,1959	0,1798
12	1958	10,60	0,1818	0,2011	0,2012	0,2136	0,1992
13	1991	10,74	0,1970	0,2080	0,2114	0,2226	0,2091

14	1983	11,25	0,2121	0,2342	0,2499	0,2567	0,2469
15	2002	11,30	0,2273	0,2369	0,2569	0,2601	0,2507
16	1997	11,60	0,2424	0,2532	0,2772	0,2809	0,2739
17	1947	11,80	0,2576	0,2644	0,2931	0,295	0,2896
18	1978	11,88	0,2727	0,2689	0,2995	0,3007	0,2959
19	1965	11,88	0,2879	0,2689	0,2995	0,3007	0,2959
20	1957	12,14	0,3030	0,2840	0,3203	0,3193	0,3166
21	1961	12,19	0,3182	0,2869	0,3244	0,3229	0,3206
22	1949	12,28	0,3333	0,2922	0,3316	0,3294	0,3278
23	1945	12,86	0,3485	0,3275	0,3786	0,3716	0,3747
24	1970	12,99	0,3636	0,3356	0,3891	0,3811	0,3747
25	1979	13,02	0,3788	0,3375	0,3915	0,3833	0,3747
26	1960	13,07	0,3939	0,3407	0,3955	0,387	0,3916
27	1959	13,71	0,4091	0,3363	0,4466	0,4339	0,4429
28	1995	13,90	0,4242	0,3945	0,4615	0,4477	0,4579
29	1953	14,12	0,4394	0,4091	0,4785	0,4637	0,4751
30	1977	14,29	0,4545	0,4205	0,4916	0,4760	0,4883
31	1987	14,31	0,4697	0,4218	0,4931	0,4774	0,4898
32	1975	14,40	0,4848	0,4279	0,4999	0,4839	0,4967
33	1992	14,55	0,5000	0,4380	0,5112	0,4946	0,5081
34	1946	14,65	0,5152	0,4448	0,5187	0,5017	0,5157
35	1986	14,89	0,5303	0,4611	0,5364	0,5186	0,5335
36	1948	14,93	0,5455	0,4639	0,5393	0,5214	0,5365
37	1950	15,04	0,5606	0,4714	0,5472	0,5291	0,5445
38	2000	15,70	0,5758	0,5165	0,5933	0,5741	0,5911
39	1966	15,88	0,5909	0,5288	0,6054	0,5860	0,6033
40	1999	15,90	0,6061	0,5302	0,6067	0,5873	0,6046
41	1952	16,08	0,6212	0,5424	0,6185	0,5991	0,6166
42	1976	16,39	0,6364	0,5634	0,6382	0,6189	0,6365
43	1996	16,70	0,6515	0,5842	0,6572	0,6381	0,6558
44	1942	17,04	0,6667	0,6068	0,6772	0,6586	0,6760
45	1984	17,35	0,6818	0,6270	0,6947	0,6767	0,6937
46	1944	17,68	0,6970	0,6482	0,7125	0,6953	0,7117
47	1990	17,96	0,7121	0,6658	0,7270	0,7105	0,7263
48	1981	18,95	0,7273	0,7248	0,7735	0,7603	0,7732
49	1980	19,07	0,7424	0,7315	0,7787	0,7659	0,7784
50	1940	20,05	0,7576	0,7835	0,8172	0,8082	0,8171
51	1971	20,18	0,7727	0,7899	0,8218	0,8134	0,8218
52	1939	20,39	0,7879	0,8001	0,8291	0,8215	0,8291
53	1967	20,48	0,8030	0,8043	0,8322	0,8249	0,8321
54	1972	20,52	0,8182	0,8062	0,8335	0,8264	0,8335
55	1998	21,70	0,8333	0,8562	0,8689	0,8662	0,8689
56	1943	21,85	0,8485	0,8618	0,8728	0,8707	0,8729
57	1941	22,75	0,8636	0,8924	0,8944	0,8953	0,8944
58	1951	23,56	0,8788	0,9153	0,9109	0,9141	0,9109
59	1982	24,54	0,8939	0,9376	0,9276	0,9331	0,9275
60	1954	24,58	0,9091	0,9384	0,9282	0,9338	0,9281
61	1963	25,05	0,9242	0,9472	0,9350	0,9416	0,9349
62	1969	25,53	0,9394	0,9550	0,9414	0,9488	0,9413
63	1993	26,61	0,9545	0,9689	0,9535	0,9624	0,9534
64	1968	26,93	0,9697	0,9721	0,9566	0,9659	0,9565
65	1988	30,09	0,9848	0,9903	0,9782	0,9888	0,9780
		Maksimum		0,089	0,060	0,051	0,060
A.D	Tablo			0,089>0,169	0,060<0,169	0,051<0,169	0,060<0,169
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYAR	UYAR

Ek – 5.12 Yamula Eylül Ayı Ort. Değerlerine Göre K-S Uygunluk testi Sonuçları

m	Yıl	Yağış	Gözlem $x_i / (N+1)$	Normal	Log-normal	Gamma	Gumbel
1	1985	0,00	0,0152	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	2001	6,35	0,0303	0,0458	0,0085	0,0205	0,0085
3	1994	6,78	0,0455	0,0547	0,0143	0,0289	0,0138
4	2003	8,06	0,0606	0,0889	0,0471	0,0675	0,0445
5	1973	8,30	0,0758	0,0968	0,0563	0,0772	0,0533
6	1962	8,64	0,0909	0,1088	0,0712	0,0923	0,0676
7	1958	9,78	0,1061	0,1564	0,1364	0,1543	0,1315
8	1997	10,40	0,1212	0,1872	0,1805	0,1947	0,1757
9	1983	10,68	0,1364	0,2023	0,2021	0,2143	0,1976
10	1989	10,76	0,1515	0,2067	0,2085	0,2200	0,2040
11	1965	11,06	0,1667	0,2238	0,2328	0,2420	0,2287
12	1955	11,13	0,1818	0,2279	0,2386	0,2473	0,2346
13	1991	11,27	0,1970	0,2362	0,2503	0,2579	0,2466
14	1979	11,51	0,2121	0,2509	0,2707	0,2764	0,2674
15	1945	11,73	0,2273	0,2648	0,2897	0,2936	0,2869
16	1957	11,95	0,2424	0,2790	0,3090	0,3112	0,3066
17	1947	12,01	0,2576	0,2829	0,3143	0,3160	0,3120
18	1984	12,24	0,2727	0,2983	0,3347	0,3346	0,3329
19	1987	12,37	0,2879	0,3071	0,3462	0,3452	0,3448
20	1970	12,58	0,3030	0,3216	0,3649	0,3625	0,3640
21	1960	12,68	0,3182	0,3286	0,3738	0,3707	0,3732
22	1959	12,74	0,3333	0,3328	0,3792	0,3757	0,3787
23	1986	12,77	0,3485	0,3350	0,3819	0,3782	0,3814
24	1995	12,80	0,3636	0,3371	0,3845	0,3807	0,3842
25	1961	12,93	0,3788	0,3464	0,3961	0,3914	0,3960
26	1964	12,95	0,3939	0,3478	0,3979	0,3931	0,3979
27	1950	13,10	0,4091	0,3587	0,4112	0,4055	0,4115
28	1981	13,19	0,4242	0,3652	0,4192	0,4130	0,4197
29	1952	13,21	0,4394	0,3667	0,4210	0,4146	0,4215
30	1975	13,38	0,4545	0,3792	0,4359	0,4288	0,4369
31	1978	13,55	0,4697	0,3919	0,4508	0,4428	0,4521
32	1992	13,66	0,4848	0,4001	0,4604	0,4519	0,4619
33	1949	13,77	0,5000	0,4084	0,4699	0,4610	0,4717
34	1946	13,79	0,5152	0,4099	0,4716	0,4626	0,4734
35	1948	13,88	0,5303	0,4167	0,4794	0,4700	0,4814
36	2002	13,90	0,5455	0,4182	0,4811	0,4717	0,4831
37	1974	14,17	0,5606	0,4388	0,5040	0,4937	0,5065
38	1956	14,32	0,5758	0,4503	0,5165	0,5059	0,5193
39	2000	14,50	0,5909	0,4642	0,5314	0,5204	0,5344
40	1977	15,44	0,6061	0,5369	0,6050	0,5935	0,6090
41	1971	15,47	0,6212	0,5393	0,6072	0,5957	0,6113
42	1953	16,09	0,6364	0,5866	0,6515	0,6409	0,6559
43	1999	16,40	0,6515	0,6099	0,6723	0,6625	0,6767
44	1944	16,56	0,6667	0,6218	0,6827	0,6734	0,6871
45	1976	16,59	0,6818	0,6240	0,6846	0,6754	0,6891
46	1990	16,69	0,6970	0,6313	0,6910	0,6820	0,6954
47	1966	17,51	0,7121	0,6894	0,7395	0,7336	0,7436
48	1940	17,67	0,7273	0,7003	0,7482	0,7430	0,7523
49	1942	17,81	0,7424	0,7097	0,7557	0,7511	0,7597
50	1998	18,60	0,7576	0,7597	0,7945	0,7935	0,7979
51	1980	18,93	0,7727	0,7791	0,8091	0,8097	0,8122
52	1941	19,22	0,7879	0,7954	0,8212	0,8232	0,8241
53	1969	19,80	0,8030	0,8257	0,8435	0,8481	0,8458

54	1943	19,84	0,8182	0,8277	0,8449	0,8498	0,8472
55	1954	20,15	0,8333	0,8425	0,8557	0,8619	0,8577
56	1972	20,27	0,8485	0,8480	0,8597	0,8664	0,8616
57	1939	20,30	0,8636	0,8494	0,8607	0,8676	0,8625
58	1996	20,90	0,8788	0,8748	0,8791	0,8885	0,8804
59	1993	21,72	0,8939	0,9044	0,9007	0,9131	0,9014
60	1967	22,25	0,9091	0,9205	0,9127	0,9268	0,9130
61	1982	24,85	0,9242	0,9712	0,9543	0,9739	0,9535
62	1963	25,03	0,9394	0,9733	0,9564	0,9761	0,9555
63	1988	26,22	0,9545	0,9841	0,9678	0,9885	0,9667
64	1951	26,97	0,9697	0,9886	0,9735	0,9944	0,9723
65	1968	27,20	0,9848	0,9897	0,9750	0,9960	0,9738
		Maksimum		0,127	0,067	0,078	0,064
A.D	Tablo			0,169<0,127	0,169<0,067	0,169<0,078	0,169<0,064
$\alpha = 0.10$	0,169			UYAR	UYAR	UYAR	UYAR