

T.C.  
KIRIKKALE ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

İNŞAAT ANABİLİM DALI  
YÜKSEK LİSANS TEZİ

KIZILIRMAK HAVZASI'NDA TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

MELTEM HAKAN

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.

Yrd. Doç. Dr. Osman YILDIZ

---

Danışman

Jüri Üyeleri

Prof. Dr. Mustafa Y. KILINÇ.

Yrd. Doç. Dr. Osman YILDIZ

Yrd. Doç. Dr. A.Payidar AKGÜNGÖR

## ÖZET

### KIZILIRMAK HAVZASI'NDA TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

HAKAN, Meltem

Kırıkkale Üniversitesi

Fen Bilimleri Enstitüsü

İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi

Danışman: Yrd. Doç. Dr. Osman YILDIZ

Haziran 2008, 153 sayfa

Akarsu veya yan derelerin şiddetli yağışlar sonucu yüksek değerlere ulaşan debileri yataklarında taşıyamamaları ile düşük kotlu alanların su baskınına uğraması olayına taşkın ( feyezana ) denilmektedir. Taşkınlar, akarsu kenarındaki yerleşim yerlerinde önemli zararlara neden olmaktadır. Bu nedenle hidrolik yapıların doğru planlanması ve tasarlanmasını kolaylaştırarak bu zararları en aza indirmede, taşkınların büyüklüklerinin ve meydana gelme frekanslarının güvenilir bir biçimde tahmin edilmesi büyük öneme sahiptir. Ancak taşkını oluşturan etmenlerin rasgele değişkenler olması sebebiyle taşkın incelemesi istatistiksel yöntemlerle yapılabilmektedir.

Bu alıřmada Trkiye'nin en byk debiye sahip akarsularından biri olan Kızılırmak Nehri zerinde bulunan  akım gzlem istasyonuna ( Yamula, Glřehir, Sgtlhan ) ait akım verileri istatistiksel olarak analiz edilmiřtir. Parametrik ve nonparametrik yaklařımlar karřılařtırılmıř olup frekans histogramlarına uygunluęu incelenmiřtir. Elde edilen sonular incelendięinde tm veriler daęılımlara uygunluk gstermiřtir. En kapsamlı ve yeni parametre tahmin yntemi olan L-Momentler Yntemi dięerlerine gre daha iyi sonu vermiřtir. Akım verilerine uygunluk ve baęımsızlık testleri de uygulandıktan sonra farklı dnř aralıklarındaki tařkın debileri hesaplanmıřtır.

**Anahtar kelimeler :** Tařkın, Frekans Analizi, Olasılık Daęılımları, Uygunluk Testleri, Baęımsızlık Testleri, Kızılırmak

## **ABSTRACT**

# **THE ANALYSIS OF FLOOD FREQUENCY IN THE KIZILIRMAK BASIN**

**HAKAN, Meltem**

**Kırıkkale University**

**Graduate School of Natural and Applied Sciences**

**Department of Civil Engineering, M. Sc. Thesis**

**Supervisor : Asst. Prof. Dr. Osman YILDIZ**

**June 2008, 153 pages**

Stream or side creeks not being able to carry the output which reaches high values and areas with low level areas being filled with water is called a flood (feyezan). Floods cause severe damages to the residential areas on the sides of the streams. That is why it is of major importance to plan hydrolic structures correctly and to accurately guess the size and frequency of the floods in order to minimise the damages by facilitating the designing. But because the reasons creating the flood are random variables, flood study is carried out with statistical methods.

In this study, flow data of the three flow observation stations located on the River Kızılırmak, which is one of the rivers with the biggest outputs in Turkey ( Yamula, Gülşehir, Söğütlühan ) have been statistically observed. Parametric and Nonparametric approaches have been compared and their appropriateness to frequency histograms have been analysed. After appropriateness to flow data and independence tests have been applied flood outputs in different intervals have been calculated.

**Key words** : Flood, Frequency Analysis, Probability Dispersal, Appropriateness Tests, Independence Tests, Kızılırmak

## TEŐEKKÜR

Lisans ve yksek lisans eđitimim boyunca desteđini benden esirgemeyen ve bana yol gsteren deđerli hocam Sayın Prof. Dr. M. Yılmaz KILINÇ'a, bu tez konusunu bana öneren ve bu çalıřmanın bařlangıcından bugne kadar engin bilgi birikimiyle her trl yardımını aldıđım danıřman hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Osman YILDIZ'a, bugnlere gelmemde katkısı olan tm hocalarıma, eđitimimin tm ařamalarında byk sabır ve zveri gsteren babam Mehmet HAKAN'a, eđitimim iin her trl fedakarlıđı gsteren annem Hatice HAKAN'a ve bana bu çalıřma esnasında ok yardımcı olan sevgili kardeřim Mert HAKAN'a fedakarlıklarından dolayı teőekkr ederim.

# İÇİNDEKİLER

ÖZET .....	ii
ABSTRACT .....	iv
TEŞEKKÜR .....	vi
İÇİNDEKİLER .....	vii
ÇİZELGELER DİZİNİ .....	x
ŞEKİLLER DİZİNİ .....	xi
SİMGELER DİZİNİ .....	xii
1. GİRİŞ .....	1
1.1. Kaynak Araştırması .....	4
1.2. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı .....	10
2. MATERYAL VE YÖNTEM .....	12
2.1. Bağımlılık Testleri .....	12
2.1.1. Oto Korelasyon Testi .....	15
2.1.2. Dönüm Noktaları Testi .....	19
2.1.3. Sıra Farklılık Testi .....	20
2.1.4. Spearman Sıralı Seri Korelasyon Katsayısı .....	21
2.2. Taşkın Frekans Analizi .....	24
2.2.1. Olasılık Dağılım Modeli .....	24
2.2.2. Parametre Tahmin Yöntemleri .....	26
2.2.2.1. Momentler Yöntemi .....	27
2.2.2.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi .....	31
2.2.2.3. L Momentler Yöntemi .....	33



2.2.3. Taşkın Frekans Olasılık Dağılımları .....	36
2.2.3.1. İki ve Üç Parametrelili Normal ve Log-Normal Dağılımı .....	36
2.2.3.1.1. Momentler Yöntemi .....	42
2.2.3.1.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi .....	43
2.2.3.1.3. L Momentler Yöntemi .....	44
2.2.3.2. Gumbel Dağılımı .....	45
2.2.3.2.1. Momentler Yöntemi .....	46
2.2.3.2.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi .....	47
2.2.3.2.3. L Momentler Yöntemi .....	48
2.2.3.3. Gamma Dağılımı .....	49
2.2.3.3.1. Momentler Yöntemi .....	51
2.2.3.3.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi .....	51
2.2.3.3.3. L Momentler Yöntemi .....	52
2.3. Uygunluk Testleri .....	53
2.3.1. Sınıf Aralıklarının Sayısı ve Uzunluğu .....	54
2.3.2. İlgili Olasılık Dağılımları İçin Sınıf Aralıkları Sınırlarının Bulunması .....	55
2.3.3. Ki-Kare Uygunluk Testi .....	57
2.3.4. Kolmogorov-Smirnov (K-S) Testi .....	60
2.4. Aşma Olasılığı ve Dönüş Periyodu .....	62
3. ARAŞTIRMA BULGULARI .....	64
3.1. Bağımlılık Test Sonuçları .....	69
3.1.1. Normalite Testi .....	69
3.1.2. Oto Korelasyon Testi .....	70

3.1.3. Dönüm Noktaları Testi .....	70
3.1.4. Sıra Farklılık Testi .....	71
3.1.5. Spearman Sıralı Seri korelasyon Katsayısı Testi .....	72
3.2. Frekans Analizi Sonuçları .....	78
3.2.1. Momentler Yöntemi .....	78
3.2.2. L Momentler Yöntemi .....	80
3.2.3. Maksimum Olabilirlik Yöntemi .....	82
4. TARTIŞMA VE SONUÇ .....	100
KAYNAKLAR .....	103
EK 1 .....	108
EK 2 .....	113
EK 3 .....	115
EK 4 .....	118
EK 5 .....	120
EK 6 .....	121
EK 7 .....	127
EK 8 .....	129
EK 9 .....	132
EK 10 .....	134
EK 11 .....	136
EK 12 .....	142
EK 13 .....	147
EK 14 .....	152

# ÇİZELGELER DİZİNİ

## ÇİZELGE

2.1 N < 150 İçin Çarpıklık Katsayısı Değerleri .....	15
2.2 Ki-Kare Uygunluk Değerleri .....	59
2.3 K-S Uygunluk Değerleri .....	61
3.1 Kızılırmak Havzası Üzerindeki Barajlar .....	67
3.2 Çalışmada Kullanılan Akım Gözlem İstasyonları .....	67
3.3 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Bağımlılık Testleri Yardımcı Değerleri .....	74
3.4 Bağımlılık Test Sonuçları .....	74
3.5 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Tahmin Parametreleri .....	84
3.6 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Dağılım Verileri .....	84
3.7 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Ait Örnek-Toplum Karşılaştırması .....	87
3.8 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Ki-Kare Uygunluk Testi Sonuçları .....	90
3.9 Yamula Akım Gözlem İstasyonu K-S Değerleri .....	92
3.10 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Aşılma Olasılığı .....	95
3.11 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Tahmini Taşkın Debileri .....	99

## ŞEKİLLER DİZİNİ

### ŞEKİL

2.1 $k=1$ için Oto Korelasyon işleminin Şematik Görünümü .....	16
3.1 Kızılırmak Deltası .....	64
3.2 Veri Eksikliği Durumunun Şematik Gösterimi .....	68
3.3 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Dağılım Karşılaştırması .....	86
3.4 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Relatif Frekans Histogramı .....	88
3.5 Yamula Akım Gözlem İstasyonu Eklenik Frekans Histogramı .....	89

## SİMGELER DİZİNİ

$c$	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
$\mu$	Serinin ortalama değeri
$\sigma$	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
$\alpha$	Önemlilik seviyesi
$\gamma$	Çarpıklık katsayısı

# 1. GİRİŞ

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

Hidrolojik çevrimde meydana gelen hidrolojik olaylar; farklı değişkenlerin etkisinde olduğundan ve bu değişkenler her bir gözlem sonucunda farklı değerler aldıklarından bu rasgele değişkenlerin gelecekteki bir gözlemlerde alabileceği değeri tam olarak bilmek mümkün değildir. Bu yüzden bu olayların incelenmesi istatistik biliminin yardımıyla gerçekleşmektedir.

Bir su kaynağının projelendirilmesinde farklı tasarım aşamaları bulunmaktadır. Her bir aşama bir öncekinin devamı niteliğinde olduğundan bu aşamalarda yapılacak bir hata ileride daha büyük sorunlar doğurabilmektedir. Hidrolojik olaylarda elde edilen veriler rasgele değişkenler olduğundan probabilistik bir yaklaşımla incelenmektedir. Ancak bunun için akım miktarlarına ait olasılık dağılımlarının önceden bilinmesi gerekir.

Hidrolojik verilerin gelecekte alacağı değerlerin tahmini frekans analizi ile mümkün olmaktadır. Ancak frekans analizini kullanabilmek için akım verilerinin söz konusu olayı niteleyebilecek kadar uzun bir süreyi kapsamaları

gerekir. Frekans analizi; ekstrem olayların gelecekte alacađı deđerlerin tahminine yardım etmesi, yapılara uygun tasarım kriterlerinin saptanması ve proje maliyetinin düşürülmesi bakımından oldukça etkili bir yöntemdir.

Akarsu veya yan derelerin şiddetli yağışlar sonucu yüksek deđerlere ulaşan debileri yataklarında taşıyamamaları ile düşük kotlu alanların su baskınına uğraması olayına taşkın ( feyezan ) denilmektedir. Aynı akarsuda bir yıl içinde meydana gelen taşkın piklerinin en büyük deđeri “yıllık taşkın piki” olarak tanımlanır. Yapılacak tasarım bu deđeri temel alarak gerçekleştirildiğinde güvenilir bir yapı oluşturulmuş olur. Taşkın deđerleri belirli bir kural çerçevesinde gerçekleşmediklerinden rasgele deđişkenler olarak tanımlanır ve ancak istatistikî yöntemlerle incelenebilmektedir. Örneğin bir akarsuda aynı yıl içinde birden fazla taşkın olayının gözlemlenmesi bu durumun bir sonucudur.

Gözlem yapılan her yıl sadece bir deđer alındığından veri sayısı gözlem yılı kadar olacaktır. Herhangi bir projede sadece ilgili akarsuyun deđil, çevredeki diđer akarsuların da frekans analizi yapılmalı ve bölgesel bir taşkın frekans faktörü belirlenmelidir.

Hidrolojik verilerin taşkın frekans analizinin yapılabilmesi için söz konusu verilerin homojen ve bağımsız olması gerekmektedir. Homojenlik özelliđi, bir serideki tüm gözlem deđerlerinin aynı topluma ait olmasının göstergesidir. Yani, istasyon ölçeklerinin yer deđiştirmemesi, su havzasında şehirleşmenin olmaması veya akarsuyu besleyen yatak üzerinde hiçbir yapının yer almamasını ifade eder. Bağımsızlık özelliđi ise, bir hidrolojik olayın, örneğin bir kuraklık sisteminin eldeki veri grubuna birden fazla

girmemesinin göstergesidir. Yani bir başka deyişle; bir akarsuda aynı yıl içinde meydana gelen taşkın değerlerinden sadece bir tanesinin veri grubuna dahil edilmesi bağımsızlık özelliğini göstermektedir. Bununla birlikte bu verilerin güvenilir olması; ancak gelecekte akarsu yatağının arazi özelliklerinin değişmemesine ya da yapılaşma olmamasına bağlıdır.

Taşkın tahminlerinde en çok kullanılan yöntemler taşkın frekans analizi ve olası maksimum taşkın yaklaşımıdır. Gözlem sayısı genellikle az olduğundan dönüş aralığı büyük olan taşkınların tahmini için verilere bir olasılık dağılım fonksiyonu uydurmak ve belli bir dönüş aralığı olan taşkını bu fonksiyondan belirlemek gerekir.

Ancak söz konusu verilere en iyi uyan dağılımın seçiminde bazı belirsizliklerle karşılaşılabilir. Örneğin farklı dağılımlar için tahmin edilen taşkın değerleri arasında büyük farklar bulunabilir. Bu durumun önüne geçmek için; çok sayıda dağılım üzerinde çalışılmalı ve toplum değerlerine en iyi uyan dağılım titizlikle seçilmelidir.

Tez çalışması dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde öncelikle; taşkın ve frekans analizi kavramlarının tanımı ve önemi açıklanmış, bu konu hakkında yurt içinde ve yurt dışında yapılan çalışmalara kısaca değinilmiştir.

İkinci bölümde; taşkın frekans analizi kavramı detaylı bir şekilde ele alınmıştır. Frekans analizi, parametrik yaklaşımlar, olasılık dağılımları gibi konular hakkında bilgi verilmiştir.

Üçüncü bölümde; tanımlanmış olasılık dağılımları kullanılarak uygulama çalışması yapılmış olup, elde edilen sonuçlar karşılaştırılmıştır.



Son bölümde ise elde edilen tüm sonuçlar değerlendirilmiştir.

## 1.1. Kaynak Araştırması

Ülkemizde hidrolojik veriler ile ilgili çalışmaların geçmişi çok yakındır. Bayazit <sup>(1)</sup> 1974 yılında yıllık akım serilerinin frekans dağılımlarına ilişkin ortalama, varyans, basıklık ve çarpıklık katsayısı gibi değerlerini hesaplamasından sonra ülkemizdeki çalışmalar da bu yöne kaymaya başlamıştır.

Haktanır <sup>(2)</sup> 1990 yılında yaptığı çalışmada; taşkın frekans analizi için bazı dağılım modellerini karşılaştırmak amacıyla, 5 değişik dağılım modelini bir bilgisayar programı içerisinde toplayıp, 30 ayrı gözlem istasyonuna ait pik akım serileri üzerine uygulayarak, geçilme ihtimali 0.0001'den 0.99'e kadar olan birçok tekrar periyotlu taşkın hesabında kullanmıştır. İki parametrelili Log-Normal, Gumbel, Log-Gumbel, bir parametrelili Log-Gamma, Smemax dönüşümü ve Log-Boughton dağılımları başta olmak üzere toplam 8 adet modelden en uygunlarını ayırt edebilmek amacıyla klasik uygunluk testleri istatistiklerini de hesaplamıştır. Çalışmada; önce Ki-Kare testini eşit uzunluk ve eşit alan aralıklı histogramlar için, her biri 3 farklı aralık sayısı ile tekrar ederek uygulamıştır. Yapılan uygulamalar ve analizler sonucunda, bir parametrelili Log-Gamma dağılımının genel açıdan en uygun dağılım olduğu sonucuna varmıştır. 1991 yılında ise; aynı olasılık dağılımlarını en az 30 ölçüm değerine sahip 45 akarsuyun yıllık taşkın pik serilerine uygulamıştır. Sonuç olarak; üç parametrelili ve iki parametrelili Log-Normal ve Gumbel dağılımlarının sağ kuyruk (yıllık pik akım serilerinin histogramlarının sağa

dođru arpıklığı) gsterme olasılıklarının diđer dađılımlara gre daha iyi olduđu sonucuna varmıřtır.

nz <sup>(3)</sup> 1994 yılında yeni bir parametre yntemi olarak Olasılık Ađırlıklı Momentler yntemini tanıtılmıř ve bazı dađılımların bu yntem ile birlikte L-Moment yntemine gre parametre hesaplarının tahminlerini vermiřtir. alıřmada Olasılık Ađırlık Momentler yntemi ile Momentler yntemini karřılařtırmıřtır. Bu amala, 49 gzlem deđerine sahip bir istasyona ait yıllık maksimum akım deđerlerini kullanarak; Gumbel, Ekstrem Deđer, Normal, Log-Normal, Ekspansiyel dađılımlarının parametrelerini her iki ynteme gre de hesaplamıřtır. Sonuları incelediđinde; Olasılık Ađırlıklı Momentler ynteminin; yapılan parametre tahminlerinin zellikle kısa kayıtlar iin tarafsız olduđu, gzlemlerin lineer fonksiyonları olmaları, rnekleme hatalarından daha az etkilenmeleri ve kolay kullanıldıđı grřne varmıřtır.

řorman <sup>(4)</sup> 2004'te yaptıđı alıřmada; klasik parametre tahmin yntemlerini (Momentler yntemi, Maksimum Olabilirlik yntemi), Olasılık Ađırlıklı Momentler yntemi ile karřılařtırmıř ve bu karřılařtırmaya uygunluk testlerini de dahil etmiřtir. L-Moment yntemi ile bulunan noktasal dađılım parametreleri ile drt ve beř parametrelili dađılım fonksiyonlarını bu alıřmada denemiř olup Batı Karadeniz'deki akım verileri ile rneklemiřtir. Bu veriler yardımıyla blgesel frekans analiz alıřmasına geerek blge byme oranlarını (hem istasyon bazında, hem de ađırlıklı olarak blge bazında) bulmuřtur. Her bir lm noktasının ve tm noktaların ortalama en kk hata deđerlerini hesap ederek gven aralıklarını arařtırmıřtır.

Anlı <sup>(5)</sup> 2003 yılında yaptığı çalışmada 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 parametrelili Log-Normal, Ekstrem Değer Tip-1 (Gumbel), Gamma, Pearson Tip-3, Log-Pearson Tip-3, Weibull, üç parametrelili Weibull ve Log-Logistic dağılımlarını kullanmış ve bunların uygunluğunu Kolmogorov-Smirnov testi yardımıyla değerlendirmiştir. 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 kullanılabilceği görüşüne varmıştır.

Yurt dışında ise; taşkın, frekans analizi ya da taşkın frekans analizi gibi konularda yapılan çalışmaların geçmişi ülkemize göre oldukça eskidir. Hidrolojik ve meteorolojik verilere uygulanan sıklık çözümlemesi çalışmaları 1945-1950 yıllarında başlamıştır. Barger ve Thom <sup>(6)</sup> 1949 yılında yaptıkları çalışmada yağış toplamlarının Gamma dağılımına uyduğu düşüncesini ortaya attıktan sonra bu konuda çeşitli çalışmalar yapılmaya başlamıştır. Ancak Yevjevich <sup>(7)</sup>'in 1963 yılında Amerika ve Avrupa'daki nehirlerle ilişkin akım verilerini yayınlamasıyla çalışmaların hız kazandığı söylenebilir.

Carrigan ve Huzzen <sup>(8)</sup> 1967 yılında yaptıkları çalışmada yıllık akımların seri korelasyonunu araştırmışlardır. Bu araştırma dahilinde,

ABD'nin genelinde 45 akım gözlem istasyonundan elde edilen gözlem değerlerini kullanmışlardır. Ancak çalışmalar sonucunda oto korelasyon katsayılarının, bir ve iki yıllık zaman dilimlerinde birbirinden çok farklı değerler verdiğini tespit etmişler ve bu akarsuların 6'sında bağımlılık varlığının olduğunu görmüşlerdir. 1976 yılında ise; Avustralya akarsuları yıllık pik akımları üzerinde yaptıkları analizler sonucunda; 33 akarsuyun yaklaşık olarak %17'sinde bağımlılığın söz konusu olduğu sonucuna varmışlardır.

Yevjevich <sup>(9)</sup> 1972 yılındaki çalışmasında yıllık akarsu akımlarına seri korelasyon analizini uygulamıştır. Bu çalışma sonucunda pozitif korelasyon değerini bulmuştur. Aynı zamanda, yıllık akarsu akımlarındaki zamansal bağımlılığın temel fiziksel faktörü olarak akarsu havzalarındaki yıldan yıla geçen su tutma potansiyelinin önemli olduğu sonucuna varmıştır. Ayrıca yine aynı çalışmada; 2, 5, 10 yıllık zaman aralığında elde edilen günlük yağış ve akım miktarlarının yaklaşık olarak Normal dağılıma uyduğunu göstermiştir.

Markovic <sup>(10)</sup> 1965'te yaptığı çalışmada Kuzey Amerika'da bulunan 1614 yağış istasyonundan ve 446 akım istasyonundan elde ettiği yıllık yağış ve akım verilerine farklı dağılımlar uydurarak analizler yapmıştır. Yaptığı çalışmalar sonucunda; yıllık verilerin Normal dağılıma oldukça iyi uyum sağladığını göstermiştir. Bunun yanında aylık yağış ve akım verilerinin Normal dağılıma uyumunun çok iyi olmadığını belirtmiştir. Tüm bu çalışmaların sonunda; aylık yağış verilerinin Log-Normal dağılıma, akım verilerinin de Gamma dağılımına en iyi uyumu gösterdiğini ifade etmiştir.

Wall ve Engiot <sup>(11)</sup> 1985 yılında yapmış oldukları çalışmada; Pennsylvania'da bulunan, örnek büyüklüğü 40 ile 80 ve drenaj alanları 3.07

ile 11.20 mil<sup>2</sup> arasında deęişen 57 akarsuya ait yıllık pik akım serilerine, oto korelasyon, medyanı aprazlama, donum noktaları, sıra farklılıkları ve Sperman sıralı seri korelasyon katsayısı baęımlılık testlerini uygulamışlardır. Yapılan alıřmalar sonucunda, 57 akarsuyun sadece iki tanesi baęımlılık sinyalleri vermiştir. Bu alıřmada ayrıca, oto korelasyon katsayısı ile taban bileşenleri indeksi olarak adlandırılan yıllık pik akımlarının yıllık akımlara oranı arasındaki ilişkiyi arařtırmışlar ve havzalara ait su tutma kapasitelerinin yıllık pik akım serilerinin baęımlılık derecelerine etki etmedięi sonucuna varmışlardır.

Srikanthan, McMahon ve Irish <sup>(12)</sup> 1983 yılında Avustralya akarsularının yıllık akımlarının zaman seri analizlerini yapmışlardır. Bunun için de; 156 akım gözlem istasyonuna altı baęımlılık testi olan; oto korelasyon, medyanı aprazlama, donum noktaları, sıra farklılıkları, Sperman sıralı seri korelasyon katsayısı, Gold ve eklenik periodgram testlerini uygulamışlardır. Yapmış oldukları analizler sonucunda akarsuların %28'inin baęımlı deęerlere sahip olduklarını görmüşlerdir. alıřmada ayrıca oto korelasyon ve belirli oto korelasyon fonksiyonları her bir serinin lineer modelinin uygun formunu belirlemek için kullanılmıştır.

Vogel ve Fennessey <sup>(13)</sup> 1993 yılında yaptıkları alıřmada; L-Moment diyagramlarını kullanarak; Gumbel, Normal, Eksponansiyel, Pearson Tip-3, üç parametrelili Log-Normal, Ekstrem deęer, beş parametrelili Wakeby daęılımları için L-Kurtosisi ve L-arpıklık arasındaki teorik ilişkiyi arařtırmışlar, deęişik frekans modellerinin uygunluęunu incelemiřlerdir. Aynı dönemde taşkın frekans standardı; frekans analizlerinde Log-Pearson Tip-

3'ün kullanılmasını tavsiye etmektedir. Bununla birlikte arařtırmacılar da Log-Pearson Tip-3'e alternatif olarak genelleřtirilmiř Ekstrem Deęer daęılımını gstermektedir. Vogel ve Fennessey ABD'nin gneybatısındaki 383 akarsu pik akım serileri zerinde Log-Pearson Tip-3 daęılımının en uygun sonu verdięini gsteren Water Resources Council'in raporundaki yntemleri tekrar denemiřlerdir. alıřmaları sonucunda; genel olarak, Log-Pearson Tip-3, genelleřtirilmiř Ekstrem Deęer, iki ve  parametrelili Log-Normal modellerin bu blgedeki tařkın akım deęerlerine iyi yaklařımlar saęladıklarını, ancak; Normal, Pearson ve Gumbel daęılımları gibi daęılımların yeterli performansı gsteremedikleri sonucuna varmıřlardır.

Mutua <sup>(14)</sup> 1994 yılında yapmıř olduęu alıřmada; Kenya'da bulunan 60 akım gzlem istasyonuna uygun en iyi olasılık daęılımını tespit etmek amacıyla; Log-Normal, Pearson, Log-Pearson, Fisher-Tippet, Log-Fisher-Tippet, Boughton, Log-Boughton, Wakeby ve Log-Wakeby daęılımlarını sz konusu verilere uygulamıřtır. Uygunluk kontrol amacıyla da, "Akaike Information Criterion" metodunu kullanmıřtır. alıřma sonucunda Wakeby ve Log-Normal daęılımlarının en uygun daęılımlar olduęu sonucuna varmıřtır.

Bargaoui <sup>(15)</sup> 1994'te Maksimum Olabilirlik, Maksimum Entropy ve Momentler yntemleri arasındaki iliřkiyi tespit etmek amacıyla, drt olasılık daęılım fonksiyonundan yararlanmıřtır. Bu amala; Weibull, Pearson Tip-3, Galton ve Gumbel daęılımlarının sz konusu yntemlerle parametre tahmin hesaplarını yapmıřtır. alıřmaları sonucunda; Maksimum Olabilirlik ve Maksimum Entropy yntemlerine toplum momentlerini merkezi olmayanrnek momentlerine eřit saydıklarından dolayı eleřtiri getirmiřtir.

Karim ve Chowdhury <sup>(16)</sup> 1995 yılında Bangladeş'te, örnek büyüklüğü 16 ile 24 arasında değişen 31 adet yıllık taşkın serisine Log-Normal, Gumbel, Log-Pearson Tip-3 ve genelleştirilmiş Ekstrem Değer dağılımlarını uygulamışlardır. Bu çalışmayı; uygunluk analizlerini, hesaplanan debi ile ölçülen debi arasındaki sapmaları özetleyerek bir noktadaki uygun dağılımı belirlemeye yarayan ortalama sapmanın karekökü ve korelasyon katsayısı olasılığı ile birlikte L-Moment diyagramı ile gerçekleştirmişlerdir. Sonuç olarak genelleştirilmiş Ekstrem Değer dağılımının istatistiksel karakteristikleri en iyi temsil eden dağılım olduğu sonucuna varmışlardır.

## **1.2. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı**

Bu araştırmanın amacı, Kızılırmak Havzası'nda seçilmiş bazı akım istasyonlarından elde edilen yıllık pik akım miktarlarına en uygun olasılık dağılımlarını saptayarak, söz konusu havzada meydana gelebilecek taşkınların farklı tekrarlanma sürelerinde tahminlerinin yapılması ve bölgede projelendirilmesi düşünülen hidrolik yapıların proje kriterlerinin güvenilir olarak elde edilmesidir.

Bu ana amaca ek olarak aşağıdaki soruların yanıtı da aranmaya çalışılacaktır;

- Uygunluk araştırmasında belirli bir kuramsal olasılık fonksiyonunun öteki fonksiyonlara göre bazı avantajları var mıdır?

- Çalışmada kullanılacak dağılımlar arasında uyum iyiliği bakımından farklılık var mıdır?

Bu amaçla, burada Kızılırmak Havzası'nda bulunan 8 akarsu gözlem istasyonundan (Yamula, Yahşihan, Salur Köprüsü, Gülşehir, İnözü, Söğütlühan, Avşar Köprüsü, Bulakbaşı) elde edilen yıllık pik akım serilerinde bazı istatistiksel testler kullanılarak bağımsızlık varsayımının gerçekleşip gerçekleşmediği incelenmiştir.

Yapılan incelemeler sonucunda bu 8 istasyondan 5 tanesi nehir üzerinde yapılan barajların etkisi altında kaldığından dolayı verilerin homojenlik özelliği kaybolmuştur. Bu sebeple analiz sonucunda yüksek hata payı vererek doğruluktan sapacağı için analiz kapsamına alınmamıştır. Diğer üç istasyona (Yamula, Gülşehir ve Söğütlühan) taşkın frekans analizi uygulanmıştır.

Bu amaçla kullanılan dağılımlar; Normal, Log-Normal, Gamma, Ekstrem Tip-1 (Gumbel) dağılımıdır. Dağılım parametrelerinin tahmin edilmesinde ise;

- Momentler,
- Maksimum olabilirlik,
- L-Moment yöntemi kullanılacaktır.

İstasyon verilerinin dağılımlara uygunluk durumunu belirlemek için ise; Ki-Kare ve Kolmogorov Smirnov uygunluk testleri kullanılmıştır. Uygulama Microsoft Office Paket Programları'ndan Excel yardımıyla kodlanan programla gerçekleştirilmiştir.



## 2. MATERYAL VE YÖNTEM

### 2.1. Bağımlılık Testleri

Yağış, buharlaşma, akım miktarı, yeraltı su düzeyleri, kar ve buz erimeleri vb. gibi hidrolojik ve meteorolojik olgular olasılıksal özellikler gösterirler. Doğada salt deterministik olarak ele alınabilecek bir hidrolojik süreç olamaz. Bu yüzden hidrolojinin en doğru biçimde tanımlanabilmesi için olasılık ve istatistik yöntemlerinin geniş kapsamlı kullanılmasının gerekliliği bir kez daha kendini göstermektedir.

Uygulamada karşılaşılan hidrolojik rasgele değişkenlerin büyük bir çoğunluğu normal dağılıma uyum göstermezler. Bu nedenle; mevcut yıllık akım verilerini, bağımlılık testlerinden önce normalite testinden geçirmek gerekir. 1985 yılında; Wall ve Engiot'un <sup>(11)</sup> yayınlamış oldukları makalelerinden elde edilen sonuçlara göre; normalite şartlarını sağlamayan serilere uygun transformlar (log veya Log-log) uygulanarak, normal dağılıma uyum göstermeleri sağlanabilir. Daha sonra bu transform olmuş serilere söz konusu bağımlılık testleri uygulanmalıdır. Eğer tüm bağımlılık testleri transform değerlere uygulanırsa önemli bir hata yapılmış olur. Çünkü; oto korelasyon testi bir parametrik test olup seri elemanlarının normal dağıldığı varsayımını yapar. Fakat geriye kalan testler parametrik olmayan testler olduğundan, seri elemanlarının herhangi bilinen bir olasılık dağılımına uymasını şart koşmaz, yani; dağılımdan bağımsız metotlardır. Bu; parametrik olmayan testlerin önemli bir özelliğidir. O yüzden öncelikli olarak gerçek

değerlerde normalite şartı aranmalı; eğer uygunsuzluk durumu çıkarsa transform değerler kullanılmalıdır.

Tüm bu nedenlerden dolayı sadece oto korelasyon testi için, normalite testi uygulanmalıdır. Bu testte normalite şartını sağlayan veya normalleştirilmiş akım değerleri kullanılırken, diğer testlerde orijinal değerlerin kullanılması tavsiye edilir. 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 (1) ilave edilerek,  $\ln(1+Q_i)$  veya  $\ln(1+\ln(1+Q_i))$  transformasyonları elde edilebilir.

Ayrıca; bir değişkenin normal dağılıma uyup uymadığının tespiti amacıyla, Çarpıklık Testi de kullanılabilir. Çarpıklık testi; normal bir değişkeninin çarpıklık katsayısının sıfır (0) olduğu hipotezine dayanmaktadır. Çünkü; bu dağılım, teorik olarak lokasyon parametresi olan ortalama değerinden ( $\mu$ ) geçen düşey eksene göre simetriktir.

Çarpıklık katsayısı ( $\gamma$ ); dağılımın çarpıklığının bir ölçüsü olup;

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

eşitliği ile hesaplanır. Burada;

$Q_i$  = zaman serisinin elemanları,

$\bar{Q}$  = örnek ortalaması,

$N$  = serideki eleman sayısını temsil eden terimlerdir.

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

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

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

(2.2) ifadesinde verilen  $\alpha$ ; seçilen önem seviyesidir. Anlamlılık seviyesine bağlı olarak  $(1 - \alpha)$  olasılık limitlerinde  $\gamma$  için bir değerlendirme yapılmış olur. Buna göre;  $U_{1-\alpha/2}$ ,  $1 - \alpha/2$  olasılık değerinde standart normal değişkenlerdir.

Daha pratik olarak ifade etmek gerekirse; hesaplanan  $\gamma$  değeri (-0,05; 0,05) sınırları arasında ise; seri normal olarak kabul edilir. Kurtosis değerinin ( $G_s$ ), ise  $-0,5 < G_s - 3 < 0,5$  sınırları arasında kalması istenir. Söz konusu olan bu son test ise; normal dağılıma ait Kurtosis değerinin 3'e eşit olduğu hipotezinden oluşmaktadır.

Frekans dağılımlarının sivriliğinin ölçüsü olan Kurtosis katsayısını kullanmak büyük örnekler için oldukça elverişlidir. Ancak; küçük örnekler için sivrilik ölçüsü olarak Kurtosis katsayısı pek tercih edilmemektedir.

(2.1) ve (2.2) eşitlikleri ile ifade edilen testler,  $N > 150$  olan örnekler için yeterli doğruluktadır. Daha küçük örnekler için; (2.1) eşitliğinden

hesaplanan çarpıklık katsayısı, örnek büyüklüğü ve belirli bir olasılık seviyesine bağlı olarak düzenlenen tablodan alınmaktadır. (Çizelge 2.1).

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

**Çizelge 2.1**  $N < 150$  için çarpıklık katsayısı değerleri

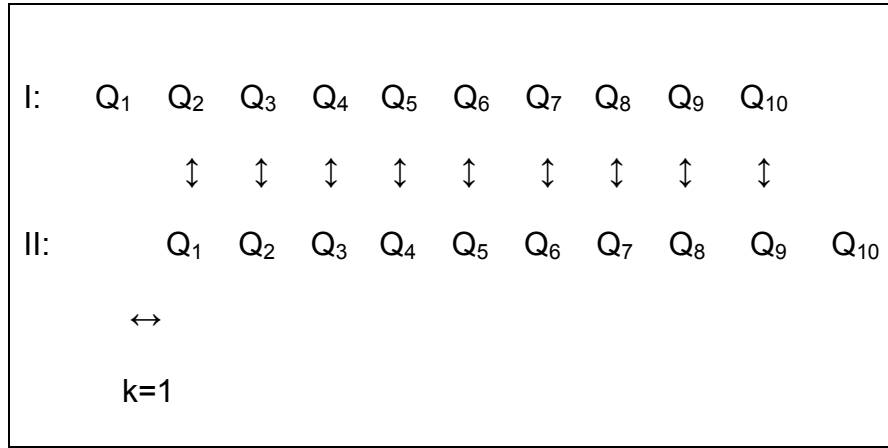
	$\alpha$			$\alpha$	
$N$	0,02	0,10	$N$	0,02	0,10
$\leq 25$	1,261	0,711	70	0,673	0,459
30	0,986	0,662	80	0,631	0,432
35	0,923	0,621	90	0,596	0,409
40	0,870	0,587	100	0,567	0,389
45	0,825	0,558	125	0,508	0,350
50	0,787	0,534	150	0,464	0,321
60	0,723	0,492	175	0,430	0,298

### 2.1.1. Oto Korelasyon Testi

Bir zaman serisindeki değişkenler arasında bulunan lineer bağımlılığın boyutsuz ölçüsü lag- $k$  (öteleme katsayısı); oto korelasyon katsayısı ( $r_k$ )'dir. Her bir  $k$  değerine karşılık gelen  $r_k$ 'nin değişiminin grafiğinden ise korelogram elde edilir. Bağımsız bir seride, teorik korelogram bir (1) veya birden büyük öteleme değerleri için, sıfıra (0) eşittir. Ancak; örnekleme hatalarının bir sonucu olarak, örnek korelogramın seyri sıfır (0) etrafında bir dalgalanma şeklinde oluşur.

Oto korelasyon testini açıklamak amacıyla, örnek olarak on elemanlı ( $Q_1, \dots, Q_{10}$ ) bir seri ele alınıp, Şekil 2.1'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 durumundadır. Eğer  $k$  ikiye (2) eşit olursa,  $r_2$  hesabı için eşlenecek eleman sayısı da dört (4) olacaktır.

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



**Şekil 2.1**  $k=1$  için oto korelasyon işleminin şematik görünümü

$r_k$  hesaplaması için gerekli olan otovaryans değeri; bir zaman serisinin lineer iç bağımlılık derecesini göstermektedir.  $Q_i$  ve  $Q_{i+k}$  arasındaki otovaryans ( $c_k$ ), aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanmaktadır.

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

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

$$\bar{Q} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N Q_i$$

eşitliğinden elde edilen örnek ortalaması ve  $N$  örnek büyüklüğüdür.  $k$ 'nın sıfıra (0) eşit olduğu durumda  $c_0$  ise varyans değerine eşit olur.

( $Q_1, Q_2, \dots, Q_N, Q_1, Q_2, \dots$ ) şeklindeki kapalı bir seri için  $k$ 'nci oto korelasyon değeri, (2.3) eşitliğindeki  $c_k$ 'nin  $c_0$ 'a bölünmesi ile elde edilebilir (36).

$$r_k = \frac{c_k}{c_0} = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} (Q_i - \bar{Q})(Q_{i+k} - \bar{Q})}{\sum_{i=1}^N (Q_i - \bar{Q})^2} \quad (2.4)$$

Bunun yanında, ( $Q_1, Q_2, \dots, Q_N$ ) şeklindeki bir açık seri için  $r_k$ :

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

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

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

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

(2.4) eşitliği (2.5) eşitliğine göre, daha basit hesap teşkili, daha küçük kare hatasına sahip olması ve her zaman bir pozitif kesin korelasyon matrisi (bir matrisin determinantının pozitif olması) ile sonuçlandırılması nedeniyle uygulamada daha çok tercih edilmektedir <sup>(12)</sup>.

Güvenilirlik sınırlarını belirlemek amacıyla uygulamada iki metot kullanılmaktadır. Bunlardan birincisi; açık seriler için Siddiqui tarafından önerilen metottur <sup>(9)</sup>. 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 procesten 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. Bu metot, serinin durağan, kapalı ve normal değişken olması durumlarında geçerlidir. Serinin durağan olması; serinin istatistiksel karakteristiklerinin zamana bağlı olarak değişmediği anlamına gelmektedir. Bu varsayım sıkça kullanılmasına rağmen, aslında gerçekçi bir yaklaşım değildir. Ancak örnek büyüklüğünün otuzdan ( 30 ) az olduğu durumlarda,

serinin istatistiksel karakteristiklerinde önemli bir değişiklik yaratmadığından dolayı kullanılabilir.

Oto korelasyon katsayıları korelogramın çizilebilmesi amacıyla her bir seri için  $N/4$  lag kadar hesaplanır. Burada;  $N$ , örnek büyüklüğüdür. Uygulamada bir akım serisinde zaman bağımlılık ölçüsü olarak, korelogram yerine  $r_1$  değeri alınır. Oto korelasyon testinde, eğer hesaplanmış lag-1 oto korelasyon katsayısı %95 güvenilirlik sınırları içerisinde değil ise, serinin bağımsızlık hipotezi reddedilir.

### 2.1.2. Dönüm Noktaları Testi

Kendall ve Stuart <sup>(17)</sup> tarafından sunulan bu teste Kendall Testi de denilir. Buna göre;  $Q_i$  dönüm noktası şu şekilde tanımlanmaktadır.

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.

$$Q_{i-1} < Q_i < Q_{i+1} , \quad Q_i = 1$$

$$Q_{i-1} > Q_i > Q_{i+1} , \quad Q_i = 1 \quad (2.11)$$

$$\text{Diğer durumlarda} , \quad Q_i = 0$$

$$i = 2, N-1$$

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



$$ort = \frac{2}{3}(N - 2) \quad (2.12)$$

$$var = \frac{16N - 29}{90} \quad (2.13)$$

şeklinde ifade edilir. Ortalama ve varyans değerleri bulunduğundan sonra aşağıdaki eşitliklerde  $m$  yerine  $p$  yazılır.

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

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

(2.14) ve (2.15) eşitliklerinde  $m$  yerine  $p$  alınarak yapılan analizler sonucunda gereken şartları sağladığı durumda,  $p$  değerinin (2.12) eşitliği ile hesaplanan teorik ortalamadan istatistiki olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve bağımsızlık hipotezi kabul edilir.

### 2.1.3. 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 ( $Q_i$ ) kendi Relatif sınırları ( $R_i$ ) 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 Relatif sıra değerlerine transform edilir. İstatistiki bir değer olan  $U$  aşağıdaki formülden elde edilir;

$$U = \sum_{i=2}^N |R_i - R_{i-1}| \quad (2.16)$$

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

$$ort = \frac{1}{3}(N+1)(N-1) \quad (2.17)$$

$$var = \frac{1}{90}(N-2)(N+1)(4N-7) \quad (2.18)$$

şeklinde ifade edilir. Ortalama ve varyans değerleri bulunduğundan sonra aşağıdaki eşitliklerde  $m$  yerine  $U$  yazılır.

$$z = \frac{m - ort}{\sqrt{var}}$$

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

Yukarıdaki ifadelerde  $m$  yerine  $U$  alınarak yapılan analizler sonucunda gereken şartların sağlandığı durumda,  $U$  değerinin (2.17) ile hesaplanan teorik ortalamadan istatistiki olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve bağımsızlık hipotezi kabul edilir.

#### 2.1.4. Spearman Sıralı Seri Korelasyon Katsayısı Testi

1904 yılında Spearman tarafından sunulan nonparametrik bir testtir. Bu teste göre;  $i = 1, 2, \dots, N-1$  ( $x_i$  serisi) ve  $i = 2, 3, \dots, N$  ( $y_i$  serisi) olmak üzere iki seriye ayrılır. Sıra farklılıkları testinde olduğu gibi, seriler 1 ile  $N$  arasında Relatif 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;

$$r_s = \frac{\sum_i (R_i - \bar{R})(S_i - \bar{S})}{\sqrt{\sum_i (R_i - \bar{R})^2} \cdot \sqrt{\sum_i (S_i - \bar{S})^2}} \quad (2.19)$$

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

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \quad (2.20)$$

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;

$$D = \sum_{i=1}^N (R_i - S_i)^2 \quad (2.21)$$

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

$$r_s = 1 - \frac{6D}{N^3 - N} \quad (2.22)$$

Eğer seride aynı değere sahip  $x$  ve  $y$ 'ler mevcut ise (tie-bağ varlığı) (2.22)'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;

$$r_s = \frac{1 - \frac{6}{N^3 N} \cdot \left[ D + \frac{1}{12} \sum_k (f_k^3 - f_k) + \frac{1}{12} \sum_m (g_m^3 - g_m) \right]}{\left[ 1 - \frac{\sum (f_k^3 - f_k)}{N^3 - N} \right]^{1/2} \cdot \left[ 1 - \frac{\sum (g_m^3 - g_m)}{N^3 - N} \right]^{1/2}} \quad (2.23)$$

ifadesine eşit olur. Tüm  $f_k$  ve  $g_m$  değerlerinin bire (1) eşit olması, seride bağ olmadığı anlamına gelir. (2.20)'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  $D$ 'nin beklenen değeri;

$$\bar{D} = \frac{1}{6}(N^3 - N) - \frac{1}{12} \sum (f_k^3 - f_k) - \frac{1}{12} \sum (g_m^3 - g_m) \quad (2.24)$$

ve varyansı;

$$\text{var}(D) = \frac{(N-1) \cdot N^2 \cdot (N+1)^2}{36} \cdot \left[ 1 - \frac{\sum_k (f_k^3 - f_k)}{N^3 - N} \right] \cdot \left[ 1 - \frac{\sum_m (g_m^3 - g_m)}{N^3 - N} \right] \quad (2.25)$$

olarak hesaplanır ve yaklaşık olarak normal dağıldığı kabul edilir. Güvenilirlik sınırları için bulunan  $r_s$  değerinin  $t$  ile  $\text{var}(D)$  arasında olması istenir. Ancak 2. bir güvenilirlik sınırı olarak  $r_s$  değerinin 0,05'ten büyük olması da kullanılabilir. 0,05'ten büyük olan  $r_s$  değeri bize bağımsızlık durumunu gösterir. Eğer bu değer altında bir  $r_s$  değeri elde edilirse bu; serinin bağımlı olduğunun bir göstergesidir ve bağımlı serilerde kullanılan  $r_s$  değeri önemli olup bağımsızlık hipotezi reddedilir.

## 2.2. Taşkın Frekans Analizi

### 2.2.1. Olasılık Dağılım Modeli

Bir  $x$  rasgele değişkenin bir gözlem sırasında aldığı değer bir rasgele olaydır. Böyle bir değişkenin gelecekte yapılacak bir gözlemde alacağı değer önceden bilinemese de olayın hangi olasılıklarla görülebileceği hakkında tahmin yapılabilir. Bu da rasgele değişkene ait teorik dağılım modelinin ortaya çıkarılması ile mümkündür. Bu model aşağıdaki eşitlik ile tanımlanabilir;

$$P(x \leq X) = F(x = X) = \int_a^x f(x) dx \quad (2.26)$$

(2.26) eşitliği  $x$  rasgele değişkeninin herhangi bir yıldaki  $X$  değerinden küçük ya da eşit kalma olasılığı hesaplanır. Formüldeki  $a$  alt sınır olup;  $-\infty$ , sıfır (0) veya herhangi bir sonlu sayı olabilir.

Bunun yanında, olasılık dağılım fonksiyonunun, rasgele deęişkene ait olasılık yoğunluk fonksiyonu  $[f(x)]$  ile kümülatif olasılık fonksiyonuna  $[F(x)]$  baęlı olarak analitik tanımı ise;

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} \quad (2.27)$$

eşitlięi ile gösterilebilir. Olasılık teorisine göre, her rasgele olayın sıfır (0) ile bir (1) arasında deęişen bir olasılığı vardır. Bunun yanında, deęişken alt ve üst sınırlar arasında bir deęer alacaęından olasılık yoğunluk eğrisinin altında kalan alanın bir (1)'e eşit olması kesindir. Bu da;

$$P(x \leq X) = \int_a^b f(x)dx = 1 \quad (2.28)$$

şeklinde gösterilebilir.  $a$ , alt sınır;  $b$  ise üst sınırdır.

Su kaynaklarının geliştirilmesi için yapılan plan ve tasarımlarda yağış ve akım miktarları çok önemli verilerdir. Uygulayıcı bu etkenlerin özellikleri ve doğrulukları konusunda tam bilgi edinmelidir. Ayrıca olayların gelecekteki gerçekleşme olasılığını saptayabilmek için geçmişteki gözlemlerin kuramsal dağılımlarının bilinmesi gereklidir. Hidrolojik deęişkenlerin olasılık fonksiyonları, gerçek fonksiyon hiçbir zaman bilinmeyeceęinden, kuramsal olarak elde edilemezler. Bu nedenle önce kuramsal fonksiyon seçilir daha sonra örneklem verilerinden fonksiyonun parametreleri tahmin edilerek uygunluk test edilir.

Bu çalışmada akım verileri dağılımlarının uygunluğunu araştırmak için dört kuramsal olasılık fonksiyonu seçilmiştir. Bu dağılımlar; Normal, Log-Normal, Gamma ve Ekstrem Değer Tip-1 (Gumbel) olasılık fonksiyonlarıdır.

Bu fonksiyonların seçiminde göz önüne alınan ölçütler şöyle sıralanabilir;

- Sürekli dağılımlar olan bu dağılımlar doğal verilere iyi uyum göstermektedirler.
- Fonksiyonlar gözlenmiş değişkenin pozitif değerleri için tanımlıdır (Normal dağılım dışında).
- Dağılımların alt sınırı sıfır (0) ya da pozitif değerle sınırlandırılmıştır (Normal dağılım dışında).
- Üst sınırları sonsuzdur ( $\infty$ ).
- Yoğunluk eğrileri  $x$ 'in büyük değerleri için yatay eksene asimptotiktir.
- Seçilen dağılımların eğrisi çan biçimindedir, tek tepelidir, çarpıklıkları büyük ölçüde değişmektedir ve en çok üç parametre ile sınırlandırılmıştır.

### **2.2.2. Parametre Tahmin Yöntemleri**

Su mühendisliği problemlerinin birçoğunda doğal olayların yapısındaki belirsizlik sebebiyle, gerçekleşecek sonucu kesin olarak bilmek mümkün değildir. Bu yüzden deterministik yöntemler yerine istatistik yöntemler kullanılmaktadır. Bunun için de; değişkenlerin karakteristiklerini belirleyerek

çeşitli analizler yapılmaktadır. Ancak bunu yaparken rasgele değişkenin toplumunun tümünü belirlemek mümkün olmadığından, bu rasgele değişkene ait bir örnekten bu toplumun olasılık dağılım fonksiyonunun parametrelerinin tahmin edilmeleri gerekmektedir. Bir üstel fonksiyon olan olasılık dağılım fonksiyonunun; şekli, biçimi, simetriği, yaygınlığı veya sivriliği, yani kısaca o fonksiyonun karakteristikleri fonksiyona ait analitik ifadeye ve parametrelerine bağlıdır. Söz konusu parametreler, belirli bir dağılıma uyan rasgele değişkene ait istatistiksel karakteristiklerin belirlenmesinde kullanılır.

Ancak bu parametrelerin iyi bir yöntemle elde edilmesi sonucu; toplum parametrelerinin gerçek değerine yakın değerler elde edilebilmektedir. Parametre tahminlerinde aranması gereken en önemli özellik; tahminlerin tarafsız olmasıdır. Tarafsız tahmin edilen parametrelerin beklenen değerinin; parametrenin gerçek değerine eşit olduğu tahmini yapılır. Bununla birlikte, örnek varyansı en küçük olan tahminlerin kullanılması tavsiye edilmiştir <sup>(18)</sup>.

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

### **2.2.2.1. Momentler Yöntemi**

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

Buna göre, *i*. dereceden istatistik moment;



$$\mu_i = \int_{-\infty}^{\infty} x^i f(x) dx \quad (2.28)$$

eşitliği ile hesaplanır.  $i=1$  olduğu durumda,  $x = \mu_1$  noktasına göre alınan momente merkezsiz istatistik moment adı verilir ve (2.29) denklemi ile hesap edilir.

$$\mu_i = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_1)^i f(x) dx \quad (2.29)$$

Birinci dereceden istatistik moment, aritmetik ortalamayı verir; yani, rasgele değişkene ait merkezsiz değeri gösterir. Değişkenin dağılımının merkezini, yani; çeşitli gözlemlerle gözlenen değerlerin çevresinde dağılıacağı yeri gösterir.

$$\mu_x = \int_a^b x \cdot f(x) dx \quad (2.30)$$

(2.30) eşitliği ortalamayı verir. Formüldeki  $a$  alt sınır ve  $b$  üst sınır değerlerini temsil eder. Ortalama; bir rasgele değişkenin merkez değerini göstermekle birlikte bu değer çevresindeki yayılmanın büyüklüğü hakkında bir bilgi vermez.

İkinci dereceden merkezsiz moment değeri olan varyans rasgele değişkenin aldığı değerlerin ortalama değer etrafında yayılmasının büyüklüğünü gösterir. Varyans;

$$Var(x) = \sigma^2 = \int_a^b (x - \mu_x)^2 \cdot f(x) dx \quad (2.31)$$

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

Üçüncü mertebeden merkezsiz moment çarpıklığının iyi bir ölçüsüdür.

Çarpıklık katsayısı;

$$G = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3} \quad (2.32)$$

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 göstergesidir.

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

$$K = \frac{\mu_4}{\sigma_x^4} \quad (2.33)$$

(2.33) 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.

$$\text{Ortalama : } \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \quad (2.34)$$

$$\text{Varyans : } S_x^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N-1} \quad (2.35)$$

$$\text{Çarpıklık katsayısı : } C_s = \frac{m_x^3}{S_x^3} \quad (2.36)$$

$$\left( m_x^3 = \frac{N \cdot \sum (x - \bar{x})^3}{(N-2) \cdot (N-1)} \right) \quad (2.37)$$

$$\text{Kurtosis katsayısı : } C_{sx} = \frac{m_x^4}{S_x^4} \quad (2.38)$$

$$\left( m_x^4 = \frac{N^2 \cdot \sum_{i=1}^N (x - \bar{x})^4}{(N-3) \cdot (N-2) \cdot (N-1)} \right) \quad (2.39)$$

Yukarıdaki formüller iki parametrelili dağılımlar için geçerlidir. Eğer dağılıma ait parametre sayısı üç (3) ise; (2.33), (2.34), (2.35), (2.37) eşitliklerinin sol taraflarının integralleri alınarak sağ taraflarındaki örnek seriden elde edilen tarafsız tahminlere eşitlenip parametreler bulunur<sup>(19)</sup>.

Momentler yöntemi genellikle etkin tahminler vermesi ve kolay uygulanabilirliğinden dolayı çok tercih edilen yöntemlerden biridir.

### 2.2.2.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Bu metot, elde bulunan gözlenmiş serinin, benzeri olan 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.

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.

$$L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = (OF) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) \quad (2.40)$$

Burada " $m$ " parametresi bilinmemektedir. Elde bulunan belirli örneğin olabilirliğini maksimum yapan " $m$ " parametresinin değerleri, maksimum olabilirlik estimatörleri olarak bilinen  $P_x(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ '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  $\theta$ '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  $\theta$  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 diğer avantajı ise; moment kollarının uzun olduğu yerlerde, dağılımın kuyruğunda veri hatalarının mevcut olması durumunda, diğer yöntemlere göre çoğunlukla daha etkili olmasıdır.

Sonuç olarak, maksimum olabilirlik estimatörlerinin büyük örnekler için asimptotik karakterde olduğu ve küçük örnekler için daha iyi sonuçlar verdiği görüşüne varılabilir.

### 2.2.2.3. 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 <sup>(20)</sup> 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. L momentleri, doğrudan olasılık dağılımlarının şekillerinin yorumlanmasına elverişli ve tüm örnek büyüklükleri dağılımlar için hemen hemen tarafsız olmasından dolayı diğer parametre tahmin yöntemlerine göre daha kullanışlıdır.

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 <sup>(13)</sup>.

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;

$$\beta_r = E\{X[F_x(x)]\} \quad (2.41)$$

Burada;  $F_x(x) = X$  'in eklenik dağılım fonksiyonudur ve  $r = 0$  olduğunda,  $\beta_0$  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;

$$b_0 = m = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \quad (2.42a)$$

$$b_1 = \sum_{j=1}^{n-1} \left[ \frac{(n-1)}{n(n-1)} \right] \quad (2.42b)$$

$$b_2 = \sum_{j=1}^{n-2} \left[ \frac{(n-j)(n-j-1)}{n(n-1)(n-2)} \right] \cdot x_j \quad (2.42c)$$

$$b_3 = \sum_{j=1}^{n-3} \left[ \frac{(n-j)(n-j-1)(n-j-2)}{n(n-1)(n-2)(n-3)} \right] \cdot x_j \quad (2.42d)$$

Bu denklemlerde  $x_j$ ;  $x_1$ 'in en büyük,  $x_n$ 'in ise en küçük gözlem olduğu sıralanmış akımları temsil etmektedir. (2.42) denklemlerindeki olasılık ağırlıklı momentlerin estimatörleri daha genel olarak;

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n-r} \frac{\binom{n-j}{r}}{\binom{n-1}{r}} \cdot x_j \quad (2.43)$$

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

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (2.44a)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (2.44b)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (2.44c)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (2.44d)$$

İlk dört (4) tarafsız L momentleri örnek estimatörleri, (2.43) eşitliğindeki bir olasılık ağırlıklı momentin (2.44) denklemlerinde yerlerine konulması ile elde edilir. (2.44a)-(2.44d) denklemleri, şu genel tekrarın özel durumlarıdır;

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r \beta_r (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \quad (2.45)$$

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

$$\text{L varyasyon : } \tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (2.46a)$$

$$\text{L çarpıklık : } \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (2.46b)$$



$$\text{L kurtosis : } \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (2.46c)$$

İlk momenti olan  $\lambda_1$ ,  $\mu$  ortalama akım değerine eşittir.  $\lambda_2$ ,  $\tau_3$  ve  $\tau_4$  sırasıyla dağılımların ölçeği, çarpıklığı ve kurtosis katsayıları olarak,  $\sigma$ ,  $C_s$  ve  $K$  momentleri gibi ele alınabilir.

### 2.2.3. Taşkın Frekans Olasılık Dağılımları

#### 2.2.3.1. İki ve Üç Parametrelili Normal ve Log-Normal Dağılım

Normal ya da Gaussian dağılım olarak adlandırılan bu dağılım önemli sürekli dağılımlardan biridir. Olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (2.47)$$

olan  $x$  rasgele değişkeni normal dağılıma sahiptir. Burada;  $\mu$  (ortalama) ve  $\sigma$  (standart sapma) dağılımın parametreleridir. Tanım aralıkları ise;  $-\infty < \mu < \infty$  ve  $\sigma > 0$ 'dir.

Normal dağılım fonksiyonu, özellikle standart Normal dağılım, skolastik süreçler, matematiksel istatistik ve olasılık kuramında önemli bir yer tutar. Normal dağılım genellikle standart Normal dağılımı diğer dağılım fonksiyonları ile karşılaştırmaya yarar. Binom ve Poisson dağılımları gibi çoğu dağılımların fonksiyonları da bazı şartlar sağlandığında Normal dağılıma yaklaşırlar.

(2.47) eşitliğindeki Normal Dağılım fonksiyonunda,  $x = \mu$ 'de iken;

$$f(\mu) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \approx 0,4/\sigma$$

ile maksimum değerine ulaşır. Fonksiyonun dönüm noktalarının yatay eksen koordinatları  $(\mu \pm \sigma)$ 'dir. Bu noktalardaki fonksiyonun değeri;

$$f(\mu \pm \sigma) = \frac{\sqrt{e}}{\sigma\sqrt{2\pi}} \approx 0,2420/\sigma$$

'dir.

Eğri  $x = \mu$  etrafında simetrik olup, dağılımın ortalaması, ortancası ve tepe değeri eşittir.

Normal fonksiyon için  $\mu$  konum (merkezi değer) parametresi,  $\sigma$  ise ölçek (dağılım) parametresi adını da alır. Çarpıklık katsayısı sıfır (0), basıklık katsayısı ise üç (3)'tür. Varyasyon katsayısı;  $\mu \neq 0$  (özellikle  $\mu > 0$ ) için tanımlıdır <sup>(21)</sup>.

Normal olasılık yoğunluk fonksiyonu hidrolojide aşağıdaki durumlarda kullanılır;

1. Hidrolojik rastlantı değişkenlerinin deneysel frekans dağılımlarının uygunluğu için kullanılır. Geniş zaman aralıklarında elde edilen hidrolojik rastlantı değişkenleri yaklaşık olarak normal dağılırlar. Ancak hidrolojik değişkenlerin deneysel dağılımlarının normal dağılıma uyumu konusunda kuramsal olarak açıklanması zor olan önemli bir durum vardır; bir normal değişken  $-\infty$ 'dan  $+\infty$ 'a herhangi bir değer alırken, çoğu hidrolojik değişkenler genellikle sıfır (0) ya da pozitif alt sınır değeri ile ortaya çıkarlar.

Uygulamada bu sorun deęişkenlerin negatif deęer alması olasılığı sıfır (0) kabul edilerek çözülmektedir.

2. Rasgele hataların analizinde kullanılır. Rasgele ve sistematik hatalar her bir hidrolojik ölçüm ya da gözlemle ortaya çıkarlar. Rasgele hatalar genellikle simetrik olarak dağılırlar ve normal olasılık yoğunluk fonksiyonu ile tahmin edilirler.

3. Parametreleri karşılaştırıp, normal dağılıma göre yorumlamak amacıyla kullanılır. Bağımlı ya da bağımsız hidrolojik deęişkenlerin çoęu parametrelerinin özellikleri, bağımlı ya da bağımsız standart normal deęişkenlerin uygun parametrelerinin özellikleri ile karşılaştırılarak araştırılabilir. Örneęin; örneklem ortalaması, örneklem varyansı, örneklem çarpıklık katsayısı ve benzer parametreler normal fonksiyonun aynı parametrelerinin dağılımı ile karşılaştırılarak, bu parametrelerin dağılımına ilişkin bilgiler elde edilebilir.

4. Hidrolojide bazı istatistiksel çıkarsamalar yapmak amacıyla kullanılabilir. Çoęu istatistikler ya normal olarak dağılırlar ya da normal dağılım ile onların dağılımına yaklaşılabılır. Verilen bir güven düzeyinde iki alt örneklemin ya da örneklem deęerlerinin homojenlik kontrolü hidrolojide normal fonksiyonun uygulanmasının tipik örnekleridir.

5. Hidrolojide "Monte Carlo" yöntemi uygulamasında kullanılabilir. Bazı asimetrik dağılımların bağımlı rasgele deęerlerinden "Monte Carlo" yöntemi ile, normal olarak dağılan bağımsız rasgele deęerler kolaylıkla oluşturulabilir. Normal olmayan bağımlı rasgele deęerlerden, normal bağımsız rasgele deęerlerin elde edilebilmesi dönüştürme ile olabilir. Normal

bağımsız rasgele değerlerin oluşturulması, hidrolojiye veri yaratma uygulamasında önemli bir adımdır <sup>(10)</sup>.

Hidrolojik gözlemlerin normal dağılıma uygunluğunu test etmek amacıyla kuramsal dağılımın parametrelerinin tahmin edilmesi gerekir. Dağılım fonksiyonlarının parametrelerini tahmin etmek için geliştirilen yöntemler; Maksimum Kareler, Momentler, Maksimum Olabilirlik ve Grafik yöntemidir. Bunlardan; Maksimum Kareler yöntemi, Momentler Yöntemi ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi normal fonksiyonun varyans ve ortalamasını eşit olarak verir.

Bu yöntemle L-Moment fonksiyonu olmak üzere kitlenin en çok olabilirlik tahmin edicisi aşağıdaki biçimde bulunur;

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta_i} = \frac{\partial \left\{ \sum_{i=1}^n \ln(f(x_i; \theta)) \right\}}{\partial \theta_i} = 0 \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (2.48)$$

m parametre için (2.48) eşitliğinden m tanesinin çözümlenmesi ile m tane tahmin edicisi bulunur. Maksimum olabilirlik tahmin edicileri, bir tahmin edici için istenen uygunluk, yansızlık ve yeterlilik özelliklerini taşıdığından, Maksimum Olabilirlik yöntemi normal dağılım parametrelerinin tahmin için tercih edilebilir.

Normal dağılımın parametrelerinin Maksimum Olabilirlik tahmin edicileri kitle ortalaması için;

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2.49)$$

kitle standart sapması için;

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu})^2} \quad (2.50)$$

denklemleri kullanılır.

Simetrik bir yoğunluk fonksiyonuna sahip olan standart normal dağılım, olasılık dağılımlarının bir ana modelidir. Merkez limit teoremine göre; bir  $x$  değişkeninin normal dağılmış olmasının kabul edilebilmesi için,  $x$  değişkenini etkileyen çok sayıda küçük etkenlerin birbirleriyle toplanacak şekilde etkilenmemiş olması gerekmektedir. Benzer şekilde; eğer  $x$ , birçok küçük etkenin sonucuna eşitse,  $\ln x$  normal dağılmış olarak kabul edilebilir. Bu;  $Y = \ln x$  hesaplamasıyla,  $Y = \ln(x_1, x_2, \dots, x_n) = \ln x_1 + \ln x_2 + \dots + \ln x_n$  şeklinde gerçekleştirilir.  $x_i$ 'ler ve  $\ln x_i$ 'ler rasgele değişkenlerdir <sup>(18)</sup>.

Log-Normal dağılımın analitik ifadesi;

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (2.51)$$

şeklindedir. Formüldeki  $\sigma$  ve  $\mu$  sırasıyla, logaritması alınmış serinin standart sapması ve ortalamasıdır. Yıllık taşkın piklerine Log-Normal dağılım uygulanma sebebi, yıllık taşkın serilerinin genellikle sağa çarpık olan histogramlara sahip olmaları ve değişkenlerin logaritmaları alındığında frekans diyagramının daha dar ve simetrik hale dönüşmesindedir <sup>(22)</sup>.

Üç parametrelili Log-Normal dağılıma uyan bir  $x$  serisinin olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot a(x-c)} \exp\left(-\frac{\left(\frac{\ln(x-c)}{b}\right)^2}{2a^2}\right) \quad (2.52)$$

şeklinde ifade edilir. Çarpıklık katsayısının sıfırdan (0) büyük olduğu durumda, biçim parametresi olan  $c$  rasgele değişkenin alt sınırıdır ve bundan dolayı örnekteki en küçük elemandan daha küçük bir değere sahip olur ve iki parametrelili Log-Normal dağılıma bağlı olarak;

$$y = \ln(x-c) \quad (2.53)$$

şeklinde tanımlanır. Çarpıklık katsayısının sıfırdan (0) küçük olduğu durumda ise  $c$ , örnekteki en büyük değerden daha büyüktür ve;

$$y = \ln(c-x) \quad (2.54)$$

şeklinde ifade edilir. Ancak gözlenen yıllık pik serilerinin çoğunun pozitif çarpıklık göstermelerinden dolayı, genellikle (2.53) formülü geçerlidir. Buna göre dağılımın ortalaması, standart sapması ve diğer parametreleri;

$$\bar{y} = \frac{\sum y_i}{n} \quad (2.55)$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{(n-1)}} \quad (2.56)$$

$$b = \exp\left(\frac{\bar{y}}{y}\right) \quad (2.57)$$

$$a = S_y \quad (2.58)$$

şeklinde bulunabilir.

### 2.2.3.1.1. Momentler Yöntemi

$Q_i$ ,  $m^3/s$  cinsinden, örnekteki  $i$ 'nci pik değeri;  $\bar{x}$  yine örnekteki  $x_i$ 'lerin aritmetik ortalaması ve  $S_x = x_i$ 'lerin standart sapmalarının tarafsız tahmin değeri olmak üzere;

$$x_i = \log_{10} Q_i \quad (2.59)$$

$$y = (x_i - \bar{x}) \quad (2.60)$$

$$u_i = \frac{y}{S_x} \quad (2.61)$$

şeklinde tanımlanır. Böylelikle;  $F_N$  standart normal dağılımın eklenik (toplam) olasılık fonksiyonu olmak üzere, tekrar periyodu ( $T$ ) ile debi ( $Q_T$ ) arasındaki bağıntı;

$$P(Q \leq Q_T) = P(u \leq u_T) = F_N(u = u_T) = 1 - \frac{1}{T} \quad (2.62)$$

şeklinde ifade edilebilir.  $u$ 'ların eklenik olasılık dağılımı; 0-2 arası 100; 2-4 arası 40 ve 4-5 arası 10 tanedir. 150  $F_N(u)$ 'ların yerini tutan değerler Abramowitz ve Stegun'un geliştirdiği aşağıdaki eşitlik ile hesaplanır;

$$F_N(u) = 1 - \left[ \frac{e^{-u^2}}{\sqrt{2\pi}} \right] \cdot [b_1 t + b_2 t^2 + \dots + b_5 t^5] + eps \ln \quad (2.63)$$

Buradaki  $t = \frac{1}{1 + (0,2316419 \cdot u)}$ ,  $epsln \leq 10^{-7}$  ve  $b_1, \dots, b_5$  Abramowitz ve

Stegun'un kitabında belirtilen rasyonel kesirli on (10) önemlilik aralığına göre verilen gerçek sayılardır.

$$F_N(-u) = 1 - F_N(u) \quad (2.64)$$

eşitliği kullanılarak, 0-5 arasındaki  $u$  değerleri için  $F_N(u)$ 'lar hesaplanır ve bununla beraber (-5) ile (+5) arasındaki üç yüz bir (301)  $u$  ve üç yüz bir (301)  $F_N(u)$  kaydedilip; kesin cetvel halinde okunur <sup>(2)</sup>.

### 2.2.3.1.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Üç parametrelili Log-Normal dağılımının parametrelerinin bu yöntemle tahminini gerçekleştirmek için, logaritmik maksimum olabilirlik fonksiyonunun  $a, b, c$ 'ye göre kısmi türevleri alınıp sıfıra (0) eşitlendiği takdirde elde edilen üç (3) denklem arasında cebirsel işlemler yapıp aşağıdaki tek denklem elde edilir.

$$\left[ \sum \ln(Q_i - c) \right] \cdot \left\{ \sum \ln(Q_i - c) + \frac{\left[ \sum \ln(Q_i - c) \right]^2}{n} \cdot \left[ \sum \ln^2(Q_i - c) \right] \right\} - n \cdot \frac{\left[ \sum \ln(Q_i - c) \right]}{(Q_i - c)} \quad (2.65)$$

Eşitliğin;

$$\left[ \sum \ln(Q_i - c) \right] \cdot \left\{ \sum \ln(Q_i - c) + \frac{\left[ \sum \ln(Q_i - c) \right]^2}{n} \right\}$$



kısmı  $h_c$  ile gösterilir ve  $Q$ 'ya minimum değer olarak belirli bir değer verilip aralıklar (10, 23), (1, 10), (-1, 1),  $(-10^2, -10)$ ,...,  $(-10^2, -10^9)$  şeklinde  $hc_1 \cdot hc_2 < 0$  oluncaya kadar denenir. Bu işlem uzun sürmemektedir. Çünkü bu şartı sağlayan sınırlar üssel olarak azaldığından birkaç denemeden sonra sonuca ulaşılır ve dağılımın parametreleri bulunur.

### 2.2.3.1.3. L Momentler Yöntemi

Log-Normal Dağılımının parametrelerinin L momentleriyle ilişkileri ve L çarpıklık katsayısı Hosking <sup>(20)</sup> tarafından şu şekilde verilmiştir;

$$L_1 = x_0 + \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \quad (2.66)$$

$$L_2 = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \cdot \operatorname{erf}\left(\frac{\sigma}{2}\right) \quad (2.67)$$

$$\tau_3 = \frac{1}{\sqrt{6\pi}} \cdot \frac{\int_0^{\frac{\sigma}{2}} \operatorname{erf}\left(\frac{x}{\sqrt{3}}\right) \cdot \exp(-x)^2 dx}{\operatorname{erf}\left(\frac{\sigma}{2}\right)} \quad (2.68)$$

$$Z = \sqrt{\frac{8}{3}} \phi^{-1} \cdot \left(\frac{1 + \tau_3}{2}\right) \quad (2.69)$$

Dağılımın  $\mu$  parametresi örnek tahmini;

$$\sigma = (0,999281 \cdot Z) - (0,006118 \cdot Z^3) + (0,000127 \cdot Z^5) \quad (2.70)$$

eşitliğinden bulunurken,  $\sigma$ ;

$$\mu = \log \left[ \frac{L_2}{\operatorname{erf} \left( \frac{\sigma}{2} \right)} \right] - \frac{\sigma^2}{2} \quad (2.71)$$

denklemden elde edilir.

$$x_0 = L_1 - \exp \left( \mu + \frac{\sigma^2}{2} \right) \quad (2.72)$$

Yukarıdaki denklemlerde “erf” hata fonksiyonunu göstermektedir ve;

$$\operatorname{erf}(\phi) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \cdot \int_0^{\phi} e^{-z^2} dz \quad (2.73)$$

eşitliği ile hesaplanır.  $\varphi^{-1}$  standart normal dağılımın tersini gösterir <sup>(23)</sup>.

### 2.2.3.2. 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 <sup>(2)</sup>.

Gumbel dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp \left[ -\frac{x-u}{\alpha} - \exp \left( -\frac{x-u}{\alpha} \right) \right] \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (2.74)$$

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

$$F(x) = \exp \{ -\exp[-\alpha(x - \beta)] \} \quad (2.75)$$

(2.74) ve (2.75) eşitliklerindeki

$$x = \beta + \left\{ \frac{-\ln \left[ -\ln \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right]}{\alpha} \right\} \text{ 'dır. } \alpha \text{ ve } \beta \text{ dağılımın ölçek ve yer parametreleridir.}$$

### 2.2.3.2.1. Momentler Yöntemi

Gumbel dağılımının  $\alpha$  ve  $\beta$  parametreleri, olasılık fonksiyonunun şeklinden faydalanarak;

$$\alpha = \frac{S}{\sigma} \quad (2.76)$$

$$\beta = \mu - \left( \frac{Y_n}{S_n} \right) \cdot \sigma \quad (2.77)$$

olarak bulunur. Eşitliklerdeki  $\mu$  ve  $\sigma$  örnek seriden hesaplanan değerlerdir.

$$A_i = -\ln \left[ -\ln \left( \frac{i}{n+1} \right) \right] \quad i=1, 2, \dots, n \quad (2.78)$$

$$Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i \quad (2.79)$$

$$S_n = \left[ \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i^2 \right) - Y_n^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2.80)$$

$Y_n$  ve  $S_n$  örnek büyüklüklerine göre tablodan okunurken,  $n \rightarrow \infty$  iken;  $Y_n \approx 0,5772157$  ve  $S_n \approx 1,28255$  olduğu gözden kaçmamalıdır.

### 2.2.3.2.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Maksimum olabilirlik fonksiyonu olan (2.36) denkleminde, Gumbel dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonu yazılıp, her iki logaritması alınıp, dağılımın parametreleri olan  $\alpha$  ve  $\beta$ 'ya göre kısmi türevleri sıfıra (0) eşitlendiği takdirde aşağıdaki iki (2) bilinmeyenli lineer olmayan denklem elde edilir.

$$f_1 = n - \sum_{i=1}^n e^{-\alpha(x_i+\beta)} = 0 \quad (2.81)$$

$$f_2 = \frac{n}{\alpha} + \sum (x_i - \beta) \cdot [e^{-\alpha(x_i+\beta)} - 1] = 0 \quad (2.82)$$

(2.81) ve (2.82)'da tanımlanan fonksiyonların hem  $\alpha$  hem de  $\beta$ 'ya göre tekrar türevleri alınıp matris formunda çözümlerse;

$$\begin{bmatrix} f'_{1\alpha} & f'_{1\beta} \\ f'_{2\alpha} & f'_{2\beta} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta \alpha \\ \Delta \beta \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -f_1 \\ -f_2 \end{bmatrix} \quad (2.83)$$

elde edilir. Bu sistemin çözümünden ise;

$$\alpha_2 = \alpha_1 + \Delta \alpha \quad (2.84)$$

$$\beta_2 = \beta_1 + \Delta \beta$$

bulunur ve;

$$\epsilon = \left| \frac{\alpha_2 - \alpha_1}{\alpha_2} \right| \leq 10^{-6} \quad \text{ve} \quad \epsilon = \left| \frac{\beta_2 - \beta_1}{\beta_2} \right| \leq 10^{-6} \quad (2.85)$$

şartı sağlanıncaya kadar iterasyona devam edilir.

Bu denklemlerin çözümleri çok sayıda iterasyon gerektirmektedir. Bu durum da; elle çözümlene yaparken gerçek değerden çok büyük oranlarda sapma oluşmasına sebep olur. O yüzden bilgisayarda elde edilen kodlamalar yardımıyla gerçekleşen iteratif çözümler tercih edilir. Başlangıç değerleri; (2.76) ve (2.77) denklemlerinden momentler yöntemine göre bulunan değerlerden alınarak sonuca gidilir.

### 2.2.3.2.3. L Momentler Yöntemi

L Momentleriyle Gumbel dağılımının parametreleri arasındaki ilişki L çarpıklık ve L kurtosis ifadeleri ile aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$L_1 = \beta + \alpha \cdot \epsilon \quad (2.86)$$

$$L_2 = 0,693147 \cdot \alpha \quad (2.87)$$

$$\tau_3 = 0,1699 \quad \text{ve} \quad \tau_4 = 0,1504 \quad (2.88)$$

Parametre tahminleri ise;

$$\alpha = \frac{L_2}{0,693147} \quad (2.89)$$

$$\beta = L_1 - \epsilon \cdot \alpha \quad (2.90)$$

şeklindedir. Gumbel dağılımının parametrelerinin bu yöntemle tahmini özellikle küçük örneklerde momentler yöntemine göre daha üstündür. Maksimum olabilirlik yöntemine göre de daha az taraflı olmakla birlikte çok daha kolay hesaplanabilmektedir <sup>(3)</sup>.

### 2.2.3.3. Gamma Dağılımı

Yağış verilerinde olduğu gibi daha birçok yerde uygulama alanı bulan Gamma dağılımının yoğunluk fonksiyonu ilk defa Pearson <sup>(24)</sup> tarafından türetilmiştir.

Gamma dağılımının ihtimal yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{\lambda^\beta x^{\beta-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\beta)} \quad 0 \leq x \leq \infty \quad (2.91)$$

biçimindedir. Burada;

$\Gamma$  = gamma fonksiyonu,

$\lambda$  = bir katsayı olup,  $\mu / \sigma^2$ 'ye eşittir.

$\beta$  = bir katsayı olup,  $\mu^2 / \sigma^2$ 'ye eşittir.

Eşitlikteki  $a$  şekil parametresi,  $b$  ölçek parametresi ve  $c$  ise alt sınır parametresidir. Buna bağlı olarak standart varyasyon;

$$y = \frac{x - c}{b} \quad (2.92)$$

eşitliğinden hesaplanır ve (2.91) denkleminde yerine konursa, ihtimal yoğunluk fonksiyonu;

$$f(y) = \frac{y^{a-1} \cdot e^{-y}}{\Gamma(a)} \quad (2.93)$$

şeklini alır. Dağılımın ortalama değeri, varyansı ve çarpıklık katsayısı sırasıyla aşağıdaki eşitliklerden bulunur.

$$\mu = c + (b \cdot a) \quad (2.94)$$

$$\sigma^2 = b^2 \cdot a \quad (2.95)$$

$$G = \frac{2}{\sqrt{a}} \quad (2.96)$$

Gamma dağılımında;

$$prob(x \leq X) = F(x) = \int_0^x F(x)dx \quad (2.97)$$

eşitliği ile belirlenen bağıntının analitik hesabı, diğer dağılım modellerinden farklı olarak, yoğunluk fonksiyonunun çarpıklığının sürekli değişmesinden ve çarpıklık katsayısının da  $X-F(x)$  ilişkisini etkilenmesinden dolayı mümkün olamaz. Bu nedenle bu bağıntıyı çözmek amacıyla klasik frekans faktöründen yararlanılır <sup>(2)</sup>.

$F(x)$  veya tekrar periyodu;  $K$  frekans faktörü ve  $a$  parametresine bağlı olarak elde edilen değerlerin toplandığı tablolardan yararlanılarak bulunur. Bu tablolardan en kapsamlı olanı 1976 yılında Harter tarafından hazırlanan ve literatürde en kapsamlı ve kullanışlı olarak bilinen “Harter Tablosu”dur. Bu tablo  $0,0001 \leq a \leq \infty$  arasında ve yedi çarpıklık katsayısı için 2821 değerden oluşan  $K$ 'ya karşılık gelen ölçek parametresini enterpolasyonla bulmaya yarar. Ancak, enterpolasyonla çözüm özellikle sağ kuyruk olasılıkları için yeterli değildir.

Bunun yanında, verilen  $X$  değerinin olasılığını hesaplayan yöntemler de mevcuttur. Bunlar “Numerical Recipes” ve “Gautschi”ye ait programlardır. Bu program çıktı sonuçlarıyla “Harter Tablosu”ndaki veriler birbirine çok yaklaşık neticeler verdiği görülmüştür <sup>(2)</sup>.

İki parametrelili gamma olasılık fonksiyonu sadece  $x$ 'in pozitif deęerleri için tanımlıdır. Dağılışı saęa doęru çarpık olup, çarpıklığın derecesi doğrudan doğruya şekil parametresine baęlıdır. Şekil parametresi büyüdükçe çarpıklık sıfıra (0) yaklaşır ve dağılımın şekli de normale dönüşür. Meteoroloji ile ilgili verilerde şekil parametresinin yüzden (100) büyük olduęu durumlar için dağılışı normal olduęu görülmüştür <sup>(2)</sup>.

Maksimum olabilirlik yöntemi Gamma fonksiyonuna uygulandıęında ortaya çıkan kısmi türev denklemlerinin çözümünün zor olması, yöntemin bu dağılıma uygulanmasını sınırlamıştır. Daha sonra Thom <sup>(25)</sup> 1958 yılında Maksimum olabilirlik yöntemine yaklaşık bir çözüm getirerek daha etkin tahminleri bulmayı başarmıştır.

### **2.2.3.3.1. Momentler Yöntemi**

Bu yöntemle parametre hesaplarında; dağılımın parametreleri olan  $a$ ,  $b$ ,  $c$  tahminlerinde,  $a$  parametresi için (2.107) ile (2.34);  $b$  parametresi için (2.108) ile (2.35) ve  $c$  parametresi için (2.109) ile (2.36) denklemleri birbirleriyle eşitlenir. Logaritmik fonksiyon için ise transform edilmiş deęerlerin eşitlenmesi gerekmektedir.

### **2.2.3.3.2. Maksimum Olabilirlik Yöntemi**

Haktanır <sup>(2)</sup> tarafından Türkiye'de otuz (30) akarsu için yapılan frekans analizinde bir parametrelili Gamma dağılımı parametresinin maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmesi sonucunda momentler yöntemine göre



iyi sonuç vermediği görülmüştür. Çünkü; Gamma dağılımı her zaman pozitif (+) çarpık yoğunluk fonksiyonuna sahiptir ve örnek seri negatif (-) çarpık olsa bile maksimum olabilirlik yönteminin özelliğinden dolayı, bu örneğe pozitif (+) çarpık bir model uydurur.

Gamma dağılımı için parametre tahmini aşağıdaki denklem sistemi yardımıyla gerçekleştirilir;

$$\frac{1}{n} \sum \log(x_i - c) = -\log b + \psi(a) \quad (2.98)$$

$$\frac{1}{n} \sum (x_i - c) = a \cdot b \quad (2.99)$$

$$\frac{1}{n} \sum (x_i - c)^{-1} = \frac{1}{b(a-1)} \quad (2.100)$$

Burada;  $\Psi(x)$  = digamma fonksiyonudur ve aşağıdaki eşitlik ile bulunabilir;

$$E[\log(x - c)] = \log b + \Psi(1) \cdot a \quad (2.101)$$

### 2.2.3.3.3 L Momentler Yöntemi

L momentler yöntemiyle Gamma dağılımı için parametre tahmini 1991 yılında Hosking <sup>(20)</sup> tarafından tasarlanmıştır.

Buna göre Pearson-3 dağılımının parametrelerinden birisi olan  $b$  parametre tahmini için,  $\tau_3 < 1/3$  durumunda ise  $\tau_3 = 3\pi \cdot t_3^2$  dir ve (2.103) eşitliği kullanılır.

$$b = \frac{(0,36067\tau - 0,59567\tau^2 + 0,25361\tau^3)}{(1 - 2,78861\tau + 2,56096\tau^2 - 0,77045\tau^3)} \quad (2.102)$$

$$b = \frac{(1 + 0,2906\tau)}{(\tau + 0,1882\tau^2 + 0,0442\tau^3)} \quad (2.103)$$

$$a = \sqrt{\pi \cdot L_2} \cdot \frac{\Gamma(b)}{\Gamma(b + 0,5)} \quad (2.104)$$

$$c = L_1 - a \cdot b \quad (2.105)$$

### 2.3. Uygunluk Testleri

Bir ham veri 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 veriye 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.

### **2.3.1. Sınıf Aralıklarının Sayısı ve Uzunluğu**

Sınıf sayısının ne olması gerektiğine ilişkin katı ve kesin kurallar yoktur. Ancak sınıf sayısı ne çok az ne de çok fazla olmalıdır. Sınıf sayısının saptanmasında farklı örneklem büyüklükleri için birçok matematiksel formüller vardır. Ancak bu formüller büyük örneklemelerde iyi sonuç vermektedir.

Bu çalışmada kullanılan verilerin örneklem büyüklüğü 30 ile 60 arasında değiştiğinden sınıf sayısı örneklem büyüklüğüne göre altı ya da yedi olarak seçilmiştir.

Sınıf sayısının seçiminde eşit aralıklı ya da eşit olasılıklı sınıflama tekniklerinden birine karar verilebilir. Bu çalışmada daha objektif bir sınıflama tekniği olan eşit aralıklı sınıflama tekniği kullanılarak test yapılmıştır. bu tür bir

sınıflamada frekanslarının her sınıf aralığına düşmesi olasılığı eşit varsayılır. Bu varsayımdan sonra sınıf aralıkları olasılık integral dönüşümü ile elde edilir. Frekansların her sınıf aralığına düşmesi olasılığının eşit olması, olasılıkların tek düze dağılması anlamına gelir. Gözlenmiş dağılım ile herhangi bir kuramsal tek düze dağılımın karşılaştırılması işlemine dönüşür. Bu yöntemle göre önce sınıf aralıklarının sayısı saptanır ve k sınıf sayısı olmak üzere,

$$P_j = \frac{1}{k} \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (2.106)$$

olasılığı bulunur ve olasılık integral dönüşümü yardımıyla sınıf aralığı uzunluğu bulunur<sup>(17)</sup>.

### 2.3.2. İlgili Olasılık Dağılımları İçin Sınıf Aralıkları Sınırlarının Bulunması

Verilerin Normal, Log-normal, Gamma ve Gumbel dağılımlarına uygunluğunu test etmek için bu dağılımların olasılık fonksiyonları kullanılarak sınıf aralıkları sınırları aşağıdaki gibi bulunur;

a) Normal Dağılım

Normal dağılım için sınıf aralığı sınırları  $K_j$ 'ler,

$$F(U) = j \cdot P_j = \int_{-\infty}^{U_j} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left(-\frac{U^2}{2}\right) \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (2.107)$$

eşitliğinden standart normal dağılım tabloları yardımıyla kolayca bulunabilir.

Burada  $P_j$  her aralık için eşit olan sınıf aralığı olasılığı,  $U_j$  ise,

$$U_j = \frac{K_j - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} \quad (2.108)$$

biçiminde ifade edilir ve standart normal değişkenlerin sınıf aralığı sınırlarıdır.

Böylece  $x_i$  değişkenine ilişkin sınıf aralık sınırları (2.108) eşitliğinden,

$$K_j = \hat{\mu} + U_j \cdot \hat{\sigma} \quad (2.109)$$

elde edilir.

#### b) İki Parametrelili Logaritmik Normal Dağılımı

Bir önceki durumuna benzer olarak iki parametrelili logaritmik normal dağılımın sınıf aralıkları sınırları (2.107) eşitliğinin normal olasılık integral dönüşümü ile,

$$K_j = \exp\left(\ln \hat{\mu} + U_j \hat{\sigma}\right) \quad (2.110)$$

elde edilir. Burada  $K_j = x_i$  değişkeni için sınıf aralığı sınırları,  $\ln \hat{\mu} = \ln x_i$ 'nin ortalaması,  $\hat{\sigma} = \ln x_i$ 'nin standart sapması,  $U_j =$  standart normal değişkenin sınıf aralığı sınırlarıdır.

#### c) İki Parametrelili Gamma Dağılımı

İki parametrelili gamma dağılımı için sınıf aralıkları sınırları (2.91) eşitliğinde,

$$u = \frac{z}{\sqrt{p+1}} \quad p+1 = \hat{\alpha}$$

dönüştürmesi yapılarak elde edilen ve gamma fonksiyonunun eksi gamma fonksiyonuna oranını veren standart çizelgeler yardımıyla

$$K_j = \frac{u_j}{\sqrt{\hat{\alpha}}} \quad (2.111)$$

olacak biçimde bulunur.

### 2.3.3. 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)

Araştırmacının amacı, örnek değerlerinde 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 Relatif 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 dağılımın yoğunluk fonksiyonu olarak tanımlanırsa,  $n$  büyüklüğündeki bir örneğin,  $i$ . sınıf aralığı ile ilişkili teorik frekansı;

$$E_i = n \cdot \int_{I_{i-1}}^{I_i} f(x) dx \quad i=1, 2, \dots, k \quad (2.112)$$

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

$$X_i^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(Q_i - E_i)^2}{E_i} \quad (2.113)$$

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

$$d_f = k - p - 1 \quad (2.114)$$

olarak ifade edilir.  $P$  teorik dağılımı tanımlamada kullanılmak için orijinal veriden tahmin edilen parametre sayısıdır.  $X_{d_f, (1-\alpha)}^2$ ; (2.114)'den elde edilen  $d_f$

ve  $1-\infty$  önem seviyesi için  $X_i^2 < X_{d_f, (1-\alpha)}^2$  ise; sıfır (0) hipotezi (gözlenmiş orijinal veri teorik  $f(x)$  dağılımından alınmış olması) kabul edilir. Çizelge 2.2'de Ki-Kare değerleri verilmiştir.

**Çizelge 2.2** 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



n	p	0,99	0,98	0,95	0,90	0,50	0,10	0,05	0,02	0,01
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

#### 2.3.4. Kolmogorov-Smirnov (K-S) Testi

Bu testin uygulanmasında 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 uyup uymadığını test etmek amacıyla kullanılır. Prensip olarak (K-S) testi örnek verinin kümülatif dağılım fonksiyonunun öne sürülen kümülatif dağılım fonksiyonuyla karşılaştırılması esasına dayanır. Bu test yardımıyla bir örneklemden 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;

$$D = \max |F_x(x) - S_n(x)| \quad (2.115)$$

eşitliği yardımıyla bulunur. Seçilen önem seviyesi için eğer gözlenen  $D$  değeri K-S istatistiğinin kritik tablo değerinden büyük veya eşitse, sıfır (0) hipotezi reddedilir. Çizelge 2.3'de K-S uygunluk değerleri verilmiştir.

**Çizelge 2.3** 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	$\frac{1,07}{\sqrt{N}}$	$\frac{1,22}{\sqrt{N}}$	$\frac{1,36}{\sqrt{N}}$	$\frac{1,63}{\sqrt{N}}$

## 2.4. Aşma Olasılığı ve Dönüş Periyodu

Su kaynakları mühendisliğinde ve diğer su bilimlerinde taşkın ve buna benzer diğer ekstrem olaylar dönüş aralıklarıyla ifade edilmektedir. Taşkın olayı için dönüş aralığı tanımı; verilen taşkın debisinin iki defa aşılması arasında geçmesi beklenen ortalama süre şeklinde ifade edilebilir <sup>(26)</sup>.

Bir debinin herhangi bir yılda gerçekleşme olasılığı  $P$  ile ifade edilirse; bu debinin aşılma olasılığı ise  $A=1-P$  'dir. Söz konusu taşkın debisinin dönüş aralığı ise;

$$T = \frac{1}{P(X > x_T)} = \frac{1}{1 - P(X \leq x_T)} \quad (2.116)$$

şeklinde hesaplanır. Burada;  $x_T$  ifadesi,  $T$  dönüş periyoduna sahip olayın büyüklüğünü ifade etmektedir.  $T$  değeri bir yıl içinde debinin düzenli olarak verilen  $y$  değerini aşacağını göstermez; ancak  $(m \cdot T)$  gibi bir değer uzun bir

süre içinde taşkın debisinin ortalama olarak  $m$  defa  $y$ 'nin üzerine çıkacağını gösterir.

Hidrolojide dönüş aralığı  $n$  yıl olan taşkın debisi “ $n$  yıllık taşkın debisi” olarak ifade edilir.

Bu çalışmada farklı dönüş aralığına sahip olan taşkın debileri çeşitli bilgisayar yazılım programları yardımıyla hesaplanmıştır.

### 3. ARAŞTIRMA BULGULARI



**Şekil 3.1** Kızılırmak deltası

Araştırmada kullanılan temel veriler çeşitli akım istasyonlarından elde edilen yıllık pik akım miktarlarıdır. Kullanılan yıllık pik akım serileri Çizelge 3.2’de gösterilmiştir. Söz konusu serilere DSİ (Devlet Su İşleri) tarafından akım değerlerinin homojenliğine ilişkin aksi bir ifade kullanılmadığından, akım serilerine ayrıca homojenlik testi uygulanmamıştır.

Ortalama akımlar;

- İstasyonda günde bir gözlem yapılıyorsa, o günkü su düzeyi  $b$ , bir önceki düzey  $a$ , bir gün sonraki düzey  $c$  olmak üzere ve düzey değişiminin doğrusal olduğu kabul edilerek,

$$hm = \frac{a}{18} + \frac{13b}{18} + \frac{4c}{18} \quad (3.1)$$

formülü ile hesaplanan,

- İstasyonda günde saat 8.00 ve 16.00'da olmak üzere iki gözlem yapılıyorsa, o günkü saat 8.00 gözlemi  $b$ , 16.00 gözlemi  $c$ , bir gün önceki 16.00 gözlemi  $a$ , bir gün sonraki 8.00 gözlemi  $d$  olmak üzere ve düzey değişimlerinin doğrusal olduğu kabul edilerek,

$$hm = \frac{a12}{12} + \frac{5b}{12} + \frac{5c}{12} + \frac{d}{12} \quad (3.2)$$

formülü ile hesaplanan günlük ortalama düzeye ( $hm$ ) karşı gelen akım miktarlarıdır <sup>(13)</sup>.

Elektrik İşleri Etüt idaresi ve DSİ tarafından ölçülen ve yayınlanan akım değerlerini kullanarak istasyonları karşılaştırmak ortalama ve standart sapmaların yüksek değişkenlik göstermeleri nedeni ile zorluk yaratmaktadır. Bu zorluğu gidermek için gözlenen akım değerleri boyutsuz değişken biçimine dönüştürülmektedir. Böylece yıllık ortalama akımların dağılımlarının karşılaştırılmasında yüksek değişkenlikten doğan sakınca giderilmiş olur.

Dönüşüm;  $Q_i$ ,  $i$ 'inci yılda gözlenen akım miktarı,  $\bar{Q}$ , ortalama akım miktarı olmak üzere;

$$x_i = \frac{Q_i}{Q} \quad (3.3)$$

biçiminde ifade edilir. Çalışmalarda istasyonlara ait tüm işlemlerde  $x_i$  boyutsuz değişkeni kullanılmaktadır.

Yüzölçümü 56.000 hektar olan Aşağı Kızılırmak Havzası'nda bulunan toplam baraj sayısı 5 (Kapulukaya-Kırıkkale, Hirfanlı-Kırşehir, Yamula-Kayseri, İmranlı-Sivas, Kesikköprü-Ankara) iken, depo edilen su miktarı 8444,5 hm<sup>3</sup>tür <sup>(19)</sup>. Bu barajlara ait daha detaylı bilgi Çizelge 3.1'de belirtilmiştir. Kızılırmak Havzası'nda DSİ ve EİE tarafından işletilen toplam 20 akım gözlem istasyonundan 7 tanesi halen faal durumdadır.

Ancak bu çalışmada sadece 3 akım istasyonunun verileri kullanılmıştır. Bunun nedenleri ise;

1. Akım gözlem istasyonları verilerinin kontrollü akış verileri olmaları, bir başka deyişle, DSİ tarafından müdahale edilmesi sonucunda, özellikle baraj çıkışlarında debinin kontrollü olarak verilmesi, akımların doğallık özelliklerini kaybetmelerine neden olmakta ve bu verilere taşkın frekans analizinin yapılmasının bilimsel açıdan anlamlı bir sonuç ifade etmemesi,

2. İstasyonların yeteri kadar seri uzunluğuna sahip olmaması,
3. Bazı istasyonların drenaj kanalları üzerinde bulunmasıdır.

**Çizelge 3.1** Kızılırmak Havzası üzerindeki barajlar

Barajın Adı	Amaç	Depo Hacmi	Yükseklik
Kapulukaya	Enerji + İçme Suyu	282 hm <sup>3</sup>	61 m
Hirfanlı	Enerji + Taşkın Koruma	5980 hm <sup>3</sup>	78 m
Yamula	Sulama + Enerji	2025 hm <sup>3</sup>	120 m
İmranlı	Sulama + Enerji	62,5 hm <sup>3</sup>	49 m
Kesikköprü	Sulama + Enerji	95 hm <sup>3</sup>	49,1 m

**Çizelge 3.2** Çalışmada kullanılan akım gözlem istasyonları

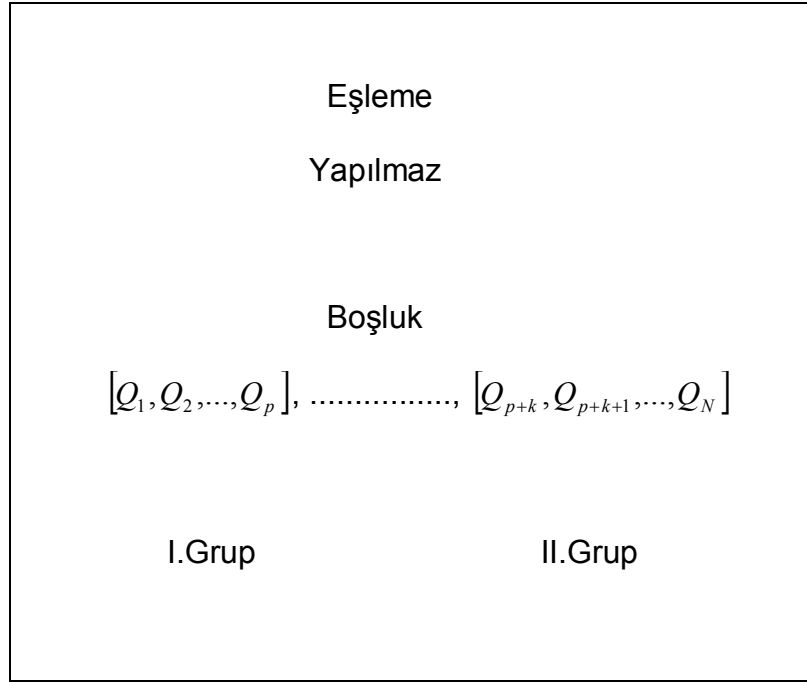
Akarsu Adı	İstasyon No	İstasyon Adı	Yağış Alanı (km <sup>2</sup> )	Gözlem Yılı Sayısı
Kızılırmak	1501	Yamula	15581,6	67
Kızılırmak	1532	Gülşehir	20622	36
Kızılırmak	1535	Söğütlühan	6606,5	33

Bunun yanında, ele alınan 3 akım gözlem istasyonuna ait yıllık maksimum pik akım serilerinin bazılarında, boşluklar bulunmaktadır. Bu da bağımsızlık testleri uygulamalarında istenmeyen bir durumdur. Bu aksaklığı gidermek amacıyla, Şekil 3.2’de gösterildiği biçimde bir yöntem mevcuttur. Bu yöntemle göre, akım gözlemlerinin kesildiği son değerden önceki veriler bir grup, sonraki veriler ise ayrı bir veri grubu olarak kabul edilir ve her iki grup farklı zaman serisi gibi kabul edilir.



Yani;  $Q_p$   $Q_{p-1}$  ile eşlenirken,  $Q_{p+k}$  ile eşlenmez. Dolayısıyla, oto korelasyon testinde bu yöntemle göre,  $Q_p$  ile  $Q_{p+k}$  arasındaki ilişki göz ardı edilir<sup>(22)</sup>.

Ancak bu çalışmada, pratik bir çözüme gitmek amacıyla, zaman serisinde bir veya iki akım değeri boş olduğu durumlarda, bu değerler yerine serinin ortalama pik akım değeri ( $\bar{Q}$ ) alınmıştır. Art arda boş olan akım üçten fazla ise, bu aralık kapatılmış, yani Şekil 3.2'deki  $Q_p$  ile  $Q_{p+1}$ 'in arasında herhangi bir boşluk yokmuş gibi düşünülmüştür.



**Şekil 3.2** Veri eksikliği durumunun şematik gösterimi

Çizelge 3.2'de verilen istasyonlara ait yıllık pik akım serilerinin örnek büyüklükleri yukarıda belirtilen esaslara göre yeniden düzenlenmiştir.

### 3.1. Bağımlılık Test Sonuçları

Bağımlılık testlerinin uygulanma biçimini ve söz konusu testler için yazılan bilgisayar programının doğruluğunu kontrol etmek amacıyla, veri grubunun en uzun gözlem değerine sahip Yamula Akım Gözlem İstasyonu (EİE) verileri alınarak testlerin uygulanma biçimi detaylı olarak ele alınmıştır.

Akım gözlem istasyonlarına uygulanan testlerden elde edilen sonuçlar Çizelge 3.4'te toplu olarak verilmiştir.

#### 3.1.1. Normalite Testi

Bir zaman serisinin normal dağılıma uyup uymadığı çarpıklık testi ile kontrol edilir. Ortalama değeri 416,33 m<sup>3</sup>/sn olan istasyona ait orijinal değerler (2.1) eşitliğinde yerine konularak çarpıklık katsayısı;

$$\gamma = \frac{\frac{1}{67} [(40,80 - 416,33)^3 + \dots + (1037 - 416,33)^3]}{\left[ \frac{1}{67} ((40,80 - 416,33)^2 + \dots + (1037 - 416,33)^2) \right]^{\frac{3}{2}}} = 0,652$$

Çizelge 2.1'de gösterilen  $N=67$  ve  $\alpha=0,02$  önemlilik seviyesi için,  $\gamma_{(0,02)}=0,688 > 0,652$  olduğundan, serinin orijinal değerlerinin normal dağılıma uygunluk gösterdiği görülür.

Eğer uygunluk sağlanmasa idi; o taktirde seri değerlerine  $\ln(1+Q_i)$  transformu yapılarak, Çizelge 3.4'deki değerler bulunurdu. Oluşan yeni serinin ortalaması bulunarak, çarpıklık katsayısı elde edilirdi 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 3.4'de gösterilen  $\ln(1+Q_i)$ 'e transform olmuş yeni değerler kullanılır. Buna göre (2.4) eşitliğinden yararlanarak;

$$r_{k=1} = \frac{[(262,00 - 416,33) \cdot (614,00 - 416,33) + \dots + (40,80 - 416,33) \cdot (380,00 - 416,33)]}{[(262,00 - 416,33)^2 + \dots + (380,00 - 416,33)^2]} = -0,135$$

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

$$r_k(\%95) = \frac{-1 \pm 1,96\sqrt{67-1-1}}{67-1} = \begin{cases} -0,255 \\ +0,224 \end{cases}$$

(2.4.) eşitliğinden hesaplanan sınırlar belirlenir.  $-0,255 < r_{k=1} = -0,135 < +0,224$  durumuna uygun olduğundan serinin bağımsızlığı oto korelasyon testine göre kanıtlanmış olur.

### 3.1.3. Dönüm Noktaları Testi

Bu testi uygulamak için; orijinal değerler kullanılarak (2.11)'de ifade edilen şartlar araştırılır. Örneğin;

$i=2$  için;  $614,00 > 262,00 < 709,00$  olduğundan,  $Q_2 = 1$  olur.

$i=3$  için;  $262,00 < 709,00 > 446,00$  olduğundan,  $Q_3 = 1$  olur.

$i=4$  için;  $709,00 > 446,00 < 553,00$  olduğundan,  $Q_4 = 1$  olur.

Benzer işlemlerin tüm seri verileri üzerinde uygulanması sonucu  $p = 44$  olarak bulunur.

Ortalama ve varyans (2.12) ve (2.13) eşitlikleri yardımıyla,

$$ort = \frac{2}{3}(67 - 2) = 43,333$$

$$var = \frac{(16 * 67) - 29}{90} = 11,589$$

olarak hesaplanır. Diğer testlerde olduğu gibi (2.14) eşitliğinden;

$$z = \frac{44 - 43,33}{\sqrt{11,589}} = 0,196$$

olarak bulunan değer,  $-1,96 < z = 0,196 < 1,96$  durumuna uygun olduğundan, örnekteki serinin dönüm noktaları testine göre bağımsız bir seri olduğu hipotezi kanıtlanmış olur.

### 3.1.4. 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;

$$i = 2 \text{ için, } U_1 = |40,80 - 122,00| = -81,20$$

$$i = 3 \text{ için, } U_2 = |122,00 - 122,00| = 0,00$$

$$i = 4 \text{ için, } U_2 = |122,00 - 149,00| = -27,00$$

Bu şekilde tüm  $U$  değerleri hesaplanıp toplanırsa;

$$U = 996,20$$

olarak bulunur. (2.17) ve (2.18) eşitliklerinden ortalama ve varyans;

$$\text{ort} = \frac{1}{3}(67 + 1)(67 - 1) = 1496$$

$$\text{var} = \frac{1}{90}(67 - 2)(67 + 1)((4 \cdot 67) - 7) = 12818$$

şeklinde hesaplanır. Güvenilirlik sınırlarını kontrol etmek amacıyla;

$$z = \frac{996,20 - 1496,00}{\sqrt{12818,00}} = -4,41$$

olarak bulunan değer,  $-1,96 < z = -4,41 < 1,96$  durumuna uygun olmadığı için, örnekteki serinin sıra farklılık testine göre bağımsız bir seri olduğu hipotezi reddedilir.

### 3.1.5. Spearman Sıralı Seri Korelasyon Katsayısı Testi

Bu testin uygulanabilmesi için; seri değerleri tıpkı Sıra Farklılık testinde olduğu gibi Relatif değerleri ile yer değiştirirler. Buna göre; serideki en küçük akım değerine 1, ondan sonraki en küçük akım değerine 2, ..., en büyük akım değerine ise;  $N$  sayısı verilir. Daha sonra seri değerleri  $x$  ve  $y$  gibi iki ayrı seriye ayrılır.

Sıraların toplam kare farklılığı olarak adlandırılan katsayı olan  $D$  (2.21) eşitliğinden yararlanarak;

$$D = (40,80 - 122,00)^2 + (122,00 - 122,00)^2 + \dots + (744,00 - 1037,00)^2 = 106472,44$$

şeklinde hesaplanır. Nonparametrik korelasyon değeri olan  $r_s$ 'nin farklı formülleri vardır. Bu formüllerin seçimi değerlerin tekrar etme durumuna göre değişmektedir. Söz konusu akım gözlem istasyonu için ( Yamula ) tekrar durumu mevcut olduğundan  $r_s$  (2.23) eşitliği yardımıyla;

$$r_s = \frac{1 - \frac{6}{67^3 - 67} \left[ D + \frac{1}{12} \sum_k (2^3 - 3) + \frac{1}{12} \sum_m (2^3 - 2) \right]}{\left[ 1 - \frac{\sum (2^3 - 2)}{67^3 - 67} \right]^{1/2} \cdot \left[ 1 - \frac{\sum (2^3 - 2)}{67^3 - 67} \right]^{1/2}} = -1,125$$

şeklinde bulunur. Bu değer yardımıyla  $t$  değeri;

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-(r_s)^2}} = \left( -1,125 \sqrt{\frac{67-1-2}{1-(1,125)^2}} \right) = -6,173$$

olarak bulunur. Bağımlı olmayan veri gruplarının varyansı ise;

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

$$\text{var}(D) = \frac{(67-1) \cdot 67^2 \cdot (67+1)^2}{36} \left[ 1 - \frac{12}{67^3 - 67} \right] \cdot \left[ 1 - \frac{12}{67^3 - 67} \right] = 3,80 \times 10^7$$

şeklinde hesaplanır.

Güvenilirlik sınırlarını belirlemek amacıyla yine serinin bağımlı olma durumunu göz önüne almak gerekir. Söz konusu seri bağımlı bir seri olduğundan güvenilirlik sınırı olarak 0,05 değeri alınmalıdır <sup>(27)</sup>.  $r_s$  değerinin

0,05'ten küçük olması serinin bağımlı olduğunu gösterir. Bu sebeple;  $r_s = -1,125 < 0,05$  olduğundan bağımsızlık hipotezi reddedilir.

İkinci bir güven aralığı da bulunan  $r_s$  değerinin  $t$  ile  $var(D)$  arasında olmasıdır. Bu aralıkta kalan  $r_s$  değeri için bağımsızlık hipotezi kabul edilir.

**Çizelge 3.3** Yamula akım gözlem istasyonu bağımlılık testleri yardımcı değerleri

m	yıl	debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1938	614,00	6,422		
2	1939	262,00	5,572	0,85	1
3	1940	709,00	6,565	0,99	1
4	1941	446,00	6,103	0,46	1
5	1942	553,00	6,317	0,21	0
6	1943	591,00	6,384	0,07	1
7	1944	468,00	6,151	0,23	0
8	1945	362,00	5,894	0,26	0
9	1946	284,00	5,652	0,24	1
10	1947	310,00	5,740	0,09	0
11	1948	468,00	6,151	0,41	1
12	1949	371,00	5,919	0,23	1
13	1950	561,00	6,332	0,41	1
14	1951	122,00	4,812	1,52	1
15	1952	725,00	6,588	1,78	1

m	yıl	debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
16	1953	464,00	6,142	0,45	1
17	1954	630,00	6,447	0,31	1
18	1955	149,00	5,011	1,44	1
19	1956	386,00	5,958	0,95	1
20	1957	337,00	5,823	0,14	1
21	1958	426,00	6,057	0,23	1
22	1959	299,00	5,704	0,35	1
23	1960	480,00	6,176	0,47	1
24	1961	184,00	5,220	0,96	1
25	1962	421,00	6,045	0,82	1
26	1963	373,00	5,924	0,12	1
27	1964	458,00	6,129	0,20	1
28	1965	353,00	5,869	0,26	0
29	1966	340,00	5,832	0,04	1
30	1967	619,00	6,430	0,60	0
31	1968	697,00	6,548	0,12	1
32	1969	614,00	6,422	0,13	0
33	1970	318,00	5,765	0,66	0
34	1971	245,00	5,505	0,26	1
35	1972	356,00	5,878	0,37	1
36	1973	262,00	5,572	0,31	1
37	1974	297,00	5,697	0,12	0



m	yıl	debi	Ln(1+Qi)	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
38	1975	559,00	6,328	0,63	0
39	1976	617,00	6,426	0,10	1
40	1977	408,00	6,014	0,41	0
41	1978	312,00	5,746	0,27	0
42	1979	193,00	5,268	0,48	1
43	1980	1037,00	6,945	1,68	1
44	1981	439,00	6,087	0,86	1
45	1982	490,00	6,196	0,11	1
46	1983	485,00	6,186	0,01	0
47	1984	331,00	5,805	0,38	0
48	1985	252,00	5,533	0,27	1
49	1986	363,00	5,897	0,36	0
50	1987	458,00	6,129	0,23	0
51	1988	654,00	6,485	0,36	1
52	1989	360,00	5,889	0,60	0
53	1990	310,00	5,740	0,15	0
54	1991	276,00	5,624	0,12	1
55	1992	449,00	6,109	0,49	0
56	1993	744,00	6,613	0,50	1
57	1994	208,00	5,342	1,27	1
58	1995	330,00	5,802	0,46	0
59	1996	491,00	6,198	0,40	1

m	yıl	debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
60	1997	267,00	5,591	0,61	1
61	1998	658,00	6,491	0,90	1
62	1999	271,00	5,606	0,88	1
63	2000	585,00	6,373	0,77	1
64	2001	122,00	4,812	1,56	1
65	2002	250,00	5,525	0,71	0
66	2003	380,00	5,943	0,42	1
67	2004	40,80	3,733	2,21	
					p = 44

Diğer istasyonlara ait değerler Ek-1'de verilmiştir.

Aşağıda tüm istasyonlara ayrı ayrı uygulanan bağımlılık test sonuçları ayrıntılı olarak çizelge halinde belirtilmiştir.

**Çizelge 3.4** Bağımlılık test sonuçları

İstasyon Adı	Normalite Testi (z)	Oto Korelasyon (z)	Dönüm. Noktaları. (z)	Sıra Farklılık. (z)	Spearman Seri (z)
Yamula	0,652 (+)	-0,135 (+)	0,196 (+)	-4,41 (-)	-1,125 (+)
Gülşehir	1,279 (-)	0,001 (+)	-1,487 (+)	19,745 (-)	-44,542 (-)
Söğütlühan	0,178 (+)	0,077 (+)	-0,708 (+)	2,44 (-)	-1,179 (+)

Sonuç deęerleri yanında bulunan (+) ve (-) iřaretleri o istasyonun ilgili teste olan uygunluk durumunu gstermektedir. Buna gre; (+) iřareti hipotezin kabuln, (-) iřareti ise hipotezin reddini ifade etmektedir.

Grldę zere Sıra Farklılık testine gre hibir seri baęımsız deęildir. Ancak dięer tm testlere gre baęımsızlık hipotezi kabul edildięinden seriler baęımsız kabul edilebilir.

### 3.2. Frekans Analizi Sonuları

Yamula akım gzlem istasyonuna ait verilere, frekans analizlerinde kullanılan parametre tahmin yntemlerinden en yenisi olan L Momentler yntemi, Momentler Yntemi ve Maksimum Olabilirlik Yntemi uygulanarak parametre tahminleri yapılmıřtır.

#### 3.2.1. Momentler Yntemi

Bu yntem; rasgele deęiřkenin olasılık yoęunluk fonksiyonunun eřitli parametreleriyle, merkezselsel istatistik momentler arasındaki iliřkiye dayanır. Ancak toplumdaki gerek deęerlerin tam olarak bilinemesinden dolayı sadece en iyi yaklařımlar yakalanabilmektedir. Buna gre;

$$\text{Ortalama} \quad \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} = 416,33$$

$$\text{Varyans} \quad S_x^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{N - 1} = 31679,89$$

$$\text{Çarpıklık Katsayısı} \quad C_s = \frac{m_x^3}{S_x^3} = 0,67$$

$$\text{Kurtosis Katsayısı} \quad C_{sx} = \frac{m_x^4}{S_x^4} = 66,00$$

Bu değerler yardımıyla tüm dağılımların parametreleri elde edilebilir.

a) Normal Dağılım:

$$\mu = \bar{X} = 416,33$$

$$\sigma = S_x = 177,99$$

b) Log-Normal Dağılım:

$$\mu = \bar{X} = 2,5732$$

$$\sigma = S_x = 0,2214$$

c) Gumbel Dağılımı:

$$\alpha = 0,78 \cdot S_x = 0,78 \cdot 177,99 = 138,83$$

$$u = \bar{X} - 0,5722 \cdot \alpha = 416,33 - 0,5722 \cdot 138,83 = 336,89$$

d) Gamma Dağılımı:

$$\lambda = \frac{\bar{X}}{S_x^2} = \frac{416,33}{31680,04} = 0,0131$$

$$\beta = \left( \frac{2}{C_s} \right)^2 = \left( \frac{2}{0,67} \right)^2 = 8,91$$

Diğer akım gözlem istasyonlarına uygulanan Momentler Yöntemi parametre tahminleri Ek-2'de verilmiştir.

### 3.2.2. L Momentler Yöntemi

Bu yöntemin uygulanabilmesi için önce birtakım değişkenler hesaplanmalıdır. Bunların başında ise; tarafsız örnek tahminleri gelmektedir. Herhangi bir dağılıma uygulanabilen bu değerler aşağıdaki şekilde hesaplanabilir.

$$b_0 = \frac{1}{67} \sum_{j=1}^{67} x_j = 416,325$$

$$b_1 = \sum_{j=1}^{66} \left[ \frac{(67-j) \cdot (66-j)}{67 \cdot (67-1)} \right] \cdot x_j = 216,178$$

$$b_2 = \sum_{j=1}^{65} \left[ \frac{(67-j) \cdot (66-j)}{67 \cdot (67-1) \cdot (67-2)} \right] \cdot x_j = 145,927$$

$$b_3 = \sum_{j=1}^{64} \left[ \frac{(67-j) \cdot (66-j) \cdot (65-j)}{67 \cdot (67-1) \cdot (67-2) \cdot (67-3)} \right] \cdot x_j = 110,903$$

Tarafsız örnek tahminlerini yukarıdaki şekilde hesapladıktan sonra; yine herhangi bir dağılıma uygulanabilen L momentleri ( ilk dört moment ) aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$L_1 = b_0 = 416,325$$

$$L_2 = 2b_1 - b_0 = (2 \cdot 216,178) - 416,325 = 16,031$$

$$L_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 = (6 \cdot 145,927) - (6 \cdot 216,178) + 416,325 = -5,183$$

$$L_4 = (20 \cdot (-5,183)) - (30 \cdot 145,927) + (12 \cdot 216,178) - 416,325 = 18,075$$

Elde edilen L momentlerine bağlı olarak L moment oranları da aşağıdaki şekilde bulunabilir;

$$L \text{ varyasyon} = \tau_2 = \frac{L_2}{L_1} = \frac{16,031}{416,325} = 0,038$$

$$L \text{ çarpıklık} = \tau_3 = \frac{L_3}{L_2} = \frac{-5,183}{16,031} = -0,323$$

$$L \text{ kurtosis} = \tau_4 = \frac{L_4}{L_2} = \frac{18,075}{16,031} = 1,127$$

Bulunan L momentleri ile dağılım parametreleri arasında çeşitli ilişkiler söz konusudur. Bu sebeple her bir dağılım için farklı değerler elde edilir. Bu metodun Log-Normal, Gamma ve Gumbel dağılımlarına uygulanışı aşağıda detaylı olarak verilmiştir.

a) Log-Normal Dağılımı:

$$z = \sqrt{\frac{8}{3}} \phi^{-1} \left( \frac{1 + \tau_3}{2} \right) = \sqrt{\frac{8}{3}} \phi^{-1} \left( \frac{1 + (-0,323)}{2} \right) = 3,031$$

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

$$= (0,999281 \cdot (3,031)) - (0,006118 \cdot (3,031)^3) + (0,000127 \cdot (3,031)^5) = 2,891$$

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

$$= \log \left[ \frac{16,031}{\text{erf}((2,891)/2)} \right] - \frac{(2,891)^2}{2} = -2,970$$

b) Gumbel Dağılımı:

$$\alpha = \frac{L_2}{\log 2} = \frac{16,031}{0,301} = 53,252$$

$$\beta = L_1 - \varepsilon \cdot \alpha = 416,325 - (0,577 * 53,252) = 385,587$$

c) Gamma Dağılımı:

$\tau_3 = -0,323 < 1/3$  olduğundan; bu değer aynen kullanılır. Eğer  $\tau_3 > 1/3$  olsaydı o zaman  $\tau = 1 - \tau_3$  olarak bulunurdu. Bu iki farklı duruma göre ikinci bölümde detaylı olarak bahsedildiği gibi farklı  $b$  formülleri kullanılır. Buna göre;

$$b = \frac{(1 + (0,2906 \cdot \tau))}{(\tau + (0,1882 \cdot \tau^2) + (0,0442 \cdot \tau^3))} = 1,063$$

$$a = \sqrt{\pi \cdot 16,031} \cdot \frac{\Gamma(1,063)}{\Gamma(1,063 + 0,5)} = 7,712$$

$$c = L_1 - ab = 416,33 - (7,712 \cdot 1,063) = 408,124$$

Diğer akım gözlem istasyonlarına uygulanan L Momentler yöntemi parametre tahminleri Ek-3'de verilmiştir.

### 3.2.3. Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Daha önce de belirtildiği gibi bu yöntem gözlenen serinin muhtemel benzeri serilere göre olasılığının büyük olması düşüncesine dayanmaktadır. Aşağıda bu yöntemin hesap adımları Gamma dağılımı için Yamula akım gözlem istasyonuna ait veriler üzerinde ayrıntılı olarak verilmiştir.

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait hesap sonuçları Ek-4'de verilmiştir.

Olabilirlik fonksiyonu;

$$L = \prod \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \cdot x_i^{\alpha-1} \cdot e^{-x_i/\beta}$$

şeklindedir. Formül düzenlenirse;

$$\ln L = -N\alpha \cdot \ln \beta - N \cdot \ln \Gamma(\alpha) + (\alpha - 1) \cdot \sum_{i=1}^N \ln x_i + \sum_{i=1}^N (-x_i / \beta)$$

haline gelir. Aranılan parametreler olan  $\alpha$  ve  $\beta$ 'ya göre kısmi türevleri alınırsa aşağıdaki iki formül elde edilir.

$$\frac{\partial(\ln L)}{\partial \alpha} = (-N \cdot \ln \beta) - \left( N \cdot \frac{d(\ln \Gamma(\alpha))}{d\alpha} \right) + \sum_{i=1}^N \ln x_i = 0$$

$$\frac{\partial(\ln L)}{\partial \beta} = \left( -N \cdot \frac{\alpha}{\beta} \right) + \left( \frac{1}{\beta^2} \cdot \sum_{i=1}^N x_i \right) = 0$$

İkinci denklemde gerekli düzenlemeler yapıldıktan sonra  $\alpha \cdot \beta = \bar{x}$  sonucuna ulaşılır. Bu durum birinci denklemde kullanılırsa eğer;

$$-N(\ln \bar{x} - \ln \alpha) - \left( -N \cdot \frac{d(\ln \Gamma(\alpha))}{d\alpha} \right) + \sum_{i=1}^N \ln x_i = 0$$

şeklini alır. Yamula akım gözlem istasyonunda elde edilen değerler göre;

$$\sum_{i=1}^N \ln x_i = \ln(\prod x_i) = 396,981$$

$$\ln \bar{x} = 6,031$$

şeklinde bulunur. Bu ifadeler yukarıdaki denklemde yerine yazıldığı takdirde;

$$-67(6,031 - \ln \alpha) - 67 \left( \frac{d(\ln \Gamma(\alpha))}{d\alpha} \right) + 396,981 = 0$$



eşitliği bulunur. Burada;  $\left(\frac{d(\ln \Gamma(\alpha))}{d\alpha}\right)$  ifadesi digamma fonksiyonudur.

Elde edilen bu eşitlik üzerinde deneme-yanılma yoluyla  $\alpha$  ve  $\beta$  parametreleri sırasıyla 4,85 ve 85,84 olarak hesaplanır.

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

Tabloda Momentler ve L-Momentler yöntemi ile elde edilen parametreler toplu olarak verilmiştir. Diğer akım gözlem istasyonlarına ait çizelgeler Ek 5'te verilmiştir.

**Çizelge 3.5** Yamula akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

	Log-Normal		Gamma		Gumbel	
	$\mu$	$\sigma$	$\lambda$	$\beta$	$\alpha$	$u$
Momentler	2,57	0,22	0,0131	8,91	138,83	336,89
L-Momentler	-2,97	2,89	1,063	7,71	53,25	385,58

Yukarıda elde edilen sonuçlar incelendiğinde iki yöntemin de birbirine yakın değerler verdiği görülür. Bu durum ise; istatistik analiz sürecinde iki yöntemin de birbirinin yerine kullanılabilir olduğu sonucunu doğurur.

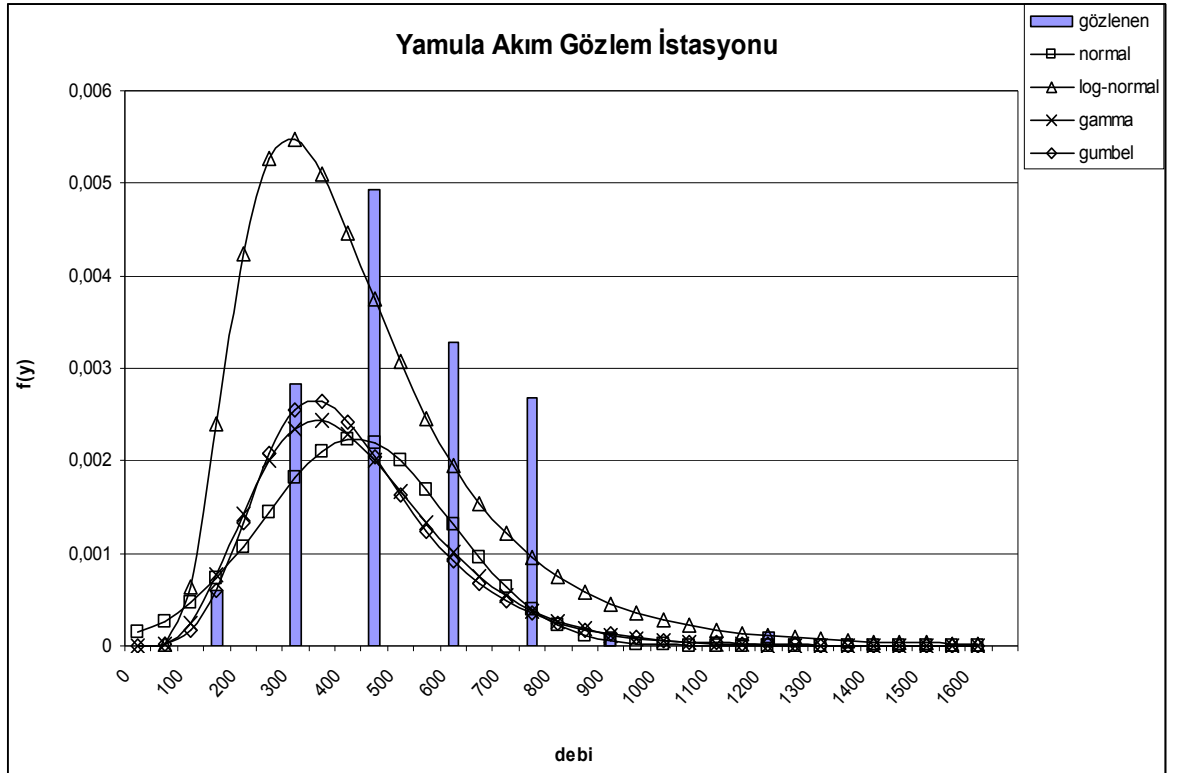
**Çizelge 3.6** Yamula akım gözlem istasyonu dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,000145403	-	0,0000000000	1,04088E-06
50	0,000269653	1,480792E-05	0,0000208491	2,18981E-05

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
100	0,000462129	6,309727E-04	0,0002397090	0,000164436
150	0,000731897	2,404260E-03	0,0007614748	0,000601837
200	0,001071185	4,232091E-03	0,0014286109	0,001334276
250	0,001448795	5,269680E-03	0,0020084014	0,002085161
300	0,001810828	5,467861E-03	0,0023524388	0,002553237
350	0,002091584	5,105412E-03	0,0024293134	0,002637185
400	0,002232552	4,468149E-03	0,0022877571	0,002419011
450	0,002202194	3,752477E-03	0,0020079639	0,002042555
500	0,002007417	3,068017E-03	0,0016671691	0,001627886
550	0,001691015	2,464664E-03	0,0013233890	0,001246165
600	0,001316392	1,957409E-03	0,0010122334	0,000927513
650	0,000947002	1,543288E-03	0,0007504848	0,000676939
700	0,000629571	1,211491E-03	0,0005418499	0,000487348
750	0,000386782	9,488540E-04	0,0003823698	0,000347524
800	0,000219591	7,425548E-04	0,0002645079	0,000246173
850	0,000115211	5,812643E-04	0,0001798016	0,000173572
900	5,58596E-05	4,554848E-04	0,0001203421	0,000121987
950	2,50283E-05	3,575000E-04	0,0000794400	8,55392E-05
1000	1,03632E-05	2,811637E-04	0,0000517934	5,9887E-05
1050	3,96534E-06	2,216424E-04	0,0000333925	4,18815E-05
1100	1,40216E-06	1,751652E-04	0,0000213116	2,92671E-05
1150	4,58187E-07	1,388059E-04	0,0000134762	2,04411E-05
1200	1,38361E-07	1,102996E-04	0,0000084497	1,42714E-05

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
1250	3,86114E-08	8,789658E-05	0,0000052571	9,96131E-06
1300	9,95736E-09	7,024482E-05	0,0000032474	6,95164E-06
1350	2,37302E-09	5,629946E-05	0,0000019928	4,85068E-06
1400	5,22619E-10	4,525199E-05	0,0000012154	3,38439E-06
1450	1,06365E-10	3,647582E-05	0,0000007370	2,36119E-06
1500	2,00049E-11	2,948442E-05	0,0000004446	1,64726E-06
1550	3,47701E-12	2,389918E-05	0,0000002668	1,14916E-06
1600	5,58472E-13	1,942484E-05	0,0000001594	8,01661E-07

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait dağılım değerleri Ek-6'da verilmiştir.



**Şekil 3.3** Yamula akım gözlem istasyonu dağılım karşılaştırması

Grafikten de anlaşılacağı üzere dağılımların uygunluk sırası Log-Normal, Gumbel, Gamma ve Normal dağılım şeklindedir. Bu durum bize gelecekte bu bölgede yapılması planlanan bir hidrolik proje için bir ön bilgi sunmuş olur.

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait kıyaslama grafikleri Ek-7'de verilmiştir.

**Çizelge 3.7** Yamula akım gözlem istasyonuna ait örnek-toplum karşılaştırması

TOPLUM

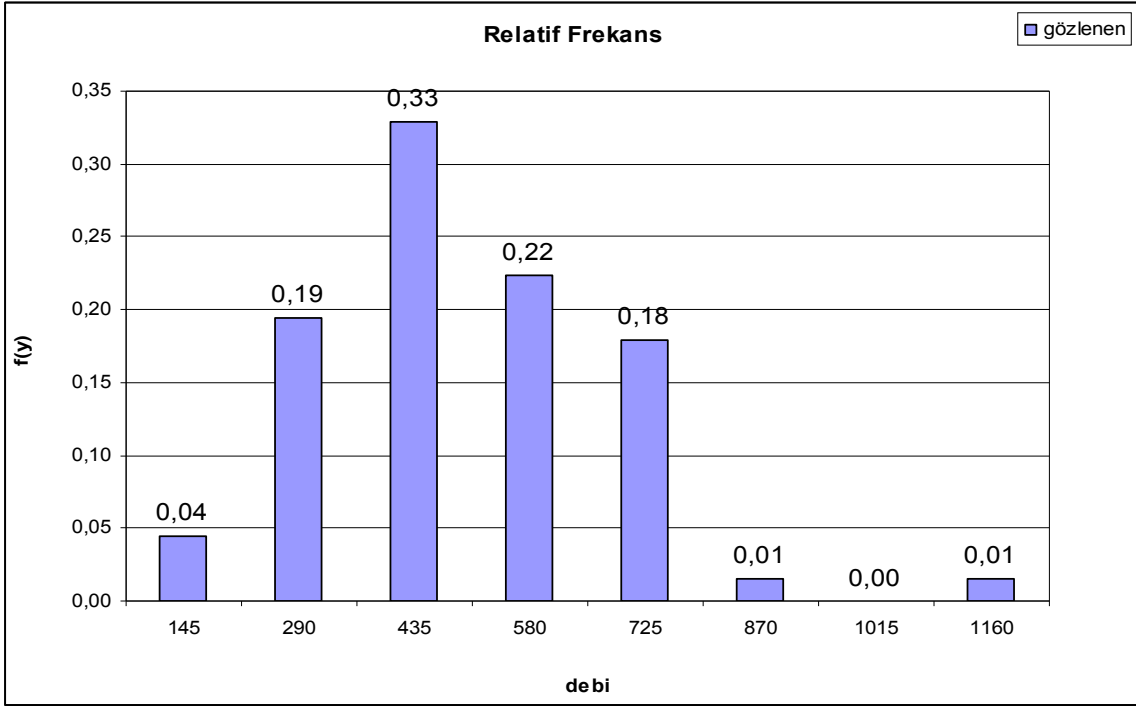
Aralık	Gözlem Sayısı	Relatif Frekans	Eklenik Frekans
	$(n_i)$	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
180	4	0,06	0,06
360	25	0,37	0,43
540	21	0,31	0,75
720	14	0,21	0,96
900	2	0,03	0,99
1080	1	0,01	1,00

ÖRNEK

Aralık	Gözlem Sayısı	Relatif Frekans	Eklenik Frekans
	$(n_i)$	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
180	4	0,06	0,06
360	25	0,37	0,43

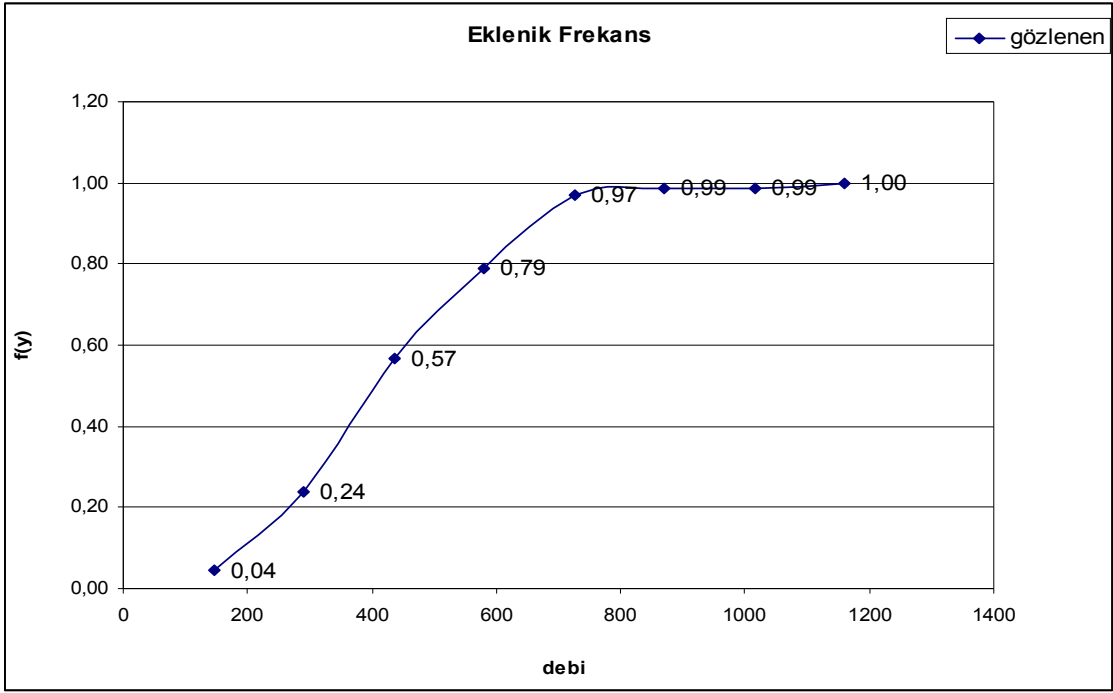
Aralık	Gözlem Sayısı	Relatif Frekans	Eklenik Frekans
	$(n_i)$	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
540	21	0,31	0,75
720	14	0,21	0,96
900	2	0,03	0,99
1080	1	0,01	1,00

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri Ek-8'de verilmiştir.



**Şekil 3.4** Yamula akım gözlem istasyonu relatif frekans histogramı

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri Ek-9'da verilmiştir.



**Şekil 3.5** Yamula akım gözlem istasyonu eklenik frekans histogramı

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri Ek-10'da verilmiştir.

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

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

eşitliğine bağlı olarak sınıflara ayrılıp hesaplar yapılmıştır. Dağılımların olasılıkları bilgisayar programı yardımıyla hesaplanmış ve %90 güven sınırı için kontrol yapıp, dağılımın söz konusu örneğe uygun olup olmadığı sonucu araştırılmıştır. Uygunluk testleri sonuçları her bir istasyon için çizelgeler ve grafikler halinde gösterilmiştir.

**Çizelge 3.8** Yamula akım gözlem istasyonu Ki-kare uygunluk testi sonuçları

Normal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	Pi	Ki-Kare
	180	4	0,0825	0,422
	360	25	0,2838	1,884
	540	21	0,3807	0,796
	720	14	0,1996	0,029
	900	2	0,0407	0,194
	1080	1	0,0032	2,879
				<b>6,204</b>
			6.204 < 11.34	
<b>SONUÇ</b>			<b>UYAR</b>	

Log-Normal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	Pi	Ki-Kare
	180	4	0,0328	1,478
	360	25	0,4078	0,197
	540	21	0,3591	0,389
	720	14	0,1390	2,359
	900	2	0,0431	0,273
	1080	1	0,0128	0,024
				<b>4,719</b>
			4,719 < 11.34	
<b>SONUÇ</b>			<b>UYAR</b>	

Gamma	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	Pi	Ki-Kare
	180	4	0,0582	0,003
	360	25	0,3677	0,005
	540	21	0,3555	0,334
	720	14	0,1579	1,106
	900	2	0,0472	0,427
	1080	1	0,0111	0,088
				<b>1,962</b>
			1.962 < 11.34	
<b>SONUÇ</b>			<b>UYAR</b>	

Gumbel	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	Pi	Ki-Kare
	180	4	0,0459	0,278
	360	25	0,3847	0,023
	540	21	0,3636	0,464
	720	14	0,1447	1,912
	900	2	0,044	0,305
	1080	1	0,0124	0,034
				<b>3,016</b>
			3,016 < 11,34	
<b>SONUÇ</b>			<b>UYAR</b>	



Diğer akım gözlem istasyonlarına ait Ki-Kare çizelgeleri Ek-11'de verilmiştir.

Elde edilen sonuçlar incelendiğinde dağılımların uyum sırasının Gamma, Gumbel, Log-Normal ve Normal dağılım olduğu görülür. Bu durum aynı zamanda Şekil 3.3'teki dağılım uygunluğu sırası ile aynıdır.

**Çizelge 3.9** Yamula akım gözlem istasyonu K-S değerleri

m	yıl	debi	gözlenen	normal	log-normal	gamma	gumbel
1	2004	40,80	0,0147	0,007	0,014	0,015	0,014
2	1951	122,00	0,0294	0,010	0,021	0,017	0,020
3	2001	122,00	0,0441	0,005	0,036	0,031	0,035
4	1955	149,00	0,0588	0,002	0,032	0,030	0,038
5	1961	184,00	0,0735	0,013	0,001	0,011	0,023
6	1979	193,00	0,0882	0,007	0,003	0,014	0,028
7	1994	208,00	0,1029	0,008	0,017	0,007	0,022
8	1971	245,00	0,1176	0,041	0,088	0,043	0,028
9	2002	250,00	0,1324	0,033	0,086	0,038	0,023
10	1985	252,00	0,1471	0,021	0,076	0,028	0,013
11	1939	262,00	0,1618	0,022	0,086	0,034	0,020
12	1973	262,00	0,1765	0,007	0,071	0,019	0,005
13	1997	267,00	0,1912	0,000	0,071	0,015	0,002
14	1999	271,00	0,2059	0,008	0,065	0,009	0,004
15	1991	276,00	0,2206	0,015	0,063	0,005	0,007
16	1946	284,00	0,2353	0,016	0,068	0,009	0,002

m	yıl	debi	gözlenen	normal	log-normal	gamma	gumbel
17	1974	297,00	0,2500	0,008	0,088	0,024	0,015
18	1959	299,00	0,2647	0,019	0,078	0,014	0,006
19	1947	310,00	0,2794	0,014	0,089	0,025	0,019
20	1990	310,00	0,2941	0,029	0,075	0,011	0,005
21	1978	312,00	0,3088	0,040	0,065	0,001	0,005
22	1970	318,00	0,3235	0,043	0,065	0,000	0,004
23	1995	330,00	0,3382	0,034	0,081	0,015	0,013
24	1984	331,00	0,3529	0,047	0,068	0,002	0,001
25	1957	337,00	0,3676	0,049	0,068	0,002	0,002
26	1966	340,00	0,3824	0,058	0,058	0,005	0,004
27	1965	353,00	0,3971	0,046	0,075	0,012	0,015
28	1972	356,00	0,4118	0,054	0,065	0,004	0,008
29	1989	360,00	0,4265	0,060	0,060	0,001	0,004
30	1945	362,00	0,4412	0,071	0,050	0,010	0,005
31	1986	363,00	0,4559	0,083	0,038	0,023	0,017
32	1949	371,00	0,4706	0,081	0,039	0,018	0,011
33	1963	373,00	0,4853	0,091	0,030	0,028	0,021
34	2003	380,00	0,5000	0,090	0,030	0,026	0,018
35	1956	386,00	0,5147	0,092	0,027	0,027	0,018
36	1977	408,00	0,5294	0,058	0,055	0,009	0,021
37	1962	421,00	0,5441	0,043	0,063	0,023	0,037
38	1958	426,00	0,5588	0,047	0,056	0,019	0,033
39	1981	439,00	0,5735	0,032	0,064	0,032	0,047

m	yıl	debi	gözlenen	normal	log-normal	gamma	gumbel
40	1941	446,00	0,5882	0,032	0,060	0,032	0,047
41	1992	449,00	0,6029	0,040	0,050	0,023	0,039
42	1964	458,00	0,6176	0,035	0,050	0,026	0,042
43	1987	458,00	0,6324	0,049	0,036	0,012	0,027
44	1953	464,00	0,6471	0,051	0,030	0,009	0,024
45	1944	468,00	0,6618	0,057	0,020	0,002	0,017
46	1948	468,00	0,6765	0,072	0,006	0,013	0,003
47	1960	480,00	0,6912	0,061	0,008	0,006	0,010
48	1983	485,00	0,7059	0,065	0,001	0,011	0,004
49	1982	490,00	0,7206	0,070	0,008	0,017	0,002
50	1996	491,00	0,7353	0,082	0,021	0,030	0,015
51	1942	553,00	0,7500	0,019	0,035	0,049	0,061
52	1975	559,00	0,7647	0,014	0,025	0,042	0,053
53	1950	561,00	0,7794	0,003	0,012	0,030	0,041
54	2000	585,00	0,7941	0,025	0,019	0,043	0,052
55	1943	591,00	0,8088	0,018	0,010	0,035	0,044
56	1938	614,00	0,8235	0,034	0,012	0,043	0,050
57	1969	614,00	0,8382	0,019	0,002	0,029	0,035
58	1976	617,00	0,8529	0,008	0,015	0,017	0,023
59	1967	619,00	0,8676	0,005	0,028	0,004	0,010
60	1954	630,00	0,8824	0,007	0,035	0,001	0,004
61	1988	654,00	0,8971	0,003	0,034	0,003	0,007
62	1998	658,00	0,9118	0,008	0,047	0,009	0,006

m	yıl	debi	gözlenen	normal	log-normal	gamma	gumbel
63	1968	697,00	0,9265	0,007	0,041	0,001	0,002
64	1940	709,00	0,9412	0,001	0,049	0,007	0,007
65	1952	725,00	0,9559	0,007	0,057	0,014	0,015
66	1993	744,00	0,9706	0,013	0,063	0,021	0,022
67	1980	1037,00	0,9853	0,005	0,014	0,011	0,008
			MAX	0,092	0,089	0,049	0,061
$\alpha = 0.05$		0,982	0,092 < 0,982			UYAR	
			0,089 < 0,982			UYAR	
			0,049 < 0,982			UYAR	
			0,061 < 0,982			UYAR	

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait uygunluk değerleri Ek-12'de çizelge halinde verilmiştir.

Elde edilen sonuçlar incelendiğinde dağılımların uyum sırasının Gamma, Gumbel, Log-Normal ve Normal dağılım olduğu görülür. Bu durum aynı zamanda Şekil 3.3'teki dağılım uygunluğu sırası ve Ki-Kare testi sonuçları ile aynıdır.

**Çizelge 3.10** Yamula akım gözlem istasyonu aşılma olasılığı

m	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
1	2004	40,80	0,015	0,985	1,015
2	1951	122,00	0,029	0,971	1,030
3	2001	122,00	0,044	0,956	1,046

m	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
4	1955	149,00	0,059	0,941	1,063
5	1961	184,00	0,074	0,926	1,079
6	1979	193,00	0,088	0,912	1,097
7	1994	208,00	0,103	0,897	1,115
8	1971	245,00	0,118	0,882	1,133
9	2002	250,00	0,132	0,868	1,153
10	1985	252,00	0,147	0,853	1,172
11	1939	262,00	0,162	0,838	1,193
12	1973	262,00	0,176	0,824	1,214
13	1997	267,00	0,191	0,809	1,236
14	1999	271,00	0,206	0,794	1,259
15	1991	276,00	0,221	0,779	1,283
16	1946	284,00	0,235	0,765	1,308
17	1974	297,00	0,250	0,750	1,333
18	1959	299,00	0,265	0,735	1,360
19	1947	310,00	0,279	0,721	1,388
20	1990	310,00	0,294	0,706	1,417
21	1978	312,00	0,309	0,691	1,447
22	1970	318,00	0,324	0,676	1,478
23	1995	330,00	0,338	0,662	1,511
24	1984	331,00	0,353	0,647	1,545
25	1957	337,00	0,368	0,632	1,581
26	1966	340,00	0,382	0,618	1,619

m	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
27	1965	353,00	0,397	0,603	1,659
28	1972	356,00	0,412	0,588	1,700
29	1989	360,00	0,426	0,574	1,744
30	1945	362,00	0,441	0,559	1,789
31	1986	363,00	0,456	0,544	1,838
32	1949	371,00	0,471	0,529	1,889
33	1963	373,00	0,485	0,515	1,943
34	2003	380,00	0,500	0,500	2,000
35	1956	386,00	0,515	0,485	2,061
36	1977	408,00	0,529	0,471	2,125
37	1962	421,00	0,544	0,456	2,194
38	1958	426,00	0,559	0,441	2,267
39	1981	439,00	0,574	0,426	2,345
40	1941	446,00	0,588	0,412	2,429
41	1992	449,00	0,603	0,397	2,519
42	1964	458,00	0,618	0,382	2,615
43	1987	458,00	0,632	0,368	2,720
44	1953	464,00	0,647	0,353	2,833
45	1944	468,00	0,662	0,338	2,957
46	1948	468,00	0,676	0,324	3,091
47	1960	480,00	0,691	0,309	3,238
48	1983	485,00	0,706	0,294	3,400
49	1982	490,00	0,721	0,279	3,579

m	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
50	1996	491,00	0,735	0,265	3,778
51	1942	553,00	0,750	0,250	4,000
52	1975	559,00	0,765	0,235	4,250
53	1950	561,00	0,779	0,221	4,533
54	2000	585,00	0,794	0,206	4,857
55	1943	591,00	0,809	0,191	5,231
56	1938	614,00	0,824	0,176	5,667
57	1969	614,00	0,838	0,162	6,182
58	1976	617,00	0,853	0,147	6,800
59	1967	619,00	0,868	0,132	7,556
60	1954	630,00	0,882	0,118	8,500
61	1988	654,00	0,897	0,103	9,714
62	1998	658,00	0,912	0,088	11,333
63	1968	697,00	0,926	0,074	13,600
64	1940	709,00	0,941	0,059	17,000
65	1952	725,00	0,956	0,044	22,667
66	1993	744,00	0,971	0,029	34,000
67	1980	1037,00	0,985	0,015	68,000

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait dönüş periyodu değerleri Ek-13'te verilmiştir.

**Çizelge 3.11** Yamula akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

T	5	10	20	25	50	100	200
normal	572,25	654,40	726,80	749,50	826,50	990,00	1130,00
lognormal	540,30	646,80	750,40	783,50	886,00	989,50	1091,00
gamma	554,00	654,30	745,40	773,40	857,00	936,00	1012,00
gumbel	544,50	648,70	748,50	780,50	878,00	975,00	1073,00

Veriler dört dağılıma da uygunluk gösterdiğinden bulunan taşkın tahminleri birbirine yakın değerler çıkmıştır. Gelecekte yapılması planlanan bir hidrolik yapı için hesaplanmak istenen taşkın debisi dört dağılımı kullanarak da bulunabilir.

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait taşkın debileri Ek-14'te verilmiştir.



#### 4. TARTIŞMA VE SONUÇ

İnsan hayatının başlıca kaynağı olan suyun önemi gün geçtikçe artmaktadır. Bununla beraber çevresel etkenlerin ve artan nüfusun etkisiyle su miktarı her geçen yıl büyük oranda azalmaktadır. Bu sebeple özellikle hidrolik projelerin tasarım aşamasında suyun ekonomik kullanımını sağlamak gerekmektedir.

Bu çalışma sürecinde Kızılırmak Havzası üzerinde bulunan üç ayrı istasyon (Yamula, Söğütlühan, Gülşehir) verilerinin uç değerleri saptanmıştır. Gelecekte yapılması planlanan hidrolik projelerin tasarım aşamasında bu değerler arasında gerekli önlemler alınmalıdır.

Üçüncü bölümde işlem basamakları ayrıntılı olarak belirtilen analiz Kızılırmak Havzası üzerinde bulunan üç ayrı akım gözlem istasyonuna uygulanmış ve bu verilerin Normal, Log-normal, Gamma, Gumbel kuramsal olasılık yoğunluk fonksiyonlarına uygunluğu araştırılmıştır.

Uygunluk araştırılmasında uyum iyiliği ölçütü olarak Ki-Kare ve K-S değerinin olasılığı kullanılmıştır. Bu olasılık, çalışmada seçilen 0,95 anlamlılık düzeyinden daha küçük ise uyumun iyi olduğu, büyük ise kuramsal dağılım ile deneysel dağılım arasındaki farklılığın önemli olduğu kararı verilmiştir.

Taşkın frekans analizine göre tüm istasyonları ayrı ayrı ele aldığımızda şu sonuçlar elde edilir;

1. Yamula istasyonu; Sıra Farklılık testine göre bağımlı, diğer testlere göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov uygunluk testine göre istasyon verileri dört dağılıma da uyum göstermektedir.

2. Gülşehir istasyonu, Sıra Farklılık ve Spearman Sıralı Seri Korelasyon Testlerine göre bağımlı, diğer testlere göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare uygunluk testine göre istasyon verileri normal dağılıma uyum göstermezken; diğer dağılımlara uyumlu çıkmıştır. Kolmogorov-Smirnov uygunluk testine göre istasyon verileri dört dağılıma da uyum göstermektedir.

3. Söğütluhan istasyonu, Sıra Farklılık testine göre bağımlı, diğer testlere göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare uygunluk testine göre istasyon verileri log-normal dağılıma uyum göstermezken; diğer dağılımlara uyumlu çıkmıştır. Kolmogorov-Smirnov uygunluk testine göre istasyon verileri dört dağılıma da uyum göstermektedir.

Uygulanan değişik testler, gerçekten rasgele olmayan zaman serileri arasında ince ayrıntıları ayırt edip en iyi çözümü göstermede aynı güce sahip değillerdir. Testlerin gücü, eldeki serilerin büyüklüğüne ve devamlılığına bağlıdır. Bunun yanı sıra, her bir testin bir diğerinden bağımsız olmamasından dolayı, rasgele bir prosesle meydana gelmeyen akarsu gözlem değerlerini tanımlamada belirli bir güven sınırı ile aynı kombinasyonda kullanılamazlar. Yapılan analizler sonucunda bağımlılık testleri iyi yaklaşım sonuçları vermekle birlikte; testlerin hiçbirisi bağımlılığın uzun süre devam edip etmediğini ayırt etmek için tasarlanmamışlardır ve bu tip devamlılığa karşı güçleri oldukça azdır.

Parametre tahmini için kullanılan ve bu yöntemler arasında en yenisi ve en kapsamlısı olan L Momentler Yöntemi; Maksimum Olabilirlik Yöntemine göre daha iyi sonuç vermiştir.

Genel olarak tablo ve grafikler incelendiğinde şu sonuçlar ve onlara bağlı yorumlar ortaya çıkmaktadır;

- Üç ayrı akım gözlem istasyonundan elde edilen yıllık akım verileri dağılımları için dört kuramsal olasılık fonksiyonunun da uygulanabilir olduğu görülmektedir.

- İşlem kolaylığı avantajı bakımından iki parametrelili dağılımların üç parametrelili dağılımlara göre daha uygulanabilir olduğu söylenebilir.

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

- Markovic (1965) ve Yevjevich (1972)'in ulaştığı sonuçlara benzer sonuçların elde edilmesinden dolayı önerilen dağılımların bu çalışma çerçevesinde Türkiye'nin diğer bölgelerindeki verileri için de kullanılabileceği düşünülebilir.

- Daha sonraki çalışmalarda akım verilerinin dağılımının öteki kuramsal olasılık dağılımlarının uygunluğunun araştırılması ile kapsamlı bir karşılaştırma olanağının elde edileceği umulmaktadır.

Bu sonuçlar gelecekte meydana gelebilecek taşkınları ve taşkın olma ihtimalini olasılık dağılım fonksiyonları yardımıyla gösterir.

## KAYNAKLAR

1. M. Bayazıt, Türkiye Bilim ve Teknik Araştırma Kurumu, **307**(1974).
2. T. Haktanır, Doğa Dergisi, **14**, 146(1990).
3. B. Önöz, DSİ Teknik Bülteni, **81**, 49(1994).
4. Ü. Şorman, İnşaat Mühendisleri Odası Teknik Dergi, **31**, 55(2004).
5. A. Anlı, Giresun İlindeki Aksu Çayı Su Toplama Havzasının Yağmur ve Akış Karakteristikleri Üzerinde Bir Çalışma. Yüksek Lisans Tezi. Ankara Üniversitesi, Ankara, 2003.
6. G.L. Barger, and H.C.S. Thom, Agronomy Journal, **41**, 519(1949).
7. V.M. Yevjevich, Hydrology Papers, **1**, 23(1963).
8. P.H. Carrigan, and C.S. Huzzen, Serial Correlation of Annual Floods, Proceedings, The International Hydrology Symposium, Colorado, 1967.
9. V.M. Yevjevich, Probability and Statistics in Hydrology, Fort Collins, 1972.
10. R.D. Markovic, C.S.U. Hydrology Papers, Fort Collins, Colorado, 1965.
11. D. Wall, and M. Engiot, Water Resources Bulletin, **21**, 459(1985).
12. R. Srikanthan, T.A. McMahon, and J.L. Irish, Journal of Hydrology, **66**, 213(1983).
13. R. Vogel, and N. Fennessey, Water Resources Research, **29**, 1745(1993).
14. F. Mutua, Hydrologyc Sciences, **39**, 235(1994).

15. Z. Bargaoui, Journal of Hydraulic Engineering, **120**, 228(1994).
16. A. Karım and J.U. Chowdhury, Hydrological Sciences, **40**, 55(1995).
17. M.G. Kendall, and A. Stuart, Hafner Publishing Company, **2**, 676(1961).
18. C. Haan, Stastical Methods in Hydrology, The Iowa State University Pres, Ames, Iowa, 1977.
19. J.R. Benjamin, and C.A. Cornell, Probability, Statistics and Decision for Civil Engineers, McGraw – Hill Bode Company, New York, 1970.
20. J.R.M. Hosking, Journal of The Royal Statistical Society Series B, **52**, 105(1990).
21. P.L. Meyer, Introductory Probability and Statistical Applications Addison – Wesley, Massachusetts, 1965.
22. M. Bayazıt, Hidroloji, Birsen Yayınları, İstanbul, 1991.
23. H. Rao, and K. Hamed, Water Resources Management, **8**, 183(1994).
24. K. Pearson, Tables of The Incomplete Gamma Function, The University, Pres, 1957.
25. H.C.S. Thom, Monthly Weather Review , **86**, 117(1958).
26. O. Yıldız, Hidrolojide İstatistik Yöntemler, Kırıkkale Üniversitesi, Kırıkkale, 2006.
27. N. Büyükkaracığan, Taşkın Frekans Analizinde Kullanılan Değişik Dağılımların Konya Havzası Yıllık Pik Akım Serilerine Uygulanıp Karşılaştırılması. Yüksek Lisans Tezi. Selçuk Üniversitesi, Konya, 1997.
28. M. Bayazıt, İstanbul Teknik Üniversitesi Bülteni, **27**, 2(1974).
29. M. Bayazıt, Hidrolojide İstatistiksel Metotlar, Birsen Yayınları, İstanbul, 1981.

30. M. Bayazıt, ve Oğuz, B., Mühendisler İçin İstatistik, Birsen Yayınları, İstanbul, 1994.
31. Y. Bek, Erzincan İçindeki Yağış Durumu İçin Stokastik Model Araştırması. Doçentlik Tezi. Atatürk Üniversitesi, Erzurum, 1981.
32. E.İ.E., Su Yılı Akım Değerleri, Elektrik İşleri Etüt İdaresi Genel Müdürlüğü, Ankara.
33. C. Erkek, Sakarya DMMA Dergisi, **1**, 12(1976 a).
34. C. Erkek, Sakarya DMMA Dergisi, **1**, 58(1976 b).
35. E.J. Gumbel, Statistics of Extremes, Columbia University, Press, New York, 1958.
36. H.İ.S., Haritalı İstatistik Bülteni, DSİ Genel Müdürlüğü Yayınları, Ankara, 1995.
37. M.B. İlhan, Türkiye'de Seçilmiş 36 Akım İstasyonu İçin Yıllık Ortalama Akım Miktarlarının Olasılık Dağılımları. Yüksek Lisans Tezi. Hacettepe Üniversitesi, Ankara, 1986.
38. E. Kahya, U.S. Streamflow Patterns Associated With the Extrem Phases of Southern Oscillation, University of California, Los Angeles, 1991.
39. MAFA, Türkiye Akarsuları Maksimum Akımlar Frekans Analizi, DSİ Genel Müdürlüğü Yayınları, Ankara 1994.
40. M. Onüçyıldız, Türkiye Akarsularında Gözlenen Pik Değerler. Doktora Semineri. Selçuk Üniversitesi, Konya, 1994.
41. Ü. Öziş, Ege Üniversitesi Dergisi, **1**, 101(1973).
42. Ü. Öziş, Ege Üniversitesi Mühendislik Bilimleri Fakültesi Dergisi, **4**, 60(1976).
43. J.D. Salas, W. Delleur, and V.M. Yevjevich, Applied Modelling of Hydrologic Time Series, Water Resources Publications, Colorado, 1980.

44. I. Şahin, Uygulamalı İstatistik, **4**, 85(1981).
45. Ü. Şorman, Usul, N., Akmanoğlu, O., ve Kişisel, İ., İstatistiksel Hidroloji, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Yayınları, Ankara, 1976.
46. T. Tunalı, ve A. Öztürk, Uygulamalı İstatistik, **2**, 267(1979).
47. G. Ünal, ve O. Akmanoğlu, Türkiye Bilim ve Teknik Araştırma Kurumu 5'inci Bilim Kongresi İnşaat Seksiyonu, 561(1975).
48. R.M. Vogel, O. Willbert, T. McMahon, Journal of Water Planning and Management, 119, 353(1993).
49. T. Yılmaz, Hidrolojide İstatistik Yöntemler, Selçuk Üniversitesi, Konya, 1995.
50. K. Yürekli, Gaziosmanpaşa Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 22, 37(2005).
51. J.R. Wallis, Regional Frequency Studies Using L Moments, IBM Resources Division, New York, 1989.

## **EKLER**

**EK – 1** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Bağımlılık Testleri Yardımcı Değerleri

**EK – 2** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Momentler Yöntemi Sonuçları

**EK – 3** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait L Momentler Yöntemi Sonuçları

**EK – 4** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Maksimum Olabilirlik Yöntemi  
Sonuçları

**EK – 5** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Tahmin Parametreleri

**EK – 6** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Dağılım Verileri

**EK – 7** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Dağılım Karşılaştırılması

**EK – 8** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Örnek-Toplum Karşılaştırması

**EK – 9** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Relatif Frekans Histogramı

**EK – 10** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Eklenik Frekans Histogramı

**EK – 11** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Ki-Kare Uygunluk Testi Sonuçları

**EK – 12** Akım Gözlem İstasyonlarına K-S Değerleri

**EK – 13** Akım Gözlem İstasyonlarına Aşılma Olasılığı

**EK – 14** Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Tahmini Taşkın Debileri



**EK – 1**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Bağımlılık Testleri Yardımcı Değerleri

**Ek 1.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu bağımlılık testleri yardımcı değerleri

m	yıl	debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1959	62,30	4,148		
2	1960	487,50	6,191	425,20	1
3	1961	198,00	5,293	289,50	1
4	1962	382,00	5,948	184,00	0
5	1963	402,00	5,999	20,00	0
6	1964	488,00	6,192	86,00	1
7	1965	377,00	5,935	111,00	1
8	1966	381,00	5,945	4,00	0
9	1967	724,00	6,586	343,00	0
10	1968	771,00	6,649	47,00	1
11	1969	626,00	6,441	145,00	0
12	1970	291,00	5,677	335,00	0
13	1971	280,00	5,638	11,00	1
14	1972	377,00	5,935	97,00	1
15	1973	184,00	5,220	193,00	1
16	1974	381,00	5,945	197,00	0
17	1975	773,00	6,652	392,00	1
18	1976	717,00	6,576	56,00	0
19	1977	557,00	6,324	160,00	0
20	1978	384,00	5,953	173,00	0
21	1979	195,00	5,278	189,00	1

m	yıl	debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
22	1980	1358,00	7,215	1163,00	1
23	1981	562,00	6,333	796,00	0
24	1982	516,00	6,248	46,00	1
25	1983	685,00	6,531	169,00	1
26	1984	387,00	5,961	298,00	1
27	1985	649,00	6,477	262,00	1
28	1986	299,00	5,704	350,00	1
29	1987	519,00	6,254	220,00	0
30	1988	711,00	6,568	192,00	1
31	1989	373,00	5,924	338,00	0
32	1990	335,00	5,817	38,00	0
33	1991	296,00	5,694	39,00	1
34	1992	463,00	6,140	167,00	0
35	1993	796,00	6,681	333,00	1
36	1994	224,00	5,416	572,00	

**Ek 1.2 Söğütluhan akım gözlem istasyonu bağımlılık testleri yardımcı değerleri**

m	yıl	debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1962	65,80	4,202		
2	1963	182,00	5,209	1,008	0
3	1964	303,00	5,717	0,508	1
4	1965	249,00	5,521	0,196	0
5	1966	187,00	5,236	0,285	1
6	1967	328,00	5,796	0,560	0
7	1968	391,00	5,971	0,175	1
8	1969	383,00	5,951	0,021	0
9	1970	215,00	5,375	0,575	0
10	1971	202,00	5,313	0,062	1
11	1972	252,00	5,533	0,220	1
12	1973	119,00	4,787	0,746	1
13	1974	171,00	5,147	0,360	0
14	1975	346,00	5,849	0,702	0
15	1976	401,00	5,996	0,147	1
16	1977	249,00	5,521	0,475	1
17	1978	252,00	5,533	0,012	1
18	1979	133,00	4,898	0,636	1
19	1980	522,00	6,260	1,362	1
20	1981	287,00	5,663	0,597	1
21	1982	356,00	5,878	0,215	1

m	yıl	debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
22	1983	311,00	5,743	0,135	0
23	1984	202,00	5,313	0,430	1
24	1985	375,00	5,930	0,616	1
25	1986	297,00	5,697	0,232	1
26	1987	394,00	5,979	0,282	0
27	1988	489,00	6,194	0,216	1
28	1989	252,00	5,533	0,661	0
29	1990	217,00	5,384	0,149	0
30	1991	212,00	5,361	0,023	1
31	1992	403,00	6,001	0,640	0
32	1993	438,00	6,084	0,083	1
33	1994	113,00	4,736	1,348	

**EK – 2**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Momentler Yöntemi Sonuçları

**Ek 2.1** Akım gözlem istasyonları parametre yardımcı değerleri

	Ortalama ( $\bar{X}$ )	Varyans ( $S_x^2$ )	Çarpıklık Katsayısı ( $C_s$ )	Kurtosis Katsayısı ( $C_{sx}$ )
Gülşehir	478,08	58729,81	1,34	35,00
Söğütlühan	281,72	12399,71	0,19	32,00

**Ek 2.2a** Gülşehir akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Normal	Log-normal	Gumbel	Gamma
$\mu = 478,08$	$\mu = 2,62$	$\alpha = 189,02$	$\lambda = 0,0081$
$\sigma = 242,34$	$\sigma = 0,24$	$u = 368,97$	$\beta = 3,89$

**Ek 2.2b** Söğütlühan akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Normal	Log-normal	Gumbel	Gamma
$\mu = 281,72$	$\mu = 2,41$	$\alpha = 86,86$	$\lambda = 0,0227$
$\sigma = 111,35$	$\sigma = 0,19$	$u = 231,89$	$\beta = 6,40$

**EK – 3**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait L Momentler Yöntemi Sonuçları



**Ek 3.1 Akım gözlem istasyonları tarafsız örnek tahminleri**

	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
Gülşehir	478,078	227,504	142,100	100,476
Söğütlühan	281,721	132,022	83,367	60,013

**Ek 3.2 Akım gözlem istasyonları L momentleri**

	$L_1$	$L_2$	$L_3$	$L_4$
Gülşehir	478,078	-23,069	-34,350	-1,491
Söğütlühan	281,721	-17,677	-10,213	1,803

**Ek 3.3 Akım gözlem istasyonları L moment oranları**

	L varyasyon ( $\tau_2$ )	L çarpıklık ( $\tau_3$ )	L kurtosis ( $\tau_4$ )
Gülşehir	-0,048	1,489	-0,065
Söğütlühan	-0,063	0,578	-0,033

**Ek 3.4a Gülşehir akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri**

	$z$	$\sigma$	$\mu$	$\alpha$	$\beta$	$a$	$b$	$c$
log-normal	2,571	2,479	-1,675	-	-	-	-	-
gumbel	-	-	-	-76,634	522,312	-	-	-
gamma	-	-	-	-	-	22,152	-0,114	480,595

**Ek 3.4b** Söğütlühan akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

	$z$	$\sigma$	$\mu$	$\alpha$	$\beta$	$a$	$b$	$c$
log-normal	2,735	2,627	-2,175	-	-	-	-	-
gumbel	-	-	-	-58,720	222,424	-	-	-
gamma	-	-	-	-	-	19,390	0,295	276,005

**EK – 4**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Maksimum Olabilirlik Yöntemi Sonuçları

**Ek 4.1** Elde edilen parametre tahminleri

	a	b
Gülşehir	3,95	121,03
Söğütlühan	5,71	49,34

**EK – 5**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Tahmin Parametreleri

**Ek 5.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

	Log-Normal		Gamma		Gumbel	
	$\mu$	$\sigma$	$\lambda$	$\beta$	$\alpha$	$u$
Momentler	2,62	0,24	0,0081	3,89	189,02	368,97
L-Momentler	-1,67	2,48	-0,114	22,15	-76,634	522,31

**Ek 5.2** Söğütlühan akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

	Log-Normal		Gamma		Gumbel	
	$\mu$	$\sigma$	$\lambda$	$\beta$	$\alpha$	$u$
Momentler	281,72	111,35	0,0227	6,40	86,86	231,89
L-Momentler	-2,175	2,627	0,295	19,390	-58,720	222,424

**EK – 6**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Dağılım Verileri

**Ek 6.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,00023525	2,205740E-05	0,000000000	3,25625E-05
50	0,00034597	5,961113E-04	0,000076770	0,000128438
100	0,00048761	1,995469E-03	0,000379240	0,0003463
150	0,00065860	3,406478E-03	0,000815365	0,00069726
200	0,00085247	4,289565E-03	0,001247017	0,001122007
250	0,00105744	4,595084E-03	0,001582494	0,001520123
300	0,00125701	4,478504E-03	0,001784620	0,001804721
350	0,00143199	4,116127E-03	0,001855116	0,001936062
400	0,00156333	3,642330E-03	0,001816777	0,001921489
450	0,00163560	3,143121E-03	0,001700023	0,001796469
500	0,00163989	2,666971E-03	0,001534643	0,001604327
550	0,00157567	2,237418E-03	0,001345668	0,001383199
600	0,00145087	1,862920E-03	0,001151985	0,001160771
650	0,00128028	1,543538E-03	0,000966505	0,000954124
700	0,00108267	1,275101E-03	0,000797091	0,000771885
750	0,00087740	1,051664E-03	0,000647721	0,000616872
800	0,00068142	8,668719E-04	0,000519606	0,000488389
850	0,00050716	7,146661E-04	0,000412141	0,000383894
900	0,00036173	5,896077E-04	0,000323641	0,000300095
950	0,00024725	4,869833E-04	0,000251883	0,000233595
1000	0,00016196	4,027992E-04	0,000194470	0,000181241
1050	0,00010167	3,337218E-04	0,000149060	0,000140269



x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
1100	0,00006116	2,769959E-04	0,000113506	0,000108352
1150	0,00003526	2,303593E-04	0,000085917	8,35739E-05
1200	0,00001948	1,919626E-04	0,000064679	6,43895E-05
1250	0,00001031	1,602985E-04	0,000048447	4,95658E-05
1300	0,00000523	1,341397E-04	0,000036121	3,81295E-05
1350	0,00000254	1,124881E-04	0,000026816	2,93169E-05
1400	0,00000119	9,453187E-05	0,000019829	2,25322E-05
1450	0,00000053	7,961007E-05	0,000014608	1,73125E-05
1500	0,00000023	6,718445E-05	0,000010725	1,32989E-05
1550	0,00000009	5,681600E-05	0,000007849	1,02139E-05
1600	0,00000004	2,205740E-05	0,000005727	7,84352E-06

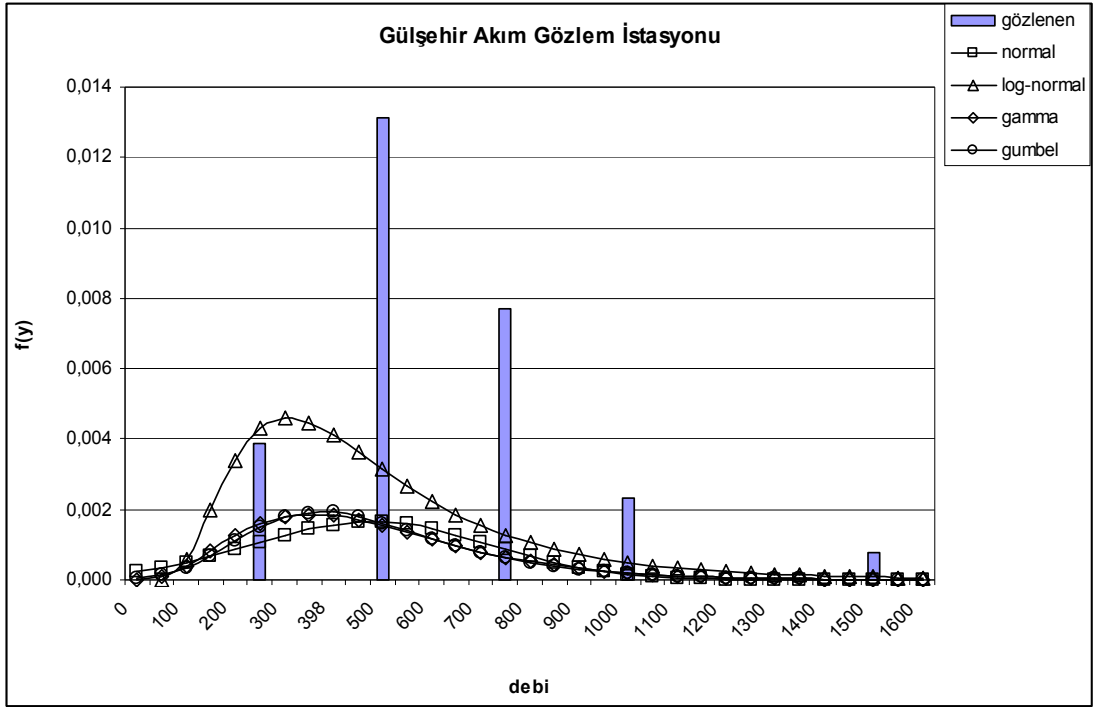
**Ek 6.2** Söğütlühan akım gözlem istasyonu dağılım verileri

x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
0	0,000146023		0,0000000000	9,3518E-08
25	0,000251278	2,107300E-07	0,0000025164	2,56251E-06
50	0,000411147	7,020665E-05	0,0000602381	2,85474E-05
75	0,000639662	7,328398E-04	0,0003049359	0,000161942
100	0,000946266	2,416298E-03	0,0008171203	0,000553799
125	0,001331024	4,656958E-03	0,0015452146	0,001295755
150	0,001780197	6,684649E-03	0,0023439259	0,002280837
175	0,002263913	8,027581E-03	0,0030536857	0,003243245
200	0,002737544	8,590987E-03	0,0035591180	0,003929721
225	0,003147546	8,504666E-03	0,0038099806	0,004223025
250	0,003441065	7,972830E-03	0,0038138727	0,004147644
275	0,003577035	7,188196E-03	0,0036160683	0,00380777
300	0,003535601	6,298955E-03	0,0032782515	0,00332324
325	0,003322867	5,404946E-03	0,0028622196	0,002792361
350	0,002969424	4,565858E-03	0,0024201581	0,002280459
375	0,002523139	3,812248E-03	0,0019906142	0,001823078
400	0,002038543	3,155411E-03	0,0015983901	0,001434295
425	0,001566059	2,594932E-03	0,0012566041	0,001114961
450	0,001143947	2,123951E-03	0,0009695812	0,00085896
475	0,000794536	1,732596E-03	0,0007357318	0,000657288
500	0,000524724	1,410078E-03	0,0005499822	0,000500427
525	0,000329502	1,145893E-03	0,0004056081	0,000379558

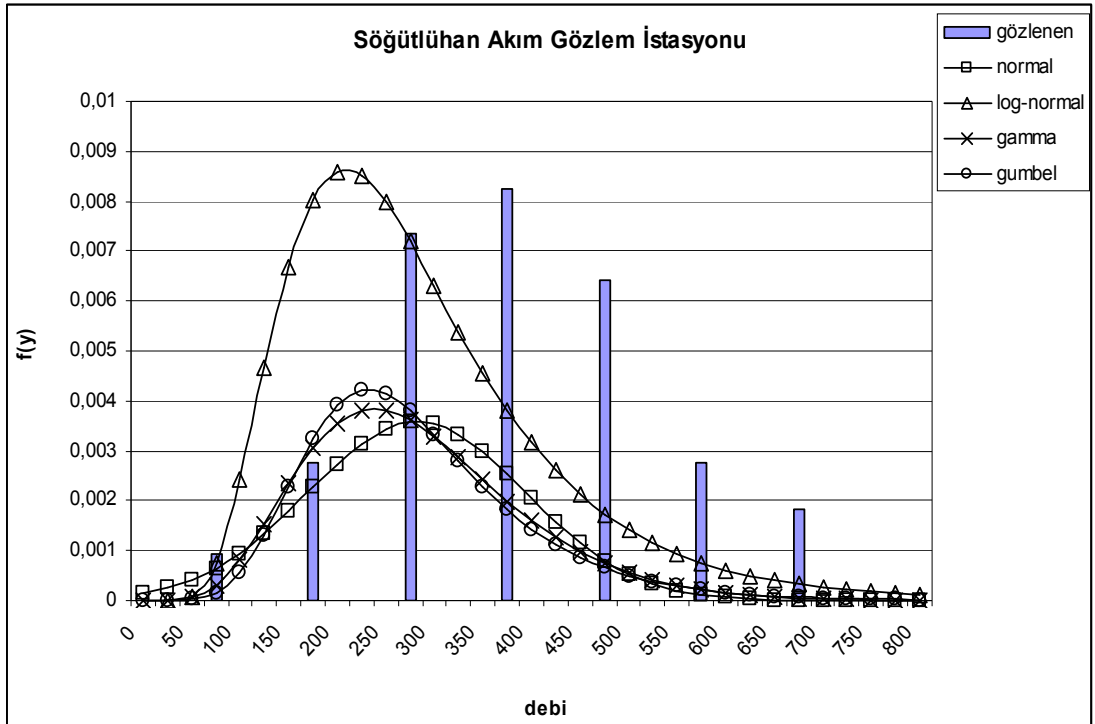
x = debi	f(x) normal	f(x) log-normal	f(x) gamma	f(x) gumbel
550	0,000196741	9,304402E-04	0,0002954881	0,000287064
575	0,000111697	7,552755E-04	0,0002128739	0,000216647
600	6,02971E-05	6,131669E-04	0,0001517982	0,000163242

**EK – 7**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Dağılım Karşılaştırılması



**Ek 7.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu dağılım karşılaştırılması



**Ek 7.2** Söğütlühan akım gözlem istasyonu dağılım karşılaştırılması

**EK – 8**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Örnek-Toplum Karşılaştırması

**Ek 8.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu ait örnek-toplum karşılaştırması

TOPLUM

Aralık	Gözlem Sayısı	Relatif Frekans	Eklenik Frekans
	$(n_i)$	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
250	5	0,14	0,14
500	17	0,47	0,61
750	10	0,28	0,89
1000	3	0,08	0,97
1250	0	0,00	0,97
1500	1	0,03	1,00

ÖRNEK

Aralık	Gözlem Sayısı	Relatif Frekans	Eklenik Frekans
	$(n_i)$	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
300	7	0,19	0,19
600	6	0,17	0,36
900	6	0,17	0,52
1200	6	0,17	0,69
1500	6	0,17	0,86
1800	2	0,06	0,91

**Ek 8.2** Söğütlühan akım gözlem istasyonu ait örnek-toplum karşılaştırması

## TOPLUM

Aralık	Gözlem Sayısı	Relatif Frekans	Eklenik Frekans
	$(n_i)$	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
80	1	0,03	0,03
160	3	0,09	0,12
240	8	0,24	0,36
320	9	0,27	0,64
400	7	0,21	0,85
480	3	0,09	0,94
560	2	0,06	1,00

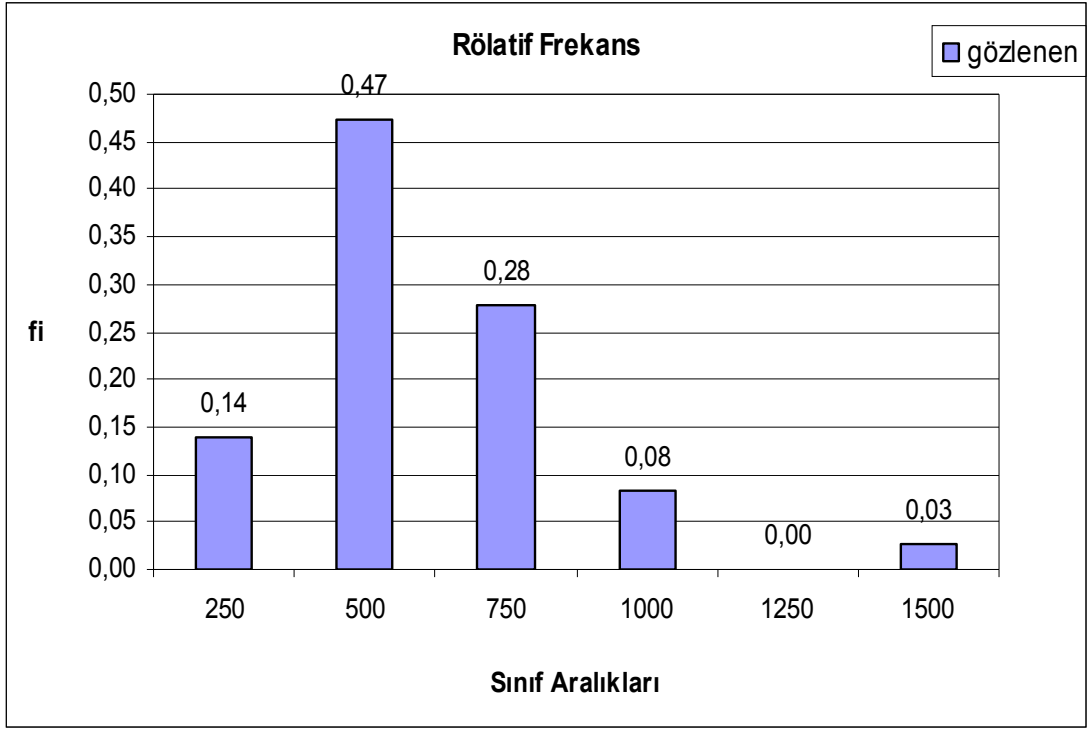
## ÖRNEK

Aralık	Gözlem Sayısı	Relatif Frekans	Eklenik Frekans
	$(n_i)$	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
100	5	0,15	0,15
200	4	0,12	0,27
300	4	0,12	0,39
400	4	0,12	0,52
500	4	0,12	0,64
600	4	0,12	0,76
700	4	0,12	0,88
800	4	0,12	1,00

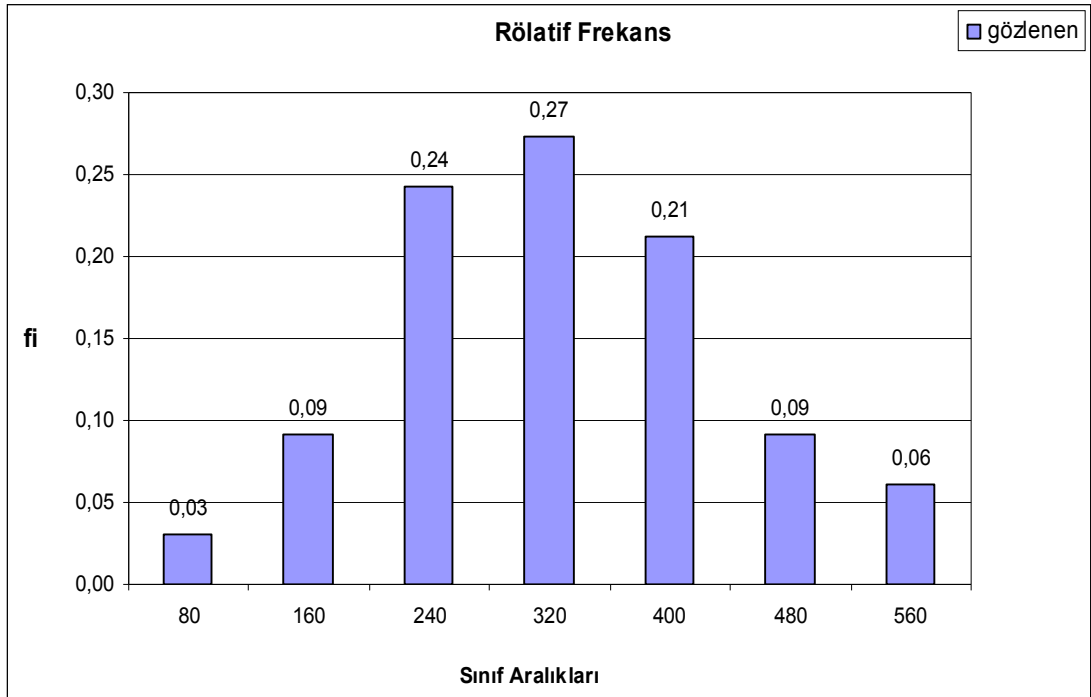


**EK – 9**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Relatif Frekans Histogramı



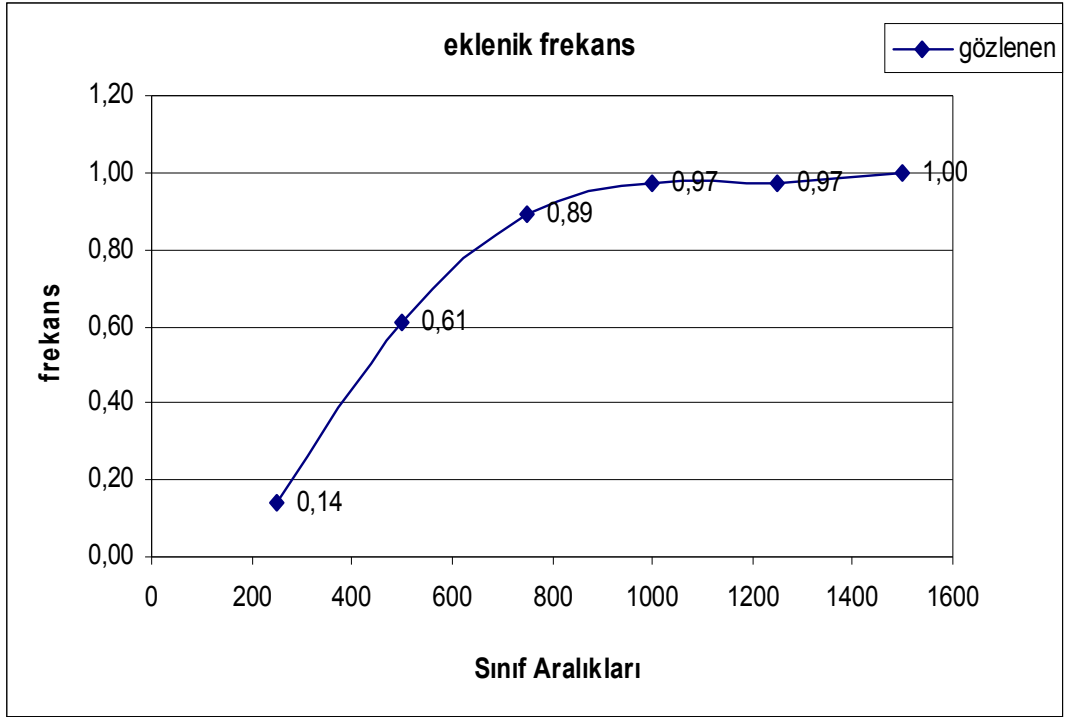
**Ek 9.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu relatif frekans histogramı



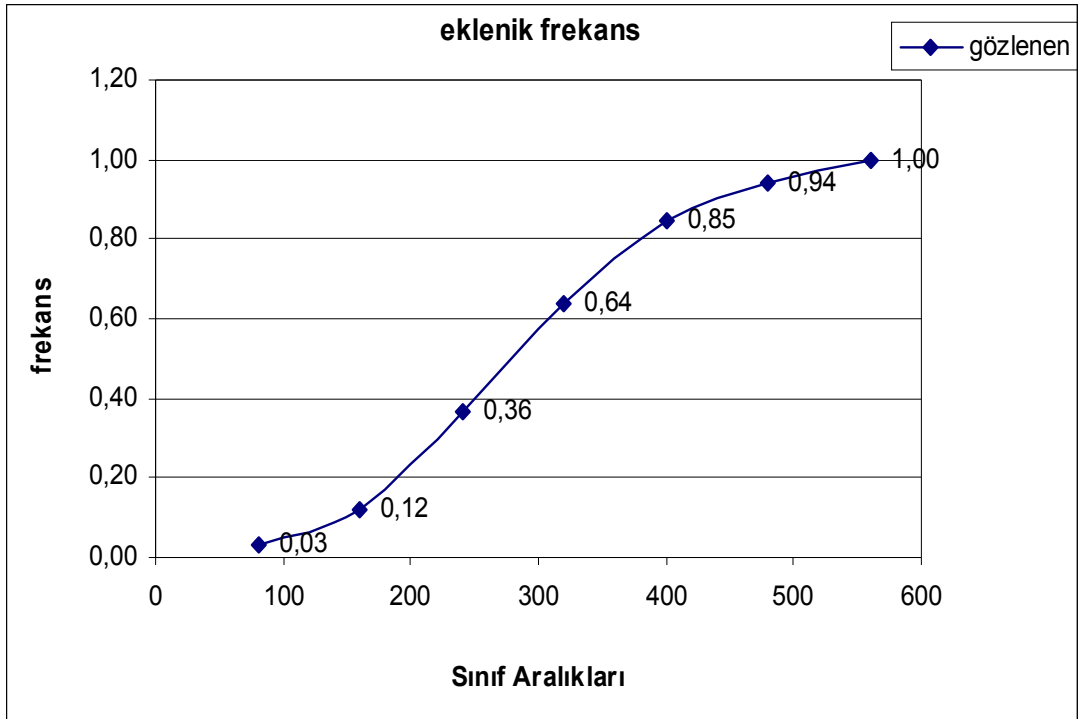
**Ek 9.2** Söğütlühan akım gözlem istasyonu relatif frekans histogramı

**EK – 10**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Eklenik Frekans Histogramı



**Ek 10.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu eklenik frekans histogramı



**Ek 10.2** Söğütluhan akım gözlem istasyonu eklenik frekans histogramı

**EK – 11**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Ki-Kare Uygunluk Testi Sonuçları

**Ek 11.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu Ki-kare uygunluk testi sonuçları

Normal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	250	0,14	0,1491	0,0251
	500	0,47	0,3628	1,1880
	750	0,28	0,3331	0,3307
	1000	0,08	0,1153	0,3190
	1250	0,00	0,0149	0,5364
	1500	0,03	7,11E-04	37,1013
				<b>39,501</b>
SONUÇ			39,501 > 11.34 UYMAZ	

Lognormal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	250	0,14	0,1321	0,0125
	500	0,47	0,4984	0,0494
	750	0,28	0,2508	0,1044
	1000	0,08	0,0815	0,0014
	1250	0,00	0,0251	0,9036
	1500	0,03	0,008	1,7602
				<b>2,832</b>
SONUÇ			2,832 < 11.34 UYAR	

Gamma	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	250	0,14	0,1643	0,1414
	500	0,47	0,4377	0,0980
	750	0,28	0,2675	0,0142
	1000	0,08	0,0961	0,0610
	1250	0,00	0,0266	0,9576
	1500	0,03	0,0063	2,6359
				<b>3,908</b>
SONUÇ			3,908 < 11.34 UYAR	

Gumbel	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	250	0,14	0,1522	0,0419
	500	0,47	0,4534	0,0281
	750	0,28	0,2688	0,0107
	1000	0,08	0,0899	0,0172
	1250	0,00	0,0255	0,918
	1500	0,03	0,0069	2,2741
				<b>3,290</b>
SONUÇ			3,290 < 11,34 UYAR	

**Ek 11.2** Söğütluhan akım gözlem istasyonu Ki-kare uygunluk testi sonuçları

Normal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	80	0,03	0,0293	0,0011
	160	0,09	0,1022	0,0411
	240	0,24	0,2168	0,0999
	320	0,27	0,2806	0,0072
	400	0,21	0,2215	0,0131
	480	0,09	0,1066	0,0762
	560	0,06	0,0313	0,9054
				<b>0,239</b>
SONUÇ			0,239 < 11.34 UYAR	

Lognormal	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	80	0,03	0,0009	30,8110
	160	0,09	0,0969	0,0122
	240	0,24	0,3113	0,5028
	320	0,27	0,2913	0,0390
	400	0,21	0,1665	0,4125
	480	0,09	0,0774	0,0778
	560	0,06	0,0329	0,7699



				32,626
SONUÇ			32,626 < 11.34 UYMAZ	

Gamma	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	80	0,03	0,0061	3,1690
	160	0,09	0,1100	0,1093
	240	0,24	0,2651	0,0640
	320	0,27	0,2691	0,0016
	400	0,21	0,1732	0,2886
	480	0,09	0,0846	0,0155
	560	0,06	0,0343	0,6657
				<b>3,648</b>
SONUÇ			3,648 < 11.34 UYAR	

Gumbel	Üst Sınır	Gözlem Sayısı	$P_i$	Kİ-KARE
	80	0,03	0,0033	7,2916
	160	0,09	0,0990	0,0218
	240	0,24	0,3011	0,3773
	320	0,27	0,2933	0,0476
	400	0,21	0,1693	0,3574

	480	0,09	0,0783	0,0670
	560	0,06	0,0331	0,7542
				<b>8,917</b>
SONUÇ			8,917 < 11,34 UYAR	

**EK – 12**

Akım Gözlem İstasyonlarına K-S Değerleri

**Ek 12.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu K-S değerleri

m	yıl	debi	gözlenen	normal	log-normal	gamma	gumbel
1	1959	62,30	0,027	0,008	0,027	0,025	0,022
2	1973	184,00	0,054	0,034	0,015	0,020	0,015
3	1979	195,00	0,081	0,016	0,030	0,006	0,001
4	1961	198,00	0,108	0,008	0,054	0,018	0,025
5	1994	224,00	0,135	0,012	0,046	0,010	0,020
6	1971	280,00	0,162	0,020	0,027	0,052	0,039
7	1970	291,00	0,189	0,007	0,023	0,044	0,031
8	1991	296,00	0,216	0,014	0,006	0,026	0,012
9	1986	299,00	0,243	0,037	0,014	0,004	0,009
10	1990	335,00	0,270	0,017	0,037	0,043	0,031
11	1989	373,00	0,297	0,011	0,093	0,086	0,078
12	1965	377,00	0,324	0,010	0,074	0,066	0,058
13	1972	377,00	0,351	0,037	0,047	0,039	0,031
14	1966	381,00	0,378	0,058	0,029	0,020	0,012
15	1974	381,00	0,405	0,085	0,002	0,007	0,015
16	1962	382,00	0,432	0,111	0,023	0,033	0,040
17	1978	384,00	0,459	0,135	0,046	0,056	0,063
18	1984	387,00	0,486	0,157	0,067	0,077	0,084
19	1963	402,00	0,514	0,161	0,063	0,077	0,083
20	1992	463,00	0,541	0,090	0,028	0,002	0,003
21	1960	487,50	0,568	0,077	0,042	0,014	0,018
22	1964	488,00	0,595	0,102	0,017	0,011	0,009

m	yıl	debi	gözlenen	normal	log-normal	gamma	gumbel
23	1982	516,00	0,622	0,084	0,033	0,004	0,009
24	1987	519,00	0,649	0,106	0,011	0,018	0,013
25	1977	557,00	0,676	0,072	0,036	0,008	0,014
26	1981	562,00	0,703	0,091	0,016	0,013	0,006
27	1969	626,00	0,730	0,025	0,059	0,035	0,043
28	1985	649,00	0,757	0,021	0,054	0,032	0,039
29	1983	685,00	0,784	0,004	0,056	0,037	0,044
30	1988	711,00	0,811	0,003	0,047	0,031	0,037
31	1976	717,00	0,838	0,024	0,024	0,009	0,015
32	1967	724,00	0,865	0,044	0,001	0,013	0,008
33	1968	771,00	0,892	0,029	0,001	0,009	0,005
34	1975	773,00	0,919	0,055	0,025	0,035	0,031
35	1993	796,00	0,946	0,065	0,042	0,049	0,046
36	1980	1358,00	0,973	0,003	0,020	0,023	0,021
			MAX	0,061	0,093	0,086	0,084
$\alpha = 0.05$		0,982	0,061 < 0,982			UYAR	
			0,093 < 0,982			UYAR	
			0,086 < 0,982			UYAR	
			0,084 < 0,982			UYAR	

**Ek 12.2 Söğütlühan akım gözlem istasyonu K-S değerleri**

m	yıl	debi	gözlenen	normal	log-normal	gamma	gumbel
1	1962	65,80	0,029	0,009	0,029	0,027	0,028
2	1994	113,00	0,059	0,000	0,045	0,028	0,039
3	1973	119,00	0,088	0,022	0,069	0,050	0,062
4	1979	133,00	0,118	0,032	0,080	0,057	0,073
5	1974	171,00	0,147	0,007	0,016	0,005	0,013
6	1963	182,00	0,176	0,003	0,007	0,009	0,006
7	1966	187,00	0,206	0,014	0,018	0,004	0,018
8	1971	202,00	0,235	0,004	0,012	0,019	0,010
9	1984	202,00	0,265	0,033	0,017	0,011	0,020
10	1991	212,00	0,294	0,034	0,005	0,004	0,009
11	1970	215,00	0,324	0,055	0,022	0,022	0,026
12	1990	217,00	0,353	0,078	0,042	0,044	0,047
13	1965	249,00	0,382	0,004	0,065	0,049	0,059
14	1977	249,00	0,412	0,033	0,035	0,020	0,029
15	1972	252,00	0,441	0,052	0,018	0,002	0,012
16	1978	252,00	0,471	0,081	0,011	0,028	0,017
17	1989	252,00	0,500	0,111	0,041	0,057	0,047
18	1981	287,00	0,529	0,016	0,065	0,042	0,060
19	1986	297,00	0,559	0,010	0,070	0,046	0,066
20	1964	303,00	0,588	0,018	0,061	0,036	0,056
21	1983	311,00	0,618	0,019	0,056	0,032	0,052
22	1967	328,00	0,647	0,009	0,075	0,053	0,072

m	yıl	debi	gözlener	normal	log-normal	gamma	gumbel
23	1975	346,00	0,676	0,036	0,091	0,072	0,089
24	1982	356,00	0,706	0,036	0,084	0,066	0,082
25	1985	375,00	0,735	0,058	0,092	0,078	0,090
26	1969	383,00	0,765	0,048	0,076	0,064	0,075
27	1968	391,00	0,794	0,037	0,059	0,048	0,058
28	1987	394,00	0,824	0,014	0,035	0,024	0,034
29	1976	401,00	0,853	0,000	0,015	0,006	0,014
30	1992	403,00	0,882	0,026	0,011	0,020	0,012
31	1993	438,00	0,912	0,003	0,000	0,003	0,000
32	1988	489,00	0,941	0,022	0,008	0,010	0,009
33	1980	522,00	0,971	0,009	0,006	0,002	0,005
			MAX	0,111	0,092	0,078	0,090
$\alpha = 0.05$		0,982	0,111 < 0,982			UYAR	
			0,092 < 0,982			UYAR	
			0,078 < 0,982			UYAR	
			0,090 < 0,982			UYAR	

**EK – 13**

Akım Gözlem İstasyonlarına Aşılma Olasılığı



**Ek 13.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu aşılma olasılığı

m	yıl	debi	aşılmama	aşılma	$T=1/(1-q)$
1	1959	62,30	0,027	0,973	1,028
2	1973	184,00	0,054	0,946	1,057
3	1979	195,00	0,081	0,919	1,088
4	1961	198,00	0,108	0,892	1,121
5	1994	224,00	0,135	0,865	1,156
6	1971	280,00	0,162	0,838	1,194
7	1970	291,00	0,189	0,811	1,233
8	1991	296,00	0,216	0,784	1,276
9	1986	299,00	0,243	0,757	1,321
10	1990	335,00	0,270	0,730	1,370
11	1989	373,00	0,297	0,703	1,423
12	1965	377,00	0,324	0,676	1,480
13	1972	377,00	0,351	0,649	1,542
14	1966	381,00	0,378	0,622	1,609
15	1974	381,00	0,405	0,595	1,682
16	1962	382,00	0,432	0,568	1,762
17	1978	384,00	0,459	0,541	1,850
18	1984	387,00	0,486	0,514	1,947
19	1963	402,00	0,514	0,486	2,056
20	1992	463,00	0,541	0,459	2,176
21	1960	487,50	0,568	0,432	2,313
22	1964	488,00	0,595	0,405	2,467

m	yıl	debi	aşılmama	aşılma	$T=1/(1-q)$
23	1982	516,00	0,622	0,378	2,643
24	1987	519,00	0,649	0,351	2,846
25	1977	557,00	0,676	0,324	3,083
26	1981	562,00	0,703	0,297	3,364
27	1969	626,00	0,730	0,270	3,700
28	1985	649,00	0,757	0,243	4,111
29	1983	685,00	0,784	0,216	4,625
30	1988	711,00	0,811	0,189	5,286
31	1976	717,00	0,838	0,162	6,167
32	1967	724,00	0,865	0,135	7,400
33	1968	771,00	0,892	0,108	9,250
34	1975	773,00	0,919	0,081	12,333
35	1993	796,00	0,946	0,054	18,500
36	1980	1358,00	0,973	0,027	37,000

**Ek 13.2 Söğütluhan akım gözlem istasyonu aşılma olasılığı**

m	yıl	debi	aşılmama	aşılma	$T=1/(1-q)$
1	1962	65,80	0,029	0,971	1,030
2	1994	113,00	0,059	0,941	1,063
3	1973	119,00	0,088	0,912	1,097
4	1979	133,00	0,118	0,882	1,133
5	1974	171,00	0,147	0,853	1,172
6	1963	182,00	0,176	0,824	1,214
7	1966	187,00	0,206	0,794	1,259
8	1971	202,00	0,235	0,765	1,308
9	1984	202,00	0,265	0,735	1,360
10	1991	212,00	0,294	0,706	1,417
11	1970	215,00	0,324	0,676	1,478
12	1990	217,00	0,353	0,647	1,545
13	1965	249,00	0,382	0,618	1,619
14	1977	249,00	0,412	0,588	1,700
15	1972	252,00	0,441	0,559	1,789
16	1978	252,00	0,471	0,529	1,889
17	1989	252,00	0,500	0,500	2,000
18	1981	287,00	0,529	0,471	2,125
19	1986	297,00	0,559	0,441	2,267
20	1964	303,00	0,588	0,412	2,429
21	1983	311,00	0,618	0,382	2,615
22	1967	328,00	0,647	0,353	2,833

m	yıl	debi	aşılmama	aşılma	$T=1/(1-q)$
23	1975	346,00	0,676	0,324	3,091
24	1982	356,00	0,706	0,294	3,400
25	1985	375,00	0,735	0,265	3,778
26	1969	383,00	0,765	0,235	4,250
27	1968	391,00	0,794	0,206	4,857
28	1987	394,00	0,824	0,176	5,667
29	1976	401,00	0,853	0,147	6,800
30	1992	403,00	0,882	0,118	8,500
31	1993	438,00	0,912	0,088	11,333
32	1988	489,00	0,941	0,059	17,000
33	1980	522,00	0,971	0,029	34,000

**EK – 14**

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Tahmini Taşkın Debileri

**Ek 14.1** Gülşehir akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

T	5	10	20	25	50	100	200
normal	703,70	825,30	949,00	998,00	1500,00	1500,00	1500,00
lognormal	637,50	786,60	935,50	983,50	1136,00	1290,50	1450,00
gamma	661,10	802,60	933,00	973,50	1094,00	1210,00	1321,00
gumbel	653,50	796,10	934,00	978,00	1115,00	1255,00	1405,00

**Ek 14.2** Söğütluhan akım gözlem İstasyonu tahmini taşkın debileri

T	5	10	20	25	50	100	200
normal	377,65	428,00	471,00	484,20	524,60	572,00	697,00
lognormal	360,95	426,70	489,80	510,00	572,00	633,00	695,00
gamma	368,70	430,60	486,50	503,50	554,60	603,50	651,00
gumbel	361,90	427,10	489,60	509,50	570,50	631,00	692,00