



**FIRAT VE DİCLE NEHİRLERİNDE TAŞKIN FREKANS
ANALİZLERİNİN İNCELENMESİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ
İnş. Müh. İzzettin BAYRAKTAR
(082115101)

İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı
Danışman: Prof. Dr. Muhammet Emin EMİROĞLU

TEMMUZ-2018

T.C
FIRAT ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

MURAT NEHRİ İLE BATMAN ÇAYI'NIN TAŞKIN FREKANS
ANALİZLERİNİN İNCELENMESİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İzzettin BAYRAKTAR

(082115101)

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 13 Temmuz 2018

Tezin Savunulduğu Tarih : 03 Ağustos 2018

Tez Danışmanı : Prof. Dr. Muhammet Emin EMİROĞLU (F.Ü.)

Diğer Jüri Üyeleri : Doç. Dr. Nihat KAYA (F.Ü.)

Doç. Dr. Ö. Faruk DURSUN (İnönü Üni.)

AĞUSTOS – 2018

ÖNSÖZ

Tez çalışmam ve yüksek lisans öğrenimim süresince yardımlarını benden esirgemeyen hocam sayın Prof. Ahmet TUNA'ya ve Prof. Dr. Muhammet Emin EMİROĞLU'na teşekkür ederim.

İnş. Müh. İzzettin BAYRAKTAR
Elazığ – 2018



İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	II
ÖZET	VI
SUMMARY	VII
ŞEKİLLER LİSTESİ	VIII
TABLolar LİSTESİ	IX
SEMBOLLER LİSTESİ	X
1. GİRİŞ.....	1
1.1. Kaynak Araştırması	3
1.2. Araştırma Alanı ve Hedefi	4
Tablo 1.1. Ülkelere göre Fırat Havzası'na ait veriler	5
Tablo 1.2. Ülkelere göre Dicle Havzası'na ait veriler	6
2. YÖNTEM.....	8
2.1. Bağımlılık Sınamaları	8
Tablo 2.1. N <150 için çarpıklık katsayısı değerleri	10
2.1.1. Ardışık Bağımlılık Sınaması	10
2.1.2. Dönüm Noktaları Sınaması.....	13
2.1.3. Sıra Farklılık Sınaması	14
2.1.4. Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Katsayısı Sınaması	14
2.2. TAŞKIN FREKANS ANALİZİ	16
2.2.1. Olasılık Dağılım Modeli	16
2.2.2. Parametre Tahmin Yöntemleri	17
2.2.2.1. Momentler Yöntemi.....	18
2.2.2.1.1. Gumbel Dağılımı	20
2.2.2.1.2. Gamma Dağılımı	20
2.2.2.1.3. Johnson SB Dağılımı	20
2.2.2.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi	21
2.2.2.2.1. Normal Dağılım	21
2.2.2.3. L Momentler Yöntemi	22
2.2.2.3.1. (Genelleştirilmiş) Generalized Pareto Dağılımı.....	24
2.2.2.4. En Küçük Kareler Yöntemi	24
2.2.2.4.1. Weibull Dağılımı	25

2.3. Uygunluk Sınamaları	25
2.3.1. Sınıf Aralıklarının Adedi ve Uzunlukları	26
2.3.2. Ki-Kare Uygunluk Sınaması.....	27
Tablo 2.2. Ki-Kare uygunluk değerleri.....	28
2.3.3. Kolmogorov-Smirnov (K-S) Uygunluk Sınaması	29
Tablo 2.3. K-S uygunluk değerleri	29
2.4. Aşma İhtimali Ve Tekerrür Periyodu.....	30
3. ÇALIŞMA KAPSAMINDAKİ HAVZALARIN COĞRAFYASI.....	31
4. MURAT NEHRİ VE BATMAN ÇAYI İÇİN FREKANS ANALİZİ	33
Tablo 4.1. Murat Nehri üzerindeki barajlar	34
Tablo 4.2. Murat Nehri üzerindeki akım gözlem istasyonları	35
Tablo 4.3. Batman Çayı üzerindeki barajlar	35
Tablo 4.4. Batman Çayı üzerindeki akım gözlem istasyonları.....	35
4.1. Bağımlılık Sınama Sonuçları	36
4.1.1. Normalite Sınaması	37
4.1.2. Ardışık Bağımlılık Sınaması	37
4.1.3. Dönüm Noktaları Sınaması.....	38
4.1.4. Sıra Farklılık Sınaması	38
4.1.5. Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Katsayısı Sınaması.....	39
Tablo 4.5. Palu akım gözlem istasyonuna ait yıllık pik akım verileri ve bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri	40
Tablo 4.6. Bağımlılık sınama sonuçları.....	41
4.2. Frekans Analiz Sonuçları	41
4.2.1. Momentler Yöntemi Sonuçları	41
4.2.2. L Momentler Yöntemi Sonuçları.....	42
4.2.3. En Çok Olabilirlik Yöntemi Sonuçları	43
4.2.4. En Küçük Kareler Yöntemi	44
Tablo 4.7. Palu akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri.....	44
Tablo 4.8. Palu akım gözlem istasyonu dağılım verileri	44
Tablo 4.9. Palu akım gözlem istasyonuna ait frekans değerleri	46
Tablo 4.10. Palu akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sınamaları sonuçları	48
Tablo 4.11. Palu akım gözlem istasyonu k-s değerleri.....	48
Tablo 4.12. Palu akım gözlem istasyonu aşılma olasılığı.....	49

Tablo 4.13. Palu akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri	50
5. SONUÇLAR.....	51
KAYNAKLAR.....	54
EKLER	57
EK-1	57
EK-2	60
EK-3	62
EK – 4	66
EK – 5	69
EK – 6	70
EK – 7	73
EK – 8	75
EK – 9	76
EK – 10	77
EK – 11	80
EK – 12	81
ÖZGEÇMİŞ	84

ÖZET

Taşkınlar can ve mal kaybına neden olan doğal afetler arasında önemli bir yer tutmaktadır. Taşkın nedeniyle su, akarsuyun ana yatağından taşarak çevreye ciddi zararlar vermektedir. Meskûn bölgeler, köprüler, yollar, ziraat alanları taşkınlardan önemli derecede zarar görebilmektedirler. Bu zararları en düşük seviyeye indirebilmek için taşkınların niceliklerinin ve meydana gelme frekanslarının güvenilir bir şekilde tahmin edilmesi önem taşımaktadır. Ayrıca, akarsu üzerine inşa edilecek hidrolik yapıların planlanması ve tasarlanması açısından da taşkınlar büyük önem taşımaktadırlar. Taşkını meydana getiren faktörler rastgele değişkenlerdir. Bu nedenle, taşkınların incelenmesinde istatistikî metotlar kullanılmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye'nin en büyük debiye sahip akarsularından olan Fırat Nehri'nin kolu olan Murat Nehri üzerinde bulunan dört akım gözlem istasyonu (Palu, Akkonak, Tutak ve Diyadin) ile Dicle Nehri'nin kolu olan Batman Çayı üzerinde bulunan iki akım gözlem istasyonuna (Malabadi ve Sinan) ait akım verileri istatistiksel olarak analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçların dağılımlara uygunluğu incelenerek bağımsızlık sınamaları da uygulandıktan sonra farklı dönüş aralıklarındaki taşkın debileri hesaplanmıştır.

Anahtar kelimeler: Taşkın, Frekans Analizi, Olasılık Dağılımları, Uygunluk Sınamaları, Bağımsızlık Sınamaları, Murat Nehri, Batman Çayı

SUMMARY

Investigation of Frequency Analysis in Murat River and Batman Stream

Floods have an important place among the natural disasters that cause losses of life and property. Because of the flood, the water flows from the main bed of the river and causes serious damage to the surrounding area. Residential areas, bridges, roads, agricultural areas can suffer considerable damage from floods. It is important to reliably estimate the quantities of floods and the frequency of floods in order to reduce these losses to the lowest level. In addition to that, floods are of great importance in terms of planning and designing hydraulic structures to be built on the stream. The factors that bring the flood to the field are random variables. For this reason, statistical methods are used in the study of floods.

In this study, The flow data belonging to four main observation stations (Palu, Akkonak, Tutak and Diyadin) on Murat river, which is a streamline of the Euphrates river having the greatest flow rate among the rivers in Turkey and two flow observation stations (Malabadi and Sinan) in Batman stream which is a streamline of Tigris river has been analyzed statistically. After applying the independence tests by examining the conformity of the obtained results to the distributions, the flood trends at different return intervals were calculated.

Keywords: Flood, Frequency Analysis, Probability Distribution, Compliance Tests, Independence Tests, Murat River, Batman Stream

ŞEKİLLER LİSTESİ

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 2.1. $k=1$ için ardışık bağımlılık işleminin şematik durumu	11
Şekil 3.1. Murat Nehri alt havzasının konumu.....	31
Şekil 3.2. Batman Çayı alt havzasının konumu.....	32
Şekil 4.1. Veri eksikliği durumunun şematik gösterimi	36
Şekil 4.2. Palu akım gözlem istasyonu dağılım karşılaştırması	46
Şekil 4.3. Palu akım gözlem istasyonu rölatif frekans histogramı	47
Şekil 4.4. Palu akım gözlem istasyonu kümülatif frekans eğrisi.....	47
Şekil 4.5. Palu akım gözlem istasyonuna ait debi-zaman grafiği.....	50

TABLÖLER LİSTESİ

	<u>Sayfa No</u>
Tablo 1.1. Ülkelere göre Fırat Havzası'na ait veriler	5
Tablo 1.2. Ülkelere göre Dicle Havzası'na ait veriler	6
Tablo 2.1. $N < 150$ için çarpıklık katsayısı değerleri.....	10
Tablo 2.2. Ki-Kare uygunluk değerleri.....	28
Tablo 2.3. K-S uygunluk değerleri.....	29
Tablo 4.1. Murat Nehri üzerindeki barajlar	34
Tablo 4.2. Murat Nehri üzerindeki akım gözlem istasyonları	35
Tablo 4.3. Batman Çayı üzerindeki barajlar	35
Tablo 4.4. Batman Çayı üzerindeki akım gözlem istasyonları	35
Tablo 4.5. Palu akım gözlem istasyonuna ait yıllık pik akım verileri ve bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri	40
Tablo 4.6. Bağımlılık sınama sonuçları	41
Tablo 4.7. Palu akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri.....	44
Tablo 4.8. Palu akım gözlem istasyonu dağılım verileri.....	44
Tablo 4.9. Palu akım gözlem istasyonuna ait frekans değerleri.....	46
Tablo 4.10. Palu akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sınamaları sonuçları.....	48
Tablo 4.11. Palu akım gözlem istasyonu k-s değerleri	48
Tablo 4.12. Palu akım gözlem istasyonu aşılma olasılığı	49
Tablo 4.13. Palu akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri	50

SEMBOLLER LİSTESİ

A	: Debinin aşılma ihtimali
b_i	: Tarafsız örnek tahminleri
c	: Oto varyans katsayısı
D	: Sıraların toplam kare farkı
E	: Beklenen değer
f	: R_i 'ler arasındaki aynı değere sahip akımların bağ sayısı
g	: S_i 'ler arasındaki aynı değere sahip akımların bağ sayısı
K	: Frekans faktörü
k	: k kadar öteleme sayısı
m	: Medyanı çaprazlama testi parametresi
N	: Örnek (dizi) büyüklüğü
P	: Dönüm noktaları toplamı
r	: Ardışık bağımlılık katsayısı
R_i	: x dizisindeki elemanın sıra sayısı
S_i	: y dizisindeki elemanın sıra sayısı
$\bar{Q}, \bar{x}$	: Ortalama akım değeri
Q_i, x_i	: Akım değeri
Q_{med}	: Akım dizisi medyan değeri
Q_p	: Yıllık pik akımlar ortalama değeri
Q_y	: Yıllık akımlar ortalama değeri
T	: Tekrar periyodu
t	: Önemlilik kontrol değeri
U	: Sıralı farklılıkları sınama değişkeni
z	: Önemlilik düzeyi standart parametresi
α	: Önemlilik düzeyi
β	: Olasılık ağırlıklı moment
γ	: Çarpıklık katsayısı
κ	: Kurtosis katsayısı
λ_i	: L moment değerleri
μ	: Dizinin ortalama değeri
Φ	: Laplace integrali
σ	: Dizinin standart sapma değeri
τ_i	: L moment oran değerleri

1. GİRİŞ

Su konusu son yıllarda uluslararası gündemin üst sıralarında yer almaya başlamıştır. Dünya genelindeki artan nüfus artış hızı, kırsal kesimlerden kentlere göçler ve sanayileşmenin neticesinde ortaya çıkan su ihtiyacı ve iklim değişiklikleri su konusunda dünya kamuoyunun ilgisini giderek arttırmaktadır. Su probleminin önümüzdeki 20-25 yıl içerisinde başta Orta Doğu olmak üzere bazı bölgelerde su krizlerine dönüşmesi ihtimali çok yüksektir. Bu nedenle, 21. yüzyılın stratejik kaynaklarından birinin de bu doğal kaynağın olacağı genel kabul görmektedir.

Suyun yerküredeki sirkülasyonunu, dağılımını ve özelliklerini konu edinen hidroloji bilimi, dünya genelindeki nüfus artışına paralel olarak ziraî, sanayi ve hane sarfiyatları gibi çeşitli amaçlar için kullanılan su miktarının da hızla artması nedeniyle, önemi gün geçtikçe artan bir bilim dalıdır. Tüm bunlara istinaden beklenen ihtiyacı karşılamak maksadıyla, zaman ilerledikçe daha gelişmiş metotların kullanılması elzemdir. İstatistik metotların da önemi işte bu noktada kendini göstermektedir.

Hidrolojik çevrim esnasında gelişen hidrolojik olaylar; farklı parametrelerin tesirinde olduğundan ve bu parametreler her gözlem neticesinde farklı değerler aldıklarından bu rastgele parametrelerin gelecekteki bir gözlemde alabileceği değeri tam olarak bilmek mümkün değildir. Bu yüzden bu tip olayların incelenmesi istatistik biliminin yardımıyla gerçekleşmektedir.

Bir su kaynağı üzerinde yapılması planlanan inşai faaliyetlerin projelendirilmesinde farklı tasarım safhaları bulunmaktadır. Her bir safha bir öncekinin devamı niteliğinde olduğundan bu safhalarda yapılacak herhangi bir hata ileride daha büyük sorunların oluşmasına sebebiyet verebilmektedir. Hidrolojik hadiselerde elde edilen doneler rastgele parametreler olduğundan ihtimalî bir yaklaşımla incelenmektedir. Ancak bu ihtimal değerlerinin hesaplanabilmesi için daha önceden gözlenmiş akım miktarlarına ait olasılık dağılımlarının bilinmesi gerekir.

Hidrolojik veriler üzerinden gelecekte alması muhtemel değerlerin tahmini frekans analizi ile mümkün olmaktadır. Uzun bir gözlem süresini ihtiva eden akım verileri frekans analizi hesaplarının daha iyi neticeler vermesini temin etmektedir. Su kaynakları üzerinde

inşa edilecek yapıların, uygun tasarım kıstaslarının belirlenmesi ve buna istinaden proje maliyetlerinin düşürülmesi hususunda frekans analizleri olabildiğince tesirli bir metottur.

Akarsuların ve akarsulara bağlanan kolları olan çay ve derelerin şiddetli yağışlar neticesiyle yataklarında taşıyabilecekleri maksimum debilerin çok üzerine çıkan değerler sebebiyle etraflarındaki düşük kotlu alanların su baskınına maruz kalması olayına taşkın bir diğer deyişle feyezan denilmektedir. Bir akarsu veya kollarında bir yıl içerisinde oluşan taşkın piklerinin en büyük değeri “yıllık taşkın piki” olarak isimlendirilmektedir. Güvenilir bir yapı inşa etmek için yapılacak taşkın hesaplarına esas teşkil edecek frekans hesaplarında bu temel veriler dikkate alınmaktadır. İstatistik biliminin ele aldığı, nizamî olmayan rastgele değişkenlerden olan taşkın değerleri de ancak bu bilim dalıyla incelenebilmektedir. Örneğin, bir akarsuda aynı yıl içerisinde farklı değerlerde birden fazla taşkın olayının gözlemlenmesi bu durumun sonucudur.

Gözlem yapılan her yıl için o yıl içerisindeki maksimum pik değer alındığından veri adedi gözlem yılı kadar olacaktır. Su kaynakları üzerinde yapılması planlanan projelerde sadece ilgili akarsuyun değil, o akarsuya bağlanan diğer akarsu, çay ve derelerin de frekans analizleri yapılmalıdır.

Hidrolojik verilerin homojen ve bağımsız olmaları, taşkın frekans analizlerinin yapılabilmesi için önem arz etmektedir. Bir dizideki tüm gözlem değerlerinin aynı topluma ait olması homojenlik özelliğinin göstergesidir. Yani, istasyon ölçeklerinin yer değiştirmemesi, su havzasında şehirleşmenin olmaması veya akarsuyu besleyen yatak üzerinde hiçbir yapının yer almamasını ifade eder. Bir akarsuda aynı yıl içinde meydana gelen taşkın değerlerinden sadece bir tanesinin veri grubuna dâhil edilmesi bağımsızlık özelliğini göstermektedir. Gelecek zamanlarda akarsu yatağının özelliklerinin değişmemesi ya da yapılaşma olmaması elde edilecek verilerin daha kullanılabilir olmasını sağlamaktadır.

Bu tez çalışması dört kısımdan oluşmaktadır. Birinci kısımda; taşkın ve frekans analizlerinin tanımları ve önemiyetleri açıklanmıştır.

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

Üçüncü bölümde; tanımlanmış olasılık dağılımlarına göre etüt edilen havzalar üzerinde çalışmalar yapılmış olup, elde edilen sonuçlar karşılaştırılmıştır.

Son bölümde ise elde edilen tüm sonuçlar değerlendirilmiştir.

1.1. Kaynak Araştırması

Hidrolojik verilerle ilgili çalışmalarda büyük önemi olan istatistik bilimindeki çeşitli dağılım modelleri taşkın frekans analizleri için kullanılmaktadır.

Türkiye’de bu konu hakkında çalışmalar yapan Haktanır, 1990 yılında ülke genelindeki 30 istasyonun pik akım dizilerine, aşılma olasılıkları 0.99’dan 0.0001’e kadar olan birçok tekerrür periyotlu taşkınların hesabını 5 değişik dağılım modelini uygulayarak hesaplamıştır. İki parametrelili Lognormal, Gumbel, Log-Gumbel, bir parametrelili Log-Gamma, Smemax ve Log-Boughton esas olmak üzere toplamda sekiz adet modelden uygulanması en elverişlilerini bulabilmek maksadıyla uygunluk sınamalarından Ki-kare uygunluk sınamasını kullanmıştır. Yaptığı sınamalar neticesinde, bir parametrelili Log-Gamma dağılımının muhtemelen en uygun dağılım olduğu kanısına varmıştır (Haktanır, 1990).

Özdemir (1985); belirlediği bir akım gözlem istasyonunun pik akım dizilerine Frechet, Foster, Gumbel, Huzzen, Weiss, Sentetik metot ve Snyder metotlarını uygulayarak bölgesel taşkın frekans analizlerini için hangi dağılımın daha iyi sonuç vereceğini tespit etmeye çalışmıştır. Belirlediği akım gözlem istasyonuna ait yaptığı çalışmada Huzzen ve Gumbel dağılımlarının diğer dağılımlara göre daha iyi sonuç verdiğini kaydetmiştir.

Büyükkaracığan (1997); Konya Havzasındaki 13 akarsuda gözlem neticesinde belirlenen yıllık pik akımlara ilk olarak bağımlılık sınamalarından olan ardışık bağımlılık, medyanı çaprazlama, dönüm noktaları, sıra farklılık ve spearman sıralı dizi korelasyon katsayısı testlerini uygulamıştır. Uyguladığı bu testlere göre sadece bir akarsuyun bağımlı bir karakter izlediğini belirlemiştir. İkinci olarak da iki ve üç parametrelili Log-normal, Gumbel, Pearson 3, Log-Pearson 3, Log-Boughton, Log-Logistic ve Ekstrem değerler dağılımlarını tatbik ederek en uygun olasılık dağılım modelini belirlemeye çalışmıştır. Bu dağılımların parametrelerini tahmin etmek için de momentler, maksimum olabilirlik, olasılık ağırlıklı momentler ve L momentler yöntemlerini kullanmıştır. Uyguladığı modellerin en uygununu saptamak için ise Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov sınamasını tatbik etmiştir. Yaptığı tüm çalışmalar neticesinde etüt ettiği havza için en uygun dağılımı Log-Pearson 3 olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Yurt dışında ise; frekans analizi konusu daha önceki zamanlarda başlamıştır. Hidrolojik ve meteorolojik verilere uygulanan frekans tahlil çalışmaları Barger ve Thom’un (1949) yağış verilerine Gamma dağılımını tatbik etmeleriyle başlamıştır.

Akarsulara uygulanan frekans çalışmaları ise Yevjevich'in Amerika ve Avrupa'daki akarsularla ilgili çalışmalarıyla yaygınlık göstermeye başlamıştır (Yevjevich, 1963).

Vogel vd. (1993); ABD'deki akarsular için en uygun dağılımın Log-Pearson 3 olduğunu beyan etmeleri üzerine bazı araştırmacılar da buna karşılık olarak Ekstrem değer dağılımını tavsiye etmişlerdir. Başka araştırmacılar da daha farklı alternatif dağılımlar oluşturmak maksadıyla ABD güneybatısındaki 383 akarsu pik akım dizilerine L-moment diyagramlarını kullanarak farklı dağılım yöntemlerinin uygunluğunu araştırmışlardır. Tüm çalışmaların neticesinde bölge için en uygun olan dağılımların Log-Pearson 3, Genelleştirilmiş Ekstrem değer, iki veya üç parametrelili Log-normal dağılımları oldukları kanısına varılmıştır.

Bergaoui; Galton, Gumbel, Pearson III ve Weibull dağılım fonksiyonlarını kullanarak; maksimum olabilirlik, maksimum entropi ve momentler yöntemleri arasındaki ilişkiyi tespit etmeye çalışmıştır. Çalışmalarının neticesinde momentler yöntemine göre, toplum momentlerini merkezî olamayan örnek momentlerine eşit saydıkları gerekçesiyle maksimum olabilirlik ve maksimum entropi yöntemlerini eleştirmiştir (Bergaoui, 1994).

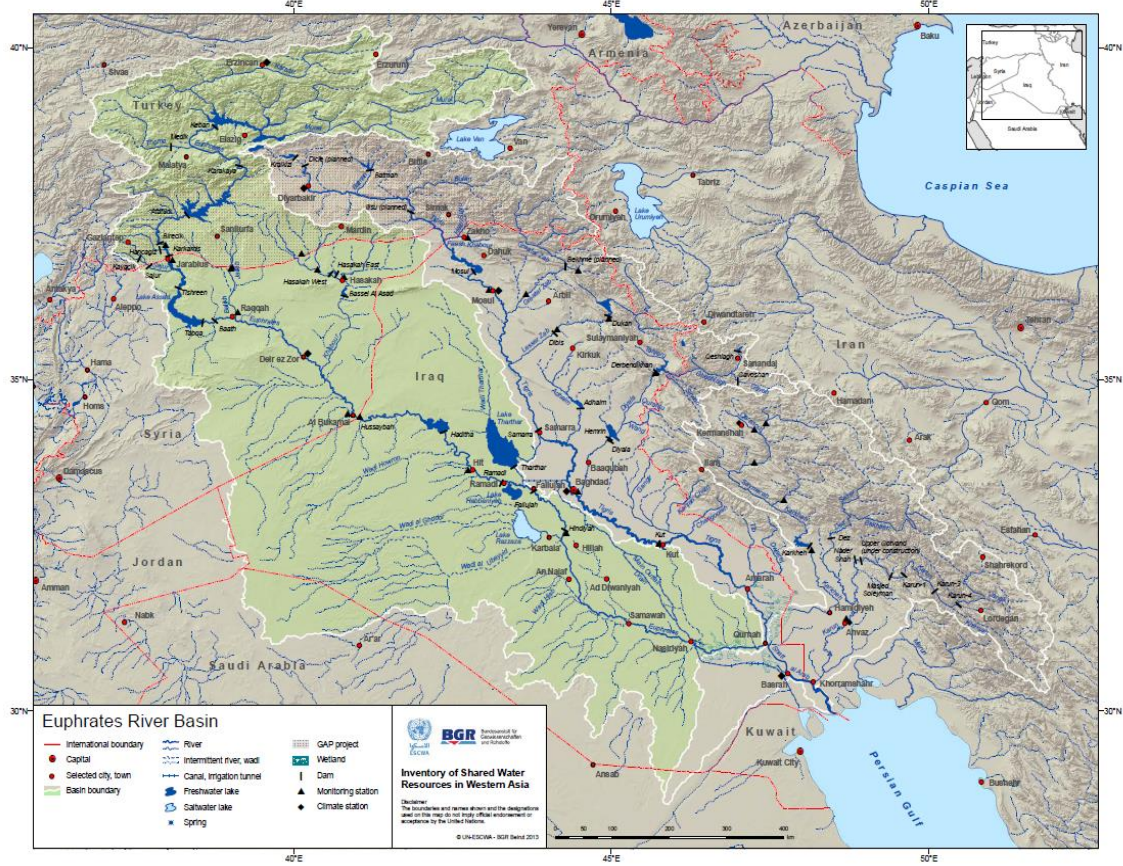
1.2. Araştırma Alanı ve Hedefi

Yeryüzünde iki ya da daha çok ülkenin siyasi sınırlarını aşan 263 adet ‘‘Sınır Aşan Sular’’ kategorisinde değerlendirilebilecek nehir havzası bulunmaktadır ve bunların tümünde siyasî problemler bulunmaktadır. Sınır aşan havzalar dünyanın karasal yüzeyinin % 45.3’ünü kaplamakta, dünya nüfusunun % 40’ını barındırmakta ve küresel su akışının yaklaşık % 60’ını oluşturmaktadır. Sınır aşan suların kuşkusuz en önemli ve en problemlileri, listenin başında bulunan ve kutsal kitaplarda dâhi isimleri zikredilen Fırat ve Dicle Nehirleridir.

Ülkemiz su kaynaklarının %40’ını sınır aşan sular oluşturmaktadır. Bu havzalar; Meriç-Ergene, Çoruh, Aras, Asi ve Dicle-Fırat Havzalarıdır. Fırat ve Dicle nehirleri ülkemiz politikası açısından iki nehir tek havza ilkesi ile değerlendirilmektedir. Fırat ve Dicle nehirleri, ülkemiz toplam su potansiyelinin yaklaşık %30’unu teşkil etmektedirler.

Fırat Nehri antik çağlardan beri medeniyetlerin doğmasına ve gelişmesine ev sahipliği yapan en önemli nehirlerdendir. Adı ilk defa Akad tabletlerinde bölen, yaran, parçalayan anlamlarındaki ‘‘Purattu’’ (URL-1, 2018) olarak geçen nehir, ülkemiz sınırlarında derin vadiler oluşturarak bu ismi almış ve Basra Körfezine kadar geniş bir alana hâkim havza

haline gelmiştir. Fırat Havza Alanı 440.000 km² olup toplam beş ülke sınırları içerisinde bulunmaktadır, aşağıdaki tabloda bu ülkelerdeki havza alanları ve Fırat Nehri'ne olan katkıları gösterilmiştir.



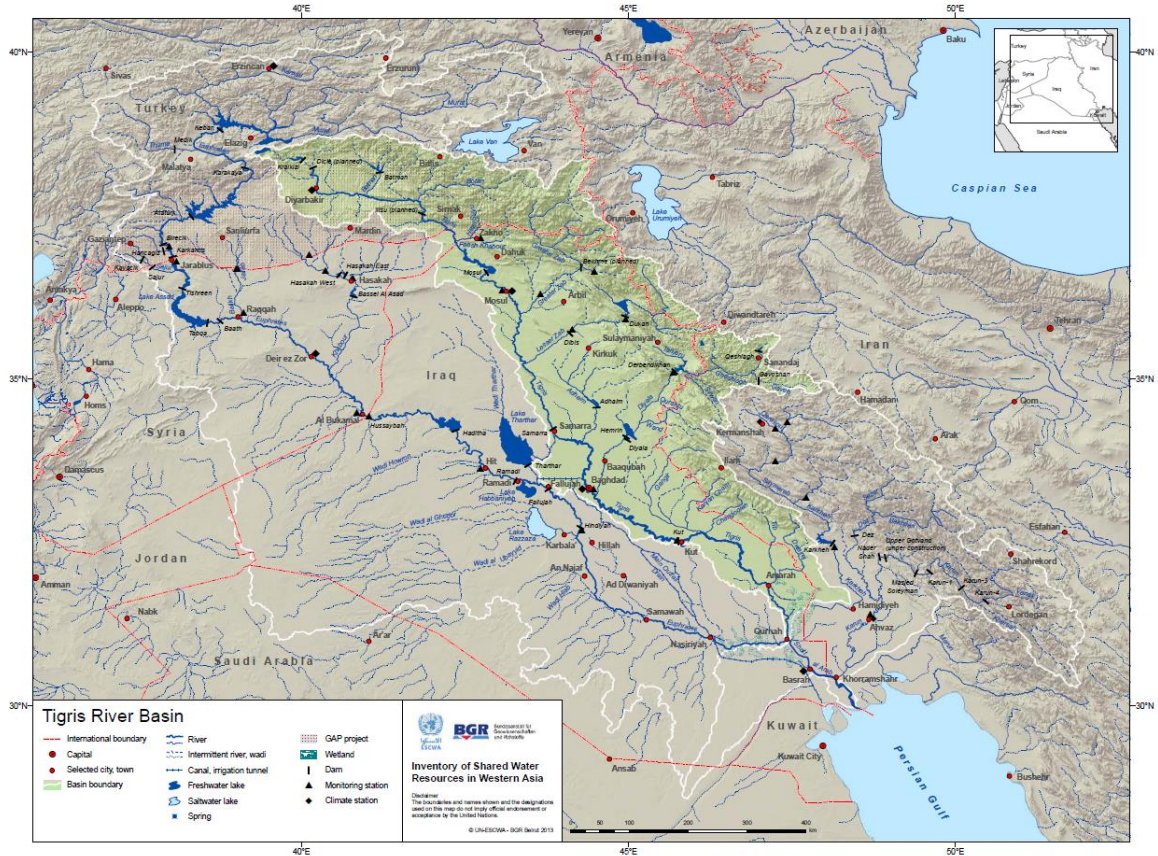
Harita 1. Fırat Nehir Havzası

Tablo 1.1. Ülkelere göre Fırat Havzası'na ait veriler (UN, 2013)

	Türkiye	Irak	Suriye	Suudi Arabistan	Ürdün
Alan (km ²)	123.200	206.800	96.800	13.068	132
Yüzdelik (%)	28	47	22	2.97	0.03
Yıllık Ortalama Katkısı (milyar m ³)	31.15 (%89)	-	3.85 (%11)	-	-

Tablo 1.1'deki verilerden de anlaşılacağı üzere ülkemiz topraklarında doğup diğer Orta Doğu ülkelerine akan Fırat Nehri'ne katkıları ise sadece Suriye'den %11'lik paydır. Irak topraklarında %47 gibi büyük bir alana yayılmış olmasına rağmen bu ülkeden katkı hiç yoktur.

Tıpkı Fırat Nehri gibi Dicle Nehri'nin adı da ilk defa Akad tabletlerinde hızlı akan anlamındaki ‘*Haddakel*’ (URL-1, 2018) olarak geçer. Hiç şüphesiz bu ismini, ülkemiz sınırlarında doğup yüksek kotlu rakımlardan düşük rakımlara inerken yüksek debi ile yol alması sebebi ile almıştır. Dicle Havza Alanı 221.000 km² olup toplam dört ülke sınırları içerisinde bulunmaktadır, aşağıdaki tabloda bu ülkelerdeki havza alanları ve Dicle Nehri'ne olan katkıları gösterilmiştir.



Harita 2. Dicle Nehir Havzası

Tablo 1.2. Ülkelere göre Dicle Havzası'na ait veriler (UN, 2013)

	Türkiye	Irak	İran	Suriye
Alan (km ²)	54.145	123.981	41.990	884
Yüzdelik (%)	24.5	56.10	19	0.4
Yıllık Ortalama Katkısı (milyar m ³)	25.5 (%51)	19.5 (%39)	5 (%10)	-

Tablo 1.1 ve 1.2'den de anlaşılacağı üzere ülkemizin bu iki nehre de katkısı diğer ülkelerinkilerle kıyaslanamayacak derecede çok daha fazladır. Bu tez çalışmamızda da

Fırat ve Dicle Nehirlerine sırasıyla en büyük katkıları yapan Murat Nehri ve Batman Çayı ele alınacaktır.

Bu araştırmanın amacı, Murat Nehri ve Batman Çayı Alt Havzalarında çalışmamız için belirlenen akım istasyonlarındaki uzun süreli gözlemler sonucu elde edilen yıllık pik akım miktarlarına en uygun olasılık dağılımlarını saptamaktır. Kullanılacak dağılım tiplerinin tümüne uyum iyilik testleri uygulanarak farklılıkların olup olmadığı araştırılacaktır. Böylece, çalışma neticesinde söz konusu havzalarda projelendirilmesi düşünülen hidrolik yapıların proje kıstaslarının emniyetli şekilde yapılması hususunda bir fikir verilmesi hedeflenmektedir.

Murat Nehri üzerinde bulunan 14 akım gözlem istasyonundan 10 tanesinde kısa süreli gözlemler yapıldığından yeterli verilere sahip değildir. Bu akım gözlem istasyonlarına uygulanacak analizlerde hata payları yüksek olacağından çalışma kapsamına alınmayacaklardır. Geriye kalan dört istasyona (Palu, Akkonak, Tutak ve Diyadin) ise yeterli veriye sahip olduklarından elde edilen yıllık pik akım dizilerine bazı istatistikî testler kullanılıp bağımsızlık varsayımları incelenerek taşkın frekans analizleri tatbik edilecektir.

Aynı şekilde Batman Çayı üzerinde bulunan 4 istasyondan 2 tanesi (Malabadi, Sinan) analiz kapsamına alınacaktır.

Bu çalışma kapsamında kullanılacak dağılım fonksiyonları; Normal, Gamma, Gumbel, Johnson SB, Weibull ve Generalized Pareto dağılımlarıdır. Dağılım fonksiyonlarına ait parametrelerinin tahmin edilmesinde ise; Momentler, Maksimum olabilirlik, En Küçük Kareler, L-Moment metotları kullanılacaktır. İstasyonlarda elde edilen gözlemlere ait yapılan frekans analizlerinin dağılımlara uygunluk durumlarını belirlemek için ise; Ki-Kare ve Kolmogorov Smirnov uygunluk sınamaları kullanılacaktır. Uygulama *Easy-Fit* 5.6 Yazılımı yardımıyla gerçekleştirilecektir.

2. YÖNTEM

2.1. Bağımlılık Sınamaları

Doğadaki; akım miktarları, yağış, buharlaşma, yeraltı su seviyeleri, kar ve buz erimeleri vb. gibi hidrolojik ve meteorolojik vakıalar ihtimalî nitelikler gösterirler. Doğada mutlak manada deterministik olarak ele alınabilecek bir hidrolojik süreç olamaz. Bundan dolayı hidrolojinin en doğru biçimde tanımlanabilmesi için olasılık ve istatistik bilimleri ile birlikte incelenmesi zaruriyet arz etmektedir.

Uygulama yaparken elde edilen rastgele değişken sonuçlar ekseriyetle hidrolojik normal dağılıma uyum göstermezler. Bu nedenle; gözlem sonuçları ile elde edilen yıllık akım verilerini, bağımlılık sınamalarından evvela normalite sınamasına tabi tutmak gerekir. 1985 yılında; Wall ve Engiot'un yayınlamış oldukları makalelerindeki neticelerine göre; normalite şartlarını sağlamayan diziler, uygun logaritmik dönüşümler uygulanarak, normal dağılıma uyum göstermeleri sağlanabilir. Dönüştürülmüş bu dizilere daha sonra söz konusu bağımlılık sınamaları uygulanmalıdır. Tüm bağımlılık sınamaları dönüşüm değerlerine uygulanarak yapılması ise doğru bir yöntem değildir. Çünkü dizi elemanlarının normal dağıldığı varsayımını yapan ardışık bağımlılık (otokorelasyon) sınaması bir parametrik testtir. Geriye kalan testler ise parametrik olmayan testler olduğundan, dizi elemanlarının herhangi bilinen bir olasılık dağılımına uyması gerekliliği olmayıp, dağılımdan bağımsız metotlardır. Bu yüzden, ilkin gerçek değerlerde normalite şartı aranmalı; eğer uygunsuzluk durumu çıkarsa dönüşüm (transform) değerler kullanılmalıdır (Wall ve Engiot, 1985).

Bu nedenlerden ötürü yalnız ardışık bağımlılık sınaması için, normalite sınaması tatbik edilmelidir. Diğer tüm sınamalarda orijinal değerlerin kullanılması önerilirken otokorelasyon sınamasında normalleştirilmiş akım değerleri kullanılması önerilir. Log veya Log-log dönüşümleri yerine bazı akım değerlerinin birden küçük olması ve bu dönüşümler sonucu eksi (-) değerlerin çıkması nedeniyle, Q_i değerlerine bir (1) ilave edilerek, $\ln(1+Q_i)$ veya $\ln(1+\ln(1+Q_i))$ dönüşümleri elde edilebilir.

Bir değişkenin normal dağılıma uyup uymadığının tespit etmenin bir yöntemi de çarpıklık testi uygulamaktır. Çarpıklık testi; normal bir değişkeninin çarpıklık katsayısının sıfır (0) olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bu dağılım, kuramsal olarak konum parametresi olan ortalama değerinden (μ) geçen düşey eksene göre simetriktir.

Çarpıklık katsayısı (γ);

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

eşitliği ile hesaplanır. Burada;

Q_i = pik akımların her bir ögesini,

$\bar{Q}$ = pik akımlar ortalamasını,

N = dizinin eleman sayısını ifade eden terimlerdir.

Dağılımların normal dağılım olarak kabul edilebilmesi için Eşitlik (2.2) ifadesinde belirlenen sınırlar arasındaki bir çarpıklık katsayısı değerine sahip olması gerekmektedir.

Çarpıklık katsayısının eğer pozitif (+) değer alırsa bu dağılımın ''pozitif çarpık'' (sağa doğru uzayan bir kuyruğu bulunduğunu), negatif (-) değer alması durumunda ise 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) ifadesindeki α ; seçilen önemlilik düzeyini temsil etmektedir. Anlamlılık seviyesine göre $(1 - \alpha)$ olasılık sınırlarında γ için bir değerlendirme yapılmış olur. Buna göre; $U_{1-\alpha/2}$ ve $1-\alpha/2$ olasılık değerinde standart normal değişkenlerdir.

Hesap sonucu elde edilen γ değeri $(-0.05; 0.05)$ sınırları arasında ise dizi normal olarak kabul edilir. Kurtosis değerinin (κ), ise $-0.5 < \kappa < 0.5$ sınırları arasında kalması istenir. Bu son test ise; normal dağılıma ait Kurtosis değerinin 3'e eşit olduğu varsayımından gelmektedir.

Büyük örneklerin analizlerinde, frekans dağılımlarının uç noktalarının ölçüsü olan Kurtosis katsayısını kullanmak uygunken küçük örnekler için uç nokta ölçüsü olarak Kurtosis katsayısı pek tercih edilmemektedir.

Veri sayısı 150'den büyük olan örnekler için Eşitlik (2.1) ve (2.2) ile ifade edilen testler iyi sonuç vermeleri bakımından uygundur. 150'den küçük örnekler için ise;

Eşitlik (2.1) ile hesaplanan çarpıklık katsayısı, örnek büyüklüğü ve belirli bir olasılık düzeyine bağlı olarak düzenlenen tablodan bakılmaktadır (Tablo 2.1.).

Bunun için; tabloda $\alpha = 0.02$ ile $\alpha = 0.10$ önemlilik düzeyleri ve çeşitli N değerleri için verilen $\gamma_\alpha(N) > \gamma$ ise; normalite varsayımının uygun olduğu söylenebilir.

Tablo 2.1. $N < 150$ için çarpıklık katsayısı değerleri

N	α		N	α	
	0.02	0.10		0.02	0.10
≤ 25	1.261	0.711	70	0.673	0.459
30	0.986	0.662	80	0.631	0.432
35	0.923	0.621	90	0.596	0.409
40	0.870	0.587	100	0.567	0.389
45	0.825	0.558	125	0.508	0.350
50	0.787	0.534	150	0.464	0.321
60	0.723	0.492	175	0.430	0.298

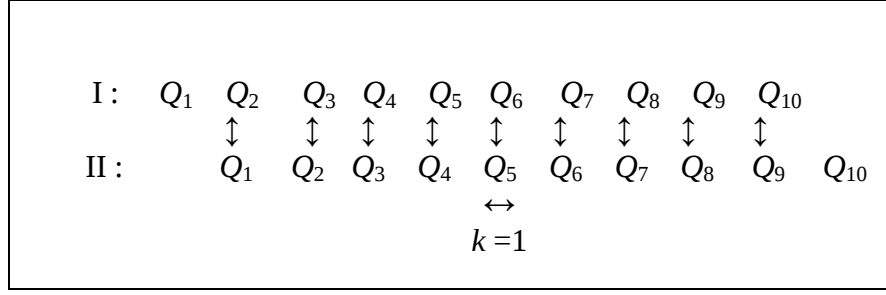
2.1.1. Ardışık Bağımlılık Sınaması

Zaman dizilerinin parametreleri arasındaki lineer bağımlılığın boyutsuz ölçüsü lag- k (öteleme katsayısı); ardışık bağımlılık katsayısı ise r_k 'dir. Her bir k değerine karşılık gelen r_k 'nın değişimi ile ortaya çıkan görsel saptama grafiğine korelogram denilir. Bununla ardışık bağımlılık verilerinin bağımlı olup olmadıkları anlaşılır. Bağımsız bir dizide, kuramsal korelogram bir (1) veya birden büyük öteleme değerleri için, sıfıra (0) eşittir. Fakat; örnekleme hatalarının bir sonucu olarak, örnek korelogramın gidişatı sıfır (0) etrafında bir dalgalanma şeklinde oluşur.

Ardışık bağımlılık sınaması şu şekilde açıklayabiliriz. 10 elemanlı ($Q_1, \dots, Q_{10}$) bir diziyi ele alalım ve bu elemanları Şekil 2.1.'deki gibi I no'lu diziyi oluşturmaları için yazalım. II no'lu diziyi oluşturmak için alt satıra (k) kadar öteleyerek yeni dizimizi de altına yazalım.

$r_k=1$ ardışık bağımlılık katsayısı hesabı için I no'lu diziden Q_1 , II no'lu diziden Q_{10} elemanlarının elenmesi gerekmektedir. Eğer k ikiye (2)'ye eşit olursa, r_2 hesabı için elenecek eleman sayısı da dört (4) olacaktır.

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



Şekil 2.1. $k=1$ için ardışık bağımlılık işleminin şematik durumu

r_k değerinin hesap edilebilmesi için lazım olan otovaryans değeri; bir zaman dizisinin lineer iç bağımlılık derecesini göstermektedir. Aşağıda verilen eşitlik Q_i ve Q_{i+k} arasındaki otovaryans (c_k)'ı hesaplamak için kullanılmaktadır.

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

c_k , lag- k otovaryasyonu olarak isimlendirilmektedir. Q_i ve Q_{i+k} elemanları arasındaki öteleme zaman uzunluğu ise k olarak sembolize edilmektedir. Burada;

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

eşitliği ile örneğin ortalaması sonucuna ulaşılır. N ise 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 dizi için k 'nci ardışık bağımlılık değeri, Eşitlik (2.3)'te bulunan c_k 'nın c_0 'a bölünmesi ile bulunabilir.

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

Bununla beraber, $(Q_1, Q_2, \dots, Q_N)$ şeklindeki bir açık dizi için r_k ;

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

eşitliği ile hesaplanır. Buradaki; $\bar{Q}_1$ ve $\bar{Q}_2$ aşağıdaki eşitlikler ile bulunabilirler;

$$\overline{Q_1} = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} Q_i \quad (2.6a)$$

$$\overline{Q_2} = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} Q_i \quad (2.6b)$$

Sonuca daha basit bir şekilde ulaşılmaması ve daha az kare hatasını içerdiği için ve daima pozitif kesin bir korelasyon matrisi ile neticelenmesi sebebiyle Eşitlik (2.4) ve (2.5)'e göre, daha çok tercih edilmektedir (Srikanthan vd., 1983).

Güvenirlilik sınırlarını tespit etmek maksadıyla uygulamalarda iki yöntem kullanılmaktadır. Birincisi; açık diziler için Siddiqui vd. (1983) tarafından tercih edilen yöntemdir. Bu yönetime göre, Eşitlik (2.4) ile hesap edilen lag-1 ardışık bağımlılığı, r_1 'in beklenen değerinden ($E(r_1)$) istatistikî yönden çok farklı olup olmadığı kontrol edilir. (Yevjevich, 1972)'e göre beklenen değer ve varyans:

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

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

şeklinde hesap edilir. Eğer r_1 , %95 güvenirlilik sınırları arasında ise; eldeki dizinin rastgele süreçten oluştuğu kabul edilir; böylece bağımsızlık varsayımı kabul edilmiş olur.

İkinci yöntem ise; Anderson tarafından geliştirilmiş bir yöntemdir. Bu yönetime göre; bağımsız bir dizinin korelogramının güvenirlilik sınırları ise:

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

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

eşitlikleri ile hesaplanabilmektedir. Bu yöntem, dizinin sabit, kapalı ve normal değişken olduğu vaziyetlerde kullanılabilmektedir. Dizinin sabit olması; dizinin istatistikî karakteristiklerinin zamana bağlı olarak değişmediğini ifade etmektedir (Anderson, 1941).

Ardışık bağımlılık katsayıları korelogramın çizilebilmesi maksadıyla her bir dizi için $N/4$ lag kadar hesap edilir. Burada; N , örneğin büyüklüğüdür. Uygulamada bir akım dizisinde zamana bağımlılık ölçüsü olarak, korelogram yerine r_1 değeri alınır. Ardışık

bağımlılık sınavında, eğer hesaplanmış lag-1 ardışık bağımlılık katsayısı %95 güvenilirlik sınırları içerisinde değil ise, dizinin bağımsızlık varsayımı reddedilir.

2.1.2. Dönüm Noktaları Sınavı

Kendall Testi olarak da adlandırılan bu sınav, Kendall ve Stuart tarafından geliştirilmiştir. Bu sınavaya göre; Q_i dönüm noktası şu şekilde ifade edilmektedir (Kendall ve Stuart, 1961).

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

$$\begin{aligned} Q_{i-1} < Q_i > Q_{i+1}, & \quad Q_i = 1 \\ Q_{i-1} > Q_i < Q_{i+1}, & \quad Q_i = 1 \\ \text{Diğer durumlarda,} & \quad Q_i = 0 \end{aligned} \quad (2.11)$$

Yaklaşık olarak normal dağılıma uyan dönüm noktaları sayısı (p) dağılımı;

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

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

eşitlikleri ile bulunur. Ortalama ve varyans değerleri bulunduktan sonra aşağıda verilen eşitlikte m yerine p yazılır.

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

$$-1.96 < z < 1.96 \quad (\alpha=0.05) \quad (2.15)$$

Eşitlik (2.14) ve (2.15)'te m yerine p alınarak yapılan analizler sonucunda gereken şartları sağladığı durumda, p değerinin Eşitlik (2.12) ile hesaplanan kuramsal ortalamadan istatistikî olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve bağımsızlık varsayımı kabul edilir.

2.1.3. Sıra Farklılık Sınaması

Meacham Testi olarak da adlandırılan bu sına, 1968 yılında Meacham tarafından geliştirilmiştir. Bu sına ile, akım değerlerini ifade eden Q_i , kendi rölâtif sınırlarını ifade eden R_i ile yer değiştirilmek suretiyle orijinal diziyi, tamsayıların permütasyonuna $(1, 2, \dots, N)$ dönüştürülmüş olunur. Bu test için dizinin elemanlarının sırasını değiştirmeden küçükten büyüğe doğru sıralanır ve en küçük akım değerine bir (1), sonraki en küçük akım değerine iki (2) ve dizideki en büyük akım değerine de N değeri verilerek, orijinal dizi, bir (1) ile N arası rölâtif sıra değerlerine dönüştürülür. İstatistikî bir değer olan U aşağıdaki formül ile hesap edilir;

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

U , dönüştürülmüş dizide ardışık elemanlar arasındaki mutlak sıra farklılıklarının toplamıdır ve takribî olarak normal dağılıma uyduğu kabul edilir. Ortalama ve varyans;

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

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

eşitlikleri ile bulunur. Ortalama ve varyans değerleri bulunduktan 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 Eşitlik (2.17) ile hesaplanan kuramsal ortalamadan istatistikî olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve bağımsızlık varsayımı kabul edilir.

2.1.4. Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Katsayısı Sınaması

Non-parametrik bir test olan, sıralı dizi korelasyon katsayısı sınaması 1904 yılında Spearman tarafından geliştirilmiştir. Bu testte örnek iki diziye ayrılır. Birinci dizi olan x_i ; $i = 1, 2, \dots, N-1$ ve ikinci dizi olan y_i ; $i = 2, 3, \dots, N$ olarak tasnif edilir. Sıra farklılıkları

sınamasında olduğu gibi, diziler 1 ile N arasında rölatif sıra değerlerine dönüştürülürler. Böylelikle, dizideki en küçük değerdeki akım bir (1), en yüksek değerdeki akım ise N değerini alır. Fakat, dizi içerisinde aynı değere sahip akımların bulunması durumunda, sıra değerleri verilirken aynı değere sahip akımlara ortalama sıra sayısı verilir. Verilecek olan bu ortalama sıra değerleri tam sayı olabileceği gibi, tamsayı olmayan değerler de olabilir.

x dizisindeki her bir elemanın sıra sayısı R_i ve y dizisindeki her bir elemanın da sıra sayısı S_i olmak üzere, sıralı dizi korelasyon katsayısı, sıraların korelasyon katsayısı olarak ifade edilir.

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

r_s 'nin sıfır (0) olmayan değerlerinin önemlilik kontrolü ise aşağıda verilen eşitlik ile yapılır.

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

Eşitlik (2.20)'teki t değeri takribî olarak $(N-2)$ bağımsızlık derecesi ile Student-t dağılımı gösterir. Bu yaklaşım x ve y 'lerin orijinal dağılımına bağlı olmayıp genellikle aynı veya olabildiğince iyi bir sonuç verir.

r_s 'nin diğer bir non-parametrik korelasyon değeri ile bağlantılı olduğu ortaya çıkmaktadır. Sıraların toplam kare farklılığı olarak adlandırılan bu katsayı;

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

eşitliği ile hesap edilir. Verilerde aynı değere sahip akım yok ise, D ile r_s arasındaki bağıntı aşağıda verilen eşitlikteki gibidir;

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

Eğer dizide aynı değere sahip x ve y 'ler mevcut ise Eşitlik (2.22)'de gösterilen bağıntı yerine aşağıda verilen eşitlik kullanılır. Burada, f_k , R_i 'ler arasındaki aynı değere sahip akımların k 'nci grubundaki bağların sayısı; g_m ise S_i 'ler arasındaki aynı değere sahip verilerin m 'inci grubundaki bağların sayısını sembolize etmektedir.

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

Tüm f_k ve g_m değerlerinin bire (1) eşit olması, dizide bağ yani aynı değere sahip değerlerin olmadığı anlamına gelir. (2.20) denkleminde verilen ve r_s 'nin sıfıra (0) eşit olmayan değerleri için kullanılan t testinden başka D değerini kontrol etmek de mümkündür. Bağımlı olmayan veri gruplarının sıfır (0) hipotezinde D 'nin beklenen değeri;

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

ve varyansı;

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

eşitlikleri ile hesap edilir ve yaklaşık olarak normal dağıldığı kabul edilir. Güvenilirlik limitleri için bulunan r_s değerinin t ile $\text{var}(D)$ arasında olması gerekmektedir. Fakat ikinci güvenilirlik limiti olarak r_s değerinin 0.05'ten büyük olması da bağımsızlığın bir göstergesidir. 0.05'ten büyük olan r_s değeri bağımsızlık hâlini gösterir. Bu iki şartı da sağlamayan bir r_s değeri elde edilirse bu; dizinin bağımlı olduğunu göstermektedir ve bağımlı dizilerde kullanılan r_s değeri önemli olup bağımsızlık varsayımı reddedilir.

2.2. TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

2.2.1. Olasılık Dağılım Modeli

Rastgele olayların gözlemlenmeleri ile elde edilen herhangi bir x değeri de rastgele değerdir ve bu değer her hangi bir zamanda hangi değeri alabileceğini önceden kesin olarak bilinmesi imkânsızdır. Fakat bu olayın önceden yapılmış gözlemler neticesinde elde edilen verilerle, frekansı yani sıklık durumunu tahminleri yapılabilir. Bu tahminlerin yapılması, kuramsal dağılım modelinin ile mümkündür. Bu model aşağıdaki eşitlik ile ifade edilir;

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

Verilen bu eşitlikte, rastgele değişken olan x herhangi bir yıldaki X değerinden küçük ya da eşit olma ihtimali hesap edilir. Eşitlikte verilen a alt sınırı; $-\infty$, sıfır (0) veya herhangi bir sonlu sayı da olabilir.

Bununla beraber verilen bu olasılık dağılım fonksiyonunun, rastgele değişkene ait olasılık yoğunluk fonksiyonu $[f(x)]$ ile kümülatif olasılık fonksiyonuna $[F(x)]$ bağlı analitik tanımı ise;

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

eşitliği ile gösterilebilir. Olasılık kuramına göre, her rastgele olayın sıfır (0) ile bir (1) arasında değişen bir olasılık değeri vardır ve bu değişken, alt ve üst sınırlar arasında bir değer alacağından olasılık yoğunluk eğrisinin altında kalan alanın bir (1)'e eşit olması gerekmektedir. Bu da;

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

Eşitlik (2.28) ile gösterilebilir. a , alt sınır; b ise üst sınırdır.

2.2.2. Parametre Tahmin Yöntemleri

Hidrolojik olaylar, tabii şartlar altında geliştiğinden meydana gelecek gözlem sonuçlarını önceden bilmek imkânsızdır. Bu nedenle mühendisliğin bu dalında deterministik metotlardan ziyade istatistikî metotlar kullanılmaktadır. İstatistik biliminde çeşitli analizlerin yapılabilmesi için değişkenlerin karakteristiklerini belirlemek gerekmektedir. Rastgele olaylar toplumunu bir bütün olarak belirleyip ele almak mümkün olmadığından bu rastgele olaya ait bir örnek, bu toplumun olasılık dağılım fonksiyonunun parametrelerinin tahmin edilmelerinde kullanılabilir.

Olasılık dağılım fonksiyonu; fonksiyonun şekli, biçimi, simetrikliği, yaygınlığı veya sivriligi gibi karakteristik parametrelerine bağlıdır. Bu parametrelerin, toplum parametresine yakın değerlerde olabilmesi için kullanılan yöntemlerin önemi büyüktür.

Parametre tahminleri hesaplanırken beklenen en gerekli kıstas; tahminlerin tarafsızlığıdır. Parametrelerin gerçek değerlerine yakın olması, parametrelerin tarafsız olmasına bağlıdır. Parametrelerin gerçek değerlerine yakın değerlerde hesaplanabilmesi

için, alınan örneklerin varyansı en küçük olan tahminlerin kullanılması önerilmiştir (Haan, 1977).

Çoğunlukla, dağılıma ait yoğunluk fonksiyonun artması ile örnek dizisiyle daha iyi uyum gösterdiği gözlenmiştir.

2.2.2.1. Momentler Yöntemi

Tahmin yöntemlerinin en başlarında zikredebileceğimiz bu yöntem, rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunun çeşitli parametreleriyle merkezî istatistik momentler arasındaki bağıntıya dayanmaktadır.

Buna göre, i . dereceden istatistik moment;

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

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

$$\bar{\mu}_i = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_1)^i f(x) dx \quad (2.30)$$

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

$$\mu_x = \int_a^b x f(x) dx \quad (2.31)$$

Yukarıda verilen eşitlik ortalamayı verir. Eşitlikteki a alt limit ve b üst limit değerlerini ifade eder. Rastgele bir değişkenin merkez değerini ifade eden ortalama değeri bu değer çevresindeki yayılmanın büyüklüğü konusunda herhangi bir veri sunmaz.

Rastgele değişkenin aldığı değerlerin ortalama değer etrafında yayılmasının büyüklüğünü, ikinci dereceden merkezî moment değeri olan varyans gösterir. Varyans;

$$var(x) = \sigma^2 = \int_a^b (x - \mu)^2 f(x) dx \quad (2.32)$$

eşitliği ile hesap edilir. Varyansın karekökü olan standart sapma (S), dağılımın yayılımını belirlemek için en çok istifade edilen parametredir. Üçüncü mertebeden merkezî moment ise çarpıklığın bir ölçüsüdür.

Çarpıklık katsayısı;

$$\gamma = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3} \quad (2.33)$$

Hidrolojide ele alınan rastgele değişkenlerin dağılımları genellikle çarpık olduklarından çarpıklık katsayısı önemli bir parametredir. Çarpıklık katsayısının pozitif (+) olması dağılımın sağa doğru, negatif (-) olması dağılımın sola doğru bir kuyruğu olduğunu ifade eder. Katsayının sıfıra (0) eşit olması ise olasılık yoğunluk fonksiyonunun simetrik olduğunun göstergesidir.

Olasılık yoğunluk fonksiyonunun tepesinin niteliğini yani düz veya sivrilik durumlarını tespit etmek için dördüncü mertebeden moment olan Kurtosis yani basıklık katsayısı kullanılır.

$$\kappa = \frac{\mu_4}{\sigma_x^4} \quad (2.34)$$

Eşitlik (2.34) ile bulunan Kurtosis katsayısının değeri ne kadar büyük bir değer olursa bu durum dağılımın o derecede sivriliğini arttırır. Bulunan bu değer, normal dağılımın sivrilğine göre kıyas edilir. Bahsedilen tüm formüller aşağıda toplu olarak verilmiştir.

$$\text{Ortalama :} \quad \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \quad (2.35)$$

$$\text{Varyans :} \quad \sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N-1} \quad (2.36)$$

$$\text{Çarpıklık Katsayısı :} \quad \gamma = \frac{m_x^3}{S_x^3} \quad (2.37)$$

$$\left(m_x^3 = \frac{N \cdot \sum (x - \bar{x})^3}{(N-2) \cdot (N-1)} \right) \quad (2.38)$$

$$\text{Kurtosis katsayısı :} \quad \kappa = \frac{m_x^4}{S_x^4} \quad (2.39)$$

$$\left(m_x^4 = \frac{N^2 \cdot \sum_{i=1}^N (x - \bar{x})^4}{(N-3)(N-2) \cdot (N-1)} \right) \quad (2.40)$$

Çalışmamızda gamma, gumbel ve johnson sb dağılımlarında momentler yöntemi kullanılmıştır.

2.2.2.1.1. Gumbel Dağılımı

Gumbel dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp[-z - \exp(-z)] \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (2.41)$$

olarak tanımlanırken, kümülatif olasılık fonksiyonu da aşağıdaki eşitlik ile hesaplanır;

$$F(x) = \exp\{-\exp[-z]\} \quad (2.42)$$

burada $z \equiv \frac{x-\mu}{\sigma}$ olarak tanımlanırken, σ ölçek parametresi, μ ise konum parametresidir.

2.2.2.1.2. Gamma Dağılımı

Gamma dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{x^{\alpha-1}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \exp(-x/\beta) \quad 0 \leq x \leq \infty \quad (2.43)$$

şeklindedir. Burada;

α = şekil parametresi, β ise ölçek parametresidir.

Kümülatif dağılım fonksiyonu ise;

$$F(x) = \frac{\Gamma_{x/\beta}(\alpha)}{\Gamma(\alpha)} \quad (2.44)$$

şeklinde ifade edilir.

2.2.2.1.3. Johnson SB Dağılımı

Dört parametrelili olan bu dağılımın sürekli şekil parametreleri γ, δ ; ölçek parametresi λ ve lokasyon parametresi ise ξ olmak üzere;

Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{\delta}{\lambda \sqrt{2\pi} z (1-z)} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\gamma + \delta \ln\left(\frac{z}{1-z}\right)\right)^2\right) \quad (2.45)$$

Kümülatif Dağılım Fonksiyonu;

$$F(x) = \phi\left(\gamma + \delta \ln\left(\frac{z}{1-z}\right)\right) \quad (2.46)$$

Buradaki $z \equiv \frac{x-\xi}{\lambda}$ ve ϕ laplace integrali olup;

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-t^2/2} dt \quad (2.47)$$

şeklinde hesaplanır.

2.2.2.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi

$X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ rastgele gözlem değerlerinin olasılık fonksiyonu,

$$f(x; \theta) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) \quad (2.48)$$

olmak üzere $L(\theta; x) = f(x; \theta)$, $\theta \in \Theta$ fonksiyonunda gözlenen $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ için θ 'nın olabilirlik fonksiyonu denir.

Olasılık bulma metotlarından en fazla bilineni en çok (maksimum) olabilirlik yöntemidir. Bir gözlem neticesinde elde edilen θ verisi, elde bulunan $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ gözlem vektörü için θ 'nın olabilirlik fonksiyonunda var olmalıdır. $x, y \in X$ olmak üzere her $\theta \in \Theta$ için, $L(\theta, x) = c(x, y) L(\theta, y)$ olduğu için θ verisi için x, y gözlemleri ile elde edilecek neticeler aynı olmalıdır.

$c(x, y) = 1$ olması halinde Olabilirlik İlkesi, aynı olabilirlik değerine sahip gözlemlerin θ için aynı bilgiyi içerdiklerini ifade etmektedir. Buna karşın Olabilirlik ilkesi daha ileri bir düzeyde, ayrı ayrı iki gözlemin olabilirlikleri orantılı ise θ için de aynı bilgiyi ihtiva ettiklerini anlatmaktadır. Örnek olarak; X gözlem vektörü için $L(\theta_2, x) = 2L(\theta_1, x)$ ise θ_2 , θ_1 'e göre iki kat daha olabilirlik içerdiğini ifade etmektedir. $L(\theta, x) = c(x, y) L(\theta, y)$ eşitliğinde de sağlanıyorsa $L(\theta_2, y) = 2L(\theta_1, y)$ olur. Böylelikle x ile y ifadelerinden hangisi gözlenirse gözlenir θ_2 , θ_1 'e göre iki kat daha olasıdır denilir. (URL-2, 2018)

Bu çalışmada kullanılan normal dağılımda en çok olabilirlik yöntemi kullanılmıştır.

2.2.2.2.1. Normal Dağılım

Sürekli dağılımların en önemlilerinden olan Normal ya da Gaussian dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right) \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (2.49)$$

eşitliği ile hesaplanmaktadır. Kümülatif dağılım fonksiyonu ise;

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \quad (2.50)$$

eşitliği ile hesaplanır. Burada σ ölçek parametresi, μ ise konum parametresi olup Φ Eşitlik (2.90)'da verilen laplace integralidir.

2.2.2.3. L Momentler Yöntemi

İstatistikte L momentler yöntemi, istatistikî dizilerin olasılık dağılımlarının şekillerini özetlemek için kullanılırlar. Bu yöntem, bilinen diğer momentlere göre düzenli istatistik verilerinin lineer birleşimidir. Bu yöntemle verilerin standart sapmaları, çarpıklıkları ve basıklıkları hesaplanabilmektedir ve sırasıyla L-ölçeği, L-çarpıklığı ve L- basıklığı olarak isimlendirilmektedirler. Standartlaştırılmış L-momentler, L- moment oranları olarak adlandırılır ve standartlaştırılmış momentlere yakınlaştırılmıştır. Tıpkı bilinen momentlerde olduğu gibi teorik dağılım yığınlarının bir dizi L-momentleri vardır. L momentler bir örnek kitleden tahmin edici şekilde belirlemeyi mümkün kılar.

L momentlerin ifade edilmesindeki en klasik yaklaşım olasılık ağırlıklı momentler şeklinde ele alınmasıdır. Olasılık ağırlıklı momentler aşağıdaki eşitlikteki gibi hesaplanır;

$$\beta_r = E\{X[F_x(x)]\} \quad (2.51)$$

burada; $F_x(x) = X$ 'in kümülatif dağılım fonksiyonudur ve $r = 0$ olduğunda, β_0 ortalamaya eşittir. Böylelikle, b_0 terimli ilk olasılık ağırlık momentinin örnek tahmini, ortalamaya eşittir olur. 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;

$$b_0 = m = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \quad (2.51a)$$

$$b_1 = \sum_{j=1}^{n-1} \left[\frac{(n-j)}{n(n-1)} \right] \quad (2.51b)$$

$$b_2 = \sum_{j=1}^{n-2} \left[\frac{(n-j)(n-j-1)}{n(n-1)(n-2)} \right] \cdot x_j \quad (2.51c)$$

$$b_3 = \sum_{j=1}^{n-3} \left[\frac{(n-j)(n-j-1)(n-j-2)}{n(n-1)(n-2)(n-3)} \right] \cdot x_j \quad (2.51d)$$

Bu denklemlerde x_j ; x_1 'in en büyük, x_n 'in ise en küçük gözlem olduğu sıralanmış akımları temsil etmektedir. Eşitlik (2.51)'deki olasılık ağırlıklı momentlerin estimatorleri daha genel olarak;

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n-r} \frac{\frac{r}{n-1}}{\frac{r}{n-1}} \cdot x_j \quad (2.52)$$

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

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (2.52a)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (2.52b)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (2.52c)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (2.52d)$$

İlk dört tarafsız L momentleri örnek estimatorleri (tahmin ettiricileri), Eşitlik (2.52)'deki bir olasılık ağırlıklı momentin (2.52) Eşitliklerinde yerlerine konulması ile elde edilir. Eşitlik (2.52a)-(2.52d)'nin şu genel tekrarın özel durumlarıdır;

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r \beta_k (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \left(\frac{r+k}{k} \right) \quad (2.53)$$

Örnekten elde edilen moment oranlarına benzer olarak; (c) varyasyon katsayısını, (γ) çarpıklığı ve (κ) kurtosis katsayısını ifade ederse L moment oranları;

$$\text{L varyasyon} : \tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (2.54)$$

$$\text{L çarpıklık} : \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (2.55)$$

$$\text{L kurtosis} : \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (2.56)$$

İlk momenti olan λ_1 , μ ortalama akım değerine eşittir. λ_2 , τ_3 ve τ_4 sırasıyla dağılımların ölçeği, çarpıklığı ve kurtosis katsayıları olarak, σ , γ ve κ momentleri gibi ele alınabilir (Wang, 1996).

Bu çalışmada kullanılan genelleştirilmiş (generalized) pareto dağılımında L moment yöntemi kullanılmıştır.

2.2.3.1. (Genelleştirilmiş) Generalized Pareto Dağılımı

Üç parametrelili Generalized Pareto dağılımının devamlı şekil parametresi = k , ölçek parametresi = σ ve lokasyon parametresi ise μ olmak üzere;

Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu;

$$f(x) \begin{cases} \frac{1}{\sigma} \left(1 + k \frac{(x-\mu)}{\sigma}\right)^{-1-1/k} & k \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right) & k=0 \end{cases} \quad (2.57)$$

Kümülatif Dağılım Fonksiyonu;

$$F(x) \begin{cases} 1 - \left(1 + k \frac{(x-\mu)}{\sigma}\right)^{-1/k} & k \neq 0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right) & k=0 \end{cases} \quad (2.58)$$

2.2.2.4. En Küçük Kareler Yöntemi

Birbirine bağlı olarak değişen iki fiziksel büyüklük arasındaki matematiksel bağlantıyı, mümkün olduğunca gerçeğe uygun bir denklem olarak yazmak için kullanılan, standart bir regresyon yöntemidir. Bir başka deyişle bu yöntem, ölçüm sonucu elde edilmiş veri noktalarına "mümkün olduğu kadar yakın" geçecek bir fonksiyon eğrisi bulmaya yarar. Gauss-Markov Teoremi'ne göre en küçük kareler yöntemi, regresyon için optimal yöntemidir.

Aralarında doğrusal (lineer) bir bağlantı olan, X ve Y adında iki fiziksel büyüklük düşünelim. Y 'yi X 'in fonksiyonu olarak yazmak istiyoruz. Bu iki büyüklük arasındaki bağlantı doğrusal olduğuna göre, şöyle bir denklem halinde ifade edilebilir: $Y = aX + b$ Aradığımız şey, bu denklemdeki a ve b sayıları için mümkün olan en doğru değerlerdir. Bu değerleri belirlemek için bir dizi ölçüm yaptığımızı düşünelim. Bu ölçümler bize bir dizi (x_i, y_i) çifti verecektir. Bir kartezyen düzlem üzerinde bu çiftlere karşılık gelen noktaları tek tek işaretlersek, kabaca düz bir çizgi üzerinde yayılmış bir "noktalar bulutu" elde ederiz. Noktalar, çeşitli sebeplerden dolayı kusursuz bir çizgi üzerinde çıkmayacaktır.

X ve Y arasındaki bağlantıyı tek bir doğrusal denklem olarak ifade etmek istiyorsak, bu noktalara mümkün olduğunca yakın geçecek bir çizgi bulmalıyız. Bir başka deyişle, yukarıdaki denklemde a ve b 'yi öyle seçmeliyiz ki, ortaya çıkan çizgi veri noktalarına mümkün olduğunca yakın olsun.

En küçük kareler yöntemi, denklemin verdiği Y değerleri ile ölçümlerin verdiği Y değerleri arasındaki farkların karelerinin toplamını küçültme fikrine dayanır. Bu yöntem, denklemdaki a ve b sayılarını, bahsedilen kareler toplamını en küçük yapacak şekilde seçer ve adını da buradan alır (Wolberg, 2005).

Bu çalışmada kullanılan Weibull dağılımında en küçük kareler yöntemi kullanılmıştır.

2.2.2.4.1. Weibull Dağılımı

İki parametrelili Weibull dağılımının devamlı şekil parametresi α ve ölçek parametresi β olmak üzere

Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu;

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}\right) \quad (2.59)$$

Kümülatif Dağılım Fonksiyonu;

$$F(x) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}\right) \quad (2.60)$$

formülleri ile hesaplanır.

2.3. Uygunluk Sınamaları

Gözlemler neticesinde elde edilen veri dizisinin, verilen kuramsal dağılıma uyup uymadığını kontrol etmenin en kısa yolu, kümülatif gözleme dayalı dağılımın, teklif edilen kuramsal dağılıma ait kümülatif yoğunluk fonksiyonu ile uygunluğunun grafik olarak karşılaştırılmasıdır. Eğer iki fonksiyon aşırı sapma göstermezse, kuramsal dağılımın gözlem verilerine uyduğu kabul edilir.

Gözlenmiş verilerin bir kuramsal olasılık dağılım fonksiyonuna uygunluğunu test etmek için birçok teknik vardır. Bu tekniklerden bazıları Ki-Kare Sınaması, Anderson-Darling Sınaması ve Kolmogorov-Smirnov Sınamasıdır. Çalışmada; uygulaması kolay olan ve parametrik olmayan diğer testlere göre daha üstün olan Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov testleri kullanılmıştır.

Uygunluk testlerinde uygulanan ilk işlem gözlem neticesinde elde edilen verileri tasnif etmektir. Bu sınıflandırmayı yapmak için sınıf sayısını ve aralık uzunluğunu belirlemek gerekir.

Belirli bir önem seviyesindeki varsayım dağılımının kabulünün veya reddinin tespiti için, sürekli rastgele değişken gözlem verilerine uygulanan Kolmogorov-Smirnov (K-S) testi önemli bir uygunluk testidir.

Diğer bir uygunluk testi olan Ki-Kare testi ise; sürekli rastgele değişken verilere uygulanabildiği gibi kesikli değişkenlere uygulanabilir ve Kolmogorov-Smirnov (K-S) testinde olduğu gibi yığınsal yoğunluk fonksiyonları yerine, olasılık yoğunluk fonksiyonlarının mukayesesi esasına dayanır.

2.3.1. Sınıf Aralıklarının Adedi ve Uzunlukları

Sınıf sayısının belirlenmesi hususuyla ilgili olarak kesinleştirilmiş bir formül bulunmamaktadır. Bununla beraber sınıf sayısı ne çok az ne de çok fazla olmalıdır. Sınıf sayısının belirlenmesinde çeşitli grup büyüklükleri için birçok farklı matematiksel formüller bulunmaktadır. Fakat bu formüller daha çok büyük gruplar için iyi sonuç vermektedir.

Bu çalışmada kullanılan verilerin örneklem büyüklüğü 20 ile 60 arasında değiştiğinden sınıf sayısı örneklem büyüklüğüne göre beş ya da altı olarak seçilmiştir. Objektif bir sınıflama tekniği olan eşit aralıklı sınıflama tekniği kullanılarak test yapılmıştır. Frekansların her sınıf aralığına düşmesi olasılığının eşit olması, olasılıkların tek düze dağılması anlamına gelir. Gözlenmiş dağılım ile herhangi bir teorik tek düze dağılımın karşılaştırılması işlemine dönüşür. Bu yöntemle göre önce sınıf aralıklarının sayısı saptanır ve k sınıf sayısı olmak üzere,

$$P_j = \frac{1}{k} \quad j=1, 2, \dots, k \quad (2.61)$$

olasılığı bulunur ve olasılık integral dönüşümü yardımıyla sınıf aralığı uzunluğu bulunur (Kendall ve Stuart, 1961).

2.3.2. Ki-Kare Uygunluk Sınaması

Bu uygunluk sınaması, işlem yapılan kuramsal dağılımda hesaplanan olası frekans ile gözlem neticesinde belirlenen gözlenen frekanslar arasında bir kıyaslama yaparak bunların istatistikî olarak anlamlı olup olmadığını inceler.

Bu uygunluk sınamasında daha çok şu hususlar için kullanılır.

- 1.) İki değişken veri arasında herhangi bir ilişki olup olmadığına,
- 2.) İki veya daha çok örneklemin aralarında herhangi bir farkın olup olmadığına,
- 3.) İki veya daha çok örneklemin arasında homojenlik sınamasında,
- 4.) İncelemesi yapılacak kümelerden elde edilen donelerin, ele alınan kuramsal dağılım tipine uyup uymadığını belirlemede.

Olası değerler için, beklenen Rölatif frekans ve toplam gözlem adedi çarpılır. Gözlem neticesinde belirlenip dağılımla tanımlanan, i . sınıf aralığının sınırları $[I_{i-1}, I_i]$ olarak ifade edilir ve $f(x)$ de varsayım dağılımın yoğunluk fonksiyonu olarak ifade edilirse, n büyüklüğündeki bir örneğin, i . sınıf aralığı ile ilişkili kuramsal frekansı;

$$E_i = n \cdot \int_{I_{i-1}}^{I_i} f(x)dx \quad i=1, 2, \dots, k \quad (2.62)$$

eşitliği ile bulunur. Bu denklemdeki k = gözlem verilerinin yoğunluk fonksiyonunu ifade ederken kullanılan sınıf aralığı adedidir. Kuramsal dağılımdan beklenen ve gözlenen frekanslar arasındaki sapmanın derecesi aşağıdaki formül ile hesaplanır;

$$X_i^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(Q_i - E_i)^2}{E_i} \quad (2.63)$$

Bu formüldeki; Q_i gözlenen gözlem sayısı E_i ise kuramsal dağılıma göre beklenen i . sınıf aralığındaki gözlem adedidir. $k \rightarrow \infty$ olduğunda, X_i^2 asimptotik şekli ile Ki-Kare sınamasında yaklaşmaktadır. Ki-Kare sınamasının serbestlik derecesi;

$$df = k - p - 1 \quad (2.64)$$

eşitliği ile belirlenir. Eşitlik (2.64)'te p , kuramsal dağılımı tanımlamada kullanılmak için özgün veriler tahmin edilen parametre adedidir. $X_{df(1-\alpha)}^2$; (2.64)'ten elde edilen df ve $1-\alpha$ önem seviyesi için $X_i^2 < X_{df(1-\alpha)}^2$ ise; sıfır (0) varsayımı kabul edilir. Tablo 2.2'de Ki-Kare değerleri verilmiştir. (Cochran, 1952)

Tablo 2.2. Ki-Kare uygunluk deęerleri

<i>n</i>	<i>p</i>	0.99	0.98	0.95	0.90	0.50	0.10	0.05	0.02	0.01
1		0.0002	0.0006	0.0039	0.0158	0.455	2.706	3.841	5.412	6.635
2		0.0201	0.0404	0.103	0.211	1.386	4.605	5.991	7.824	9.210
3		0.115	0.185	0.352	0.584	2.366	6.251	7.815	9.837	11.34
4		0.297	0.429	0.711	1.064	3.357	7.779	9.488	11.67	13.28
5		0.554	0.752	1.145	1.610	4.351	9.236	11.07	13.39	15.09
6		0.872	1.134	1.635	2.204	5.348	10.64	12.59	15.03	16.81
7		1.239	1.564	2.167	2.833	6.346	12.02	14.07	16.62	18.48
8		1.646	2.032	2.733	3.490	7.344	13.36	15.51	18.17	20.09
9		2.088	2.532	3.325	4.168	8.343	14.68	16.92	19.68	21.67
10		2.558	3.059	3.940	4.865	9.432	15.99	18.31	21.16	23.21
11		3.053	3.609	4.575	5.578	10.34	17.28	19.68	22.62	24.72
12		3.571	4.178	5.226	6.304	11.34	18.55	21.03	24.05	26.22
13		4.107	4.765	5.892	7.042	12.34	19.81	22.36	24.47	27.69
14		4.660	5.368	6.571	7.790	13.34	21.06	23.68	26.87	29.14
15		5.229	5.985	7.261	8.547	14.34	22.31	25.00	28.26	30.58
16		5.812	6.614	7.962	9.312	15.34	23.54	26.30	29.63	32.00
17		6.408	7.255	8.672	10.08	16.34	24.77	27.59	31.00	33.41
18		7.015	7.906	9.390	10.86	17.34	25.99	28.87	32.35	34.80
19		7.633	8.567	10.12	11.65	18.34	27.20	30.14	33.69	36.19
20		8.260	9.237	10.85	12.44	19.34	28.41	31.41	35.02	37.57
21		8.897	9.915	11.59	12.24	20.34	29.62	32.67	36.34	38.93
22		9.542	10.60	12.34	14.04	21.34	30.81	33.92	37.66	40.29
23		10.20	11.29	13.09	14.85	22.34	32.01	35.17	38.97	41.64
24		10.86	11.99	13.85	15.66	23.34	33.20	36.42	40.27	42.98
25		11.52	12.70	14.61	16.47	24.34	34.38	37.63	41.57	44.31
26		12.20	13.41	15.38	17.29	25.34	35.56	38.88	42.86	45.64
27		12.88	14.13	16.15	18.11	26.34	36.74	40.11	44.14	46.96
28		13.57	14.85	16.93	18.94	27.34	37.92	41.34	45.52	48.28
29		14.26	15.57	17.71	19.77	28.34	39.09	42.56	46.69	49.59
30		14.95	16.31	18.49	20.60	29.34	40.26	43.77	47.96	50.89

2.3.3. Kolmogorov-Smirnov (K-S) Uygunluk Sınaması

Ki-Kare uygunluk sınamasına alternatif olacak şekilde Kolmogorov tarafından 1933 yılında geliştirilmiştir. Geliştirdiği bu sınaması tek örnek üzerine çalışırken Smirnov 1939 yılında iki farklı bağımsız örnek için uyumun iyiliği sınasını geliştirmiştir. İki bilim insanının geliştirdiği yöntemler birbirlerine yakın olduklarından bu sınamanın ismi beraberce anılmaktadır.

Ki-Kare sınamasında, sınamanın uygulanabilmesi için beklenen frekansların 5'ten büyük olması gerekirken. Bu sınamada böyle bir şart bulunmadığından rahatça uygulanabilmektedir.

Sıfır (0) varsayımı altında $F_x(x)$; belirli kuramsal kümülatif dağılım fonksiyonu ve $S_n(x)$; n gözleme dayalı örnek kümülatif yoğunluk fonksiyonu şeklinde ifade edilirse, X için $S_n(x)=k/n$, x 'e eşit veya küçük gözlemlerin sayısı k olur. Bu durumda maksimum sapma;

$$D = \max |F_x(x) - S_n(x)| \quad (2.65)$$

eşitliği yardımıyla bulunur. Seçilen önem seviyesi için eğer gözlenen D değeri K-S istatistiğin kritik tablo değerinden büyük veya eşitse, sıfır varsayımı reddedilir. Tablo 2.3.'te K-S uygunluk değerleri gösterilmiştir (Marsaglia vd., 2003).

Tablo 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 İhtimali Ve Tekerrür Periyodu

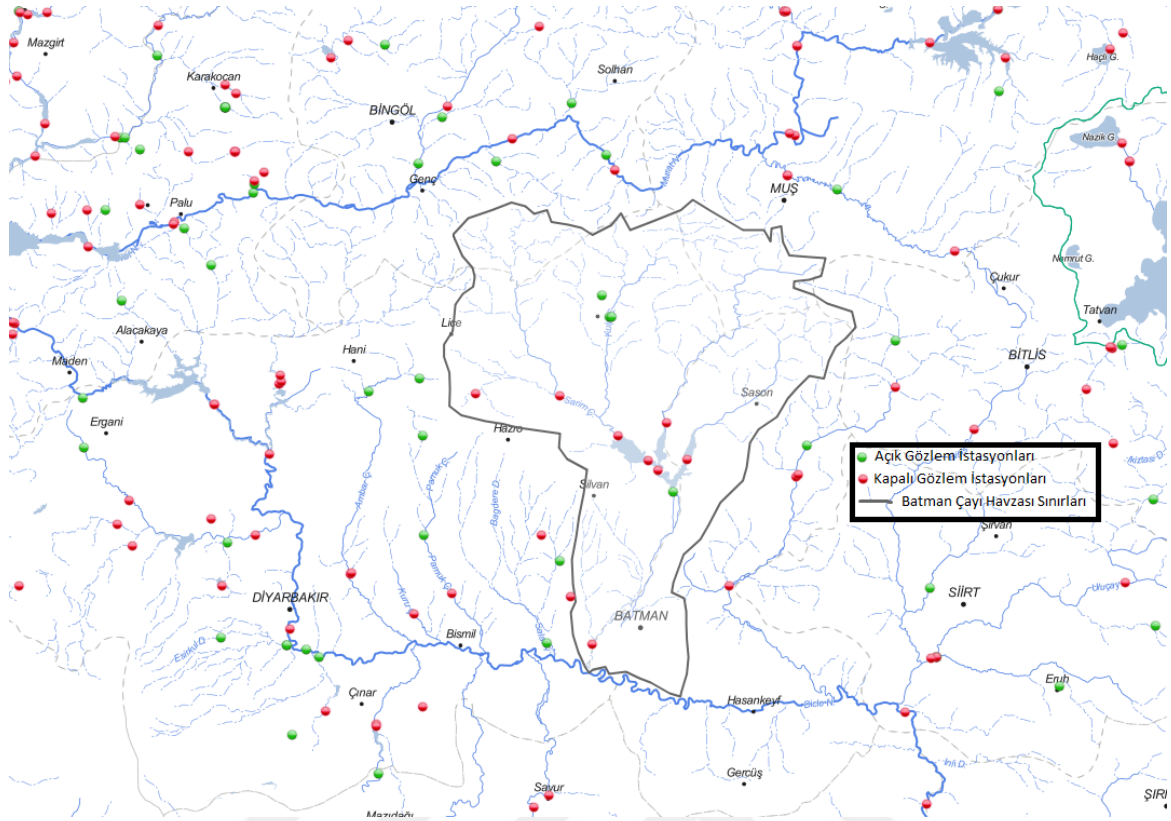
Deprem, yağış ve taşkın gibi olayların tekerrür yani tekrarlanma aralıklarına tekerrür periyodu denir. Tekerrür periyodu taşkın olayı için tanımlanacak olursa, iki defa aşıldığı gözlemlenen taşkın debileri arasında geçen ortalama zaman olarak ifade edilebilir (Yıldız, 2006).

Bir debinin herhangi bir yılda gerçekleşme ihtimali P ile tanımlanırsa; bu debinin aşılma ihtimali $A=1-P$ formülü ile bulunur ve taşkın debisinin dönüş aralığı ise;

$$T = \frac{1}{P(X > x_T)} = \frac{1}{1 - P(X \leq x_T)} \quad (2.66)$$

eşitliği ile hesap edilir. Bu eşitlikte verilen; x_T ifadesi, T tekerrür periyoduna sahip olayın büyüklüğünü göstermektedir.

Bu çalışmada farklı tekerrür aralığına sahip olan taşkın debileri, bilgisayar yazılım programı yardımıyla hesaplanmıştır.



Şekil 3.2. Batman Çayı alt havzasının konumu

Batman Çayı Alt Havzası ise Batman, Muş, Bingöl ve Diyarbakır İl sınırları içerisinde bulunur ve Türkiye'nin doğusunda $38^{\circ}42'-37^{\circ}47'$ kuzey enlemleri ve $40^{\circ}37'-41^{\circ}39'$ doğu boylamları arasında olup genel anlamda kuzey-güney istikametinde ilerlemektedir. Membadan mansaba kadar boyu 115 km'dir. Havza numarası 21 olan Fırat-Dicle Havzasının Orta Dicle Havzası bölümünde bulunmaktadır. Batman Çayı Havzası kuzeyde Murat Alt Havzası, batıda Albat Dağları (1500 m.), Uzuncaeski Dağı (1576 m.), Çıplak Dağ (1200 m.) Andak Dağı (2830 m.) Batı Garzan Dağı (1060 m.) ve Raman Dağları (1288 m.) ile çevrelenmiştir. Kuzeydoğudan Sason Çayı, kuzeyden Talori Çayı ve kuzeybatıdan Sarım ile Kulp Çayları Batman Çayına döküp Batman Barajını oluşturarak Malabadi Köprüsünden güneye doğru tek koldan devam ederek Dicle Nehri ile birleşir.

4. MURAT NEHRİ VE BATMAN ÇAYI İÇİN FREKANS ANALİZİ

Bu çalışmada kullanılan temel veriler çalışılan havzalardaki akım gözlem istasyonlarına ait yıllık pik akım miktarları olup kullanılan bu yıllık pik akımların ait oldukları akım gözlem istasyonları Tablo 4.2 ve 4.4'te gösterilmiştir. Söz konusu dizilere DSİ tarafından akım değerleri homojenliğine ilişkin aksi bir ifade kullanılmadığından, akım dizilerine homojenlik testi uygulanmamıştır.

Murat Nehri Alt Havzası'nın toplam yüzölçümü 25.856.80 km² olarak ölçülmüştür. Yıllık ortalama akım miktarı ise 8.1 milyar m³ akıma sahiptir. Yüzölçümü olarak Fırat Nehri'nin drenaj sahasının Türkiye'deki alanının % 20'sine ve akımın %26'sına karşılık gelmektedir (Günek, 2006).

Batman Çayı Alt Havzası'nın toplam yüzölçümü ise 5.262 km² olup 2.75 milyar m³ akıma sahiptir. Yüzölçümü olarak Dicle Nehri'nin drenaj sahasının Türkiye'deki alanının % 9.7'sine ve akımın % 17'sine karşılık gelmektedir.

Elektrik İşleri Etüt İdaresi ve Devlet Su İşleri Genel Müdürlüğü tarafından gözlemlenerek ölçülen akım değerlerini kullanarak akım gözlem istasyonlarını karşılaştırmak, bunlara ait ortalama ve standart sapmaların yüksek değişkenlik göstermeleri sebebiyle zorluk teşkil etmektedir. Bunun için gözlenen akım değerleri boyutsuz değişken şekline dönüştürülmektedir. Böylelikle yıllık ortalama akımların dağılımlarının kıyas edilmelerinde yüksek değişkenlik sebebiyle oluşan kaçınılmazı gereken durum giderilmiş olur.

Q_i , i 'inci yılda gözlemlenen akım miktarı, $\bar{Q}$ ise ortalama akım miktarını ifade edecek şekilde; $x_i = \frac{Q_i}{\bar{Q}}$ eşitliği ile bulunur. Çalışmada istasyonlara ait tüm hesaplamalarda x_i boyutsuz değişkeni kullanılmaktadır.

Murat Havzası üzerinde işletmede olan hidroelektrik santraller, Muş-Merkez'de Alpaslan-1 Barajı ve HES ile Elazığ-Palu'da bulunan Beyhan-1 Barajı ve HES olmak üzere toplam baraj sayısı 2 adettir. Depo edilen toplam su miktarı 3362,06 hm³'tür. Ayrıca Muş-Merkez'de Alpaslan-2 Barajı ve HES, Bingöl-Solhan'da Yukarı Kaleköy Barajı ve HES, Bingöl-Genç'te Aşağı Kaleköy Barajı ve HES olmak üzere 3 adet inşaat safhasında hidroelektrik santral bulunmaktadır. Bunların yanında Bingöl-Genç'te Gözeler

HES ve Elazığ-Palu'da Beyhan-2 Barajı ve HES ile Palu Barajı ve HES olmak üzere toplamda 3 adet hidroelektrik santral ise projelendirilme aşamasındadır.

Batman Çayı üzerinde ise Batman ve Diyarbakır illeri arasında bulunan Batman Barajı bulunmaktadır. Ayrıca Batman şehir merkezine yakın bir noktada İvme Bendi'nin projelendirilmesi devam etmektedir.

Bu hidroelektrik santrallere ait daha detaylı bilgi Tablo 4.1. ve 4.3.'te belirtilmiştir.

Murat Nehri ve kolları üzerinde DSİ ve EİE tarafından işletilen toplam 14 akım gözlem istasyonundan 2 tanesi halen faal durumdadır. Batman Çayında ise toplam 4 akım gözlem istasyonundan 1 tanesi halen faal durumdadır.

Fakat bu çalışmada ikisi Batman Çayında olmak üzere toplam altı akım gözlem istasyonunun verileri kullanılmıştır. Bunun sebepleri ise;

1. Devlet Su İşleri Genel Müdürlüğünce müdahale edilmesi sonucunda bu akım gözlem istasyonlarının kontrollü verilere sahip olmaları.
2. İstasyonların gerekli miktarda dizi uzunluğuna sahip olmamalarıdır.

Tablo 4.1. Murat Nehri üzerindeki barajlar

Barajın Adı	Amaç	Depo Hacmi (hm ³)	Yükseklik (m)	Yıllık Elektrik Üretim Miktarı (GWh)
Alpaslan-1	Enerji	2993	91.00	488
Beyhan-1	Enerji	369.06	83.60	1075
Alpaslan-2 (İnşaat Halinde)	Enerji-Sulama	1099.43	99.00	880
Yukarı Kaleköy (İnşaat Halinde)	Enerji	738.80	137.50	1504
Aşağı Kaleköy (İnşaat Halinde)	Enerji	516.50	95.00	1193
Beyhan-2 (Projelendirme Aşamasında)	Enerji	78.92	41.80	565.10
Gözeler (Projelendirme Aşamasında)	Enerji-Sulama	--	26.00	364.20
Palu (Projelendirme Aşamasında)	Enerji	--	25.00	337.00

Tablo 4.2. Murat Nehri üzerindeki akım gözlem istasyonları

İstasyon No	İşleten Kuruluş	İstasyon Adı	Yağış alanı (km ²)	Kotu	Gözlem Periyodu	Durumu
E21A042	EİE	Gülüskür Köprüsü	26.14	817	1963-1967	Kapalı
E21A002*	EİE	Palu	25.30	1011	1968-2011	Kapalı
D21A100	DSİ	Palu	25.33	859	1966-1967	Kapalı
E21A046	EİE	Avşan Köprüsü	40720	710	1963-1966	Kapalı
E21A052	EİE	Muş	17773.60	1241	1970-1983	Kapalı
D21A034	DSİ	Murat Köprüsü	17623	1275	1960-1967	Kapalı
E21A074*	EİE	Akkonak	17435.10	1285	1983-2011	Kapalı
D21A131	DSİ	Çataktepe	14770	1383	1971	Kapalı
D21A149	DSİ	Köprüköy	14300	1440	1977-2000	Kapalı
E21A022*	EİE	Tutak	5882.40	1552	1962-2016	Açık
D21A109	DSİ	Eğribelen	4795	1602	2016	Kapalı
D21A004*	DSİ	Diyadin	713	1857	1969-2016	Açık
D21A173	DSİ	Tazekent	476.30	1948	1978-2016	Kapalı
D21A089	DSİ	Ilıcanlar	490	1924	2016	Kapalı

*Çalışmada kullanılan akım gözlem istasyonları

Tablo 4.3. Batman Çayı üzerindeki barajlar

Barajın Adı	Amaç	Depo Hacmi (hm ³)	Yükseklik (m)	Yıllık Elektrik Üretim Miktarı (GWh)
Batman Barajı ve HES	Enerji	1175	85.00	330.33
İvme Bendi ve HES (Projelendirme Aşamasında)	Enerji	--	--	--

Tablo 4.4. Batman Çayı üzerindeki akım gözlem istasyonları

İstasyon No	İşleten Kuruluş	İstasyon Adı	Yağış alanı (km ²)	Kotu	Gözlem Periyodu	Durumu
E26A002*	EİE	Sinan	4988.4	518	1946-1966	Kapalı
E26A012*	EİE	Malabadi	4105.2	597	1961-2015	Açık
E26A013	EİE	Hüseyinkan	3427.6	650	1959-1961	Kapalı
D26A046	DSİ	Kemük	2620	650	1977-1992	Kapalı

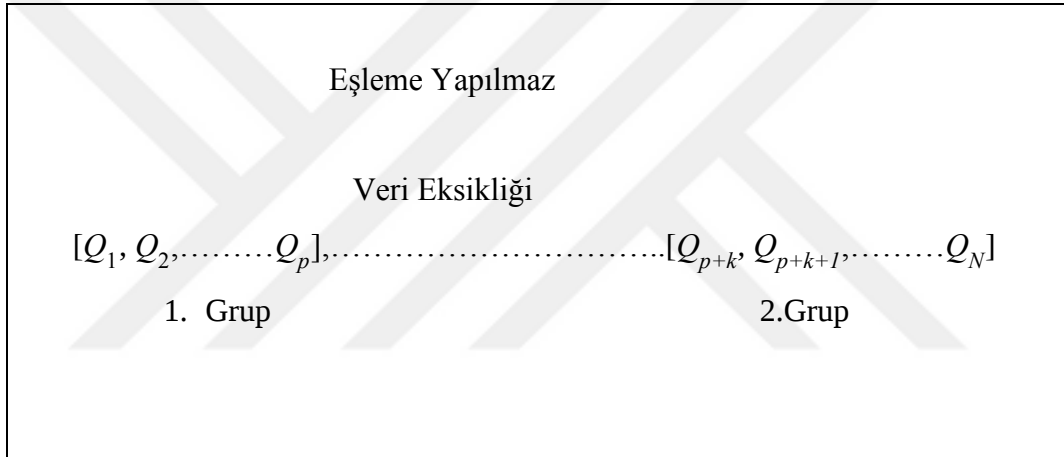
* Çalışmada kullanılan akım gözlem istasyonları

Bunun yanında, ele alınan 6 akım gözlem istasyonlarına ait yıllık maksimum pik akım dizilerinin bazılarında, veri eksiklikleri bulunmaktadır. Bu durum ise, bağımsızlık sınamaları uygulamalarında doğru sonuçları elde etmede engel teşkil ettiklerinden istenmeyen bir haldir. Bu durumu gidermek maksadıyla, Şekil 4.1’de gösterildiği biçimde bir metot bulunmaktadır. Bu metoda göre, akım gözlemlerinin olmadığı son değerden

önceki datalar bir grup, sonraki datalar ise ayrı bir veri grubu olarak kabul edilir ve her iki grup farklı zaman dizisi gibi kabul edilir.

Başka bir şekilde ifade etmek gerekirse; Q_p , Q_p-1 ile eşlenirken, Q_p+1 ile eşlenmez. Dolayısıyla, ardışık bağımlılık sınavasında bu yöntemle göre, Q_p ile Q_p+1 arasındaki ilişki göz ardı edilir.

Ancak bu çalışmada, uygulanabilir bir çözüme gitmek için, zaman dizisinde bir veya iki akım gözlem değeri boş olduğu hallerde, bu değerler yerine dizinin ortalama pik akım değeri ($\bar{Q}$) kullanılmıştır. Art arda eksik veri ihtiva eden akım gözlem adedi üçten fazla ise, bu aralık kapatılmış, yani Şekil 4.1'deki Q_p ile Q_p+1 'in arasında herhangi bir eksiklik yokmuş gibi varsayılmıştır.



Şekil 4.1. Veri eksikliği durumunun şematik gösterimi

Tablo 4.2. ve 4.4.'te verilen akım gözlem istasyonlara ait yıllık maksimum akım dizilerinin örnek büyüklükleri, yukarıda belirtilen kaidelere göre yeniden düzenlenmiştir.

4.1. Bağımlılık Sınama Sonuçları

Bağımlılık sınamalarının uygulanma şeklini ve bu sınamalar için yazılan bilgisayar programının doğru sonuçlar verip vermediğini kontrol etmek amacıyla, veri grubunun en uzun gözlem değerlerinden birine sahip olan Elektrik İşleri Etüt İdaresine ait Palu Akım Gözlem İstasyonu verileri alınarak sınavanın uygulanma şekli detaylı olarak incelenmiştir.

Akım gözlem istasyonlarına uygulanan sınamalardan elde edilen sonuçlar Tablo 4.6.'da toplu olarak verilmiştir.

4.1.1. Normalite Sınaması

Bir zaman dizisinin normal dağılıma uyup uymadığını belirleme için çarpıklık testi yapılır. Ortalama değeri 1867.5 m^3/sn olan istasyona ait orijinal değerler (2.1) Eşitliğinde yerine konularak çarpıklık katsayısı;

$$\gamma = \frac{\frac{1}{44}[(2930-1867.5)^3 + \dots + (1446-1867.5)^3]}{\frac{1}{44}[(2930-1867.5)^2 + \dots + (1446-1867.5)^2]^{3/2}} = 0.0776$$

Tablo 2.1’de gösterilen $N = 44$ ve $\alpha = 0.02$ önemlilik seviyesi için, $\gamma_{(0.02)} = 0.834 > 0.0776$ olduğundan, dizinin orijinal değerlerinin normal dağılıma uygunluk gösterdiği görülür.

Eğer uygunluk sağlanmasaydı; dizi değerlerine $\ln(1+Q_i)$ dönüşümü yapılarak, Tablo 4.5.’teki değerler bulunurdu. Oluşan yeni dizinin ortalaması bulunarak, çarpıklık katsayısı elde edilirdi ve tablo değeri ile tekrar kıyaslanırdı.

Normalite şartının gerekli olduğu parametrik bir test olan ardışık bağımlılık sınavasında dönüştürülmüş değerler kullanılırken, diğer non-parametrik testlerde dizinin özgün değerleri kullanılır.

4.1.2. Ardışık Bağımlılık Sınaması

Bu sınamada yıllara ait maksimum akım değerleri yani pik değerler kullanılır. Buna göre Eşitlik (2.4.)’ten yararlanarak;

$$r_{k=1} = \frac{(2930-1867.50)(3122-1867.50) + \dots + (1205-1867.50)(1446-1867.50)}{(2930-1867.50)^2 + \dots + (1446-1867.50)^2}$$

$$r_{k=1} = 0.0375$$

olarak bulunur. Güvenilirlik limitlerini belirlemek maksadıyla, kullanılan iki metottan birisi olan Anderson Metodu kullanılırsa;

$$r_k(\%95) = \frac{-1 \pm 1.96\sqrt{44-1-1}}{44-1} = \begin{cases} -0.319 \\ +0.272 \end{cases}$$

Eşitlik (2.9) ile hesaplanan sınırlar tespit edilir. $-0.319 < r_{k=1} = 0.0398 < +0.272$ durumuna uygun olduğundan dizinin bağımsızlığı ardışık bağımlılık sınavasına göre ispatlanmış olur.

4.1.3. Dönüm Noktaları Sınaması

Bu sınamayı uygulamak için; özgün veri değerleri kullanılarak Eşitlik (2.11)'de ifade edilen şartlar araştırılır. Örneğin;

$i=2$ için; $2930 < 3122 > 1278$ olduğundan, $Q_2 = 1$ olur.

$i=3$ için; $3122 > 1278 > 915$ olduğundan, $Q_3 = 0$ olur.

$i=4$ için; $1278 < 915 > 3103$ olduğundan, $Q_4 = 1$ olur.

Benzer işlemlerin tüm dizi verileri üzerinde uygulanması neticesi ile $p = 24$ olarak bulunur.

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

$$ort = \frac{2}{3} (44-2) = 28$$

$$var = \frac{16 \times 44 - 29}{90} = 7.5$$

olarak hesap edilir. Diğer testlerde kıyaslandığı şekilde (2.14) eşitliğinden;

$$z = \frac{24-28}{\sqrt{7.5}} = -1.46$$

olarak bulunan değer, $-1.96 < z = -1.46 < 1.96$ şartına uygun olduğundan, örnekteki dizinin dönüm noktaları testine göre bağımsız bir dizi olduğu varsayımı ispatlanmış olur.

4.1.4. Sıra Farklılık Sınaması

Bu sınamaya göre, özgün dizi değerlerinin yerleri değiştirilmeden bir ile N (örnek büyüklüğü) arasında sıra değerleri tayin edilerek dizi sıra değerlerine dönüştürülür. Böylelikle;

$$i = 2 \text{ için, } U_1 = |741-742| = 1$$

$$i = 3 \text{ için, } U_2 = |742-915| = 173$$

$$i = 4 \text{ için, } U_3 = |915-921| = 6$$

Yukarıdaki hesap şekline göre diğer tüm U değerleri de hesap edilip tümü toplanırsa;

$$U = 2850$$

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

$$ort = \frac{1}{3} (44+1)(44-1) = 645$$

$$var = \frac{1}{90} (44-2)(44+1)(4 \times 44 - 7) = 3549$$

olarak bulunur. Güvenilirlik limitlerini kontrol etmek maksadıyla;

$$z = \frac{2850-645}{\sqrt{3549}} = 37.013$$

olarak bulunan değer, $-1.96 < z = 37.013 < 1.96$ durumuna uygun olmadığı için, örnekteki dizinin sıra farklılık sınamasına göre bağımsız bir dizi olduğu varsayımı reddedilir.

4.1.5. Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Katsayısı Sınaması

$$D = (741-742)^2 + (742-915)^2 + (915-921)^2 + \dots + (3511-3591)^2 = 427008$$

şeklinde hesaplanarak bulunur. r_s , yani non-parametrik korelasyon değerinin hesaplanabilmesi için farklı formül çeşitleri bulunmaktadır. Örnekteki verilerin tekrar etme durumu seçilecek olan formül tipini belirlemektedir. İncelediğimiz Palu akım gözlem istasyonu için tekrar durumu bulunmadığından r_s (2.22) eşitliği yardımıyla;

$$r_s = 1 - \frac{6 \times 427008}{44^3 - 44} = -29.092$$

şeklinde bulunur. Bu değer yardımıyla t değeri;

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} = -29.092 \sqrt{\frac{44-1-2}{1-29.092^2}} = -6.407i$$

şeklinde hesaplanarak bulunur. Bağımlı olmayan veri gruplarının varyansı ise; (2.25) eşitliğinden

$$\text{var}(D) = \frac{(44-1) \cdot 44^2 \cdot (44+1)^2}{36} \cdot \left[1 - \frac{0}{44^3 - 44} \right] \left[1 - \frac{0}{44^3 - 44} \right] = 4.68 \times 10^6$$

olarak bulunur.

Dizinin bağımlılık durumu, güvenilirlik limitlerini belirlemek için önemlidir. İncelenen dizide $r_s = -29.092 < 0.05$ olduğundan, güvenilirlik limiti 0.05 olarak alınmalıdır. Bu nedenle bağımsızlık varsayımı reddedilir.

r_s değerinin t ile $\text{var}(D)$ arasında olması da güvenilirlik limitlerini belirlemede ikincil bir faktördür. Bu aralıkta da kalmayan r_s değeri için bağımsızlık varsayımı reddedilir.

Tablo 4.5. Palu akım gözlem istasyonuna ait yıllık pik akım verileri ve bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri

<i>m</i>	Yıl	Pik Debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1968	2930	7.983		
2	1969	3122	8.047	0.064	1
3	1970	1278	7.154	0.893	0
4	1971	915	6.820	0.334	1
5	1972	3103	8.040	1.220	1
6	1973	1256	7.136	0.904	1
7	1974	1510	7.321	0.185	0
8	1975	2442	7.801	0.480	0
9	1976	3511	8.164	0.363	1
10	1977	1922	7.562	0.602	0
11	1978	1832	7.514	0.048	0
12	1979	1026	6.934	0.580	1
13	1980	2202	7.698	0.764	1
14	1981	1783	7.487	0.211	1
15	1982	2278	7.731	0.244	1
16	1983	1178	7.072	0.659	0
17	1984	1148	7.047	0.025	1
18	1985	2222	7.707	0.66	1
19	1986	975	6.883	0.824	1
20	1987	2727	7.911	1.028	0
21	1988	3591	8.186	0.275	1
22	1989	742	6.611	1.575	1
23	1990	1656	7.413	0.802	0
24	1991	1900	7.55	0.137	0
25	1992	2064	7.633	0.083	0
26	1993	2715	7.907	0.274	1
27	1994	1965	7.584	0.323	1
28	1995	2360	7.767	0.183	1
29	1996	1255	7.136	0.631	1
30	1997	1921	7.561	0.425	0
31	1998	2655	7.885	0.324	1
32	1999	1570	7.359	0.526	0
33	2000	1255	7.136	0.223	1
34	2001	1840	7.518	0.382	0
35	2002	1860	7.529	0.011	0
36	2003	2397	7.782	0.253	1
37	2004	2181	7.688	0.094	0
38	2005	1124	7.026	0.662	1
39	2006	1774	7.482	0.456	1
40	2007	1672	7.422	0.06	0
41	2008	921	6.827	0.595	0
42	2009	741	6.609	0.218	1
43	2010	1205	7.095	0.486	0
44	2011	1446	7.277	0.182	

$p = 24$

Diğer istasyonlara ait değerler Ek-1’de verilmiştir.

Aşağıdaki tabloda çalışmada ele alınan tüm akım gözlem istasyonlarına uygulanan bağımlılık sınama sonuçları ayrıntılı olarak verilmiştir.

Tablo 4.6. Bağımlılık sinama sonuçları

İstasyon Adı	Normalite Sınaması	Oto Korelasyon (z)	Dönüm Noktaları (z)	Sıra Farklılık (z)	Spearman Dizisi (z)
Palu	0.0776 (+)	0.0375 (+)	-1.46 (+)	37.013 (-)	-29.092 (-)
Akkonak	0.0905 (+)	0.2825 (+)	0.181 (+)	95.782 (-)	-251.22 (-)
Tutak	0.0780 (+)	-0.0616(+)	-0.683 (+)	0.248 (+)	-0.412 (+)
Diyadin	0.4432 (+)	0.0335 (+)	-1.571 (+)	2.317 (-)	-2.911 (-)
Malabadi	0.1084 (+)	0.1808 (+)	-1.083 (+)	15.690 (-)	-7.271 (-)
Sinan	0.1659 (+)	0.2656 (+)	0.722 (+)	124.549 (-)	-507.797 (-)

Sonuç değerleri yanında bulunan (+) ve (-) sembolleri ilgili istasyonun o teste olan uygunluk durumunu ifade etmektedir. Yani; (+) sembolü varsayımın kabulünü, (-) sembolü ise varsayımın reddini göstermektedir.

Görüldüğü gibi sıra farklılık sinamasına göre sadece Tutak İstasyonuna ait dizi bağımsız olup diğerleri bağımsız değildir. Ancak diğer sinamalara göre bağımsızlık varsayımı kabul edildiğinden dizilerin hepsi bağımsız kabul edilebilir.

4.2. Frekans Analiz Sonuçları

Palu akım gözlem istasyonuna ait verilere, frekans analizlerinde kullanılan parametre tahmin yöntemlerinden Momentler Yöntemi ve Maksimum Olabilirlik Yöntemi, L Momentler yöntemi ve En Küçük Kareler Yöntemi uygulanarak parametre tahminleri yapılmıştır.

4.2.1. Momentler Yöntemi Sonuçları

Bu metot; rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunun çeşitli parametreleriyle, merkezî istatistik momentler arasındaki bağıntıya dayanır. Söz konusu momentler şu şekilde hesaplanır;

$$\text{Ortalama} \quad \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} = 1867.50$$

$$\text{Varyans} \quad \sigma^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{N-1} = 539189.50$$

$$\text{Çarpıklık Katsayısı} \quad \gamma = \frac{m_x^3}{S_x^3} = 0.53$$

$$\text{Kurtosis Sayısı} \quad \kappa = \frac{m_x^4}{S_x^4} = -0.32$$

Bu değerler yardımıyla dağılımların parametreleri elde edilebilir.

a) Normal Dağılım :

$$\mu = 1867.50$$

$$\sigma = 734.30$$

b) Gumbel Dağılımı :

$$\mu = 0.78 \cdot \sigma = 0.78 \cdot 734.30 = 572.75$$

$$\sigma = \bar{X} - 0.5722 \cdot \mu = 1867.50 - 0.5722 \cdot 572.75 = 1539.77$$

c) Gamma Dağılımı :

$$\alpha = \frac{\bar{X}^2}{\sigma^2} = \frac{1867.50^2}{539189.50} = 6.4681$$

$$\beta = \left(\frac{\sigma^2}{\bar{X}} \right) = \left(\frac{539189.50}{1867.50} \right) = 288.72$$

d) Johnson SB Dağılımı :

$$\gamma = 0.86236$$

$$\delta = 1.1497$$

$$\lambda = 4249.1$$

$$\zeta = 406.72$$

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

4.2.2. L Momentler Yöntemi Sonuçları

Bu metodun uygulanabilmesi için bazı değişkenlerin hesaplanması gerekmektedir. Bunların başında ise; tarafsız örnek tahminleri gelmektedir. Herhangi bir dağılıma uygulanabilen bu değerler aşağıdaki şekilde hesaplanabilir.

$$b_0 = \frac{1}{44} \sum_{j=1}^{44} x_j = 1867.50$$

$$b_1 = \sum_{j=1}^{43} \left[\frac{(44-j)}{44 \cdot (44-1)} \right] x_j = 1143.30$$

$$b_2 = \sum_{j=1}^{42} \left[\frac{(44-j)(43-j)}{44 \cdot (44-1) \cdot (44-2)} \right] x_j = 840.33$$

$$b_3 = \sum_{j=1}^{42} \left[\frac{(44-j)(43-j)(42-j)}{44 \cdot (44-1) \cdot (44-2) \cdot (44-3)} \right] x_j = 654.23$$

Tarafsız örnek tahminlerini yukarıdaki gibi hesap edildikten sonra; yine herhangi bir dağılıma uygulanabilen L momentlerin ilk dört momenti aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$L_1 = b_0 = 1867.50$$

$$L_2 = 2b_1 - b_0 = (2 \times 1143.30 - 1867.50) = 419.10$$

$$L_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 = (6 \times 840.33) - (6 \times 1143.30) + 1867.50 = 49.68$$

$$L_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 = (20 \times 654.23) - (30 \times 840.33) + (12 \times 1143.30) - 1867.50 = -273.20$$

Bulunan L momentlere bağlı olarak L momentlerin oranları aşağıdaki gibi hesaplanabilir;

$$\text{L varyasyon } \tau_2 = \frac{L_2}{L_1} = \frac{419.10}{1867.50} = 0.220$$

$$\text{L çarpıklık } \tau_3 = \frac{L_3}{L_2} = \frac{49.68}{419.10} = 0.120$$

$$\text{L kurtosis } \tau_4 = \frac{L_4}{L_2} = \frac{-273.20}{419.10} = -0.650$$

Bulunan L momentleri ile dağılım parametreleri arasında çeşitli bağıntılar mevcuttur. Bu nedenle her dağılım için farklı değerler bulunur. Bu metodun kullanıldığı Gumbel ve Generalized Pareto dağılımlarının parametreleri şu şekildedir.

a) Gumbel Dağılım :

$$\alpha = \frac{L_2}{\log 2} = \frac{419.10}{0.301} = 1392.36$$

$$\beta = L_1 - \varepsilon \cdot \alpha = 1867.50 - (0.577 \cdot 1392.36) = 1064.11$$

b) Generalized Pareto : $k = -0.57624$

$$\sigma = 1701.9$$

$$\mu = 787.8$$

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

4.2.3. En Çok Olabilirlik Yöntemi Sonuçları

Daha önce de belirtildiği gibi bu yöntem gözlenen dizinin muhtemel benzeri dizilere göre ihtimalinin yüksek olması temeline dayanmaktadır. Palu akım gözlem istasyonuna ait Normal dağılım için parametreler aşağıdaki gibidir.

$$\sigma = 734.30$$

$$\mu = 1867.50$$

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait parametre sonuçları Ek-4'te verilmiştir.

4.2.4. En Küçük Kareler Yöntemi

Daha önce de belirtildiği gibi bu yöntem gözlenen dizinin birbirine bağlı olarak değişen iki fiziksel büyüklük arasındaki matematiksel bağlantıyı, mümkün olduğunca gerçeğe uygun bir denklem olarak yazmak için kullanılan, standart bir regresyon yöntemidir. Bir başka deyişle bu yöntem, ölçüm sonucu elde edilmiş veri noktalarına, mümkün olduğu kadar yakın geçecek bir fonksiyon eğrisi bulmaya dayanmaktadır. Palu akım gözlem istasyonuna ait Weibull dağılım için parametreler aşağıdaki gibidir.

$$\alpha = 2.8798$$

$$\beta = 2051.0$$

Tablo 4.7. Palu akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Normal	Gamma	Gumbel	Johnson SB	Weibull	Gen. Pareto
$\mu = 1867.50$	$\alpha = 6.4681$	$\mu = 1539.77$	$\gamma = 0.86236$ $\delta = 1.1497$	$\alpha = 2.8798$	$k = -0.57624$ $\mu = 787.8$
$\sigma = 734.30$	$\beta = 288.72$	$\sigma = 572.75$	$\lambda = 4249.1$ $\zeta = 406.72$	$\beta = 2051.0$	$\sigma = 1701.9$

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait parametre sonuçları Ek-2'te verilmiştir.

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

Ek-6'da, çalışmamızda kullanılan yöntemlere ait dağılımların parametreleri toplu olarak verilmiştir.

Tablo 4.8. Palu akım gözlem istasyonu dağılım verileri

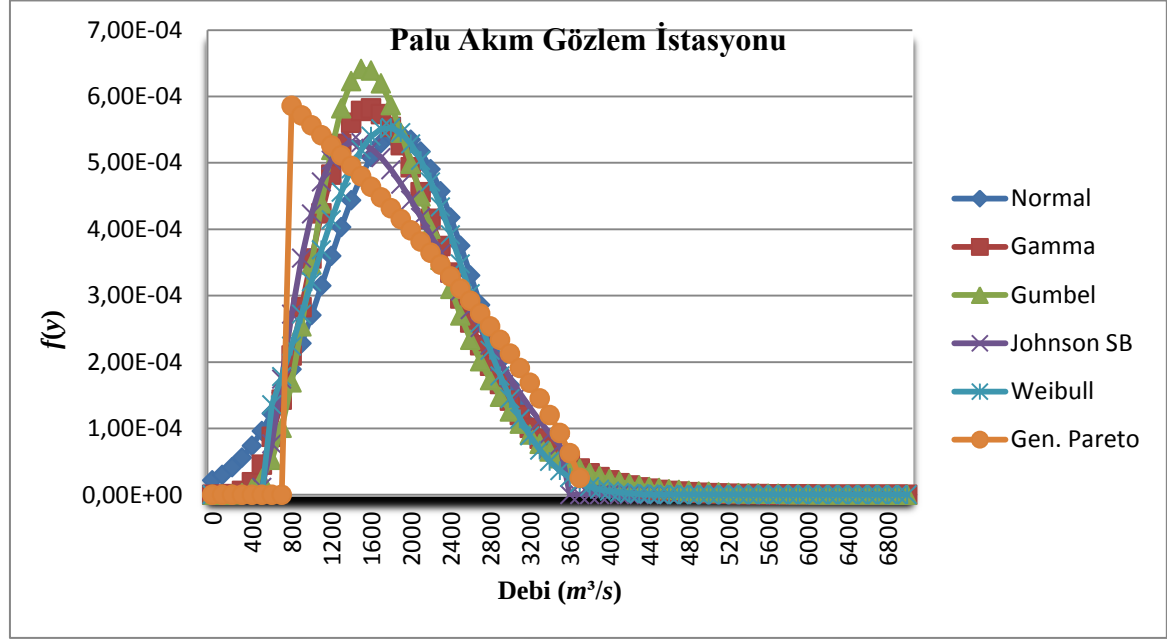
$x =$ debi	$f(x)$ Normal	$f(x)$ Gamma	$f(x)$ Gumbel	$f(x)$ Johnson SB	$f(x)$ Weibull	$f(x)$ Gen. Pareto
0	2.1404E ⁻⁵	0	1.1078E ⁻⁸	-	0	-
100	2.9985E ⁻⁵	2.7332E ⁻⁸	9.7378E ⁻⁸	-	4.7979 E ⁻⁶	-
200	4.1233E ⁻⁵	8.5571E ⁻⁷	5.8750E ⁻⁷	-	1.7639 E ⁻⁵	-
300	5.5657E ⁻⁵	5.565E ⁻⁶	2.5841E ⁻⁶	-	3.7698 E ⁻⁵	-
400	7.3748E ⁻⁵	1.8948E ⁻⁵	8.7168E ⁻⁶	-	6.4413 E ⁻⁵	-
500	9.5922E ⁻⁵	4.5401E ⁻⁵	2.353E ⁻⁵	1.0893E ⁻⁵	9.7188 E ⁻⁵	-
600	0.00012247	8.702E ⁻⁵	5.2676E ⁻⁵	7.6806E ⁻⁵	0.0001353	-
700	0.0001535	0.00014298	0.00010078	0.00017419	0.00017788	-
800	0.00018885	0.00020988	0.00016897	0.00027204	0.00022383	0.0005858
900	0.00022807	0.00028265	0.00025358	0.00035627	0.00027191	0.00057109

1000	0.00027037	0.00035567	0.00034675	0.00042261	0.00032068	0.00055624
1100	0.00031464	0.00042361	0.0004385	0.00047121	0.00036860	0.00054124
1200	0.00035942	0.00048215	0.00051933	0.00050393	0.00041403	0.0005261
1300	0.00040303	0.00052826	0.00058207	0.00052314	0.00045533	0.00051079
1400	0.00044363	0.00056029	0.0006229	0.00053116	0.00049095	0.00049532
1500	0.00047934	0.00057788	0.00064118	0.00053012	0.00051949	0.00047967
1600	0.00050842	0.00058168	0.00063882	0.00052185	0.00053981	0.00046384
1700	0.00052934	0.00057311	0.00061926	0.00050787	0.00055108	0.00044781
1800	0.00054101	0.00055406	0.00058664	0.00048948	0.00055286	0.00043157
1900	0.00054276	0.00052667	0.00054511	0.00046774	0.00054515	0.0004151
2000	0.00053452	0.00049309	0.00049837	0.00044351	0.00052836	0.0003984
2100	0.00051673	0.00045538	0.00044947	0.00041753	0.00050330	0.00038145
2200	0.00049036	0.00041536	0.00040076	0.00039038	0.00047116	0.00036421
2300	0.00045678	0.0003746	0.00035391	0.00036255	0.00043338	0.00034668
2400	0.00041768	0.00033437	0.00031002	0.00033445	0.00039161	0.00032882
2500	0.00037491	0.00029563	0.00026974	0.00030641	0.00034754	0.00031061
2600	0.00033033	0.0002591	0.00023337	0.00027872	0.00030282	0.00029200
2700	0.00028571	0.00022526	0.00020094	0.00025160	0.00025899	0.00027296
2800	0.00024257	0.00019437	0.00017232	0.00022527	0.00021733	0.00025343
2900	0.00020217	0.00016655	0.00014728	0.00019988	0.00017889	0.00023333
3000	0.00016539	0.00014178	0.00012552	0.00017559	0.00014438	0.0002126
3100	0.00013282	0.00011997	0.00010673	0.00015252	0.00011421	0.0001911
3200	0.00010471	0.00010094	9.0565E ⁻⁵	0.00013079	8.8510E ⁻⁵	0.0001687
3300	8.10261E ⁻⁵	8.4471E ⁻⁵	7.6721E ⁻⁵	0.00011051	6.7179E ⁻⁵	0.00014517
3400	6.15481E ⁻⁵	7.0337E ⁻⁵	6.4902E ⁻⁵	9.1760E ⁻⁵	4.9915E ⁻⁵	0.00012017
3500	4.58941E ⁻⁵	5.8291E ⁻⁵	5.4840E ⁻⁵	7.4631E ⁻⁵	3.6291E ⁻⁵	9.3112E ⁻⁵
3600	3.3592E ⁻⁵	4.8093E ⁻⁵	4.6291E ⁻⁵	5.9199 E ⁻⁵	2.5808E ⁻⁵	6.2804E ⁻⁵
3700	2.4136E ⁻⁵	3.9512E ⁻⁵	3.9042E ⁻⁵	4.5532 E ⁻⁵	1.7944E ⁻⁵	2.5383E ⁻⁵
3800	1.7023E ⁻⁵	3.2333E ⁻⁵	3.2906E ⁻⁵	3.3687 E ⁻⁵	1.2193E ⁻⁵	-
3900	1.1786E ⁻⁵	2.6358E ⁻⁵	2.7717E ⁻⁵	2.3703 E ⁻⁵	8.0926E ⁻⁶	-
4000	8.0099E ⁻⁶	2.141E ⁻⁵	2.3336E ⁻⁵	1.5598 E ⁻⁵	5.2445E ⁻⁶	-
4100	5.3437E ⁻⁶	1.7332E ⁻⁵	1.9638E ⁻⁵	9.3515 E ⁻⁶	3.3171E ⁻⁶	-
4200	3.4994E ⁻⁶	1.3984E ⁻⁵	1.6521E ⁻⁵	4.8892 E ⁻⁶	2.0466E ⁻⁶	-
4300	2.2496E ⁻⁶	1.1249E ⁻⁵	1.3895E ⁻⁵	2.0566 E ⁻⁶	1.2313E ⁻⁶	-
4400	1.4195E ⁻⁶	9.0215E ⁻⁶	1.1683E ⁻⁵	5.8620 E ⁻⁷	7.2196E ⁻⁷	-
4500	8.793E ⁻⁷	7.2149E ⁻⁶	9.8212E ⁻⁶	7.0682 E ⁻⁸	4.1239E ⁻⁷	-
4600	5.3466E ⁻⁷	5.7545E ⁻⁶	8.2548E ⁻⁶	3.4851 E ⁻¹⁰	2.2938E ⁻⁷	-
4700	3.1913E ⁻⁷	4.5778E ⁻⁶	6.9371E ⁻⁶	-	1.2417E ⁻⁷	-
4800	1.8698E ⁻⁷	3.6328E ⁻⁶	5.8291E ⁻⁶	-	6.5394E ⁻⁸	-
4900	1.0754E ⁻⁷	2.876E ⁻⁶	4.8975E ⁻⁶	-	3.3488E ⁻⁸	-
5000	6.0714E ⁻⁸	2.2717E ⁻⁶	4.1145E ⁻⁶	-	1.6667E ⁻⁸	-
5100	3.3648E ⁻⁸	1.7904E ⁻⁶	3.4564E ⁻⁶	-	8.0591E ⁻⁹	-
5200	1.8305E ⁻⁸	1.4081E ⁻⁶	2.9034E ⁻⁶	-	3.7838E ⁻⁹	-
5300	9.7751E ⁻⁹	1.1052E ⁻⁶	2.4388E ⁻⁶	-	1.7243E ⁻⁹	-
5400	5.1242E ⁻⁹	8.6583E ⁻⁷	2.0484E ⁻⁶	-	7.6226E ⁻¹⁰	-
5500	2.6368E ⁻⁹	6.7700E ⁻⁷	1.7204E ⁻⁶	-	3.2675E ⁻¹⁰	-
5600	1.3319E ⁻⁹	5.2839E ⁻⁷	1.4449E ⁻⁶	-	1.3576E ⁻¹⁰	-
5700	6.6040E ⁻¹⁰	4.1169E ⁻⁷	1.2135E ⁻⁶	-	5.4640E ⁻¹¹	-
5800	3.2143E ⁻¹⁰	3.2022E ⁻⁷	1.0192E ⁻⁶	-	2.1295E ⁻¹¹	-
5900	1.53581E ⁻¹⁰	2.4867E ⁻⁷	8.5591E ⁻⁷	-	8.0323E ⁻¹²	-
6000	7.2028E ⁻¹¹	1.9281E ⁻⁷	7.1880E ⁻⁷	-	2.9310E ⁻¹²	-
6100	3.3160E ⁻¹¹	1.4926E ⁻⁷	6.0365E ⁻⁷	-	1.0342E ⁻¹²	-
6200	1.4986E ⁻¹¹	1.1539E ⁻⁷	5.0693E ⁻⁷	-	3.5268E ⁻¹³	-
6300	6.6481E ⁻¹²	8.9070E ⁻⁸	4.2571E ⁻⁷	-	1.1618E ⁻¹³	-
6400	2.8951E ⁻¹²	6.8661E ⁻⁸	3.5750E ⁻⁷	-	3.6959E ⁻¹⁴	-
6500	1.2375E ⁻¹²	5.2858E ⁻⁸	3.0022E ⁻⁷	-	1.1347E ⁻¹⁴	-
6600	5.1929E ⁻¹³	4.0640E ⁻⁸	2.5211E ⁻⁷	-	3.3606E ⁻¹⁵	-
6700	2.1390E ⁻¹³	3.1206E ⁻⁸	2.1171E ⁻⁷	-	9.5972E ⁻¹⁶	-
6800	8.6486E ⁻¹⁴	2.3933E ⁻⁸	1.7779E ⁻⁷	-	2.6415E ⁻¹⁶	-

6900	3.4327E ⁻¹⁴	1.8334E ⁻⁸	1.4930E ⁻⁷	-	7.0040E ⁻¹⁷	-
7000	1.3374E ⁻¹⁴	1.4028E ⁻⁸	1.2537E ⁻⁷	-	1.7882E ⁻¹⁷	-

Not: E⁻¹, 10⁻¹ anlamındadır.

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait dağılım değerleri Ek-3'te verilmiştir.



Şekil 4.2. Palu akım gözlem istasyonu dağılım karşılaştırması

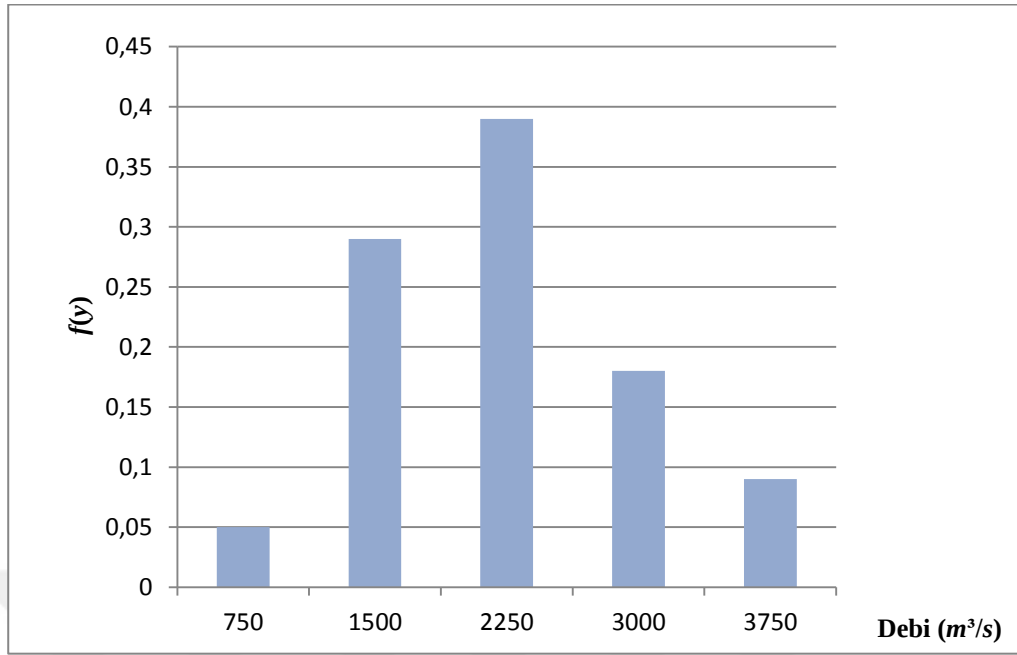
Grafikten de anlaşılabacağı üzere dağılımların uygunluk sırası Gumbel, Gamma, Weibull, Normal, Johnson SB, Gen. Pareto dağılımı olarak görülmektedir. Bu durum, gelecek zamanlarda bölgede yapılması planlanan hidrolik projeler için ön bilgi sunmuş olur.

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait kıyaslama grafikleri Ek-4'te verilmiştir.

Tablo 4.9. Palu akım gözlem istasyonuna ait frekans değerleri

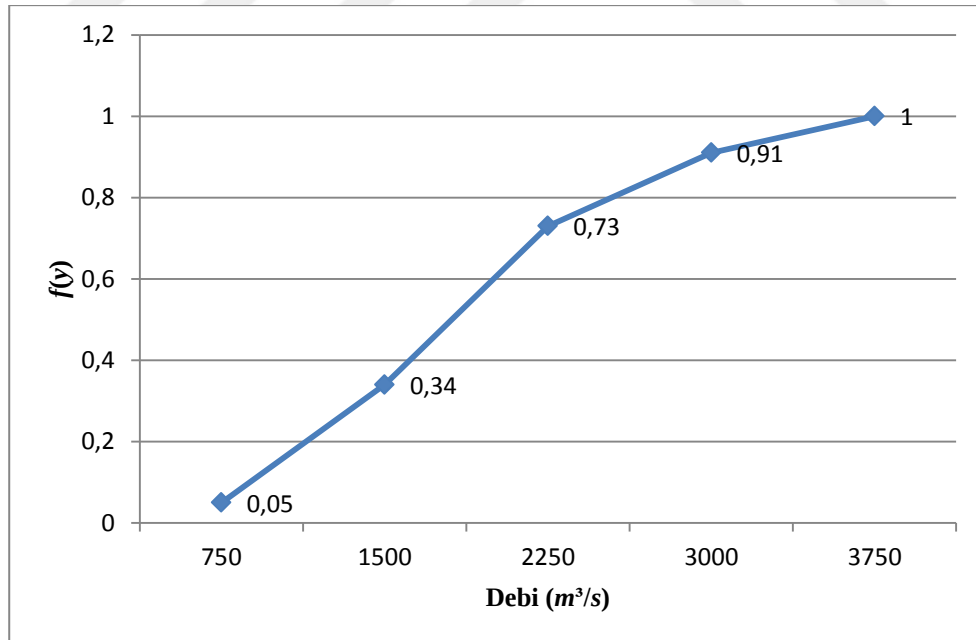
Aralık	Gözlem Sayısı (n_i)	Relatif Frekans $f_i = n_i / N$	Kümülatif Frekans $f(x_i)$
750	2	0.05	0.05
1500	13	0.29	0.34
2250	17	0.39	0.73
3000	8	0.18	0.91
3750	4	0.09	1.00

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri Ek-5'te verilmiştir.



Şekil 4.3. Palu akım gözlem istasyonu rölatif frekans histogramı

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait rölatif frekans histogramları Ek-6'da verilmiştir.



Şekil 4.4. Palu akım gözlem istasyonu kümülatif frekans eğrisi

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait kümülatif frekans eğrileri Ek-7'de verilmiştir.

Dağılım tiplerine uygunluk sınamalarını uygulamak için; örnek dizi uzunluğu ne olursa olsun histogramlar; $m = 1 + 3,3 \cdot \log N$ eşitliğine bağlı olarak tasnif edilip hesap edilmişlerdir. Dağılımların ihtimal hesapları, bilgisayar programı yardımıyla hesaplanmış ve %90 güven limiti için kontrol yapıp, dağılımın örneğe uygun olup olmadığı araştırılmıştır. Uygunluk sınamaları neticeleri her istasyon için tablolar ve grafikler halinde gösterilmiştir.

Tablo 4.10. Palu akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sınamaları sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	Ki-Kare	Uygunluğu
Normal	0.52068	11.668	3.2264	Uygun
Gamma	0.83715	13.388	2.0858	Uygun
Gumbel	0.85355	11.668	1.3458	Uygun
Johnson SB	0.94988	13.388	1.1468	Uygun
Weibull	0.99529	13.388	0.40125	Uygun
Gen. Pareto		Uygulanabilir Değil		

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait Ki-Kare tabloları Ek-8’de verilmiştir.

Elde edilen sonuçlar incelendiğinde dağılımların uyum sırasının Weibull, Johnson SB, Gumbel, Gamma ve Normal dağılım olduğu görülür.

Tablo 4.11. Palu akım gözlem istasyonu k-s değerleri

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	K-S	Uygunluğu
Normal	0.65396	0.22426	0.10714	Uygun
Gamma	0.75368	0.22426	0.09815	Uygun
Gumbel	0.61537	0.22426	0.11058	Uygun
Johnson SB	0.95075	0.22426	0.07482	Uygun
Weibull	0.81490	0.22426	0.09226	Uygun
Gen. Pareto	0.95412	0.22426	0.07416	Uygun

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait uygunluk değerleri Ek-9’da tablolar halinde verilmiştir.

Tablo 4.12. Palu akım gözlem istasyonu aşılma olasılığı

<i>m</i>	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
1	2009	741	0.022	0.978	1.022
2	1989	742	0.044	0.956	1.046
3	1971	915	0.067	0.933	1.072
4	2008	921	0.089	0.911	1.098
5	1986	975	0.111	0.889	1.125
6	1979	1026	0.133	0.867	1.153
7	2005	1124	0.156	0.844	1.185
8	1984	1148	0.178	0.822	1.217
9	1983	1178	0.200	0.800	1.25
10	2010	1205	0.222	0.778	1.285
11	1996	1255	0.244	0.756	1.323
12	2000	1255	0.267	0.733	1.364
13	1973	1256	0.289	0.711	1.406
14	1970	1278	0.311	0.689	1.451
15	2011	1446	0.333	0.667	1.499
16	1974	1510	0.356	0.644	1.553
17	1999	1570	0.378	0.622	1.608
18	1990	1656	0.400	0.600	1.667
19	2007	1672	0.422	0.578	1.730
20	2006	1774	0.444	0.556	1.799
21	1981	1783	0.467	0.533	1.876
22	1978	1832	0.489	0.511	1.957
23	2001	1840	0.511	0.489	2.045
24	2002	1860	0.533	0.467	2.141
25	1991	1900	0.556	0.444	2.252
26	1997	1921	0.578	0.422	2.370
27	1977	1922	0.600	0.400	2.500
28	1994	1965	0.622	0.378	2.646
29	1992	2064	0.644	0.356	2.809
30	2004	2181	0.667	0.333	3.003
31	1980	2202	0.689	0.311	3.215
32	1985	2222	0.711	0.289	3.460
33	1982	2278	0.733	0.267	3.745
34	1995	2360	0.756	0.244	4.098
35	2003	2397	0.778	0.222	4.505
36	1975	2442	0.800	0.200	5.000
37	1998	2655	0.822	0.178	5.618
38	1993	2715	0.844	0.156	6.410
39	1987	2727	0.867	0.133	7.519
40	1968	2930	0.889	0.111	9.009
41	1972	3103	0.911	0.089	11.236
42	1969	3122	0.933	0.067	14.925
43	1976	3511	0.956	0.044	22.727
44	1988	3591	0.978	0.022	45.455

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait tekerrür (dönüş) periyodu değerleri Ek-10'da verilmiştir.

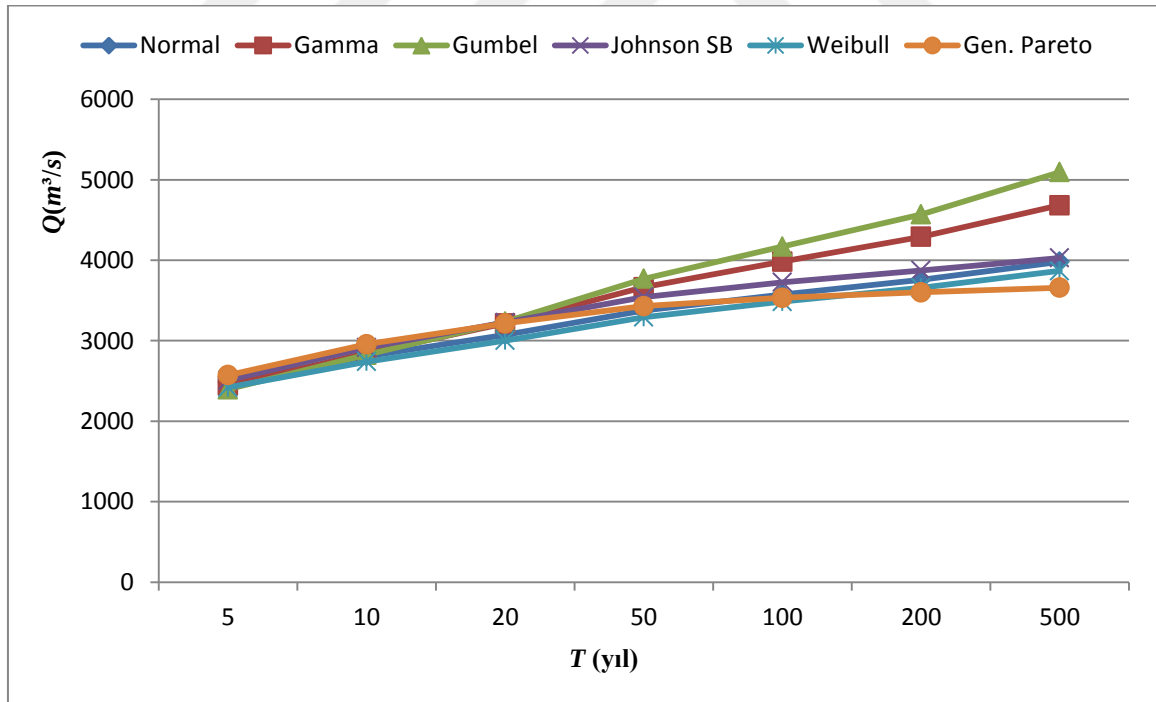
Tablo 4.13. Palu akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

<i>T</i>	5	10	20	50	100	200	500
Normal	2485.5	2808.5	3075.3	3375.6	3575.7	3758.9	3980.9
Gamma	2441.2	2848.5	3216.0	3664.1	3983.7	4290.9	4682.4
Gumbel	2395.8	2825.4	3237.5	3771.0	4170.7	4569.0	5094.5
Johnson SB	2512.1	2914.3	3227.5	3543.0	3726.6	3874.5	4028.5
Weibull	2419.6	2740.0	3002.1	3293.6	3485.6	3659.5	3867.9
Gen. Pareto	2572.9	2957.6	3215.6	3431.2	3533.3	3601.8	3659.0

Veriler altı dağılımda da hesaplanmış ve üç dağılımda (Normal, Johnson SB ve Weibull dağılımları) bulunan taşkın tahminleri Şekil 4.5.'te gösterildiği gibi birbirine yakın değerler çıkarak uygunluk gösterdiği belirlenmiştir.

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait taşkın debileri Ek-11'de verilmiştir.

Hesaplanan dağılımların birbirlerine yakınlıklarını görebilmek için taşkın tahminleri grafikte gösterilmiştir. Gelecekte yapılması planlanan bir hidrolik yapı için hesaplanmak istenen taşkın debisi için bu üç dağılım kullanarak bulunabilir.



Şekil 4.5. Palu akım gözlem istasyonuna ait debi-zaman grafiği

Diğer akım gözlem istasyonlarına ait debi-zaman grafikleri Ek-12'de verilmiştir.

5. SONUÇLAR

İnsan yaşamının hayat kaynağı ve medeniyetlerin doğup gelişmesinde birincil etken olan suyun ehemmiyeti, dünyanın hızla artan nüfusu nedeniyle daha da önem arz etmektedir. Bununla birlikte son yüzyılda meydana gelen olaylarla ülkelerin değişen siyasi sınırları beraberinde su kaynaklarının paylaşılama sorunlarını da getirmekte ve dünya gündeminde “Sınır Aşan Sular” problemi önemli bir yer tutmaktadır. Bu nedenle su kaynaklarından ne şekilde yararlanabileceğimiz mevzu ve üzerlerinde inşa edilecek hidroelektrik tesisler ve sulama tesisleri gibi projelerin ne ölçüde ekonomik olacaklarını belirlemek için istatistik biliminin de yardımıyla frekans analizlerinin yapılması önem teşkil etmektedir.

Bu çalışmada; ülkemiz topraklarından doğup isimlerini, nitelikleri ve oluşturdukları yeryüzü şekillerinden alan ve kaynaklarının çoğunu yine ülkemizden alan Fırat ve Dicle Nehirlerinin en büyük beslenme kollarından olan; Murat ve Batman Alt Havzaları ele alınmıştır. Murat Nehri üzerindeki dört ayrı istasyon olan Palu, Tutak, Akkonak ve Diyadin gözlem istasyonları ile Batman Çayı üzerinde bulunan iki ayrı istasyon olan Malabadi ve Sinan akım gözlem istasyonları verilerinin uç değerleri saptanmıştır. Bu su kaynaklarından etkin ve verimli bir şekilde yararlanabilmek için, yapılması planlanan hidrolik projelerin tasarım aşamalarında hesaplanan bu olası taşkın değerleri göz önüne alınarak gerekli önlemler alınmalıdır.

Veriler, Normal, Gamma, Gumbel, Johnson SB, Weibull ve Generalized Pareto kuramsal olasılık yoğunluk fonksiyonları ile incelenmiştir.

Tüm istasyonlar ayrı ayrı ele alınacak olursa taşkın frekans analizine göre şu sonuçlar elde edilir;

1. Palu istasyonu; Sıra Farklılık ve Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Sınamalarına göre bağımlı, diğer sınamalara göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov uygunluk sınamasına göre istasyon verileri beş dağılıma da uyum göstermekte Generalized Pareto dağılımı ise Ki-Kare uygunluk sınamasına uygulanamaz durumdadır. Normal, Johnson SB ve Weibull dağılımları birbirlerine yakın değerler vermektedir.

2. Akkonak istasyonu, Sıra Farklılık ve Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Sınamasına göre bağımlı, diğer sınamalara göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare ve Kolmogorov- Smirnov uygunluk sınamalarına göre istasyon verileri üç dağılıma da uyum göstermektedir. Gamma ve Weibull dağılımları birbirlerine yakın değerler vermektedir.
3. Tutak istasyonu, tüm sınamalarda bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare ve Kolmogorov- Smirnov uygunluk sınamalarına göre istasyon verileri dört dağılıma da uyum göstermekte Generalized Pareto dağılımı ise Ki-Kare uygunluk sınamasında uygulanamaz durumdadır. Normal ve Weibull dağılımları birbirlerine yakın değerler vermektedir.
4. Diyadin istasyonu, Sıra Farklılık ve Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Sınamalarına göre bağımlı, diğer sınamalara göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov uygunluk sınamalarına göre istasyon verileri iki dağılıma da uyum göstermekte Generalized Pareto dağılımı ise Ki-Kare uygunluk sınamasında uygulanamaz durumdadır. Gamma ve Gumbel dağılımları birbirlerine yakın değerler vermektedir.
5. Malabadi istasyonu, Sıra Farklılık ve Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Sınamalarına göre bağımlı, diğer sınamalara göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov uygunluk sınamalarına göre istasyon verileri iki dağılıma da uyum göstermekte Generalized Pareto dağılımı ise Ki-Kare uygunluk sınamasında uygulanamaz durumdadır. Gamma ve Johnson SB dağılımları birbirlerine yakın değerler vermektedir.
6. Sinan istasyonu, Sıra Farklılık ve Spearman Sıralı Dizi Korelasyon Sınamalarına göre bağımlı, diğer sınamalara göre ise bağımsız çıkmıştır. Ki-Kare ve Kolmogorov-Smirnov uygunluk sınamasına göre istasyon verileri üç dağılıma da uyum göstermekte Generalized Pareto dağılımı ise Ki-Kare uygunluk sınamasında uygulanamaz durumdadır. Weibull ve Johnson SB dağılımları birbirlerine yakın değerler vermektedir.

Akım gözlem istasyonlarına ait yıllık ortalama akımların incelendiđi tez çalışmamızda ortalama değeri veren Weibull dağılımın Murat Nehri Alt Havzasına; Johnson SB dağılımı ise Batman Çayı Alt Havzasına uygun kuramsal olasılık yoğunluk fonksiyonları olduđu kanısına varılmıştır.



KAYNAKLAR

- Aksoy, H.**, 2000. Use of Gamma Distribution in Hydrological Analysis, Turk J. Engin Environ Sci, 24, 419 – 428.
- Anderson, R.L.**, 1941 Distribution of the serial correlation coefficients: Annals of Math. Statics, v. 8, no. 1, p.1-13.
- Anlı, A.**, 2003. Giresun İlindeki Aksu Çayı Su Toplama Havzasının Yağmur ve Akış Karakteristikleri Üzerinde Bir Çalışma. Yüksek Lisans Tezi. Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Bargaoui, Z.**, 1994. Comparasion of Some Estimation Methods in Frequency Analysis Journal of Hydraulic Engineering Vol.120, pp.228-235.
- Barger, G.L. ve Thom, H.C.S.**, 1949. Agronomy Journal, 41, 519.
- Bayazıt, M.**, 1981, Hidrolojide İstatistik Yöntemler. Teknik Üniversite Matbaası, İstanbul, 223s.
- Benyamin, JR., ve Correl, C.A.**, 1970. Probability, Statistics and Decision For Civil Engineers, McGraw-Hill.
- Büyükkaracığan, N.**, 1997 Taşkın Frekans Analizinde Kullanılan Değişik Dağılımların Konya Havzası Yıllık Pik Akım Serilerine Uygulanıp Karşılaştırılması, Yüksek Lisans Tezi, S.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Cochran, W.G.**, 1952. "The Chi-square Test of Goodness of Fit". The Anunals of Mathematical Statistics. 23: 315–345.
- DSİ Genel Müdürlüğü**, 2017. Akım Gözlem Yıllığı, DSİ Genel Müdürlüğü Yayınları.
- Elektrik İşleri Etüt İdaresi Genel Müdürlüğü**, 2017. Su Yılı Akım Değerleri. EİEİ. Gnl. Md. Hidrolik Etütler Dairesi Başkanlığı, Ankara.
- Evans, M., Hastings, N. ve Peacock, B.**, 2000. Statistical Distributions (3rd ed.), New York.
- Gumbel, E.J.**, 1958. Statistics of Extremes, Colombia University Press, New York.
- Güneş, H.**, 2006 Murat Nehri Havzasının Su Potansiyeli ve Değerlendirilmesi. Fırat Ü. Fen-Edb. Fak. Coğrafya Bölümü- Doğu Coğrafya Dergisi 16.Sayı.
- Haan, C.**, 1977. Stastical Methods in Hydrology, The Iowa State University Pres, Ames, Iowa.

- Hakan, M.**, 2008. Kızılırmak Havzasında Taşkın Frekans Analizi. Yüksek Lisans Tezi. Kırıkkale Üniversitesi.
- Haktanır, T.**, 1990. A Few Distributions Compiled Together For Flood Frequency Analysis, Tübitak, Doğa Bilim Dergisi, Seri B, no. 1, s. 146-165.
- Haktanır, T.** 1991. Statistical Modelling of Annual Maximum Flows in Turkish Rivers. Hydrological Sciences Journal, 36(4): 367-389.
- Hosking, J. R. M.; Wallis, J. R.**, 1987. "Parameter and Quantile Estimation for the Generalized Pareto Distribution". Technometrics. 29 (3): 339–349.
- İlhan, M.B.**, 1983. Türkiye’ de Seçilmiş 36 Akım İstasyonu İçin Yıllık Ortalama Akım Miktarlarının Olasılık Dağılımları. Yüksek Lisans Tezi. Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Jiang, R.; Murthy, D.N.P.**, 2011. "A study of Weibull shape parameter: Properties and significance". Reliability Engineering & System Safety. 96 (12): 1619–26.
- Johnson, N.L.**, 1949. "Systems of Frequency Curves Generated by Methods of Translation". Biometrika. 36 (1/2): 149–176.
- Kendall, M.G. ve Stuart, A.**, 1961. Hafner Publishing Company, 2, 676.
- Lukas, E.**, 1942 A Characterization of the normal distribution. Annals of Mathematical Statistics 13: 91–93.
- Marsaglia, G., Tsang, W.W., Wang, J.**, 2003. "Evaluating Kolmogorov's Distribution". Journal of Statistical Software. 8(18): 1–4.
- Mathwave Technologies Data Analysis and Simulation Easy-Fit 5.6 Professional Paket Programı**
- Özdemir, H.**, 1985. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi, DSİ Basım, Ankara, s. 19-21.
- Srikanthan, R., Mc Mahon, T.A. and Irish, J.L.**, 1983. Journal of Hydrology, 66, 213.
- Şahin, İ.**, 1981. Uygulamalı İstatistik, 4, 85.
- Tunalı, T. ve Öztürk, A.**, 1979. Uygulamalı İstatistik, 2, 267.
- United Nations**, 2013. 50. Inventory Of Shared Water Resources In Western Asia. United Nations Economic and Social Commission for Western Asia; New York.
- URL-1** www.abarim-publications.com 20 Şubat 2018.

URL-2 <http://80.251.40.59/science.ankara.edu.tr/ozturk/Dersler/ist202/Ders6/Ders6.pdf>
10 Mart 2018.

Vogel, M., ve Femmessey, N., 1993. L Moment Diagrams Should Replace Product Moment Diagrams, Water Resources Research, Vol.29, pp.1745-1752.

Wall, D. ve Engiot, M., 1985. Water Resources Bulletin, Vol.21, pp. 459.

Wang, Q.J., 1996. "Direct Sample Estimators of L Moments". Water Resources Research.

Wolberg, J., 2005. Data Analysis Using the Method of Least Squares: Extracting the Most Information from Experiments. Berlin: Springer

Yevjevich, V.M., 1963. Hydrology Papers, 1, 23.

Yevjevich, V.M., 1972. Probability and Statistics in Hydrology, Fort Collins.

Yıldız, O., 2006. Hidrolojide İstatistik Yöntemler, Kırıkkale Üniversitesi, Kırıkkale.

EKLER

EK-1

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Bağımlılık Sınamaları Yardımcı Değerleri

Ek_Tablo 1.1. Akkonak akım gözlem istasyonu bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri

<i>m</i>	Yıl	Pik Debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1983	838	6.73		
2	1984	822	6.71	0.02	1
3	1985	1564	7.36	-0.65	1
4	1986	905	6.81	0.55	1
5	1987	2079	7.64	-0.83	1
6	1988	1774	7.48	0.16	0
7	1996	772	6.65	0.83	1
8	1997	1163	7.06	-0.41	0
9	1998	1192	7.08	-0.02	1
10	1999	772	6.65	0.43	0
11	2000	772	6.65	0	0
12	2001	789	6.67	-0.02	1
13	2002	1000	6.91	-0.24	0
14	2003	1575	7.36	-0.45	1
15	2004	1384	7.23	0.13	0
16	2005	776	6.66	0.57	1
17	2006	1168	7.06	-0.4	1
18	2007	121	4.8	2.26	1
19	2008	507	6.23	-1.43	1
20	2009	318	5.77	0.46	1
21	2010	908	6.81	-1.04	

Ek_Tablo 1.2. Tutak akım gözlem istasyonu bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri

<i>m</i>	Yıl	Pik Debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1962	206	5.33		
2	1963	517.98	6.25	-0.92	1
3	1964	392	5.97	0.28	0
4	1965	392	5.97	0	0
5	1966	479	6.17	-0.2	1
6	1967	428	6.06	0.11	1
7	1968	517.98	6.25	-0.19	0
8	1969	783	6.66	-0.41	1
9	1970	343	5.84	0.82	0
10	1971	239	5.48	0.36	1
11	1972	488	6.19	-0.71	0
12	1973	563	6.34	-0.15	1
13	1974	248	5.52	0.82	1
14	1975	844	6.74	-1.22	0
15	1976	904	6.81	-0.07	1
16	1977	418	6.04	0.77	1
17	1978	588	6.38	-0.34	1

18	1979	367	5.91	0.47	1
19	1980	575	6.36	-0.45	0
20	1981	738	6.61	-0.25	1
21	1982	674	6.51	0.1	0
22	1983	392	5.97	0.54	1
23	1984	456	6.12	-0.15	0
24	1985	840	6.73	-0.61	1
25	1986	463	6.14	0.59	1
26	1987	975	6.88	-0.74	1
27	1988	881	6.78	0.1	0
28	1989	135	4.91	1.87	1
29	1990	555	6.32	-1.41	1
30	1991	491	6.2	0.12	1
31	1992	526	6.27	-0.07	0
32	1993	647	6.47	-0.2	1
33	1994	400	5.99	0.48	1
34	1995	614	6.42	-0.43	1
35	1996	395	5.98	0.44	1
36	1997	620	6.43	-0.45	1
37	1998	455	6.12	0.31	0
38	1999	300	5.71	0.41	1
39	2000	349	5.86	-0.15	0
40	2001	415	6.03	-0.17	0
41	2002	450	6.11	-0.08	0
42	2003	731	6.6	-0.49	1
43	2004	279	5.63	0.97	1
44	2005	479	6.17	-0.54	0
45	2006	566	6.34	-0.17	0
46	2007	668	6.51	-0.17	1
47	2008	263	5.58	0.93	1
48	2009	321	5.77	-0.19	0
49	2010	986	6.89	-1.12	1
50	2011	542	6.3	0.59	1

Ek_Tablo 1.3. Diyardin akım gözlem istasyonu bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri

<i>m</i>	Yıl	Pik Debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1970	27	3.33		
2	1971	60	4.11	-0.78	1
3	1972	50.41	3.94	0.17	0
4	1973	50.41	3.94	0	0
5	1974	19	3	0.94	1
6	1975	32	3.5	-0.5	0
7	1987	115	4.75	-1.25	1
8	1988	53	3.99	0.76	0
9	1989	18	2.94	1.05	1
10	1990	160	5.08	-2.14	1
11	1991	84	4.44	0.64	0
12	1992	41	3.74	0.7	0
13	1993	37.4	3.65	0.09	0
14	1994	22.6	3.16	0.49	1
15	1995	32	3.5	-0.34	0
16	1996	41	3.74	-0.24	1
17	1997	28	3.37	0.37	1
18	1998	36.5	3.62	-0.25	

Ek_Tablo 1.4. Malabadi akım gözlem istasyonu bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri

<i>m</i>	Yıl	Pik Debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1961	497	6.21		
2	1962	1039	6.95	-0.74	0
3	1963	1108.88	7.01	-0.06	0
4	1964	1108.88	7.01	0	0
5	1965	645	6.47	0.54	1
6	1966	1766	7.48	-1.01	1
7	1967	1156	7.05	0.43	1
8	1968	2300	7.74	-0.69	1
9	1969	1729	7.46	0.28	0
10	1970	912	6.82	0.64	0
11	1971	897	6.8	0.02	1
12	1972	2411	7.79	-0.99	1
13	1973	463	6.14	1.65	1
14	1974	1461	7.29	-1.15	0
15	1975	1482	7.3	-0.01	0
16	1976	1482	7.3	0	0
17	1977	959	6.87	0.43	1
18	1978	1611	7.39	-0.52	0
19	1979	2660	7.89	-0.5	1
20	1980	1841	7.52	0.37	0
21	1981	1629	7.4	0.12	0
22	1982	1236	7.12	0.28	0
23	1983	707	6.56	0.56	1
24	1984	1975	7.59	-1.03	1
25	1985	784	6.67	0.92	1
26	1986	1088	6.99	-0.32	0
27	1987	1904	7.55	-0.56	0
28	1988	2125	7.66	-0.11	1
29	1989	419	6.04	1.62	1
30	1990	1508	7.32	-1.28	1
31	1991	1151	7.05	0.27	0
32	1992	936	6.84	0.21	1
33	1993	1114	7.02	-0.18	1
34	1994	448	6.11	0.91	1
35	1995	1110	7.01	-0.9	1
36	1996	764	6.64	0.37	1
37	1997	889	6.79	-0.15	0
38	1998	1343	7.2	-0.41	1
39	1999	1015	6.92	0.28	0
40	2000	455	6.12	0.8	1
41	2001	1400	7.24	-1.12	1
42	2002	752	6.62	0.62	0
43	2003	553	6.32	0.3	1
44	2004	605	6.41	-0.09	1
45	2005	533	6.28	0.13	1
46	2006	1041	6.95	-0.67	1
47	2007	533	6.28	0.67	0
48	2008	533	6.28	0	0
49	2009	509	6.23	0.05	1
50	2010	1061	6.97	-0.74	1
51	2011	893	6.8	0.17	1
52	2012	1108.88	7.01	-0.21	1
53	2013	525	6.27	0.74	0
54	2014	337	5.82	0.45	1
55	2015	476	6.17	-0.35	

Ek_Tablo 1.5. Sinan akım gözlem istasyonu bağımlılık sınamaları yardımcı değerleri

<i>m</i>	Yıl	Pik Debi	$\ln(1+Q_i)$	Sıra Farklılık	Dönüm Noktaları
1	1946	1421	7.26		
2	1947	946	6.85	0.41	1
3	1948	1536	7.34	-0.49	1
4	1949	1327	7.19	0.15	1
5	1950	1603	7.38	-0.19	1
6	1951	840	6.73	0.65	1
7	1952	1857	7.53	-0.8	1
8	1953	1241	7.12	0.41	1
9	1954	1278	7.15	-0.03	1
10	1955	1010	6.92	0.23	1
11	1956	1080	6.99	-0.07	0
12	1957	2063	7.63	-0.64	1
13	1958	1137	7.04	0.59	0
14	1959	516	6.25	0.79	1
15	1960	940	6.85	-0.6	1
16	1961	304	5.72	1.13	1
17	1962	1180	7.07	-1.35	0
18	1963	2806	7.94	-0.87	0
19	1964	2806	7.94	0	0
20	1965	1476	7.3	0.64	1
21	1966	2750	7.92	-0.62	

EK-2**Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Frekans Dağılım Yardımcı Değerleri****Ek_Tablo 2.1.** Akım gözlem istasyonlarına ait parametre yardımcı değerleri

	Ortalama	Varyans	Çarpıklık Katsayısı	Kurtosis Katsayısı
	$\bar{X}$	(σ^2)	(γ)	(κ)
Akkonak	1009.48	222807.3	0.4474	0.30307
Tutak	517.98	40631.41	0.5688	-0.0967
Diyadin	50.41	1322.77	2.0564	4.3631
Malabadi	1108.88	312942.1	0.8270	0.1736
Sinan	1434.14	479879.1	0.8199	0.2796

Ek 2.2 Akım gözlem istasyonlarına ait tahmin parametreleri**Ek_Tablo 2.2.a.** Akkonak akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Normal	Gamma	Weibull
$\mu = 1009.5$	$\alpha = 4.5736$	$\alpha = 1.6855$
$\sigma = 472.02$	$\beta = 220.72$	$\beta = 1145.8$

Ek_Tablo 2.2.b. Tutak akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Normal	Gamma	Johnson SB	Weibull	Gen. Pareto
$\mu = 517.98$	$\alpha = 6.6033$	$\gamma = 1.1514$ $\delta = 1.3786$	$\alpha = 2.8587$	$k = -0.54165$ $\mu = 228.93$
$\sigma = 201.57$	$\beta = 78.442$	$\lambda = 1392.0$ $\zeta = 71.261$	$\beta = 571.29$	$\sigma = 445.61$

Ek_Tablo 2.2.c. Diyadin akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Gamma	Gumbel	Johnson SB
$\alpha = 1.9208$	$\mu = 34.038$	$\gamma = 1.65270$ $\delta = 0.62145$
$\beta = 20.242$	$\sigma = 28.358$	$\lambda = 223.43$ $\zeta = 21.183$

Ek_Tablo 2.2.d. Malabadi akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Gamma	Johnson SB	Gen. Pareto
$\alpha = 3.9292$	$\gamma = 1.1714$ $\delta = 1.0328$	$k = -0.37361$ $\mu = 367.39$
$\beta = 282.21$	$\lambda = 3269.9$ $\zeta = 199.58$	$\sigma = 1018.5$

Ek_Tablo 2.2.e. Sinan akım gözlem istasyonu tahmin parametreleri

Normal	Johnson SB	Weibull	Gen. Pareto
$\mu = 1434.1$	$\gamma = 1.3201$ $\delta = 1.1558$	$\alpha = 2.0642$	$k = -0.35982$ $\mu = 528.3$
$\sigma = 692.73$	$\lambda = 4487.5$ $\zeta = 218.31$	$\beta = 1574.7$	$\sigma = 1231.8$

EK-3

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Dağılım Verileri

Ek_Tablo 3.1. Akkonak akım gözlem istasyonu dağılım verileri

$x = \text{debi}$	$f(x)$ Normal	$f(x)$ Gamma	$f(x)$ Weibull
0	8.5860E ⁻⁵	0	0
100	0.00013207	0.000013192	0.00027198
200	0.00019424	0.000099842	0.00042178
300	0.00027313	0.00027029	0.00052884
400	0.00036722	0.00048035	0.00060346
500	0.00047203	0.00067781	0.00065077
600	0.00058014	0.00082663	0.00067465
700	0.00068172	0.00091156	0.00067868
800	0.00076591	0.00093382	0.00066625
900	0.00082274	0.00090427	0.00064069
1000	0.00084500	0.00083763	0.00060510
1100	0.00082977	0.00074853	0.00056238
1200	0.00077906	0.00064936	0.00051510
1300	0.00069934	0.00054947	0.00046548
1400	0.00060022	0.00045519	0.00041541
1500	0.00049254	0.00037026	0.00036639
1600	0.00038644	0.00029642	0.00031957
1700	0.00028989	0.00023401	0.00027579
1800	0.00020792	0.00018246	0.00023561
1900	0.00014258	0.00014071	0.00019933
2000	0.000093483	0.00010744	0.00016705
2100	0.000058602	0.000081306	0.00013874
2200	0.000035124	0.000061031	0.00011421
2300	0.000026128	0.000045475	0.000093209
2400	0.000011028	0.000033656	0.000075439
2500	5.7773E ⁻⁶	0.000024754	0.000060560
2600	2.8936E ⁻⁶	0.000018103	0.000048229
2700	1.3857E ⁻⁶	0.000013169	0.000038110
2800	6.3447E ⁻⁷	9.5333E ⁻⁶	0.000029884
2900	2.7775E ⁻⁷	6.8697E ⁻⁶	0.000023258
3000	1.1626E ⁻⁷	4.9293E ⁻⁶	0.000017968
3100	4.6524E ⁻⁸	3.523E ⁻⁶	0.000013781
3200	1.7801E ⁻⁸	2.5085E ⁻⁶	0.000010494
3300	6.5121E ⁻⁹	1.7800E ⁻⁶	7.935E ⁻⁶
3400	2.2778E ⁻⁹	1.2589E ⁻⁶	5.9586E ⁻⁶
3500	7.6174E ⁻¹⁰	8.8756E ⁻⁷	4.4439E ⁻⁶
3600	2.4356E ⁻¹⁰	6.2396E ⁻⁷	3.292E ⁻⁶
3700	7.4459E ⁻¹¹	4.3743E ⁻⁷	2.4224E ⁻⁶
3800	2.1764E ⁻¹¹	3.0587E ⁻⁷	1.7708E ⁻⁶
3900	6.0823E ⁻¹²	2.1335E ⁻⁷	1.2861E ⁻⁶
4000	1.6252E ⁻¹²	1.4846E ⁻⁷	9.281E ⁻⁷

Ek_Tablo 3.2. Tutak akım gözlem istasyonu dağılım verileri

$x = \text{debi}$	$f(x)$ Normal	$f(x)$ Gamma	$f(x)$ Johnson SB	$f(x)$ Weibull	$f(x)$ Gen. Pareto
0	0.000072876	0	-	0	-
100	0.00023056	0.000040051	$3.2876E^{-6}$	0.00019477	-
200	0.00057031	0.00054417	0.00064121	0.00067676	-
300	0.0011	0.00147	0.00159	0.00129	0.00208
400	0.00167	0.00207	0.00196	0.0018	0.00184
500	0.00197	0.00202	0.00185	0.00197	0.0016
600	0.00182	0.00157	0.0015	0.00173	0.00135
700	0.00132	0.00104	0.00108	0.00122	0.00109
800	0.00074373	0.00061289	0.00069708	0.00068227	0.00082353
900	0.00032850	0.00033140	0.00039740	0.00029771	0.00053645
1000	0.00011344	0.00016715	0.00019198	0.000099802	0.00021557
1100	0.000030627	0.000079687	0.000072241	0.000025237	-
1200	$6.4648E^{-6}$	0.000036264	0.000017583	$4.722E^{-6}$	-
1300	$1.0669E^{-6}$	0.000015871	$1.6636E^{-6}$	$6.4101E^{-7}$	-
1400	$1.3766E^{-7}$	$6.719E^{-6}$	$5.5777E^{-9}$	$6.1883E^{-8}$	-
1500	$1.3887E^{-8}$	$2.7641E^{-6}$	-	$4.1637E^{-9}$	-
1600	$1.0953E^{-9}$	$1.1091E^{-6}$	-	$1.9135E^{-10}$	-
1700	$6.7537E^{-11}$	$4.3535E^{-7}$	-	$5.88855E^{-12}$	-
1800	$3.2559E^{-12}$	$1.676E^{-7}$	-	$1.1874E^{-13}$	-
1900	$1.2272E^{-13}$	$6.3417E^{-8}$	-	$1.5398E^{-15}$	-

Ek_Tablo 3.3. Diyadin akım gözlem istasyonu dağılım verileri

$x = \text{debi}$	$f(x)$ Gamma	$f(x)$ Gumbel	$f(x)$ Johnson SB
0	0	0.00423	-
10	0.01105	0.00797	-
20	0.01429	0.01122	-
30	0.01418	0.01284	0.02771
40	0.01263	0.01271	0.01418
50	0.01059	0.01136	0.00886
60	0.00856	0.00946	0.00612
70	0.00674	0.00749	0.00449
80	0.00521	0.00572	0.00342
90	0.00396	0.00427	0.00269
100	0.00298	0.00312	0.00215
110	0.00222	0.00226	0.00175
120	0.00165	0.00162	0.00144
130	0.00121	0.00116	0.00119
140	0.00088563	0.00082069	0.00099485
150	0.00064468	0.00058091	0.00082949
160	0.00046737	0.00041032	0.00069042
170	0.0003376	0.00028939	0.00057145
180	0.0002409	0.00020390	0.00046792
190	0.00017454	0.00014355	0.00037624
200	0.00012500	0.00010101	0.00029348

Ek_Tablo 3.4. Malabadi akım gözlem istasyonu dağılım verileri

$x = \text{debi}$	$f(x)$ Gamma	$f(x)$ Johnson SB	$f(x)$ Gen. Pareto
0	0	-	-
100	0.000021668	-	-
200	0.00011586	$6.5292E^{-5}$	-
300	0.00026648	0.00024116	-
400	0.00043425	0.00056417	0.00096221
500	0.00058576	0.00073975	0.00090307
600	0.00070109	0.00080827	0.00084546
700	0.00077266	0.00081407	0.00078939
800	0.00080162	0.00078508	0.00073488
900	0.00079418	0.00073774	0.00068195
1000	0.00075869	0.00068159	0.000630064
1100	0.00070376	0.00062221	0.00058095
1200	0.00063713	0.00056281	0.00053293
1300	0.00056515	0.00050527	0.00048659
1400	0.00049267	0.00045058	0.00044197
1500	0.00042309	0.00039927	0.00039909
1600	0.00035863	0.00035156	0.00035800
1700	0.00030053	0.00030748	0.00031873
1800	0.00024929	0.00026699	0.00028132
1900	0.00020493	0.00022995	0.00024582
2000	0.0001671	0.00019621	0.00021228
2100	0.00013525	0.00016562	0.00018075
2200	0.00010875	0.00013803	0.00015130
2300	0.000086916	0.00011328	0.00012400
2400	0.000069080	0.000091249	0.000098934
2500	0.000054626	0.000071823	0.000076204
2600	0.000042994	0.000054902	0.000055930
2700	0.000033692	0.000040408	0.000038264
2800	0.000026297	0.000028273	0.000023407
2900	0.000020448	0.000018442	0.000011644
3000	0.000015845	0.000010857	$3.4419E^{-6}$

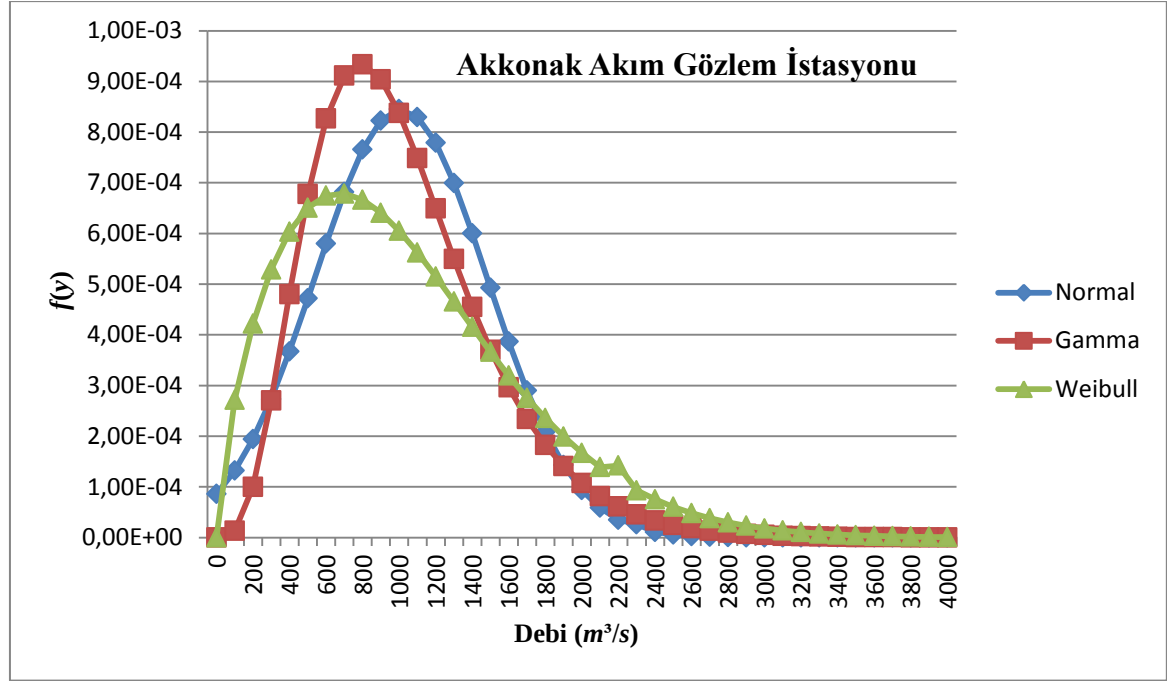
Ek_Tablo 3.5. Sinan akım gözlem istasyonu dağılım verileri

$x = \text{debi}$	$f(x)$ Normal	$f(x)$ Johnson SB	$f(x)$ Weibull	$f(x)$ Gen. Pareto
0	0.000067554	-	0	-
100	0.000090140	-	0.000069507	-
200	0.0001178	-	0.00014378	-
300	0.00015076	0.000025747	0.00021730	-
400	0.00018898	0.00017176	0.00028743	-
500	0.00023200	0.00034283	0.00035209	-
600	0.00027893	0.00047795	0.00040957	0.00078182
700	0.00032844	0.00056751	0.00045853	0.00074080
800	0.00037877	0.00061786	0.00049800	0.00070076
900	0.00042780	0.00063825	0.00052738	0.00066169
1000	0.00047321	0.00063700	0.00054648	0.00062360
1100	0.00051265	0.00062072	0.00055544	0.00058651
1200	0.00054392	0.00059439	0.00055476	0.00055042
1300	0.00056520	0.00056165	0.00054522	0.00051534
1400	0.00057520	0.00052515	0.00052784	0.00048127
1500	0.00057330	0.00048679	0.00050378	0.00044823
1600	0.00055962	0.00044792	0.00047435	0.00041622

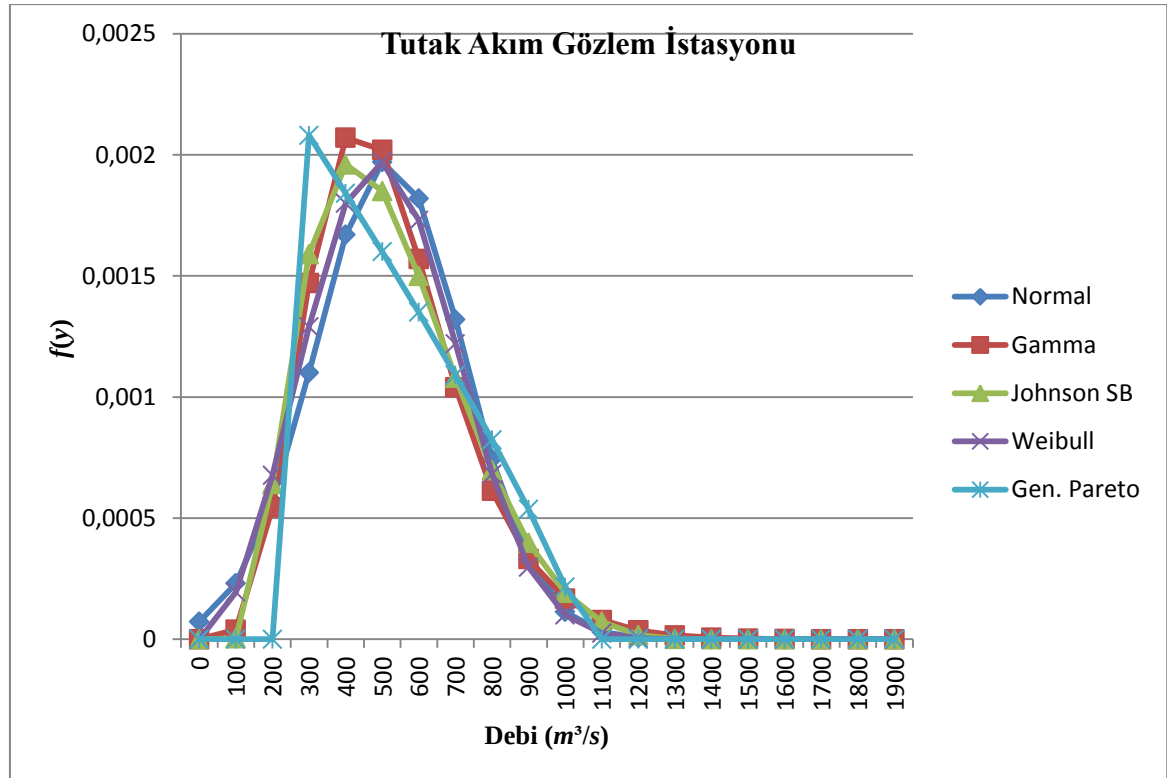
1700	0.00053501	0.00040949	0.00044085	0.00038525
1800	0.00050093	0.00037215	0.00040458	0.00035534
1900	0.00045935	0.00033633	0.00036680	0.00032649
2000	0.00041253	0.00030234	0.00032860	0.00029872
2100	0.00036284	0.00027033	0.00029096	0.00027203
2200	0.00031256	0.00024040	0.00025471	0.00024644
2300	0.00026369	0.00021259	0.00022048	0.00022197
2400	0.00021788	0.00018688	0.00018874	0.00019863
2500	0.00017631	0.00016324	0.00015982	0.00017643
2600	0.00013973	0.00014162	0.00013386	0.00015539
2700	0.00010846	0.00012194	0.00011093	0.00013553
2800	0.000082446	0.00010413	0.000090955	0.00011686
2900	0.000061381	0.000088092	0.000073794	0.000099424
3000	0.000044755	0.00007375	0.000059246	0.000083231
3100	0.000031960	0.000061011	0.000047073	0.000068313
3200	0.000022352	0.000049787	0.000037016	0.000054700
3300	0.00001531	0.000039988	0.000028809	0.000042430
3400	0.000010271	0.000031526	0.000022193	0.000031546
3500	6.7478E ⁻⁶	0.000024313	0.000016922	0.000022100
3600	4.3419E ⁻⁶	0.000018259	0.000012772	0.000014158
3700	2.7361E ⁻⁶	0.000013275	9.5426E ⁻⁶	7.8062E ⁻⁶
3800	1.6887E ⁻⁶	9.2704E ⁻⁶	7.0577E ⁻⁶	3.1699E ⁻⁶
3900	1.0207E ⁻⁶	6.1497E ⁻⁶	5.1674E ⁻⁶	4.6613E ⁻⁶
4000	6.0427E ⁻⁷	3.8144E ⁻⁶	3.7454E ⁻⁶	-

EK – 4

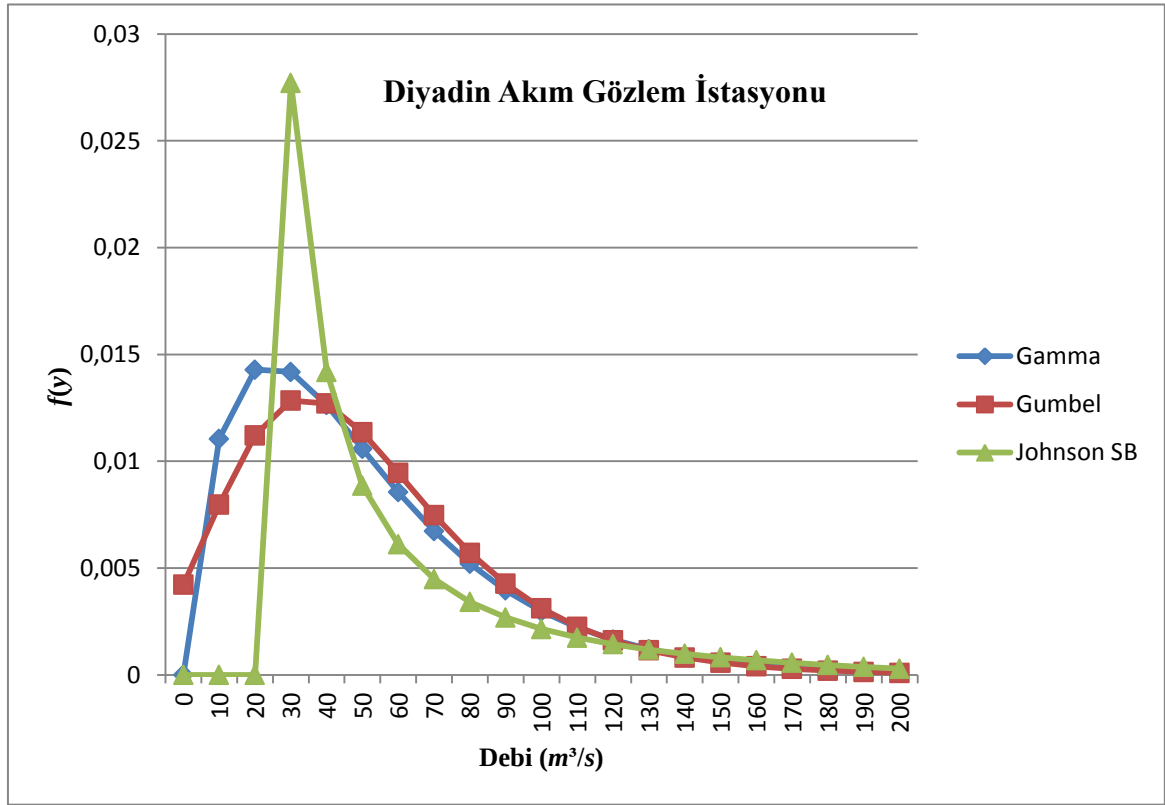
Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Dağılım Karşılaştırmaları



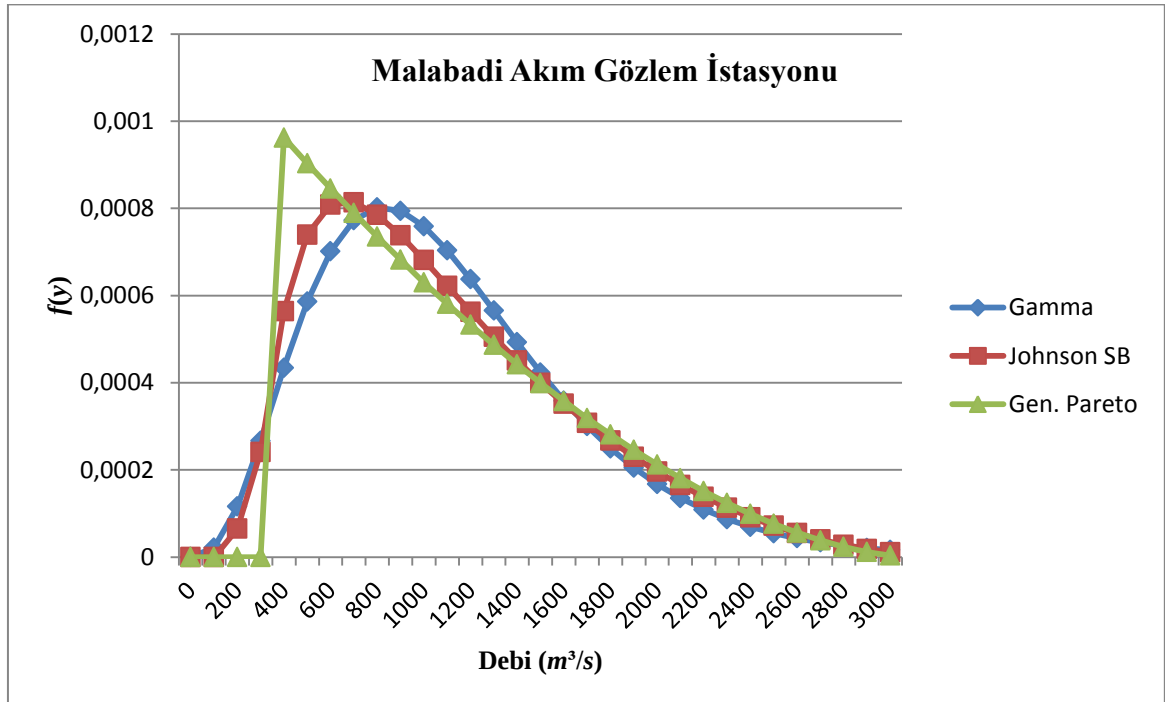
Ek_Şekil 4.1. Akkonak gözlem istasyonlarına ait dağılım karşılaştırması



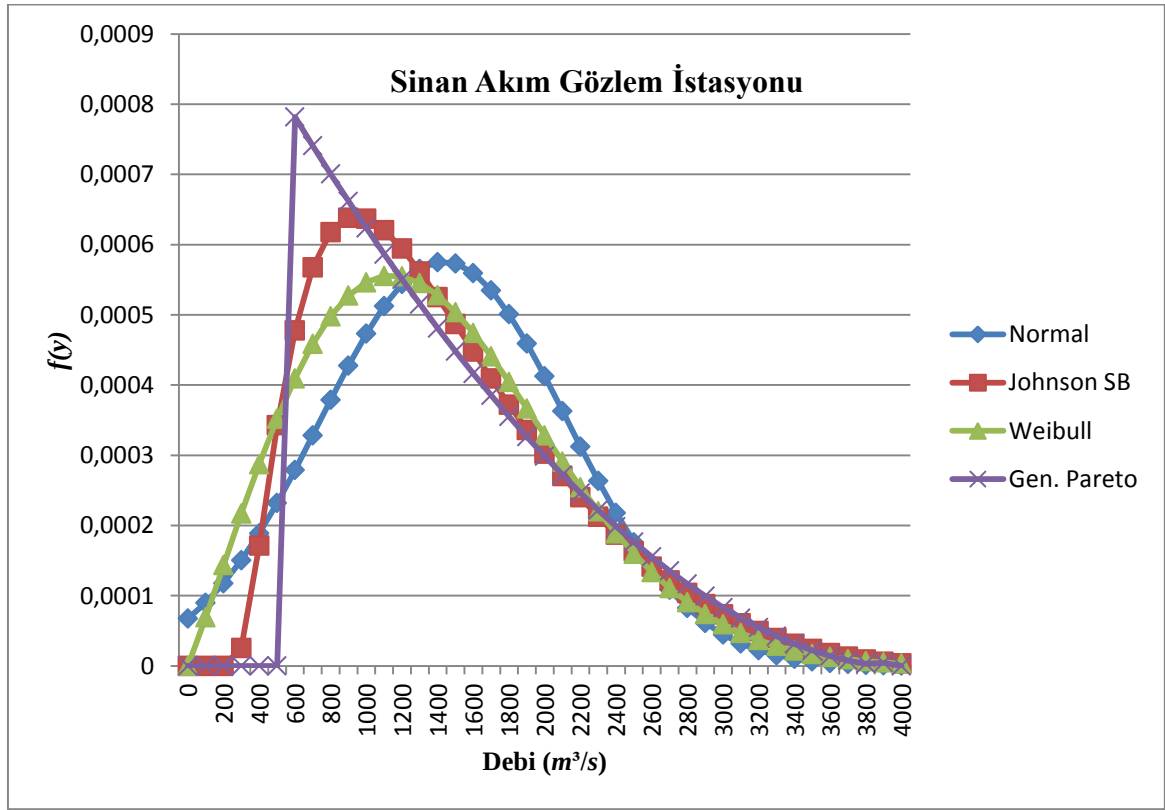
Ek_Şekil 4.2. Tutak gözlem istasyonlarına ait dağılım karşılaştırması



Ek_Şekil 4.3. Diyadin gözlem istasyonlarına ait dağılım karşılaştırması



Ek_Şekil 4.4. Malabadi gözlem istasyonlarına ait dağılım karşılaştırması



Ek_Şekil 4.5. Sinan gözlem istasyonlarına ait dağılım karşılaştırması

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Frekans Değerleri**Ek_Table 5.1.** Akkonak gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri

Aralık	Gözlem Sayısı	Rölatif Frekans	Kümülatif Frekans
	(n_i)	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
500	2	0.10	0.10
900	8	0.38	0.48
1300	6	0.29	0.77
1700	3	0.14	0.91
2100	2	0.09	1.00

Ek_Table 5.2. Tutak gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri

Aralık	Gözlem Sayısı	Rölatif Frekans	Kümülatif Frekans
	(n_i)	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
165	1	0.02	0.02
330	7	0.14	0.16
495	19	0.38	0.54
660	12	0.24	0.78
825	5	0.10	0.88
990	6	0.12	1.00

Ek_Table 5.3. Diyardin gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri

Aralık	Gözlem Sayısı	Rölatif Frekans	Kümülatif Frekans
	(n_i)	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
32	7	0.39	0.39
64	8	0.44	0.83
96	1	0.06	0.89
128	1	0.06	0.95
160	1	0.05	1.00

Ek_Table 5.4. Malabadi gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri

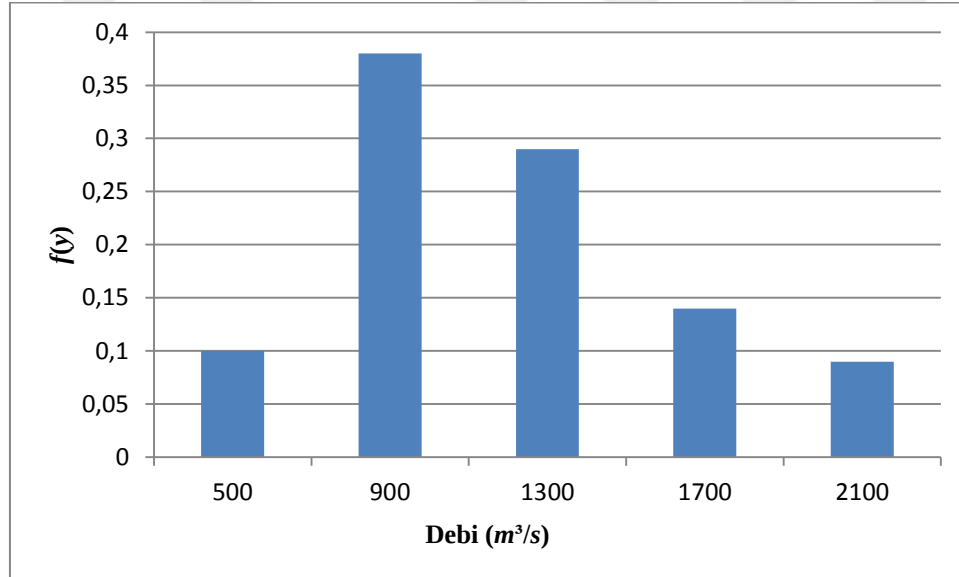
Aralık	Gözlem Sayısı	Rölatif Frekans	Kümülatif Frekans
	(n_i)	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
450	3	0.06	0.06
900	19	0.35	0.41
1350	17	0.31	0.72
1800	9	0.16	0.88
2250	4	0.07	0.95
2700	3	0.05	1.00

Ek_Tablo 5.5. Sinan gözlem istasyonlarına ait frekans değerleri

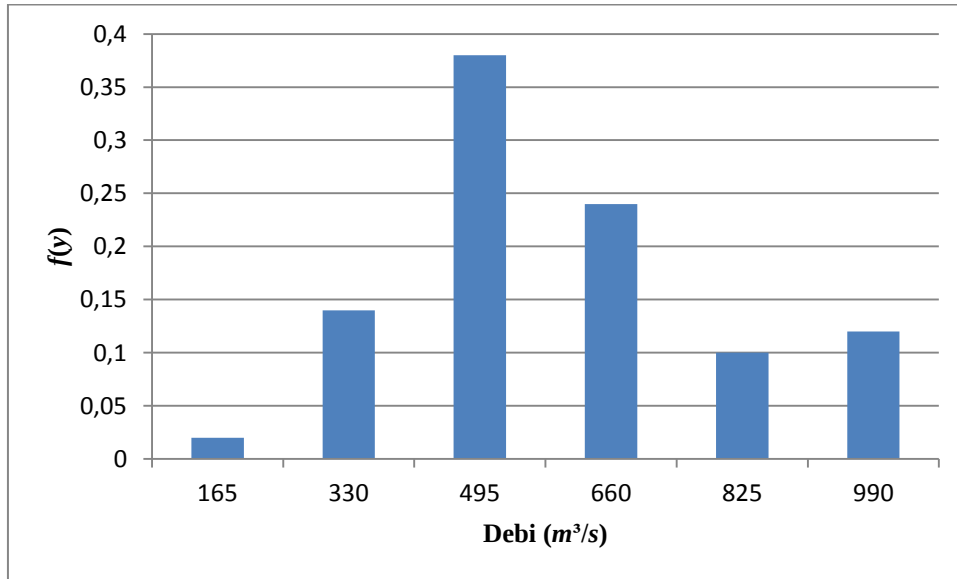
Aralık	Gözlem Sayısı	Rölatif Frekans	Kümülatif Frekans
	(n_i)	$f_i = n_i / N$	$f(x_i)$
562	2	0.09	0.09
1124	5	0.24	0.33
1686	9	0.43	0.76
2248	2	0.10	0.86
2810	3	0.14	1.00

EK – 6

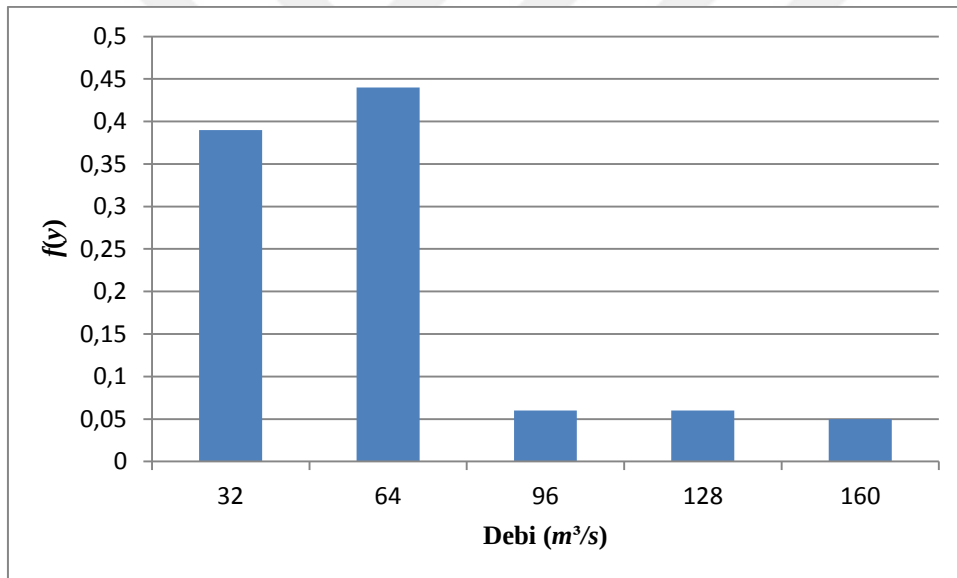
Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Rölatif Frekans Histogramları



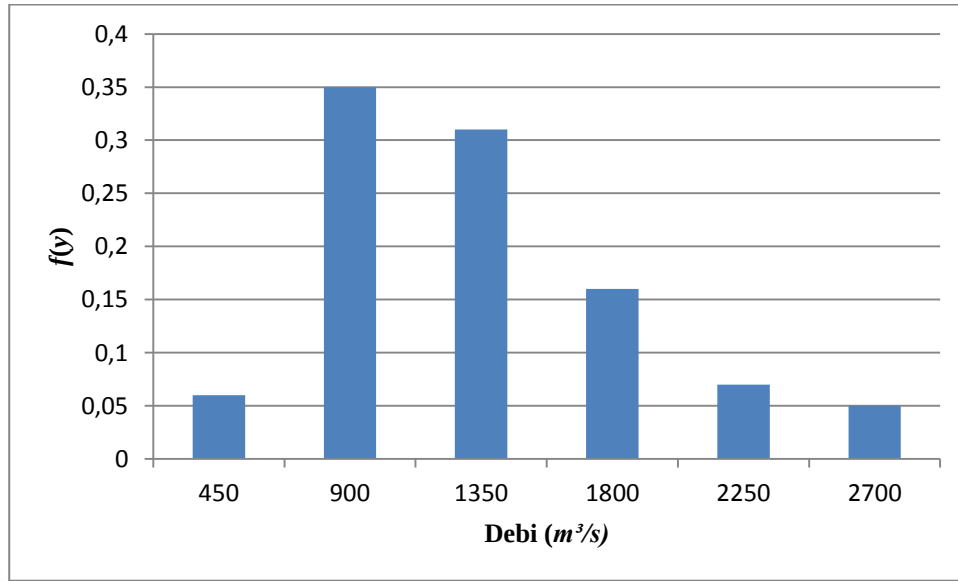
Ek_Şekil 6.1. Akkonak gözlem istasyonu rölatif frekans histogramı



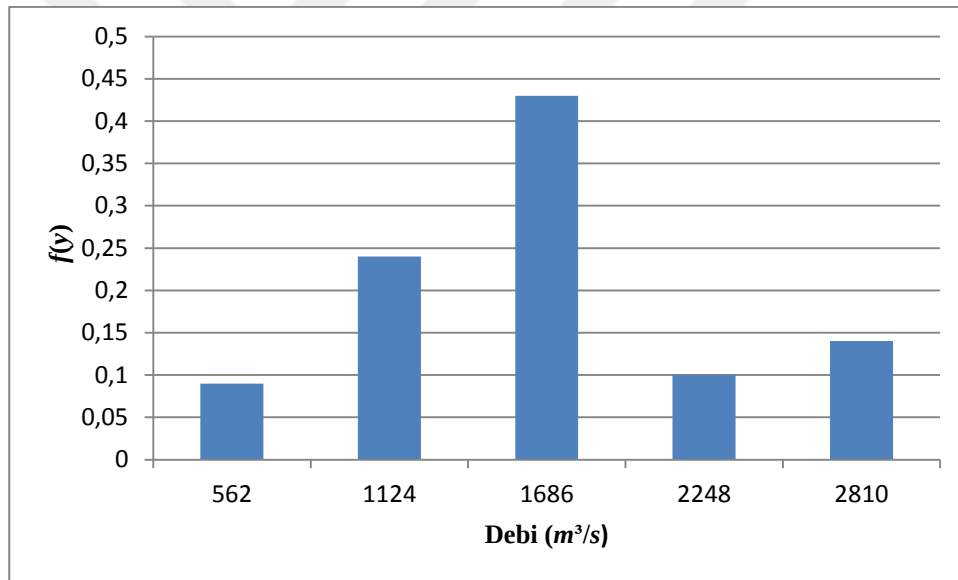
Ek_Şekil 6.2. Tutak gözlem istasyonu rölatif frekans histogramı



Ek_Şekil 6.3. Diyadin gözlem istasyonu rölatif frekans histogramı



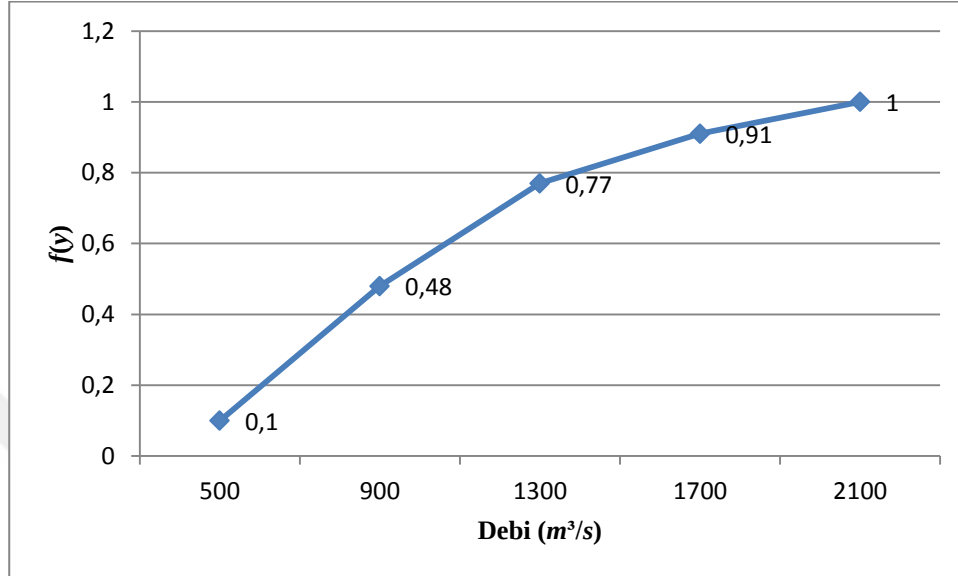
Ek_Şekil 6.4. Malabadi gözlem istasyonu rölatif frekans histogramı



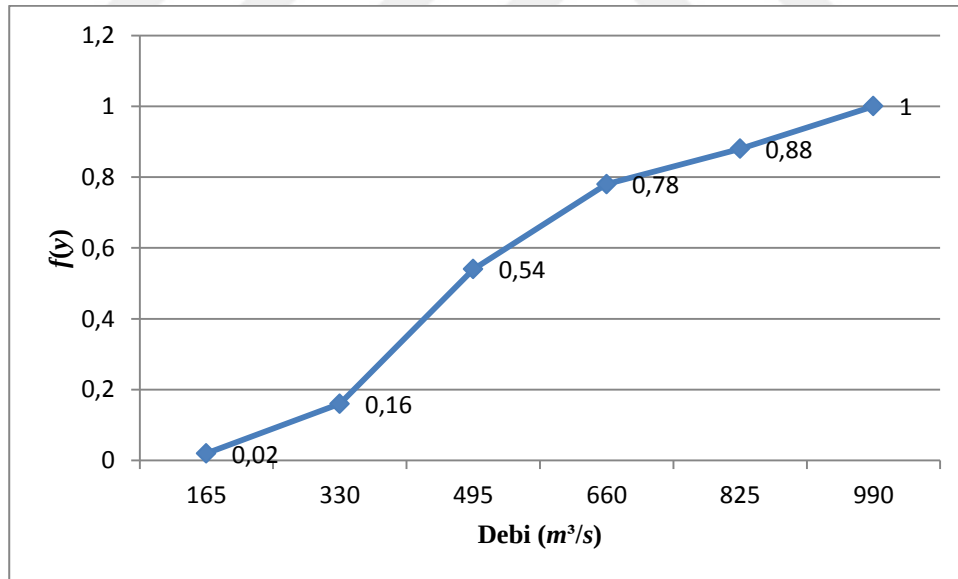
Ek_Şekil 6.5. Sinan gözlem istasyonu rölatif frekans histogramı

EK – 7

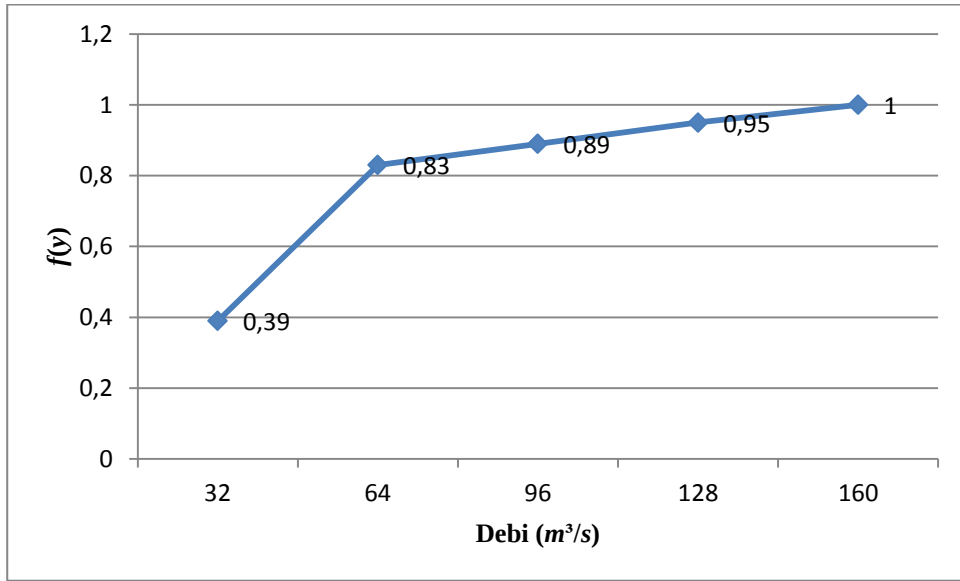
Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Kümülatif Frekans Eğrileri



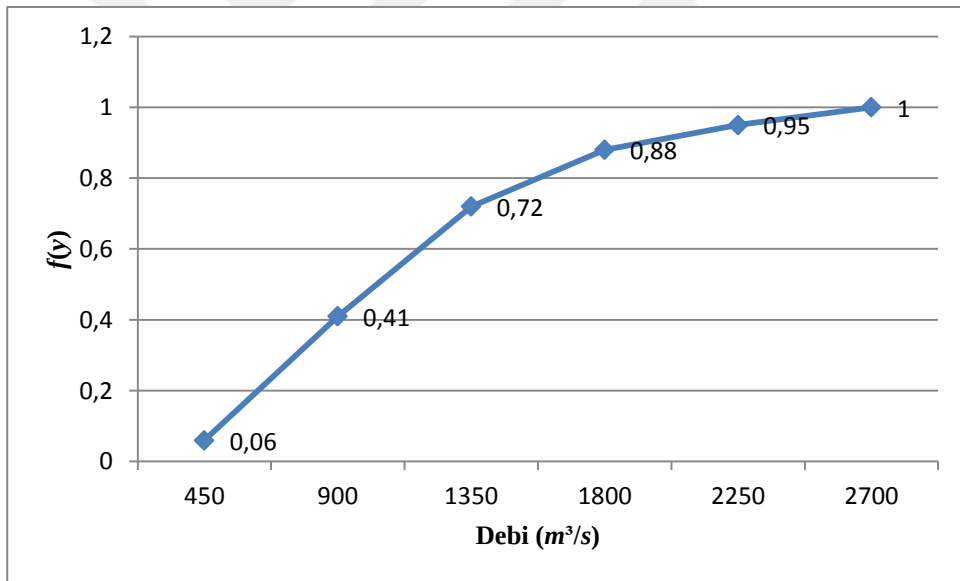
Ek_Şekil 7.1. Akkonak gözlem istasyonu kümülatif frekans eğrisi



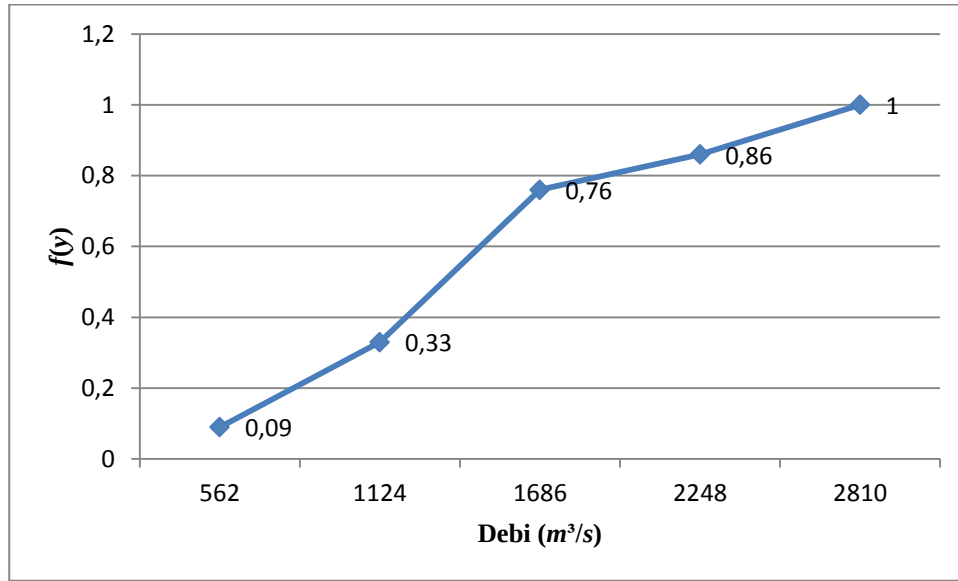
Ek_Şekil 7.2. Tutak gözlem istasyonu kümülatif frekans eğrisi



Ek_Şekil 7.3. Diyardin gözlem istasyonu kümülatif frekans eğrisi



Ek_Şekil 7.4. Malabadi gözlem istasyonu kümülatif frekans eğrisi



Ek_Şekil 7.5. Sinan gözlem istasyonu kümülatif frekans eğrisi

EK – 8

Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Ki-Kare Uygunluk Sınama Sonuçları

Ek_Table 8.1. Akkonak akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sınama sonuçları

Dağılım Türü	P değeri	Kritik Değer	Ki-Kare	Uygunluğu
Normal	0.30352	5.4119	1.0587	Uygun
Gamma	0.87047	7.824	0.27743	Uygun
Weibull	0.64857	5.4119	0.20771	Uygun

Ek_Table 8.2. Tutak akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sınama sonuçları

Dağılım Türü	P değeri	Kritik Değer	Ki-Kare	Uygunluğu
Normal	0.68181	13.388	3.118	Uygun
Gamma	0.99611	13.388	0.37012	Uygun
Johnson SB	0.93024	13.388	1.3449	Uygun
Weibull	0.85712	13.388	1.9419	Uygun
Gen. Pareto		Uygulanabilir Değil		

Ek_Table 8.3. Diyadin akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sınama sonuçları

Dağılım Türü	P değeri	Kritik Değer	Ki-Kare	Uygunluğu
Gamma	0.14887	7.824	3.8094	Uygun
Gumbel	0.14799	7.824	3.8212	Uygun
Johnson SB		Uygulanabilir Değil		

Ek_Tablo 8.4. Malabadi akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sinama sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	Ki-Kare	Uygunluğu
Gamma	0.38725	13.388	5.2404	Uygun
Johnson SB	0.41247	13.388	5.0281	Uygun
Gen. Pareto		Uygulanabilir Değil		

Ek_Tablo 8.5. Sinan akım gözlem istasyonu ki-kare uygunluk sinama sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	Ki-Kare	Uygunluğu
Normal	0.34363	7.824	2.1364	Uygun
Johnson SB	0.53930	7.824	1.235	Uygun
Weibull	0.48504	7.824	1.4471	Uygun
Gen. Pareto		Uygulanabilir Değil		

EK – 9 Akım Gözlem İstasyonlarına Ait K-S Değerleri**Ek_Tablo 9.1.** Akkonak akım gözlem istasyonu k-s uygunluk sinama sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	K-S	Uygunluğu
Normal	0.56449	0.32104	0.16459	Uygun
Gamma	0.29449	0.32104	0.20569	Uygun
Weibull	0.09889	0.32104	0.25906	Uygun

Ek_Tablo 9.2. Tutak akım gözlem istasyonu k-s uygunluk sinama sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	K-S	Uygunluğu
Normal	0.74236	0.21068	0.09324	Uygun
Gamma	0.94894	0.21068	0.07069	Uygun
Johnson SB	0.83654	0.21068	0.08465	Uygun
Weibull	0.94871	0.21068	0.07072	Uygun
Gen. Pareto	0.48821	0.21068	0.11492	Uygun

Ek_Tablo 9.3. Diyadin akım gözlem istasyonu k-s uygunluk sinama sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	K-S	Uygunluğu
Gamma	0.62914	0.34569	0.16819	Uygun
Gumbel	0.55396	0.34569	0.17872	Uygun
Johnson SB	0.80187	0.34569	0.14364	Uygun

Ek_Tablo 9.4. Malabadi akım gözlem istasyonu k-s uygunluk sinama sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	K-S	Uygunluğu
Gamma	0.71121	0.20107	0.09156	Uygun
Johnson SB	0.84817	0.20107	0.07972	Uygun
Gen. Pareto	0.75320	0.20107	0.08813	Uygun

Ek_Tablo 9.5. Sinan akım gözlem istasyonu k-s uygunluk sinama sonuçları

Dağılım Türü	<i>P</i> değeri	Kritik Değer	K-S	Uygunluğu
Normal	0.55669	0.32104	0.16562	Uygun
Johnson SB	0.79140	0.32104	0.13492	Uygun
Weibull	0.68763	0.32104	0.14872	Uygun
Gen. Pareto	0.62508	0.32104	0.15674	Uygun

EK – 10**Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Aşılma Olasılıkları****Ek_Tablo 10.1.** Akkonak gözlem istasyonlarına ait aşılma olasılıkları

<i>m</i>	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
1	2007	121	0.045	0.955	1.047
2	2009	318	0.091	0.909	1.100
3	2008	507	0.136	0.864	1.157
4	1996	772	0.182	0.818	1.222
5	1999	772	0.227	0.773	1.294
6	2000	772	0.273	0.727	1.376
7	2005	776	0.318	0.682	1.466
8	2001	789	0.364	0.636	1.572
9	1984	822	0.409	0.591	1.692
10	1983	838	0.455	0.545	1.835
11	1986	905	0.500	0.500	2.000
12	2010	908	0.545	0.455	2.198
13	2002	1000	0.591	0.409	2.445
14	1997	1163	0.636	0.364	2.747
15	2006	1168	0.682	0.318	3.145
16	1998	1192	0.727	0.273	3.663
17	2004	1384	0.773	0.227	4.405
18	1985	1564	0.818	0.182	5.495
19	2003	1575	0.864	0.136	7.353
20	1988	1774	0.909	0.091	10.989
21	1987	2079	0.955	0.045	22.222

Ek_Tablo 10.2. Tutak gözlem istasyonlarına ait aşılma olasılıkları

<i>m</i>	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
1	1989	135	0.02	0.98	1.02
2	1962	206	0.039	0.961	1.041
3	1971	239	0.059	0.941	1.063
4	1974	248	0.078	0.922	1.085
5	2008	263	0.098	0.902	1.109
6	2004	279	0.118	0.882	1.134
7	1999	300	0.137	0.863	1.159
8	2009	321	0.157	0.843	1.186
9	1970	343	0.176	0.824	1.214
10	2000	349	0.196	0.804	1.244
11	1979	367	0.216	0.784	1.276
12	1964	392	0.235	0.765	1.307
13	1965	392	0.255	0.745	1.342
14	1983	392	0.275	0.725	1.379
15	1996	395	0.294	0.706	1.416
16	1994	400	0.314	0.686	1.458
17	2001	415	0.333	0.667	1.499
18	1977	418	0.353	0.647	1.546
19	1967	428	0.373	0.627	1.595
20	2002	450	0.392	0.608	1.645
21	1998	455	0.412	0.588	1.701
22	1984	456	0.431	0.569	1.757
23	1986	463	0.451	0.549	1.821

24	1966	479	0.471	0.529	1.89
25	2005	479	0.490	0.510	1.961
26	1972	488	0.510	0.490	2.041
27	1991	491	0.529	0.471	2.123
28	1963	517.98	0.549	0.451	2.217
29	1968	517.98	0.569	0.431	2.32
30	1992	526	0.588	0.412	2.427
31	2011	542	0.608	0.392	2.551
32	1990	555	0.627	0.373	2.681
33	1973	563	0.647	0.353	2.833
34	2006	566	0.667	0.333	3.003
35	1980	575	0.686	0.314	3.185
36	1978	588	0.706	0.294	3.401
37	1995	614	0.725	0.275	3.636
38	1997	620	0.745	0.255	3.922
39	1993	647	0.765	0.235	4.255
40	2007	668	0.784	0.216	4.63
41	1982	674	0.804	0.196	5.102
42	2003	731	0.824	0.176	5.682
43	1981	738	0.843	0.157	6.369
44	1969	783	0.863	0.137	7.299
45	1985	840	0.882	0.118	8.475
46	1975	844	0.902	0.098	10.204
47	1988	881	0.922	0.078	12.821
48	1976	904	0.941	0.059	16.949
49	1987	975	0.961	0.039	25.641
50	2010	986	0.980	0.020	50.000

Ek_Tablo 10.3. Diyadin gözlem istasyonlarına ait aşılma olasılıkları

<i>m</i>	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
1	1989	18	0.053	0.947	1.056
2	1974	19	0.105	0.895	1.117
3	1994	22.6	0.158	0.842	1.188
4	1970	27	0.211	0.789	1.267
5	1997	28	0.263	0.737	1.357
6	1975	32	0.316	0.684	1.462
7	1995	32	0.368	0.632	1.582
8	1998	36.5	0.421	0.579	1.727
9	1993	37.4	0.474	0.526	1.901
10	1992	41	0.526	0.474	2.110
11	1996	41	0.579	0.421	2.375
12	1972	50.41	0.632	0.368	2.717
13	1973	50.41	0.684	0.316	3.165
14	1988	53	0.737	0.263	3.802
15	1971	60	0.789	0.211	4.739
16	1991	84	0.842	0.158	6.329
17	1987	115	0.895	0.105	9.524
18	1990	160	0.947	0.053	18.868

Ek_Tablo 10.4. Malabadi gözlem istasyonlarına ait aşılma olasılıkları

m	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
1	2014	337	0.018	0.982	1.018
2	1989	419	0.036	0.964	1.037
3	1994	448	0.054	0.946	1.057
4	2000	455	0.071	0.929	1.076
5	1973	463	0.089	0.911	1.098
6	2015	476	0.107	0.893	1.120
7	1961	497	0.125	0.875	1.143
8	2009	509	0.143	0.857	1.167
9	2013	525	0.161	0.839	1.192
10	2005	533	0.179	0.821	1.218
11	2007	533	0.196	0.804	1.244
12	2008	533	0.214	0.786	1.272
13	2003	553	0.232	0.768	1.302
14	2004	605	0.250	0.750	1.333
15	1965	645	0.268	0.732	1.366
16	1983	707	0.286	0.714	1.401
17	2002	752	0.304	0.696	1.437
18	1996	764	0.321	0.679	1.473
19	1985	784	0.339	0.661	1.513
20	1997	889	0.357	0.643	1.555
21	2011	893	0.375	0.625	1.600
22	1971	897	0.393	0.607	1.647
23	1970	912	0.411	0.589	1.698
24	1992	936	0.429	0.571	1.751
25	1977	959	0.446	0.554	1.805
26	1999	1015	0.464	0.536	1.866
27	1962	1039	0.482	0.518	1.931
28	2006	1041	0.500	0.500	2.000
29	2010	1061	0.518	0.482	2075
30	1986	1088	0.536	0.464	2.155
31	1963	1108.88	0.554	0.446	2.242
32	1964	1108.88	0.571	0.429	2.331
33	2012	1108.88	0.589	0.411	2.433
34	1995	1110	0.607	0.393	2.545
35	1993	1114	0.625	0.375	2.667
36	1991	1151	0.643	0.357	2.801
37	1967	1156	0.661	0.339	2.95
38	1982	1236	0.679	0.321	3.115
39	1998	1343	0.696	0.304	3.289
40	2001	1400	0.714	0.286	3.497
41	1974	1461	0.732	0.268	3.731
42	1975	1482	0.750	0.250	4.000
43	1976	1482	0.768	0.232	4.31
44	1990	1508	0.786	0.214	4.673
45	1978	1611	0.804	0.196	5.102
46	1981	1629	0.821	0.179	5.587
47	1969	1729	0.839	0.161	6.211
48	1966	1766	0.857	0.143	6.993
49	1980	1841	0.875	0.125	8.000
50	1987	1904	0.893	0.107	9.346
51	1984	1975	0.911	0.089	11.236
52	1988	2125	0.929	0.071	14.085
53	1968	2300	0.946	0.054	18.519
54	1972	2411	0.964	0.036	27.778
55	1979	2660	0.982	0.018	55.556

Ek_Tablo 10.5. Sinan gözlem istasyonlarına ait aşılma olasılıkları

<i>m</i>	Yıl	Debi	Aşılmama	Aşılma	Dönüş Periyodu
1	1961	304	0.045	0.955	1.047
2	1959	516	0.091	0.909	1.100
3	1951	840	0.136	0.864	1.157
4	1960	940	0.182	0.818	1.222
5	1947	946	0.227	0.773	1.294
6	1955	1010	0.273	0.727	1.376
7	1956	1080	0.318	0.682	1.466
8	1958	1137	0.364	0.636	1.572
9	1962	1180	0.409	0.591	1.692
10	1953	1241	0.455	0.545	1.835
11	1954	1278	0.500	0.500	2.000
12	1949	1327	0.545	0.455	2.198
13	1946	1421	0.591	0.409	2.445
14	1965	1476	0.636	0.364	2.747
15	1948	1536	0.682	0.318	3.145
16	1950	1603	0.727	0.273	3.663
17	1952	1857	0.773	0.227	4.405
18	1957	2063	0.818	0.182	5.495
19	1966	2750	0.864	0.136	7.353
20	1963	2806	0.909	0.091	10.989
21	1964	2806	0.955	0.045	22.222

EK – 11**Akım Gözlem İstasyonlarına Ait Tahmini Taşkın Debileri****Ek_Tablo 11.1.** Akkonak akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

<i>T</i>	5	10	20	50	100	200	500
Normal	1406.7	1614.4	1785.9	1978.9	2107.6	2225.3	2368.0
Gamma	1370.6	1641.8	1889.9	2196.0	2416.3	2629.5	2902.9
Weibull	1519.5	1879.3	2196.9	2573.8	2835.3	3081.3	3387.1

Ek_Tablo 11.2. Tutak akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

<i>T</i>	5	10	20	50	100	200	500
Normal	687.6	776.3	849.5	931.9	986.9	1037.2	1098.1
Gamma	675.6	787.2	887.8	1010.4	1097.8	1181.8	1288.7
Johnson SB	689.4	800.1	890.5	987.2	1047.1	1097.9	1153.9
Weibull	674.8	767.8	838.6	920.6	974.7	1023.7	1082.4
Gen. Pareto	707.6	815.3	889.2	952.8	983.7	1005.0	1023.2

Ek_Tablo 11.3. Diyadin akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

T	5	10	20	50	100	200	500
Gamma	75.8	98.9	121.1	149.4	170.3	190.9	217.78
Gumbel	76.6	97.8	118.3	144.7	164.5	184.2	210.24
Johnson SB	68.8	100.5	132.2	167.7	188.1	203.4	217.31

Ek_Tablo 11.4. Malabadi akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

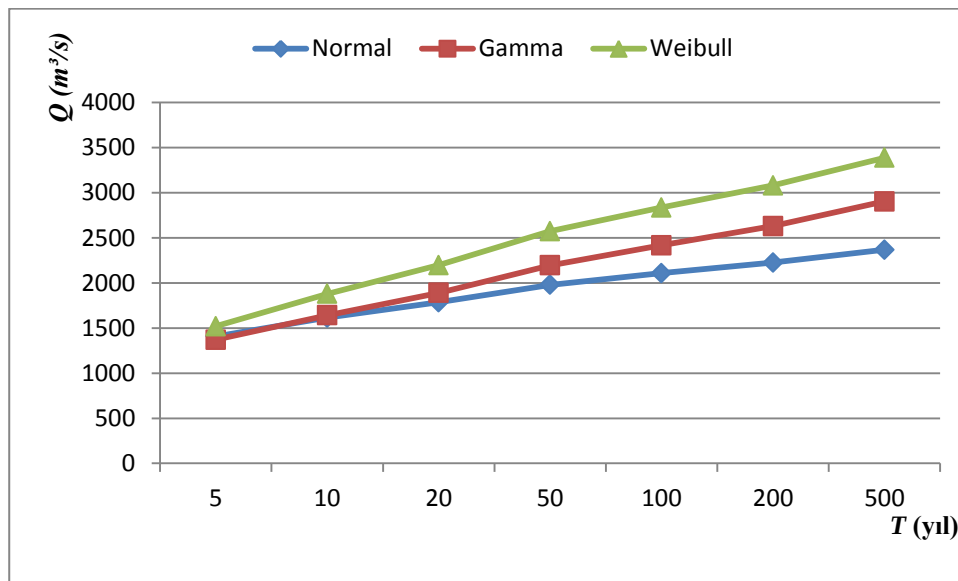
T	5	10	20	50	100	200	500
Gamma	1532.1	1858.8	2159.7	2533.1	2803.0	3064.9	3401.7
Johnson SB	1575.7	1921.7	2202.9	2493.4	2664.1	2801.6	2943.9
Gen. Pareto	1599.4	1940.3	2203.4	2461.4	2605.7	2747.1	2826.1

Ek_Tablo 11.5. Sinan akım gözlem istasyonu tahmini taşkın debileri

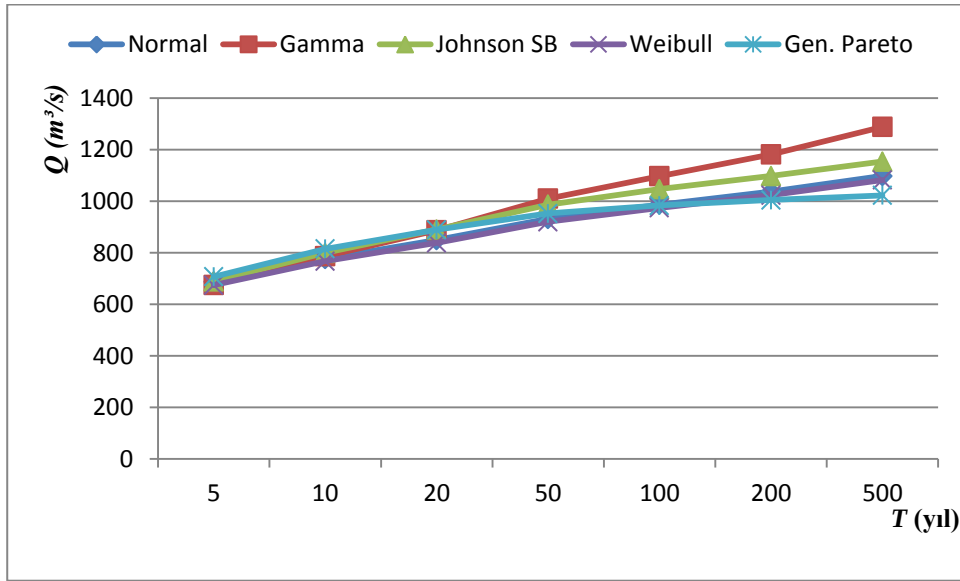
T	5	10	20	50	100	200	500
Normal	2017.2	2321.9	2573.6	2856.8	3045.7	3218.5	3427.9
Johnson SB	2004.2	2424.7	2775.3	3151.2	3381.5	3573.7	3780.5
Weibull	1983.0	2358.8	2679.5	3049.3	3300.1	3532.0	3815.8
Gen. Pareto	2033.2	2456.7	2786.7	3113.9	3298.8	3442.9	3585.8

EK – 12

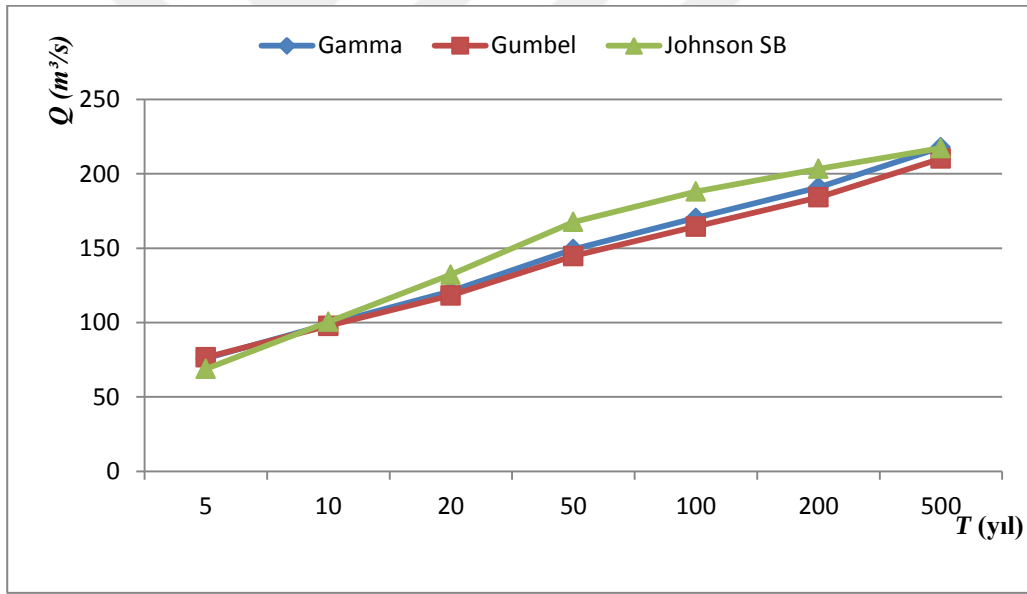
Akım Gözlem İstasyonlarına Debi-Zaman Grafikleri



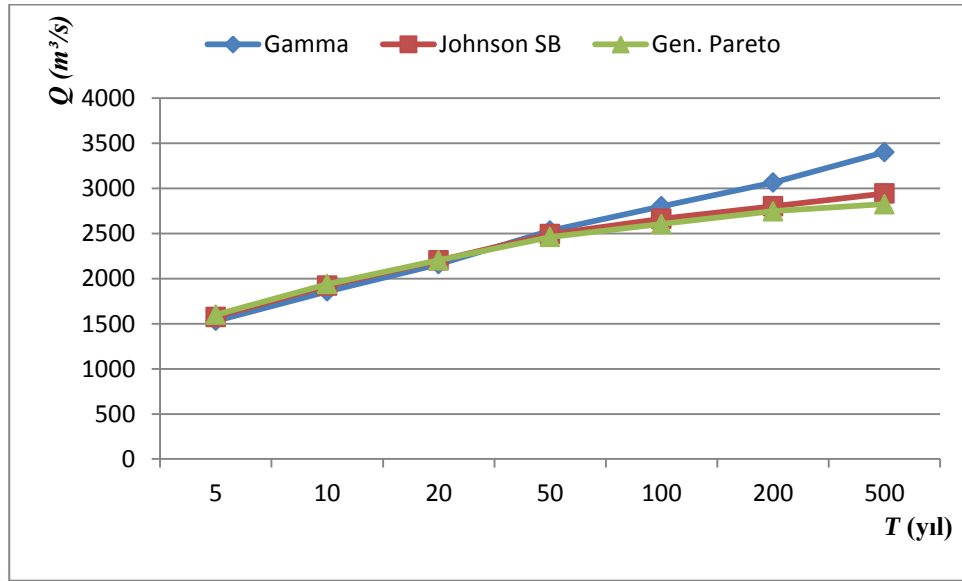
Ek_Şekil 12.1. Akkonak akım gözlem istasyonu debi-zaman grafiği



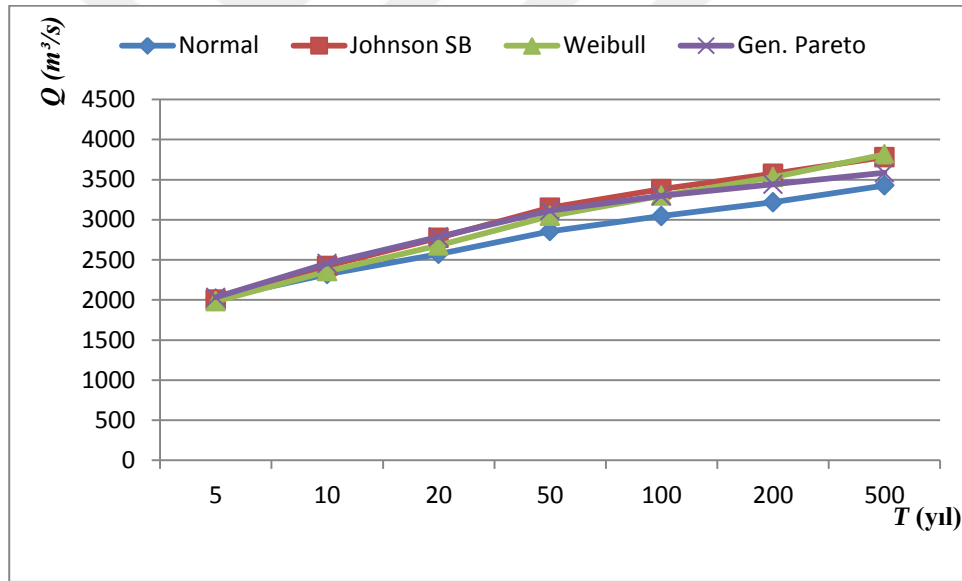
Ek_Şekil 12.2. Tutak akım gözlem istasyonu debi-zaman grafiği



Ek_Şekil 12.3. Diyadin akım gözlem istasyonu debi-zaman grafiği



Ek_Şekil 12.4. Malabadi akım gözlem istasyonu debi-zaman grafiği



Ek_Şekil 12.5. Sinan akım gözlem istasyonu debi-zaman grafiği

ÖZGEÇMİŞ

Doğum Tarihi:	10.10.1984
Doğum Yeri:	Mardin
Lisans:	2003-2008 Fırat Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi İnşaat Mühendisliği Bölümü
Yüksek Lisans	2009-2018 Fırat Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı, Hidrolik Bilim Dalı
Çalıştığı Kurum:	2007-2009 Gümüşhane Çevre ve Şehircilik İl Müdürlüğü 2009-devam Mardin Artuklu Üniversitesi Yapı İşleri ve Teknik Daire Başkanlığı