T.C
SELÇUK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

TÜRKİYE AKARSULARI YILLIK PİK AKIM SERİLERİNİN FREKANS VE DEĞİŞKENLİK ANALİZİ

Naci BÜYÜKKARACIĞAN

DOKTORA TEZİ
İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI
KONYA-2009

ÖZET

Doktora Tezi

TÜRKİYE AKARSULARI YILLIK PİK AKIM SERİLERİNİN FREKANS VE DEĞİŞKENLİK ANALİZİ

Naci BÜYÜKKARACIĞAN

Selçuk Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü

İnşaat Anabilim Dalı

Danışman : Doç. Dr. M. Faik SEVİMLİ

2009, 210 Sayfa

Jüri : Doç. Dr. M. Faik SEVİMLİ
Prof. Dr. Ali BERKTAY
Yrd. Doç. Dr. Mustafa ONÜÇYILDIZ
Doç. Dr. Galip SEÇKİN
Yrd. Doç. Dr. Meral BÜYÜKYILDIZ

Hidrolik yapıların tasarımında genellikle anlık pik akım değerleri kullanılmaktadır. Bu nedenle gelecekte meydana gelebilecek taşkın tahmini oldukça önemlidir. Taşkınlara neden olan olaylar genellikle hidroklimatik değişkenlere bağlıdır. Trend, değişim ve değişkenliklerin belirlenmesi, insani faaliyetlerden kaynaklanan gelecekteki potansiyel değişimlerin anlaşılması için önemlidir. Aynı zamanda, son yıllarda, iklimsel değişkenlik ve değişimin hidrolojik ve su kaynakları sonuçlarıyla ilgili çalışmaların sayısında önemli bir artış görülmüştür. Bu nedenlerle bu çalışma, *Frekans Analizi, Trend Analizi, Ana Bileşenler Analizi* olmak üzere üç ana bölümden oluşmuştur.

Birinci bölümde, öncelikle, taşkın frekans analizindeki bağımsızlık tezinin geçerliliğini incelemek amacıyla, *otokorelasyon, medyanı çaprazlama, dönüm noktaları, sıra farklılık ve Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı* bağımlılık testleri, Türkiye ' de bulunan 90 akarsuya ait yıllık pik akım serilerine uygulanmıştır. Kullanılan testlerin en az ikisine göre sadece 8 tanesi bağımlı bir karakter sergilemiştir. Genel olarak, bağımsızlık tezinin Türkiye akarsuları için geçerli olduğu söylenebilir. Daha sonra, en uygun olasılık dağılım modelinin belirlenmesi için, iki ve üç parametreli log-normal, Gumbel, Pearson-3, log-Pearson-3, Log-Boughton, log-logistic, Wakeby, Pareto, ekstrem değerler dağılımları 82 istasyona ait yıllık pik akım serilerine uygulanmıştır. Bu dağılımların çoğunun parametreleri, momentler, maksimum olabilirlik, olasılık ağırlıklı momentler, özgün olasılık ağırlıklı momentler, karışık momentler, maksimum entropi ile tahmin edilmiştir. Modellerin en uygununu belirlemek amacıyla, klasik uygunluk testleri, khi-kare, Kolmogorov-Smirnov ve Cramer-von-Misses testleri istatistikleri de hesaplanmıştır. Bu testlerin değerlendirmelerine göre, Log-Pearson -3'ün diğerlerine göre daha uygun bir model olduğu sonucuna varılmıştır.

İkinci bölümde, gözlem istasyonuna ait 1970-2005 periyodundaki yıllık pik akım değerlerine parametrik olmayan *Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall* ve parametrik olan *En küçük Kareler* trend testleri uygulanmıştır. Akımlardaki trendlerin homojenliği de *Van Belle ve Hughes* testi ile belirlenmiştir. Sonuç olarak, sadece 5 istasyonda azalan trend bulunurken, global trend havzaların hiçbirinde görülmemiştir.

Son bölümde ise 90 istasyonuna ait 1970-2005 yılları arasındaki 36 yıllık verinin uzaysal ve zamansal değişimlerinin sistematik modları, ana bileşenler analizi kullanılarak tanımlanmıştır. Analiz, akımın temel anomali paternlerini ve bu paternlerin zamana göre değişimlerini ortaya çıkarmaktadır. İstatistiksel olarak %95 önem seviyesinde önemli ilk 2 bileşen, orijinal verinin toplam varyansının %50'inden fazlasına açıklık getirmektedir. Bununla birlikte, orijinal bileşenlerin *varimax ortogonal döndürme yöntemi* kullanılarak döndürülmesiyle bölgesel anomali alanları belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler : Yıllık pik akım, taşkın frekans analizi, bağımlılık testleri,trend analizi, ana bileşenler analizi.

ABSTRACT

PhD Thesis

FREQUENCY AND VARIABILITY ANALYSIS OF ANNUAL PEAK FLOWS IN TURKISH RIVERS

Naci BÜYÜKKARACIĞAN

Selçuk University
Graduate School of Natural and Applied Sciences

Department of Civil Engineering

Supervisor : Assoc. Prof. Dr. M. Faik SEVİMLİ

2009, 210 Pages

Jury : Assoc. Prof. Dr. M. Faik SEVİMLİ
Prof. Dr. Ali BERKTAY
Asist. Prof. Dr. Mustafa ONÜÇYILDIZ
Assoc. Prof. Dr. Galip SEÇKİN
Asist. Prof. Dr. Meral BÜYÜKYILDIZ

Values of current peak flows are used in designing of hydraulic works. For this reason, flood estimation which may happen in the future is very important. Events that cause floods generally depend on hydroclimatic variables. Trends, changes and determination of the variability are very important to understand potential changes caused by human activities in the future. At the same time, there has been a significant increase in the number of studies about the results of hydrologic and water resources of climatic variability and changes in recent years. This study includes three basic chapters which are *Flood Frequency Analysis, Trend Analysis* and *Principal Components Analysis*.

In the first chapter, *Autocorrelation, median crossing, turning points, rank difference, and Spearman rank order correlation coefficient* dependence tests were applied to annual peak flow data for 90 streams in Turkey in order to examine the validity of independence assumption on flood frequency analysis. Only 8 of streams showed a dependent characteristic
for at least two of the tests applied. In general, it can be said that the independence assumption is valid for streams in Turkey. Then, two and three parameter log-normal, Gumbel, Pearson-3, log-Pearson-3, Log-Boughton, Log-Logistic, Wakeby, Pareto and general extreme value distributions were applied to annual peak series of 82 stations in order to determine the most suitable probability distribution model. The parameters of the most of the distributions were estimated by moments, maximum likelihood, probability weighted moments, individual probability weighted moments, mixed moments and maximum entropy methods. In order to find out the most suitable models, statistics of classical goodness-of-fit tests, *chi-squared, Kolmogorov-Smirnov and Cramer-von-Misses* were also calculated. According to

the evaluation of the tests Pearson-3 and Log-Pearson-3 are concluded to be more suitable than the other models.

In the second chapter, non-parametric trend tests *Sen's T, Spearman's Rho, Mann-Kendal* and parametric mean square test were applied to annual peak flows obtained from 90 stations in period of 1970 and 2005. Homogeneity of flow trends is determined by *Van Belle and Hughes* test. As a result, only 5 decreasing trend is found but global trend was never seen in any of the basins.

In the final chapter, systematic modes of spatial and temporal variation in 36 annual records of stream flow between the years 1970 and 2005, of 90 stations are defined by using the principal components analysis. The analysis reveals the basic anomaly patterns of stream flow, and also describes the variation of these patterns throughout the time. The first two components, which are statistically significant at the 95% confidence level revealed more than the 50% of the total variance of the original data. In addition to this, regional anomaly cores were determined by using the *varimax orthogonal rotation method* to the original components

Key Words : Annual Peak Flow, Frequency Analysis, Dependency Tests, Trend Analysis, Principle Components Analysis.

TEŞEKKÜR

Doktora tez çalışmamın başlangıcından bugüne kadar göstermiş olduğu sabır ve yardımlarından dolayı kıymetli hocam Sayın Doç.Dr. M.Faik SEVİMLİ'ye, TİK üyeleri Sayın Prof. Dr. Ali BERKTAY ve Sayın Yrd. Doç. Dr. Mustafa ONÜÇYILDIZ hocalarıma şükranlarımı sunarım.

Paket program konusunda yardımını esirgemeyen Sayın Prof. Dr. Tefaruk Haktanır hocama teşekkürlerimi sunarım.

Ayrıca, her zaman yanımda olan anne, babam ve tüm hoşgörü ve özverilerinden dolayı **Eşim** ve **kızıma** teşekkürler...

İÇİNDEKİLER

ÖZET i
ABSTRACT iii
TEŞEKKÜR v
İÇİNDEKİLER vi
ŞEKİLLERİN LİSTESİ viii
TABLOLARIN LİSTESİ ix
SEMBOLLER xvi
1.GİRİŞ 1

1.1. Taşkın Frekans Analizi 7
1.2. Trend Analizi 8
1.3. Ana Bileşenler Analizi 10

2. KAYNAK ARAŞTIRMASI 13
2.1. Taşkın Frekans Analizi İle İlgili Çalışmalar 13
2.2. Trend Analizi İle İlgili Çalışmalar 25
2.3. Ana Bileşenler Analizi İle İlgili Çalışmalar 34

3. MATERYAL VE METOT 37
3.1. Materyal 37
3.2. Metot 41
3.2.1. TaşkınFrekans Analizi 41
3.2.1.1 Bağımlılık testleri 41
3.2.1.1.1. Otokorelasyon testi 43
3.2.1.1.2. Medyanı çaprazlama Testi 46
3.2.1.1.3. Dönüm noktaları testi 47
3.2.1.1.4. Sıra farklılık testi 48
3.2.1.1.5. Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı testi 49
3.2.1.2. Olasılık dağılım modeli 51
3.2.1.3. Parametre tahmin yöntemleri 53
3.2.1.3.1. Momentler yöntemi 54
3.2.1.3.2. Maksimum olabilirlik yöntemi 57
3.2.1.3.3. Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi 59
3.2.1.3.4. Karışık momentler yöntemi 61
3.2.1.3.5. Maksimum entropi yöntemi 63
3.2.1.3.6. Özgün- olasılık ağırlıklı momentler yöntemi 65
3.2.1.4. Taşkın frekans olasılık dağılımları 66
3.2.1.4.1. İki ve üç parametreli log-normal dağılımı 66
3.2.1.4.2. Gumbel dağılımı 68
3.2.1.4.3. Pearson-3 ve Log-Pearson-3 dağılımı 68
3.2.1.4.4. Log-Boughton dağılımı 70
3.2.1.4.5. Log-Logistic dağılımı 72
3.2.1.4.6. Ekstrem değer dağılımı 72
3.2.1.4.7. Pareto dağılımı 73
3.2.1.4.8. Wakeby dağılımı 75

3.2.1.5. Uygunluk testleri……..…….. ….76
3.2.1.5.1. Khi-kare uygunluk testi……..…….. ….77
3.2.1.5.2. Kolmogrov-Smirnov uygunluk testi…… ….78
3.2.1.5.3. Cramer-von-Misses uygunluk testi…….. ….78
3.2.2. Trend analizi..... 79
3.2.2.1. Sen'in T testi..... 80
3.2.1.2. Spearman'ın Rho testi..... 81
3.2.1.3. Mann-Kendall testi..... 81
3.2.1.4. En küçük kareler testi..... 83
3.2.1.5. Sen'in trend eğim metodu..... 84
3.2.1.6. Van Belle ve Hughes (trend) homojenlik testi..... 85
3.2.3. Ana bileşenler analizi..... 86
3.2.3.1. Analiz yöntemi……..... 86
3.2.3.2. Ana bileşenlerin varimax dönüşümüyle döndürülmesi..... 91

4. ARAŞTIRMA SONUÇLARI..... 93
4.1. Frekans Analizi Sonuçları..... 93
4.1.1. Bağımlılık test sonuçları……..... 93
4.1.2. Frekans analizi sonuçları……..... 94
4.2. Trend Analizi Sonuçları..... ...109
4.2.1. İstasyonların trend analizleri sonuçları..... ...109
4.2.2. Havza genelinde global trend sonuçları..... ...113
4.2.3. Trendlerin değerlendirilmesi……..... ...122
4.4. Ana Bileşenler Analizi Sonuçları..... ...123
4.4.1. Akım anomali paternleri..... ...123
4.4.1.1. Birinci ana bileşen..... ...124
4.4.1.2. İkinci ana bileşen..... ...127
4.4.2. Ana bileşenlerle geniş ölçekli atmosferik sirkülasyon paternleri arasındaki ilişkiler..... ...129
4.5. Akım Bölgelerinin Analizi..... ...130
4.5.1. Ana bileşenlerin döndürülmesi..... ...130
4.5.2. Bağımsız homojen akım bölgeleri……..... ...133
4.5.3. Homojen Akım bölgelerinin istatistik özellikleri…..... ...135

5. SONUÇ VE ÖNERİLER……..... ...142
5.1. Sonuçlar……..... ...142
5.5.1. Taşkın frekans analizi……..... ...142
5.5.2. Trend analizi……..... ...144
5.5.3. Ana bileşenler analizi……..…..... ...145
5.2. Öneriler……..... ...146

6.KAYNAKLAR……..... ...148

EK- A. İNCELENEN AKIM GÖZLEM İSTASYONLARINDA GÖZLENEN YILLIK PİK AKIM DEĞERLERİ ……. ..159

EK- B. ÖRNEK ÇÖZÜM ……... ..198

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil 3.1 : Çalışmada akım verileri kullanılan akım gözlem istasyonları ve havzalar..... ….38

Şekil 3.2 : k=1 için Otokorelasyon İşleminin Şematik Görünümü……. …44

Şekil 3.3 : İlk 2 ana bileşendeki değerlerin varimax dönüşümü öncesi ve sonrasındaki konumları…….. ….92

Şekil 4.1 : Birinci bileşen yüklerinin harita paterni ve bileşen değerlerinin zaman serisi..... ...125

Şekil 4.2 : İkinci bileşen yüklerinin harita paterni ve bileşen değerlerinin zaman serisi..... ...128

Şekil 4.3 : Varimax yöntemiyle döndürülen birinci bileşene ait harita paterni…….. ...132

Şekil 4.4 : Varimax yöntemiyle döndürülen ikinci bileşene ait harita paterni…… ...132

Şekil 4.5 : Homojen akım bölgeleri…… ...134

Şekil B.1 : 101 nolu Şeytan Deresi – Babaeski AGİ' nunda Akım değerlerinin zaman serisi …….. ...207

TABLOLARIN LİSTESİ

Tablo 3.1 : Türkiye'deki nehir havzalarının bazı özellikleri..... 39

Tablo 3.2 : Çalışmada kullanılan akım gözlem istasyonları ve ait oldukları havzalar…..... 40

Tablo 3.3 : N < 150 İçin Çarpıklık Katsayı Değerleri…….. ….43

Tablo 4.1 : Bağımlılık gösteren istasyon sonuçları…….. 93

Tablo 4.2 : 509 Kayıoğlu istasyonuna ait verilerin uygunluk test sonuçları (örnek) ……... 95

Tablo 4.3 : Tüm İstasyonlar İçin Khi-kare Uygunluk Testi Sonuçları…… 97

Tablo 4.4 : Tüm İstasyonlar İçin Kolmogrov-Smirnov Uygunluk Testi…….. Sonuçları ……... ...100

Tablo 4.5 : Tüm İstasyonlar İçin Cramer-von-Misses Uygunluk Testi Sonuçları…… ...103

Tablo 4.6 : Dağılımların parametre tahmin yöntemleriyle birlikte uygunluk testlerine göre değerlendirilmesi…… ...106

Tablo 4.7 : Dağılımların uygunluk testlerine göre değerlendirilmesi…….. ...107

Tablo 4.8 : Momentler yönteminin dağılımlara göre uygunluk sıralamaları ...107

Tablo 4.9 : Maksimum olabilirlik yönteminin dağılımlara göre uygunluk sıralamaları……. ...108

Tablo 4.10 : Olasılık Ağırlıklı Momentler yönteminin dağılımlara göre uygunluk sıralamaları…….....…… ...108

Tablo 4.11 : Tüm İstasyonların trend analiz sonuçları…….…. ...110

Tablo 4.12 : Marmara Suları Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...113

Tablo 4.13 : Susurluk Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……..... ...113

Tablo 4.14 : Ege Suları Havza genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...114

Tablo 4.15 : Gediz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...114

Tablo 4.16 : Küçük Menderes Havza genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...115

Tablo 4.17 : Batı Akdeniz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...115

Tablo 4.18 : Yeşilırmak Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...116

Tablo 4.19 : Kızılırmak Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ..116

Tablo 4.20 : Orta Anadolu Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...117

Tablo 4.21 : Doğu Akdeniz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...117

Tablo 4.22: Seyhan Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...118

Tablo 4.23 : Hatay Suları Havza genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...118

Tablo 4.24: Ceyhan Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...119

Tablo 4.25 : Fırat Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...119

Tablo 4.26 : Doğu Karadeniz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları…… ...120

Tablo 4.27 : Çoruh Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...120

Tablo 4.28 : Aras Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...121

Tablo 4.29 : Dicle Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...121

Tablo 4.30 : Aras Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...122

Tablo 4.31 : Dicle Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları……. ...122

Tablo 4.32 : 1'den büyük özdeğerli ilk 14 ana bileşenle açıklanan varyans ve kümülatif varyans yüzdeleri……... ...123

Tablo 4.33 : Akımların ve rasgele proses verilerinin varyans açıklama yüzdesi oranları…….. ...124

Tablo 4.34 : İlk 14 ana bileşen ve döndürülmüş bileşenlerle açıklanan varyans yüzdeleri ……. …130

Tablo 4.35 : 1. yolla belirlenen 1 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri……... ...136

Tablo 4.36 : 1. yolla belirlenen 2 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri……... ...136

Tablo 4.37 : 1. yolla belirlenen 3 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri……... ...137

Tablo 4.38 : 1. yolla belirlenen 4 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri……... ...137

Tablo A.1 : 101 nolu Şeytan Deresi – Babaeski AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...160
Tablo A.2 : 209 nolu Yakacık Deresi – Gürçeşme AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...160
Tablo A.3 : 212 nolu Biga Çayı – Çınarköprü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...160
Tablo A.4 : 302 nolu M. Kemal Paşa Çayı – Döllük AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...161
Tablo A.5 : 311 nolu Orhaneli Çayı – Küçükilet AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. …161
Tablo A.6 : 314 nolu Kocaçay – Karaca AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …162
Tablo A.7 : 316 nolu Simavçayı – Yahyaköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… 162
Tablo A.8 : 317 nolu Kocadere – Akçasusurluk AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. …163
Tablo A.9 : 321 nolu Nilüferçayı – Geçitköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ….163
Tablo A.10: 324 nolu Atnosçayı – Balıklı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …164
Tablo A.11: 328 nolu Emet Çayı – Dereli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …164
Tablo A.12: 407 nolu Bakırçay – Eğrigöl AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …164
Tablo A.13: 509 nolu Medarçayı – Kayalıoğlu AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. …165
Tablo A.14: 510 nolu Kumçay – Killik AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...165
Tablo A.15: 514 nolu Selendi Çayı – Dereköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...166
Tablo A.16: 515 nolu Deliniş Deresi – Topuzdamları AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...166
Tablo A.17: 518 nolu Selendi Çayı – Dereköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...167
Tablo A.18: 523 nolu Gediz Nehri – Borlu AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...167
Tablo A.19: 601 nolu Küçükmenderes Nehri – Selçuk AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …168
Tablo A.20: 701 nolu Çine Çayı – Kayırlı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …168

Tablo A.21: 706 nolu Büyükmenderes Nehri – Aydın AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...169
Tablo A.22: 713 nolu Büyükmenderes Nehri – Çıtak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...169
Tablo A.23: 808 nolu Başgöz Çayı – Çatallar AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...170
Tablo A.24: 809 nolu Eşen Çayı – Kavaklıdere AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...170
Tablo A.25: 812 nolu Başgöz Çayı – Çatallar AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...171
Tablo A.26: 902 nolu Köprüçayı – Beşkonak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …171
Tablo A.27: 912 nolu Manavgat Çayı – Sinanhoca AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri……. ...172
Tablo A.28: 917 nolu Alara Çayı – Alarahan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...172
Tablo A.29: 1102 nolu Sivrikaya Deresi – Gazlıgöl AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...172
Tablo A.30: 1203 nolu Porsuk Çayı – Beşdeğirmen AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...173
Tablo A.31: 1221 nolu Sakarya Nehri – Doğançay AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...173
Tablo A.32: 1222 nolu Kocasu Nehri – Rüstümköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …174
Tablo A.33: 1224 nolu Sakarya Nehiri – Aktaş AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...174
Tablo A.34: 1226 nolu Ankara Çayı – Meşecik AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...175
Tablo A.35: 1233 nolu Aladağı Çayı – Karaköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...175
Tablo A.36: 1237 nolu Mudurnu Nehri – Dokurcan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...176
Tablo A.37: 1302 nolu Büyükbelen Nehri – Yakabaşı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …176
Tablo A.38: 1307 nolu Devrekanı Nehri – Azdavay AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …177
Tablo A.39: 1314 nolu Soğanlı Çayı – Karabük AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...177
Tablo A.40: 1331 nolu Kocaırmak – Bartın AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...177

Tablo A.41: 1334 nolu Bolu Çayı – Beşdeğirmenler AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...178
Tablo A.42: 1335 nolu Filyos Çayı – Derecikviran AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...178
Tablo A.43: 1401 nolu Kelkit Nehri – Fatlı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …179
Tablo A.44: 1402 nolu Yeşilırmak Nehri – Kale AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...179
Tablo A.45: 1413 nolu Yeşilırmak – Durucasu AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...180
Tablo A.46: 1414 nolu Yeşilırmak – Sütlüce AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... 180
Tablo A.47: 1418 nolu Yeşilırmak – Gömelönü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...180
Tablo A.48: 1501 nolu Kelkit Nehri – Fatlı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...181
Tablo A.49: 1517 nolu Karanlıkdere Nehri – Şefaatli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …181
Tablo A.50: 1535 nolu Kızılırmak Nehri – Söğütlühan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …182
Tablo A.51: 1611 nolu Çarşambasuyu – Bozkır AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...182
Tablo A.52: 1612 nolu İbrala Çayı – Denircik AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...183
Tablo A.53: 1622 nolu Peçeneközü Deresi – Şereflikoçhisar AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...183
Tablo A.54: 1712 nolu Göksu Nehri – Bucakkışla AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...183
Tablo A.55: 1714 nolu Göksu Nehri –Kırkkavak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …184
Tablo A.56: 1719 nolu Ermenek –Kırkkavak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …184
Tablo A.57: 1720 nolu Göksu – Hamam AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...184
Tablo A.58: 1801 nolu Göksu Nehri – Himmetli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri…….. ...185
Tablo A.59: 1805 nolu Göksu Nehri – Gökdere AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...185
Tablo A.60: 1905 nolu Karasu – Torun Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...186
Tablo A.61: 1906 nolu Afrin Deresi – Müşrüflü Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...186

Tablo A.62: 1907 nolu Asi Deresi – Demiröprü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. …187
Tablo A.63: 2004 nolu Ceyhan Nehri – Misis Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...187
Tablo A.64: 2006 nolu Afrin Deresi – Müşrüflü Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...187
Tablo A.65: 2102 nolu Murat Nehri – Palur AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...188
Tablo A.66: 2122 nolu Murat Nehri – Tutak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...188
Tablo A.67: 2124 nolu Tohma Suyu – Yazıköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. …188
Tablo A.68: 2131 nolu Belderesi – Kılayık AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... …189
Tablo A.69: 2145 nolu Tohma Suyu – Hisarcık AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...189
Tablo A.70: 2151 nolu Fırat Nehri – Sansa AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...190
Tablo A.71: 2154 nolu Karasu Nehri – Aşağıkağdiriç AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...190
Tablo A.72: 2156 nolu Fırat Nehri – Bağıştaş AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...190
Tablo A.73: 2157 nolu Karasu Nehri – Karaköprü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… …191
Tablo A.74: 2158 nolu Bingöl Çayı – Abdurrahmanpaşa AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...191
Tablo A.75: 2164 nolu Göynük Çayı – Çayağzı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...191
Tablo A.76: 2202 nolu Karadere – Ağnaz 2164 nolu Göynük Çayı – Çayağzı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...192
Tablo A.77: 2213 nolu Aksu – Dereli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...192
Tablo A.78: 2218 nolu İyidere – Şimşirli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...192
Tablo A.79: 2232 nolu Fırtına Deresi – Topluca AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. …193
Tablo A.80: 2233 nolu Tozköy Deresi – Tozköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...193
Tablo A.81: 2304 nolu Çoruh Nehri – Bayburt AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...194

Tablo A.82: 2305 nolu Çoruh Nehri – Peterek AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...194

Tablo A.83: 2316 nolu Çoruh Nehri – İspir AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……... ...194

Tablo A.84: 2323 nolu Oltu Suyu – İşhan Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...195

Tablo A.85: 2402 nolu Aras Nehri – Kağızman AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...195

Tablo A.86: 2409 nolu Kars Çayı Güvercinkaya – Kağızman AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...196

Tablo A.87: 2415 nolu Kura Nehri – Kağızman AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri ……. ...196

Tablo A.88: 2505 nolu Bendihami Suyu – Göndürme AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...196

Tablo A.89: 2610 nolu Bitlis Çayı – Baykan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …….. ...197

Tablo A.90: 2612 nolu Batman Çayı – Maladabi Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri …… ...197

Tablo B.1: Excell ile hesaplanan yıllara göre ilk 7 özdeğerlilik değerleri….. ...209

Tablo B.2: Herbir istasyon için Excel ile üretilen rastgele değerlere örnek… ...210

SEMBOLLER

$\underline{a}$: Karakteristik vektör (özvektör)

$\underline{A}$: Lineer dönüşümü tanımlayan p×p (90×90) boyutlu katsayılar matrisi

c : katsayısı

$\underline{C}$: Her bir p (90) adet bileşen için n (36) adet değerden oluşan n×p (36×90) boyutlu ana bileşenler matrisi

CvM : Cramer-von-Misses uygunluk testi istatisiği

C_{sx} : Kurtosis Katsayısı

$\underline{D}_{\lambda}$: Köşegenleri özdeğerlerden oluşan p×p (90×90) boyutlu köşegen matrisi

F(x) :Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$\underline{I}$: Birim matris

$\underline{K}$: Frekans faktörü

KMY : Karışık momentler yöntemi

K-S : Kolomogrov-Smirnov uygunluk testi istatistiği

Lag-k : k kadar öteleme sayısı

$\underline{L}$: i. gözlem değeri ve j. bileşen arasındaki korelasyonlardan oluşan p×p (90×90) boyutlu korelasyon matrisi

m : Medyanı çaprazlama testi parametresi

MEY : Maksimum entropi yöntemi

MY : Momentler yöntemi

MOY : Maksimum olabilirlik yöntemi

N : Örnek (seri) büyüklüğü

OAMY :Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (Ö-OAMY), özgün

Q_{medyan} : Sen'in eğim estimatörü

p :Dönüm noktaları toplamı

r : Otokorelasyon testi katsayısı

R_S : Spearman'ın Rho testi istatistiği

S : Mann-Kendall testi istatistiği

t : Serideki aynı değere sahip veri (bağ) sayısı

T : Sen'in T testi istatistiği

$\underline{U}$: $\underline{X}$ orijinal değerlerinin varyans-kovaryans matrisi

$\overline{Q}, \overline{x}$: Ortalama akım değerleri

Q_{med} : Akım serisi medyanı değeri

T : Tekerrür Peryodu

U : Sıra farklılıkları testi parametresi

V : Orijinal değişkenlerin varyansları toplamı (toplam sistem varyansı)

Var(S) : Test istatistiği S'nin varyansı

$\underline{X}$: p (90) adet değişkendeki n (36) adet gözlemden oluşan n×p (36×90) boyutlu ortalamalardan sapmalar (anomaliler) matrisi

χ : Khi-kare uygunluk testi istatistiği

Z : Standart normal değişken

α : Önem seviyesi

λ : Karakteristik kök (özdeğer)

γ : Çarpıklık katsayısı

1. GİRİŞ

Akarsu veya yan derelerin şiddetli yağışlar sonucu yüksek değerlere ulaşan debileri yataklarında taşıyamamaları ile düşük kotlu alanların su baskınına uğraması olayı taşkın (feyezan) adıyla anılmaktadır. Taşkınlara neden olan doğal etkiler çok çeşitli ve rastgele iklimsel faktörlerdir. Bu nedenle taşkınlar rastgele olaylar olarak kabul edilirler. Buna örnek olarak, herhangi bir akarsuda aynı yılda birden fazla değişen büyüklükte taşkın olaylarının gerçekleşebilmesi gösterilebilir. Dünyanın güneş etrafında bir yıllık sürede dönmesinden dolayı tekrarlanan hidrolojik olaylar için bir yıllık peryot, birim zaman değeri olarak alınabilir. Bir yıl içerisinde meydana gelen taşkın piklerinin en büyük değeri *yıllık taşkın piki* olarak tanımlanır ve bu değer hidrolojide önemli bir rastgele değişkendir. Çünkü en büyük debi değeri, en büyük taşkın zararını doğurur. Gerçek güvenilir taşkın pik serilerinde seri bağımlılığının ihmal edilecek mertebede oldukları istatistiksel analizlerle doğrulanabilir. Böylece, yeterince uzun zaman serisine sahip yıllık taşkın pikleri, bir doğal akarsuyun belirli bir kesitinde ölçülmüş gerçek akım değerleri ise, klasik bir frekans analizinde yapıldığı gibi, uygun bir teorik olasılık dağılımı uygulanabilir (Haktanır, 1990)

Hidrolojide önemli olan ise taşkın debilerinin olasılık dağılımlarının belirlenmesidir. Bunun için istatistik yöntemlerden yararlanılmaktadır. Su yılının en büyük debisi olarak belirlenen taşkın debisi yıldan yıla büyük değişimler gösterebilmektedir. Gözlem yapılan her yılda ancak bir gözlem değeri alındığından, taşkın debileri için elde edilen örnek sayısı ancak gözlem yılı kadar olur (Onüçyıldız, 1994).

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

Hidrolojik çevrimin her bir kısmında meydana gelen hidrolojik olaylar pek çok değişkenden etkilendikleri için, her bir olaydaki değişkenler arasındaki bağıntılar

kesin bir şekilde elde edilemediğinden, hidrolojik olayların deterministik bağıntıları çoğunlukla belirlenemezler. Bu nedenle rastgele karaktere sahip olan hidrolojik olayları incelemek olasılık ya da istatistik yaklaşımla mümkün olabilmektedir. Olasılık teorisi rastgele karakterdeki olayların olasılıklarını inceleyen bir matematik dalı olarak tarif edilirken, istatistik de rastgele nitelikteki bir değişkene ait gözlenmiş örnekleri inceleyerek bu değişkenin toplumu hakkında yargılara varan bir bilim olarak tanımlanmaktadır (Yılmaz, 1995).

Su yapılarının tasarımında kullanılan akım değerleri genellikle ortalama günlük akım serilerinin olasılık modellemeleri ile elde edilmektedir. Ancak tasarım aşamasındaki bir yapının kapasitesini bu şekilde belirlemek hata yapma riskini artırmaktadır. Çünkü anlık pik akımlar kayda değer ölçüde günlük akım ortalamalarından fazla olabilir. Bu nedenle, hidrolik yapıların tasarımında anlık pik akım değerleri kullanılmaktadır.

Herhangi bir akarsu havzasında her noktada akım ölçümü yapma imkânı çok düşüktür. Bunun yanında, yapılan ölçümlerin güvenilirliği ise tartışılabilir. Günlük ortalama debileri çok sıklıkla kayıt altına alınabilir, fakat her zaman anlık pik akımı aynı kolaylıkla ölçülemeyebilir. Türkiye'deki ölçümler göz önüne alınırsa bazı nedenlerden ötürü çok sayıda ölçüm istasyonunun kullanılmadığı, yeteri kadar ölçüm yapılmadığı ve hatta ölçümler kayıt altına alınırken yanlış yazıldığı bile gözlenebilir. Özellikle de anlık pik akım ölçümlerine dikkate alındığında verilerin ne derece yetersiz olduğu anlaşılabilir. Verilen bir ölçüm istasyonu için her yıl, sadece bir adet pik değer gözlemi; hidrolik karakterli bir yapıyı tasarlayan ve hazne işletmelerini simüle eden mühendisler için hem güvenilir hem de yeterli olamaz. Özellikle alanı küçük olan havzalarda, birkaç saat hatta birkaç dakika içinde çok büyük pik akımlar görülebilir. Bu sebeple, anlık pik akım tahmini mühendisler açısından zorunludur (Özcan, 2006).

Barajların projelendirilmesinde sıra ile hidrolojik, hidrolik ve yapısal tasarım aşamaları birbirini izler. Mühendislik hidrolojisi teknikleri uygulanarak tamamlanan hidrolojik tasarım aşamaları çok önemlidir. Dünyada yıkılan barajların yıkılma nedeni %90 oranında hidrolojik tasarım aşamasındaki eksiklik ve yanlışlardandır. Barajların taşkın kontrol ve derivasyon yapıları için toplam yatırımın ortalama üçte biri oranında harcama yapılmaktadır. Dünyadaki baraj yıkılmalarının yaklaşık üçte

birinin taşkın anında suyun barajın kretinden aşarak meydana gelmesi nedeniyle barajların taşkınlara karşı korunması, gerek proje mühendislerinin gerekse işletenlerin konusu haline gelmiştir (Kutoğlu ve Yılmaz, 2001).

Dünyada meydana gelen baraj yıkılmalarının büyük bir bölümü proje taşkınlarının küçük tahmin edilmesinden kaynaklanmaktadır. Örneğin Hindistan'da Machhu nehri üzerinde 1967-1972 yılları arasında sulama amaçlı yapılan Machhu II Barajı, Ağustos 1979 taşkınında yıkıldığı için barajın 9 km aşağısındaki Morbi Kasabası 3-4 m su altında kalmış, 200 insan ölmüş, 270 ev yıkılmış ve 670 ev hasara uğramıştır. On beş milyar dolar değerinde tarımsal zarar olmuştur. Yaklaşık 53.00 insan bu taşkından etkilenmiştir. Ülkemizde henüz bu tür ciddi bir baraj yıkılma olayı ile karşılaşılmamıştır. Bununla birlikte 1980 yılında Seyhan nehrinin taşkını bu nehir üzerindeki Seyhan Barajı'nın dolu savak proje tasarım kapasitesini aşmışsa da, DSİ mühendislerinin cesur müdahaleleri ile en az zararla ve baraj yıkılmadan atlatılmıştır. Ancak derivasyon yapılarındaki kapasite yetersizliği nedeni ile taşkınlardan dolayı yıkılan yapıların sayısı fazladır (Kutoğlu ve Basmacı, 2001).

Bu örneklerden görüldüğü gibi çoğu durumda baraj yıkılmalarının sonuçlarının etkisi genellikle çok büyüktür. Tasarım kapasitesi için herhangi bir risk seviyesi (aşma ihtimali) düşünülmez ve baraj gövdesi, haznesinde taşıyabileceği maksimum su seviyesine kadar kullanılmaya çalışılır. Ancak yıkılma sonuçlarının ciddi olduğu durumlarda belli bir risk seviyesi kabul edilmeli veya barajın korunma masraflarının daha az olduğu durumlarda belli bir risk düşünülmelidir. Gerçekte bir baraj asla tam güvenilir olarak tasarlanamaz. Belli bir risk seviyesi kabul edilmesi gerekir.

Taşkınlar, mühendislik hidrolojisinin en karmaşık problemlerini oluşturur, kuraklığın aksine taşkınlar su fazlalığını ifade eder. Taşkın kontrol ve koruma, su kaynakları yönetiminin bir alt bölümü olan taşkın yönetimi yaklaşımı ile daha başarılı olur (Carlier, 1992).

Taşkın, kuraklık, ısı dalgası, şiddetli fırtına ve benzeri ekstrem olaylar; günlük, aylık ve yıllık periyotlardaki hava ve iklim değişikliklerinden dolayı meydana gelebilmektedir. Ekstrem bir iklim olayı, iklim sisteminin normal durumundan önemli bir sapmayı ifade eder ve bu sistemin yaşam ve dünya ekolojisi üzerindeki etkilerinden bağımsızdır. İklim değişikliğinin sebep olduğu sera gazlarının, iklimsel

felaketler ve ekstrem olayların, karakterlerin boyutunu ve sıklığını değiştirmesi mümkündür.

İklim değişikliği daha fazla yağışa ve daha fazla buharlaşmaya neden olacaktır. Hidrolojik çevrimin hızlanışı, genelde daha fazla yağışla sonuçlanır. Buradaki sorun, bu yağışın ne kadarının yere düşeceğidir. Yağışlar muhtemelen bazı bölgelerde artacak, bazı bölgelerde ise azalacaktır. İklim modelleri bölgesel tahminlerin yapılmasında yetersiz olup hidrolojik çevrim son derece karmaşıktır. Yağışlarda meydana gelen değişiklik, yerdeki yağış miktarı, yansıma ve bitki örtüsünü, bunlar da buharlaşma ve bulut formasyonunu etkileyebilir. Ayrıca ormanların yok edilmesi, şehirleşme ve su kaynaklarının aşırı kullanımı gibi insani faaliyetler de hidrolojik sistemi etkiler (Kalaycı, 2003).

Taşkın değerlerinin artması ve sızma olayının azalması, yağışların daha yoğun olmasının beklendiği bazı modellere göre beklenmektedir Bunun sonucu olarak, mevsimlik modellerdeki bazı değişiklikler, yeryüzündeki su kaynaklarının bölgesel dağılımını da etkiler. Sıcaklık ve yağışta meydana gelen küçük değişiklikler, yeryüzündeki su miktarında ve dağılımında daha büyük değişikliklere neden olabilir. Bu sebeple kurak ve yarı kurak bölgelerin, azalan yağış miktarına ve artan buharlaşma ve bitki terlemesine karşı daha hassas olduğu gözlemlenmiştir.

Tropik yağışların gelecekteki yoğunluk ve dağılımlarının tahmininde kullanılan farklı iklim modelleri, çok farklı sonuçlar vermektedir. Yeryüzündeki topografik değişiklikler yeraltı su kaynaklarının toplanmasını, yağış zamanı ve miktarındaki değişiklikler ise su kalitesini etkileyecektir. Yağmur suyu ve buharlaşma modellerinden etkilenen doğal ekosistemler, su seviyeleri ve sel rejimlerinin değişmesine neden olur. Su sıcaklıkları ve yağmur suyunun termal yapısındaki değişiklikler, bazı organizmaların yetişmesini ve hayatta kalmasını, ekosistemlerin özelliğini ve çeşitliliğini etkileyecektir. Yüzeydeki yağmur suyu miktarı, yeraltı sularının akışları ile göl ve nehirler üzerindeki yağış değişiklikleri, çözülmüş oksijen miktarı ve gıda maddelerini, dolayısıyla, suyun temizliği ve kalitesini etkileyecektir (Kadıoğlu, ve ark, 1994).

Özellikle orta doğu ülkeleri gibi gelişmekte olan ülkelerdeki bölgesel su kaynakları, birçok baskıya maruz kalmaktadır. İklim değişikliği; kirlilik, ortam, nüfus, ekonomi ve siyasi sebeplerden kaynaklanan baskıları artıracaktır. Baskılara en uygun yerler, kurak ve yarı kurak bölgelerle bazı düşük seviyeli sahiller ve küçük

adalardır. İklim değişikliği, su kaynakları varlığı, yiyecek üretimi, nüfus artışı ve ekonomik gelişme ve siyasal yapılar arasındaki bağlantılar çok ve karmaşık olmasına rağmen iklim değişikliğinin etkileri, kaynakları az olan bölgelerde ekonomik ve siyasi açıdan daha çok olacaktır.

Söz konusu zararların azaltılması için, yeni su kaynaklarının bulunması, mevcutlarının geliştirilmesi, daha etkin ve daha verimli bir şekilde kullanılması gerekmektedir. Kaynakları desteklemek için yeni rezervuar ve boru hatlarının yapımını, su yönetim çalışmaları ile kurumlardaki gelişmeleri içeren uzun vadeli ve makro ölçekli su yönetim stratejileri geliştirilmelidir. Suda yaşayan canlı hayatının korunması, nehir yataklarının doğal hale getirilmesi için ıslah çalışmalarının yapılması ve su kirliliğinin azaltılması Alınması gereken birkaç tedbir olarak sıralanabilir.

İklim değişikliğindeki dolaylı etkilerin uzun vadede daha önemli olarak ekolojik sistemleri ve doğal kaynakları bozması, sağlık ve altyapıya zarar vermesi ve sosyal ve ekonomik rahatsızlıklara neden olması beklenmektedir. Bunlar ise böcekler, su ve diğer faktörlerle geçen hastalıklara, ayrıca ishal ve açlık gibi enfeksiyon hastalıklarıyla astım ve diğer alerjik hastalıklarda artışa neden olacaktır. Daha yüksek sıcaklıklar su kaynaklarını azaltacak ve mikroorganizmalar, kolera gibi enfeksiyonları artıracaktır.

Şiddetli hava olayları, sıcaklık ve yağıştaki değişiklikler ve bunların etkisindeki nehir akımı değişiklikleri, altyapılara zarar verebilir ve üretimi etkileyebilir. Bazı bölgelerde sık ve yoğun olarak görülen şiddetli hava olayları; sahil rüzgârları, sel, toprak kayması, fırtına, hızlı kar erimesi, tropik siklon ve fırtınalar ile yangınlardır.

Araştırmacılar bu nedenlerle sadece iklim değişikliğinin gelecekteki halini değil, ekosistem ve hidrolojik çevrime olan etkilerini ve diğer farklılıkları da göz önüne almalıdırlar. Gelecekteki çevresel şartlar, suyun temizliği, beslenme, nüfus yoğunluğu ve sağlık gibi sosyoekonomik şartlardaki değişiklikler de incelenmelidir (Kalaycı, 2003).

İklim değişikliği ve buna bağlı olan hidrolojik değişkenlik hakkında doğru ve yeterli bilgi sahibi olmak, doğrudan veya dolaylı yoldan iklime bağımlı sistemlerin daha iyi planlanmasının ve yönetilmesinin ilk adımını oluşturmaktadır (Redmond ve Koch, 1991). Bu durum öncelikle su temini, taşkın kontrolü ve hidroelektrik enerji

üretimi amaçlarına hizmet eden su kaynağı sistemleri için geçerlidir. Ülkemizdeki su kaynakları ve bunlara bağlı insan aktiviteleri, yeterli ve düzenli suyun sağlanmasındaki zorluklar nedeniyle risk altındadır. Bu zorlukların en önemli sebebi, yıldan yıla büyük oranda değişen yağış miktarlarıdır (Türkeş, 1998). Bu nedenle hidrolojik değişkenliğin anlaşılması, su kaynağı sistemlerinin güvenilirliğinin sağlanmasında oldukça önemlidir.

Yukarıda sayılan önemli gerekçelerden dolayı; akımdaki düşük frekanslı ve bölgesel ölçekteki değişimlerin davranışı, su kaynakları mühendislerinin ilgisini çekmektedir. Ülkemizde ise özellikle yıllık pik akım serilerinin incelenmesi konusunda çok çalışma yapılmasına rağmen, Türkiye coğrafyasındaki akım değişkenliklerinin analizinin yapılması ihtiyacı hissedilmiştir. Bu sebeple, Türkiye'deki nehirlerin pik debilerinin incelendiği bu çalışma üç ana bölümden oluşmaktadır.

Birinci bölümde; taşkın frekans analizi uygulamalarında yaygın olan dağılımlar, belirli yöntemler kullanılarak kontrolsüz akışa sahip nehir akım gözlem istasyonlarına ait pik akım serilerine uygulanıp ve çeşitli karşılaştırmalar yapılıp en uygun frekans dağılımının belirlenmesine çalışılmıştır. Bu amaçla öncelikle söz konusu serilerle taşkın frekans analizinin temel varsayımı olan bağımsızlık ilkesinin varlığı araştırılmıştır. Bu amaçla parametrik ve parametrik olmayan toplam beş bağımlılık testi akarsulara ait yıllık pik akım serilerine uygulanmıştır. Testlere göre bağımlılık göstermeyen serilere uygulanan frekans analizi sonucunda, her bir istasyonu en iyi temsil eden olasılık dağılımı bulunmuştur.

İkinci bölümde nehir pik debilerinin ***Trend Analizi*** *(Trend Analysis)*, herhangi bir eğilimin olup olmadığı ve eğer varsa yönünün belirlenmesi için parametrik ve parametrik olmayan yöntemler uygulanarak yapılmış ve değerlerin ölçüldüğü zaman aralığında değişime neden olan hidrometeorolojik faktörler belirlenmeye çalışılmıştır.

Üçüncü bölümde ise genellikle atmosferik bilimler literatüründe yaygın olarak kullanılan ***Ana Bileşenler Analizi*** *(Principal Components Analysis)*, akım paternlerinin uzaysal ve zamansal değişimlerinin belirlenmesi için kullanılmıştır. Bu bölüm çalışmalarına dahil olarak, ana bileşenler analizinin değişik bir uygulamasıyla da homojen hidrolojik akım bölgelerinin belirlenmesine çalışılmıştır.

1.1. Taşkın Frekans Analizi

Taşkın frekans analizinde eldeki pik akım serilerini en iyi temsil eden olasılık dağılımının tespit edilmesi için yapılan bir analizdir. Taşkın frekans analizinde hedef, tahmin edilen taşkın büyüklüğünün istenen tekerrür periyoduna uymasıdır. Taşkın pikleri bir zaman diliminde, karışık kalıpla meydana gelmezler. Meydana gelme sırasında değişkenlik gösterirler. Bu yüzden herhangi bir keyfi Q debisi için tekerrür periyodu, taşkının oluşu süresince geçen ardışık zaman dilimlerinin ortalaması olarak tarif edilebilir (WMO, 1989, Fill ve ark., 2003).

Her su yapısına yakın bir kesitte uzun süreli ölçülmüş veriye sahip olan akarsu sayısı az olduğundan, proje debisinin tahmininin bölgesel taşkın frekansı sonucu yapılabileceği ve bunun için de gerçek datası bulunan diğer istasyonların frekans analizlerinin yapılıp ortak bölgesel frekans ilişkilerinin çıkartılması gerekliliği açısından, güvenilir bir taşkın frekans analizinin önemi vurgulanmış olur.

Hidrolojik verilerin taşkın frekans analizi, söz konusu verilerin homojen ve bağımsız olmasını şart koşar. Homojenlik özelliği, bir serideki tüm gözlem değerlerinin aynı topluma ait olmasının göstergesidir. Yani, istasyon ölçeklerinin yer değiştirmemesi, su havzasında şehirleşmenin olmaması veya akarsuyu besleyen yatak üzerinde hiçbir yapının yer almamasını ifade eder. Bağımsızlık özelliği ise, bir hidrolojik olayda, örneğin bir tekil büyük fırtına sisteminin (single large storm system) eldeki veri grubuna birden fazla girmemesinin göstergesidir. Daha açık bir ifade ile, bir tekil fırtına sisteminin meydana getirdiği iki veya daha fazla taşkın piklerinin sadece bir tanesinin veri grubuna girmesi, bağımsızlık özelliğidir. Buna ilave olarak, gelecekte meydana gelecek hidrolojik olayların frekansının tahmini için, homojenlik şartı, eldeki verilerin gelecekteki akımları temsil etmesini şart koşar. Yani, gelecekte akarsu üzerinde baraj gibi yapıları olmamalı, arazi kullanım şekli değişmemelidir (Haan, 1977).

Çalışmada homojenlik özelliğine sahip olmayan akarsu verileri (EİE verilerine dayanılarak) değerlendirmeye alınmamıştır. Bağımsızlık temel varsayımının varlığının araştırılması amacıyla ise, öncelikle serilerin bağımlı olup olmadıkları kontrol edilmiştir. Bu amaçla parametrik ve parametrik olmayan toplam beş

bağımlılık testi akarsulara ait yıllık pik akım serilerine uygulanmıştır. Bu testlerden parametrik bir test olan otokorelasyon testinin normal dağılıma uygunluğunu kontrol etmek için, normalite testi olarak çarpıklık testi kullanılmıştır.

Testler sonucu bağımsız çıkan serilere, yaygın olarak kullanılan Gumbel, Pearson-3 ve Log-Pearson-3, Log-Boughton, Log-Logistic, Ekstrem değer, Pareto, Wakeby frekans dağılımları uygulanmıştır. Frekans dağılımlarının parametre tahmin metotları olarak, Momentler, Maksimum Olabilirlik, Olasılık Ağırlıklı Momentler, Karışık Momentler, Maksimum Entropi, Kendiliğinden Kararlı Olasılık Ağırlıklı Momentler yöntemleri kullanılmıştır. Böylelikle 31 değişik dağılım modeli yıllık pik akım serilerine uygulanmıştır. Bununla birlikte dağılım sonuçlarını mukayese etmek amacıyla her bir dağılımın Kolmogorov-Smirnov, Khi-kare testi ve Cramer-von Misses testi gibi klasik uygunluk testleri de yapılmıştır. Sonuç olarak her bir istasyonu en iyi temsil eden olasılık dağılımı bulunmaya çalışılmıştır.

1.2. Trend Analizi

Su kaynakları projelerinin planlamasında eldeki mevcut hidroklimatolojik gözlem değerleri kullanılır. Çalışmalarda kullanılan zaman serilerinin istatistiksel karakteristiklerinin zamanla değişmediği kabul edilir. Çalışmamızın konusunu teşkil eden taşkınlar, hidrolojistlerce uzun bir zaman süresince kararlı, bağımsız ve hemen hemen benzer dağılmış rastgele prosesin bir sonucu olarak düşünülür. Bununla birlikte bazı araştırmacılar (Cayan ve Peterson, 1989; Lins ve Slack, 1999; Jain ve Lall, 2000), uzun süreli iklim değişkenliğinin ve (belki insan kaynaklı etkilerden dolayı) trendlerin sebeplerini açıklamışlardır.

Belirli jeomorfolojik şartlar altındaki bir akımın hidrolojik rejimi, çeşitli iklimsel faktörlere tepki veren bir havzayı tanımlar. İklimsel değişikliğin yağış, buharlaşma, akış ve yeraltı suyu gibi hidrolojik döngünün fazlarında ve atmosferik sıcaklıkta değişikliklere neden olduğu beklenir. Bununla birlikte iklimsel göstergeler olarak çoğunlukla sıcaklık ve yağıştaki değişiklikler kullanılır (Kothyari ve ark., 1997).

Bir havzanın jeomorfolojisi, sera gazı artışlarının neden olduğu muhtemel iklim değişiklikleriyle karşılaştırıldığında oldukça yavaş bir değişim görür. Bu nedenle, düzenlenmemiş havzaların hidrolojik rejimlerindeki değişiklikler genellikle iklimsel şartlardaki değişiklikleri yansıtır. Bu yüzden sıcaklık ve yağış, iklim değişikliği tespitinde göstergeler olarak kullanılan önemli hidrolojik parametrelerdir (Cayan ve ark, 1989, Kahya ve Dracup, 1993).

Türkiye'de yapılan trend çalışmalarının çoğunluğu, sıcaklık ve yağış alanlarında gerçekleştirilmesine rağmen son yıllarda nehir akımları üzerine de çalışmalar yapılmıştır.

Dünyanın farklı bölgelerindeki birçok trend çalışmaları genellikle iklim değişiminin belirlenmesi için yapılmıştır. Bir zaman serisinde istatistiksel olarak önemli trendlerin varlığını araştırmak için ***parametrik*** ve ***parametrik olmayan*** iki temel yaklaşım kullanılır (Kadıoğlu, 1997). Parametrik testlerde temel olarak zaman serisinin normal dağılıma uyması gerekirken, parametrik olmayan testlerde bu şart aranmaz. Aynı zamanda, su kalitesi trendleri için yapılan istatistiksel testler genellikle eksik değerler, belirtilen miktardan daha az bildirilen veriler ve mevsimsellik gibi bazı problemlerle iyice karışmaktadır (Kalaycı ve Kahya, 1998). Böylece parametrik metotlardan daha esnek olan parametrik olmayan testler, zaman serilerinin bu karakteristikleriyle rahatlıkla kullanılabilir (Van Belle ve Hughes, 1984). Bu yüzden parametrik olmayan testlerin kullanımı Hirsch ve ark. (1982), Hirsch ve Slack (1984) ve Van Belle ve Hughes (1984) gibi birçok araştırmacı tarafından önerilmiştir.

Su kaynakları projelerinin planlanması ve yönetilmesinde, akımlarda azalan veya artan yönde belirlenecek trendlerin önemli olmasından dolayı, Türkiye coğrafyasındaki yıllık pik akımların trend analizinin yapılması önemlidir. Bu araştırmanın amacı, bu ihtiyacı karşılamak ve aynı zamanda Türkiye'deki yıllık pik akım verilerinin deterministik karakteristiklerinin bir bileşenini açıklamaktır.

Bu amaçla, daha önceki trend çalışmalarıyla birlikte, su kalitesi kayıtlarının birçoğunda başarılı bir şekilde kullanılmış olan parametrik ve parametrik olmayan 5 farklı trend testi, Türkiye'deki 26 nehir havzası üzerindeki toplam 90 akım gözlem istasyonundaki akımların olası doğrusal trendlerini belirlemek için uygulanmıştır. Bunlar Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall, ve En Küçük Kareler testleridir.

Trendlerin doğrusal eğimleri *(birim zamandaki değişimler)* ise parametrik olmayan Sen'in trend eğim metodu ile hesaplanmıştır. Ayrıca aylık trendlerdeki homojenlik, Van Belle ve Hughes (1984) tarafından geliştirilen bir metot kullanılarak test edilmiştir.

1.3. Ana Bileşenler Analizi

Ana Bileşenler Analizi, büyük hacimli veri setlerinde çalışmayı daha etkin kılabilmek için, özellik azaltım (feature reduction) yoluyla verinin daha küçük hacimli olmasının amaçlandığı, veri madenciliğinden görüntü işlemeye kadar birçok alanda kullanılan bir yöntemdir. Veri madenciliğinde kullanılan PCA ile veri setinin boyutu, düşürüldüğü için veri hassasiyetinin azalacağından söz edilebilir. Yapılan azaltımların veri üzerinde istenilen bir değere kadar mümkün olabileceği durumlarda oldukça işe yarar. Eğer veri temsili %90'lara kadar yapılabiliyorsa örneğin, verinin azaltılması, setin küçültülmesi, kabul edilebilir bir halde olur.

Bir bölge üzerindeki akım gidişatları, akım anomali haritalarıyla veya normalin üstünde, normal veya normalin altında akım alanlarını yansıtan haritalarla uygun bir şekilde gösterilebilir. Akım değişimlerinin uzaysal paterni, ardışık olarak sıralanan bu haritalarla kolaylıkla incelenebilir (Bartlein, 1982). Bu gidişat, akımı etkileyen iklimsel anomalilerin uzaysal ve zamansal özelliklerini yansıtmasına rağmen akım ve spesifik iklim fonksiyonları arasındaki bağlantılar ve detaylı ilişkiler henüz açıklanmamıştır.

İklim ve okyanus bilimciler tarafından çok sık kullanılan *Ana Bileşenler Analizi (Principal Components Analysis; PCA)*, uzaysal ve zamansal değişkenliğin belirlenmesini sağlayan bir metottur (Preisendorfer, 1988). ***Ampirik Ortogonal Fonksiyon*** *(Empirical Orthogonal Function; EOF)* veya ***Özvektör Analizi*** *(Eigenvector Analysis; EA)* olarak da bilinen PCA, Amerika'daki akımların temel doğasını tanımlamak için hidrolojide (Bartlein, 1982; Lins, 1985) ve benzer şekilde meteorolojik ve klimatolojik bağlamlardaki değişikliklerde (Sellers, 1968; Granger, 1984; Englehart ve Douglas, 1985; Kadıoğlu ve Erdun, 1995; Widmann ve Schär, 1997; Kadıoğlu ve Çepniler, 1998) kullanılmıştır.

Ana bileşenler analizi de, trend analizinde olduğu gibi Türkiye'de genellikle sıcaklık ve yağış gibi atmosferik olayların incelenmesinde kullanılmıştır. Türkiye geneline yayılan meteoroloji istasyonlarında yüksek ve düşük sıcaklıklar ile yağış verilerini, Sezginer (1988) ve Çubukçu (1993) tarafından incelenmiştir. Bunun yanında farklı bir atmosferik olay olan hava kirliliği, Türkiye genelindeki değişik iller bazında Kadıoğlu (1995) tarafından incelenmiştir. Aylık akımlarda ise 2003 yılında Kalaycı tarafından uygulanmıştır.

Bu çalışmalara rağmen Türkiye genelindeki yıllık pik akımların ana bileşenler analiziyle ilgili bir çalışma yapılmamıştır. Bu yüzden, Türkiye'deki aylık akımların uzaysal ve zamansal değişkenliğinin ana paternlerini belirlemek amacıyla çalışmamızda kullanılan akım gözlem istasyonundaki yıllık pik akım verileri incelenmiş ve elde edilen paternler kullanılarak akım ve bazı iklim parametrelerindeki değişkenlikler arasındaki benzerlikler gösterilmiştir.

PCA orijinal değişkenlerin lineer kombinasyonları veya dönüşümleri olan yeni değişkenler seti oluşturur. Lineer kombinasyondaki bu alanların zaman bağımlı katsayıları, Ana Bileşenler (PC) olarak tanımlanır. Bu çalışmada orijinal değişkenler, gözlem istasyonundaki yıllık pik akımlardır. Bu veriler her bir ay için başlangıçta logaritmaları alındıktan sonra mevsimlik olarak standartlaştırılmıştır.

Burada bu paternlerin zamansal dağılımı ve akım anomalilerinin uzaysal paternleri üzerinde durulduğu için çok sayıdaki akım anomali haritası, varyansın çoğunu açıklayan daha az sayıdaki paternlere indirgenmiştir. Dolayısıyla daha az sayıdaki haritaların incelenmesi yeterli olacaktır. Örneğin birinci bileşenin harita paterni, gözlenen harita paternlerinin tamamına eş zamanlı olarak en fazla benzerlik gösteren haritadır (Bartlein, 1982). Buna göre birinci ana bileşen, verilerdeki değişkenliğin en baskın modu olduğundan en büyük varyansa sahiptir. Özdeğer dağılım matrislerinin örnekleme teorisi korelasyon matrislerininkinden daha iyi anlaşıldığından korelasyon matrisinin yerine kovaryans matrisinin ana bileşenler analizi, özdeğer ve özvektörler için önem testlerinin daha doğru ve kesin sonuçlar vermesini sağlar (Granger, 1984). Bu nedenle burada ana bileşenler, kovaryans matrisi kullanılarak hesaplanmıştır. Ana bileşenlerin istatistiksel önemi, elde edilen özdeğerlerin, birbiriyle ilişkisiz rastgele proseslerle üretilenlerden istatistiksel olarak farklı olup olmadığının belirlenmesini sağlayan ***N Kuralı*** (Preisendorfer, 1988) kullanılarak test edilmiştir (Kalaycı, 2003).

Bileşenlerin bir özelliği de, bu çalışmada da kullanıldığı gibi basit bir yapıya döndürülmeleridir. Döndürülmüş bileşenlerin her birisi, orijinal değişkenleri birbiriyle yüksek derecede ilişkili farklı gruplarla tanımlama eğilimlidir (Bartlein, 1982). Döndürülmüş bileşenlerle tanımlanan birbiriyle ilişkili küçük akım grupları böylece, bağımsız homojen hidrolojik bölgelerin belirlenmesini sağlar.

2. KAYNAK ARAŞTIRMASI

Bu çalışmada Türkiye'deki akım verilerine genel olarak üç ayrı temel analiz uygulandığı için kaynak araştırması da üç bölüm halinde özetlenmiştir. Birinci bölümde *Taşkın Frekans Analizi*, ikinci bölümde *Trend Analizi*, son bölümde ise *Ana Bileşenler Analizi* ile ilgili olarak dünyada ve Türkiye'de yapılan çalışmalar hakkında bilgi verilmiştir.

2.1. Taşkın Frekans Analizi İle İlgili Çalışmalar

Carrigan ve Huzzen (1967), yıllık akımların seri korelasyonunu araştırmışlardır. Bu araştırma sonucunda, A.B.D.'nin genelinde 45 akım gözlem istasyonundan elde edilen gözlem değerleri kullanılarak, otokorelasyon katsayılarının, bir ve iki yıllık zaman dilimlerinde sıfırdan önemli miktarda farklı tezahür ettiği görülmüştür ve 45 akarsudan 6'sında bağımlılık varlığının işaretlerine rastlanmıştır. 1976 yılında Avustralya akarsuları yıllık pik akımları üzerinde yapılan analizler neticesinde ise, 33 akarsuyun yaklaşık olarak % 17'sinde bağımlılığın söz konusu olduğu görülmüştür.

Yevjevich (1972), yıllık akarsu akımlarına seri korelasyon analizini uygulamış ve pozitif korelasyon değeri bulmuştur. Aynı zamanda Yevjevich, yıllık akarsu akımlarındaki zamansal bağımlılığın temel fiziksel faktörü olarak akarsu havzalarındaki yıldan yıla nakleden su tutma potansiyelinin (water carryover) önemli olduğu noktasına işaret etmiştir.

Wall ve Engiot (1985), Pennsylvania'da bulunan, örnek büyüklüğü 40 ile 80 ve drenaj alanları 3.07 ile 11,20 m^2 arasında değişen 57 akarsulara ait yıllık pik akım serilerine, otokorelasyon, medyanı çaprazlama, dönüm noktaları, sıra farklılıkları ve Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı bağımlılık testlerini uygulamışlardır. Uygulanmaları sonucunda, 57 akarsuyun sadece iki tanesi en az iki teste ve altı tanesi

de bir test sonucuna göre bağımlılık sinyalleri vermişlerdir. Bu çalışmada ayrıca, otokorelasyon katsayısı ile taban bileşenleri indeksi olarak adlandırılan yıllık pik akımların yıllık akımlara oranı arasındaki ilişki araştırılmış ve havzalara ait su tutma kapasitelerinin yıllık pik akım serilerinin bağımlılık derecelerine etki etmediği sonucuna varılmıştır.

Srikanthan ve ark. (1983), Avustralya akarsularının yıllık akımlarının zaman seri analizlerini yapmışlardır. Bunun için de, altı bağımlılık testi; otokorelasyon, medyanı çaprazlama, dönüm noktaları, sıra farklılıkları ve Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı, Gold ve eklenik periodgram testlerini 156 istasyondan elde edilen yıllık akım serilerine uygulanmaları neticesinde, akarsuların % 28'inin bağımlı değerlere sahip oldukları anlaşılmıştır. Çalışmada ayrıca otokorelasyon ve belirli otokorelasyon fonksiyonları her bir serinin lineer modelinin uygun formunu belirlemek için kullanılmıştır.

Haktanır (1990), taşkın frekans analizi için bazı dağılım modellerinin derlenmesi çalışması adı altında, beş değişik dağılım modelini bir bilgisayar programı içerisinde toplayıp, Türkiye'de bulunan 30 istasyona ait pik akım serileri üzerine uygulayarak, geçilme ihtimali 0.99 dan 0.001 e kadar olan bir çok tekerrür peryotlu taşkınların hesabı amacıyla kullanmıştır. İki parametreli Log-normal, Gumbel, Log-Gumbel, bir parametreli Log-Gamma, Smemax dönüştürümü ve Log-Boughton temel olmak üzere toplam sekiz adet modelden daha uygunlarını ayırt edebilmek amacıyla klasik uygunluk testleri istatistiklerini de hesaplamıştır. Çalışmada, önce Khi-kare testini hem eşit-uzunluk aralıklı histogramlar, hem de eşit-alan aralıklı histogramlar için, her biri üç farklı aralık sayısı ile tekrar edilerek uygulanmış, böylelikle Khi-kare testinin seçilen histogram aralık sayısına bağımlılığı dezavantajı kaldırılmak istenmiş. Yapılan uygulamalar ve analizler neticesinde, bir parametreli Log-Gamma dağılımının muhtemelen en uygun dağılım olduğu sonucuna varmıştır.

Haktanır (1991), iki parametreli Log-normal, üç parametreli Log-normal, Smemax, iki adım kuvvet metodu (two-step-power), Log-Boughton, Gumbel, genel ekstrem değer, Pearson 3, Log-logistic ve Wakeby dağılımlarını Anadolu'da bulunan kontrolsüz akım ve en az 30 ölçüm değerine sahip 45 akarsuyun yıllık taşkın pik serilerine uygulamıştır. Bu çalışmada dağılımların çoğunun parametreleri (1)

momentler,(2) maksimum olasılık ve (3) ağırlıklı momentler olasılığı metotları ile tahmin edilmiştir. Ayrıca entropi ve karışık momentler metotları sadece Log-Pearson dağılımı için kullanılmıştır. Üç parametreli ve iki parametreli Log-normal ve Gumbel dağılımlarının sağ kuyruk (yıllık pik akım serilerinin histogramlarının sağa doğru çarpıklılığı) gösterme olasılıklarının diğer dağılımlara göre daha iyi olduğu sonucuna varmıştır.

Haktanır ve Horlacher (1993), özellikle taşkın frekans analizlerinde kullanılan 9 değişik olasılık dağılımından oluşan istatistiksel bir model, örnek büyüklüğü en az 30 olan ve kontrolsüz akıma sahip Almanya'nın Rhine Havzası'ndaki 11 ve İskoçya'daki 2 nehire uygulamışlardır. Bu dağılımların çoğunun parametrelerini, maksimum olasılık ve ağırlıklı momentler olasılığı metotları ile tahmin etmişlerdir. Dağılımlar öncelikle klasik uygunluk testleri (classic goodness of fit tests) ile sonra da tüm modellerle ekstrem sağ kuyruk olayların gösterebilme durumları, sentetik olarak genelleştirilmiş uzun serilerin baştanbaşa detaylı analizleri ile değerlendirmişlerdir. Genel ekstrem değer ve üç parametreli Log-normal dağılımlarının yüz yıllık dönüm peryotlarının, az bulunan taşkınlarının önceden tahminlerini daha iyi verdikleri sonucuna varmışlardır. Bununla birlikte, ekstrem değer tip 2 ve Log-Pearson tip 3 (pozitif çarpık olduğu zaman) ekseriya tutucu pikler (conservative) az miktarda ortaya çıkmış ve ayrıca Wakeby dağılımının çoğunlukla tutucu pikler verdiğini görmüşlerdir.

Vogel ve ark. (1993), A.B.D.'deki taşkın frekans standardının taşkın frekans analizlerinde Log-Pearson 3 ün kullanılmasını tavsiye etmesi ve birçok araştırmacının bu dağılıma alternatif olarak genelleştirilmiş ekstrem değer dağılımını göstermelerine rağmen, bunlara yeni bir alternatif üretmek amacıyla, A.B.D'nin güneybatısındaki 383 akarsu pik akım serileri üzerinde L-moment diyagramlarını kullanarak, değişik frekans modellerinin uygunluğunu araştırmışlardır. Aynı zamanda, orjinal Log-Pearson 3 dağılımının en uygun sonuç verdiğini gösteren Water Resources Council'in raporundaki yöntemleri tekrar denemişlerdir. Çalışmaları neticesinde, genel olarak, Log-Pearson 3, genelleştirilmiş ekstrem değer, iki ve üç parametreli Log-normal modeller bu bölgedeki taşkın akım değerlerine iyi yaklaşımlar sağladıklarını görmüşlerdir. Normal, Pearson ve Gumbel dağılımları gibi diğer dağılımlar yeterli performansı gösterememişlerdir.

Vogel ve Fennessey (1993), L moment diyagramlarının moment diyagramlarının yerini almaları gerektiği iddiası ile yaptıkları çalışmada, L moment ve moment diyagramlarının Massachusetts akarsuları verilerini kullanarak Gumbel, normal, uniform, üstel, Pearson-3, üç parametreli Log-normal, genelleştirilmiş Pareto, ekstrem değer, beş parametreli Wakeby dağılımları için L kurtosisi ve L çarpıklık arasındaki teorik ilişkiyi araştırmışlar ve aynı ilişkiyi momentler yöntemi için uyguladıklarında, L momentler diyagramının dağılımlara daha iyi uyduğunu tespit etmişlerdir.

Bargaoui (1994), maksimum olabilirlik, maksimum entropi ve momentler yöntemleri arasındaki ilişkiyi tespit etmek amacıyla, dört olasılık dağılım fonksiyonundan yararlanmıştır. Bu amaçla Weibull, Pearson 3, Galton ve Gumbel dağılımlarının söz konusu yöntemlerle parametre tahmin hesaplarını ortaya koymuştur. Sonuçta, maksimum olabilirlik ve maksimum entropi yöntemlerinin momentler yönteminden farklı olarak, toplum momentlerini merkezi olmayan örnek momentlerine eşit saydıklarından her iki yönteme eleştiri getirmiştir.

Mutua (1994), Kenya'da bulunan 60 akım gözlem istasyonuna uygun en iyi olasılık dağılımını tespit etmek amacıyla, Log-normal, Pearson, Log-Pearson, Fisher-Tippet, Log- Fisher-Tippet, Boughton, Log-Boughton, Wakeby ve Log- Wakeby dağılımlarını söz konusu datalara uygulamıştır. Uygunluk konrolü amacıyla, "Akaike Information Criterion" metodunu kullanmıştır. Çalışma sonucunda Wakeby ve Log-normal dağılımlarını en uygun dağılımlar olarak tespit etmiştir.

Önöz (1994), yeni bir parametre yöntemi olarak olasılık ağırlıklı momentler yöntemini tanıtmış ve bazı dağılımların bu yöntem ile birlikte L moment yöntemine göre parametre hesaplarının tahminlerini vermiştir. Çalışmada olasılık ağırlık momentler yöntemi ile momentler yöntemini karşılaştırmıştır. Bu amaçla, N=49 örnek büyüklüğüne sahip Susurluk akım ölçüm istasyonuna ait yıllık maksimum akım değerlerini kullanarak, Gumbel, ekstrem dağılımı, normal, Log-normal, üstel (exponential) dağılımlarının parametrelerini her iki yönteme göre de hesaplamıştır. Sonuçları incelediğinde, olasılık ağırlıklı momentler yöntemi, yapılan parametre tahminlerinin özellikle kısa kayıtlar için tarafsız olduğu, gözlemlerin lineer fonksiyonları olmaları, örnekleme hatalarından daha az etkilenmeleri ve kolay kullanıldığı sonucuna varmıştır.

Önöz ve Bayazıt (1995), elde bulunan en uzun taşkın akım ölçümlerini kullanarak, bu serilere uyan en uygun dağılımları çeşitli istatistik yöntemler yardımıyla bulmaya çalışmışlardır. Bu amaçla, tüm dünya sathında bulunan 1819 akım gözlem istasyonlarına ait pik akım serileri öncelikle göz ile elenerek, örnek büyüklükleri 60 ile 165 arasında olan kontrolsüz akıma sahip 19 seriye indirilmiş ve bu serilere normal, Log-normal tip 2, genelleştirilmiş ekstrem değer, Gumbel, Log-normal tip 3, Pearson 3 ve Log-Pearson 3 dağılımları tatbik etmişlerdir. Mukayese metotları olarak Khi-kare, Kolmogorov Smirnov, korelasyon katsayısı olasılığı ve Anderson Darling testleri ile birlikte L-moment diyagramından yararlanmışlardır. Bununla birlikte, kullanılan dört uygunluk testinden Khi-kare ve korelasyon katsayısı olasılığı testleri bütün dağılımlarla çoğunlukla uygun iken, Kolmogorov Smirnov testinin ölçülen ile hipotez dağılımları arasında büyük farklı sonuçlar verdiği ve son olarak Anderson Darling testinin ise kuyruğun üstündeki farklılıkları vurguladığı anlaşılmıştır. Birçok durumda ise, dağılımların her birinin istatistik test değerlerinin bir diğeri ile yakın olmasından dolayı en uygun dağılımın belirlenmesi güçleştirmiştir. Sonuç olarak, genelleştirilmiş ekstrem değer dağılımının, diğer dağılımlara göre daha iyi sonuçlar verdiğini görmüşlerdir.

Karım ve Chowdhury (1995), Bangladeşte, örnek büyüklüğü 16 ile 24 arasında değişen 31 adet yıllık taşkın serilerine Log-normal, Gumbel, Log-Pearson 3 ve genelleştirilmiş ekstrem değer dağılımlarını uygulamışlardır. Sonuç olarak genelleştirilmiş ekstrem değer dağılımının istatistiksel karakteristikleri en iyi temsil eden dağılım olduğu sonucuna varmışlardır. Uygunluk analizlerini, hesaplanan debi ile ölçülen debi arasındaki sapmaları özetleyerek bir noktadaki uygun dağılımı belirlemeye yarayan ortalama sapmanın karakökü ve korelasyon katsayısı olasılığı ile birlikte L-moment diyagramı ile gerçekleştirmişlerdir.

Kahya ve Büyükkaracığan (1998), Susurluk Havzası'nda bulunan akarsulara ait yıllık pik akım serilerine otokorelasyon, medyanı çaprazlama, dönüm noktaları, sıra farklılık ve Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı bağımlılık testlerini uygulamışlardır. Analizler sonucu bağımsız verilere sahip olduğu ispatlanan havzadaki tüm serilere, en uygun olasılık dağılım modelinin belirlenmesi amacıyla iki ve üç parametreli Log-Normal, Gumbel, Pearson-3, Log-Pearson-3, Log-

Boughton, Log-Logistic, Ekstrem Değerler dağılımlarını uygulanmışlardır. Sonuç olarak, Ekstrem Değer Dağılımının en uygun sonuç verdiğini belirtmişlerdir.

Kahya ve Gürses (1998), Konya Havzası'nda bulunan bağımsız ve homojen karakterde olan yıllık pik akım serilerine bölgesel frekans analizi ile birlikte homojenlik analizi yapmak için, olasılık ağırlıklı momentlerin lineer kombinasyonu olan L-momentler yöntemi kullanmışlardır. Bu amaçla, bölgesel frekans analizinde kullanılacak olan istasyon grubunda Hosking (1986) ve Wallis'in (1993) L-momentlere dayalı tanımladıkları üç faydalı istatistik bu araştırmada ele almışlardır. Bunlar olağan dışı istasyonları ayırt etmek amacıyla tutarlılık (discordancy) ölçüsü; heterojenlik derecesinin saptanması ve bölgenin homojen olup olmadığının tayin edilmesi amacıyla heterojenlik ölçüsü ve tasarlanan olasılık dağılımının verilere uyup uymadığını belirlemek amacıyla uygunluk ölçüsü olmak üzere tipik bir bölgesel frekans analizinini gerçekleştirmişlerdir. Bu analiz metotları ile birlikte; Log-Normal, Gumbel, Logistic, Ekstrem Değerler, Pearson-3, Log-Pearson-3 frekans dağılımları Konya Havzası'nda bulunan akarsulara ait yıllık pik akım serilerine uygulanıp sonuçları değerlendirmişlerdir.

Onüçyıldız (1999), Türkiye akarsuları üzerinde bulunan akım gözlem istasyonları (AGİ), bu istasyonlara ait enkesitler ile bu enkesitlerde gözlenen yıllık anlık maksimum akım (YAMA) değerlerini incelemiştir. İncelenen 47 adet akım gözlem istasyonuna ait taşkın eşel kotları ve taşkın debileri belirlenmiştir. 10 ve daha fazla taşkın debisi gözlenen AGİ' ye ait YAMA değerlerine Log-Pearson 3 dağılımı uygulamıştır. İncelenen istasyonlarda toplam 1545 adet YAMA değeri gözlenmiş, araştırma sonucunda bunların % 18.2 sinin taşkın olduğu tespit edilmiştir.

Şorman ve Okur (2000), Türkiye' de batı Karadeniz Bölgesi'nde seçilmiş 16 adet istasyona, noktasal ve bölgesel frekans analizi uygulanmıştır. Bölgeselleştirme olarak gösterge sel metodu, tahmin edilen tekerrür değerlerinin kontrolü için Monte Carlo simulasyonunu kullanmışlardır. Analizlerin birinci aşamasında uç noktalarının ve simulasyon sayısının etkisini, ikinci aşamasında ise; bölgede Mayıs 1998' de görülen selin akım değerlerinin dönüş aralıklarını incelemişlerdir.

Castellarin ve ark. (2001), frekans analizi için hidrolojik benzer ölçülerin etkilerini araştırmışlardır. Bölgesel frekans analizinde homojen bölgelerin belirlenmesinde kullanılan hidrolojik benzerlik ölçümleri; ekstrem olayların

zamanlamasını ifade eden mevsimsel göstergeler, yağış frekans dağılımların havza ölçeğinde karakteristikleri, önceki yağış istatistikleri ve havza geçirimlik (permeability) değerlerinden yararlanılmaktadır. Söz konusu araştırmacılar İtalya'nın kuzeyinde büyük bir bölgede Monte Carlo yöntemini kullanarak yapmış oldukları uygulama sonucunda; bölgesel göstergelere dayalı ektrem değer tahminlerinin daha etkileyici sonuçlar verdiğini göstermişlerdir.

Heo ve ark. (2001), bölgesel frekans analizinde kullanılan Weilbull modelinin hesap ve asimtotik varyans değeri üzerinde bir çalışma yapmışlardır. Bu amaçla, iki parametreli bu dağılımın parametrelerini ve her bir parametrenin asimtotik varyansını, momentler ve olasılık ağırlıklı momentler yöntemleriyle hesaplamışlardır. Asimtotik varyansları, maksimum olabilirlik tahminlerinin varyansı olarak bilinen Cramer Rao testiyle mukayese etmişlerdir.

Önöz ve Bayazıt (2001), taşkın frekans analizinde kısmi süreli taşkın serilerinin yıllık maksimum verilere alternatif olması durumunu incelemişlerdir. Poisson Yönteminin çoğunlukla pik değerler uygulanmasına rağmen eşik (threshold) serilerdeki uygulamasında bazı pik değerlerin seri ortalamasından oldukça küçük (ya da büyük) olarak değiştiğini görmüşlerdir. Bundan dolayı birçok durumda binom dağılımların pik serilere uygun olduğunu söyleyip, T yılının taşkın tahmininde, taşkın büyüklüklerinin üstel dağılımı ile binom dağılımın kombinasyonunu tatbik etmişlerdir. Analiz sonuçlarının Poisson model uygulama sonuçlarıyla hemen hemen aynı olduğunu göstermişlerdir.

Bayazıt ve ark. (2002), Elektrik İşleri Etüt İdaresi (EİE) tarafından işletilen 24 havzadaki 107 akım gözlem istasyonuna ait yıllık ortalama akımlar, yıllık maksimum anlık akımlar (taşkınlar) ve yıllık düşük akımlar (bir günlük ve yedi günlük minimumlar) üzerinde trend analizi yapmışlardır. Trend analizleri için parametrik T testi ve nonparametrik Mann-Kendall testi kullanılmıştır. 107 istasyondaki akımlar için yapılan trend analizinde 14 istasyonun taşkınlarında, 24 istasyonların yıllık ortalama akımlarında, 43 istasyonun 1 günlük minimum akımlarında ve 41 istasyonun 7 günlük minimum akımlarında trend bulunmuştur. Gözlenen trendlerin büyük bir çoğunluğu azalma yönündedir. Ortalama akımlardaki trendlerin hepsi azalma şeklinde olurken 3 istasyonun taşkınlarında ve 4 istasyonun minimum akımlarında artma yönünde trend bulunmuştur. Bulgular havzalara göre

incelendiğinde; Meriç, Susurluk, Ege Suları, Gediz, Küçük Menderes, Büyük Menderes, Batı Akdeniz, Burdur Gölü, Afyon, Sakarya, Orta Anadolu, Doğu Akdeniz havzalarının akarsularının çoğunluğunda trend bulunmuştur. Bu havzalar Trakya, Marmara, Ege, İç Anadolu ve Akdeniz bölgelerindedir. Ayrıca Yeşilırmak Havzası'nda taşkınlarda, Seyhan, Çoruh, Araş ve Dicle Havzalarında düşük akımlarda trend bulunduğu belirtilmiştir. Diğer havzalardaki akarsuların çoğunluğunda anlamlı bir trend bulmamışlardır.

Kjeldsen ve ark. (2002), Güney Afrika KwaZulu-Natal şehrindeki nehir pik akım değerlerinin bölgesel frekans analizini indeks taşkın modeli kullanarak yapmışlardır. Öncelikle çalışma alanını aylık yağış toplamlarına bağlı olarak iki homojen bölgeye bölmüşlerdir. Birinci bölge, çalışma alanının kıyı ve iç kısımlarını, ikinci bölge ise kuzeybatı- batı kısımlarını içine almıştır. Daha sonra her iki bölgeye frekans analizi uygulamışlardır. Analiz sonucu, normal, Pearson 3, ve Pareto dağılımları ikinci bölge için uygun dağılımlar olurken, ikinci bölgede ekstrem büyüklüklerin birkaç taşkın olayı için uygun dağılımın olmadığı sonucuna varmışlardır.

Northrop (2002), taşkın frekans analizinde önemli bir problem olan incelenen bölgede istasyonların az olması ya da mevcut istasyon verilerinin yeterli uzunlukta olmaması problemi üzerinde durmuştur. Bu gibi durumlarda çok sayıda bölgeye yakın istasyonlara ait verilerin kullanılması bir çözüm olsa da buralardan alınan verilerin hangi yöntemle birleştirileceği bir problemdir. Northrop bu tip durumlarda uygulanan iki olasılık yaklaşımı; regresyon modeli ve ampirik değerler analizi üzerinde durmuştur. Regresyon modelinin, rastgele bölge etkilerini birleştirmede daha iyi bir yaklaşım olduğu sonucuna varmıştır.

Zalina ve ark. (2002), Malezya'nın değişik bölgelerinde örnek büyüklüğü 23 ile 28 arasında değişen 17 yıllık maksimum yağış serilerine Gamma, Normal, Pareto, Ekstrem değer, Gumbel, Log-Pearson-3, Pearson-3 ve Wakeby dağılımlarını uygulamışlardır. L-moment yöntemini parametre tahmini için kullanmışlar ve uygunluk testleri sonucunda söz konusu serilere ekstrem değer dağılımının daha uygun sonuç verdiğini ortaya koymuşlardır.

McCuen ve Beighley (2003), herhangi bir T tekerrür periyodu için, yıllık maksimum ve mevsimsel maksimum akımlar arasında verilen bir yağış dağılımı

içindeki mevsimsel değişimi incelemiştir. Ölçülmüş bir dataya mevsimsel frekans analizi uygulandığı zaman, eksik akım değerleriyle karşılaşmak genel bir problemdir. Bu problemi aşmanın iki yolu vardır. Bunlardan birincisi; maksimum olabilirlik yöntemi kullanılarak eksik verileri tahmin etmek, diğeri ise; günlük akımların aritmetik ortalamasını hesaplayıp eksik veri yerine ortalama değerini koymaktır. Yağış kayıtları bulunmayan bölgelerde frekans analizinin yağış-akım modeli veya regresyon eşitlikleri yardımıyla elde edilen frekans eğrilerinin kullanılmasıyla yapılabileceği soncuna varmıştır.

Büyükkaracığan (2004), Gediz Havzası'nda bulunan EİE' ye ait 6 akım gözlem istasyonuna ait yıllık anlık maksimum akım değerlerine öncelikle bağımlılık testlerini uygulamıştır. Testler sonucu tüm değerlerin bağımsız olduğu sonucuna varmıştır. Eldeki serilere olasılık dağılımlarını tatbik etmiş ve Log-Pearson dağılımının diğer modellere göre daha iyi sonuçlar verdiğini belirtmiştir.

Bayazıt ve Önöz (2004), istasyonlar arası bağımlılığın, bölgesel katsayının örnekleme varyansı üzerine etkisi araştırmışlardır. Çok değişkenli normal taşkınların bölgesel ortalama değişim katsayısının asimtotik örnekleme varyansı için analitik bir ifade elde etmişlerdir. Taşkın tahminlerinin varyanslarının sonuçları simülasyonla kontrolunu yapmışlardır. Ayrıca diğer iki parametreli dağılımlardan Gumbel dağılımı için de bölgesel katsayının örnekleme varyansını belirlemek amacıyla simülasyon yapmışladır.

Önöz ve Bayazıt (2004), büyük taşkın debilerinin yağış alanına göre değişimini noktalayarak elde edilen zarf eğrilerinin, taşkın frekans analizi ve olası maksimum taşkın yöntemleri yanında taşkın tahminlerinde kullanılabileceğini göstermek amacıyla; Türkiye'deki havzaların taşkın zarf eğrileri belirlemişlerdir. Bu amaçla örnek sayıları en az 30 olan 73 istasyona ait verilere öncelikle Log-Normal 2, Log-Normal 3, Gamma, Log-Pearson 3, Gumbel dağılımlarından uygun olanı seçilerek 2, 5, 10, 25, 50, 10 yıllık taşkın değerleri tahmin edilmiş ve bunlara dayanarak her bir havza için taşkın zarf eğrileri çizilmiştir. Akarçay, Konya, Asi, Doğu Karadeniz ve Van havzaları için anlamlı eğriler elde edememişlerdir. Daha sonraki yıllarda elde edilen verileri de kullanarak Türkiye için zarf eğrisi elde etmişler ve dünyadaki eğrilerle karşılaştırmışlardır.

Kömüşçü ve Ceylan (2004), şiddetli yağış bilgilerine dayalı, sel ve taşkın olaylarının meydana gelebileceği risk bölgeleri tespit etmeye çalışmışlardır. Türkiye genelinde 237 istasyona ait, standart zaman aralıklarında ölçülen, maksimum yağışların coğrafi dağılımını incelemişler ve bu verileri 5, 10, 50 ve 10 yıllık tekerrür periyotları için analiz etmişlerdir. Kısa süreli maksimum şiddetli yağışlarda daha çok Akdeniz bölgesi etki altında kalırken, 6 saatten uzun süreli yağışlarda Karadeniz bölgesinin sel ve taşkın riskinin daha yüksek olduğu gözlemlemişlerdir. 12 ve 24 saatlik maksimum yağışlarda ise Akdeniz kıyı kuşağında geniş bir alanın sel riski taşıdığını belirtmişlerdir.

Şorman (2004), klasik parametre tahmin yöntemleri (momentler, maksimum olabilirlik), olasılık ağırlıklı momentler yöntemi ile karşılaştırmış ve bunun için uygunluk testlerini kullanmıştır. L-momentler ile bulunan noktasal dağılım parametreleri ile 4 ve 5 parametreli dağılım modelleri Batı Karadeniz akım verilerine uygulamıştır. Veri gruplarına bölgesel frekans analizi uygulamıştır. Sonuç olarak, homojen bir bölgede, 20 gözlem noktasından daha fazla bir istasyon ile akım ölçülüyorsa kazılan doğruluğun az olacağı sonucuna varmıştır. Ölçek faktöründen bağımsız olarak farklı ölçüm istasyonlarında frekans dağılım fonksiyonu testler sonucunda aynı olarak kabul edilmiş ise bölgenin homojen bir bölge olacağı sonucuna varmıştır.

Anlı ve Okman (2005), Giresun' da bulunan Aksu çayı günlük maksimum akışların değişimini saptamak için bazı olasılık dağılımlarını uygulamışlardır. Bunun için, 4 adet akım gözlem istasyonunda ölçülen aylık süreli günlük maksimum ve minimum akım değerlerini kullanmışlardır. En uygun dağılımı belirlemek amacıyla, normal, Log-normal, log-pearson-3 ve ekstrem değer dağılımlarınını tatbik etmişlerdir. Uygunluk testi olarak ise Kolmogrov-Smirnov testini tercih etmişlerdir. Sonuç olarak log-Pearson 2 dağılımın en uygun dağılım olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca en uygun dağılımlara uygun olarak, aylık süreli gğnlük maksimum akımların, % 50, % 80, % 90, % 95, % 98 ve % 99 olasılık seviyelerinde debilerini elde etmişlerdir. % 50 olasılık seviyesine göre elde edilen pik akım değerlerinin, bunların oratalamalarından genellikle daha küçük ya da eşit miktarda olduğunu belirtmişlerdir. Günlük pik akım değerlerininçarpık bir dağılıma sahip olduğu ve satandart sapmalarının yüğksek olduğu sonucuna varmışlardır.

Özen ve Benzeden (2005), Batı Akdeniz akarsu havzalarında yıllık zirve akışlarını bölgesel analizi ile incelemişlerdir. 48 ölçüm istasyonundaki verilerin incelenmesi sonucunda, 48132 km^2 civarındaki proje alanının "Yukarı-Batı Akdeniz", "Aşağı-Batı Akdeniz" ve "Antalya" isimli üç alt bölgeye ayrılması gerektiği görmüşlerdir. Yıllık ortalama taşkın verimi-yağış alanı, çarpıklık-değişkenlik katsayıları arasındaki bölgesel ilişkiler incelemişlerdir. Bu incelemeler, istatistikî açıdan anlamlı, birbirine hemen hemen paralel iki ayrı taşkın verimi-yağış alanı bağıntısı ve Gamma dağılımınkine oldukça yakın tek bir çarpıklık-değişkenlik bağıntısının bulunduğunu göstermiştir. Bölgesel homojenlik koşulunu gerçeklemeyen istasyonlar çıkarıldıktan sonra, değişkenlik ve çarpıklık katsayılarının bölgesel değerleri hesaplanmış ve üç alt bölge için bölgesel frekans eğrileri elde etmişlerdir.

Anlı (2006), Giresun Havzası Maksimum Akımlar Frekans Analizi adlı çalışmasında, 39 yıl süreli aylık ve yıllık maksimum akım dizileri materyal olarak seçmiştir. Normal (N), logaritmik normal (LN), üç parametreli logaritmik normal (LN III), ekstrem değer tip I (EV I), gama (GAM), Pearson tip III (P III), logaritmik Pearson tip III (LP III), Weibull (WE), üç parametreli Weibull (WE III) ve logaritmik lojistik (LLO) dağılımları kullanılmış ve bunların uygunluğu Kolmogorov-Smirnov (K-S) testi ile değerlendirilmiştir. Uygunluk testi sonuçlarına göre Giresun Aksu Havzası muhtemel aylık maksimum akım tahminlerinde, 1., 6., 7. ve 8. aylar için logaritmik Pearson tip III; 3. ve 5. aylar için üç parametreli logaritmik normal; 4. ve 9. aylar için Pearson tip III; 10. ve 12. aylar için üç parametreli Weibull ve 2. ve 11. aylar için de logaritmik lojistik dağılımlarının kullanılabileceği görüşüne varılmıştır. Yıllık maksimum dizilerde ise üç parametreli Weibull dağılımı uygun dağılım olarak belirlemiştir.

Aşıkoğlu ve Benzeden (2007), İzmir ve Uşak'ta gözlenen standart süreli maksimum yağış verilerini kullanarak, aykırı gözlemlerin öngörülen dağılım modellerinin uygunluk düzeyini nasıl etkileyebileceğini göstermişlerdir. Ayrıca belli tekerrür yağış tahminlerinin sağanak ile değişmeyen (kararlı) bir frekans dağılım modelinden hesaplanmasının mümkün ve gerekli olduğunu kanıtlamışlardır.

Büyükkaracığan ve Kahya (2007), öncelikle, taşkın frekans analizindeki bağımsızlık tezinin geçerliliğini incelemek amacıyla, beş bağımlılık testi (otokorelasyon, medyanı çaprazlama, dönüm noktaları, sıra farklılık ve Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı), Konya Havzası'nda bulunan 13 akarsuya ait yıllık pik akım serilerine uygulamıştır. Kullanılan testlerin en az ikisine göre 13 akarsuyun sadece bir tanesi bağımlı bir karakter sergilemiştir. Genel olarak, bağımsızlık tezinin Konya Havzası'nda bulunan akarsular için geçerli olduğunu belirtmiştir. Daha sonra, en uygun olasılık dağılım modelinin belirlenmesi için, iki ve üç parametreli Log-normal,Gumbel, Pearson-3, Log-Pearson-3, Log-Boughton, Log-Logistic, Ekstrem değerler dağılımları 12 istasyona ait yıllık pik akım serilerine uygulamıştır. Bu dağılımların çoğunun parametreleri, momentler, maksimum olabilirlik, olasılık ağırlıklı momentler ve L momentler yöntemleri ile tahmin etmiştir. Modellerin en uygununu belirlemek amacıyla, klasik uygunluk testleri, Khi-kare ve Kolmogorov-Smirnov testleri istatistiklerini de hesaplamıştır. Bu testlerin değerlendirmelerine göre, Log-Pearson -3'ün diğerlerine göre daha uygun bir model olduğu sonucuna varmıştır.

Şahin (2007), Van ili Gevaş-Gürpınar Havzasında Çeşitli Dağılımların Karşılaştırılması ile Frekans Analizi adlı çalışmasında öncelikle havzada bulunan 12 akarsu ya ait yıllık pik akım serilerine bizim de çalışmamızda kullandığımız bağımlılık testlerini uygulamıştır. Testlerin en az ikisine göre on iki akarsuyun sadece iki tanesi bağımlı bir karakter sergilediği sonucuna ulaşmıştır. Daha sonra en uygun olasılık dağılım modelinin belirlenmesi için, iki ve üç parametreli Log-normal, Gumbel, Pearson 3, Log-Pearson 3, Log-Boughton, Log-Logistic, Ekstrem değerler dağılımı olmak üzere sekiz farklı olasılık dağılımları bağımsız olan 10 istasyona ait yıllık pik akım serilerine uygulanmıştır. Bu dağılımların parametrelerinin tahminlerinde, momentler, maksimum olabilirlik, olasılık ağırlıklı momentler ve L- momentler yöntemi kullanılmıştır. Çıkan sonuçlara göre en uygun modeli belirlemek amacıyla Khi-kare ve Kolmogorov-Smirnov metodlarıyla uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin değerlendirmelerine göre Gumbel dağılımının diğerlerine göre daha uygun bir model olduğu sonucuna varmıştır.

Altıparmak (2008), Fırat Havzası'nda taşkın mevsimselliği incelenmek amacıyla havzaya ait 15 AGİ istasyonundan alınan yıllık maksimum debiler ile

çalışmıştır. Çalışmada hidrolojik açıdan homojen bölgelerin belirlenmesi hedeflenmiştir. Bu çalışma neticesinde, mevsimsellik ölçütlerini kullanarak, istasyonlar arasında homojen bölgeler oluşturulmaya çalışılacak ve havza içerisinde, taşkın değerleri tahmini gereken ancak istasyonu bulunmayan bir bölgede çalışma ihtiyacı hissedildiğinde, üzerinde çalışılmak istenecek istasyonsuz bölgenin hangi homojenlik alanına dahil olduğuna bakılarak, aynı homojenliğe sahip istasyonların değerleri kullanılabileceği sonucuna ulaşmıştır.

Özdemir (2008), Havran Çayı üzerinde geçmis dönemlerde birçok taskın meydana gelmesine rağmen, sahada 1981 yılından itibaren yagıs siddetinin azalması ve Havran Çayı yatagı üzerindeki bazı çalısmalara baglı olarak taskın yasanmaması olayını araştırmıştır. Olası taskınlara karsı hazırlıkların yapılması açısından taskınların sıklık analizlerinin önemine vurgu yaparak, yapmış olduğu çalışmasında Havran Çayı'nın 5, 10, 25, 50, 10, 20 ve 100 yıllık tekrarlama sıklıklarının hesaplanmasında istatistiksel yöntemlerden Gumbel ve Log Pearson Tip III dagılımlarını kullanmıstır. Ayrıca Havran Çayı'na katılan Küçükçay, Bent ve Kısla yan derelerinin de aynı tekrarlama sıklıklarındaki akım miktarları aynı istatistiksel yöntemlerle hesaplamıstır. Sonuç olarak taşkın risk analizlerine altlık oluşturan tekrarlama sıklıklarına ait akım değerleri bulunmuş ve iki istatistiksel yöntemin sonuçları karsılaştırmıstır.

2.2. Trend Analizi İle İlgili Çalışmalar

Hirsch ve ark. (1982) mevsimsellik, eksik ya da yetersiz veri gibi özelliklere sahip gözlemlerin trend ve eğimlerinin belirlenmesi amacıyla, Mevsimlik Mann-Kendall testini önermişler ve bu amaçla Mann-Kendall ve Mevsimlik Mann-Kendall testleriyle ilgili gerekli formülleri vermişlerdir.

Van Belle ve Hughes (1984), parametrik olmayan çeşitli metotların nispi gücünü analiz etmek amacıyla *Asymptotic Relative Efficiency (ARE)* olarak bilinen yöntemi kullanmışlardır. Bu yöntem sonraki yıllarda çoğu çalışmada kullanılmıştır.

Hirsch ve Slack (1984), su kalitesi değerlerimin normal dağılıma uymaması, eksik ve yetersiz olması gibi başlıca üç sebepten dolayı o zamana kadarki literatürde

bulunan yöntemlerin kullanılmasının uygun olmadığını sonucuna varmışlardır. Bu sebeple su kalitesi trendlerinin analizi için parametrik metotlara göre daha uygun ve bu tip problemlerden etkilenmeyen parametrik olmayan metotlar geliştirilmiştir. Araştırmacılar serisel bağımlı mevsimlik verilere uygulanan parametrik olmayan trend testlerini analiz ederek, Mann-Kendall testinin değiştirilmiş bir ifadesi olan Mevsimlik Mann-Kendall testini önermişlerdir. Örnek sayısının fazla olması durumunda bu testin serisel bağımlılığa karşı üstün olduğunu ise *Monte Carlo Deneyi* ile kanıtlamışlardır.

Berryman ve ark. (1988), lineer trend için 12, sıçrama trendleri için 7 ve çoklu sıçrama türü trendi için 3 testi su kalitesi serilerine uygulamışlardır. Analizler sonucunda, kullanılan testlerin mevcut verilerin içsel bağımlılık ve mevsimsellik gibi kriterler dikkate alınarak uygun olanının seçilebileceğini belirtmişlerdir.

Erdoğan (1989), Türkiye' deki hidrolojik kuraklık olayını incelemek amacıyla; Türkiye akarsularında 1938-1988 yılları arasındaki yıllık akım değerlerinin ortalamadan sapmalarını incelemiştir. Yıllık akımların ortalamadan bir sapma kadar küçük çıkması "derin kuraklık", birbirini izleyen en az dört yıl boyunca küçük çıkması ise "sürekli kuraklık" olarak tanımlamıştır. Çalışma sonucunda, 1954-1955, 1960-61 ve 1972-1973 yıllarında yaygın kuraklık bulurken, Türkiye'yi etkileyen şiddetli ve sürekli hidrolojik kuraklık olayının 70 li yılların başında olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Hirsch ve ark. (1991), lineer trendin belirlenmesi için parametrik regresyon ve parametrik olmayan Mann-Kendall testlerini kullanmışlar ve su kalitesi verilerinin genellikle çarpık dağıldığını sonucuna varmışlardır.

Kadıoğlu (1993), Türkiye'deki 17 istasyonun 1929-90 yılları arasındaki gece ve gündüz sıcaklıklarının trendlerini Mann-Kendall testiyle analiz etmiş ve istatistiksel olarak %95 ve %99 önem seviyelerinde artış trendleri belirlemiştir.

Papadimitriou ve Maheras (1991), yaptıkları bir çalışmada Akdeniz Kıyısında bulunan Kudüs, Atina, Roma ve Marsilya bölgelerinde 120 yıldan daha uzun süreli sıcaklık verilerini kullanarak sıcaklıktaki trendleri belirlemek amacıyla Mann-Kendall trend testini kullanmışlardır. Sonuç olarak, Atina dışında sıcaklıklarda ısınmaya doğru bir gidişatın olduğu vurgulanmışlardır. Sıcaklıkta değişim başlangıç tarihleri; Roma'da 1893, Kudüs'te 1920, Marsilya'da 1942 yılları olarak bulmuşlardır.

Toros (1993), Türkiye geneline yayılmış 18 meteoroloji istasyonuna ait yağış ve sıcaklık verilerini öncelikle homojenlik testine tabii tuttuktan sonra trend analizi gerçekleştirmiştir. Parametrik bir test olan En küçük kareler metodu ile parametrik olmayan Spearman Mertebe Korelasyonu ve Mann-Kendall testleri sonuçlarına göre; Türkiye genelinde bir trende rastlamamıştır. Ancak, özellikle ilk baharın düşük sıcaklıklarında 1950 yıllardan başlayan ve artan yönde bir trend bulmuştur.

Yu ve ark. (1993), A.B.D. Kansas Eyaletinde bulunan 15 istasyona ait su kalitesi gözlem değerlerine Van Belle ve Hughes, Mann-Kendall, Mevsimlik Mann-Kendall ve Sen'in T testlerini uygulamışlardır. Test sonuçlarına göre 17 değişkenin yarısında azalan trendler bulmuşlardır. Trendlerin lineer eğimlerini ise Sen'in geliştirdiği bir metotla belirlemişlerdir.

Kadıoğlu ve ark. (1994), Türkiye' deki 18 yağış istasyonuna Mann-Kendall trend testini uygulamışlar ve 1931-1990 periyodu için çoğunlukla negatif trendler bulmuşlardır. Sonuç olarak, Türkiye'nin aldığı yağışların azalma eğiliminde olduğunu göstermişlerdir.

İçağa (1994), Gediz Havzası su kalitesi verilerine Berryman ve ark. tarafından önerilen trend testleri kullanarak trend analizi uygulamıştır. Sonuç olarak, 1979-1989 yılları arasında trend tespit etmiştir.

İçağa ve Harmancıoğlu (1995), Yeşilırmak Havzası'ndaki 10 istasyonun 1982-1984 yılları arasındaki su kalitesi verilerine Spearman'ın Rho, Mevsimlik Mann-Kendall, Mann-Whitney ve Kruskall-Wallis'H testlerini uygulamışlardır. Sonuç olarak herhangi bir trende rastlamamışlardır.

Türkeş (1996a), Türkiye'deki yıllık yağış verilerinin uzaysal ve zamansal karakteristiklerini açıkladığı çalışmasında, 91 istasyonun 1930-1993 periyodundaki aylık yağış toplamlarını kullanmıştır. Mann-Kendall testine göre alan ortalamalı yağış serilerinin çoğunda negatif test istatistiği bulunmuş ve %90 önem seviyesinde Karadeniz ve Akdeniz bölgelerindeki yağış anomalileri azalan trendler göstermiştir. Bunun yanında, önemli azalan trendlerin çoğunun çalışma periyodundaki son 20-25 yıl boyunca meydana gelen ani azalmaların bir sonucu olarak ortaya çıktığı da gösterilmiştir.

Kothyari ve ark. (1997), Hindistan'ın Ganga havzasına ait 3 istasyondaki yağış ve sıcaklık rejimlerinin değişimlerini belirlemek için muson yağışları, muson

mevsimindeki yağmurlu gün sayıları ve yıllık maksimum sıcaklık verilerine Mann-Kendall testini uygulamışlardır. Analize göre yıllık maksimum sıcaklıklardaki artışın ve toplam muson yağışları ile muson mevsimindeki yağmurlu gün sayılarındaki azalmaların 1960 yılının ikinci yarısından sonra gerçekleştiği belirtilmiştir.

Kadıoğlu (1997), Türkiye'deki 18 istasyonun sıcaklık verilerine Mann-Kendall trend testini uyguladığı çalışmasında yıllık ve mevsimlik ortalama ile yıllık minimum ve maksimum sıcaklıkları kullanmış ve yıllık ortalama sıcaklıkların 1939-1989 periyodunda ısınma trendi, 1955-1989 yılları arasında ise soğuma trendi gösterdiğini belirlemiştir.

Kalaycı ve Kahya (1998), Susurluk Havzası nehirlerinde 14 su kalitesi verisinin lineer trendlerini belirlemek için Spearman'ın Rho, Sen'in T, Mann-Kendall ve Mevsimlik Mann-Kendall testlerini kullanmışlardır. Nehir akımındaki azalma trendi, havzaya düşen yağış miktarındaki azalmayla açıklanmıştır.

Moraes ve ark. (1998), güneydoğu Brezilya'da bulunan 8 akım gözlem istasyonunun 1947-1991 yılları arasındaki akım ve yağış değerlerine Mann-Kendall testini kullanarak trend analizi gerçekleştirmişlerdir. Sonuç olarak, tüm havzadaki yağışlarda artan trend, 4 istasyona ait akım verilerinde ise azalan trend bulmuşlardır.

Kosif (1999), Yeşilırmak havzası sınırları içerisinde bulunan en az 30 yıllık gözlemleri olan 24 değişik istasyonun yıllık bazda ortalama sıcaklık, toplam yağış, ortalama akım, toplam buharlaşma, ortalama güneşlenme süreleri, bulutlu ve kapalı geçen gün sayıları gibi iklimsel özellikleri karakterize eden altı ayrı iklim elemanının 1930-1997 yılları arasında gözlenmiş 43 adet iklim serisi analiz etmiştir. Bu seriler ilk önce homojenlik (veri kalite kontrolü) testine tabi tutmuş sonra trend analizleri yapmıştır. Homojenlik testinde Run (Swet-Eisenhart) testi, trend analizinde en küçük kareler yöntemi ve Mann-Kendall mertebe korelasyon istatistiği yöntemleri kullanmıştır. Çalışma sonucunda, havza genelinde ortalama sıcaklıklarda belirgin bir azalış, toplam yağışlarda artış, ortalama akımlarda artış, toplam buharlaşmalarda azalış, ortalama güneşlenme sürelerinde azalış ve bulutluluk verilerinde eğilimlerin bölgesel olarak değiştiği tespit etmiştir.

Serrano ve ark. (1999), Iberian-Peninsula' da bulunan ve 1995-201 yılları arasındaki aylık ve yıllık toplam yağış değerlerine sahip 40 istasyona trend analizi gerçekleştirmişlerdir. Mann-Kendal testi soncuna göre; yıllık toplam yağışlar için 5

istasyonda azalan, 1 istasyonda artan trend bulmuşlardır. Aylık toplam yağış trend analizi sonucunda ise, sadece mart ayında 21 istasyonda azalan yönde trend bulunurken, diğer aylar için herhangi bir trend bulamamışladır.

Douglas ve ark. (2000), Amerika'daki ortalama 48 yıllık veriye sahip 1571 istasyonun taşkın verilerine uyguladıkları Mann-Kendall testine göre istatistiksel olarak önemli trendler belirleyememişlerdir. Düşük akımlar ise ülkenin batısındaki geniş bir alanda ve üç küçük bölgede önemli artan trendler göstermiş ve bu trendlere yağıştaki artışın sebep olduğu belirtilmiştir.

Kosif (2001), Samsun ilindeki iklimsel değişimleri incelemek amacıyla, yıllık ortalama sıcaklık, toplam yağış, bulutlu ve kapalı gün sayıları ve Kürtün Çayı ortalama akım değerlerine en küçük kareler ve Mann-Kendall sıra korelasyon yöntemleri kullanarak trend analizi uygulamıştır. Irmak üzerindeki istasyon 1973 yılında yer değiştirildiğinden bu yıl öncesi ve sonrası için ayrı ayrı trend analizi gerçekleştirmiştir. Sonuç olarak; ortalama sıcaklık, toplam yağış ve ortalama akım değerlerinde artan trend, bulutlu gün sayıları değerlerinde ise azalan trend bulmuştur.

Zhang ve ark. (2001), Kanada'daki 243 istasyona ait 11 değişkene Mann-Kendall testini uygulamışlardır. 30, 40 ve 50 yıllık periyotlar için yıllık ortalama akımların genellikle ülkenin güneyinde ve aylık ortalama akımların özellikle Ağustos ve Eylül aylarında azaldığını, Mart ve Nisan aylarında ise önemli artışların olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, kayıt uzunluğu olarak 30 yılın oldukça uygun olduğu ve yıllık ortalama akımdaki azalmanın ortalama sıcaklıktaki artıştan ve yağıştaki azalmadan kaynaklandığı da gösterilmiştir.

Kalaycı ve Kahya (2002), Sakarya Havzası'ndaki 11 istasyonun aylık akımlarına Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall ve Mevsimlik Mann-Kendall testlerini uygulamışlar ve %95 önem seviyesinde azalan trendler bulmuşlardır.

Kalaycı ve ark. (2002), Akşehir ve Beyşehir göl seviyelerinin 200 yılına kadar olan değişimlerini incelemişlerdir. Bunun için her iki göl üzerindeki toplam 3 istasyonun 192, 468 ve 408 aylık göl seviyesi kayıtları kullanılmış ve %95 önem seviyesinde azalan trendler belirlenmiştir.

Burn ve Elnur (2002), minimum kayıt uzunluğu 25 yıl olan Kanada'daki 248 istasyonun 18 değişkenine Mann-Kendall testini uygulamışlar ve 1940-1997, 1950-1997, 1960-1997 ve 1970-1997 periyotlarında belirlenen trendler için önem

seviyesini %90 almışlardır.

Kalaycı, (2003), Türkiye' deki Nehir Debisi Verilerinin Değişkenlik Analizi adlı çalışmasında, Türkiye'deki 26 havzanın 83 akım gözlem istasyonuna ait 1964-1994 periyodundaki aylık akım verilerine parametrik olmayan 4 farklı trend testi (Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall, Mevsimlik Mann-Kendall) uygulamıştır. Aylık akımlardaki trendlerin homojenliği de *Van Belle ve Hughes* tarafından geliştirilen bir prosedür kullanılarak test edilmiştir. Sonuç olarak, Türkiye'nin batısındaki istasyonlar, %95 önem seviyesinde genelde azalan trendler gösterdiğini belirtmiştir. Ayrıca güneydeki bazı havzalarda da global trend bulmuştur.

Özel (2004), yaptığı çalışmada, 26 büyük akarsu havzasında bulunan ve EİE tarafından işletilen 83 akım gözlem istasyonunun aylık ortalama akım verilerini kullanmıştır. Aylık akım verilerinin lineer trendlerini tespit etmek için, parametrik olmayan Spearman'ın Rho testi, Sen'in T testi ve Mevsimsel Mann-Kendall testlerini, trendlerin lineer eğimlerini ise, Sen tarafından geliştirilen parametrik olmayan bir metot kullanılarak hesaplamıştır. Trend başlangıç yılları parametrik olmayan Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi ile belirlemiştir. Ayrıca, Van Belle ve Hughes tarafından geliştirilen bir metot kullanılarak, aylık trendlerdeki homojenlik kontrol edilmiştir. Araştırma sonucunda; trend tespit edilen istasyonlarda eğim büyük çoğunlukla azalan yönde olduğu ve azalan trend ülkenin batı bölgelerinde yoğunlaştığı görülmüştür. Mart ayı en fazla azalan trend tespit edilen ay olurken Nisan ayı da trende en az rastlanan ay olmuştur. Artan trendler en fazla Ağustos ayında gözlenmiştir. Daha çok 1980'li yıllar azalan trendlerin başlangıç yılları olarak tespit edilmiştir.

Büyükyıldız (2004), Sakarya Havzası'na ait aylık toplam yağışlardaki değişimi belirlemek amacıyla trend analizi yapmış ve stokastik modelleri kurmuştur. Öncelikle havzada bulunan 25 adet yağış gözlem istasyonuna ait 1960-200 periyodundaki aylık toplam yağış verilerine parametrik olmayan Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall ve Mevsimsel Mann-Kendall trend testleri uygulamış ve trend analizlerini de iki aşamada gerçekleştirmiştir. İlk aşamada aylık toplam yağışlar yıllık bazda değerlendirmiş, ikinci aşamada ise her istasyona ait yağış serilerinin her bir aylık değişimi incelemiştir. Trendlerin homojenliği de yine parametrik olmayan ve Van Belle ve Hughes tarafından geliştirilen bir yöntem

kullanılarak test edilmiştir. Trendlerin lineer eğimleri Sen'in Trend Eğim Metodu kullanılarak hesaplamıştır. Her bir ay için trend başlangıç yıllarını ise parametrik olmayan Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi ile belirlenmiştir. Sonuç olarak araştırma istasyonlarının yarısında %95 önem seviyesinde azalan trendler bulmuş, öte yandan 25 istasyona ait toplam 30 ay içerisinde %95 önem seviyesinde trend bulunan 44 ayda trendlerin yaklaşık %20'sinin artan, %80'inin ise azalan yönde olduğunu tespit etmiştir. Artan trendler 6 istasyonla Ekim ayında ve 3 istasyonla Ağustos ayında belirlenirken, geri kalan 35 ayda ise azalan yönde bir trend belirlenmiştir.

Akyürek ve ark. (2004), Türkiye genelinde 24 havzada 107 akım gözlem istasyonundaki yıllık ortalama akımlara parametrik bir test olan T testi ile parametrik olmayan Kendall testi uygulanarak trend analizi yapılmışlardır. Trend ayrıca bölgesel bazda incelenmiştir. Yıllık ortalama akım verilerinde her iki test için de incelenen 107 istasyonun 31 tanesinde trend bulmuşlardır. Bu istasyonların bulundukları bölgeler incelendiğinde genel olarak Türkiye'nin batı, orta ve güney bölgelerindeki istasyonlarda trendin azalma yönünde olduğunu belirtmişlerdir. Yapılan bölgesel analizde de her iki bölgede azalan yönde trend elde etmişlerdir.

Angı ve Özkaya (2004), Türkiye'nin doğal olan yüzeysel akımları ve bu akımların zaman içerisindeki değişimleri ile alansal dağılımını incelemişlerdir. Çalışmada, veri yoğunluğunun bulunduğu 1965-2002 dönemi temel alınarak elde edilen sonuçlar ile daha az sayıda verinin bulunduğu 1941-1964 dönemine yaklaşım yapılmış ve her iki dönemin birleştirilmesi ile 1941-2002 dönemine ait Türkiye'nin yüzeysel akımlarını elde etmişlerdir. Türkiye geneli yüzeysel akımlar, potansiyel ve kullanılabilir olmak üzere ayrı ayrı incelemişler ve seçilen dönemler içerisinde her yıla ait değerler hesaplanmışlardır. Bu şekilde, potansiyel ve kullanılabilir

Cığızoğlu ve ark. (2004), Türkiye nehirlerindeki taşkın, ortalama ve düşük akımlarda trend (eğilim) bileşeninin varlığı incelemişlerdir. Çalışmada Türkiye genelindeki 26 havzanın 24'ündeki 10 civarındaki akım istasyonuna ait günlük ortalama akım verileri incelemişlerdir. Trend analizini, parametrik bir test olan t testi ve parametrik olmayan τ (Kendall) testi kullanılarak gerçekleştirmişlerdir. Her iki test de yıllık maksimum, ortalama, 1 günlük ve 7 günlük akımlara uygulamışlardır. Gözlenen trendlerin bölgelere göre dağılımı incelendiğinde Marmara, Ege, İç

Anadolu (Sakarya havzası dahil) ve Akdeniz bölgelerindeki akarsuların çoğunun akımlarında trend bulunduğunu belirtmişlerdir. Trend ortalama ve düşük akımlarda, maksimum akımlara göre daha çok istasyonda gözlemişlerdir. Trend birkaç istasyon dışında genellikle zamanla azalan yönde bulmuşlardır. Sonuç olarak, son 30-60 yıllık dönemde Türkiye'nin batı, orta ve güney bölgelerindeki akarsuların özellikle ortalama ve düşük akımlarında (ve bazılarının maksimum akımlarında) anlamlı bir azalma olduğunu ortaya çıkarmışlardır. Diğer bölgelerde ise istatistik bakımdan anlamlı bir trend bulmamışlardır

Say (2006), Türkiye' deki 83 nehirin mevsimlik verilerinin parametrik Ve non-parametrik yöntemlerle trend analizi ni gerçekleştirmiştir. Trend analizinin tespiti için parametrik yöntemlerden Zaman Serileri- En Küçük Kareler yöntemi ile non-parametrik yöntemlerden üç farklı trend testini seçmiştir. Bunlar Spearman'ın Rho testi, Mann Kendall testi ve Seasonal Kendall testidir. Trendlerin lineer eğimleri (birim zamandaki değişim), Sen tarafından geliştirilen parametrik olmayan bir metot kullanılarak hesaplamıştır. Çalışma sonucunda da trendler bulunmuş, ancak eğim değerleri daha farklı çıkmıştır. Parametrik olmayan yöntemlerle yapılan test sonuçlarında ise her bir yöntemle elde edilen değerler arasında sayısal sonuçlarda büyük değer farkı olmadığını görmüştür. Kış mevsiminde trend tespit edilen 38 istasyonun tamamında azalan trend bulunmuştur. 45 istasyonda ise trend tespit edememiştir. İlkbahar mevsiminde trend tespit edilen 40 istasyonun tamamında azalan trend bulmuştur. 43 istasyonda ise trend tespit etmiştir. Yaz mevsiminde trend tespit edilen 37 istasyonun tamamında azalan trend bulunmuştur. 46 istasyonda ise trend bulmamıştır. Sonbaharda 39 istasyonun tamamında azalan trend bulurken, 44 istasyonda ise trend tespit etmemiştir.

Kalaycı ve ark. (2007), Marmara Havzası nehirlerinin yüzey suyu kalite verilerinde lineer trend tespit etmek için parametrik olmayan Spearman'ın Rho, Sen'in T, Mann-Kendall ve Mevsimsel Kendall testlerini uygulamışlardır. Bunun yanı sıra, trendlerin lineer eğimleri (birim zamandaki değişim) için parametrik olmayan Sen'in T Trend Eğim Metodu analize dahil emişlerdir. Farklı gözlem periyotlarına göre aylık ortalama olarak incelenen parametrelerden azalan trendler, en çok akım ve bor parametrelerinde gözlemlemişlerdir. Diğer su kalitesi parametrelerinde artan yönde trend bulmuşlardır. Aylık verilerin trend analiz

sonuçlarına göre Meriç, Susurluk ve Sakarya Havzaları'ndaki nehir sularında kirlenme eğilimi söz konusu olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Özfidaner (2007), Türkiye'de bulunan yağış gözlem istasyonlarına ait aylık ve yıllık toplam yağış verilerinin istatistiki anlamda eğilimlerinin Mann-Kendall ve T-testi ile noktasal olarak (1932-2002) ve Türkiye'nin 7 coğrafi bölgesi için bölgesel olarak (1968-1997) yeni geliştirilmiş Bölgesel Ortalama Mann-Kendall test istatistiği ile gidiş içerip içermediği belirlenmiş ve elde edilen sonuçlar bölgesel ölçekte daha önce bölgesel gidiş analizi yapılmış akım verileri sonuçları (1968-1997) ile kıyaslamıştır. Sonuç olarak göre noktasal ölçekte Türkiye'nin yedi bölgesi için yağış verilerinde özellikle kış aylarında azalma eğiliminin olduğu belirlenmiştir. Diğer yandan sonbahar, ilkbahar ve yaz aylarında ise yağış verilerinde artma eğilimi belirlemiştir. Bölgesel ölçekte ise yağış verilerinde Güney Doğu Anadolu Bölgesi'nde genel olarak bir azalma, diğer bölgelerde ise yıl içinde artma ve azalma eğilimleri birbirine yakın çıkmıştır. Ayrıca yağışlardaki gidişin Güney Doğu Anadolu Bölgesi hariç genel olarak nehir akımlarını etkilemediği sonucuna varmıştır.

Yıldız ve Saraç (2008), Türkiye nehirlerindeki taşkın, ortalama ve düşük akımların trendinin incelenmesi ve akımlardaki gidişin Hidroelektrik Santrallerin (HES) enerji üretimlerine etkilerini araştırmışlardır. Çalışmada, 104 akım gözlem istasyonuna ait günlük ortalama, maksimum ve minimum akım verileri kullanılmışlardır. Hidroelektrik santrallere ait ise ülkenin farklı bölgelerinde 5 adet santralin yıllık üretim bilgileri ve santral karakteristikleri değerlendirmeye almışlardır. Gözlenen trendlerin bölgelere göre dağılımı incelendiğinde Marmara, Ege, Anadolu (Sakarya havzası dahil) ve Akdeniz bölgelerindeki akarsuların çoğunun akımlarında trend bulunduğunu belirtmişlerdir. Sonuç olarak, 1939-1973 yılları arasında Türkiye'nin batı, orta ve güney bölgelerindeki akarsuların, özellikle ortalama ve düşük akımlarında (ve bazılarının maksimum akımlarında) anlamlı bir azalma olduğunu bulmuşlardır. Diğer bölgelerde ise zamanla artan bir trend varlığını göstermişlerdir. Hidroelektrik enerji üretimlerinde ise yine akımlardaki trendlere uygun bir gidişin var olduğunu belirtmişlerdir.

2.3. Ana Bileşenler Analizi İle İlgili Çalışmalar

Sellers (1968), yapmış olduğu çalışmasında, Batı Amerika'daki baskın yağış anomalilerini belirlemek için 1931-66 yılları arasındaki aylık yağışlara özvektör yaklaşımını uygulamış ve toplam varyansın en az %45'ini açıklayan 3 özvektör elde etmiştir. Standartlaştırılmış yağış verilerinin kullanıldığı çalışmada anomali yağış bölgeleri belirlenmiş ve klimatolojik bir çalışmada aylık ortalamaların kullanılmasının uygun bir yaklaşım olduğu ve 5 günlük veya haftalık gibi daha kısa kayıtların kullanılmasının ise daha tatmin edici sonuçlar verdiği de gösterilmiştir.

Walsh ve Mostek (1980), Amerika'nın 190-1977 periyodundaki aylık meteorolojik verilerinin anomali paternlerini araştırmak amacıyla deniz seviyesi basıncı, yüzey sıcaklığı ve yağış verilerini kullanmışlardır. Sıcaklık ve basınç varyanslarının yaklaşık olarak %70'i ve yağış varyansının %26'sı, ilk 3 özvektör tarafından açıklanmaktadır.

Bartlein (1982), Amerika ve Kanada'nın güneyindeki toplam 102 istasyonun aylık akım verilerine ana bileşenler analizini uygulamışlardır. 1951-70 yılları arasındaki verilerin kullanıldığı çalışmada özdeğeri 1'den büyük olan 24 ana bileşen, akım verilerinin toplam varyansının %76'sını açıklamaktadır. Ayrıca bileşenler *Varimax Yöntemi*yle döndürülerek homojen hidrolojik bölgeler belirlenmiştir.

Granger (1984), *Ampirik Ortogonal Fonksiyon (EOF)* analizini kullanarak Amerika'nın güneybatısı üzerindeki kış mevsimi yağışlarının 1911-77 yılları arasındaki anomali paternlerini araştırmıştır. Orijinal verilerdeki toplam varyansın %76'sı ilk 4 özvektörle açıklanmış ve ilk 3'ünün %95 seviyesinde önemli olduğu belirtilmiştir.

Englehart ve Douglas (1985), Amerika'daki yağış verilerini, her birinde yaklaşık olarak 15 istasyonun bulunduğu 60 bölgeye ayırarak incelemişlerdir. Bu amaçla 1951-80 periyodundaki her bir aydaki yağış frekansı *(yağış miktarı 2.54 mm'den büyük olan gün sayıları)* ve toplam yağış miktarlarına ana bileşenler analizini uygulamışlar ve her iki veri için elde ettikleri ilk 4 ana bileşenlerin varyans açıklama yüzdesi toplamlarını karşılaştırmışlardır. Ayrıca *varimax* dönüşümüyle her bir mevsim için yağış frekansı bölgeleri de oluşturulmuştur.

Lins (1985), Amerika'daki 106 bölgeye ait 1931-78 yılları arasındaki 48 yıllık kayıtlarını kullanmış ve istatistiksel olarak önemli ilk 5 bileşenin, toplam varyansın %56'sından fazlasını açıkladığını belirtmiştir. Bunun yanında, ortogonal olarak döndürülmüş birinci ana bileşenle yıllık ortalama yağış arasındaki değişimin incelenmesi için zaman serisi grafiği çizilmiş ve aralarındaki korelasyon değeri 0.85 olarak bulunmuştur.

Kadıoğlu ve Erdun (1995), Marmara bölgesinde bulunan 25 meteoroloji istasyonunun 1961-90 yılları arasındaki aylık toplam yağış miktarlarının mevsimlik ve yıllık olarak ana bileşenlerinin analizini yapmışlardır. Verideki değişimin yaklaşık olarak %70'ini açıklayan birinci ana bileşenle temsil edilen meteorolojik süreçler tüm bölgeyi etkilediğini göstermişlerdir. Yıllık ve mevsimlik verilerin ilk üç ana bileşeni arasında büyük benzerlikleri ortaya koymuşlardır.

Widmann ve Schär (1997), İsviçre'deki 113 istasyonun 1901-90 periyodundaki ve 304 istasyonun 1961-90 periyodundaki günlük yağış paternlerini, döndürülmüş ve döndürülmemiş ana bileşenler analiziyle araştırmışlardır. 304 yağış istasyonu verisinin varyansının %73'ü, ilk 3 ana bileşen tarafından açıklanmaktadır.

Lins (1997), Amerika'nın tüm havzalarına yayılan 559 gözlem istasyonunun 1941-88 yılları arasındaki aylık akım verilerine ortogonal olarak döndürülmüş ana bileşenler analizini uygulamış ve 11 bağımsız bölgenin akım rejimlerini belirlemiştir.

Kadıoğlu ve Çepniler (1998), Türkiye genelinde seçtikleri 108 meteoroloji istasyonunun her bir ayına ait toplam yağış miktarlarının 50 yıldan az olmamak üzere uzun yıllar ortalamalarına ana bileşenler analizini uygulamışlardır. Ana bileşenleri ayrıca varimax dönüşümüne tabi tutarak, Türkiye üzerindeki homojen yağış bölgelerini ve bu bölgeleri karakterize eden belli başlı yağış istasyonlarını belirlemeye çalışmışlar ve verideki değişimin yaklaşık olarak %70'ini açıklayan birinci ana bileşenle temsil edilen meteorolojik süreçlerin, Türkiye'nin hemen hemen tamamını etkilediğini belirtmişlerdir.

Özgüler (2001), Meriç Nehri üzerindeki su kalitesi gözlem istasyonunun 1983-88 yılları arasındaki su kalitesi ve akım verilerinden oluşan 20 değişkenine ana bileşenler analizini uygulamış ve ilk 3 ana bileşenin, veri varyansının yaklaşık olarak %69'unu açıkladığını belirtmiştir.alaycı (2003), Türkiye'deki 22 havzanın 78 istasyonuna ait 1964-94 yılları arasındaki 372 aylık verinin uzaysal ve zamansal

değişimlerinin sistematik modları, ana bileşenler analizi kullanılarak tanımlamıştır. Analiz, akımın temel anomali paternlerini ve bu paternlerin zamana göre değişimlerini ortaya çıkartmıştır. İstatistiksel olarak %95 önem seviyesinde önemli ilk 7 bileşen, orijinal verinin toplam varyansının %70'inden fazlasına açıklık getirmektedir. Daha sonra ise, orijinal bileşenlerin *varimax ortogonal döndürme yöntemi* kullanılarak döndürülmesiyle bölgesel anomali alanları belirlenmiş ve akım verilerine harmonik analiz uygulamıştır.

Arslan (2007) mevcut ABA yöntemleri yüksek boyutlu, gürültü (bozucu etki) ve kayıp verilerin söz konusu olduğu durumlarda uygun olmayabileceğine dikkat çekmiştir. Parametrik olmayan yapısı ve gürültülü verileri işleyebilme kapasitesi nedeniyle Yapay Sinir Ağları (YSA), istatistik analiz problemlerinin çözümünde yeni bir seçenek olarak düşünüldüğü noktasını vurgulamıştır. Bu yüzden ABA yöntemi için bazı sinir ağı algoritmaları önermiştir. Sismik veri analizinde mevcut ABA yönteminin geliştirilmesi amacıyla YSA kullanan etkin bir veri analiz yöntemi önermek ve bu yöntemi mevcut algoritmalarla karşılaştırmıştır.

Arslan (2008), günümüzde yüzey sularının kalite yönetiminin önemliliğine dikkat çekerek,Coğrafi Bilgi Sistemleri (CBS) teknolojisi ile istatistik yöntemlerin su kalitesi yönetiminde etkin biçimde kullanıldığını belirtmiştir. Su kalitesi veri setlerinin karmaşık bir yapıya sahip olması nedeniyle tek değişkenli istatistik yöntemleri sınırlayıcı olabileceğinden, su kalitesi değerlendirme çalışmalarında çok değişkenli istatistik analiz yöntemlerini önermiştir. Bunu ispatlamak için, su kalitesi değerlendirmesi için CBS tabanlı çok değişenli istatistik analizinin potansiyelini araştırmıştır. CBS ortamında çok değişkenli analiz tekniği ana bileşenler analizi VBScript makro dili ile yazılmış bir yazılım aracı kullanarak gerçekleştirilmiştir. Coğrafik veritabanında depolanan su kalitesi verileri, kalite değişimlerini belirlemede etkin olan en önemli değişkenlerin saptanması için söz konusu yazılımıyla analiz etmiştir.

3. MATERYAL VE METOT

3.1. Materyal

Bu çalışmada, *Elektrik İşleri Etüt İdaresi (EİE)* tarafından işletilen akım gözlem istasyonlarında ölçülen yıllık pik akım verileri kullanılmıştır. Hidroklimatolojik çalışmalarda kullanılan birçok veri, tamamen homojen değildir. Böylece homojenlik şartına uymak için frekans ve trend analizi çalışmasında, 26 nehir havzası üzerindeki akım gözlem istasyonları arasından akıma karşı düzenlemenin ve/veya çevirmenin bildirilmediği ve Türkiye geneline yayılmış olan toplam 90 akım gözlem istasyonu seçilmiştir (Şekil 3.1). Havzalara ait bazı özellikler ve seçilen istasyonlar Tablo 3.1 ve 3.2'de verilmiştir. EİE akım gözlem yıllıklarından alınan ve çalışmada kullanılan akım değerleri EK-A' da tablolar şeklinde gösterilmiştir. Taşkın frekans analizinde akımlar kayıtlarının orijinal uzunlukları alınırken, trend ve ana bileşenler analizlerinde 1970-2005 yılları arasındaki 36 yıllık gözlem değerleri alınmıştır.

Bu çalışmadaki veriler, hidroklimatik zaman serilerindeki iklimsel değişimin varlığını araştırmak için ihtiyaç duyulan minimum zaman aralığına sahip olup; uzun zaman dilimlerinde ortaya çıkabilecek alet ve istasyon değişimleri nedeniyle verilerde çıkması muhtemel heterojenliklerden kaçınmak ve *Dünya Meteoroloji Örgütü (World Meteorological Organization; WMO)* tarafından iklimsel analizlerde kullanılması tavsiye edilen en kısa süre olan üç ardışık 10 yıl *(30 yıl)* periyoduyla mümkün olduğunca fazla istasyon verilerini analiz etmek amacıyla (Kadıoğlu ve Erdun, 1995) 31 yıllık bir periyotta seçilmiştir. Burn ve Elnur (2002), iklimsel bir değişimin araştırılmasında ilk önemli adımın, istasyonların seçimi olduğunu ve trend sonuçlarının istatistiksel geçerliliğinin en az 25 yıllık kayıt uzunluğuyla sağlandığını belirtmişlerdir (Kalaycı, 2003).



Şekil 3.1 Çalışmada akım verileri kullanılan akım gözlem istasyonları ve havzalar.

Tablo 3.1 Türkiye'deki nehir havzalarının bazı özellikleri.

Havza No	Havza Adı	İstasyon sayısı	Seçilen istasyon sayısı	Havza yüzölçümü (km^2)	Havza ortalama yüksekliği (m)	Ortalama Toplam yağış (mm/yıl)	Toplam akım (km^3/yıl)
1	Meriç	8	1	14560	56.63	604.0	1.33
2	Marmara Suları	8	4	2410	42.25	728.7	8.33
3	Susurluk	18	8	22399	201.56	711.6	5.43
4	Ege Suları	8	1	1003	63.75	624.2	2.09
5	Gediz	18	6	1800	220.06	603.0	1.95
6	K.Menderes	1	1	6907	4.0	727.4	1.19
7	B.Menderes	23	3	24976	413.83	664.3	3.03
8	Batı Akdeniz Suları	15	3	20953	383.47	875.8	8.93
9	Orta Akdeniz Suları	13	3	19577	248.85	100.4	11.06
10	Burdur Gölü	1	0	6374	910.0	446.3	0.50
11	Afyon Suları	8	1	7605	1016.67	451.8	0.49
12	Sakarya	39	7	58160	508.62	524.7	6.40
13	Batı Karadeniz Suları	29	6	29598	325.67	811.0	9.93
14	Yeşilırmak	24	4	36114	695.63	496.5	5.80
15	Kızılırmak	27	3	78180	748.48	446.1	6.48
16	Orta Anadolu	19	3	53850	1139.37	416.8	4.52
17	Doğu Akdeniz Suları	19	4	22048	269.05	745.0	11.07
18	Seyhan	22	2	20450	749.68	624.0	8.01
19	Hatay Suları	6	3	7796	159.17	815.6	1.17
20	Ceyhan	21	2	21982	684.81	731.6	7.18
21	Fırat	54	11	127304	109.87	540.1	31.61
22	Doğu Karadeniz Suları	34	3	24077	443.24	1198.2	14.90
23	Çoruh	18	4	19872	757.39	629.4	6.30
24	Aras	20	3	27548	1652.65	432.4	4.63
25	Van Gölü	7	1	19405	1829.29	474.3	2.39
26	Dicle	24	3	57614	844.79	807.2	21.33
		Toplam	**Toplam**	**Toplam**	**Ortalama**	**Ortalama**	**Toplam**
		484	**90**	**779452**	**591.49**	**658.86**	**186.05**

Tablo 3.2 Çalışmada kullanılan akım gözlem istasyonları ve ait oldukları havzalar.

Havza no	Havza Adı	Seçilen akım gözlem istasyonlarının Numaraları
1	Meriç	101
2	Marmara Suları	209,212
3	Susurluk	302,311,314,316,317,321,324,328
4	Ege Suları	407
5	Gediz	509,510,514,515,518,523
6	K.Menderes	601
7	B.Menderes	701, 706, 713
8	Batı Akdeniz Suları	808, 809, 812
9	Orta Akdeniz Suları	902, 912,917
11	Afyon Suları	1102
12	Sakarya	1203, 1221, 1222, 1224, 1226, 1233, 1237
13	Batı Karadeniz Suları	1302, 1307, 1314, 1331, 1334, 1335
14	Yeşilırmak	1401, 1402, 1413, 1414, 1418
15	Kızılırmak	1501, 1517, 1535
16	Orta Anadolu	1611, 1612,1622
17	Doğu Akdeniz Suları	1712, 1714, 1719, 1720
18	Seyhan	1801, 1805
19	Hatay Suları	1905, 1906,1907
20	Ceyhan	2004,2006
21	Fırat	2102, 2122, 2124, 2131, 2145, 2151, 2154, 2156, 2157, 2158, 2164
22	Doğu Karadeniz Suları	2202,2213, 2218, 2232, 2233
23	Çoruh	2304,2305, 2316, 2323
24	Aras	2402, 2409,2415
25	Van Gölü	2505
26	Dicle	2610, 2612

3.2. Metot

3.2.1. Taşkın frekans analizi

3.2.1.1. Bağımlılık testleri

Hidrolojik rastgele değişkenlerin büyük bir çoğunluğu normal dağılıma (Gauss dağılımı) uymaz. Bundan dolayı, mevcut yıllık akım verileri, bağımlılık testleri uygulanmadan önce normalite testinden geçirilmiştir. Wall ve Englot (1985), tarafından, normalite şartlarını sağlamayan serilere uygun transformlar (log veya Log-log) uygulanarak, seriler normal dağılıma uydurulması gerekliliği vurgulanmıştır. Sonra bu transform olmuş serilere söz konusu beş testi uygulamışlardır. Eğer durum böyle ise, yaptıkları çalışmada temel bir hata vuku bulmuştur (Büyükkaracığan ve Kahya, 1997).

Otokorelasyon testi bir parametrik test olup seri elemanlarını normal dağıldığı varsayımını yapar. Diğer dört test ise, parametrik olamayan (nonparametric) testler olup, seri elemanlarını herhangi bilinen bir olasılık dağılıma uymasını şart koşmaz, yani; dağılımdan bağımsız (distribution-free) metotlardır. Bu da zaten parametrik olmayan testlerin önemli bir özelliğidir. Bu nedenlerden ötürü, sadece otokorelasyon testi için, normalite testi uygulanmış ve bu testte normalite şartını sağlayan veya normalleştirilmiş akım değerleri kullanılırken, diğer dört testte orjinal değerler kullanılmıştır. Bunun yanında, çalışmamızda, log veya Log-log transformasyonları yerine bazı istasyonlara ait akım değerlerinin birden küçük olması ve sözkonusu transformasyonlar sonucu eksi (-) değerlerin çıkmasından dolayı, Q_i değerlerine bir ilave edilerek, $\ln(1+\mathbf{Q_i})$ veya $\ln(1+\ln(1+\mathbf{Q_i}))$ transformasyonları uygulanmıştır (Kahya, 1991).

Bu çalışmada, bir değişkenin normal dağılıma uyup uymadığının tespiti amacıyla, **Çarpıklık Testi** (Skewness Test) kullanılmıştır. Çarpıklık testi, normal bir değişkenin çarpıklık katsayısının sıfır olduğu gerçeğine dayanmaktadır. Çünkü bu dağılım, teorik olarak lokasyon parametresi olan ortalama değerinden (μ) geçen düşey eksene göre simetriktir.

Çarpıklık katsayısı (γ),

$$\gamma = \frac{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(Q_i - \overline{Q})^3}{\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(Q_i - \overline{Q})^2\right]^{\frac{3}{2}}} \qquad (3.1)$$

eşitliği ile hesaplanır. Burada Q_i terimi zaman serisinin elemanlarını, $\overline{Q}$ örnek ortalamasını ve N serideki eleman sayısını temsil eden terimlerdir. Ancak (3.2) eşitliği ile verilen sınırlar arasında bir çarpıklık katsayısı değerine sahip olan dağılımlar da normal kabul edilebilir.

$$\left\{-U_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{6}{N}} \quad , \quad U_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{6}{N}}\right\} \qquad (3.2)$$

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

Daha pratik olarak hesaplanan γ değeri (–0.05, 0.05) sınırları arasında ise seri normal kabul edilir. Kurtosis değeri (G_s), $-0.5 < G_s - 3 < 0.5$ sınırları arasında kalması istenir. Bahis konusu olan bu son test ise, normal dağılıma ait Kurtosis değerinin 3'e eşit olduğu kuralına dayanmaktadır (Yevjevich, 1972).

Frekans dağılımlarının sivriliğinin ölçüsü olan Kurtosis katsayısının büyük örnekler haricinde kullanılmasının tavsiye edilmediği de unutulmamalıdır (Benjamin ve Cornell, 1970).

(3.1)ve (3.2) eşitlikleri ile ifade edilen testler, gerçekte **N>150** olan örnekler için yeterli doğruluktadır. Daha küçük örnekler için, Snedecor ve Cochan, (3.1) eşitliğinden hesaplanan çarpıklık katsayısını kıyaslamak amacıyla, örnek büyüklüğü ve belirli bir olasılık seviyesine bağlı olarak düzenlenmiş kıyaslamak amacıyla bir tablo teşkil etmişlerdir (Tablo 3.3.). Buna göre; Tablodа $\alpha = 0.02$ ile $\alpha = 0.10$

önemlilik seviyeleri ve değişik N değerleri için verilen $\gamma_\alpha(N) > \gamma$ ise, normalite hipotezi kabul edilir (Salas ve ark., 1980).

Tablo 3.3 N < 150 İçin Çarpıklık Katsayı Değerleri.

	α			α	
N	0.02	0.10	**N**	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	10	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

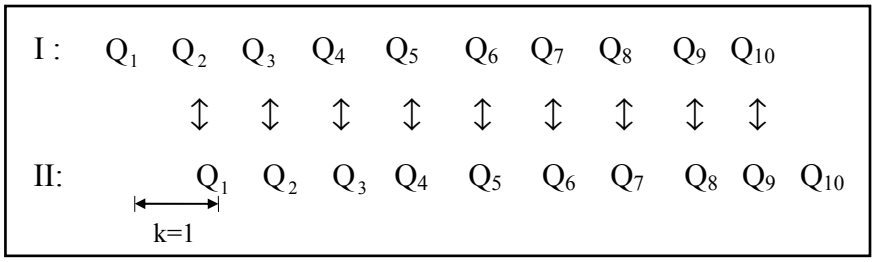
Bağımlılık testleri paket program ile gerçekleştirilmiştir. Ayrıca EK-B ‘ de 101 nolu AGİ için el ile çözümü yapılmıştır.

3.2.1.1.1. Otokorelasyon testi (Autocorrelation test)

Otokorelasyon katsayısı (r_k), bir zaman serisinde “k” kadar gecikmeli (ötelemeli) elemanlar arasındaki lineer bağımlılığın boyutsuz bir ölçüsüdür. Başka bir deyişle, bir zaman serisindeki değişkenler arasında lineer bağımlılığın boyutsuz ölçüsü lag-k (öteleme k) otokorelasyon katsayısı (r_k) şeklinde tanımlanabilir. Her bir k değerine karşılık gelen r_k' nın değişiminin grafiğinden ise korelogram (correlogram) elde edilir. Bağımsız bir seride, teorik korelogram bir veya büyük öteleme değerleri için, sıfıra eşittir. Örnekleme hatalarının (sampling error) bir sonucu olarak, örnek korelogramın seyri sıfır etrafında dalgalanma şeklinde olur.

Otokorelasyon testini açıklamak için, örnek olarak on elemanlı $(Q_1,...Q_{10})$ bir seri ele alınıp, seri Şekil 3.2.'deki gibi (k) kadar ötelenerek iki seri şeklinde dizilirse, orjinal seri eleman sayısı N=10 iken $r_{k=1}$ otokorelasyon katsayısı hesabı için I nolu seriden Q_1, II nolu seriden Q_{10} elenmek zorundadır. Eğer k ikiye eşit olursa, r_2

hesabı için eşlenecek eleman sayısı da sekiz olacaktır. $Q_2 \leftrightarrow Q_1, Q_3 \leftrightarrow Q_2$, ... , $Q_{10} \leftrightarrow Q_9$ ile eşlenerek (3.4.) denkleminde yerine konularak r_1 nümerik olarak hesaplanır.



Şekil 3.2 k=1 için Otokorelasyon İşleminin Şematik Görünümü.

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

$$c_k = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N-k}(Q_i - \overline{Q})(Q_{i+k} - \overline{Q}) \qquad 0 \le k < N \tag{3.3}$$

c_k, $\text{lag} - k$ (öteleme k) otovaryasyonu olarak adlandırılır. k ise; $(Q_i ; Q_{i+k})$ çifti arasındaki öteleme zamanı uzunluğunu (veya mesafesini) temsil eder. Burada, $\overline{Q}, \mathbf{1/N}\sum_{\mathbf{i=1}}^{\mathbf{N}}\mathbf{Q_i}$ eşitliğinden elde edilen örnek ortalaması ve N örnek büyüklüğüdür. k'nın sıfıra eşit olduğu durumda c_o varyans değeridir.

$(Q_1, Q_2, ..., Q_N, Q_1, Q_2, ...)$ şeklindeki kapalı bir seri (circular series) için k'ıncı otokorelasyon değeri, (3.3) eşitliğindeki c_k'nın c_o'a bölünmesi ile elde edilebilir (Salas ve ark., 1980).

$$r_k = \frac{c_k}{c_0} = \frac{\sum_{i=1}^{N-k}(Q_i - \overline{Q})(Q_{i+k} - \overline{Q})}{\sum_{i=1}^{N}(Q_i - \overline{Q})^2} \tag{3.4}$$

Bunun yanında, ($Q_1, Q_2, \ldots, Q_N$) şeklindeki bir açık seri (open series) için rk,

$$r_k = \frac{\left[N/(N-k)\right]\left(\sum_{i=1}^{N-k}(Q_i - \overline{Q}_1)(Q_{i+k} - \overline{Q}_2)\right)}{\left(\sum_{i=1}^{N-k}(Q_i - \overline{Q}_1)^2 \sum (Q_1 - \overline{Q}_2)^2\right)^{1/2}} \tag{3.5}$$

eşitliği ile hesaplanır. Buradaki $\overline{Q}_1$ ve $\overline{Q}_2$ aşağıdaki eşitliklerinden elde edilirler.

$$\overline{Q}_1 = \frac{1}{N-k}\sum_{i=1}^{N-k} Q_i \tag{3.6a}$$

$$\overline{Q}_2 = \frac{1}{N-k}\sum_{i=1}^{N} Q_i \tag{3.6b}$$

(3.4) eşitliği (3.5) eşitliğine göre, daha basit hesap teşkili, daha küçük kare hatasına (smaller square error) sahip olması ve her zaman bir pozitif kesin korelasyon matrisi (bir matrisin determinantının pozitif olması) ile sonuçlandırılması nedeniyle uygulamada daha çok tercih edilmektedir (Srikanthan ve ark., 1983).

Güvenilirlik sınırlarını belirlemek amacıyla uygulamada iki metot mevcuttur. Bunlardan birincisi, açık seriler için Siddiqui tarafından önerilen metottur (Yevjevich 1971 ile Srikanthan ve ark.,1983). Bu metoda göre, (3.4) eşitliğinden hesaplanan lag-1 otokorelasyonu, r_1'in beklenen değerinden ($E(r_1)$) istatistiksel olarak çok farklı olup olmadığı kontrol edilir. Beklenen değer ve varyans,

$$E(r_1) = -1/N \tag{3.7}$$

$$Var(r_1) = (N^3 - 2N^2 + 2)/\left[N^2(N^2-1)\right] \tag{3.8}$$

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

İkinci metod ise, 1941 yılında Anderson tarafından geliştirilmiştir. Bir bağımsız serinin korelogramının güvenilirlik sınırları,

$$r_k(\%95) = \frac{-1 \pm 1.96\sqrt{N-k-1}}{N-k} \tag{3.9}$$

$$r_k(\%99) = \frac{-1 \pm 2.326\sqrt{N-k-1}}{N-k} \tag{3.10}$$

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

Otokorelasyon katsayıları kolegram çizilmesi amacıyla her bir seri için N/4 lag kadar hesaplanır. N, örnek büyüklüğüdür. Pratikte bir akım serisinde zaman bağımlılık ölçüsü olarak, korelogram yerine r_1 değeri alınır. Otokorelasyon testinde, eğer hesaplanmış lag-l otokorelasyon katsayısı **% 95** güvenirlik sınırları içerisinde değil ise, serinin **bağımsızlığı hipotezi** reddedilir.

3.2.1.1.2. Medyanı çaprazlama testi (Median crossing test)

Bu testin diğer adı da **Fisz Testi** dir. Medyanı çaprazlama testinde, i yılı için yıllık pik akım (Q_i), eğer N uzunluğundaki serinin medyan değerinden (Q_{med}) küçükse sıfır, büyükse bir değerini alır. Yani,

$$\begin{cases} Q_i < Q_{med} \quad , \quad Q_i = 0 \\ Q_i > Q_{med} \quad , \quad Q_i = 1 \\ i = 1, N \end{cases} \tag{3.11}$$

Böylece orjinal seri, sıfır ve birlerin oluşturduğu bir seriye dönüşür. Eğer orjinal seri tamamen bir rastgele proses sonucunda oluşmuş ise, bu transform edilmiş yeni seride sıfırdan sonra bir geldiği veya birden sonra sıfırın geldiği durumların toplam sayısını temsil eden m değeri yaklaşık olarak normal dağılıma uyar ve bu dağılımın ortalaması ve varyansı aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\text{ort} = \frac{(N-1)}{2} \tag{3.12}$$

$$\text{var} = \frac{(N-1)}{4} \tag{3.13}$$

(3.11**)** ifadeleri yardımıyla, elimizdeki bir yıllık pik akım örneği için bulunan m, (3.12) eşitliğinden hesaplanan teorik ortalamadan $\alpha = 0.05$ seviyesinde önemli olarak farklı olup olmadığı *two tailed* testi (3.14) ile kontrol edilir. Bunun için, standart değişken değeri z aşağıdaki formül ile hesaplanır.

$$z = \frac{m - \text{ort}}{\sqrt{\text{var}}} \tag{3.14}$$

Hesaplanan z değeri,

$$1.96 < z < 1.96 \qquad (\alpha = 0.05) \tag{3.15}$$

şartını sağladığı takdirde bağımsızlık hipotezi kabul edilir.

3.2.1.1.3. Dönüm noktaları testi (Turning points test)

Kendall ve Stuart tarafından 1968 yılında literatüre kazandırılan bu teste **Kendall Testi** de denilir. Q_i dönüm noktası şu şekilde açıklanabilir:

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

$$\begin{cases} Q_{i-1} < Q_i > Q_{i+1} & , \quad Q_i = 1 \\ Q_{i-1} > Q_i < Q_{i+1} & , \quad Q_i = 1 \\ \text{Diğer Durumlarda} & , \quad Q_i = 0 \\ i = 2, N-1 \end{cases} \tag{3.16}$$

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

$$\text{ort} = \frac{2}{3}(N-2) \tag{3.17}$$

$$\text{var} = \frac{16N-29}{90} \tag{3.18}$$

şeklinde ifade edilir. (3.14) ve (3.15) eşitliklerinde m yerine p alınarak yapılan analizler neticesinde gereken şartları sağladığı durumda, p değerinin (3.17) eşitliği ile hesaplanan teorik ortalamadan istatistikî olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve **bağımsızlık hipotezi** kabul edilir.

3.2.1.1.4. Sıra farklılık testi (Rank difference test)

1968 yılında Meacham tarafında sunulan bu test **Meacham Testi** de denilir. Bu testte, orjinal seriyi tamsayıların permütasyonuna (1, 2 , . . .,N) dönüştürmek için akım değerleri (Q_i)kendilerinden rölatif sınırları (R_i) ile yer değiştirirler. Bunun için eldeki orjinal serinin elemanlarının yerini değiştirmeden, en küçük akım miktarına bir, sonraki en küçük akım miktarına iki değeri verilerek serideki en büyük akım miktarına da N değeri verilerek, orjinal seri, bir ile N arası rölatif sıra (rank) değerinlerine transform edilir. İstatistikî bir değer olan U aşağıdaki formülden elde edilir:

$$U = \sum_{i=2}^{N} \left| R_i - R_{i-1} \right| \qquad (3.19)$$

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

$$\text{ort} = \frac{1}{3}(N+1)(N-1) \qquad (3.20)$$

$$\text{var} = \frac{1}{90}(N-2)(N+1)(4N-7) \qquad (3.21)$$

şeklinde ifade edilir. (3.14) ve (3.15) ifadelerinde m yerine U alınarak yapılan analizler neticesinde gereken şartları sağladığı durumda, U değerinin (3.20) ile hesaplanan teorik ortalamadan istatistikî olarak önemli derecede farklı olmadığı sonucuna varılır ve **bağımsızlık hipotezi** kabul edilir.

3.2.1.1.5. Spearman sıralı seri korelasyon katsayısı testi (The Spearman rank order serial correlation coefficient test)

Bu teste göre, seri i=1,2,...,N–1 (x_i serisi) ve i=2.3....,N (y_i serisi) olmak üzere iki seriye ayrılır. Sıra farklılıkları testinde olduğu gibi, seriler 1 ile N arasında rölatif sıra değerlerine transform edilirler. Dolayısıyla, seride en küçük değere sahip akım bir, en yüksek değere sahip akım ise N değerini alır. Ancak, seride aynı değere sahip akımlar bulunduğu (bağ: tie varlığı) takdirde sıra değerleri verilirken aynı değere sahip akımlara bir ortalama sıra sayısı verilir. Ortalama sıra değerleri tam sayı oldukları gibi, tamsayı olmayan değerler de alabilirler.

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

$$r_s = \frac{\sum_i (R_i - \bar{R})(S_i - \bar{S})}{\sqrt{\sum_i (R_i - \bar{R})^2}\sqrt{\sum_i (S_i - \bar{S})^2}} \tag{3.22}$$

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

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \tag{3.23}$$

Eşitlikteki t değeri yaklaşık olarak (N–2) bağımsızlık derecesi ile Student-t dağılım gösterir. Bu yaklaşım x ve y lerin orjinal dağılımına bağlı değildir. Her zaman aynı ve oldukça iyi yaklaşımı verir.

r_s, diğer bir nonparametric korelasyon değeri ile ilişkili olduğu ortaya çıkmaktadır. Sıraların toplam kare farklılığı olarak adlandırılan bu katsayı,

$$D = \sum_{i=1}^{N} (R_i - S_i)^2 \tag{3.24}$$

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

$$r_s = 1 - \frac{6D}{N^3 - N} \tag{3.25}$$

Eğer seride aynı değere sahip x ve y'ler mevcut ise (tie: bağ varlığı) (3.25)'te gösterilen ilişki farklı bir şekil alır. f_k , R_i'ler arasındaki aynı değere sahip akımların k'ıncı grubundaki bağların sayısı, aynı şekilde g_m, S_i 'ler arasındaki aynı değere sahip verilerin m'inci grubundaki bağların sayısı olursa;

$$r_s = \frac{1-\frac{6}{N^3-N}\left[D+\frac{1}{12}\sum_k (f_k{}^3 - f_k)+\frac{1}{12}\sum_m (g_m{}^3 - g_m)\right]}{\left[1-\frac{\sum (f_k{}^3 - f_k)}{N^3-N}\right]^{1/2}\left[1-\frac{\sum (g_m{}^3 - g_m)}{N^3-N}\right]^{1/2}} \qquad (3.26)$$

olur. Eğer tüm f_k ve g_m bire eşit olması, seride bağ olmadığı anlamına gelir. (3.23)'de verilen ve r_s'in sıfıra eşit olmayan değerleri için kullanılan t testinin yanı sıra, direkt olarak D değerini kontrol etmek de mümkündür. Bağımlı olmayan veri gruplarının sıfır hipotezinde (null hypothesis) D'nin beklenen değeri,

$$\overline{D} = \frac{1}{6}(N^3 - N) - \frac{1}{12}\sum (f_k{}^3 - f_k) - \frac{1}{12}\sum (g_m{}^3 - g_m) \qquad (3.27)$$

ve varyansı,

$$\text{var}(D) = \frac{(N-1)N^2(N+1)^2}{36}\left[1-\frac{\sum_k (f_k{}^3 - f_k)}{N^3-N}\right]\left[1-\frac{\sum_m (g_m{}^3 - g_m)}{N^3-N}\right] \qquad (3.28)$$

olarak hesaplanır ve yaklaşık olarak normal dağıldığı kabul edilir.

Bu çalışmada güvenilirlik sınırları (3.23) ve (3.28) denklemleri ile kontrol edilmiştir. Numerical Recipes kitabında yer alan Subroutine Spear'da belirtildiği üzere, hesap edilen prob D veya prob R_s değerleri 0.05'ten küçük ise, (3.26) eşitliğinden hesap edilen r_s değeri önemlidir. Dolayısıyla seri için **bağımsızlık hipotezi** reddedilir.

3.2.1.2. Olasılık dağılım modeli

Bir x rastgele değişkenin bir gözlem sırasında aldığı değer bir rastgele olaydır. Böyle bir değişkenin gelecekte yapılacak bir gözlemde alacağı değer önceden bilinemese de olayın hangi olasılıklarla görülebileceği hakkında tahmin

yapılabilir. Bu da rastgele değişkene ait teorik dağılım modelinin ortaya çıkarılması ile mümkündür. Bu model aşağıdaki eşitlik ile tanımlanabilir.

$$P(x \leq X) = F(x = X) = \int_{a}^{X} f(x)\, dx \tag{3.29}$$

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

Bunun yanında, olasılık dağılım fonksiyonunun, rastgele değişkene ait olasılık yoğunluk fonksiyonu [f(x)] ile kümülatif olasılık fonksiyonuna [F(x)] bağlı olarak analitik tanımı ise,

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} \tag{3.30}$$

eşitliği ile gösterilebilir. Olasılık teorisine göre, her rastgele olayın 0 ile 1 arasında değişen bir olasılığı vardır. Bunun yanında, değişken alt ve üst sınırlar arasında bir değer alacağından olasılık yoğunluk eğrisinin altında kalan alanın 1'e eşit olması katidir. Bu da,

$$P(x \leq X) = \int_{a}^{b} f(x)\, dx = 1 \tag{3.31}$$

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

Taşkın frekans analizinde hedef, tahmin edilen taşkın büyüklüğünün istenen tekerrür periyoduna uymasıdır. Taşkın pikleri bir zaman diliminde, karışık kalıpla meydana gelmezler. Meydana gelme sırasında değişkenlik gösterirler. Bu yüzden herhangi bir keyfi Q debisi için tekerrür periyodu, taşkının oluşu süresince geçen ardışık zaman dilimlerinin ortalaması olarak tarif edilebilir (Flood Flow Frequency, 1982, WMO, 1989). Bunun yanında olasılığa bağlı olarak tekerrür periyodu,

$$T = \frac{1}{\left[1 - F(x = X)\right]} \tag{3.32}$$

olarak gösterilir. Frekans analizinin analitik yöntemle gerçekleştirilmesi için gerekli olan rastgele değişkenin, olasılık yoğunluk fonksiyonunun çözümü oldukça zor hatta imkânsızdır. Burada birçok frekans analizi,

$$X_T = \overline{X}(1 + C_V K_T) \tag{3.33}$$

eşitliğine indirgenebilir. Burada, X_T bir T periyoduna sahip olayın büyüklüğü, C_V varyasyon katsayısı ve K_T frekans faktörüdür. Herhangi bir X değeri için bu ilişki,

$$X = \overline{X} + \Delta X \tag{3.34}$$

şekline dönüşür. (3.34) eşitliğindeki ortalama değerden sapmayı simgeleyen ΔX, standart sapma ile frekans faktörünün çarpımına eşittir. Bu durumda, (3.34) formülü,

$$X = \overline{X} + sK \tag{3.35}$$

şeklini alır. K, her bir dağılım için F(x=X)'e bağlı olarak hesaplanıp tablolaştırılmıştır (Haan, 1977).

Taşkın frekans analiz Haktanır (2000) tarafından yazılan paket program ile yapılmıştır. Bunun yanında 101 nolu akım gözlem istasyonu verilenin Pearson-3, Log-Logistiv ve Gumbel dağılımları için el ile yapılan çözümleri EK-B de gösterilmiştir.

3.2.1.3. Parametre tahmin yöntemleri

Bir rastgele değişkenin toplumunun tümünü belirlemek mümkün olmadığından, bu rastgele değişkene ait bir örnekten bu toplumun olasılık dağılım fonksiyonunun parametrelerinin tahmin edilmeleri gerekmektedir. Bir üstel

fonksiyon olan olasılık dağılım fonksiyonunun şekli, biçimi, simetriği, yaygınlığı veya sivriliği, analitik ifadesine ve parametrelere bağlıdır. Söz konusu parametreler, belirli bir dağılıma uyan rastgele değişkene ait istatistiksel karakteristiklerin belirlenmesinde kullanılır (Önöz, 1994).

Ancak bu parametrelerin iyi bir yöntemle yapılmasıyla toplum parametrelerinin gerçek değerine yakın değerler elde edilebilmektedir. Parametre tahminlerinde istenen en önemli özellik tahminlerin tarafsız olmasıdır. Tarafsız tahmin edilen parametrenin beklenen değerinin, parametrenin gerçek değerine eşit olduğu tahmin anlamına gelir. Bununla birlikte, örnek varyansı en küçük olan tahminlerin kullanılması tavsiye edilmiştir (Haan, 1977). Genel olarak dağılıma ait yoğunluk fonksiyonun artması ile örnek seriyle daha güzel uyum gösterdiği görülmüştür.

3.2.1.3.1. Momentler yöntemi (Method of moments)

Başlıca tahmin yöntemlerinden birisi olan momentler yöntemi, rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunun çeşitli parametreleriyle merkezsel istatistik momentler arasında ilişkiye dayanmaktadır. Buna göre, i. dereceden istatistik moment,

$$\mu_i = \int_{-\infty}^{\infty} x^i f(x)dx \tag{3.36}$$

eşitliği ile hesaplanır. i=1 olduğu durumda, $x=\mu_1$ noktasına göre alınan momente merkezsel istatistik moment adı verilir ve (3.37) denklemi ile hesap edilir.

$$\overline{\mu}_i = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_1)^i f(x)dx \tag{3.37}$$

Birinci dereceden istatistik moment, aritmetik ortalamayı verir yani rastgele değişkene ait merkezsel değeri gösterir. Değişkenin dağılımının merkezini, yani çeşitli gözlemlerde gözlenen değerlerin çevresinde dağılacağı yeri gösterir.

$$\mu_x = \int_a^b x.f(x)dx \tag{3.38}$$

(3.38) eşitliği ortalamayı verir. Formüldeki a alt sınır ve b üst sınır değerlerini temsil eder.

Ortalama, bir rastgele değişkenin merkez değerini göstermekle birlikte bu değer çevresindeki yayılmanın büyüklüğü hakkında bir bilgi vermez. İkinci dereceden merkezsel moment değeri olan varyans rastgele değişkenin aldığı değerlerin ortalama değer etrafında yayılmasının büyülüğünü gösterir. Varyans,

$$Var(x) = \sigma^2 = \int_a^b (x - \mu_x)^2 . f(x)dx \tag{3.39}$$

denklemiyle hesaplanır. Bununla birlikte, varyansın karakökü olan standart sapma (S) dağılımın yayılımını ifade etmek en çok için kullanılan parametredir. Bunun sebebi ise, rastgele değişkenin aldığı değerler ile aynı boyutta olmasıdır. Standart sapmanın büyük olması değişkenin dağılımının daha yaygın olduğunun göstergesidir.

Bir rastgele değişkenin olasılık dağılımının merkez etrafında simetrik olması hâlinde tek sayılı merkez momentler sıfır olur. Bu nedenle 3. mertebeden merkezsel moment çarpıklığın iyi bir ölçüsüdür. Çarpıklık katsayısı,

$$G = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3} \tag{3.40}$$

Hidrolojide karşılaşılan rastgele değişkenlerin dağılımları genellikle çarpık olduğundan çarpıklık katsayısı önemli bir parametredir. Çarpıklık katsayısının pozitif olması dağılımın sağa doğru, negatif olması ise sola doğru bir kuyruğu olduğunu

gösterir. Katsayının sıfıra eşit olması, olasılık yoğunluk fonksiyonunun simetrik olduğunun göstergesidir.

Olasılık yoğunluk fonksiyonunun tepesinin düz veya sivri oluşunu belirlemek için 4. Mertebeden merkezsel moment olan Kurtosis katsayısı kullanılır.

$$K = \frac{\mu_4}{\sigma_x^4} \tag{3.41}$$

(3.41) eşitliği ile hesaplanan Kurtosis katsayısının değeri büyüdükçe dağılımın sivriliği artar ve normal dağılımın sivriliğine göre ölçülür.

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

$$\text{Ortalama} \quad : \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i}{N} \tag{3.42}$$

$$\text{Varyans} \quad : S_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{x})^2}{N - 1} \tag{3.43}$$

$$\text{Çarpıklık Katsayısı: } C_s = \frac{m_x^3}{S_x^3} \tag{3.44}$$

$$m_x^3 = \frac{N.\sum_{i=1}^{N} (x - \bar{x})^3}{(N-2).(N-1)} \tag{3.45}$$

$$\text{Kurtosis Katsayısı: } C_{sx} = \frac{m_x^4}{S_x^4} \tag{3.46}$$

$$m_x^3 = \frac{N^2 . \sum_{i=1}^{N} (x - \bar{x})^4}{(N-3)(N-2).(N-1)} \qquad (3.47)$$

Yukarıdaki formüller iki parametreli dağılımlar içindir. Eğer dağılıma ait parametre sayısı üç ise, (3.41), (3.42), (3.43) ve (3.45) eşitliklerinin sol taraflarının integralleri alınarak sağ taraflarındaki örnek seriden elde edilen tarafsız tahminlere eşitlenip parametreler bulunur (Benjamin ve Cornell, 1970). Momentler yöntemi genellikle etkin tahminler vermesi ve kolay uygulanabilirliğinden dolayı çok kullanılan bir yöntemdir.

3.2.1.3.2. Maksimum olabilirlik yöntemi (Maximum likelihood method)

Bu metot, elde bulunan gözlenmiş serinin, olması muhtemel benzeri örnek serilere göre olasılığının büyük olması temel düşüncesine dayanmaktadır. Başka bir deyişle, Orjinal serinin gerçekten gözlenmiş değerlerden meydana gelmesinden dolayı, bu seriye benzer ve birbirinden bağımsız örnek serilere göre, ihtimali daha büyüktür (Haktanır, 1991a).

Farz edelim ki elimizde n adet (x_1, x_2, ... ,x_n) rastgele gözlem değerleri bulunmaktadır. Bunların ortak dağılımı, $f_x(x_1, x_2, ... ,x_n ; \theta_1, \theta_2, ... , \theta_m)$ dir. Her bir olay birbirinden bağımsız olduğu için bu dağılım $f_x(x_1 ; \theta_1, \theta_2, ... , \theta_m)$ $f_x(x_2 ; \theta_1, \theta_2, ... , \theta_m)$ ... $f_x(x_n; \theta_1, \theta_2, ... , \theta_m)$ şeklinde yazılabilir. Bu son ifade, toplumdan elde edilen belirli rastgele örneğin ihtimali ile orantılıdır ve olabilirlik fonksiyonu olarak adlandırılır.

$$L(\theta_1, \theta_2, ... \theta_m) = (OF) = \prod_{i=1}^{n} f_x(x_i ; \theta_1, \theta_2, ... \theta_m) \qquad (3.48)$$

Burada m parametresi bilinmemektedir. Elde bulunan belirli örneğin olabilirliğini maksimum yapan m parametresinin değerleri, maksimum olabilirlik estimatörleri

olarak bilinen $P_x(x ; \theta_1, \theta_2, ... , \theta_m)$ den belirlenir. Böylelikle parametre tahmin prosedürü olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan $\theta_1, \theta_2, ... , \theta_m$ değerlerini bulma durumuna dönüşür. Bu da $L(\theta_1, \theta_2, ... , \theta_m)$ nin her bir θ'ya göre kısmi türevinin alınıp sıfıra eşitlenmesi ile m bilinmeyen parametresi çözülebilir.

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

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

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

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

Diğer yandan momentler yönteminin bir inceliği ise, moment kollarının uzun olduğu yerlerde, eğer dağılımın kuyruğunda data hataları mevcutsa, diğer yöntemlere göre çoğunlukla daha tesirli olduğu görülmüştür. Sonuç olarak, maksimum olabilirlik estimatörlerinin büyük örnekler için asimptotik karakterde olduğu ve küçük örnekler için daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür (Haan, 1977).

3.2.1.3.3. Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (Probability weighted moments method)

Greenwood ve arkadaşları tarafından (1979), Wakeby dağılımının parametre tahmini için geliştirilen olasılık ağırlıklı momentler yöntemi, daha sonra Hosking (1986) tarafından incelenmiş ve bu momentlerin merkezsel istatistik momentlerle eşdeğer özelliklere sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Bu momentlerin örnek tahminleri özellikle küçük örnekler için tarafsızdır ve aykırı değerlere (outliers) karşı hassas sonuçlar vermemektedirler. Aykırı değerlerle kasıt, mevcut datanın trendinden önemli derecede ayrılan data noktalarıdır. Bu aykırılıkların modifikasyonları ve bozulmaları özellikle küçük örnekler için datadan hesaplanan istatistik parametrelere mühim bir derecede tesir edebilir. Bunun yanında bu yöntemle, datanın lineer fonksiyonu olmaları sebebiyle diğer momentlere göre örnekleme değişimlerinden daha az etkilenmektedirler. Bu özellik, diğer yöntemlere göre bir avantajdır (Önöz, 1994).

1979 yılında Greenwood ve arkadaşları tarafından yapılan çalışmada olasılık ağırlık momentler,

$$M_{l,j,k} = E\left[X^i F^j (1-F)^k\right] \tag{3.49}$$

ya da,

$$M_{l,j,k} = \int_0^1 x\,(F)^i = F^j.(1-F)^k\,df \tag{3.50}$$

şeklinde ifade edilmiştir. Eşitliklerdeki F=F(x)=P(X≤x) ve l,j,k birer pozitif çift sayılardır. J=k=0 ve l de tam sayı olduğu durumda $M_{l,0,0}$ momenti 1. mertebeden merkezsel istatistik momente eşit olur. Buna göre,

$$M_{1,j,0} = \frac{1}{N}\sum_{i-1}^{N} \frac{\binom{I-1}{j}}{\binom{N-1}{j}}\,x(i) \tag{3.51}$$

$$M_{1,o,k} = \frac{1}{N}\sum_{i-1}^{N} \frac{\binom{I-1}{k}}{\binom{N-1}{k}} x(i) \tag{3.52}$$

tarafsız denklemleri elde edilir. İfadelerde, j=0,1,...,N–1 ; k=0,1,..., N–1 ; i=1,2,...,N dir. x(i) örneği temsil etmektedir ve j=1 örnekteki en küçük değeri gösterir (Hosking, 1986).

Olasılık ağırlık momentleri kullanılarak parametre tahmininde bir başka yol da şu şekildedir. Rastgele değişkenin i'inci değere eşit veya küçük kalma frekansı Landwehr formülleri ile belirlenir. Bunlardan (3.53a) taraflı yaklaşım sunarken, (3.53b) ve (3.53c)'nin tarafsız sonuçlar verdiği görülmüştür (Haktanır ve Bozduman, 1995).

$$F(i) = \frac{i - 0.35}{n} \tag{3.53a}$$

$$F(i) = \frac{i - 1}{n - 1} \tag{3.53b}$$

$$F(i) = \frac{(i-1)(i-2)}{(n-1)(n-2)} \tag{3.53c}$$

ifadesine dayanır. Eğer kullanılan dağılım dataya iyi uyarsa bu yöntem başarıya ulaşabilmektedir. (3.48) ifadesinin kullanılması ile (3.46) ve (3.47) ifadeleri,

$$\hat{M}_{1,j,0} = \frac{1}{N}\sum_{i-1}^{N} x(i)F(i)^{j} \tag{3.54}$$

$$\hat{M}_{1,0,k} = \frac{1}{N}\sum_{i-1}^{N} x(i)\left[1 - F(i)\right]^{k} \tag{3.55}$$

şekline dönüşürler. Bununla birlikte, söz konusu eşitlikler olasılık fonksiyonunu tanımlarlar. (3.50) ve (3.51) denklemleri birbirleri cinsinden yazılırlarsa,

$$M_{l,0,k} = \sum_{j=0}^{k} \binom{k}{j} (-l)^j M_{1,j,0} \tag{3.56}$$

$$M_{1,j,0} = \sum_{k=0}^{k} \binom{k}{j} (-l)^k M_{1,0,k} \tag{3.57}$$

ifadeleri elde edilir. Genellikle (3.55) denklemi yardımıyla $\hat{M}_{1,0,k}$ bulunabilir ve $M_{1,j,0}$ değerlerinin bulunması (3.58) eşitliği ile mümkün olur. Buna göre ilk iki moment,

$$\begin{cases} M_{1,0,0} = M_{1,0,0} \\ M_{1,1,0} = M_{1,0,0} - M_{1,0,1} \\ M_{1,2,0} = M_{1,0,0} - 2M_{1,0,1} + M_{1,0,2} \end{cases} \tag{3.58}$$

Maksimum olabilirlik yönteminden farklı olarak, bu yönteme göre, x = x(F) şeklinde ters formu açık olarak belirlenebilen dağılımların parametre tahminlerinde kullanılabilmektedirler ve tüm modeller için tahminleri daha kolaydır.

Örnekteki gözlenmiş elemanların büyüklükleri gibi dizi istatistikleri hesaba katması ve üç parametreli dağılımlar için, tüm olasılık ağırlık momentleri için örnekten hesaplanan x ifadelerinin birinci kuvvetlerinin hesaplanması gerekirken, momentler yönteminin üçüncü kuvvet ifadesini istenmesi, bu yöntemin en önemli iki avantajıdır. Özellikle küçük örnekler için, üçüncü kuvvet ifadesi yukarıda açıklanan aykırı gözlemler (outliers) çıkmasına sebep olmaktadır. Bunun için, momentler yöntemine göre daha stabil bir yöntem olduğu söylenebilir (Haktanır, 1991b).

3.2.1.3.4. Karışık momentler yöntemi (Mixed moments method)

Bu metod, Rao (1983) tarafından özellikle Log-Pearson 3 dağılımının parametrelerini hesaplamak üzere tasarlanmıştır. Log-Pearson 3 parametrelerinin tahmini için momentler ve genelleştirilmiş momentler gibi dağılımın ortalama,

varyans ve çarpıklık değerlerini kullanan yöntemler bulunmaktadır. Bunlar arasında en basit işlem; Log-Pearson 3 dağlımını logaritmik dönüştürme işlemi yapılmış dataya uygulayan indirekt moment yöntemidir. Bobee (1975), dönüştürme uğramamış datanın orjinine ait ilk üç momenti kullanan direkt moment metodunu uygulamıştır. Rao, üçüncü örnek momentinin uygulamada istenmeyen sonuçlar verdiğini fark etmiş ve orijinal datanın örnek ortalama ve varyansı ile logaritmik dönüşüme uğramış verinin örnek büyüklüğünü kullanan karışık moment metodunu tasarlamıştır (Koutrouvelis ve Canavos, 2000).

f(x) dağılımın ihtimal yoğunluk fonksiyonu ve y değerlerinin ortalama, varyans ve çarpıklık katsayıları momentler yöntemine göre,

$$\mu_y = c + b.a \qquad \sigma^2 = b.a^2 \qquad \gamma_y = 2a/(a\sqrt{b}) \tag{3.59}$$

eşitliklerinden bulunur. Pearson 3 dağılımının moment değerlerinin genelleştirilmesiyle daha uygun bir temsil fonksiyonu aşağıdaki şekilde yazılabilir;

$$g(y)^t = E[\exp(t.y)] = \exp(c.t)(1 \quad a.t)^{\ b} \qquad (t=1,2,3) \tag{3.60}$$

$$\ln g(y)^t = c.tb.\ln(1 - a.t) \quad (t=1,2,3) \tag{3.61}$$

Yapılan çalışmalarda, büyük tekerrür periyotları için taşkın tahminlerinde ve özellikle tamsayıların moment değerlerinin hesaplanmasında uygun sonuçlar verdiği gözlenmiştir (Rao, 1983). t=1, 2 ve y_i değerlerinin ilk moment eşitliğinden;

$$\bar{y} = c + b.a \tag{3.62}$$

bulunur. Burada t, (axt)<1 şartını sağlayan herhangi bir gerçek sayıdır. Bu metot şekil parametresi (a) nın 0,5 den küçük değerleri için geçerlidir. Olasılık dağılımının a parametresi,

$$P(a) = \frac{2\ln(1-a) \quad \ln(1-2a)}{a + \ln(1-a)} = P(n) \tag{3.63}$$

eşitliğinden bulunur. Burada P(n),

$$P(n) = \frac{\ln g_n(y).(3.13) - \quad 2\ln g_n(y).f(x)}{\bar{y} \quad - \ln g_n(y).f(x)} \tag{3.64}$$

ile hesaplanan b ve c nin eliminasyonundan sonra üç eşitliğin çözümünden elde edilen eşitliktir. Daha sonra t=1 değeri için, b ve c parametreleri elde edilir. Sistem ancak iteratif yaklaşımla çözülebilir. İşlemleri kolaylaştırmak amacıyla Arora ve Sign tarafından a<0,5 değerleri için P(a) değerlerini veren tablo ortaya konmuştur (Koutrouvelis ve Canavos, 2000).

3.2.1.3.5. Maksimum entropi yöntemi (Maximum entropy method)

Bu metot, maksimum olabilirlik yöntemine alternatif olarak geliştirilmiştir. Yani temel düşüncesi, eldeki serinin, olması muhtemel benzeri örnek serilere göre meydana gelme ihtimalinin büyük olması durumudur. Maksimum olabilirlik yönteminde parametre tahmini oldukça zordur. Bu yaklaşımda bilinen en büyük problem eldeki veriyi iyi temsil etme zorluğudur. Maksimum entropi yöntemi bu sakıncayı gidermek amacıyla tasarlanan bir yöntemdir. Bu yöntem özelikle sınırlı dataların parametrelerinin büyük değer almaları durumunda iyi sonuçlar vermektedir (Howitt ve Reynaud, 2003).

X; x_1, x_2,… x_n değerleri alan rastgele değişken olsun ve olasılık kütle fonksiyonu P_k ile gösterilsin. Buna göre değişkenin olasılık fonksiyonu,

$$\sum_{k=1}^{k} g(x).P_k = c \tag{3.65}$$

olur. Örneğin eğer g(x)=X ise, c değeri X' in ortalamasına eşittir. Xi değerlerini maksimum yapan entropi fonksiyonu aşağıdaki denklemde verilmiştir.

$$H(x) = \sum_{i=1}^{N} p(X = x_i).\log(p(X = x_i)) \tag{3.66}$$

Ancak fonksiyonun genel çözümü için P_k değeri hesaplanmalıdır. Bu değerin hesaplanması ile örneğin olabilirliğini maksimum yapan m parametresinin değerleri bulunabilir. Burada maksimum olabilirlik yöntemine benzer şekilde olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_m$ değerlerini bulma durumuyla karşılaşılır. θ değeri,

$$P_e(O|x) \propto P(x|O)P_e(\theta) \tag{3.67}$$

ile hesaplanır. Buradaki x, incelenen datayı temsi eder. Denklemdeki, P_e değeri,

$$P_e(\theta) \propto e^{H(\theta)} \tag{3.68}$$

eşitliği ile bulunur. Buradaki $H(\theta)$ modelin entropi değeridir. Olması muhtemel en büyük olasılığı tahmin amacıyla aşağıda verilen fonksiyonu maksimum yapan C değeri aşağıdaki eşitlikten bulunur:

$$C = b.\log P(O) + (1 \quad b).H(T) \tag{3.69}$$

Burada b, "0" ile "1" arasında değişen denge katsayısıdır. T, olması muhtemel değerleri gösterir.

3.2.1.3.6. Özgün-Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (Individual probability weighted moments Method)

Bu parametre tahmin yöntemi, olasılık ağırlıklı momentler metodunun bir farklı yorumu şeklinde tasarlanmıştır. Buna göre, toplumun j' inci olasılık ağırlıklı moment değeri, sonlu sayıda örnek serileri için,

$$pwm_j = \sum_{i=1}^{N} x_i (Pnex_i)^j \quad / N \quad , (j=0, 1, 2\ldots) \tag{3.70}$$

veya

$$pwm_j = \sum_{i=1}^{N} x_i (1 \quad -Pnex_i)^j \quad / N \quad (j=0, 1, 2\ldots) \tag{3.71}$$

eşitlikleri ile elde edilir. Bu metodun analitik uygulaması için öncelikle, $Pnex_i$ değeri kullanılan olasılık dağılımının eklenik dağılım fonksiyonunda yerine konmalıdır. Bu durumda,

$$pwm_j = \left[\sum x_i . F(x_i, \text{parametreler})^j \right] / N \tag{3.72}$$

$$pwm_j = \left[\sum x_i . \{1 \quad -F(x_i, \text{parametreler})\}^j \right] / N \tag{3.73}$$

olur. Bu eşitliklerden hesaplanan olasılık dağılım parametre değerlerinin, tam anlamıyla orijinal parametre değerlerine uyduğu görülmüştür. Çünkü parametreler eklenik olasılık dağılım fonksiyonunun içinde mevcut olmalarının yanında, herhangi bir dağılımın parametre sonuçlarını hem bağımlı hem de bağımsız değişken olarak vermektedir. Bu nedenle, parametre değerlerinin hesaplanmasında bazı kısa iteratif sayısal metotlar kullanılmalıdır. Bu metotta, ölçülmüş örnek seri elemanlarının beklenen olasılık tahmin değerleri grafik üzerinde işaretlenir. Bu yönteminin uygulanabilmesi için öncelikle örnek elemanlarının belirli bir kurala göre sıralanması gerekmektedir.

Bunun yanında, sınırlı uzunluktaki örnekler için de iyi yaklaşımlar vermemektedirler. Bu metodun iyi sonuç verebileceği örnek uzunluğu sayısı olan N, Landwehr formülüyle hesaplanabilir. Örneğin, eleman sayısı 50 olan bir örnek üzerinde yapılan parametre tahminin % 99,3 güven aralığında sonuç verdiği görülmüştür. Bu yönüyle, olasılık ağırlıklı moment yöntemine göre daha iyi sonuç vermektedir (Haktanır, 1997).

3.2.1.4. Taşkın frekans olasılık dağılımları

3.2.1.4.1. İki ve üç parametreli Log-normal dağılımı

Simetrik bir yoğunluk fonksiyonuna sahip olan standart normal dağılım, olasılık dağılımlarının bir ana modelidir. Merkez limit teoremine göre, bir x değişkeninin normal dağılmış olmasının kabul edilmesi için, x değişkenini etkileyen çok sayıda küçük etkenlerin birbirleriyle toplanacak şekilde etkilememelidir. Benzer şekilde, eğer x, birçok küçük etkenlerin sonucuna eşitse, lnx normal dağılmış olarak kabul edilebilir. Bu, Y = lnx'in hesaplanmasıyla, $Y = \ln(x_1 x_2 ... x_n) = \ln x_1 + \ln x_2 + ... + \ln x_n$ şeklinde gerçekleştirilir. x_i'ler rastgele değişkendirler ve $\ln x_i$'ler de rastgele değişkendirler (Haan, 1977).

Log-normal dağılımının analitik ifadesi:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-1/2[(x-\mu)/\sigma]^2} \qquad -\infty < x < \infty \tag{3.74}$$

şeklindedir. Formüldeki σ ve μ sırasıyla, logaritması alınmış serinin standart sapması ve ortalamasıdır. Yıllık taşkın piklerine Log-normal dağılım uygulanma sebebi, yıllık taşkın serilerinin genellikle sağa çarpık olan histogramlara sahip olmaları ve değişkenlerin logaritmaları alındığında frekans diyagramının daha dar ve simetrik hale dönüşmesindendir (Bayazıt, 1981).

Üç parametreli Log-normal dağılımına uyan bir x serisinin olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}.a(x-c)} \cdot \exp\left(-\frac{(\frac{\ln(x-c)}{b})^2}{2a^2} \right) \tag{3.75}$$

şeklinde ifade edilir. Çarpıklık katsayısının sıfırdan büyük olduğu durumda, biçim parametresi olan c rastgele değişkenin alt sınırıdır ve bundan dolayı örnekteki en küçük elemandan daha küçük değere sahip olur ve iki parametreli Log-normal dağılıma bağlı olarak,

$$y = \ln(x-c) \tag{3.76}$$

şeklinde tanımlanır. Çarpıklık katsayısının sıfırdan küçük olduğu durumda ise c, örnekteki en büyük değerden daha büyüktür ve

$$y = \ln(c-x) \tag{3.77}$$

şeklinde ifade edilir. Ancak gözlenen yıllık yıllık taşkın pik serilerinin çoğunun pozitif çarpıklık göstermelerinden dolayı, genellikle (3.76) formülü geçerlidir. Buna göre dağılımın ortalaması, standart sapması ve diğer parametreleri;

$$\bar{y} = \frac{\sum y_i}{n} \tag{3.78}$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{(n-1)}} \tag{3.79}$$

$$b = \exp(\bar{y}) \tag{3.80}$$

$$a = S_y \tag{3.81}$$

şeklinde bulunabilir.

3.2.1.4.2. Gumbel dağılımı

Eğer elde m tane maksimum gözlem değerinden oluşan n kadar seri varsa, hem seri adedi n, hem de gözlem sayısı m arttıkça teorik olarak rastgele değişkenin Gumbel dağılımına uyduğu görülmektedir (Haktanır, 1990).

Gumbel dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x) = \alpha . e^{\left[-\alpha(x-\beta) - \alpha.(x-\beta) \right]} \tag{3.82}$$

olarak tanımlanırken, eklenik olasılık fonksiyonuda aşağıdaki eşitliği ile gösterilebilir.

$$F(x) = e^{-e^{-\alpha.(x-\beta)}} = \exp\{-\exp[-\alpha\ (x-\beta)]\} \tag{3.83}$$

(3.91) ve (3.92) eşitliklerindeki $x=\beta+[-\ln[-\ln(1-1/T)] / \alpha]$ dır. α ve β dağılımın ölçek ve yer parametreleridir.

3.2.1.4.3. Pearson-3 ve Log-Pearson-3 dağılımı

Gamma dağılımının ihtimal yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x) = \frac{(\frac{x-c}{b})^{a-1} . e^{-\frac{x-c}{b}}}{|b|.\Gamma(a)} \tag{3.84}$$

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

$$y = \frac{x - c}{b} \tag{3.85}$$

eşitliğinden hesaplanır ve (3.84) denkleminde yerine konursa, ihtimal yoğunluk fonksiyonu,

$$f(y) = \frac{y^{a-1}.e^{-y}}{\Gamma(a)} \tag{3.86}$$

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

$$\mu = c + b.a \tag{3.87}$$

$$\sigma^2 = b^2.a \tag{3.88}$$

$$G = \frac{2}{\sqrt{a}} \tag{3.89}$$

Gamma dağılımında,

$$prob(x \leq X) = F(X) = \int_0^X F(x)dx \tag{3.90}$$

eşitliği ile belirlenen bağıntının analitik hesabı, diğer dağılım modellerinden farklı olarak, yoğunluk fonksiyonunun çarpıklığının sürekli değişmesinden ve çarpıklık katsayısının da X-F(X) ilişkisini etkilemesinden dolayı mümkün olamaz. Bu nedenle bu bağıntıyı çözmek amacıyla klasik frekans faktöründen yararlanılır (Haktanır, 1991).

F(X) veya tekerrür peryodu için K frekans faktörü ve a parametresine bağlı olarak elde edilen değerlerin toplandığı tablolardan yararlanılır. Bu tablolardan en kapsamlı olanı 1976 yılında Harter tarafından hazırlanan ve literatürde en kapsamlı ve kullanışlı olarak bilinen Harter Tablosudur. Bu tablo $0.001 \leq F(X=x) \leq 0.9999$ aralığı ile $0.11111 \leq a \leq \infty$ arasında ve 7 çarpıklık katsayısı için 2821 değerden

oluşan K ya karşılık gelen ölçek parametresini enterpolasyonla bulmaya yarar. Ancak enterpolasyonla çözüm özellikle sağ kuyruk olasılıkları için yeterli değildir.

Bunun yanında, verilen X değerinin olasılığını hesaplayan yöntemler de mevcuttur. Bunlar Numerical Recipes ve Gautschi'e ait programlardır. Bu program çıktı sonuçlarıyla Harter tablosundaki veriler birbirine çok yaklaşık neticeler verdiği görülmüştür (Haktanır, 1991). Bu çalışmada kullanılan bilgisayar programında, analitik çözümü imkânsız olan y = F(x) fonksiyonunun 10^{-10} mertebesinde hassas bir şekilde hesap edebilen ve asıl gerekli olan fonksiyonun inversini bulan Numerical Recipes (Press ve ark., 1989) kitabındaki "gammp"adlı sub-program alınmıştır. (3.90) denkleminde, örnek seri elemanlarına logaritmik transformasyonlar yapılıp, hesaplamalar yeni değerler için yapıldığında Log-Pearson-3 dağılımı uygulanmış olur. Bununla beraber örneğin orjinal değerleri alındığında ise Pearson-3 dağılımı uygulanmış olur.

3.2.1.4.4. Log-Boughton dağılımı

1980 yılından itibaren özellikle taşkın pik serilerine uygulanmaya başlanan bu dağılım, frekans faktörü K ile (3.91) eşitliği ile hesaplanan B değeri arasındaki istatistik ilişki esasına dayanmaktadır ve dağılımın C, A parametreleri (3.92) ifadesi ile hesaplanır.

$$B = \ln\left(\ln\left(\frac{T}{T-1}\right)\right) \tag{3.91}$$

$$C = (K - A).(B - A) \tag{3.92}$$

Buna göre klasik frekans faktörü,

$$K_i = \frac{(\bar{x}_i - x)}{S_x} \tag{3.93}$$

eşitliği ile hesaplanır. Buradaki $\overline{x}_i$ örnek elemanları logaritmik transform edilmiş serinin ortalama değeri iken S_x standart sapmadır.

Dağılımın açık bir analitik olasılık dağılım fonksiyonu yoktur. Bununla yanında, parametrelerin hesabı, C değerinin ortalama kare hatasının minimum yapılması esasına dayanan ampirik çözümü ile mümkündür.

$$f(A,C) = \sum_{i=1}^{n}\left[(K_i - A).(B - A) - C\right]^2 \tag{3.94}$$

Bu da (3.94) ifadesinin A ve C'ye göre kısmi türevlerinin alınıp sıfıra eşitlenmesiyle gerçekleştirilir ve dağılımın parametreleri W=(K+B) ve U=K.B olmak üzere,

$$A = \frac{(\overline{W.U}) - (\overline{W}.\overline{U})}{\overline{W^2} - \overline{W}^2} \tag{3.95}$$

$$C = \overline{U} - (\overline{W}.A) + A^2 \tag{3.96}$$

eşitlikleri ile hesaplanır. Buna göre, verilen bir pik akım serisinin eklenik olasılık fonksiyonu şu şekilde hesaplanır:

Öncelikle söz konusu serinin düzenli örnek şekline (elemanları büyükten küçüğe doğru sıralanan seri) dönüştürüldükten sonra, tekerrür peryodu $T = (n + 0.2)/(m - 0.4)$ eşitliği ile hesaplanır. Buradaki m sıra numarası iken, n örnek büyüklüğüdür. Daha sonra, her gözlem değeri için (3.191) ve (3.93) denklemlerinden B ve K değerleri hesaplanır. B ve K yardımıyla dağılımın parametreleri olan A ile C, (3.95) ve (3.96) ifadeleri ile hesaplanır. Buradan Log-Boughton dağılımının eklenik olasılık fonksiyonu, $F=1 / (e^e)^B$ eşitliği ile hesaplanır.

3.2.1.4.5. Log-Logistic dağılımı

Bu dağılım ilk kez Ahmad tarafından 1988 yılında İngiltere'de bulunan çok sayıda akarsuyun hem gözlenmiş hem de sentetik serilerine birçok parametre tahmin metodlarının uygulanması ve detaylı istatistik analizleri sonucunda, yıllık taşkın pik serilerine uygun bir model olduğu sonucuna varılmıştır (Haktanır,1991). Log-Logistic dağılımının, olasılık yoğunluk ve eklenik olasılık yoğunluk fonksiyonları sırasıyla,

$$f(x) = \frac{(\frac{x-c}{b})^{-1/a}}{a(x-c).\left[1+(\frac{x-c}{b})^{\frac{-1}{a}}\right]^2} \tag{3.97}$$

$$F(x) = \frac{1}{1+(\frac{x-c}{b})^{-\frac{1}{a}}} \tag{3.98}$$

iken, ileride yapılacak hesaplarda kullanılacak olan F(x) in inversi,

$$X = c + b \cdot \frac{F(X=x)}{1-F(X=x)^a} \tag{3.99}$$

eşitliklerdeki a şekil, b ölçek ve c şekil parametreleridir. Burada, a > 0, b > 0 ve $c<X_{min}$ olmalıdır.

3.2.1.4.6. Ekstrem Değer dağılımı

Yıllık pik akım serilerinin örnek büyüklükleri genellikle 30 ile 10 yıl arasında olduklarından, bunlardan ekstrem değerlere ait elde edilebilecek örneklerdeki eleman sayıları da en fazla 30-10 kadar olur. Bu örneklerin frekans analizi ile bulunan

frekans dağılım çizgisini uzatıp, örnek büyüklüğünden daha uzun aralıklar için yapılacak tahminlerde hatalar olabilir. Bunun için de teorik ekstrem dağılımlar kullanmak daha uygundur (Yılmaz, 1995). Çünkü çoğu zaman nehirlerin maksimum pik debileri veya minimum günlük akımlarında ekstrem olaylar var olmaktadır. Rastgele değişkenlerin bir grubunun ekstrem değeri de rastgele bir değerdir.

Taşkın frekans analizlerinde popüler dağılım modellerinden birisi olan ekstrem değerler dağılımının eklenik olasılık fonksiyonu ve bunun inversi,

$$F(x) = \exp\left\{-1\left[1 - a(x-c)/b\right]^{1/a}\right\} \qquad (3.10)$$

$$x_T = c + b\left\{1 - \left[-\ln(1-1/T)\right]^{a}\right\}/a \qquad (3.101)$$

şeklinde ifade edilirler. Burada a,b,c sırasıyla yer, ölçek ve biçim parametreleridir. b pozitif bir değer almak zorundadır. a genellikle –0.5 ile +0.5 arasında veya daha dar sınır değerleri alır. Ekstrem değer olasılık dağılımının aşağıda gösterildiği gibi üç tipi vardır:

$$1.14 < G < +\infty \quad , \quad a < 0 \ , \ c + b/a < x < +\infty \quad \text{(Tip 2)} \qquad (3.102)$$

$$0 < G < 1.14 \quad , \quad a > 0 \ , \ -\infty < x < c + b/a \quad \text{(Tip 3)} \qquad (3.103)$$

$$G = 1.14 \quad , \quad a = 0 \ , \ -\infty < x < \infty \quad \text{(Tip1, Gumbel)} \qquad (3.104)$$

Üçüncü durumda (3.10) eşitliği (3.83) şeklini alır. Burada $b \equiv \alpha$ ve $c \equiv \beta$ dır.

3.2.1.4.7. Pareto dağılımı

Büyük debilerin dağılımlarının büyük dönüş aralıklarında genelleştirilmiş Pareto dağılımına uyduğu kabul edilmektedir (Smith, 1989). Bu yönteme göre; bir

istasyonda, u belli bir aşılma olasılığına karşı gelen alt sınırı, w ise üst sınırı göstermek üzere u debisini aşma koşuluyla Q debisinden küçük kalma şartlı olasılığı:

$$F(x \mid u) = p(X \leq Q \mid x > u) = p(X \leq u + x \mid uX > u) \quad (3.105)$$

$$F(x \mid u) = (F(u + x) - F(u)/(1 - F(u)) \quad (3.106)$$

p_o'ın büyük değerleri için yukarıdaki ifade genelleştirilmiş Pareto dağılımına eşit olur ve olasılık fonksiyonu aşağıdaki eşitlikle ifade edilir:

$$F(x \mid u) = F(x \mid s, k) \quad (3.107)$$

Genelleştirilmiş Pareto dağılımının eklenik dağılım fonksiyonu:

$$F\{x \mid s, k) = 1 - \sqrt[k]{(1 - k.s^{-1}.x)} \quad , \; k \neq 0 \quad \text{için} \quad (3.108)$$

$$F\{x \mid s, k) = 1 - \exp(-s^{-1}.x) \quad , \; k = 0 \quad \text{için} \quad (3.109)$$

Burada, k dağılımın biçim parametresi, s ise ölçek parametresidir. Dağılımda k'nın bölge içinde değişmediği s'in ise çeşitli havza özelliklerinin bir fonksiyonu olduğu kabul edilmektedir. Bu durumda, k = 0 ise $0 = x$ ve $k > 0$ ise $0 = x = k^{-1}s$ dir. Sınır değerleri olmak üzere, dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$f(x \mid s, k) = s^{-1}.{}^{(k-1)}\sqrt{(1 - k.s^{-1}.x)} \; , \; k \neq 0 \quad \text{için} \quad (3.110)$$

$$f(x \mid s, k) = s^{-1}.\exp(-s^{-1}.x) \quad , \; k = 0 \quad \text{için} \quad (3.111)$$

şeklinde olur. k' nın pozitif olduğu durumlarda dağılımın üstten sınırı,

$$(v = u + k^{-1}.s) \quad (3.112)$$

eşitliği ile hesaplanır. k'nın sıfıra eşit olduğu durumlarda dağılımın üst sınırı üstel, k' nın negatif değerlerinde ise dağılım sınırsızdır.

3.2.1.4.8. Wakeby dağılımı

1978 yılında Houghton tarafından daha çok bölgesel taşkın frekans analizi için tasarlanmıştır. Wakeby dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu ve eklenik dağılım fonksiyonunun açık olarak ifadesi yoktur, büyüklüğü küçük kalma ihtimaline iliştiren bir analitik ifadesi vardır. 1980'li yıllarda tanınmaya başlayan Wakeby dağılımı beş parametreli olduğundan çeşitli olumlu eleştiriler almasına rağmen, yakın zamanlarda yapılan bazı detaylı çalışmalarda hesap yükü fazla olduğundan, üç parametreli dağılımlar kadar iyi olmadığı sonucuna varılmıştır (Haktanır ve Horlacher, 1993). Greenwood ve diğerleri (1979) tarafından verilen şekliyle ters formu x, aşağıda verilen şekildedir:

$$x = m + a[1-(1-F)^{b}] - c[1-(1-F)^{-d}] \qquad (3.113)$$

Wakeby dağılımının sol ucu b, sağ ucu ise genelde d parametresinden etkilenmektedir. Gerçekte sağ uç, d yeteri kadar büyük bir pozitif değerse b parametresinden bağımsızdır. Ancak b değeri kabul edilen b_{max} dan küçük alınarak, (1−F)b teriminin yukarıdaki denklemine katkısının tamamen yok edilmemesi uygun olmaktadır (Önöz, 1994).

Wakeby dağılımı, bilinen parametre tahmin yöntemlerine iyi uymamaktadır. Maksimum olabilirlik yöntemi çok fazla iterasyon gerektirmektedir. Momentler yöntemi de, dağılımın parametreleri momentlerin bir fonksiyonu olarak ifade edilemediğinden iteratif çözümler gerektirmektedir. Bu nedenle parametrelerin tahmini parametrelerin açık olarak ifade edilebildiği olasılık ağırlıklı momentler yardımıyla mümkündür.

Wakeby parametrelerinin tahmininde kullanılan bu yöntem ile geçerli parametre kombinasyonları her zaman sağlanamadığı için bu gibi durumlarda çözüm

bulunamamaktadır. Ancak dağılımın alt sınırının (m=0) bilindiği kabulünün yapıldığı dört parametreli şekli için çözümün bulunamadığı durumlar ile çok seyrek karşılaşılmaktadır. Dağılımın alt sınırının sıfır olarak alınması dağılımın yapısında bir kayıp meydana getirmemektedir (Önöz, 1994).

3.2.1.5. Uygunluk Testleri (Goodness of fit Tests)

Kümülatif gözleme dayalı dağılımın, öngörülen teorik dağılıma ait kümülatif yoğunluk fonksiyonu ile uygunluğunun grafik olarak karşılaştırılması bir data setinin verilen teorik dağılıma uyup uymadığını kontrol etmenin hızlı bir yoludur. Eğer iki fonksiyon aşırı sapma göstermezse, teorik dağılımın ham dataya uyduğu kabul edilir.

Uygunluk testlerinden olan ve sadece sürekli rastgele değişkenlere tatbik edilebilen Kolmogrov-Smirnov (K-S) testi ve hem sürekli hem de kesikli değişkenlere uygulanabilen Cramer Von Misses (CvM) testi, belirli bir önem seviyesinde hipotez dağılımın kabulü veya reddinin tespiti için kullanırlar. Diğer bir istatistik test olan Khi-kare testi ise, hem kesikli hem de sürekli rastgele değişkenlere uygulanabilir ve diğer iki testte olduğu gibi eklenik yoğunluk fonksiyonları yerine, olasılık yoğunluk fonksiyonlarının mukayesesi esasına dayanır. Bununla beraber, özellikle küçük örnekler için, hem K-S testi hem de Khi-kare testi, gerçekte hipotez yanlışken, doğru kabul etme bakımından güçlü değillerdir. CvM testinin güvenirliği ise örnek büyüklüğü 20’ nin üzerinde olduğu durumlarda artmaktadır. Örneğin küçük olması durumunda histogram ile teorik ihtimal yoğunluk fonksiyonunu karşılamak yerine, örnekten elde edilen eklenik frekans dağılımını, öngörülen eklenik frekans dağılımıyla karşılaştırmak uygun olabilir (Haktanır, 1990).

3.2.1.5.1. Khi-kare uygunluk testi (Chi-square goodness of fit test)

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

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

$$E_i = n\int_{I_{i-1}}^{I} f(x)\ dx \qquad i=1,2,...,k \tag{3.114}$$

olarak belirlenir. Burada k, amprik yoğunluk fonksiyonunu yaparken kullanılan sınıf aralığı sayısıdır. Test istatistiği (teorik dağılımdan beklenen ve gözlenen frekanslar arasındaki sapmanın ölçüsü) aşağıdaki eşitlik ile hesaplanır.

$$\chi_i^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(Q_i - E_i)}{E_i} \tag{3.115}$$

Burada, Q_i gözlenen ve E_i teorik dağılıma göre beklenen i. sınıf aralığındaki gözlem sayısıdır. $k \to \infty$ iken, χ_i^2 astimtotik olarak khi-kareye meyletmektedir. Khi-kare testinin serbestlik derecesi,

$$d_f = k-p-1 \tag{3.116}$$

olarak ifade edilir. P teorik dağılımı tanımlamada kullanılmak için orjinal datadan tahmin edilen parametre sayısıdır. $\chi^2_{d_f,1-\alpha}$; (3.116)' dan elde edilen d_f ve $1-\alpha$

önem seviyesi için $\chi_i^2 < \chi^2_{df,1-\alpha}$ ise, sıfır hipotezi (gözlenmiş orjinal data teorik f(x) dağılımından alınmış olması) kabul edilir.

3.2.1.5.2. Kolmogrov-Smirnov (K-S) testi

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

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

$$D = \max\left|F_x(x) - S_n(x)\right| \qquad (3.117)$$

eşitliği yardımıyla bulunur. Seçilen önem seviyesi için eğer gözlenen D değeri K-S istatistiğinin kritik tablo değerinden büyük veya eşitse, sıfır hipotezi reddedilir.

3.2.1.5.3. Cramer-von Mises testi

Bu testin uygulanması dağılımın toplam olasılık fonksiyonu ile örnek seriden pratik olarak elde edilen toplam olasılık frekans eğrisinin karşılaştırılması şeklindedir. Örnek büyüklüğünün 20 nin üzerinde olduğu durumlarda daha iyi sonuç verdiği görülmüştür (Park ve Kim, 1992). Cramer-von Mises istatistiği,

$$CvM = \sum_{i=1}^{M} U_i \quad \frac{(2i-1)}{2M}^2 + \frac{1}{12M} \quad (i = 1, 2, 3, \ldots..M) \qquad (3.118)$$

formülüyle hesaplanabilir. Burada uniform dağılımından elde edilen sıralı istatistik değeri olan $U_{i,}$ve ve β ,

$$U_i = \left(\frac{X_i}{X_N}\right)^{\beta} \quad (i = 1, 2, 3, \ldots..N) \tag{3.119}$$

$$\beta = \frac{N}{\sum_{i=1}^{M} \ln\left(\frac{X_N}{X_i}\right)} \tag{3.120}$$

eşitliğinden elde edilir. Bulunan CvM istatatistiği seçilen önem seviyesine göre Crow tarafından oluşturulan kritik tablo değerinden küçük ise dağılımın söz konusu seriye uyduğu kabul edilir (Park ve Kim, 1992).

3.2.2. Trend analizi

Trend testleri, yirminci yüzyılın son çeyreğinden bu yana genellikle çevre bilimlerinde geniş bir biçimde kullanılmaktadır. Ancak bir bölgedeki mevcut su kalitesi değerlerinin çoğu, standart metotlarla analiz etmek için uygun değildir. Su kalitesi verilerinde klasik parametrik metotlardaki *(normallik, lineerlik ve bağımsızlık gibi)* varsayımlarla çoğunlukla karşılaşılmamakta, hatta bazı ölçümler eksik ve/veya yetersiz olmaktadır (Kalaycı ve Kahya, 1998). Su kalitesi verileriyle karşılaştırıldığında akım verilerinin, kayıt uzunluğunu içeren daha az veri problemlerine sahiptir. Bu nedenle, genellikle konuyla ilgili su kalitesi çalışmalarında kullanılan trend analiz teknikleri, benzer amaçla akım verilerinin incelenmesinde çok daha etkileyici olduğu düşünüldüğü için yapılmaya değer görülmüştür.

Bu çalışmada Türkiye'deki yıllık pik akım verilerinin lineer trendlerini analiz etmek için parametrik olmayan Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall trend testleri ile parametrik olan en küçük kareler testleri kullanılmıştır. Trendlerin

doğrusal eğimlerini belirlemek amacıyla Sen'in Trend Eğim Metodu ve trendlerdeki homojenliği test etmek için Van Belle ve Hughes Trend Homojenlik Testi uygulanmıştır.

Trend analizi için kullanılan testler microsorf Office Excel tablolama program yardımı ile gerçekleştirilmiştir. Ayrıca EK-B ' de 101 nolu AGİ için el ile çözümü yapılmıştır.

3.2.2.1. Sen'in T testi

Bu test dağılımdan bağımsız olup mevsimlik olaylardan etkilenmeyen test istatistiği aşağıda verilen prosedür ile hesaplanır (Van Belle ve Hughes, 1984). Önce değişken değerleri; i yılları (i=1,...,n) ve j ayları (j=1,...,12) gösteren indisler olmak üzere X_{ij} ile simgelensin,

a) j. ay ve i. yıl için $X_{.j}$ ve $X_{i.}$ ortalama değerleri bulunur,

b) X_{ij} orijinal aylık değerlerinden, karşılık gelen ayın ortalaması çıkarılarak $(X_{ij}-X_{.j})$ fark değerleri elde edilir. Böylece mevsimlik etkiler ortadan kaldırılır,

c) Bu farklar küçükten büyüğe dizilerek en küçüğüne 1, en büyüğüne 12n sıra değerleri verilir. Sembolik olarak bu işlem $R_{ij}=\text{Rank}(X_{ij}-X_{.j})$ eşitliği ile hesaplanır. Verilerde aynı değere sahip farklar *(bağ durumu)* varsa, bunların gerçekte alması gereken sıra değerlerinin ortalaması dikkate alınır,

d) Elde edilen sıraların her bir ay ve her bir yıl için ortalamaları $R_{.j}=\sum_i R_{ij}/n$ ve $R_i=\sum_j R_{ij}/12$ eşitlikleri ile bulunur ve son işlem olarak,

e) Sen'in T testi istatistiği aşağıdaki formülden hesaplanır.

$$T = \left[\frac{12m^2}{n(n+1)\sum_{i,j}(R_{ij} - Rj)^2} \right]^{1/2} \left[\sum_{i=1}^{n} \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(R_i - \frac{nm+1}{2} \right) \right] \qquad (3.120)$$

Yukarıda m mevsimlik zaman periyotlarını göstermekte olup bu çalışmada yıllık değerler alındığından 1e eşittir. α önem seviyesinde $|T|>z$ (standart normal

değişken) durumunda trendin yokluğu üzerine kurulan H_o hipotezi reddedilir ve belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

3.2.2.2. Spearman'ın Rho testi

Bu test, iki gözlem serisi arasında korelasyon olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılır. Testin temeli sıra istatistiklerine dayanmaktadır. Sıra istatistiği $R(x_i)$, gözlemlerin küçükten büyüğe *(veya büyükten küçüğe)* sıralanması ile belirlenir ve Spearman'ın Rho değeri (r_s) aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

$$r_S = 1 - 6\left[\sum_{i=1}^{n}\left(R(x_i) - i\right)^2\right] / \left(n^3 - n\right)$$

(3.121)

$R(x_i)$, i. gözlemin sıra numarasını; i, verilerin gözlem sırasını ve n, toplam gözlem sayısını ifade eder. n>30 için r_s dağılımı normale yaklaşacağından normal dağılım tabloları kullanılır (İçağa, 1994).

Bunun için r_s'nin test istatistiği $z = r_S\sqrt{n-1}$ eşitliği ile bulunur ve α önem seviyesinde, $|z| > z_\alpha$ durumunda gözlem değerlerinin zamanla değişmediği üzerine kurulan H_o hipotezi reddedilerek belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

3.2.2.3. Mann-Kendall testi

Günümüze kadar su kalitesi, akım, sıcaklık ve yağış gibi hidro-meteorolojik zaman serilerindeki trendlerin belirlenmesinde ulanılan bu test Kendall'ın tau istatistiği olarak da bilinmektedir. (Zhang ve ark., 201; Yue ve ark., 2002). Mann-Kendall testinde zamana göre sıralanmış $x_1,...,x_n$ gözlemleri, H_o hipotezine göre zamandan bağımsız ve benzer dağılmış rastgele değişkenlerdir (Yu ve ark., 1993). H_1 hipotezine göre ise ($k \neq j$) olmak üzere tüm ($k,j \leq n$) için seride x_k ve x_j değerlerinin

dağılımı benzer değildir, yani seride lineer bir trend bulunmaktadır. Sen'in T testinde olduğu gibi mevsimselliği çıkartılmış verilere uygulanan bu testin istatistiği (S), (3.122) ve (3.123) eşitliklerinden hesaplanır.

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^{n} \operatorname{sgn}\left(x_j - x_k\right) \tag{3.122}$$

$$\operatorname{sgn}\left(x_j - x_k\right) = \begin{Bmatrix} +1 & \text{eğer} & \left(x_j - x_k\right) > 0 \\ 0 & \text{eğer} & \left(x_j - x_k\right) = 0 \\ -1 & \text{eğer} & \left(x_j - x_k\right) < 0 \end{Bmatrix} \tag{3.123}$$

Asimptotik olarak normal bir dağılıma sahip ve ortalaması sıfır olan test istatistiği S'nin varyansı Var(S)=n(n−1)(2n+5)/18 şekilde hesaplanır. Eğer verilerde benzer değerler *(bağ durumu)* varsa, bu ifadenin payından $\sum_t$ t(t−1)(2t+5) değeri çıkartılır. Burada t herhangi bir bağ durumundaki benzer x'lerin sayısını ve $\sum_t$ bütün bağ durumları üzerinden alınan toplamı göstermektedir. Süreklilik düzeltme birimi *(denklem (3.5)'deki paylarda bulunan 1 değeri)* kullanılırsa, n≤10 olmak üzere S istatistiğinin teorik olasılık dağılımı için normal dağılım oldukça uygundur (Hirsch ve ark., 1982). Böylece standart normal değişken (z) aşağıdaki eşitlikle hesaplanarak kritik z değeriyle karşılaştırılır.

$$z = \begin{Bmatrix} \dfrac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{eğer} & S > 0 \\ 0 & \text{eğer} & S = 0 \\ \dfrac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{eğer} & S < 0 \end{Bmatrix} \tag{3.124}$$

Eğer α önem seviyesinde $|z| \le z_{\alpha/2}$ ise H_o hipotezi kabul edilir, aksi durumda reddedilir. Hesaplanan S değeri pozitif ise artan, negatif ise azalan bir trendin varlığına işaret eder. Bu teknik eksik verilerin varlığına müsaade ettiği ve verilerin belirli bir dağılıma uyma zorunluluğunu aramadığı için özellikle kullanışlıdır (Yu ve ark., 1993).

3.2.2.4. En Küçük Kareler Testi

Parametrik bir test olan yöntem; zaman ile sonuçlar arasındaki fonksiyonel ilişkiyi ortaya çıkarmaktır. Trendi en iyi tanımlayacak fonksiyon tipinin seçilmesi:

1. Zaman X, olayın aldığı değerler Y ekseni üzerinde işaretlenerek olayın grafiği çizilir. Bu grafikten olayın uzun dönemde nasıl bir gelişme gösterdiğihangi tip fonksiyonla ifade edilebileceği, bükülme noktasına göre eğirinin derecesi belirlenir.

2. Fonksiyon tipi grafikle belirlenmesi mümkün olmadığında, fonksiyon tiplerinin standart hataları hesaplanır; en küçük standart sapması olan fonksiyon tipi seçilir.

Kullanılan Fonksiyonun Verilere En Yakın Denkleminin Yazılması:

1. Doğrusal Denklem:

$$Y = a + bx \tag{3.125}$$

Bu eşitlik genelde artma ve azalmaları sabitlik gösteren seriler için kullanılır.

2. Parabol Denklemi:

$$Y = a + bX + cX^2 \tag{3.126}$$

Bu eşitlik, yükselmeyi alçalmanın takip ettiği yön değiştirmeyi veren veriler için kullanılır.

3. Üstel Denklem:

$$Y = a.bX \tag{3.127}$$

Bu denklem, artma ya da azalma oranı sabit olan serileri hesaplamayı sağlar.

4. Hiperbol Denklemi:

$$1 / Y = a + bX \tag{3.128}$$

5. Kübik Denklem:

$$Y = a + bX + cX^2 + dX^3 \quad (3.129)$$

Serinin grafiğinde alçalma ve yükselmeleri içeren iki bükülme varsa kullanılır.

6. Geometrik Denklem:

$$Y = a \,.\, Xb \quad (3.130)$$

3.2.2.5. Sen'in trend eğim metodu

Bir zaman serisinde lineer bir trend mevcut ise gerçek eğim (birim zamandaki değişim) parametrik olmayan bir metot kullanılarak belirlenebilir. Bu metot veri hatalarından veya ekstrem değerlerden etkilenmeyen ve eksik değerlerin bulunduğu kayıtlara uygulanabilmektedir (Büyükyıldız, 2004). j ve k zamanlarındaki veriler x_j ve X_k olmak üzere (j>k şartı ile); N=n(n–l)/2 (n zaman periyotlarının sayısı) adet Q_i (i-1, *2,*,…, N) değeri aşağıdaki ifadeye göre hesaplanır.

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{(j \;\; k)} \quad (3.131)$$

Elde edilen Q_i değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanır. Bu N adet eşdeğerlerinin medyan değeri lineer trend eğim parametresini tahmin etmek için ilgili bir istatistiktir. N adet Q_i değerinin medyanı alınarak ilgili gözlemin birim zamandaki değişimi N sayısının tek olması durumunda;

$$Q = Q_{(N+1)/2} \quad (3.132)$$

eşitliği ile çift olması durumunda ise;

$$Q = \frac{1}{2} Q_{N/2} + Q_{(N+2)/2} \quad (3.133)$$

formülü ile hesaplanabilir. Bulunan Q medyan değeri, Sen'in önerdiği parametrik olmayan bir teknik kullanılarak iki taraflı test ile % 10 (1-α) güven aralığında test edilir ve gerçek eğim hakkında karar verilir (Yu ve ark., 1993, Büyükyıldız, 2004).

3.2.2.6. Van Belle ve Hughes (trend) homojenlik testi

Havza bazındaki genel trend hakkında bilgi edinmek istenirse, birkaç istasyonun verileri global trend için birleştirilir (Van Belle ve Hughes, 1984). Bu amaçla, verilen bir istasyondaki mevsimsel trendlerin homojenliğini test etmek için aşağıdaki istatistiksel hesapları içeren bir test prosedürü Van Belle ve Hughes (1984) tarafından geliştirilmiştir.

$$X^2_{homojen} = X^2_{toplam} - X^2_{trend} = \Sigma(Z_i)^2 - m(Z)^2 \quad (3.134)$$

Bu eşitlikteki Z_i ve Z değerleri aşağıdaki şekilde bulunabilir:

$$Z_i = \frac{S_i}{\sqrt{(Var(S_i)}} \quad \text{ve} \quad Z = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} Z_i \quad (3.138)$$

Bu eşitliklerdeki S_i değerleri her bir yıl için hesaplanmış olan Mann-Kendall Test istatistiği değerleridir, m ise mevsim veya ay sayısını göstermektedir.

3.2.3. Ana bileşenler analizi

3.2.3.1 Analiz Yöntemi

Türkiye'deki yıllık pik akımların uzaysal ve zamansal değişkenliğinin ana paternlerini belirlemek ve buna göre çizilen anomali haritalarını ve zaman serilerini yorumlamak amacıyla kullanılan analizin metodolojik anlatımı için ***Statistical Methods in Hydrology*** (Haan, 1977) kitabında verilen metotlar takip edilmiştir. Çalışmada ana bileşenlerin ve döndürülen bileşenlerin hesaplanması için SPSS 9.05 İstatistiksel Paket Programı kullanılmıştır. Ayrıca bazı istastistiklerin el ile çözümü EK-B de gösterilmiştir.

Burada notasyon olarak matris için altı çizili büyük harf, kolon vektörü içinse altı çizili küçük harf kullanılmıştır. Böylece n×p boyutlu bir $\underline{C}$ matrisi, p adet n×1 boyutlu $\underline{c}_j$ kolon vektöründen oluşmaktadır.

$$\underline{C} = (\underline{c}_1, \underline{c}_2, \ldots, \underline{c}_p) = [\underline{c}_{ij}] \text{ ve } \underline{c}_j = [\underline{c}_{ij}] \quad i=1,2,\ldots,n \; ; \; j=1,2,\ldots,p \tag{3.137}$$

Bu çalışmada n, 36 yıllık pik akım değerine; p ise istasyon sayısını gösteren 90'a eşittir. Buna göre p (90) adet n×1 (36×1) boyutlu $\underline{c}_j$ (j=1,2,…,90) kolon vektörü *(j. ana bileşen)* ve bu kolonlardan oluşan n×p (36×90) boyutlu $\underline{C}$ ana bileşenler matrisi, bu çalışmada aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\underline{C} = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} & \cdot & \cdot & c_{189} & c_{190} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & \cdot & \cdot & c_{289} & c_{290} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & \cdot & \cdot & c_{389} & c_{390} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ c_{891} & c_{892} & c_{893} & \cdot & \cdot & c_{8989} & c_{8990} \\ c_{901} & c_{892} & c_{903} & \cdot & \cdot & c_{9089} & c_{9090} \end{pmatrix} \quad \text{ve } c = \begin{pmatrix} c_{1j} \\ c_{2j} \\ c_{3j} \\ \cdot \\ \cdot \\ c_{89} \\ c_{90j} \end{pmatrix} \tag{3.138}$$

Toplanan p adet orijinal değişkenler çoğu kez birbirleriyle ilişkilidir. Bu ilişki, bir değişkenin sahip olduğu bazı bilgilerin diğer (p−1) adet değişkenlerin bazıları tarafından da ihtiva edildiğini gösterir. Ana bileşenler analizinin amacı, bu p adet orijinal ve birbiriyle ilişkili değişkenleri, p adet ilişkisiz veya ortogonal bileşenlere dönüştürmektir. Ana bileşenler, orijinal değişkenlerin lineer fonksiyonlarıdır. Bu dönüşüm aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$\underline{C} = \underline{X}\,\underline{A} \tag{3.139}$$

Burada p (90) adet değişkendeki n (36) adet gözlemden oluşan n×p (36×90) boyutlu $\underline{X}$, ortalamalardan sapmalar *(anomaliler)* matrisidir. Ana bileşenler analizinde varyans ve kovaryans terimlerinin kullanılması gerektiğinden bütün X'ler, ayrı ayrı ortalamalardan olan sapmalar olarak dikkate alınır. $\underline{C}$, her bir p adet bileşen için n adet değerden oluşan n×p boyutlu ana bileşenler matrisi; $\underline{A}$ ise lineer dönüşümü tanımlayan p×p boyutlu katsayılar matrisidir.

$\underline{X}$ matrisindeki p adet değişkenler arasındaki korelasyonlardan dolayı, orijinal değerlerden daha az sayıda (q≤p) ortogonal bileşenlerle $\underline{X}$'in varyansını karakterize etmek mümkündür. $\underline{C}$ matrisi, $\underline{X}$'in bir önceki bileşenle açıklanmayan varyansının büyük kısmının bir sonraki bileşenle açıklandığı $\underline{c}_j$ (n×1) kolon vektörlerinden oluşur. Her bir bileşen tarafından açıklanan varyans, bileşen sayısı arttıkça azalmaktadır. Böylece sistem varyansının büyük çoğunluğunu ilk q adet bileşenler, kalan kısmını ise (p−q) adet bileşenler açıklamaktadır.

$\underline{X}$ matrisinin p adet değişkenlerinin varyansları kullanılarak elde edilecek p×p (90×90) boyutlu $\underline{\Sigma}$ matrisinde $\underline{\Sigma} = [\sigma_{ij}]$ olup σ_{ij}, i≠j için i. ve j. değişkenlerin kovaryansı, σ_{ii} ise i. değişkenin varyansıdır. $\underline{\Sigma}$ matrisi aşağıda verilen $\underline{U}$ ile hesaplanır.

$$u_{ij} = \frac{1}{n-1}\sum_{k=1}^{n} X_{kj}X_{ki} \quad (u_{ij}\text{: varyans ve kovaryans değerleri}) \tag{3.140a}$$

$$\underline{U} = \underline{X}'\,\underline{X} / (n\text{-}1) \quad (\underline{X}'\text{: } \underline{X} \text{ anomali değerler matrisinin transpozu}) \tag{3.140b}$$

$\underline{X}$ anomali *(ortalamadan sapma)* değerlerinin varyans-kovaryans matrisi olan son ifade matris formunda aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\underline{U} = \begin{pmatrix} u_{11} & u_{12} & u_{13} & . & . & u_{189} & u_{190} \\ u_{21} & u_{22} & u_{23} & . & . & u_{289} & u_{290} \\ u_{31} & u_{32} & u_{33} & . & . & u_{389} & u_{390} \\ . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . \\ u_{891} & u_{892} & u_{893} & . & . & u_{8989} & u_{8989} \\ u_{901} & u_{902} & u_{903} & . & . & u_{8989} & u_{9090} \end{pmatrix} \quad (3.140c)$$

$\underline{X}$ matrisindeki değişkenlerin varyanslarının toplamı olan toplam sistem varyansı V, $\underline{U}$ matrisinin köşegenlerinin toplanmasıyla aşağıdaki gibi hesaplanabilir.

$$V = \sum_{i=1}^{p} u_{ii} \quad \text{(bu çalışmada } V = u_{11} + u_{22} + u_{33} + \ldots\ldots + u_{7878}) \quad (3.141)$$

j. ana bileşen $\underline{c}_j$, anomali değerlerinin lineer fonksiyonu olarak aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\underline{c}_j = \underline{X}\,\underline{a}_j \quad (3.142)$$

Burada $\underline{c}_j$ ve $\underline{a}_j$ sırayla n×1 ve p×1 boyutlu kolon vektörleridir. $\underline{c}_j = [\underline{c}_{ij}]$ olarak da yazıldığı için ana bileşenler ve varyanslar aşağıdaki ifadelerle hesaplanabilir.

$$c_{ij} = \sum_{k=1}^{p} X_{ik} a_{kj} \quad (3.143)$$

$$\mathrm{Var}(\underline{c}_j) = \mathrm{Var}(\underline{X}\,\underline{a}_j) = \underline{a}_j' \,\mathrm{Var}(\underline{X})\,\underline{a}_j = \underline{a}_j'\,\underline{U}\,\underline{a}_j \quad (3.144)$$

Yukarıdaki ifade, birinci ana bileşen c1'in varyansı için aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\mathrm{Var}(\underline{c}_1) = \underline{a}_1'\,\underline{U}\,\underline{a}_1 \quad (3.145)$$

$\underline{c}_1$ böylece $\underline{a}_1$ vektörüyle tanımlanır. Bu vektör, $\underline{a}_1'\,\underline{a}_1 = 1$ sınırlamasına sahip $\underline{c}_1$'in varyansını maksimum yapar. λ_1 Lagrange çarpanı kullanılarak (3.145) ifadesindeki sınırlama çıkarılabilir.

$$G = \underline{a}_1' \, \underline{U} \, \underline{a}_1 + \lambda_1(1 - \underline{a}_1' \, \underline{a}_1) \tag{3.146}$$

Bu ifadenin türevi alınır ve sıfıra eşitlenirse ($\frac{\partial G}{\partial \underline{a}_1} = 2(\underline{U} - \lambda_1 \underline{I}) \, \underline{a}_1 = \underline{0}$), G'yi maksimum yapan değerler bulunur.

$$(\underline{U} - \lambda_1 \underline{I}) \, \underline{a}_1 = \underline{0} \tag{3.147}$$

Burada iki eşitlikten birisi olan a1 = 0 çözümü, aşağıdaki çözümden önemsizdir.

$$|\underline{U} - \lambda_1 \underline{I}| = 0 \tag{3.148}$$

Bu klasik bir karakteristik değer problemi olup λ_1 karakteristik kökü, $\underline{a}_1$ ise $\underline{U}$ matrisinin karakteristik vektörünü ifade etmektedir. λ_1 için p adet çözüme sahip olan denklem bu çalışmada (p=90) aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\begin{pmatrix} u_{11}-\lambda_1 & u_{12} & u_{13} & . & . & u_{189} & u_{190} \\ u_{21} & u_{22}-\lambda_1 & u_{23} & . & . & u_{289} & u_{290} \\ u_{31} & u_{32} & u_{33}-\lambda_1 & . & . & u_{389} & u_{390} \\ . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . \\ u_{891} & u_{892} & u_{893} & . & . & u_{8989}-\lambda_1 & u_{8990} \\ u_{901} & u_{902} & u_{903} & . & . & u_{9089} & u_{9090}-\lambda_1 \end{pmatrix} = 0 \tag{3.149}$$

(3.147) denkleminin $\underline{a}_1'$ ile çarpımından elde edilen aşağıdaki ifadeyle denklemi birlikte düşünülürse (3.153)'deki eşitlik ortaya çıkar.

$$\underline{a}_1' \, \underline{U} \, \underline{a}_1 = \lambda_1 \tag{3.150}$$

$$\mathrm{Var}(\underline{c}_1) = \lambda_1 \tag{3.150}$$

(3.148) denkleminde arzu edilen çözüm, λ için en büyük karakteristik kök *(veya en büyük değer)* olduğundan (3.151) ifadesi de en büyük olacaktır. Böylece $\underline{U}$ matrisinin λ_1 karakteristik kökü ***(özdeğeri)*** bulunduktan sonra, $\sum_{k=1}^{p} a_{k1}^2 = 1$ eşitliği ve (3.147) denklemi kullanılarak $\underline{a}_1$ karakteristik vektörü ***(özvektörü)*** hesaplanır. Lineer dönüşümü tanımlayan bu özvektör, en büyük varyansa sahip olan birinci ana

bileşenin katsayılarıdır. İkinci ana bileşen de $\underline{a}_2' \underline{a}_2 = 1$ ve $\underline{a}_1' \underline{a}_2 = \underline{a}_2' \underline{a}_1 = 0$ sınırlamalarına göre değerlerin benzer yolla hesaplanmasıyla bulunur. Böylece $\text{Var}(\underline{c}_2) = \underline{a}_2' \underline{U} \underline{a}_2 = \lambda_2$ ikinci en büyük varyans değeri, $\underline{a}_2$ ise $\underline{U}$ matrisinin ikinci en büyük özdeğeriyle ilişkili özvektörün katsayılarıdır. Diğer bir ifadeyle $\underline{a}_2$, ikinci ana bileşenin katsayılarıdır. Burada $\underline{a}_1' \underline{a}_2 = \underline{a}_2' \underline{a}_1 = 0$ sınırlaması, $\underline{c}_1$ ve $\underline{c}_2$ vektörlerinin ortogonal *(birbiriyle ilişkisiz)* olduğunu gösterir.

Genel olarak söylenirse, (3.142) eşitliğiyle yazılan j. ana bileşen $\underline{c}_j$ ifadesindeki $\underline{a}_j$, $\underline{U}$ matrisinin j. en büyük özdeğeriyle ilişkili özvektörün elemanlarıdır.

Yukarıdaki açıklamalardan çıkarılan bazı önemli özellikler aşağıda gösterilmiştir.

a) $\underline{c}_i$ ve $\underline{c}_j$ arasında korelasyon yoktur ($i \neq j$)

b) $\text{Var}(\underline{c}_i) = \underline{a}_i' \underline{U} \underline{a}_i = \lambda_i$

c) $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \ldots > \lambda_p$

d) $\sum_{i=1}^{p} \text{Var}(\underline{c}_i) = \sum_{i=1}^{p} \lambda_i = V$ (= $\underline{U}$ matrisinin köşegenlerinin toplamı)

e) $\underline{C} = \underline{X}\,\underline{A}$

$\underline{C} = (\underline{c}_1, \underline{c}_2, \ldots, \underline{c}_p)$ ve $\underline{A} = (\underline{a}_1, \underline{a}_2, \ldots, \underline{a}_p)$

İlk q adet bileşenlerin, sistem varyansının büyük bir kısmını *(%90 veya daha fazlasını)* açıkladığı durumlarda, kalan (p-q) adet bileşenlerin hesaplanmasına ihtiyaç duyulmaz. Dolayısıyla birbiriyle ilişkili n×p boyutlu $\underline{X}$ matrisi yerine, birbiriyle ilişkisiz n×q boyutlu ($q \leq p$) $\underline{C}$ matrisi kullanılır. Bazı araştırmacılara göre genel olarak ilk 4~5 bileşen, problemin yorumu için yeterlidir.

3.2.3.2. Ana bileşenlerin varimax dönüşümüyle döndürülmesi

Döndürme işleminin gerçekleştirilebilmesi için, 3.138 ifadesindeki $\underline{C}$ matrisini oluşturan vektör değerlerinin kullanılabilmesi amacıyla ana bileşenler fiziksel önemleriyle ilişkilendirilir. Bileşenlerin fiziksel anlamını değerlendirmek amacıyla, i. gözlem değerleri ($\underline{x}_i$) ve j. ana bileşen vektör değerleri ($\underline{c}_j$) arasındaki korelasyonlar, aşağıdaki eşitlikle hesaplanarak p×p (90×90) boyutlu $\underline{L}$ korelasyon matrisi oluşturulabilir.

$$Cor(\underline{x}_i,\underline{c}_j) = \sqrt{\lambda_j}\, a_{ij} / u_i \tag{3.152}$$

$$\underline{L} = \underline{A}\sqrt{\underline{D}_\lambda} \tag{3.153}$$

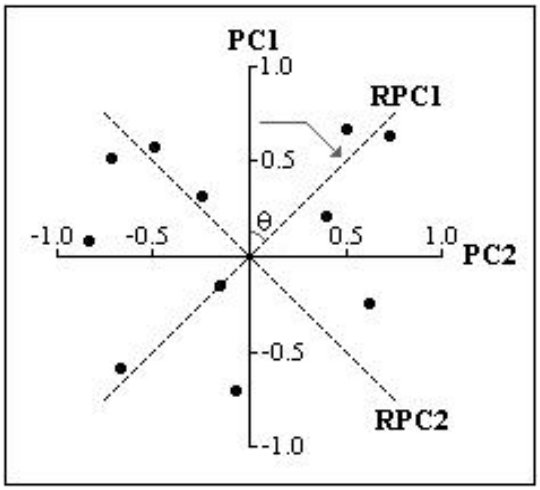
Burada $\underline{A}$, özvektörlerden (a_j) oluşan *(ve lineer dönüşümü tanımlayan)* p×p (90×90) boyutlu katsayılar matrisidir. Köşegenleri özdeğerlerden (λ_j) oluşan p×p boyutlu $\underline{D}_\lambda$ köşegen matrisi, bu çalışmada (p=90) aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\underline{D}_\lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 & . & . & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_2 & 0 & . & . & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_3 & . & . & 0 & 0 \\ . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & 0 & . & . & \lambda_{89} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & . & . & 0 & \lambda_{90} \end{pmatrix} \tag{3.154}$$

Bileşenlerin yorumunu basitleştirmek için literatürde döndürme yöntemleri kullanılır. Bunlardan en fazla kullanılanı Varimax Döndürme Yöntemi (Ortogonal Döndürme Yöntemi) (3.153)'deki $\underline{L}$ korelasyon matrisi, $\underline{T}\ \underline{T}' = \underline{T}'\ \underline{T} = \underline{I}$ şartını sağlayan bir $\underline{T}$ ortogonal matrisiyle çarpımına dayanır.

$$\underline{L}^* = \underline{L}\ \underline{T} \tag{3.155}$$

(3.153) ile gösterilen çarpma işlemi sonucunda değişkenler ve bileşenler arasındaki bazı korelasyon değerleri artarken *(±1'e yaklaşırken)* bazıları ise azalır *(0'a yaklaşır)*. Döndürme işlemi grafik olarak aşağıdaki şekilde gösterilebilir. Burada iki ana bileşenli bir çözümden elde edilen ve PC1 ve PC2 eksenlerine uzak olan korelasyon değerleri, eksenlerin θ açısı kadar döndürülmesiyle elde edilen RPC1 ve RPC2 eksenlerine daha yakındır. Diğer bir ifadeyle, döndürülmüş (L matrisinin T ortogonal matrisiyle çarpılmış) korelasyon değerleri daha büyüktür (Kalaycı, 2003).



Şekil 3.3 İlk 2 ana bileşendeki değerlerin varimax dönüşümü öncesi ve sonrasındaki konumları.

Döndürme işlemi sonucunda, homojen bölge tayinleri yapılmaya çalışılır.

4. ARAŞTIRMA SONUÇLARI

Çalışmada akım kayıtları kullanılan istasyonlara ait yıllık pik akım serilerinin Frekans, Trend ve Ana Bileşenler Analizi sonuçları aşağıda açıklanmıştır.

4.1. Frekans Analizi Sonuçları

4.1.1. Bağımlılık Test Sonuçları

En az iki bağımlılık test sonucuna göre seri elemanları bağımlı çıkan istasyonlar Tablo 4.1' de gösterilmiştir.

Tablo 4.1 Bağımlılık gösteren istasyon sonuçları.

İstasyon	Çarp.Kat. (γ)	Otokor.K (r)	Med. Çap. (z)	Dön Nok. (z)	Sıra Fark. (z)	Superman Kat. (R_s)
101	-0.04 (*)	0.505(x)	-1.53	-0.18	-3.21 (x)	0.55(x)
1221	0.68 (*)	0.664(x)	-0.73	1,09 (x)	-1.07	0.25
1224	-0.63 (#)	0.02	-2.06(x)	-2.21(x)	3.37 (x)	0.35
1517	-0.50 (+)	0.05	2.38(x)	-0.18	-2.09 (x)	0.22
1906	-0.23 (#)	0.502(x)	-3.41(x)	-0.18	-1.01	0.69(x)
2004	-0.08 (*)	0.321	-1.93(x)	-1.99(x)	0.09	0.88(x)
2304	-0.44 (+)	0.708(x)	-0.03	-3.58(x)	3.44 (x)	0.73(x)
2610	-0.04 (*)	0.401(x)	-1.50	-0.16	-2.91 (x)	0.61(x)

(*) : Orjinal seri değerleri normal dağılım göstermiş seri

(#) : $\ln(1+Q_i)$ değerlerine transformu sonucu normal dağılım göstermiş seri

(+) : $\ln(1+\ln(1+Q_i)$ değerlerine transformuyla normal dağılım göstermiş seri

(x) : Güvenilirlik sınırlarını aşan değerler

Buna göre; 101, 1221, 1224, 1517, 1906, 2004, 2304, 2610 nolu istasyonlara ait yıllık anlık maksimum akım değerlerinin bağımlı olduğu sonucuna varılır. Frekans analizinin temel varsayımı olan bu kriter yerine getirilmediğinden söz konusu istasyonlara frekans analizi yapılmayacaktır. Bağımlılık kriteri enaz 3 testin sınır değerler dışında kalması durumunda işletilmektedir. Bağımlılık gösteren istasyon verilerinin farklı testlerden sınır değerleri aşması dikkat çekici bir durum ortaya koymuştur.

4.1.2. Frekans Analizi Sonuçları

Bağımlılık testleri sonucu bağımlılık karakterde olduğu belirlenen 8 istasyon dışında kalan AGİ değerlerine taşkın frekans analizi eldeki paket program yardımıyla uygulanmıştır. Bilgisayar programının doğruluğu, çeşitli dağılım ve yöntemler için elle yapılan hesaplar ile kontrol edilmiştir.

Her bir istasyon için program çıktıları Tablo 4.2' deki gibi değerlendirilmiştir. Tüm istasyonlar için uygunluk test sonuçları ise tablolar halinde (Tablo 4.3 –Tablo 4. 6) verilmiştir.

Tablo 4.2 509 Kayıoğlu istasyonuna ait verilerin uygunluk test sonuçları (örnek) .

Frekans Dağılımı	Parametre Tahmin Yöntemi	Khi-Kare		K-S testi		CvM testi	
		χ^2	Sıra	K-S	Sıra	CvM	Sıra
Log-Normal 2	MOY	1,9	7*	0,105	28*	0,0621	26*
Gumbel	MY	4,3	28*	0,095	26*	0,0859	28*
Gumbel	MOY	2,8	24*	0,063	6*	0,0373	21*
Gumbel	OAMY	2,1	14*	0,072	23*	0,0455	24*
Gumbel	MEY	2,3	19*	0,069	21*	0,0373	22*
Pareto	MY	5,2	29*	0,171	31*	0,2673	31*
Pareto	OAMY	195	31	0,167	30*	0,2488	30*
Log-Logistic	MY	3,2	26*	0,082	25*	0,0762	27*
Log-Logistic	MOY	1,7	1*	0,064	8*	0,0195	1*
Log-Logistic	OAMY	2,4	22*	0,065	13*	0,0206	4*
Log-Logistic	Ö-OAMY	1,7	3*	0,066	18*	0,0211	7*
Pearson 3	MY	2,1	11*	0,064	9*	0,0349	16*
Pearson 3	MOY	2,4	18*	0,064	12*	0,0202	3*
Pearson 3	0AMY	2,2	17*	0,077	24*	0,0364	19*
Pearson 3	Ö-OAMY	2,4	19*	0,061	2*	0,0286	11*
Log-Pearson 3	MY	1,4	4*	0,066	19*	0,0341	13*
Log-Pearson 3	M0Y	2,0	10*	0,104	27*	0,0590	26*
Log-Pearson 3	OAMY	2,1	12*	0,065	11*	0,0351	25*
Log-Pearson 3	Ö-OAMY	2,9	25*	0,063	5*	0,0347	17*
Log-Pearson 3	MEY	2,1	13*	0,062	3*	0,0352	14*
Log-Pearson 3	KMY	2,5	23*	0,068	20*	0,0308	18*
Log-Normal 3	MY	2,4	21*	0,065	14*	0,0373	12*
Log-Normal 3	MOY	2,4	20*	0,066	17*	0,0229	20*
Log-Normal 3	OAMY	2,1	15*	0,065	16*	0,0236	8*
Log-Normal 3	Ö-OAMY	2,0	9*	0,059	1*	0,0244	10*
Log-Boughton	MY	3,6	27*	0,063	7*	0,0342	9*
Wakeby	OAMY	1,7	2*	0,071	22*	0,0356	15*
Ekstrem Değer	MY	2,0	16*	0,065	15*	0,0198	2*

Tablo 4.2 devamı

Frekans Dağılımı	Parametre Tahmin Yöntemi	Khi-Kare		K-S testi		CvM testi	
		χ^2	Sıra	K-S	Sıra	CvM	Sıra
Ekstrem Değer	MOY	2,2	8*	0,062	4*	0,0349	23*
Ekstrem Değer	OAMY	1,7	6*	0,064	14*	0,0208	6*
Ekstrem Değer	Ö-OAMY	1,7	5*	0,064	10*	0,0207	5*

(*) % 95 güven sınırı içinde kalan değerler
MY: Momentler Yöntemi
MOY: Maksimum Olabilirlik Yöntemi
OAMY: Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi
Ö-OAMY: Özgün Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi
MEY: Maksimum Entropi Yöntemi
KMY: Karışık Momentler Yöntemi

Tablo 4.2' de verilen sonuçlara göre, uygunluk sıralamalarına göre:

Khi-kare testine göre seriye en uygun dağılım: Log-Logistic (MOY)

K-S testine göre seriye en uygun dağılım: Log-Normal 3 (Ö-OAMY)

CvM testine göre seriye en uygun dağılım: Log-Logistic (MOY)

olarak tespit edilmiştir.

Tablo 4.3 Tüm İstasyonlar İçin Khi-kare Uygunluk Testi Sonuçları.

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Marmara Suları	209	Pearson 3	MY
Marmara Suları	212	Log-Pearson 3	MOY
Susurluk	302	Ekstrem Değerler	OAMY
Susurluk	311	Ekstrem Değerler	MOY
Susurluk	314	Ekstrem Değerler	MY
Susurluk	316	Pearson 3	OAMY
Susurluk	317	Ekstrem Değerler	MOY
Susurluk	321	Pearson 3	MOY
Susurluk	324	Pearson 3	OAMY
Susurluk	328	Ekstrem Değerler	MY
Ege Suları	407	Log-Pearson 3	MOY
Gediz	509	Log-Logistic	MOY
Gediz	510	Pearson 3	OAMY
Gediz	514	Log-Pearson 3	OAMY
Gediz	515	Pearson 3	MOY
Gediz	518	Pearson 3	MOY
Gediz	523	Log-Pearson 3	OAMY
K.Menderes	601	Pearson 3	OAMY
B.Menderes	701	Ekstrem Değerler	MY
B.Menderes	706	Pearson 3	MOY
B.Menderes	713	Ekstrem Değerler	MOY
Batı Akdeniz Suları	808	Ekstrem Değerler	MOY
Batı Akdeniz Suları	809	Log-Pearson 3	OAMY
Batı Akdeniz Suları	812	Log- Pearson 3	Ö-OAMY
Orta Akdeniz Suları	902	Log-Boughton	MY
Orta Akdeniz Suları	912	Pearson 3	MOY
Orta Akdeniz Suları	917	Pearson 3	OAMY
Afyon Suları	1102	Pearson 3	OAMY
Sakarya	1203	Log-Pearson 3	MOY

Tablo 4.3 devamı

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Sakarya	1222	Gumbel	MY
Sakarya	1226	Ekstrem Değerler	MOY
Sakarya	1233	Log-Pearson 3	MY
Sakarya	1237	Log-Pearson 3	MOY
Batı Karadeniz Suları	1302	Pearson 3	OAMY
Batı Karadeniz Suları	1307	Pearson 3	OAMY
Batı Karadeniz Suları	1314	Log-Normal 3	MY
Batı Karadeniz Suları	1331	Log-Logistic	Ö-OAMY
Batı Karadeniz Suları	1334	Log-Normal 3	Ö-OAMY
Batı Karadeniz Suları	1335	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1401	Log-Boughton	MY
Yeşilırmak	1402	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1414	Log-Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1416	Ekstrem Değerler	OAMY
Yeşilırmak	1418	Ekstrem Değerler	OAMY
Kızılırmak	1501	Pearson 3	MOY
Kızılırmak	1535	Log- Pearson 3	MY
Orta Anadolu	1611	Pearson 3	OAMY
Orta Anadolu	1612	Log- Pearson 3	MY
Orta Anadolu	1622	Log- Pearson 3	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1712	Pearson 3	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1714	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1719	Pearson 3	OAMY
Doğu Akdeniz Suları	1720	Log-Logistic	MOY
Seyhan	1801	Pearson 3	MOY
Seyhan	1805	Pearson 3	OAMY
Hatay Suları	1905	Log-Boughton	MOY
Hatay Suları	1907	Pearson 3	MOY
Ceyhan	2006	Log-Pearson 3	OAMY
Fırat	2102	Pearson 3	OAMY
Fırat	2122	Gumbel	MOY
Fırat	2124	Pearson 3	MY

Tablo 4.3 devamı

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Fırat	2131	Log-Normal 3	OAMY
Fırat	2145	Pearson 3	MOY
Fırat	2151	Log-Pearson 3	MOY
Fırat	2154	Pearson 3	MOY
Fırat	2156	Pearson 3	OAMY
Fırat	2157	Log-Logistic	MY
Fırat	2158	Log-Normal 2	MY
Fırat	2164	Pearson 3	OAMY
Doğu Karadeniz Suları	2202	Log-Pearson 3	MOY
Doğu Karadeniz Suları	2218	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Karadeniz Suları	2232	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Karadeniz Suları	2233	Ekstrem Değerler	MOY
Çoruh	2305	Pearson 3	OAMY
Çoruh	2316	Pearson 3	MOY
Çoruh	2323	Log-Normal 2	MY
Aras	2402	Pearson 3	OAMY
Aras	2409	Log-Pearson 3	MY
Aras	2415	Pearson 3	MOY
Van Gölü	2505	Pearson 3	MY
Dicle	2610	Log- Pearson 3	MOY
Dicle	2612	Pearson 3	MOY

Tablo 4.4 Tüm İstasyonlar İçin Kolmogrov-Smirnov Uygunluk Testi Sonuçları.

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Marmara Suları	209	Log-Pearson 3	MOY
Marmara Suları	212	Log-Pearson 3	MOY
Susurluk	302	Ekstrem Değerler	OAMY
Susurluk	311	Log- Logistic	MY
Susurluk	314	Ekstrem Değerler	MY
Susurluk	316	Pearson 3	Ö-OAMY
Susurluk	317	Ekstrem Değerler	MOY
Susurluk	321	Pearson 3	MOY
Susurluk	324	Ekstrem Değerler	OAMY
Susurluk	328	Log- Logistic	MOY
Ege Suları	407	Log-Pearson 3	MOY
Gediz	509	Log-Normal 3	Ö-OAMY
Gediz	510	Pearson 3	OAMY
Gediz	514	Gumbel	MOY
Gediz	515	Pearson 3	MOY
Gediz	518	Pearson 3	MOY
Gediz	523	Log-Pearson 3	MOY
K.Menderes	601	Pearson 3	OAMY
B.Menderes	701	Pearson 3	OAMY
B.Menderes	706	Pearson 3	MOY
B.Menderes	713	Log- Logistic	MY
Batı Akdeniz Suları	808	Ekstrem Değerler	MOY
Batı Akdeniz Suları	809	Log-Pearson 3	OAMY
Batı Akdeniz Suları	812	Log- Pearson 3	Ö-OAMY
Orta Akdeniz Suları	902	Log-Normal 3	MY
Orta Akdeniz Suları	912	Pearson 3	MOY
Orta Akdeniz Suları	917	Pearson 3	OAMY
Afyon Suları	1102	Ekstrem Değerler	OAMY

Tablo 4.4 devamı

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Sakarya	1203	Log-Pearson 3	OAMY
Sakarya	1222	Log-Pearson 3	MOY
Sakarya	1226	Ekstrem Değerler	MOY
Sakarya	1233	Ekstrem Değerler	MOY
Sakarya	1237	Log-Pearson 3	MY
Batı Karadeniz Suları	1302	Pearson 3	OAMY
Batı Karadeniz Suları	1307	Log- Logistic	MY
Batı Karadeniz Suları	1314	Pearson 3	OAMY
Batı Karadeniz Suları	1331	Log-Pearson 3	MOY
Batı Karadeniz Suları	1334	Log-Logistic	Ö-OAMY
Batı Karadeniz Suları	1335	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1401	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1402	Log-Boughton	MY
Yeşilırmak	1413	Log-Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1414	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1418	Log-Pearson 3	MOY
Kızılırmak	1501	Ekstrem Değerler	OAMY
Kızılırmak	1535	Pearson 3	MOY
Orta Anadolu	1611	Log- Pearson 3	MY
Orta Anadolu	1612	Pearson 3	OAMY
Orta Anadolu	1622	Ekstrem Değerler	MY
Doğu Akdeniz Suları	1712	Log- Pearson 3	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1714	Log-Normal 3	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1719	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1720	Pearson 3	OAMY
Seyhan	1801	Ekstrem Değerler	OAMY
Seyhan	1805	Pearson 3	MOY
Hatay Suları	1905	Pearson 3	OAMY
Hatay Suları	1907	Log-Boughton	MOY
Ceyhan	2006	Pearson 3	MOY
Fırat	2102	Log-Pearson 3	OAMY
Fırat	2122	Pearson 3	OAMY

Tablo 4.4 devamı

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Fırat	2124	Pearson 3	OAMY
Fırat	2131	Pearson 3	MY
Fırat	2145	Log-Normal 3	OAMY
Fırat	2151	Pearson 3	MOY
Fırat	2154	Log-Pearson 3	MOY
Fırat	2156	Pearson 3	MOY
Fırat	2157	Pearson 3	OAMY
Fırat	2158	Log-Logistic	MY
Fırat	2164	Ekstrem Değerler	MY
Doğu Karadeniz Suları	2202	Log-Logistic	MY
Doğu Karadeniz Suları	2218	Pearson 3	OAMY
Doğu Karadeniz Suları	2232	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Karadeniz Suları	2233	Log-Logistic	MY
Çoruh	2305	Pearson 3	OAMY
Çoruh	2316	Pearson 3	MOY
Çoruh	2323	Log-Normal 2	MY
Aras	2402	Pearson 3	OAMY
Aras	2409	Log- Logistic	MY
Aras	2415	Log- Pearson 3	MOY
Van Gölü	2505	Log- Logistic	MY
Dicle	2610	Pearson 3	MOY
Dicle	2612	Log-Logistic	OAMY

Tablo 4.5 Tüm İstasyonlar İçin Cramer-von-Mises Uygunluk Testi Sonuçları.

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Marmara Suları	209	Ekstrem Değerler	OAMY
Marmara Suları	212	Log-Pearson 3	MOY
Susurluk	302	Ekstrem Değerler	OAMY
Susurluk	311	Log- Logistic	MY
Susurluk	314	Ekstrem Değerler	MY
Susurluk	316	Pearson 3	Ö-OAMY
Susurluk	317	Ekstrem Değerler	MOY
Susurluk	321	Pearson 3	MOY
Susurluk	324	Ekstrem Değerler	OAMY
Susurluk	328	Pearson 3	Ö-OAMY
Ege Suları	407	Log-Pearson 3	MOY
Gediz	509	Log-Logistic	MOY
Gediz	510	Pearson 3	OAMY
Gediz	514	Gumbel	MOY
Gediz	515	Ekstrem Değerler	OAMY
Gediz	518	Pearson 3	MOY
Gediz	523	Log-Pearson 3	MOY
K.Menderes	601	Pearson 3	OAMY
B.Menderes	701	Pearson 3	OAMY
B.Menderes	706	Log- Logistic	MY
B.Menderes	713	Ekstrem Değerler	OAMY
Batı Akdeniz Suları	808	Ekstrem Değerler	MOY
Batı Akdeniz Suları	809	Pearson 3	MY
Batı Akdeniz Suları	812	Log- Pearson 3	Ö-OAMY
Orta Akdeniz Suları	902	Ekstrem Değerler	OAMY
Orta Akdeniz Suları	912	Pearson 3	MOY
Orta Akdeniz Suları	917	Pearson 3	OAMY
Afyon Suları	1102	Ekstrem Değerler	OAMY
Sakarya	1203	Log-Pearson 3	OAMY

Tablo 4.5 devamı

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Sakarya	1222	Log-Pearson 3	MOY
Sakarya	1226	Ekstrem Değerler	MOY
Sakarya	1233	Ekstrem Değerler	Ö-AMOY
Sakarya	1237	Log-Pearson 3	MY
Batı Karadeniz Suları	1302	Pearson 3	OAMY
Batı Karadeniz Suları	1307	Log- Logistic	MY
Batı Karadeniz Suları	1314	Pearson 3	OAMY
Batı Karadeniz Suları	1331	Log-Pearson 3	MOY
Batı Karadeniz Suları	1334	Ekstrem Değerler	OAMY
Batı Karadeniz Suları	1335	Ekstrem Değerler	MOY
Yeşilırmak	1401	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1402	Log-Boughton	MY
Yeşilırmak	1413	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1414	Pearson 3	MOY
Yeşilırmak	1418	Log-Pearson 3	MOY
Kızılırmak	1501	Pearson 3	OAMY
Kızılırmak	1535	Pearson 3	MOY
Orta Anadolu	1611	Log- Pearson 3	MY
Orta Anadolu	1612	Pearson 3	OAMY
Orta Anadolu	1622	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1712	Log- Boughton	MY
Doğu Akdeniz Suları	1714	Ekstrem Değerler	OAMY
Doğu Akdeniz Suları	1719	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Akdeniz Suları	1720	Pearson 3	OAMY
Seyhan	1801	Ekstrem Değerler	OAMY
Seyhan	1805	Pearson 3	MOY
Hatay Suları	1905	Pearson 3	OAMY
Hatay Suları	1907	Log-Boughton	MOY
Ceyhan	2006	Pearson 3	MOY
Fırat	2102	Ekstrem Değerler	Ö-OAMY
Fırat	2122	Pearson 3	OAMY
Fırat	2124	Pearson 3	MY

Tablo 4.5 devamı

Havza Adı	İstasyon No	En Uygun Dağılım	Parametre Tahmin Yöntemi
Fırat	2131	Pearson 3	MY
Fırat	2145	Log-Normal 3	OAMY
Fırat	2151	Ekstrem Değerler	OAMY
Fırat	2154	Log-Pearson 3	MOY
Fırat	2156	Pearson 3	MY
Fırat	2157	Ekstrem Değerler	OAMY
Fırat	2158	Log- Pearson 3	MOY
Fırat	2164	Ekstrem Değerler	MY
Doğu Karadeniz Suları	2202	Ekstrem Değerler	OAMY
Doğu Karadeniz Suları	2218	Pearson 3	OAMY
Doğu Karadeniz Suları	2232	Ekstrem Değerler	MOY
Doğu Karadeniz Suları	2233	Log-Logistic	MY
Çoruh	2305	Log-Pearson 3	MOY
Çoruh	2316	Pearson 3	MOY
Çoruh	2323	Ekstrem Değerler	OAMY
Aras	2402	Pearson 3	OAMY
Aras	2409	Pearson 3	MOY
Aras	2415	Log- Pearson 3	MOY
Van Gölü	2505	Log- Logistic	MY
Dicle	2610	Pearson 3	OAMY
Dicle	2612	Pearson 3	MOY

Tüm olasılık dağılımlarının parametre tahimin yöntemleri de dikkate alınarak, uygunluk testlerine göre ilk üç sırada yer alma rakamları (Tablo 4.6.) da, toplam sayıları ise (Tablo 4.7) de gösterilmiştir. Tablodan da anlaşılacağı gibi, uygunluk testleri sonuçlarına göre, Türkiye genelinde Pearson 3 ve Log- Pearson 3 dağılımları baskın bir şekilde diğer dağılımlara göre daha iyi sonuçlar vermiştir.

Tablo 4.6 Dağılımların parametre tahmin yöntemleriyle birlikte uygunluk testlerine göre değerlendirilmesi.

Frekans dağılımı	Parametre yöntemi	χ^2 testi				K-S testi				CvM testi			
		1.	**2.**	**3.**	**T.**	**1.**	**2.**	**3.**	**T.**	**1.**	**2.**	**3.**	**T.**
Log-Normal 2	MOY	2	1	4	**7**	2	3	1	**6**	2	1	2	**5**
Gumbel	MY	3	2	1	**6**	4	2	3	**9**	2	3	2	**7**
Gumbel	MOY	1	4	3	**8**	1	3	2	**6**	3	2	1	**6**
Gumbel	OAMY	2	-	3	**5**	3	2	1	**6**	1	2	3	**6**
Gumbel	MEY	1	3	2	**6**	1	3	3	**7**	-	3	2	**5**
Pareto	MY	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**
Pareto	OAMY	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**
Log-Logistic	MY	2	3	4	**9**	3	1	3	**7**	2	3	1	**6**
Log-Logistic	MOY	3	5	2	**10**	2	3	4	**9**	3	2	3	**8**
Log-Logistic	OAMY	1	3	1	**5**	2	-	-	**2**	1	2	2	**5**
Log-Logistic	Ö-OAMY	2	1	5	**8**	3	1	2	**6**	2	3	2	**7**
Pearson 3	MY	7	8	6	**21**	9	7	4	**20**	10	9	10	**29**
Pearson 3	MOY	14	6	9	**29**	12	14	9	**45**	11	7	9	**27**
Pearson 3	0AMY	5	7	4	**16**	4	5	3	**12**	4	3	4	**11**
Pearson 3	Ö-OAMY	3	1	3	**7**	3	5	2	**10**	3	6	7	**16**
Log-Pearson 3	MY	3	5	3	**11**	9	1	5	**15**	5	4	4	**13**
Log-Pearson 3	M0Y	7	3	6	**16**	5	4	2	**11**	10	5	5	**20**
Log-Pearson 3	OAMY	3	2	2	**7**	4	2	5	**11**	4	7	3	**14**
Log-Pearson 3	Ö-OAMY	4	3	2	**9**	3	2	3	**8**	1	4	5	**10**
Log-Pearson 3	MEY	-	4	2	**6**	4	2	2	**8**	-	3	2	**5**
Log-Pearson 3	KMY	-	1	4	**5**	3	5	2	**10**	2	4	3	**9**
Log-Normal 3	MY	3	5	4	**12**	1	3	2	**6**	3	1	2	**6**
Log-Normal 3	MOY	5	2	3	**10**	4	4	3	**11**	4	3	1	**8**
Log-Normal 3	OAMY	1	4	2	**7**	1	2	1	**4**	2	3	1	**6**
Log-Normal 3	Ö-OAMY	2	1	2	**5**	-	2	4	**6**	3	1	2	**6**
Log-Boughton	MY	1	6	4	**11**	-	3	3	**6**	2	1	3	**6**
Wakeby	OAMY	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**
Ekstrem Değer	MY	4	4	2	**10**	1	2	4	**7**	3	4	3	**10**
Ekstrem Değer	MOY	7	3	4	**14**	3	4	5	**12**	2	4	2	**8**
Ekstrem Değer	OAMY	2	5	2	**9**	2	2	4	**8**	1	1	3	**5**
Ekstrem Değer	Ö-OAMY	2	2	2	**6**	1	3	6	**10**	4	1	3	**8**

Tablo 4.7 Dağılımların uygunluk testlerine göre değerlendirilmesi.

Frekans dağılımı	χ^2 testi				K-S testi				CvM testi			
	1.	**2.**	**3.**	**T.**	**1.**	**2.**	**3.**	**T.**	**1.**	**2.**	**3.**	**T.**
Log-Normal 2	2	1	4	**7**	2	3	1	**6**	2	1	2	**5**
Gumbel	7	9	9	**25**	9	10	9	**28**	6	10	8	**24**
Pareto	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**
Log-Logistic	8	12	12	**32**	10	5	9	**24**	8	10	8	**26**
Pearson 3	29	22	22	**73**	28	31	18	**77**	28	25	30	**83**
Log-Pearson 3	17	18	19	**54**	28	16	19	**63**	22	27	22	**71**
Log-Boughton	1	6	4	**11**	-	3	3	**6**	2	1	3	**6**
Wakeby	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**	-	-	-	**-**
Ekstrem Değer	15	14	10	**39**	7	11	19	**37**	10	10	11	**31**

Dağılım parametre tahminlerde yaygın olarak kullanılan momentler, maksimum olabilirlik ve olasılık ağırlıklı momentler yöntemlerinin uygunluk testlerine göre değerlendirmeleri Tablo (4.8-4.10) da gösterilmiştir. Tablolardan da anlaşılacağı gibi, uygunluk sıralamasına ilk üç sırada yeralma toplam sayılarına göre, eksterm değer dağılımı dışındaki dağılımlarda maksimum olabilirk yöntemi daha uygun sonuçlar vermiştir. En eski parametre tahmin yöntemi olan momentler yöntemi ise tüm dağılımlarda uygun sonuçlar vermeye devam etmiştir. Taşkın frekans analizi için özel olarak tasarlanan olasılık ağırlıklı momentler yöntemi ise ekstrem değer dağılımında diğer metotlara göre daha uygun sonuçlar vermiştir.

Tablo 4.8 Momentler yönteminin dağılımlara göre uygunluk sıralamaları.

Frekans dağılımı	χ^2 testi				K-S testi				CvM testi			
	1.	**2.**	**3.**		**1.**	**2.**	**3.**		**1.**	**2.**	**3.**	
Gumbel	35	26	12	17	29	30	18	12	31	10	28	21
Pareto	58	32	-	-	64	26	-	-	51	39	-	-
Log-Logistic	32	14	26	18	30	25	8	27	28	27	9	26
Pearson 3	27	20	17	26	28	31	18	13	32	26	22	10
Log-Pearson 3	19	17	28	19	21	14	26	21	25	23	19	22
Log-Boughton	90	-	-	-	90	-	-	-	90	-	-	-
Log -Normal 3	18	27	29	16	22	18	21	39	20	27	11	32
Ekstrem Değer	25	20	28	17	27	11	30	22	30	27	21	12

Tablo 4.9 Maksimum olabilirlik yönteminin dağılımlara göre uygunluk sıralamaları.

Frekans dağılımı	χ^2 testi				K-S testi				CvM testi			
	1.	2.	3.		1.	2.	3.		1.	2.	3.	
Gumbel	40	16	14	20	32	28	17	13	33	12	26	19
Pareto	32	58	-	-	26	54	-	-	39	51	-	-
Log-Logistic	28	12	22	18	20	25	19	26	30	31	18	11
Pearson 3	17	30	21	22	28	31	18	13	32	26	22	10
Log-Pearson 3	14	20	32	10	17	16	29	13	27	27	16	28
Log-Normal 3	23	17	27	23	22	12	34	22	17	34	21	17
Ekstrem Değer	30	14	26	20	21	21	34	16	16	23	21	30

Tablo 4.10 Olasılık Ağırlıklı Momentler yönteminin dağılımlara göre uygunluk sıralamaları.

Frekans dağılımı	χ^2 testi				K-S testi				CvM testi			
	1.	2.	3.		1.	2.	3.		1.	2.	3.	
Gumbel	5	16	13	56	7	30	18	35	11	21	30	27
Pareto	58	32	-	-	64	26	-	-	51	39	-	-
Log-Logistic	17	24	26	23	18	35	17	20	17	33	18	22
Pearson 3	7	22	22	39	11	20	21	37	12	16	32	30
Log-Pearson 3	6	21	16	29	17	12	17	33	7	12	29	22
Log -Normal 3	9	21	17	16	43	21	27	20	17	21	32	20
Wakeby	90	-	-	-	90	-	-	-	90	-	-	-
Ekstrem Değer	27	17	30	16	23	22	25	20	31	20	15	15

4.2. Trend Analizi Sonuçları

4.2.1. İstasyonların Trend Analiz Sonuçları

Bu çalışmada kullanılan parametrik ve parametrik olmayan trend testlerinin sayısal sonuçları Tablo 4.11'de gösterilmiştir. Test istatistiğinin mutlak değerinin, bütün testlerde 0.05 (%95) olarak alınan α önem seviyesindeki z (1.96) değerinden büyük olması durumunda trendin varlığına karar verilmiştir. Aksi durumda istatistiksel olarak önemsiz olup trendin olmadığı sonucu çıkar.

Sen'in T ve Spearman Rho trend eğim testlerindeki negatif sayısal değerler ile Mann-Kendall testindeki pozitif değerler azalan ($\downarrow$) bir trendi ifade etmektedir. En küçük kareler testi parametrik bir test olduğundan serinin normal dağıldığı varsayımını temel almaktadır. Bu nedenle tüm istasyon verilerine normalite testi uygulanmış olup, uygun tranasformlar ile normalleştirilmiş serilere uygulanmıştır.

Uygulanan trend testleri sonucunda sadece enaz iki test sonucuna göre, 5 istasyon verilerinde azalan trende rastlanmıştır. Bu istasyonlar, 324, 2124, 2131, 2145 ve 2505 nolu istasyonlardır. Güneydoğu Anadolu Projesinin yoğun olarak uygulandığı ve birçok barajın yapımının tamamlandığı ya devam ettiği Fırat Havzası' ında 3 istasysonun azalan trende sahip olması dikkat çekici bir noktadır. Kalan 85 istasyonda trende rastlanmaması durumu seri bağımsızlığı durumuyla açıklanabilir.

Tablo 4.11 Tüm İstasyonların trend analiz sonuçları.

İstasyon	Mann-Kendall testi	Spearman'ın Rho testi	Sen'in T testi	Sen'in trend eğim metodu	Enküçük kareler testi	TREND
101	-1.21	1.60	1.21	-0.0103	1,44	-
209	-1.02	0.92	1.37	-0.0211	1,02	-
212	1.41	-1.04	-0.22	-0.032	1,41	-
302	-1.0	1.06	1.05	-0.0109	0,21	-
311	-1.21	0.60	1.21	-0.0567	1,10	-
314	-1.01	1.65	0.02	-0.0215	-0,09	-
316	1.21	-1.15	-1.61	-0.078	-1.13	-
317	-0.29	1.37	0.11	-0.0931	0.40	-
321	-1.34	0.82	1.77	-0.3215	0.37	-
324	-2.03	0.66	0.82	-0.0166	-2.02	↓
328	-1.44	0.99	1.0	-0.0256	0,87	-
407	0.21	-1.21	-0.33	-0.0219	-033	-
509	0.28	-1.33	-0.89	-0.2459	-0.67	-
510	-1.01	1.12	0.22	-0.1235	-0,13	-
514	-1.66	1.45	1.67	-0.0451	0.27	-
515	-1.10	1.56	0.28	-0.2728	1,19	-
518	0.87	-1.21	-1.61	-0.5513	-0,97	-
523	-1.41	1.39	1.43	-0.0964	0,21	-
601	0.01	-1.60	-0.04	-0.2896	0,01	-
701	0,31	-0.29	-1.21	-0.3337	-0,94	-
706	1.29	-0,53	-1.23	-0.2156	-0,77	-
713	1.32	-1.10	0.01	-0.1278	-0,11	-
808	-0.33	1.20	0.45	-0.001	1,24	-
809	-1.44	1.410	0.21	-0.0121	1,0	-
812	-1.28	1.34	1.19	-0.6228	0,81	-
902	-0.04	0.98	0.34	-0.0519	1.06	-
912	-0.75	1.26	0.72	-0.2148	0.96	-
917	-0.05	0.06	0.14	-0.0167	0.91	-

Tablo 4.11 devamı

İstasyon	Mann-Kendall testi	Spearman'ın Rho testi	Sen'in T testi	Sen'in trend eğim metodu	Enküçük kareler testi	TREND
1102	-0.01	1.52	0.81	- 0.8801	0.96	-
1203	-1.24	0.96	1.75	-0.099	1.03	-
1221	-0.64	0.10	0.99	-0.2998	0.07	-
1222	-0.96	0.79	1.15	-0.00	1,11	-
1124	-0.78	1.45	0.05	0.00	-0,98	-
1226	0.89	-1.89	-0.57	-0.0910	-0,11	-
1233	0.12	0.56	0.92	-0.107	1,44	-
1237	-1.04	0.83	1.49	-0.8901	-1,23	-
1302	-1.49	0.46	1.66	-0.4451	0,99	-
1307	0.23	-1.38	-1.76	-0.1341	1,56	-
1314	-0.84	0.54	0.12	-0.9812	-1-01	-
1331	-0.30	2.22	1.26	-0.021	-0,98	-
1334	-1.82	1.20	0.70	-0.0721	-0,21	-
1335	-1.25	1.37	0.08	-0.7819	1,19	-
1401	1.05	-1.65	-0.35	0.010	0,43	-
1402	0.47	-1.15	-1.61	-0.0981	-0,26	-
1413	0.58	-1.37	-0.11	-0.1981	0,47	-
1414	0.21	-1.07	-0.61	-0.0849	0,44	-
1418	-1.18	0.82	1.77	-1.081	0,61	-
1501	1.35	-0.76	-0.82	-0.0678	-0,44	-
1517	-1,21	1.61	1.04	-0.5082	0,67	-
1535	-0,99	0.26	0.01	-0.0781	-0,46	-
1611	0,22	-0.78	-0.99	-0.0209	-0,18	-
1612	0,99	-0.87	-0.38	-0.1118	0,56	-
1622	-0,66	0.85	1.88	-0.4445	-0,34	-
1712	-0,22	0.93	0.47	-1.014	1,35	-
1714	-0,67	1.08	1.56	-0.0725	0,44	-
1719	-0,22	1.84	1.22	-0.0666	1,22	-
1720	-0,65	0.01	0.67	-0.0781	0,54	-
1801	0,21	-1.09	-0.84	-0.0307	0,98	-
1805	-0,56	0,05	0.90	-0.6121	1,12	-
1905	-1,16	1,56	1.02	-0.0909	-0,56	-

Tablo 4.11 devamı

İstasyon	Mann-Kendall testi	Spearman'ın Rho testi	Sen'in T testi	Sen'in trend eğim metodu	Enküçük kareler testi	TREND
1906	0.60	-0.23	-1.25	-0.0716	1,01	-
1907	-0.59	0.19	1.05	-0.0290	0,67	-
2002	0,98	-0.67	-0.44	-0.0208	-1,22	-
2004	0,93	-0.25	-0.47	-0.0441	-0,78	-
2006	-1.56	1.88	0.58	-0.0871	1,01	-
2102	-1.20	1.01	1.0	-0.010	1,44	-
2122	1.40	-0.56	-0.21	0.00	0,76	
2124	-2.94	2.21	1.33	-0.9841	1,22	↓
2131	-2,87	2.51	0.91	-0.057	-1.55	↓
2145	-2,45	1.99	0.61	-0.0178	-1,98	↓
2151	-1,57	0.92	1.23	-0.0997	-0,21	-
2154	0,98	-0.32	-1.03	-0.0189	1,09	-
2156	1,94	-0.33	-1.44	-0.0129	0,41	-
2157	-1,26	1.11	0.21	-0.091	-0,86	-
2158	1,23	-0.05	-0.28	0.001	-0,26	-
2164	1,41	-1.17	-1.01	-0.0333	0,61	-
2218	0,01	-0.98	-1.66	-0.0815	-0,21	-
2213	0,06	-0.41	-0.01	-0.0031	-0,17	-
2232	-1,05	0.74	1.10	-0.056	0,99	-
2233	0,49	-1.21	-0.87	-0.6502	-1,66	-
2304	-1,45	0.90	1.41	-0.1018	-0,26	-
2305	-0,66	1.20	1.56	-0.0908	-0,36	-
2316	-1,09	0.18	0.01	-0.0394	-1,56	-
2323	1,11	-0.85	-0,31	-0.0208	-0,34	-
2402	-0,09	1.81	0,92	-0.0290	1,44	-
2409	1,33	-0.17	-1,45	-0.0221	0,44	-
2415	-0,66	1.31	1,47	-0.0661	1,66	-
2505	-2,29	0.44	3,07	-0.0217	-0,44	↓
2610	-1,59	1.38	1,23	-0.0328	-0,98	-
2612	-0,11	0.82	1,19	-0.044	-1,33	-

4.2.2. Havza genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları

Bu bölümde havza bazında global trend sonuçları tablolar halinde verilmiştir. Tek istasyon verileri alınan havzalarda söz konusu analiz yapılmamıştır.

Tablo 4.12 Marmara Suları Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	108.25	k.m=2	36.36
$\chi^2_{homojen}$	81.41	k.m–1=1	35.12
$\chi^2_{istasyon}$	13.59	k–1=1	3.84
χ^2_{trend}	26.84	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Marmara Suları Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.13 Susurluk Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	221.25	k.m=8	118.32
$\chi^2_{homojen}$	134.01	k.m–1=7	118.05
$\chi^2_{istasyon}$	23.59	k–1=7	15.78
χ^2_{trend}	87.24	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Susurluk Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.14 Gediz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	121.05	k.m=6	92.78
$\chi^2_{homojen}$	108.17	k.m–1=5	91.64
$\chi^2_{istasyon}$	21.99	k–1=5	11.07
χ^2_{trend}	12.88	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Gediz Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.15 Büyük Menderes Havza genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	197.77	k.m=3	51.0
$\chi^2_{homojen}$	68.91	k.m–1=2	49.80
$\chi^2_{istasyon}$	41.36	k–1=2	5.99
χ^2_{trend}	128.86	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Büyük Menderes Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.16 Batı Akdeniz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	136.35	k.m=3	51.0
$\chi^2_{homojen}$	52.01	k.m–1=2	49.80
$\chi^2_{istasyon}$	6.33	k–1=2	5.99
χ^2_{trend}	84.34	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Test sonucuna göre Batı Akdeniz Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend bulunamamıştır.

Tablo 4.17 Orta Akdeniz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	96.33	k.m=3	51.0
$\chi^2_{homojen}$	50.01	k.m–1=2	49.80
$\chi^2_{istasyon}$	11.59	k–1=2	5.99
χ^2_{trend}	46.32	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Test sonucuna göre Orta Akdeniz Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend bulunamamıştır.

Tablo 4.18 Sakarya Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	257.59	k.m=7	106.38
$\chi^2_{homojen}$	129,56	k.m–1=6	105.26
$\chi^2_{istasyon}$	32.72	k–1=6	12.59
χ^2_{trend}	128.03	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Test sonucuna göre Sakarya Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend bulunamamıştır.

Tablo 4.19 Batı Karadeniz Suları Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	345.65	k.m=6	92.78
$\chi^2_{homojen}$	99,33	k.m–1=5	91.64
$\chi^2_{istasyon}$	16.59	k–1=5	11.07
χ^2_{trend}	246.32	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Test sonucuna göre Batı Karadeniz Suları Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend bulunamamıştır.

Tablo 4.20 Yeşilırmak Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	141.28	k.m=5	79.10
χ^2_{mevsim}	136.53	m–1=4	77.94
$\chi^2_{istasyon}$	20.16	k–1=4	9.49
χ^2_{trend}	4.75	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Test sonuca göre Yeşilırmak Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend yoktur.

Tablo 4.21 Kızılırmak Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	58.05	k.m=3	51.0
$\chi^2_{homojen}$	51.83	k.m–1=2	49.80
$\chi^2_{istasyon}$	9.82	k–1=2	5.99
χ^2_{trend}	6,22	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Kızılırmak Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.22 Orta Anadolu Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	138.61	k.m=24	51.0
$\chi^2_{homojen}$	72.33	k.m–1=23	49.80
$\chi^2_{istasyon}$	20.19	k–1=1	5.99
χ^2_{trend}	66.28	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Orta Anadolu Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend yoktur.

Tablo 4.23 Doğu Akdeniz Suları Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	345.11	k.m=4	65.16
$\chi^2_{homojen}$	101.29	k.m–1=3	63.99
$\chi^2_{istasyon}$	12.02	k–1=3	7.81
χ^2_{trend}	243.82	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Doğu Suları Akdeniz Havzasına ait nehirlerin yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend bulunamamıştır.

Tablo 4.24 Seyhan Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	17.12	k.m=2	36.36
$\chi^2_{homojen}$	10.79	k.m–1=1	35.12
$\chi^2_{istasyon}$	31.31	k–1=1	3.84
χ^2_{trend}	6,33	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Seyhan Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.25 Hatay Suları Havza genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	121.34	k.m=3	51.0
$\chi^2_{homojen}$	67.02	k.m–1=2	49.80
$\chi^2_{istasyon}$	31.31	k–1=1	5.99
χ^2_{trend}	54.32	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Sonuçlardan anlaşılacağı gibi, Hatay Suları Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.26 Ceyhan Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	χ^2_{kritik} **α=0.05**
χ^2_{toplam}	130.84	k.m=2	36.36
$\chi^2_{homojen}$	89.15	k.m–1=1	35.12
$\chi^2_{istasyon}$	11.02	k–1=1	3.84
χ^2_{trend}	41.69	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	<	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	<	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Ceyhan Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.27 Fırat Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	χ^2_{kritik} **α=0.05**
χ^2_{toplam}	418.01	k.m=11	124.30
$\chi^2_{homojen}$	321.52	k.m–1=10	124.30
$\chi^2_{istasyon}$	48.61	k–1=10	18.31
χ^2_{trend}	96.49	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuca göre Fırat Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.28 Doğu Karadeniz Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**		**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	88.16	k.m=5		79.10
$\chi^2_{homojen}$	80.06	k.m–1=4		77.94
$\chi^2_{istasyon}$	11.03	k–1=4		9.49
χ^2_{trend}	8.10	1=1		3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>		
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz	
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>		
TREND			YOK	

Bu sonuca göre Doğu Akdeniz Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.29 Çoruh Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**		**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	111.61	k.m=4		65.16
$\chi^2_{homojen}$	105,93	k.m–1=3		63.99
$\chi^2_{istasyon}$	21.91	k–1=3		7.81
χ^2_{trend}	5.68	1=1		3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>		
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz	
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>		
TREND			YOK	

Bu sonuca göre Çoruh Havzası Akarsuları yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

Tablo 4.30 Aras Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	63.58	k.m=3	51.0
$\chi^2_{homojen}$	56.99	k.m–1=2	49.80
$\chi^2_{istasyon}$	31.38	k–1=2	5.99
χ^2_{trend}	6.59	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Tablo 4.31 Dicle Havzası genelinde global trend için homojenlik testinin sonuçları.

Van Belle ve Hughes homojenlik testi		**Serbestlik derecesi**	**χ^2_{kritik} α=0.05**
χ^2_{toplam}	319.04	k.m=2	36.36
$\chi^2_{homojen}$	77.17	k.m–1=1	35.12
$\chi^2_{istasyon}$	9.91	k–1=3	3.84
χ^2_{trend}	241.87	1=1	3.84
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{istasyon}$ ..... χ^2_{kritik}	>	
Açıklama			χ^2 trend testi yapılmaz
Global trend	χ^2_{trend} ..... χ^2_{kritik}	>	
TREND			YOK

Bu sonuçlara göre, Aras ve Dicle Havzalarındaki nehirlerin yıllık pik akım serilerinde havza bazında global bir trend söz konusu değildir.

4.3. Trendlerin Değerlendirilmesi

Yukarıda her bir istasyon için yapılan trend analiz sonuçlarına göre çalışma periyodundaki yıllık pik akım trendleri sonuçlarına göre sadece 5 istasyon verisinde trende rastlanmıştır. Söz konusu istasyonların üçünün Fırat Havzasında bulunması dikkat çekicidir. Türkiye'nin diğer bölgelerindeki havzalarda ise genelde trende rastlanılmamıştır. Belirlenen bütün trendler en az %95 seviyesinde önemlidir. Bunun yanında homojenlik test sonuçlarına göre, çalışmada verileri kullanılan tüm havzalarda global trend bulunmamıştır.

4.4. Ana Bileşenler Analizi Sonuçları

Türkiye'deki 26 nehir havzası üzerindeki toplam 90 akım gözlem istasyonundaki (Şekil 3.1, Tablo 3.2) akımların uzaysal ve zamansal değişimlerinin belirlenmesi için kullanılan analizin sonuçları ve ana bileşenlerle geniş ölçekli atmosferik sirkülasyon paternleri arasındaki ilişkiler aşağıda ayrı ayrı açıklanmıştır.

4.4.1. Akım anomali paternleri

Türkiye'deki 90 istasyonun 1970-2005 yılları arasındaki yıllık pik akım kayıtlarına uygulanan Ana Bileşenler Analizi, akımdaki bölgesel değişimlerin çoğunun nispeten çok az sayıdaki geniş ölçekli anomali paternlerle açıklanabildiğini göstermektedir. Analiz sonuçunda; 1'den büyük özdeğerli 14 bileşen ortaya çıkarmıştır. Bu ilk 14 ana bileşenle açıklanan varyans ve kümülatif varyans yüzdeleri Tablo 4.32'de gösterilmiştir.

Tablo 4.32 1'den büyük özdeğerli ilk 14 ana bileşenle açıklanan varyans ve kümülatif varyans yüzdeleri.

Ana bileşen	Varyans yüzdesi	Kümülatif varyans yüzdesi	Ana bileşen	Varyans yüzdesi	Kümülatif varyans yüzdesi
1	40.121	40.121	8	1.978	67.377
2	14.751	54.872	9	1.794	69.171
3	2.315	57.187	10	1.702	70.873
4	2.116	59.303	11	1.70	72.573
5	2.015	61.318	12	1.680	74.253
6	2.050	63.368	13	1.660	75.913
7	2.031	65.399	14	1.603	77.516

Bu 14 bileşen, Türkiye genelindeki yıllık pik akımların toplam varyansının yaklaşık olarak %75'ini açıklar. Bunların en önemlisi olan birinci ana bileşen, toplam varyansın 1/4'üne yakın bir değeri, ilk iki önemli ana bileşen ise toplam varyansın yarıdan fazlasını ortaya çıkarmaktadır. Bu 14 bileşenin istatistiksel önemi, baskın varyansı ortaya çıkaran *N kuralı* (Granger, 1984; Preisendorfer, 1988) kullanılarak

test edilmiştir. Kuralın uygulamasına göre bir bileşenin özdeğeri, rastgele bir veri setinden elde edilen özdeğerden küçükse bu bileşen istatistiksel olarak önemsizdir (Lins, 1985). Akım bileşenlerine uygulanan N kuralının sonuçları Tablo 4.31'da verilmiştir.

Tablo 4.33 Akımların ve rastgele proses verilerinin varyans açıklama yüzdesi oranları.

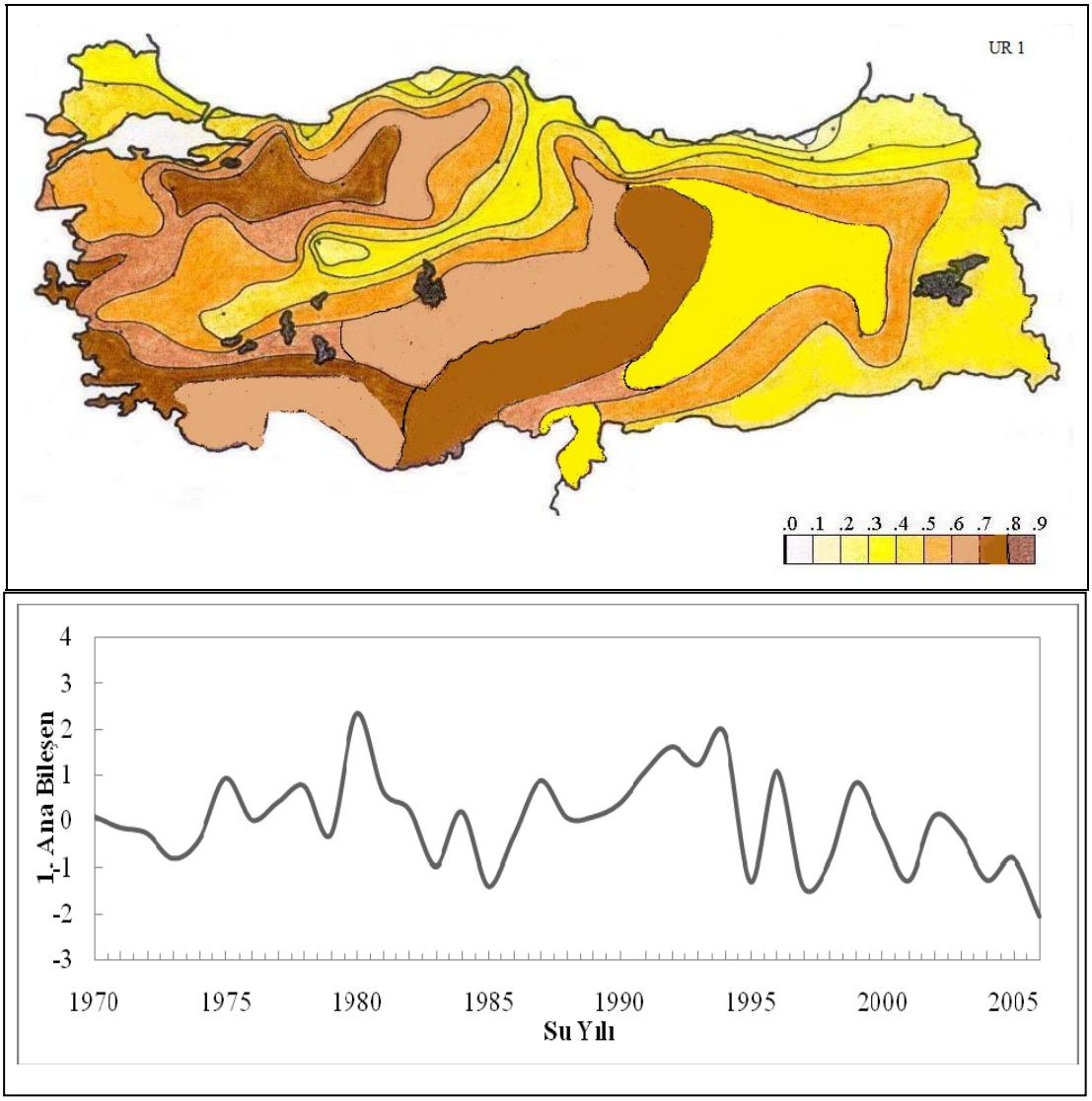
Ana bileşen	Akım varyansı (K_j)	Rastgele veri varyansı * (H_j^{95})	K_j / H_j^{95} **
1	40.121	2.632	15.244
2	14.751	2.580	5.648
3	2.315	2.471	0.9369
4	2.116	2.402	0.8809
5	2.015	2.411	0.8358
6	2.050	2.20	0.9318
7	2.031	2.119	0.9585
8	1.978	2.190	0.0455
9	1.794	2.111	0.8498
10	1.702	2.067	0.8234
11	1.70	2.031	0.8370
12	1.680	2.01	0.8396
13	1.660	1.976	0.8401
14	1.603	1.781	0.901
*** : 90×36 matris için hesaplanan rastgele veri varyansı**			
**** : $K_j / H_j^{95} \geq 1$ (bileşen istatistiksel olarak önemli), $K_j / H_j^{95} < 1$ (önemsiz)**			

Bu tabloda da görüldüğü gibi ilk 2 bileşenle açıklanan varyanslar, karşılık gelen rastgele verilerin varyanslarından büyüktür. 14 paternin ilk ikisi toplam varyansın yarıdan fazlasını (% 54.87) açıkladığından, kalan 12 paternden çok daha önemlidir ve sıklıkla oluşan temel anomali paternleri ifade eder.

4.4.1.1. Birinci ana bileşen

Birinci ana bileşen, akım verilerinin toplam varyansının % 40.12'sini açıklamaktadır. Yani, 1970-2005 yılları arasındaki 36 yılda ölçülen her bir pik akım değeri için çizilecek 36 haritanın yaklaşık 15'i, birinci ana bileşenin harita paterni ile

benzerlik göstermektedir. Birinci ana bileşen paternleri, akım ağının tamamında pozitif işarete sahip olduğu görülmektedir.



Şekil 4.1 Birinci bileşen yüklerinin harita paterni ve bileşen değerlerinin zaman serisi.

Söz konusu durum, birinci bileşen değeri pozitif olduğu zaman akım ağının tamamında normalin üstünde bir akıma sahip temel akım anomali paternini gösterir (Şekil 4.1).

Haritanın hemen hemen tamamındaki pozitif yüklü homojen birinci bileşenin varlığı, ana bileşenlerin genel bir özelliğidir (Bartlein, 1982). Şekillerdeki kontur

değerleri, 1970-2005 yılları arasındaki 36 yıllık pik akım verileriyle (yine aynı aralık ve uzunluktaki) ana bileşenler arasındaki korelasyon katsayılarıdır (Lins, 1985).

Korelasyon katsayılarının her bir istasyon üzerinde gösterilmesiyle elde edilen haritalarda bölgelerin daha net görülmesi amacıyla *pozitif değerlerin sınırladığı alanlar sarı renk ve tonlarında, negatif değerlerin sınırladığı alanlar ise mavi renk ve tonlarında* gösterilmiştir. Değerlerin büyük olması, ortalama akımdan olan ayrılmaların da büyük olduğu anlamına gelmektedir.

Birinci ana bileşen değerlerinin zaman serisi 1970-73, 1979-1985 ve 2002-2005 yılları arasında azalan trendler ortaya koymaktadır. Bunun yanı sıra, 1985-1994 yılları arasında artan bir trend gözlemlenmektedir (Şekil 4.1). Bileşen yükleriyle verilen harita paternine göre birinci bileşen, tüm ağdaki akım genel seviyesinin bir göstergesi olarak düşünülebilir.

Bu bileşenin değişimi, 1970'li yıllarda oluşan yaygın kuraklık olaylarını (Türkeş, 1996a) açık bir şekilde göstermektedir. Türkeş (1996a), 1930-1993 yılları arasındaki verileri kullanarak yaptığı çalışmada, Türkiye için normalleştirilmiş yağış anomalilerini 1935-1944, 1951-1954, 1962-1969 ve 1975-1981 yılları süresince dört temel ıslak periyotla; 1955-1961, 1970-1974 ve 1982-1993 yılları süresince de üç temel kurak periyotla karakterize etmiştir. Bu ıslak ve kurak periyotlar, burada ana bileşenler analiziyle bulunan sonuçlarla dikkate değer bir benzerlik göstermektedir. 1970-2005 yılları akım verileri için birinci ana bileşenle bulduğumuz zaman serisinde de, 1974-1980 ve 1985-1991 yılları arasındaki ıslak periyotlarla 1970-1974 ve 1980-1985 2000-2005 yılları arasındaki salınımlar olmasına rağmen kurak periyotlar görülmektedir (Şekil 4.1).

1973 su yılında Türkiye'nin tüm nehirlerindeki su eksikliğine işaret eden Erdoğan (1989), şiddetli ve sürekli bir kuraklığın sadece 1970-1974 yılları arasında gerçekleştiğini belirtmiştir.

Birinci ana bileşenin zaman serisinde bu azalan periyot belirgin bir şekilde görülmektedir. Aynı çalışmada, tüm Türkiye'yi etkileyen şiddetli ve sürekli bir su eksikliğinin *(hidrolojik kuraklığın)* 1970'li yılların başında oluştuğu da belirtilmiştir (Kalaycı, 2003).

Birinci ana bileşenle istasyonlar arasındaki korelasyonlarda en yüksek pozitif değerler ($0.91 > r \geq 0.82706$), 808, 809, 812, 902, 912, 917, 1611, 1714, 1801, 2006, 2124 numaralı istasyonlarda gerçekleşmiştir.

4.4.1.2. İkinci ana bileşen

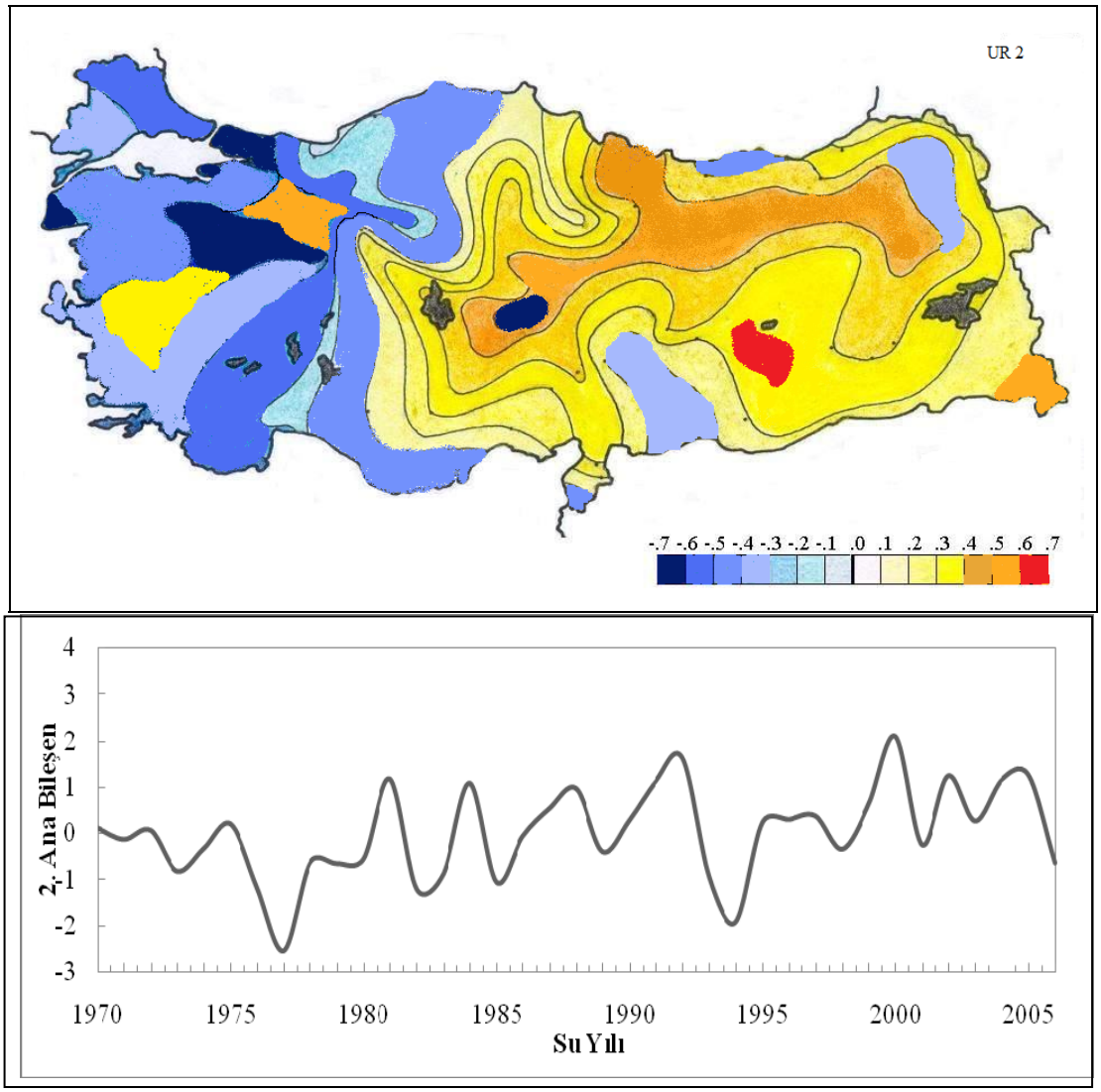
Akım verilerinin toplam varyansının %14.751'ini ortaya koyan ikinci ana bileşen, belirgin doğu-batı zıtlığını işaret eden temel anomali paternini göstermektedir (Şekil 4.2).

Ancak bunun yanında kısmen dağınık bir görünüm de vardır. Bileşen değerlerinin zaman serisinde değer pozitif olduğu zaman bileşen; doğuda normalin üstünde bir akıma sahip temel anomali paternini, batıda ise normalin altında bir akıma sahip temel anomali paternini göstermektedir.

Ancak çok küçük bölgelerde bu durumun tersi de gözlemlenmektedir. Bunun yanında, birinci ana bileşene benzer şekilde ikinci bileşen de Türkiye'deki ölçüm istasyonları ağ ölçeğine bağlı geniş ölçekli temel bir anomali paternini tanımlar.

Bu bileşen, ağın doğusundaki akımlarla batısındaki akımların ters olarak değiştiği bir eğilimi göstermektedir. Bu bileşen değerlerinin zaman serisi, 1970-1977 ve 1988-1994 yılları arasında azalan trendler göstermektedir. Negatif değerlerin bu ardışıklığı, 1990 ve 1999 yıllarında rölatif olarak maksimuma ulaşan ani bir sıçramayla sona ermiştir (Şekil 4.2).

Bu bileşen, ağın doğusundaki akımlarla batısındaki akımların ters olarak değiştiği bir eğilimi göstermektedir. Bu bileşen değerlerinin zaman serisi, 1970-1977 ve 1988-1994 yılları arasında azalan trendler göstermektedir. Negatif değerlerin bu ardışıklığı, 1990 ve 1999 yıllarında rölatif olarak maksimuma ulaşan ani bir sıçramayla sona ermiştir (Şekil 4.2).



Şekil 4.2 İkinci bileşen yüklerinin harita paterni ve bileşen değerlerinin zaman serisi.

Batıdaki *(İstanbul gibi)* bazı önemli büyük şehirlerde, 1980'li yılların ortalarından itibaren ve özellikle de 1989 yılından sonra, günlük kullanım için yeterli tatlı su temininde büyük güçlükler yaşanmıştır (Türkeş, 1996a). Batıda 1970-1977 ve 1983-94 yılları arasında kuraklığa doğru bir trend söz konusu iken doğudaki durum tam tersi durum söz konusudur. Batı bölgelerinde 1970-1977 ve 1982-1993 yılları arasında kurak periyotların, 1978-1981 yılları arasında ise ıslak periyodun hakim olduğunu ifade edilmiş ve 1982-1993 yılları arasındaki uzun süreli son kurak dönemin %99 güven seviyesinde önemli olduğunu göstermiştir. Batıda 1989 yılındaki yaygın kuraklık ve doğuda 1988 yılındaki en yüksek ıslak anomali (Türkeş,

1996a), ikinci bileşen değerlerinin zaman serisinde belirgin bir şekilde görülmektedir. Türkeş (1996a).

İkinci ana bileşenle istasyonlar arasındaki korelasyonlarda en yüksek pozitif değerler ($0.7 > r \geq 0.6$) 2124, 2125 ve 1532 numaralı istasyonlarda, en yüksek negatif değer ($-0.7 < r \leq -0.6$) ise 311 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir.

4.4.2. Ana bileşenlerle geniş ölçekli atmosferik sirkülasyon paternleri arasındaki ilişkiler

İklimsel olayların yıldan yıla değişim göstermesi başlangıçta rastgele olarak görünürler. Ancak yapılan araştırmalar bu değişimlerin rastgele olarak meydana gelmediklerini göstermiştir. Zaman serileri üzerinde yapılan incelemeler, bu değişikliklere neden olan en önemli ve geniş ölçekli atmosferik özelliklerden ikisinin Güney Salınımı *(Southern Oscillation; SO)* ve Kuzey Atlantik Salınımı *(North Atlantic Oscillation; NAO)* olduğunu göstermektedir. Özellikle 1960'lı yıllarda başlayan küresel ve bölgesel analizler, SO ve NAO'nun birçok alandaki iklimsel değişimlerle yakından ilişkili olduğunu ortaya koymuştur (Kirkyla ve ark., 1989, Türkeş, 2000).

SO gibi kuzey yarımküredeki geniş ölçekli iklim değişkenliklerinden birisi olan NAO (Cullen ve Menocal, 2000) indeksi *(NAO_{SLP})*, Iceland ve Azores arasındaki deniz seviyeleri basınç *(Sea Level Pressure; SLP)* farkı olarak bilinir (Baldwin ve Lall, 2000, Kalaycı, 2003). Global iklimde önemli etkilere neden olan SO indeksi *(SOI)* ise Tahiti ve Darwin'deki standardize edilmiş SLP farkı olarak tanımlanır (Karabörk ve Kahya, 2002). SOI değerleri literatürde birkaç farklı şekilde hesaplanmakla birlikte, doğu ve batı Pasifik arasındaki basınç farklılığına işaret eder (Ropelewski ve Jones, 1987). Yağış paternlerindeki NAO ilişkili değişimler, birçok Avrupa ülkesinin ekonomisini 20. yüzyılın son zamanlarında yoğun olarak devam eden NAO ilişkili kışlardan dolayı doğrudan etkilendiği gözlemlenmiştir. NAO kuzey Amerika'dan Avrasya ve Akdeniz'e, kuzey yarımküredeki fırtına izlerinin değişimleriyle açık bir şekilde bağlantılıdır (Marshall ve ark., 201).

4.5. Akım Bölgelerinin Analizi

4.4.1 bölümünde kullanılan 90 akım gözlem istasyonunun birbiriyle yüksek derecede ilişkili farklı gruplara ayrılmasıyla oluşturulan bağımsız homojen akım bölgeleri, Kalaycı (2003) referans alınarak 3 farklı yol kullanılarak belirlenmiştir. Üç farklı yolla bulunan her bir bölgedeki istasyonların istatistiksel özelliklerinin benzerliğinin ve bölgeler arasındaki farklılıkların gösterilmesi amacıyla da bazı tanımlayıcı istatistiksel karakteristikler hesaplanmıştır.

4.5.1. Ana bileşenlerin döndürülmesi

Varimax Döndürme Yöntemi; ana bileşenlerin fiziksel yorumunun yapılamadığı durumda yorumunu kolaylaştırmak amacıyla kullanılılr Bartlein (1982) ve Lins (1985, 1997). 1'den büyük özdeğerli ilk 14 ana bileşen (Tablo 4.34), bölümünde anlatıldığı gibi varimax yöntemiyle ortogonal olarak döndürülmüştür. Ana bileşenler ve döndürülmüş bileşenlerle açıklanan varyans yüzdeleri Tablo 4.32'de gösterilmiştir.

Tablo 4.34 İlk 14 ana bileşen ve döndürülmüş bileşenlerle açıklanan varyans yüzdeleri.

Ana Bileşen	Varyans yüzdesi		Ana bileşen	Varyans yüzdesi	
	Döndürülmemiş	Döndürülmüş		Döndürülmemiş	Döndürülmüş
1	40.121	19.289	8	1.978	3.744
2	14.751	11.234	9	1.794	3.716
3	2.315	7.567	10	1.702	3.532
4	2.116	5.567	11	1.70	2.768
5	2.015	5.245	12	1.680	2.514
6	2.050	4.580	13	1.660	2.031
7	2.031	3.998	14	1.603	1.731
			Toplam	**77.516**	**77.516**

1'den büyük özdeğerli döndürülmemiş 14 ana bileşenle, döndürülmüş 14 bileşenin varyans açıklama yüzdeleri toplamı (77.516) birbirine eşittir (Tablo 4.34).

Döndürme işlemi sonucunda 14 bileşen tarafından açıklanan toplam varyans yüzdesi aynıdır, bunun yanında, döndürülmüş her bir bileşen tarafından açıklanan varyanslar arasındaki farklar azaltılmıştır. İlk iki ana bileşenin varyans açıklama yüzdeleri arasındaki fark yaklaşık olarak %30 iken döndürülmüş bileşenler arasındaki fark ise %8'dir. Ayrıca birinci ana bileşenle açıklanan varyans (40.121), döndürülmüş iki bileşenle (19.289 + 11.234 ≅ 30.523) açıklanabilmektedir.

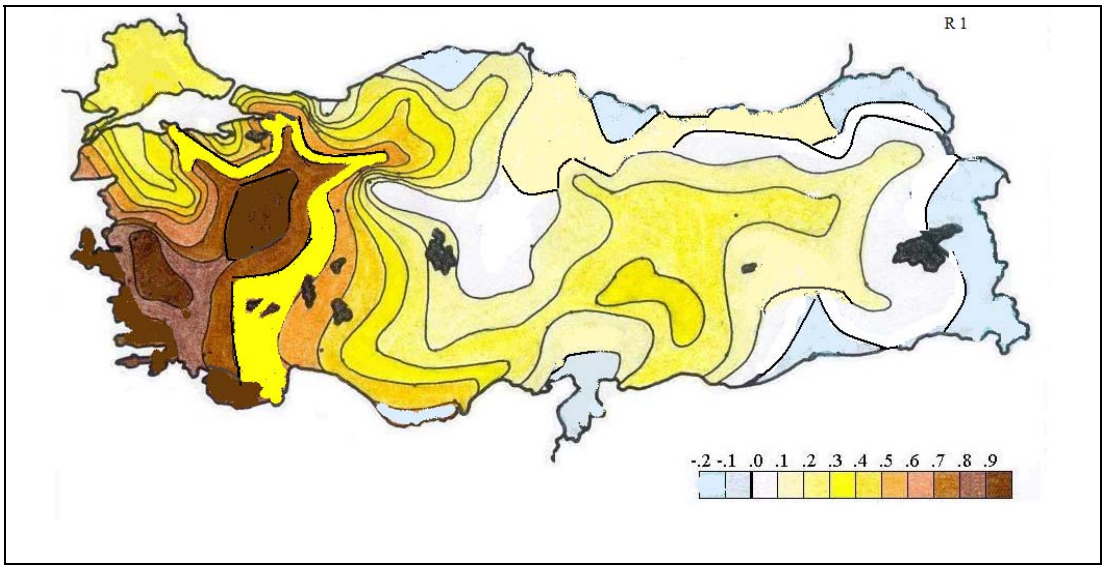
% 30' lık varyans açıklama yüzdesine sahip olan Varimax yöntemiyle döndürülmüş ilk 2 bileşene ait harita paternleri, Şekil 4.3 ve 4. 4 'de verilmiştir.

Böylece *(akım verileriyle bileşenler arasındaki yüksek korelasyon değerlerinden (r ≥ 0.7) dolayı)* birbiriyle uygun ve tutarlı modlara sahip istasyonların oluşturduğu bölgesel akım anomali merkezleri, döndürülmemiş ana bileşenlerin harita paternlerine göre çok daha belirgin olduğu gözükmektedir.

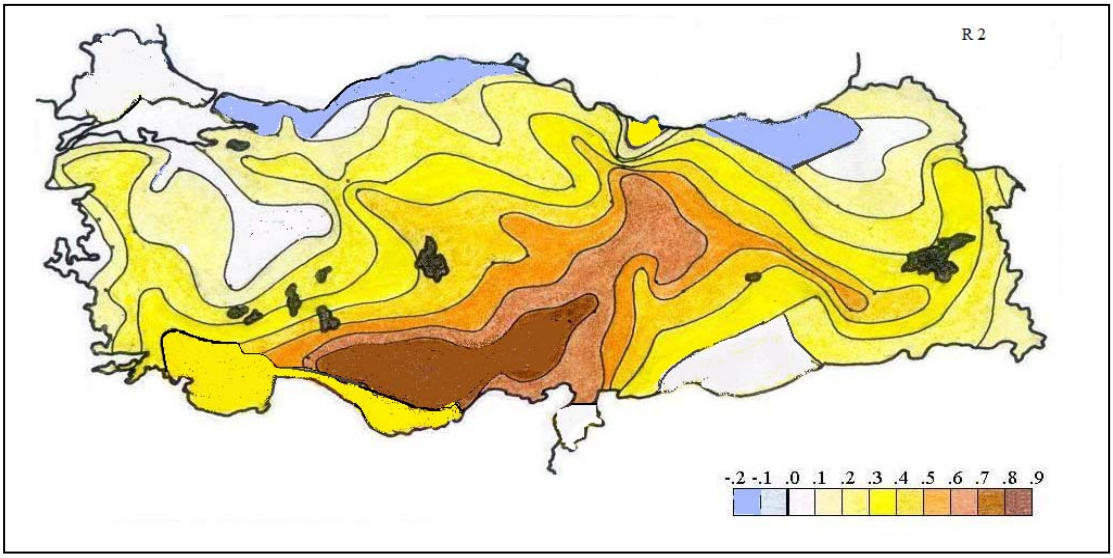
Döndürme işlemiyle, veriler ve bileşenler arasındaki korelasyon değerlerinin bir kısmı artarken *(±1'e yaklaşırken)* bir kısmı ise azalmaktadır *(0'a yaklaşmaktadır)*. Bunun yanında, döndürülmemiş bileşenlerin harita paternleriyle karşılaştırıldığında, döndürülmüş bileşenlerdeki pozitif korelasyon değerlerinin arttığı, negatif korelasyon değerlerinin ise azaldığı görülülür.

Buna göre Şekil 4.3'deki döndürülmüş birinci bileşenin harita paterni, *(mavi renkle gösterilen kuzeydoğu, doğu ve güneydoğudaki küçük sınır bölgeleri hariç)* yaklaşık olarak ülkenin tamamında pozitiftir ve en büyük değerler ülkenin batısındaki istasyonlarda gerçekleşmiştir. Çıkan sonucun aylık oratalama akımlar için yapılan çalışma ile oldukça benzer özellikler göstermesi ise ilgi çekicidir. Tamamı pozitif korelasyon değerlerinin olduğu Şekil 4.2'deki döndürülmemiş birinci ana bileşenin harita paterninde en büyük değerlerindöndürülmüş değerler sonucu elde edilen harita paretni ile özellikle Marmara, Karadeniz ve doğu Anadolu'da benzer özellikler göstermiştir.

Döndürülmüş ikinci bileşenin harita paterni de birinciye benzer şekilde mavi renkle gösterilen katadeniz bölgesindeki yerler haricinde Türkiye genelinde pozitiftir (Şekil 4.4).



Şekil 4.3 Varimax yöntemiyle döndürülen birinci bileşene ait harita paterni.



Şekil 4.4 Varimax yöntemiyle döndürülen ikinci bileşene ait harita paterni.

%11.234 açıklama varyansına sahip olan bu bileşenin harita paterninde güneydeki yüksek korelasyonlu *(r ≥ 0.6)* bölge, Şekil 4.2'deki birinci ana bileşenin harita paterninde batıdaki *(r ≥ 0.7)* bölgeyle belirgin olarak benzerlik göstermemektedir. Varyansın %40.121'ini açıklayan Şekil 4.1'deki döndürülmemiş birinci ana bileşenin harita paterninde yüksek korelasyonlu bölgeler, Şekil 4.3 ve 4.4'deki döndürülmüş birinci ve ikinci bileşenlerin harita paternlerinde ayrı ayrıdır.

4.5.2. Bağımsız homojen akım bölgeleri

Türkiye geneline üniform yayılmış olan toplam 90 akım gözlem istasyonunun birbiriyle yüksek derecede ilişkili gruplara ayrılmasıyla oluşturulan bölgelere bağımsız homojen akım bölgeleri denir.

1. Şekil 4.3 ve 4.4 'deki döndürülmüş ilk 2 bileşenin harita paternlerindeki *(r ≥ 0.7 olmak üzere)* korelasyon değerleri,

2. Özdeğeri 1'den büyük olan döndürülmüş ilk 14 bileşenle her bir istasyon verileri arasındaki en büyük korelasyona sahip bileşenler kullanılarak 3 farklı yolla belirlenmiştir.

1. yolla belirlenen homojen akım bölgeleri; Şekil 4.3 ve 4.4'deki döndürülmüş ilk 2 bileşenin harita paternlerinde %99.9 önem seviyesindeki yüksek *(r ≥ 0.7)* korelasyon değerleriyle sınırlanan alanların her birisinin aynı harita üzerinde dikkate alınmasıyla çizilmiştir (Şekil 4.5a). Bölge numaralarının döndürülmüş bileşenleri tanımladığı bu alanlar, birbiriyle uygun ve tutarlı modlara sahip istasyonların oluşturduğu akım anomali merkezlerini göstermektedir.

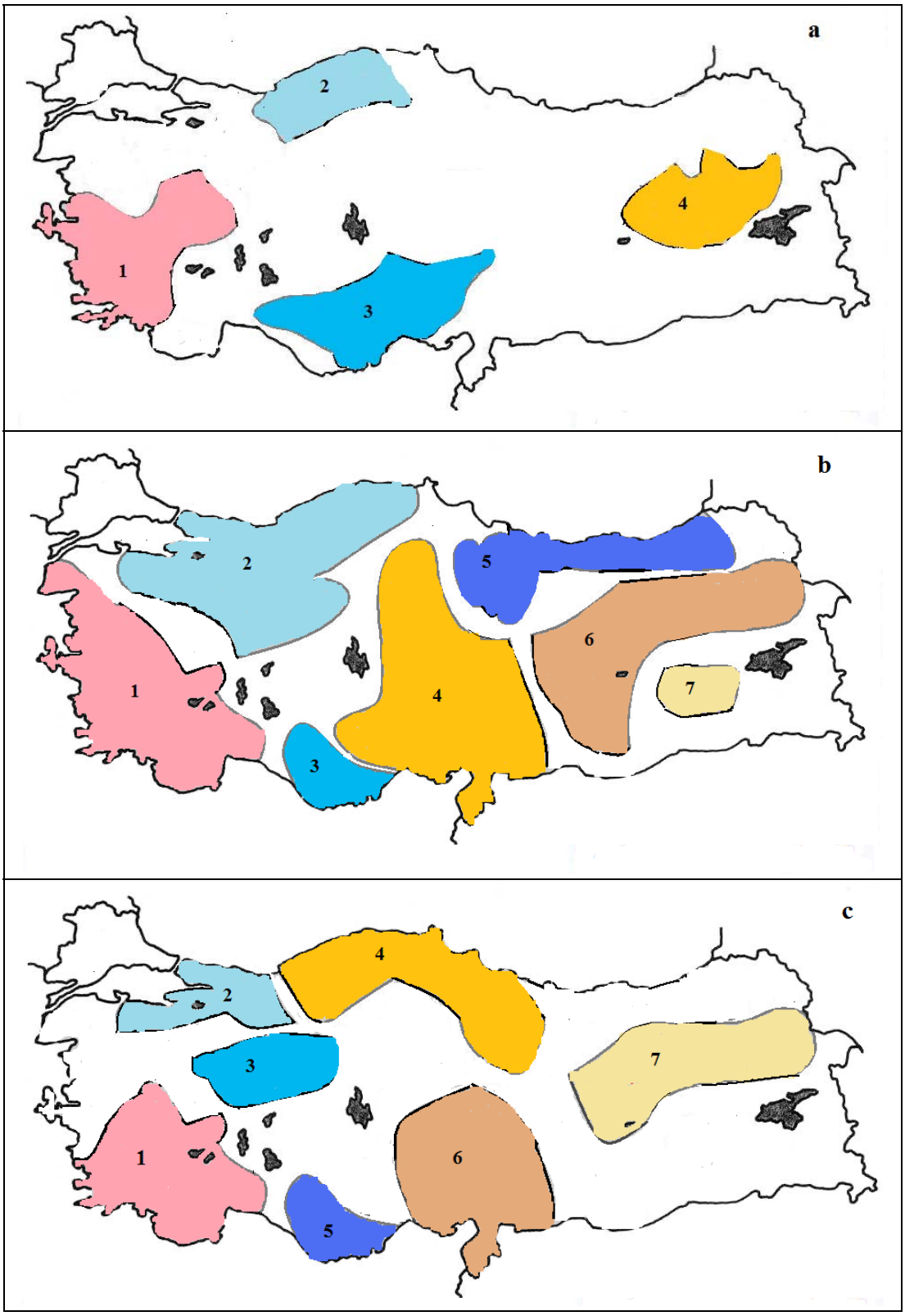
Şekil 4.5a'da döndürülmüş birinci bileşenin harita paterninde akım verileriyle bileşenler arasında r ≥ 0.7 korelasyon değerlerine döndürülmüş diğer bileşenlerde de aynı korelasyon değerlerinin dikkate alınmasıyla toplam 4 homojen akım bölgesi ortaya çıkmıştır. Birinci bölgede 8, İkinci bölgede 6, üçüncü bölgede 7 ve dördüncü bölgede 3 istasyon vardır (Şekil 4.5a).

Söz konusu şekillerde,

a) Döndürülmüş ilk 2 bileşenin harita paternlerindeki *(r ≥ 0.7)* korelasyon değerlerine göre,

b) Özdeğeri 1'den büyük döndürülmüş ilk 14 bileşenle her bir istasyon verileri arasındaki en büyük korelasyona sahip bileşenlere göre,

c) Döndürülmüş bütün bileşenlerle her bir istasyon verileri arasındaki en büyük korelasyona sahip bileşenlere göre belirlenen homojen akım bölgelerini göstermektedir.



Şekil 4.5 Homojen akım bölgeleri.

2. yolla belirlenen homojen akım bölgeleri; Özdeğeri 1'den büyük olan döndürülmüş ilk 14 bileşenin her birinin 36 yıllık pik akım değerleriyle 90 istasyonun her birinin yıllık pik akım verileri arasında hesaplanan korelasyonlardan en büyük değere sahip bileşenlerin dikkate alınmasıyla çizilmiştir (Şekil 4.5b).

Şekil 4.5b'de döndürülmüş birinci bileşenlerle en yüksek korelasyona sahip istasyon sayısı 24'dir. İkinci bileşenlerle gösterilen bölgede ise 21 istasyon bulunmaktadır. Akım verileriyle yüksek korelasyona sahip bileşenlerin belirlediği bölgelerdeki istasyon sayıları, bileşen sayısı arttıkça azalmaktadır.

2. yolla belirlenen homojen akım bölgeleri, Şekil 4.5a'daki bölgelere göre daha geniş bir alana sahip olduğu görülmektedir. 1. Yolla bulunan bölge sayısından daha fazla bölge çıkarken daha da geniş alana yayılmıştır.

3. yolla belirlenen homojen akım bölgeleri; Bu yönteme göre; döndürülmüş bütün 90 adet bileşenlerin her birinin 36 yıllık değerleriyle 90 istasyonun her birinin 36 yıllık akım verileri arasında hesaplanan korelasyonlardan en büyük değere sahip bileşenler alınarak homojen bölgeler oluşturulur (Şekil 4.5c). Buna göre Türkiye' deki 90 istasyona uygulanan varimax dönüşümü, 7 ayrı homojen akım bölgesi ortaya çıkarmıştır. Bu bölgelerden en yüksek yüke sahip döndürülmüş bileşenler, akım ağının batısındaki 17 istasyonda yer alan birinci bileşenle güney ve kısmen iç bölgedeki 9 istasyonda yer alan ikinci bileşendir. Şekil 4.5c'deki akım bölgeleri, döndürülmüş bileşenlerin tamamı kullanıldığı için daha belirgindir ve daha çok Şekil 4.5a'daki akım bölgelerine benzemektedir.

4.4.1 bölümündeki döndürülmemiş bileşenlerin harita paternlerinde de homojen akım bölgelerini görmek mümkündür.

4.5.3. Homojen akım bölgelerinin istatistiksel özellikleri

Önceki bölümde 3 farklı yolla belirlenen homojen akım bölgelerindeki (Şekil 4.5) istasyonların istatistiksel özelliklerinin aynı olması beklendiğinden benzerliklerin ve bölgeler arasındaki farklılıkların gösterilmesi için bazı tanımlayıcı istatistiksel karakteristikler kullanılmıştır. Bu amaçla, 3 yolla da belirlenen her bir bölgedeki istasyonların ve her bir bölgenin aritmetik ortalamaları ($\overline{x}$), standart

sapmaları (s) ve değişkenlik katsayıları (CV) yıllık olarak hesaplanmıştır.

Aynı bölge içinde bile olsa akım verilerinin büyüklüğü her bir istasyonda farklı olduğundan, mukayese yapılırken, standart sapma yerine, değişkenlik katsayısının (CV) kullanılması daha uygundur.

Burada 1. Yolla bulunan homojen bölgelere ait istatistik değerleri tablolar halinde verilirken, 2. ve 3. Yolla bulunan değerler direkt olarak yorumlanmaya çalışılmıştır.

Tablo 4.35 1. yolla belirlenen 1 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri.

1. Yol - 1. BÖLGE		**Yıllık**	
İstasyon (8 Adet)	$\bar{x}$	**S**	**CV**
509	145.28	3.9	1.7
510	195,94	8.7	1.8
514	278,98	3.8	1.6
518	335,64	32.1	1.1
601	98,94	15.3	1.8
701	243,20	5.8	1.3
706	206,34	33.17	0.8
713	39.7	7.9	0.8
Bölge Ortalaması	**174.78**	**13.84**	**1.1**

Tablo 4.36 1. yolla belirlenen 2 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri.

1. Yol - 2. BÖLGE		**Yıllık**	
İstasyon (6Adet)	$\bar{x}$	**S**	**CV**
1302	202.31	2.9	0.8
1307	195,94	5.7	1.2
1314	292,04	7.8	1.1
1331	345,24	22.1	0.7
1334	58,44	12.3	1.3
1335	408,94	9.3	1.0
Bölge Ortalaması	**216,77**	**12,22**	**1.12**

Tablo 4.37 1. yolla belirlenen 3 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri.

1. Yol - 3. BÖLGE		**Yıllık**	
İstasyon (7 Adet)	$\bar{x}$	**S**	**CV**
902	688,10	10,21	0,6
912	414,50	8,94	1,4
917	241,0	3,82	0,9
1611	41,20	7,71	1,0
1612	25,60	1,98	0,8
1712	158,0	2,99	1,1
1714	748,0	4,65	0,9
Bölge Ortalaması	**386,10**	**6,72**	**1.12**

Tablo 4.38 1. yolla belirlenen 4 numaralı homojen akım bölgesindeki istasyonların istatistiksel özellikleri.

1. Yol - 4. BÖLGE		**Yıllık**	
İstasyon (3 Adet)	$\bar{x}$	**S**	**CV**
2102	21,40	3,21	0,1
2122	491,0	2,94	0,6
2505	80,60	1,82	0,9
Bölge Ortalaması	**197,67**	**2,66**	**0.56**

1. *yolla belirlenen homojen akım bölgelerinin istatistiksel özellikleri;*

Şekil 4.5a'daki 1 numaralı akım bölgesindeki 8 istasyonun yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verisi 518 numaralı istasyonda, en düşük akım verileri ise 713 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. Standart sapmanın ortalamadan sapma ölçüsünü veren (CV) değişkenlik katsayısına göre en küçük değişimler ise 706 nolu istasyondadır. CV değerinin küçük olması verilerin ortalama etrafında dağıldığını, 1'den büyük olması ise ortalamadan oldukça uzak olduğunu göstermektedir.

8 istasyonun $\bar{x}$ değerlerinin en az %67'si ile s ve CV değerlerinin en az %53'ü bölge ortalamalarının ±s *(standart sapma)* değerleri *(sınırları)* arasındadır.

2 numaralı bölgede bulunan 6 istasyonun mevsimlik ve yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verisi 1335 numaralı istasyonda, en düşük akım verileri ise 1334 numaralı istasyonlarda gerçekleşmiştir. En küçük CV değeri 1331 istasyondadır.

6 istasyonun $\overline{x}$ değerlerinin en az %58'i, s değerlerinin en az %38'i ve CV değerlerinin en az %72'si bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

3 numaralı akım bölgesindeki 7 istasyonun yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verisi 1714, en düşük akım verisi ise 1612 numaralı istasyonlarda gerçekleşmiştir (Tablo 4.37). En küçük CV değerleri (0.6) değeri ile 902 numaralı istasyonlardadır.

7 istasyonun $\overline{x}$, s ve CV değerlerinin en az %54'si bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

- 4 numaralı bölgenin 3 istasyonuna ait yıllık ortalamalara göre en büyük akım verisi 2122, en düşük akım verisi ise 2102 numaralı istasyonlarda gerçekleşmiştir (Tablo 4.38). En büyük CV değerleri 2505 numaralı istasyondadır.

3 istasyonun $\overline{x}$, s ve CV değerlerinin en az %63'ü bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

2. yolla belirlenen homojen akım bölgelerinin istatistiksel özellikleri;

Şekil 4.5b'deki 1 numaralı akım bölgesindeki istasyonlar, 314, 316, 407, 509, 510,514, 515, 518, 523, 601, 701, 706, 713, 808, 809 812 olarak sıralanabilir. Yıllık ortalamalara göre en büyük akım verisi 518 numaralı istasyonda, en düşük akım 808 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. CV değerlerine göre en büyük değişimler 314, 407, 509, 510 numaralı istasyonlardadır.

16 istasyonun $\overline{x}$ ve s değerlerinin en az %73'ü ile CV değerlerinin en az %61'i bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

2 numaralı bölgedeki 21 istasyon; 302, 311, 314, 316, 317, 321, 324, 328, 1203, 1221, 1222, 1224, 1226, 1233, 1237, 1302, 1307, 1314, 1331, 1334 ve 1335 şeklinde sıralanabilir. 21 istasyonda yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verileri 314 numaralı istasyonda, en düşük akım verileri ise 1307 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri 1243 numaralı istasyondadır.

21 istasyonun $\overline{x}$ değerlerinin en az %75'i, s değerlerinin en az %76'sı ve CV

değerlerinin en az %57'si bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır. Bu bölgedeki CV değerleri, 1. yolla belirlenen 2 numaralı bölgeden daha geniş bir alanı kaplamasına rağmen Şekil 4.5a'daki değerlerle benzerdir.

3 numaralı akım bölgesindeki 2 istasyonun (902, 912) yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verisi 902, en düşük akım verisi ise 912 numaralı istasyonlarda gerçekleşmiştir. En küçük CV değeri (0.1), 912 numaralı istasyondadır.

2 istasyonun $\bar{x}$ ve s değerlerinin en az %50'si ile CV değerlerinin en az %50'si bölge ortalamalarının ±s sınırları arasındadır. Şekil 4.5a'deki 3 nolu bölgenin bir parçası görünümündedir.

4 numaralı akım bölgesindeki istasyonlar; 1501, 1517, 1535, 1611, 1612, 1622, 1712, 1714, 1719, 1720, 1801, 1805, 1905, 1906, 1907 nolu AGİ lerdir. Yıllık ortalama en düşük akım verisi 1612, en yüksek değer ise 1805 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri (0.3), 1705 numaralı istasyonlardadır.

15 istasyonun $\bar{x}$, s ve CV değerlerinin en az %62' si bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

5 numaralı akım bölgesindeki istasyonlar; 1401, 1402, 1414, 1418, 2218, 2232, 2233 olarak sıralanabilir. Yıllık ortalama en düşük akım verisi 2233 nolu istasyonda, en yüksek değer ise 1401 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri (0.2), 1418 numaralı istasyonlardadır.

15 istasyonun $\bar{x}$, s ve CV değerlerinin en az %72' si bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır. Bu bölge 1. Yöntemle bulunan bölgeler arasında yer almamaktadır.

6 numaralı akım bölgesindeki istasyonlar Fırat Havzasındaki istasyonları kapsamaktadırlar. Toplam 11 istasyonun bulunduğu bölgede; $\bar{x}$, s ve CV değerlerinin en az %75' i bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır. Bu bölge 1. Yöntemle bulunan bölgeden çok daha geniş alana yayılış bulunmaktadır.

7. nolu bölgede 2610, 2612 nolu istasyonlar bulunmaktadır. Çok küçük bir homojen bölge olmasına rağmen, birinci yöntemle bulunmayan küçük bir bölgedir.

3. yolla belirlenen homojen akım bölgelerinin istatistiksel özellikleri;

Şekil 4.5c'deki 8 istasyondan (514, 601, 701, 706, 713, 808, 809) oluşan 1 numaralı akım bölgesinde yıllık ortalamalara göre en büyük akım verileri 701 numaralı istasyonunda, en düşük akım verileri ise 703, 808 ve 809 numaralı istasyonlarda gerçekleşmiştir. CV değerlerinin en büyük olduğu istasyon numaraları 514 ve 601'dir.

20 istasyonun $\bar{x}$ değerlerinin en az %70'i, s değerlerinin en az %65'i ve CV değerlerinin en az %60'ı bölge ortalamalarının ±s sınırları arasındadır. CV değerleri mevsimlik ortalamaların tamamında (Şekil 4.5a'daki) 1. yolla bulunan 1 numaralı bölge değerleriyle büyük benzerlikler göstermektedir.

2 numaralı bölgedeki 9 istasyon 317, 321, 302, 328 1221, 1222, 1243, 1237 olarak sıralanabilir. Yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verileri 1243 numaralı istasyonunda, en düşük akım verileri ise 1222 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri (0.4), 328 numaralı istasyonlardadır.

9 istasyonun $\bar{x}$ değerlerinin en az % 61'i, s değerlerinin en az %67'si ve CV değerlerinin en az %82' si bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır. Bu bölgenin CV değerleri, 1. ve 2. yollarla bulunan 2 numaralı bölgelerin değerlerinden daha küçük çıkmıştır.

3 numaralı bölgedeki 5 istasyon 1203, 1223, 1224, 1242 ve 1236 olarak sıralanabilir. Yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verileri 1242 numaralı istasyonunda, en düşük akım verileri ise 1236 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri (0.4),1236 numaralı istasyonlardadır.

9 istasyonun $\bar{x}$ değerlerinin en az % 71'i, s değerlerinin en az %76'sı ve CV değerlerinin en az %61' i bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır

4 numaralı bölgede; 1307, 1314, 1335, 1517, 1535, 1401, 1402, 1414 nolu istasyonlar bulunmaktadır. Yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verileri 1314 numaralı istasyonunda, en düşük akım verileri ise 1410 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri (0.4),1314 numaralı istasyonlardadır.

9 istasyonun $\bar{x}$ değerlerinin en az %58'i, s değerlerinin en az %77'si ve CV değerlerinin en az %68' i bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

5 numaralı bölge, 2. Yolla bulunan 3. Homojen bölge ile aynı çıkmıştır.

6 numaralı bölgede; 1905, 1906, 1907, 1801, 1805, 1501, 1517, 1535, 1712 nolu istasyonlar bulunmaktadır. Yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verileri 1805 numaralı istasyonunda, en düşük akım verileri ise 1907 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri (0.2), 1501 numaralı istasyonlardadır.

9 istasyonun $\bar{x}$ değerlerinin en az % 70'i, s değerlerinin en az %76'si ve CV değerlerinin en az %78' i bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

7 numaralı bölge; 2122, 2151, 2147, 2505 nolu istasyonlardan oluşan küçük bir homojen bölgedir. Yıllık ortalamalarına göre en büyük akım verileri 2151 numaralı istasyonunda, en düşük akım verileri ise 2147 numaralı istasyonda gerçekleşmiştir. En küçük CV değerleri (0.2), 2151 numaralı istasyonlardadır.

4 istasyonun $\bar{x}$ değerlerinin en az %80'i, s değerlerinin en az %76'sı ve CV değerlerinin en az %82' si bölge ortalamalarının ±s değerleri arasındadır.

Bu sonuçlara göre, 3 farklı yolla belirlenen ve akım ağında yaklaşık olarak aynı bölgeyi temsil eden homojen akım bölgelerinin istatistiksel karakteristikleri benzer değerleri göstermektedir.

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

5.1. Sonuçlar

Elektrik İşleri Etüt İdaresi (EİE) tarafından işletilen 25 nehir havzası üzerindeki 90 akım gözlem istasyonunun yıllık pik akım verilerine uygulanan Taşkın Frekans Analizi, Trend Analizi ve Ana Bileşenler Analizine ait sonuçlar aşağıda kısaca özetlenmeye çalışılmıştır.

5.1.1. Taşkın Frekans Analizi

Çalışmanın birinci aşamasında Türkiye geneline yayılmış 90 akım gözlem istasyonuna ait yıllık pik akım serilerine frekans analizi ugulanmıştır. 3. Bölümde de anlatıldığı gibi taşkın frkekans analizinin temel olarak dayandığı iki hipotezden birisi olan bağımsızlık ilkesinin varlığı 5 bağımlılık testi ile araştırılmıştır. Uygulanan bağımlılık testlerinden enaz iki tanesinin verilen değerler dışında kalması sonucu, eldeki istasyonların 8 tanesi bağımlılık sinyalleri vermektedir. Bunlardan 101, 1224, 2304 ve 2610 nolu istasyonlar üç test, 1221, 1517, 1906 ve 2004 nolu istasyonlar iki test sonucuna göre bağımlılık göstermişlerdir.

Uygulanan değişik testler, gerçekten rastgele olmayan zaman serileri arasında ince ayrıntıları ayırt edip en iyi çözümü göstermede aynı güce sahip değillerdir. Testlerin gücü, eldeki serilerin büyüklüğüne ve devamlılığına bağlıdır. Bunun yanı sıra, her bir testin bir diğerinden bağımsız olmasından dolayı, rastgele bir prosesle meydana gelmeyen akarsu gözlem değerlerini tanımlamada belirli bir güven sınırı ile aynı kombinasyonda kullanılamazlar. Yapılan uygulama neticesinde, otokorelasyon testinin bir ilk sıra Markov serisi için en güçlü yaklaşım verdiği görülmüştür. Ancak, testlerin hiçbirisi bağımlılığın uzun süre devam edip etmediğini (long memory of persistence) ayırt etmek için tasarlanmamışlardır ve bu tip devamlılığa karşı güçleri oldukça azdır (Büyükkaracığan ve Kahya, 1997).

Test sonuçlarına dayanarak, uygulanan beş testin en az ikisinde sadece 8 akarsu akım serisi bağımlılık göstermesi, bunun da alınan tüm istasyonların % 10 undan daha az olması neticesinde, Türkiye'deki yıllık pik akımların bağımsız oldukları yani rastgele değişkenler oldukları sonucuna varılabilir.

Frekans analizinin ikinci aşamasında bağımlılık gösteren 8 istasyona ait veriler dışında kalan 82 yıllık pik akım serisinin taşkın frekans analizi gerçekleştirilmiştir. 4. Bölümde sunulan uygunluk testleri değerlendirmeleri sonuçlarına göre Pearson 3 ve Log-Pearson 3 dağılımları genelde en fazla sayıda uygunluk göstermiştir. Ancak, ele alınan tüm istasyonların tamamında tek bir model ısrarı uygun olmamıştır. Örneğin literatürde az kullanılmalarına rağmen Log-Boughton ve Log-Logistic dağılımları, bazı istasyonlarda oldukça uygun sonuçları vermektedirler. Literatürde çok kullanılan Log-normal 2 ve Log-normal 3 dağılımları birkaç istasyon için en uygun dağılım modeli olarak çıkmalarına rağmen, diğer istasyonlar için en iyi ikinci ve üçüncü dağılım olamamışlardır. Ekstrem değer dağılımı, Pearson 3 ve Log-Pearson 3 dağılımlarından sonra serilere en uygun dağılım olmuştur. Gumbel dağılımı diğer dağılımlar kadar başarılı olamamıştır. Bunun yanında, Pareto ve Wakeby olasılık dağılımları eldeki 82 istasyonun çoğunda güvenlik sınırları içerinde kalarak uygun sonuçlar vermelerine rağmen, hiçbir istasyonda en iyi 3 arasına girememişlerdir.

Parametre tahmin yöntemlerinden birisi olan momentler yöntemi, özellikle Gumbel dağılımı için en uygun sonucu vermekle birlikte, maksimum olabilirlik yöntemi Log-Logistic ve Log-Pearson 3, Log-normal 3 ve Pearson dağılımlarında belirgin bir üstünlük sağlamıştır. Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi, Pearson 3 ve maksimum olabilirlik yöntemi ile birlikte Log-Logistic dağılımlarının parametre tahminlerinde diğer yöntemlere göre daha iyi sonuç vermiştir. Bunun yanı sıra özgün olasılık ağırlıklı momentler yönetim, karışık momentler yöntemi ve maksimum entropi yöntemi bazı istasyonlar ve dağılımlar için uygun sonuçlar vermelerine rağmen diğer yöntemlerin gerisinde kalmışlardır. Sonuç olarak maksimum olabilirlik yöntemi olasılık dağılımlarının genelinde en iyi sonuç veren parametre tahmin yöntemi olmuştur.

Çalışma sonucunda dikkat çekici diğer bir husus da, bazı istasyonlar için sadece birkaç dağılım modelinin uygunluk testlerinden başarıyla geçmeleridir. Eğer

güven limitlerinin düşürülmesi söz konusu olsa idi uygun dağılım model sayısının artması beklenmesi tabii bir durumdur. Genel olarak tüm olasılık dağılımları güvenlik sınırlar içerinde kalarak serilere uygun olduğu görülmüştür.

5.1.2. Trend Analizi

Türkiye'deki yıllık pik akım verilerinin trendlerinin belirlenmesi için kullanılan parametrik ve parametrik olmayan metotlara göre sadece 324, 2124, 2134, 2145 ve 2505 nolu istasyonlarda azalan trend bulunmuş; ülkenin tamamına yakın kısmında trend belirlenmemiştir (Tablo 4.11). Her bir istasyondaki trendlerin ve trend yönlerinin homojenliği, Van Belle ve Hughes metoduyla test edilmiştir. Van Belle ve Hughes testinin sonuçları, diğer testlerin sonuçlarıyla oldukça tutarlı görünmektedir.

Akım trendleri ile yağış değişimlerini arasındaki ilişkiyi araştırmak amacıyla birçok araştırmacı tarafından yapılmış çok sayıda analiz mevcuttur (Kalaycı, 2003). Örneğin, akımın yağıştaki değişimlere ve diğer iklimsel parametrelere karşı ilişkisinin belirtildiği Douglas ve ark. (2000) tarafından yapılan çalışma dikkate alınarak, akım verilerindeki *(azalan)* trendlerin iklim değişimiyle ilişkisi incelenebilir. Buna göre, Türkiye'nin 1938-1989 periyodundaki ortalama yıllık sıcaklık verilerini inceleyen Kadıoğlu (1997), yıllık minimum ve mevsimlik ortalama sıcaklıklarda artan trendler olduğunu göstermiştir. 1930-93 yılları arasındaki alan ortalamalı yıllık ve kış yağış serileriyle çalışan Türkeş (1996a), 7'si Akdeniz yağış bölgesinde bulunan 15 istasyondaki yıllık yağışlarda istatistiksel olarak önemli azalan trendler belirlemiş ve bu trendlerin çoğuna, çalışma periyodunun son 20-25 yılı boyunca oluşan azalmaların neden olduğu sonucuna varmıştır. Bunun yanında Aylık ortalama akımlar üzerinde çalışan Kalaycı (2003) ve Say (2006) Türkiye sathında azalan trendler bulmuşlardır. 1960'lı yıllardan sonra, Afrika'dan Endonezya'ya uzanan tropikal kuşaklar üzerindeki yağışlarda ve buna bağlı olarak da akarsular, göl seviyeleri ve toprak nemlerinde ani düşüşler gözlenmiştir. 1970'li yılların başı ile 1990'lı yılların ortası arasındaki kurak koşullardan en fazla Ege, Akdeniz, Marmara ve Güneydoğu bölgeleri etkilenmiştir (Türkeş, 1996b).

Yapılan bölgesel homojenlik testi sonucunda havza bazında yapılan analiz

neticesinde hiçbir havzada bölgesel homojenliğe rastlanmamıştır. Aylık ve yıllık ortalama akım çalışmalarının aksine çalışmamız sonucunda birkaç istasyon dışında trende rastlanmaması yıllık pik akım serilerinin anlık değerlerden oluşması ve bağımsızlık özelliğinden kaynaklandığı sonucuna varılabilir.

5.1.3. Ana Bileşenler Analizi

Türkiye'deki akım verilerinin uzaysal ve zamansal değişimlerinin belirlenmesi için kullanılan analiz sonuçlarına göre 1970-2005 yılları arasındaki yıllık pik akımların toplam varyansının %75'inden fazlası, *(özdeğeri 1'den büyük olan)* sadece ilk 14 ana bileşenle tanımlanabilmektedir (Tablo 4.32). Birinci ana bileşen, toplam varyansın 1/3'ünden fazlasını (%40.121), ilk 2 ana bileşen ise toplam varyansın yarıdan fazlasını (%54.87) açıklamaktadır. Bu bileşenler, baskın varyansı ortaya çıkaran *N kuralı* kullanılarak test edilmiş ve varyansın yaklaşık yarısından çoğunu açıklayan ilk 2 ana bileşenin istatistiksel olarak önemli olduğu sonucu tespit edilmiştir.

Bu çalışmada yıllık pik akım verileri kullanılarak belirlenen ana bileşenler ve akım anomali haritaları, yıllık veriler için yapılacak ana bileşenler analizi sonuçlarıyla karşılaştırılabilir. 36 yıl periyodundaki verilerin kullanıldığı bu çalışma 2005 yılına kadar verileri kapsadığından literarürdeki en güncel çalışma olarak kabul edilebilir. Bunun yanında, Türkiye geneli için uzun süreli sıcaklık ve yağış verilerine uygulanan ana bileşenler analizi sonuçlarıyla, çalışmamız sonuçları kıyaslandığında yıllık pik akım, yağış sıcaklık ilişkisi daha anlamlı olarak ortaya konulabilir.

Bunlardan farklı olarak, toplam varyansın büyük bir çoğunluğunu açıklayan ana bileşenlere ait değerlere trend analizi uygulanarak elde edilecek sonuçlar, çalışma sonuçlarıyla karşılaştırılabilinir.

Ana bileşenler analizinden elde edilen 1'den büyük özdeğerli ilk 14 bileşen varimax yöntemiyle döndürülerek, 90 akım gözlem istasyonu birbiriyle yüksek derecede ilişkili bağımsız homojen akım bölgelerine ayrılmıştır (Şekil 4.5). Bu amaçla, literatürde uygulanmayan 3 farklı yol kullanılmış ve her bir yolla belirlenen

akım bölgelerindeki istasyon verilerinin bazı istatistiksel özelliklerinin benzer özellikler gösterdiği görülmüştür.

Bunun yanınında, trend analizinde bölgesel homojenlik bulunmamasına rağmen, ana bileşenşler analizinde farklı metotlarla bölgesel homojen bölgeler tespit edilmiştir.

Genel olarak; bu çalışmada yıllık akım verilerine uygulanan analizler, sıcaklık ve yağış verilerine de uygulanmalı ve elde edilen sonuçlar karşılaştırılmalıdır.

5.2. Öneriler

Yıllık pik akım değerleri incelendiğinde, genellikle ocak ile nisan ayları arasına gerçekleştiği gözlemlenmiştir. Taşkın nedeniyle meydana gelen zararlardan korunmak amacıyla alınacak tedbirlerin bu aylarda daha sıkı tutulması gerekmekte, ayrıca bu aylardaki gözlemlerde daha dikkatli olunmalıdır (Onüçyıldız, 1999)..

Özellikle büyük drenaj havzasına sahip olan akarsularda taşkın pik değerinin şiddetli yağıştan saatlerce sonra oluşması taşkının önceden tahmin edilmesine imkân vermektedir. Seviye ölçümlerinin anlık olarak EİE merkezine ulaştırılması ve verilerinin anında değerlendirilmesiyle taşkın tahminin taşkından birkaç saat önce yapılabilmesine imkân sağlanabilir.

Yıllık pik akım serileri için gerçekleştirilen trend analizi, diğer iklim elemanlarının trendleri ile birlikte incelenebilir. Bu ise aylık ve günlük pik akım serilerinin incelenmesiyle daha sağlıklı olacaktır. İklimsel değişimlerin hidrolojik olayları doğrudan etkilediği açık olduğundan, yağış-akım gibi, iklim ve hidrolojik olaylar arasındaki bağlantılar daha özel ölçekte incelenebilir.

Gelecekte Türkiye' nin izleyeceği su politikaları, gerçekleştirilecek su yapıları projeleri, içme ve kullanma amaçlı akarsulardan yararlanma ihtiyacı düşünüldüğünde, genelde azalan yönde trend belirlenmiş olması havzalardaki su kaynaklarının planlanmasında daha rasyonel davranılması gerektiğini ortaya koymuştur.

Her ne kadar yıllık pik akım serilerinde belirgin bir trende rastlanmamış olsa

da, yapılmış çalışmalar gösteriyor ki, önümüzdeki yıllarda akış durumuna geçen su miktarındaki azalma sonucu Türkiye'den kaynaklanıp komşu ülkelere su taşıyan nehirlerin debilerinde önemli azalmalar olacaktır. Uluslar arası hukuka göre, söz konusu akarsuların bir miktarının komşu ülkelerin hak ve ihtiyaçlarını karşılamak üzere bırakılmasında belirlenen ölçünün değişmekte olan iklim şartlarını esas alarak ayarlanması gerekecektir. Bununla birlikte akarsular çevresinde yaşayan ve bunlara bağımlı olarak yaşayan insanların durumları gözden geçirilmelidir.

Azalan trend tespit edilen havzalardaki yerleşim bölgelerindeki nüfusun gelecekteki su ihtiyacı şimdiden belirlenmeye çalışılmalı ve havzalar için gerekli master plan çalışmaları yapılmalıdır.

Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar da dikkate alınarak, Türkiye'deki su kaynaklarının daha verimli bir şekilde kullanılması yönünde çalışmaların yapılması ve özellikle havza yönetimi konusunda acil tedbirler alınması gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Sınır aşan akarsuların boşa akan suların da biriktirilmesi ve değerlendirilmesi ile ilgili projeler gerçekleştirilmelidir.

6. KAYNAKLAR

Akyürek M., Önöz, B., Bayazıt, M., ve Cığızoğlu, M, 2004. Türkiye Yıllık Ortalama Akımlarının Trend Analizi, 40-48. IV. Ulusal Hidroloji Kongresi ve Hidrolojide Yeni Yöntemler Semineri.

Altıparmak, B., 2008. Fırat Havzası Taşkın Mevsimselliğinin Belirlenmesi, Yüksek Lisans Tezi, İ.T.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü.

Angı, E.A. ve Özkaya, M., 2004. Türkiye' deki Yüzeysel Akımlar ve Trendleri, 48-56 IV. Ulusal Hidroloji Kongresi ve Hidrolojide Yeni Yöntemler Semineri, Ankara.

Anlı, S.A. ve Okman, C., 2005. Aksu Çayı Günlük Ektrem Akışların Dağılımı, 9: 53-60. Harran Üniversitesi Zıraat Fakültesi Dergisi, Urfa.

Anlı, S.A., 2006. Giresun Aksu Havzası Maksimum Akımlarının Frekans Analizi,. Akdeniz Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 19(1), 99-106, Antalya.

Arslan, O., 2007. Sismik Veri Analizinde Yapay Sinir Ağı Tabanlı Ana Bileşenler Analizi Modeli, 546- 555. International Earthquake Symposium, Kocaeli.

Arslan, O., 2008. Su Kalitesi Verilerinin CBS ile Çok Değişkenli İstatistik Analizi (Porsuk Çayı Örneği). Jeodezi, Jeoinformasyon ve Arazı Yönetimi Dergisi, 2:99.

Aşıkoğlu, Ö.L. ve Benzeden, E., 2007. Standart Süreli Yıllık Maksimum Akımlar İçin Kararlı Frekans Dağılım Modelleri. Fırat Üniversitesi Fen ve Müh. Bil. Dergisi, 19(4), 543-551.

Baldwin, C.K. ve Lall, U., 2000. Dramatic fluctuations of Devils Lake, North Dakota: Climate connections and forecasts, Final Report, February 28, 24. Institute for Water Resources, US Army Corps of Engineers.

Bargaoui, Z., 1994. Comparasion of Some Estimation Methods in Frequency Analysis. Journal of Hydraulic Engineering, 120: 228-235.

Bartlein, P.J., 1982. Streamflow anomaly patterns in the USA and Southern Canada: 1951-1970, Journal of Hydrology 57, 49-63.

Bayazıt, M., 1981. Hidrolojide İstatistiksel Metotlar, İTÜ Matbaası, İstanbul.

Bayazit, M., Cigizoglu, H. K., Önöz, B., 2002. Türkiye Akarsularında Trend Analizi, Türkiye Mühendislik Haberleri, 420-421-422 (4-5-6): 8-10.

Bayazıt, M. ve Önöz, B., 2004. Istasyonlar Arasi Bağimliliğin Bölgesel Taşkin Tahminlerinin Örnekleme Varyansina Etkisi, 63-70, IV. Ulusal Hidroloji Kongresi ve Hidrolojide Yeni Yöntemler Semineri.

Benjamin, J. R., and C. A. Cornell, 1970. Probability, Statistics, and Desicion for Civil Engineers. McGraw-Hill Bode Company, New York.

Berryman, D., Botee, B., Chris, B., Haemmerli, J., 1998. Nonparametric Test for Trend Detection in Water Quality Time Series. Water Resources Bulletin, 24(3): 245-556.

Boobe, B., 1975. Logarithmic Pearson Type 3 Distributions and its Application in Hydrology. Water Resources Research, 11(5), 581-689.

Burn, D.H. ve Elnur, M.A.H., 2002. Detection of hydrologic trends and variability, Journal of Hydrology, 255, 107-122.

Büyükkaracığan N. and E. Kahya, 1997. The Dependence Analysis of Annual Peak Flows of Streams in Konya Basin, PP:274-282. International Conference on Water Problems in Mediterranean Countries, Near East University, Northern Cyprus.

Büyükkaracığan, N., ve Kahya, E., 2007. Taşkın Frekans Analizinde Kullanılan Değişik Dağılımların Konya Kapalı Havzası Yıllık Pik Akım Serilerine Uygulanıp Karşılaştırılması. Uluslararası Küresel İklim Değişikliği ve Çevresel Etkileri Kongresi (UKIDEK), Konya.

Büyükkaracığan, N., 2004. Gediz Havzası Yıllık Pik Akım Serilerinin Taşkın Frekans Analizi. Doktora Semineri, S.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.

Büyükyıldız, M., 2004. Sakarya Havzası Yağışlarının Trend Analizi ve Stokastik Modellemesi. Doktora Tezi, Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.

Carlier, M.A.1992. (Chairman of Committe on Design Flood), Selection of Design Flood, Paris, 223.

Carrigan, P.H. ve C.S. Huzzen, 1967. Serial Correlation of Annual Floods Proceedings. The International Hydrology Sympousium, Colorado.

Castellarin, A., Burn, D.H. and Brath, A., 201. Assessing The Effectiveness Of Hydrological Similarity Measure For Flood Frequency Analysis. Journal of Hydrology, 241: 270-285

Cayan, D.R., ve Peterson, D.H., 1989. The Influence of North Pacific Atmospheric Circulation on Streamflow in the West. Geophysical Monogram Series 55, 375-397.

Cığızoğlu, H.K., Bayazıt, M, Önöz, B., Yıldız M., ve Malkoç Y., 2004. Türkiye Nehirleri Taşkın, Ortalama ve Düşük Akımlarındaki Trendler, 56-52. IV. Ulusal Hidroloji Kongresi ve Hidrolojide Yeni Yöntemler Semineri.

Cullen, H.M., ve Menocal, P.B., 2000. North Atlantic influence on Tigris-Euphrates streamflow. International Journal of Climatology 20, 853-863.

Çubukçu, N., 1993. Türkiye'deki İklim Verilerine PCA Uygulaması. İstanbul Teknik Üniversitesi Meteoroloji Mühendisliği Bölümü Lisans Tezi, İstanbul, Türkiye, 101.

Douglas, E.M., Vogel, R.M. ve Kroll, C.N., 2000. Trends in floods and low flows in the United States: Impact of spatial correlation. Journal of Hydrology 240, 90-105.

EİEİ, 1952-2005. Su Yılı Akım Değerleri. EİEİ Hidrolik Etüd Dairesi, EİE Genel Müdürlüğü, Ankara.

Englehart, P.J. ve Douglas, A.V., 1985. A statistical analysis of precipitation frequency in the conterminous United States, including comparisons with precipitation totals. Journal of Climate and Applied Meteorology 24, 350-362.

Erdoğan, F., 1989. Türkiye'de Yaygın Kuraklıklar. Meteoroloji Mühendisleri Odası Bülteni, 2, 1-4.

Fill, H.D., Steiner, A.A., 2003. Estimating Instantaneous Peak Flow From Mean Daily Flow Data. Journal of Hydrologic Engineering, Vol. 8, No. 6, November 1, 203, 365-369.

Granger, O.E., 1984. Twentieth-century Climate Anomaly Patterns Over the Southwestern United States, Physical Geography, 5 (2), 164-185.

Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., and Matalas, N.C., 1979. Probability Weighted Moments: Definition and Relation of Parameters of Several Distributions Expressible İn Inverse Form. Water Resources Research, 15: 1049-1054.

Haan, C.T., 1977. Statistical Methods in Hydrology. The Iowa State University Press, Ames, Iowa, USA, 377.

Haktanır, T., 1990. A Few Distributions Complied Together For Flood Frequency Analysis. Doğa Dergisi, 14 : 146-165.

Haktanır, T., 1991a. Statistical Modelling of Annual Maximum Flows in Turkish Rivers. Hydrological Sciences 36 , 4: 367-389.

Haktanır, T, 1991b. Pratical Computation of Gamma Frequency Factors. Hydrological Sciences 36,6: 559-610.

Haktanır, T., and Horlacher H.B., 1993. Evaluation of Various Distributions for Flood Frequency Analysis. Hydrological Sciences Journal 136 (1-4), 15-32.

Haktanır, T, and Bozduman, A. 1995. A study on Sensitivity of the Probability-Weighted Method on the Choice of the Plotting Position Formula. Journal of Hydrology 168: 265-281.

Haktanır, T., 1997. Self Determined Probability-Weighted Moments Method and its Application to Various Distributions, Journal of Hydrology. 97 May: 34-60

Haktanır, T., 2000. Taşkın Frekans Analizi İçin Paket Program. Erciyes Üniversitesi Mühendislik Fakültesi, Kayseri.

Heo, J.H., Boes, D. and Salas J.D., 2001. Regional Flood Frequency Analysis Based on Weilbull Mode. Journal of Hydrology, 242: 157-170.

Hirsch, R.M., Slack, J.R. ve Smith, R.A., 1982. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. Water Resources Research 18 (1), 107-121.

Hirsch, R.M., ve Slack, J.R., 1984. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. Water Resources Research 20 (6), 727-732.

Hirsch, R.M., Alexander, R.B., ve Smith, R.A., 1991. Selection of methods for the detection and estimation of trends in water quality, Water Resources Research 27 (5), 803-813.

Hosking, J.R., 1986. Estimation of The Generalized Extreme Value Distribution by The Method of Probability-Weihgted Moments. Technometrics 27: 251-261.

Howitt, R., and Reynaud, A., 2003. Spatial Dissagregation of Agricultural Data Using Maximum Entropy, European Review of Agricultural Economics, 30(3): 1-29.

İçağa, Y., 1994. Analysis of Trends in Water Quality Using Nonparametric Methods. Dokuz Eylül University Institute for Graduate Sciences, Thesis of Master Degree in Civil Engineering, İzmir, Turkey, 174.

İçağa, Y. ve Harmancıoğlu, N., 1995. Yeşilırmak Havzasında su Kalitesi Eğilimlerinin Belirlenmesi, 482-497. Türkiye İnşaat Mühendisliği XIII. Teknik Kongresi, 20-22 Aralık, Ankara, Türkiye.

Jain, S. ve Lall, U., 2000. Magnitude and Timing of Annual Maximum Floods: Trends and Large-scale Climatic Associations for the Blacksmith Fork River, Utah. Water Resources Research 36 (12), 3641-3651.

Kadıoğlu, M., 1993. Türkiye'de İklim Değişikliği ve Olası Etkileri. Çevre Koruma Dergisi 47, 34-37.

Kadıoğlu, M., Toros, H. ve Kurtuluş, B., 1994. Küresel Isınma ve Türkiye'de Yağış Trendleri, Su ve Toprak Kaynaklarının Geliştirilmesi Konferansı, 467-476. 12 Nisan, Ankara, Türkiye.

Kadıoğlu, M., 1995. Türkiye Genelinde Hava Kirliliğinin Ana Bileşenler Analizi, II. Hava Kirliliği Kontrol ve Modelleme Sempozyumu, 102-111. 22-24 Mart, İstanbul, Türkiye.

Kadıoğlu, M., ve Erdun, H., 1995. Marmara Bölgesinde Yağışın Ana Bileşenler Analizi. Turkish Journal of Engineering and Environmental Science 19, 335-341.

Kadıoğlu, M., 1997. Trends in Surface Air Temperature Data over Turkey. International Journal of Climatology 17, 511-520.

Kadıoğlu, M. ve Çepniler, B., 1998. Türkiye'deki Yağiş Bölgelerinin Ana Bileşen Analizi ile Tespiti, 110-119. II. Ulusal Hidrometeoroloji Sempozyumu, 18-20 Kasım, Ankara, Türkiye,

Kahya E., 1991. U.S Streamflow Patterns Associated With the Extrem Phases of Southern Osciallation, University of California, Los Angles.

Kahya, E. ve Dracup, J.A., (1993). US Streamflows Patterns in Relation to the El Niño/Southern Oscillation. Water Resources Research 29(8), 2491-2503.

Kahya, E. ve Büyükkaracığan, N., 1998. Susurluk Havzası Akarsuları Yıllık Pik Akım Serilerinin Taşkın Frekans Analizi, 273-281. II. Ulusal Hidrometeoroloji Sempozyumu, Ankara.

Kahya, E. ve Gürses, C., 1998. Konya Havzası'ndaki Yıllık Pik Akımların L-momentler Yöntemi ile Taşkın Frekans Analizi, 291-299. II. Ulusal Hidrometeoroloji Sempozyumu, Ankara.

Kalaycı, S. ve Kahya, E., 1998. Susurluk Havzasi Nehirlerinde Su Kalitesi Trendlerinin Belirlenmesi. Turkish Journal of Engineering and Environmental Science 22, 503-514.

Kalaycı, S. ve Kahya, E., 2002. Streamflow Trends In Sakarya Basin, 1241-1250. Fifth International Congress on Advances in Civil Engineering (ACE 2002), , September 25-27, İstanbul, Turkey.

Kalaycı, S., Kahya, E. ve Kabdaşlı, S., 2002. Variability of Akşehir and Beyşehir Lake levels in Turkey, Third International Symposium on Sustainable Agro-environmental Systems: New Technologies & Applications, October 26-29, Cairo, Egypt.

Kalaycı, S., 2003. Türkiye' deki Nehir Debisi Değerlerinin Değişkenlik Analizi, Doktora Tezi, Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.

Kalaycı, S., Büyükyıldız, M., Kahya, E. ve Alp, M., 2007. Marmara Havzasi Nehirlerinde Yüzey Suyu Kalitesi Verilerinin Farkli Gözlem Yillarindaki Değişimleri. Uluslararası Küresel İklim Değişikliği ve Çevresel Etkileri Kongresi (UKIDEK), Konya.

Karabörk, M.Ç. ve Kahya, E., 2002. The Teleconnections Between Turkish Streamflows and Large-Scale Atmospheric Circulation Patterns, 1181-1190. Fifth International Congress on Advances in Civil Engineering (ACE 2002), September 25-27, İstanbul, Turkey.

Karım A. and Chowdhury J.U., 1995. A Comparasion of Four Distributions Used in Flood Frequency Analysis in Bangaldesh. Hydrological Sciences, 40: 55-65.

Kirkyla, K.I., ve Hameed, S., 1989. Harmonic Analysis of the Seasonal Cycle in Precipitation Over The United States: A Comparison Between Observations and General Circulation Model. Journal of Climate 2, 1463-1475.

Kjelsen, R., Smithers J.C. and R. E. Schulze, 2002. Regional Flood Frequency Analysis in the KwaZulu-Natal Provience, South Africa, Using the Index-Flood Method. Journal of Hydrology, 255: 1-4.

Kosif, K., 1999. Yeşil Irmak Havzası Yıllık Parametrelerinin Trend Analizi, Yüksek Lisans Tezi, G.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, 1-25.

Kosif, K., 201. Samsun İlinde İklim Trendleri. DSİ Teknik Bülteni, 98: 3-13

Kothyari, U.C., Singh, V.P., ve Aravamuthan, V., 1997. An Investigation Of Changes in Rainfall and Temperature Regimes of The Ganga Basin in India. Water Resources Management 11, 17-34.

Koutrouvelis, I.A. and Canavos, G.C., 2000. A Comparison of Moment-Based Methods of Estimation for The Log Pearson Type 3 Distribution. Jornal of Hydrology 234: 71-81.

Rao, C.R., 1983. Handbook of Statistic, 71-104. Pennsylvania State University Press, USA.

Kömüşcü, A.Ü. ve Ceylan, A., 2004. Yağış Şiddeti ve Tekerrür Periyotlarına Göre Türkiye'de Sel ve Taşkın Oluşumuna Eğilimli Alanların Belirlenmesi, 72-76.IV. Ulusal Hidroloji Kongresi ve Hidrolojide Yeni Yöntemler Semineri,

Kutoğlu, H.Y., Yılmaz T., 2001. Su Yüzü Profiline Örnek Uygulama, 214-220. I. Türkiye Su Kongresi, İstanbul, Türkiye.

Kutoğlu, H.Y., Basmacı E., 2001. Taşkın Koruma Projesi Planlama Çalışmaları, 232-238. I. Türkiye Su Kongresi, İstanbul, Türkiye.

Lins, H.F., 1985. Streamflow variability in the United States: 1931-1978. Journal of Climate and Applied Climatology 24, 463-471.

Lins, H.F., 1997. Regional Streamflow Regimes and Hydroclimatology Of The United States. Water Resources Research 33 (7), 1655-1667.

Lins, H.F. and Slack, J.R., 1999. Streamflow Trends in the United States. Geophysical Research Letters 26 (2), 227-230.

Marshall, J., Kushnir, Y., Battisti, D., Chang, P., Czaja, A., Dickson, R., Hurrell, J., McCartney, M., Saravanan, R. ve Visbeck, M., 2001. North Atlantic Climate Variability: Phenomena, Impacts and Mechanisms. International Journal of Climatology 21, 1863-1898.

McCuen R. H. and Beighley E. R., 2003. Seasonal Low Frequency Anlysis , Journal of Hydrology 203.

Moraes, J.M., Pellegrino, G.Q., Ballester, M.V., Martinelli, L.A., Victoria, R.L. and Krusche, A.V., 1998. Trends In Hydrological Parameters of a Southern Brazilian Watershed and its Relation to Human Induced Changes. Water Resources Management 12, 295-311.

Mutua, F., 1994. The use of The Akaike Information Criterion in the Identification of An Optimum Flood Frequency Model. Hydrologic Sciences 39: 235-243.

Northrop, P.J., 2002. Likehood-Based Approaches to Flood Frequency Estimation. Journal of Hydrology 292:9

Onüçyıldız, M., 1994. Türkiye Akarsularında Gözlenen Pik Değerler. Doktora Semineri, s: 3-12. S.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.

Onüçyıldız, M., 1994. Türkiye Akarsularında Taşkın Debilerinin Belirlenmesi. Doktora Tezi, s: 1-47. S.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.

Önöz, B., 1994. Yeni Bir Parametre Tahmin Yöntemi Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi. DSİ Teknik Bülteni, 81: 49-54.

Önöz, B. and Bayazıt M., 1995. Best-Fit Distributions of Largest Available Flood Samples. Journal of Hydrology, Vol.167, p.195-208.

Önöz B. and Bayazıt M., 2001. Effect of The Occurence Process of The Peaks Over Threshold on The Flood Estimates. Journal of Hydrology, 244: 86-96.

Önöz B. ve Bayazıt M., 2004. Türkiye'deki Enbüyük Taşkınların Zarf Eğrileri. İ.M.O. Teknik Dergisi 2004: 3125-3131.

Özcan, E., 2006. Ortalama Günlük Akımlardan Anlık Pik Akımların Tahmin ve Doğu Karadeniz Havzası Uygulaması. İTÜ Fen Bilimleri Enstitüsü, İstanbul, Türkiye.

Özeli N., 2004. Türkiye' deki Nehir Akımları Aylık Verilerinin Non-parametrik Yöntemlerle Trend Analizi. Yüksek Lisans Tezi, S.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.

Özdemir, H., 2008. Havran Çayı'nın (Balıkesir) Taşkın Sıklık Analizinde Gumbel ve Log Pearson Tip III Dagılımlarının Karşılaştırılması, Coğrafi Bilimler Dergisi 6(1), 41-52.

Özen, B. ve Benzeden, E., 2005. Batı Karadeniz İçin Bölgesel Frekans Analizi. İMO Teknik Dergi, 48: 691-699.

Özfidaner, M., 2007. Türkiye Yağış Verilerinin Trend Analizi ve Nehir Akımları Üzerine Etkisi. Yüksek Lisanas Tezi, Ç.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Adana.

Özgüler, H., 2001. Akim ve su Kalitesi Parametreleri Arasindaki İlişkilerin Ana Bileşenler Analizi ile Belirlenmesi, 193-20. III. Ulusal Hidroloji Kongresi, 27-29 Haziran, İzmir, Türkiye.

Papadimitriou, A. and Maheras, P. 1991. Some İstatistical Characteristics of air Temperature Variations at Four Mediterrian Stations. Theor. Applied Climatology 43: 105-112.

Park, W.J. and Kim, Y.G., 1992. Goodness-of-fit Tests for The Power-Law Process. Institute of Electrical and Electronics Engineers 41: 107-111, New York, NY, ETATS-UNIS.

Preisendorfer, R.W., 1988. Principal Component Analysis in Meteorology and Oceanography, 425. Elsevier Science Publishing Company, New York.

Press, H.W. and etc., 1989. Numerical Recipes. Cambridge University Press, Cambridge, New York.

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

Redmond, K.T., ve Koch, R.W., 1991. Surface climate and streamflow variability in the Western United States and their relationship to large-scale circulation indices. Water Resources Research 27, 2381-2399.

Ropelewski, C.F., ve Jones, P.D., 1987. An extention of the Tahiti-Darwin Southern Oscillation Index. Monthly Weather Review 115, 2161-2165.

Salas, J.D., Delleur, J.W., Yevjevich, V. ve Lane, W.L., 1980. Applied modeling of hydrologic time series. Water Resources Publications, 484, Littleton, CO.

Say, A., 2006. Türkiye' deki Nehir Akımları Mevsimlik Verilerinin Parametric ve Non-parametrik Yöntemlerle Trend Analizi. Yüksek Lisans Tezi, S.Ü. Fen Bilimleri Ensitüsü.

Sellers, W.D., 1968. Climatology of Monthly Precipitation Patterns in the Western United States: 1931-1966. Monthly Weather Review 96 (9), 585-595.

Serrano, A., Mateos, V.L. and Garcia, J.A., 1999. Trend Analysis of Monthly Precipitation Over The Iberian Penninsula fort the Period, 1921 – 1995. Phys Chem. Earth 24 (1-2), 24-25.

Sezginer, Y., 1988. Principal Component Analysis of Climate Variability in Turkey. İstanbul Technical University, Thesis of Master Degree in Meteorology Engineering, İstanbul, Turkey.

Smith J.A., 1989. Regional Flood Frequency Analysis Using Extreme Order Statistics of the Annual Peak Records. Water Resources Research, 25: 311-317.

Snedecor, W.S. and Cochan, W.G., 1989. Statistical Methods (8 th edition) 38-62. Iowa State University Press, USA.

Srikanthan, R., McMahon, T.A. ve J.L.Irish, 1983. Time Series Analyses of Annual Flows of Australian Streams. Journal of Hydrology 66: 213-226.

Şahin, Ö., 2007. Van ili Gevaş-Gürpınar Havzasında Çeşitli Dağılımların karşılaştırılmasıyla Frekans Analizi. Yüksek Lisans Tezi. Niğde Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.

Şorman, Ü.,ve Okur, A., 2000. L-moment Tekniği Kullanılarak, Noktasal ve Teğetsel Bölgesel Frekanas Analizinin Uygulanması. İMO Teknik Dergi, 153: 2199-2216.

Şorman, Ü., 2004. Bölgesel Frekans Analizindeki Son Gelişmeler ve Batı Karadenizde Bir Uygulama. İMO Teknik Dergi 212: 3155-3169.

Toros, H., 1993. Klimatolojik Serilerden Türkiye İkliminde Trend Analizi, Yüksek Lisans Tezi. İ.T.Ü. Fen Bilimleri Enstititüsü, İstanbul.

Türkeş, M., 1990. Türkiye'de Kurak Bölgeler ve Önemli Kurak Yıllar. Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Deniz Bilimleri ve Coğrafya Enstitüsü, İstanbul, Türkiye..

Türkeş, M., 1996(a). Spatial and Temporal Analysis of Annual Rainfall Variations in Turkey. International Journal of Climatology 16, 1057-1076.

Türkeş, M., 1996(b). Meteorological Drought in Turkey: A historical perspective, 1930-93. Drought Network News 8, 17-21.

Türkeş, M., Utku, M.S. ve Kılıç, G., 1995. Variations and Trends in Annual Mean air Temperatures in Turkey With Respect To Climatic Variability. International Journal of Climatology 15, 557-569.

Türkeş, M., 1998. Influence of Geopotential Heights, Cyclone Frequency and Southern Oscillation on Rainfall Variations in Turkey. International Journal of Climatology 18, 649-680.

Türkeş, M., 2000. El Niño-Güneyli Salınım Ekstremleri ve Türkiye'deki Yağış Anomalileri ile İlişkileri. Çevre Bilim & Teknoloji Dergisi 1 (1), 1-13.

U.S. Department of the Interior Geological Survey Office Of Water Data Coordination Reston Flood Flow Frequency, 1982. Bulletin of the Hydrology Subcommitte, Virginia.

Van Belle, G. ve Hughes, J.P., 1984. Nonparametric Tests for Trend in Water Quality. Water Resources Research 20 (1), 127-136.

Vogel R., 1987. Correction of the Probability Plot Correlation Coefficient Test For Normal, Log-Normal and Gumbel Distributional Hypotheses. Water Resour. Resources Research 23: 2013-2034.

Vogel, M. and Fennessey N., 1993. L Moment Diagrams Should Replace Product Moment Diagrams. Water Resources Research, 29: 1745-1752.

Vogel, R.M, Willbert O., McMahon,T, 1993. Flood Flow Frequency Model Selection of Southwestern United States. Journal of Water Planning and Management 119: 353-367.

Wall D. and Englot, M. 1985. Correlation of Annual Peak Flows for Pennsylvania Streams. Water Resources Bulletin,.21: 459-464.

Walsh, J.E. and Mostek, A., 1980. A quantitative Analysis of Meteorological Anomaly Patterns Over the United States: 190-1977. Monthly Weather Review 108, 615-630.

Wallis, J.R., 1989. Regional Frequency Studies Using L Moments. IBM Resources Division, New York.

Widmann, M. and Schär, C., 1997. A Principal Component And Long-Term Trend Analysis of Daily Precipitation in Switzerland. International Journal of Climatology 17, 1333-1356.

WMO, 1971. Climatic Change, 195, Geneva, Switzerland.

WMO, 1989. Statistical Distributions for Flood Frequency Analysis, World Meteorology Organization, Report no: 33, Switzerland.

Yevyevich, V.M., 1972. Stochastic Processes in Hydrology. Water Resources Publications, Colorado.

Yıldız, M, ve Saraç, M., 2008. Türkiye Akarsularındaki Akımların Trendleri ve bu Trendlerin Hidroelektrik Enerji Üretimine Etkileri, 503-516. VII. Ulusal Temiz Enerji Sempozyumu.

Yılmaz, T., 1995. Hidrolojide İstatistik Yöntemler Yüksek Lisans Ders Notları, Selçuk Üniversitesi, Konya.

Yu, Y.S., Zou, S. and Whittemore, D., 1993. Non-Parametric Trend Analysis of Water Quality Data of Rivers in Kansas. Journal of Hydrology 150, 61-80.

Yue, S., Pilon, P. ve Cavadias, G., 2002. Power of the Mann-Kendall and Spearman's Rho Tests for Detecting Monotonic Trends in Hydrological series. Journal of Hydrology 259, 254-271.

Zalina M.D., Desa M.N.M., Nguyen V.T.V., Kassim A., 2002. Selecting a Probability Distribution For Extreme Rainfall Series in Malaysia. Water Science and Technology 45 (2): 63-68.

Zhang, X., Harvey, K.D., Hogg, W.D. and Yuzyk, T.R., 2001. Trends in Canadian Streamflow. Water Resources Research 37 (4), 987-998.

EK A. İNCELENEN AKIM GÖZLEM İSTASYONLARINDA GÖZLENEN YILLIK PİK AKIM DEĞERLERİ

Tablo A.1 101 nolu Şeytan Deresi – Babaeski AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1958	26.1	1970	53.2	1982	257.0	1994	20.0
1959	28.6	1971	59.5	1983	25.6	1995	77.6
1960	757.0	1972	24.6	1984	94.8	1996	24.8
1961	25.80	1973	111.0	1985	84.6	1997	81.3
1962	45.0	1974	320.0	1986	68.1	1998	33.1
1963	91.5	1975	52.60	1987	33.5	1999	33.6
1964	31.5	1976	127.0	1988	40.9	2000	28.9
1965	91.5	1977	68.8	1989	164.0	2001	104.1
1966	136.0	1978	60.0	1990	19.6	2002	55.9
1967	102.0	1979	106.0	1991	52.7	2003	52.7
1968	95.90	1980	70.0	1992	54.3	2004	69.3
1969	140.0	1981	119.0	1993	142.0	2005	21.0

Tablo A.2 209 nolu Yakacık Deresi – Gürçeşme AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn)

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1969	92.8	1979	22.7	1989	117.0	1999	66.8
1970	69.2	1980	114.0	1990	46.0	2000	51.4
1971	53.5	1981	233.0	1991	85.3	2001	77.7
1972	55.5	1982	178.0	1992	298.0	2002	452
1973	138.0	1983	20.4	1993	138.0	2003	97.9
1974	94.50	1984	67.0	1994	35.4	2004	51.8
1975	144.0	1985	33.8	1995	219.0	2005	33.2
1976	242.0	1986	61.0	1996	10.20		
1977	145.0	1987	48.0	1997	48.90		
1978	174.0	1988	23.4	1998	71.61		

Tablo A.3 212 nolu Biga Çayı – Çınarköprü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1965	1120.0	1976	578.0	1987	270.0	1998	331.0
1966	702.0	1977	388.0	1988	108.0	1999	205.0
1967	665.0	1978	315.0	1989	437.0	2000	230.0
1968	891.0	1979	230.0	1990	98.0	2001	190.0
1969	690.0	1980	443.0	1991	179.0	2002	205.0
1970	398.0	1981	792.0	1992	597.0	2003	266.0
1971	398.0	1982	594.0	1993	398.0	2004	199.0
1972	398.0	1983	170.0	1994	196.0	2005	178.0
1973	398.0	1984	295.0	1995	2002.0		
1974	852.0	1985	268.0	1996	138.0		
1975	530.0	1986	334.0	1997	301.0		

Tablo A.4 302 nolu M. Kemal Paşa Çayı – Döllük AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1939	336.8	1956	738.0	1974	845.0	1991	1152.0
1940	3374.0	1957	143.5	1975	501.0	1992	219.0
1941	1735.0	1958	505.2	1976	679.0	1993	345.0
1942	826.0	1959	280.4	1977	1079.0	1994	419.0
1943	884.0	1960	507.0	1978	969.0	1995	644.0
1944	839.0	1961	826.0	1979	574.0	1996	341.0
1945	872.0	1962	317.0	1980	858.0	1997	588.0
1946	30.0	1964	120.0	1981	1061.0	1998	1011.0
1947	634.0	1965	817.0	1982	2420.0	1999	390.0
1948	826.0	1966	968.0	1983	251.0	2000	541.0
1949	510.0	1967	331.0	1984	1090.0	2001	224.0
1950	560.0	1968	430.0	1985	175.0	2002	676.0
1951	690.0	1969	425.0	1986	547.0	2003	190.0
1952	786.0	1970	1570.0	1987	1622.0	2004	401.0
1953	388.0	1971	546.0	1988	243.0	2005	290.0
1954	402.4	1972	899.0	1989	131.0		
1955	208.8	1973	293.0	1990	889.0		

Tablo A.5 311 nolu Orhaneli Çayı – Küçükilet AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1945	39.7	1961	86.0	1977	63.6	1993	36.0
1946	39.7	1962	39.3	1978	144.0	1994	6.0
1947	52.0	1963	85.4	1979	155.0	1995	16.3
1948	42.2	1964	106.0	1980	183.0	1996	29.2
1949	43.2	1965	49.5	1981	110.0	1997	5.4
1950	33.5	1966	126.0	1982	169.0	1998	22.8
1951	37.6	1967	26.0	1983	62.0	1999	32.2
1952	37.1	1968	149.0	1984	119.0	2000	13.4
1953	76.9	1969	74.4	1985	60.7	2001	11.5
1954	114.9	1970	145.0	1986	46.3	2002	17.6
1955	68.4	1971	26.3	1987	112.0	2003	27.7
1956	128.1	1972	39.2	1988	11.5	2004	14.9
1957	12.8	1973	50.4	1989	21.7	2005	25.0
1958	27.1	1974	62.8	1990	44.5		
1959	27.1	1975	148.0	1991	25.5		
1960	16.7	1976	50.3	1992	40.0		

Tablo A.6 314 nolu Kocaçay – Karaca AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	431.0	1967	833.0	1981	1115.0	1995	505.0
1954	262.0	1968	1481.0	1982	1325.0	1996	572.0
1955	240.0	1969	50.0	1983	384.0	1997	290.0
1956	516.0	1970	627.0	1984	167.0	1998	303.0
1957	139.0	1971	427.0	1985	271.0	1999	480.0
1958	302.0	1972	222.0	1986	632.0	2000	550.1
1959	40.0	1973	928.0	1987	582.0	2001	470.0
1960	212.0	1974	328.0	1988	783.0	2002	250.0
1961	361.0	1975	1070.0	1989	1141.0	2003	332.0
1962	451.0	1976	458.0	1990	250.0	2004	280.0
1963	1148.0	1977	685.0	1991	616.0	2005	202.0
1964	1571.0	1978	851.0	1992	246.0		
1965	707.0	1979	458.0	1993	577.0		
1966	649.0	1980	404.0	1994	552.0		

Tablo A.7 316 nolu Simavçayı – Yahyaköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	544.8	1967	1165.0	1981	1218.0	1995	563.0
1954	568.0	1968	210.0	1982	1223.0	1996	404.0
1955	373.2	1969	777.0	1983	356.0	1997	308.0
1956	549.8	1970	847.0	1984	772.0	1998	50.0
1957	132.6	1971	960.0	1985	310.0	1999	454.0
1958	442.3	1972	628.0	1986	649.0	2000	297.0
1959	546.4	1973	547.0	1987	924.0	2001	610.0
1960	1069.0	1974	730.0	1988	566.0	2002	480.0
1961	1120.0	1975	758.0	1989	362.0	2003	405.0
1962	804.0	1976	619.0	1990	511.0	2004	390.0
1963	1553.0	1977	513.0	1991	597.0	2005	215.0
1964	1430.0	1978	925.0	1992	270.0		
1965	2350.0	1979	836.0	1993	434.0		
1966	1250.0	1980	815.0	1994	676.0		

Tablo A.8 317 nolu Kocadere – Akçasusurluk AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	569.5	1970	845.0	1983	268.0	1996	303.0
1954	373.2	1971	582.0	1984	521.0	1997	268.0
1955	231.4	1972	302.0	1985	165.0	1998	298.0
1956	620.0	1973	337.0	1986	495.0	1999	202.0
1957	143.5	1974	633.0	1987	659.0	2000	324.0
1958	491.5	1975	393.0	1988	306.0	2001	402.0
1961	489.0	1976	340.0	1989	201.0	2002	248.0
1962	520.0	1977	304.0	1990	274.0	2003	328.0
1965	956.0	1978	742.0	1991	509.0	2004	340.0
1966	840.0	1979	450.0	1992	198.0	2005	230.0
1967	666.0	1980	60.0	1993	265.0		
1968	652.0	1981	963.0	1994	312.0		
1969	498.0	1982	815.0	1995	395.0		

Tablo A.9 321 nolu Nilüferçayı – Geçitköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1954	69.0	1967	61.80	1980	104.0	1993	79.20
1955	48.30	1968	162.0	1981	131.0	1994	31.30
1956	102.0	1969	169.0	1982	359.0	1995	80.0
1957	46.10	1970	273.0	1983	144.0	1996	42.0
1958	129.0	1971	164.0	1984	146.0	1997	52.0
1959	112.0	1972	153.0	1985	69.0	1998	28.40
1960	86.90	1973	102.0	1986	68.0	1999	61.3
1961	131.0	1974	174.0	1987	162.0	2000	52.7
1962	119.0	1975	133.0	1988	138.0	2001	101.3
1963	321.0	1976	125.0	1989	28.10	2002	42.0
1964	355.0	1977	121.0	1990	126.0	2003	28.0
1965	149.0	1978	113.0	1991	148.0	2004	56.0
1966	102.0	1979	120.0	1992	74.80	2005	64.0

Tablo A.10 324 nolu Atnosçayı – Balıklı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1954	220.0	1969	375.0	1982	385.0	1995	198.0
1955	172.0	1970	307.0	1983	185.0	1996	110.0
1956	308.0	1971	242.0	1984	191.0	1997	290.0
1957	45.50	1972	229.0	1985	230.0	1998	320.0
1958	192.0	1973	299.0	1986	246.0	1999	180.0
1959	321.0	1974	224.0	1987	366.0	2000	220.0
1960	302.0	1975	352.0	1988	333.0	2001	305.0
1963	349.0	1976	254.0	1989	231.0	2002	140.0
1964	303.0	1977	187.0	1990	210.0	2003	290.0
1965	550.0	1978	266.0	1991	30.0	2004	306.0
1966	387.0	1979	278.0	1992	56.10	2005	240.0
1967	357.0	1980	322.0	1993	135.0		
1968	407.0	1981	379.0	1994	234.0		

Tablo A.11 328 nolu Emet Çayı – Dereli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn)

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1965	213.0	1976	77.0	1986	42.9	1996	21.1
1967	67.8	1977	157.0	1987	102.0	1997	10.7
1968	312.0	1978	148.0	1988	10.1	1998	17.2
1969	72.0	1979	88.0	1989	10.2	1999	9.8
1970	188.0	1980	272.0	1990	42.7	2000	31.5
1971	106.0	1981	116.0	1991	52.4	2001	19.7
1972	125.0	1982	217.0	1992	39.2	2002	51.6
1973	158.0	1983	63.0	1993	132.0	2003	28.8
1974	137.0	1984	212.0	1994	32.3	2004	31.0
1975	60.5	1985	45.5	1995	51.9	2005	11.1

Tablo A.12 407 nolu Bakırçay – Eğrigöl AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn)

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	312.0	1973	403.0	1984	248.0	1995	215.0
1963	795.0	1974	220.0	1985	137.0	1996	188.0
1964	647.0	1975	375.0	1986	201.0	1997	219.0
1965	690.0	1976	297.0	1987	410.0	1998	202.0
1966	788.0	1977	275.0	1988	241.0	1999	133.0
1967	790.0	1978	255.0	1989	189.0	2000	155.0
1968	705.0	1979	320.0	1990	217.0	2001	132.0
1969	623.0	1980	261.0	1991	223.0	2002	198.0
1970	320.0	1981	332.0	1992	88.50	2003	281.0
1971	383.0	1982	436.0	1993	168.0	2004	207.0
1972	204.0	1983	223.0	1994	122.0	2005	181.0

Tablo A.13 509 nolu Medarçayı – Kayalıoğlu AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	112.0	1973	83.80	1984	135.0	1995	115.0
1963	230.0	1974	240.0	1985	20.70	1996	88.0
1964	112.0	1975	88.10	1986	46.10	1997	109.0
1965	406.0	1976	87.40	1987	199.0	1998	152.0
1966	140.0	1977	46.30	1988	69.0	1999	155.0
1967	138.0	1978	180.0	1989	16.90	2000	152.0
1968	262.0	1979	189.0	1990	109.0	2001	132.0
1969	73.60	1980	98.50	1991	124.0	2002	98.0
1970	247.0	1981	350.0	1992	19.0	2003	94.50
1971	243.0	1982	433.0	1993	55.0	2004	107.0
1972	130.0	1983	52.90	1994	58.0	2005	88.0

Tablo A.14 510 nolu Kumçay – Killik AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1961	152.0	1973	30.90	1985	13.50	1997	70.60
1962	370.0	1974	236.0	1986	61.60	1998	188.0
1963	341.0	1975	89.0	1987	405.0	1999	161.0
1964	231.0	1976	161.0	1988	127.0	200	94.80
1965	440.0	1977	89.0	1989	45.90	2001	102.0
1966	155.0	1978	325.0	1990	193.0	2002	68.5
1967	154.0	1979	209.0	1991	162.0	2003	88.2
1968	368.0	1980	79.60	1992	12.80	2004	10.2
1969	64.70	1981	710.0	1993	51.30	2005	96.4
1970	250.0	1982	615.0	1994	31.40		
1971	167.0	1983	119.0	1995	67.0		
1972	78.0	1984	209.0	1996	54.5		

Tablo A.15 514 nolu Selendi Çayı – Dereköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	78.9	1974	372.0	1985	83.50	1996	73.0
1964	114.0	1975	95.40	1986	112.0	1997	68.10
1965	10.0	1976	494.0	1987	220.0	1998	166.0
1966	174.0	1977	410.0	1988	38.50	1999	73.70
1967	55.40	1978	262.0	1989	37.40	2000	44.10
1968	958.0	1979	505.0	1990	432.0	2001	38.7
1969	80.0	1980	550.0	1991	312.0	2002	150.2
1970	637.0	1981	464.0	1992	35.40	2003	41.2
1971	146.0	1982	993.0	1993	47.10	2004	70.4
1972	170.0	1983	78.0	1994	61.80	2005	58.2
1973	304.0	1984	228.0	1995	62.50		

Tablo A.16 515 nolu Deliniş Deresi – Topuzdamları AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1966	86.0	1976	705.0	1986	129.0	1996	177.0
1967	75.30	1977	156.0	1987	565.0	1997	167.0
1968	330.0	1978	277.0	1988	60.0	1998	424.0
1969	65.40	1979	416.0	1989	62.70	1999	162.0
1970	272.0	1980	319.0	1990	393.0	2000	85.30
1971	487.0	1981	448.0	1991	309.0	2001	98.2
1972	137.0	1982	1253.0	1992	77.50	2002	66.8
1973	62.80	1983	112.0	1993	162.0	2003	102.4
1974	396.0	1984	308.0	1994	78.0	2004	154.9
1975	58.30	1985	129.0	1995	139.0	2005	80.1

Tablo A.17 518 nolu Selendi Çayı – Dereköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	515.0	1973	269.0	1984	568.0	1995	131.0
1963	812.0	1974	390.0	1985	145.0	1996	137.0
1964	341.0	1975	287.0	1986	171.0	1997	91.90
1965	478.0	1976	282.0	1987	329.0	1998	171.0
1966	488.0	1977	195.0	1988	188.0	1999	279.0
1967	408.0	1978	359.0	1989	134.0	2000	85.30
1968	503.0	1979	390.0	1990	191.0	2001	161.2
1969	321.0	1980	380.0	1991	259.0	2002	103.2
1970	420.0	1981	504.0	1992	36.60	2003	122.7
1971	385.0	1982	560.0	1993	144.0	2004	180.1
1972	290.0	1983	278.0	1994	55.60	2005	282.0

Tablo A.18 523 nolu Gediz Nehri – Borlu AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1969	497,0	1979	428,0	1989	135,0	1999	321,0
1970	440,0	1980	615,0	1990	118,0	2000	200,2
1971	126,0	1981	424,0	1991	467,0	2001	177,4
1972	155,0	1982	693,0	1992	118,0	2002	142,1
1973	123,0	1983	225,0	1993	219,0	2003	157,7
1974	615,0	1984	1290,0	1994	92,0	2004	130,3
1975	201,0	1985	320,0	1995	167,0	2005	114,6
1976	350,0	1986	147,0	1996	128,0		
1977	440,0	1987	345,0	1997	178,0		
1978	451,0	1988	111,0	1998	202,0		

Tablo A.19 601 nolu Küçükmenderes Nehri – Selçuk AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	187.5	1970	192.0	1983	74.5	1996	88.3
1954	76.7	1971	237.0	1984	361.0	1997	132.6
1955	89.1	1972	144.0	1985	63.7	1998	21.8
1956	196.8	1973	95.4	1986	72.1	1999	70.2
1957	36.0	1974	173.0	1987	89.1	2000	100.1
1958	133.5	1975	88.0	1988	96.4	2001	67.7
1961	177.0	1976	124.0	1989	40.3	2002	73.2
1962	226.0	1977	73.0	1990	68.1	2003	88.1
1965	166.0	1978	143.0	1991	105.0	2004	75.9
1966	205.0	1979	139.0	1992	5.1	2005	35.8
1967	151.0	1980	145.0	1993	123.0		
1968	176.0	1981	693.0	1994	20.6		
1969	180.0	1982	460.0	1995	73.5		

Tablo A.20 701 nolu Çine Çayı – Kayırlı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1938	145.2	1955	350.0	1973	362.0	1990	233.0
1939	237.0	1956	222.6	1974	320.0	1991	252.0
1940	202.0	1957	16.4	1975	163.0	1992	21.4
1941	254.0	1958	237.0	1976	72.0	1993	186.0
1942	197.5	1959	175.0	1977	354.0	1994	57.1
1943	118.0	1960	254.0	1978	274.0	1995	153.0
1944	326.0	1961	548.0	1979	232.0	1996	66.0
1945	326.0	1962	335.2	1980	480.0	1997	121.0
1946	210.0	1964	261.0	1981	328.0	1998	100.2
1947	80.0	1965	224.0	1982	287.0	1999	134.0
1948	55.4	1966	552.0	1983	246.0	2000	88.0
1949	228.0	1967	211.0	1984	269.0	2001	112.0
1950	165.2	1968	403.0	1985	290.0	2002	126.4
1951	182.2	1969	199.0	1986	197.0	2003	160.0
1952	350.0	1970	324.0	1987	150.0	2004	90.4
1953	222.6	1971	311.0	1988	140.0	2005	134.0
1954	16.4	1972	118.0	1989	83.0		

Tablo A.21 706 nolu Büyükmenderes Nehri – Aydın AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1950	147.0	1967	353.0	1980	245.0	1993	150.0
1951	307.0	1968	329.0	1981	241.0	1994	64.60
1952	327.0	1969	272.0	1982	266.0	1995	196.95
1953	326.0	1970	286.0	1983	152.0	1996	168.11
1954	285.0	1971	254.0	1984	208.0	1997	260.96
1955	299.0	1972	164.0	1985	202.0	1998	166.35
1956	321.0	1973	194.0	1986	160.0	1999	39.51
1957	95.0	1974	255.0	1987	176.0	2000	146.39
1958	253.0	1975	111.0	1988	120.0	2001	92.92
1961	190.0	1976	132.0	1989	87.40	2002	255.2
1962	214.0	1977	130.0	1990	94.60	2003	172.79
1965	409.0	1978	207.0	1991	103.0	2004	65.69
1966	311.0	1979	195.0	1992	69.0	2005	228.93

Tablo A.22 713 nolu Büyükmenderes Nehri – Çıtak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1952	51.0	1969	46.10	1982	33.50	1995	20.53
1953	72.0	1970	41.40	1983	32.0	1996	18.91
1954	39.50	1971	38.50	1984	43.50	1997	28.26
1955	27.30	1972	30.50	1985	38.0	1998	17.07
1956	36.50	1973	30.30	1986	33.0	1999	31.93
1957	34.40	1974	27.80	1987	38.30	2000	20.68
1958	44.60	1975	26.50	1988	40.0	2001	33.05
1961	30.80	1976	32.0	1989	32.30	2002	14.22
1962	26.80	1977	46.50	1990	33.10	2003	20.53
1965	26.40	1978	37.30	1991	32.30	2004	18.91
1966	25.70	1979	31.40	1992	29.40	2005	18.26
1967	84.60	1980	35.0	1993	27.10		
1968	49.0	1981	32.70	1994	29.60		

Tablo A.23 808 nolu Başgöz Çayı – Çatallar AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	19.60	1974	71.40	1985	37.60	1996	33.0
1964		1975	18.0	1986	52.20	1997	21.0
1965	20.0	1976	39.0	1987	28.50	1998	15.0
1966	28.0	1977	22.50	1988	19.30	1999	41.7
1967	7.0	1978	72.30	1989	51.70	2000	17.0
1968	12.0	1979	58.80	1990	25.70	2001	22.0
1969	17.0	1980	61.50	1991	2.79	2002	13.0
1970	20.0	1981	42.80	1992	27.10	2003	19.0
1971	6.0	1982	36.70	1993	19.60	2004	11.0
1972	10.0	1983	30.0	1994	13.0	2005	17.0
1973	26.0	1984	104.0	1995	15.0		

Tablo A.24 809 nolu Eşen Çayı – Kavaklıdere AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1957	12.5	1970	50.5	1982	82.0	1994	17.6
1958	29.8	1971	67.7	1983	19.0	1995	140.0
1959	25.0	1972	48.0	1984	67.0	1996	52.8
1960	23.7	1973	8.8	1985	48.2	1997	67.9
1961	44.2	1974	41.0	1986	55.0	1998	45.2
1962	50.0	1975	26.8	1987	148.0	1999	101.2
1963	104.0	1976	54.4	1988	60.1	2000	56.7
1964	24.4	1977	26.8	1989	150.0	2001	42.8
1965	36.4	1978	74.8	1990	45.5	2002	56.9
1966	74.5	1979	57.0	1991	20.5	2003	21.8
1967	36.2	1980	147.0	1992	52.5	2004	88.9
1968	128.0	1981	74.0	1993	47.8	2005	24.4

Tablo A.25 812 nolu Başgöz Çayı – Çatallar AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1964	249.0	1975	489.0	1986	445.0	1997	230.0
1965	481.0	1976	595.0	1987	658.0	1998	678.0
1966	731.0	1977	978.0	1988	445.0	1999	20.0
1967	736.0	1978	568.0	1989	702.0	2000	178.0
1968	720.0	1979	621.0	1990	644.0	2001	370.0
1969	494.0	1980	1028.0	1991	205.0	2002	242.0
1970	786.0	1981	108.0	1992	269.0	2003	211.0
1971	370.0	1982	1050.0	1993	227.0	2004	456.0
1972	372.0	1983	424.0	1994	296.0	2005	205.0
1973	449.0	1984	90.0	1995	303.0		
1974	162.0	1985	826.0	1996	721.0		

Tablo A.26 902 nolu Köprüçayı – Beşkonak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1940	1608.0	1957	280.0	1975	140.0	1992	512.0
1941	776.0	1958	1032.0	1976	1260.0	1993	808.0
1942	1352.0	1959	970.0	1977	220.0	1994	563.0
1943	582.0	1960	557.0	1978	120.0	1995	407.0
1944	684.0	1961	468.0	1979	850.0	1996	380.0
1945	598.0	1962	822.0	1980	845.0	1997	532.0
1946	104.0	1964	863.0	1981	1066.0	1998	793.0
1947	728.0	1965	349.0	1982	1505.0	1999	252.0
1948	1156.0	1966	1410.0	1983	685.0	2000	382.0
1949	318.0	1967	1486.0	1984	1176.0	2001	414.0
1950	318.0	1968	536.0	1985	833.0	2002	288.0
1951	832.0	1969	798.0	1986	472.0	2003	662.0
1952	517.0	1970	923.0	1987	668.0	2004	382.0
1953	1622.0	1971	775.0	1988	910.0	2005	442.0
1954	40.0	1972	413.0	1989	730.0		
1955	549.0	1973	764.0	1990	1356.0		
1956	516.0	1974	752.0	1991	274.0		

Tablo A.27 912 nolu Manavgat Çayı – Sinanhoca AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1964	298.0	1975	475.0	1986	472.0	1997	587.0
1965	345.0	1976	359.0	1987	754.0	1998	437.0
1966	735.0	1977	713.0	1988	430.0	1999	661.0
1967	523.0	1978	574.0	1989	655.0	2000	221.0
1968	792.0	1979	668.0	1990	804.0	2001	369.0
1969	520.0	1980	587.0	1991	230.0	2002	597.0
1970	916.0	1981	731.0	1992	305.0	2003	521.0
1971	278.0	1982	857.0	1993	458.0	2004	408.0
1972	405.0	1983	223.0	1994	354.0	2005	302.0
1973	411.0	1984	781.0	1995	913.0		
1974	212.0	1985	713.0	1996	746.0		

Tablo A.28 917 nolu Alara Çayı – Alarahan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1970	430.0	1979	760.0	1988	367.0	1997	435.0
1971	118.0	1980	810.0	1989	442.0	1998	289.0
1972	202.0	1981	720.0	1990	900.0	1999	189.0
1973	241.0	1982	1234.0	1991	143.0	2000	458.0
1974	600.0	1983	283.0	1992	226.0	2001	287.0
1975	919.0	1984	1050.0	1993	274.0	2002	219.0
1976	362.0	1985	252.0	1994	181.0	2003	370.0
1977	866.0	1986	559.0	1995	425.0	2004	230.0
1978	467.0	1987	476.0	1996	308.0	2005	239.0

Tablo A.29 1102 nolu Sivrikaya Deresi – Gazlıgöl AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1965	5.0	1976	11.0	1987	5.9	1998	11.3
1966	7.5	1977	7.1	1988	6.0	1999	3.2
1967	16.6	1978	14.6	1989	4.0	2000	5.4
1968	37.5	1979	38.0	1990	6.6	2001	3.5
1969	19.4	1980	12.4	1991	5.6	2002	2.8
1970	10.8	1981	7.3	1992	4.4	2003	8.6
1971	50.0	1982	4.8	1993	6.5	2004	3.7
1972	15.2	1983	5.8	1994	1.0	2005	2.1
1973	8.2	1984	8.6	1995	3.4		
1974	7.8	1985	6.3	1996	4.9		
1975	15.2	1986	5.6	1997	8.1		

Tablo A.30 1203 nolu Porsuk Çayı – Beşdeğirmen AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1936	6.16	1954	19.90	1973	24.20	1991	27.50
1937	15.07	1955	15.42	1974	27.80	1992	16.50
1938	26.0	1956	26.02	1975	58.10	1993	67.80
1939	17.20	1957	9.30	1976	36.10	1994	4.69
1940	37.40	1958	22.58	1977	25.50	1995	27.0
1941	41.90	1959	31.0	1978	58.30	1996	19.20
1942	39.10	1960	27.08	1979	64.60	1997	31.40
1943	39.90	1961	26.0	1980	75.20	1998	23.80
1944	46.50	1962	30.50	1981	81.30	1999	22.10
1945	16.95	1964	59.20	1982	99.70	200	11.90
1946	35.60	1965	124.0	1983	24.70	2001	43.50
1947	42.60	1966	94.0	1984	89.80	2002	24.8
1948	46.50	1967	74.50	1985	64.20	2003	35.6
1949	59.15	1968	29.80	1986	35.80	2004	11.8
1950	34.72	1969	213.0	1987	61.50	2005	45.8
1951	24.72	1970	53.20	1988	17.40		
1952	17.34	1971	54.60	1989	9.45		
1953	22.85	1972	34.60	1990	10.30		

Tablo A.31 1221 nolu Sakarya Nehri – Doğançay AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	1162.0	1970	106.0	1983	267.0	1996	402.0
1954	536.0	1971	424.0	1984	557.0	1997	374.0
1955	296.0	1972	610.0	1985	369.0	1998	390.0
1956	639.40	1973	274.0	1986	363.0	1999	424.0
1957	10.60	1974	303.0	1987	620.0	2000	178.0
1958	411.60	1975	312.0	1988	298.0	2001	360.0
1961	536.0	1976	299.0	1989	276.0	2002	278.0
1962	234.0	1977	333.0	1990	381.0	2003	264.0
1965	262.0	1978	392.0	1991	514.0	2004	221.0
1966	235.0	1979	430.0	1992	414.0	2005	290.0
1967	841.0	1980	368.0	1993	276.0		
1968	659.0	1981	520.0	1994	184.0		
1969	774.0	1982	502.0	1995	226.0		

Tablo A.32 1222 nolu Kocasu Nehri – Rüstümköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	80.78	1970	185.0	1983	126.0	1996	155.3
1954	80.78	1971	132.0	1984	243.0	1997	145.6
1955	31.04	1972	266.0	1985	51.50	1998	88.0
1956	120.90	1973	89.60	1986	82.70	1999	40.70
1957	33.24	1974	142.0	1987	270.0	2000	101.4
1958	96.24	1975	182.0	1988	183.0	2001	44.0
1961	103.60	1976	104.0	1989	39.70	2002	170.2
1962	67.34	1977	203.0	1990	315.0	2003	90.0
1965	76.30	1978	171.0	1991	271.0	2004	77.1
1966	207.0	1979	174.0	1992	132.0	2005	98.2
1967	251.0	1980	189.0	1993	77.10		
1968	158.0	1981	258.0	1994	66.80		
1969	146.0	1982	296.0	1995	55.2		

Tablo A.33 1224 nolu Sakarya Nehiri – Aktaş AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	26.7	1974	20.1	1985	23.3	1996	9.6
1964	43.5	1975	27.1	1986	13.6	1997	8.7
1965	37.8	1976	17.	1987	15.6	1998	10.4
1966	23.1	1977	15.4	1988	9.3	1999	12.2
1967	22.2	1978	31.0	1989	9.3	2000	9. 8
1968	60.4	1979	39.5	1990	9.5	2001	13.2
1969	35.6	1980	22.8	1991	11.2	2002	8.9
1970	35.0	1981	31.2	1992	9.8	2003	6.2
1971	23.80	1982	28.0	1993	9.4	2004	13.2
1972	25.30	1983	21.6	1994	8.9	2005	7.7
1973	20.50	1984	81.7	1995	10.9		

Tablo A.34 1226 nolu Ankara Çayı – Meşecik AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	213.0	1974	180.0	1985	46.7	1996	44.0
1964	133.0	1975	96.4	1986	37.0	1997	42.0
1965	130.0	1976	66.7	1987	185.0	1998	48.0
1966	210.0	1977	39.3	1988	51.8	1999	38.0
1967	96.2	1978	58.3	1989	26.5	2000	24.0
1968	193.0	1979	76.5	1990	39.0	2001	22.0
1969	171.0	1980	97.2	1991	43.0	2002	34.0
1970	157.0	1981		1992	61.1	2003	39.0
1971	40.4	1982	98.9	1993	40.5	2004	28.0
1972	126.0	1983	23.3	1994	22.1	2005	32.0
1973	22.3	1984	143.0	1995	34.0		

Tablo A.35 1233 nolu Aladağı Çayı – Karaköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1959	140.70	1972	179.0	1984	323.0	1996	78.0
1960	160.80	1973	201.0	1985	152.0	1997	130.0
1961	160.80	1974	140.0	1986	219.0	1998	161.0
1962		1975	351.0	1987	673.0	1999	202.0
1963	123.0	1976	428.0	1988	101.0	2000	181.0
1964	139.0	1977	113.0	1989	159.0	2001	88.0
1965	296.0	1978	122.0	1990	157.0	2002	66.0
1966	279.0	1979	250.0	1991	75.0	2003	121.0
1967	134.0	1980	303.0	1992	318.0	2004	189.0
1968	645.0	1981	434.0	1993	189.0	2005	90.0
1969	140.0	1982	379.0	1994	61.0		
1970	428.0	1983	379.0	1995	133.0		

Tablo A.36 1237 nolu Mudurnu Nehri – Dokurcan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1955	94.70	1971	111.0	1983	227.0	1995	121.0
1956	132.0	1972	147.0	1984	131.0	1996	203.0
1957	277.0	1973	304.0	1985	87.60	1997	90.0
1958	139.0	1974	121.0	1986	205.0	1998	66.0
1961	251.0	1975	118.0	1987	87.40	1999	102.0
1962	251.0	1976	127.0	1988	74.0	2000	86.0
1965	141.0	1977	216.0	1989	67.20	2001	54.0
1966	474.0	1978	206.0	1990	107.0	2002	141.0
1967	287.0	1979	348.0	1991	105.0	2003	126.0
1968	311.0	1980	147.0	1992	88.10	2004	202.0
1969	102.0	1981	126.0	1993	54.90	2005	178.0
1970	114.0	1982	111.0	1994	126.0		

Tablo A.37 1302 nolu Büyükbelen Nehri – Yakabaşı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	222.7	1970	316.0	1983	204.0	1996	155.0
1954	219.0	1971	263.0	1984	307.0	1997	245.6
1955	141.4	1972	463.0	1985	187.0	1998	186.0
1956	277.9	1973	162.0	1986	204.0	1999	208.0
1957	102.7	1974	225.0	1987	262.0	2000	201.0
1958	225.9	1975	299.0	1988	280.0	2001	304.0
1961	257.7	1976	136.0	1989	173.0	2002	170.2
1962	184.2	1977	200.0	1990	231.0	2003	190.0
1965	301.0	1978	324.0	1991	251.0	2004	177.0
1966	168.0	1979	277.0	1992	207.0	2005	96.0
1967	540.0	1980	271.0	1993	185.0		
1968	280.0	1981	343.0	1994	94.2		
1969	453.0	1982	242.0	1995	105.2		

Tablo A.38 1307 nolu Devrekanı Nehri – Azdavay AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	120.0	1974	166.0	1985	95.6	1996	78.0
1964	95.6	1975	105.0	1986	64.5	1997	86.0
1965	157.0	1976	151.0	1987	164.0	1998	102.0
1966	86.8	1977	70.0	1988	87.6	1999	140.0
1967	62.0	1978	154.0	1989	191.0	2000	66.0
1968	100.0	1979	67.3	1990	133.0	2001	167.0
1969	107.0	1980	163.0	1991	136.0	2002	136.0
1970	29.7	1981	92.8	1992	174.0	2003	181.0
1971	71.3	1982	198.0	1993	180.0	2004	96.0
1972	98.6	1983	133.0	1994	38.6	2005	100.0
1973	93.8	1984	46.5	1995	88.4		

Tablo A.39 1314 nolu Soğanlı Çayı – Karabük AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	540.0	1974	165.0	1985	188.0	1996	170.0
1964	196.0	1975	227.0	1986	123.0	1997	245.0
1965	420.0	1976	160.0	1987	361.0	1998	287.0
1966	167.0	1977	234.0	1988	140.0	1999	320.0
1967	247.0	1978	245.0	1989	435.0	2000	180.0
1968	644.0	1979	295.0	1990	192.0	2001	190.0
1969	296.0	1980	640.0	1991	205.0	2002	140.0
1970	371.0	1981	438.0	1992	499.0	2003	179.0
1971	191.0	1982	480.0	1993	287.0	2004	140.0
1972	347.0	1983	340.0	1994	47.70	2005	92.0
1973	223.0	1984	658.0	1995	332.8		

Tablo A.40 1331 nolu Kocaırmak – Bartın AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1970	353.0	1979	305.0	1988	425.0	1997	512.0
1971	264.0	1980	242.0	1989	464.0	1998	228.0
1972	287.0	1981	330.0	1990	848.0	1999	356.0
1973	287.0	1982	884.0	1991	1151.0	2000	461.0
1974	259.0	1983	341.0	1992	518.0	2001	311.0
1975	687.0	1984	428.0	1993	359.0	2002	117.0
1976	316.0	1985	330.0	1994	114.0	2003	210.0
1977	155.0	1986	374.0	1995	898.0	2004	280.0
1978	264.0	1987	686.0	1996	402.0	2005	302.0

Tablo A.41 1334 nolu Bolu Çayı – Beşdeğirmenler AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1970	76.5	1979	56.7	1988	38.9	1997	44.2
1971	60.0	1980	74.2	1989	58.9	1998	31.2
1972	129.0	1981	77.2	1990	59.9	1999	22.4
1973	44.0	1982	60.4	1991	86.8	2000	78.9
1974	68.0	1983	36.0	1992	94.5	2001	43.3
1975	98.0	1984	50.0	1993	28.1	2002	24.6
1976	75.0	1985	37.4	1994	46.1	2003	56.8
1977	49.3	1986	40.0	1995	38.2	2004	60.1
1978	45.2	1987	64.4	1996	55.4	2005	52.3

Tablo A.42 1335 nolu Filyos Çayı – Derecikviran AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1964	940.0	1975	2780.0	1986	473.0	1997	678.0
1965	100.0	1976	944.0	1987	1093.0	1998	436.0
1966	470.0	1977	755.0	1988	503.0	1999	602.0
1967	575.0	1978	938.0	1989	985.0	2000	844.0
1968	107.0	1979	1348.0	1990	664.0	2001	566.0
1969	1385.0	1980	1512.0	1991	1788.0	2002	866.0
1970	685.0	1981	2404.0	1992	102.0	2003	536.0
1971	854.0	1982	1283.0	1993	651.0	2004	781.0
1972	438.0	1983	1291.0	1994	323.0	2005	596.0
1973	1145.0	1984	1876.0	1995	438.0		
1974	438.0	1985	709.0	1996	588.0		

Tablo A.43 1401 nolu Kelkit Nehri – Fatlı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1938	680.0	1955	248.0	1973	242.0	1990	550.0
1939	461.0	1956	516.0	1974	686.0	1991	225.0
1940	609.0	1957	436.0	1975	506.0	1992	214.0
1941	583.0	1958	532.0	1976	548.0	1993	308.0
1942	677.0	1959	503.0	1977	364.0	1994	175.0
1943	456.0	1960	802.0	1978	726.0	1995	325.0
1944	614.0	1961	378.0	1979	391.0	1996	221.0
1945	584.0	1962	557.0	1980	614.0	1997	450.0
1946	538.0	1964	682.0	1981	352.0	1998	310.0
1947	326.0	1965	776.0	1982	585.0	1999	160.0
1948	535.0	1966	591.0	1983	569.0	2000	250.0
1949	562.0	1967	489.0	1984	409.0	2001	286.0
1950	549.0	1968	508.0	1985	360.0	2002	161.0
1951	450.0	1969	905.0	1986	439.0	2003	156.0
1952	699.0	1970	685.0	1987	670.0	2004	302.0
1953	506.0	1971	424.0	1988	658.0	2005	274.0
1954	552.0	1972	275.0	1989	258.0		

Tablo A.44 1402 nolu Yeşilırmak Nehri – Kale AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1939	563.0	1957	520.0	1974	550.0	1990	1238.0
1940	1706.0	1958	699.0	1975	854.0	1991	667.0
1941	912.0	1959	673.0	1976	719.0	1992	473.0
1942	1020.0	1960	80.0	1977	733.0	1993	873.0
1943	747.0	1962	540.0	1978	1092.0	1994	306.0
1944	850.0	1963	932.0	1979	663.0	1995	540.0
1945	844.0	1964	940.0	1980	1252.0	1996	634.0
1946	754.0	1965	80.0	1981	668.0	1997	419.0
1947	491.0	1966	672.0	1982	684.0	1998	433.0
1948	920.0	1967	926.0	1983	738.0	1999	410.0
1949	934.0	1968	1108.0	1984	699.0	2000	633.0
1950	850.0	1969	870.0	1985	559.0	2001	340.0
1951	601.0	1970	479.0	1986	726.0	2002	654.0
1952	1567.0	1971	555.0	1987	986.0	2003	520.0
1953	824.0	1972	540.0	1988	867.0	2004	438.0
1956	594.0	1973	341.0	1989	844.0	2005	474.0

Tablo A.45 1413 nolu Yeşilırmak – Durucasu AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1955	103.0	1971	372.0	1983	360.0	1995	430.0
1956	228.0	1972	202.0	1984	611.0	1996	524.0
1957	208.0	1973	94.50	1985	234.0	1997	310.0
1958	330.0	1974	101.0	1986	201.0	1998	233.0
1961	418.0	1975	454.0	1987	505.0	1999	460.0
1962	232.0	1976	454.0	1988	338.0	200	533.0
1965	219.0	1977	425.0	1989	450.0	201	440.0
1966	255.0	1978	330.0	1990	550.0	202	384.0
1967	355.0	1979	364.0	1991	324.0	203	320.0
1968	246.0	1980	739.0	1992	158.0	204	328.0
1969	218.0	1981	366.0	1993	448.0	205	294.0
1970	326.0	1982	164.0	1994	158.0		

Tablo A.46 1414 nolu Yeşilırmak – Sütlüce AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1955	69.40	1971	128.0	1983	106.0	1995	116.0
1956	131.0	1972	104.0	1984	105.0	1996	145.0
1957	141.0	1973	69.10	1985	83.20	1997	93.20
1958	230.0	1974	42.0	1986	134.0	1998	144.0
1961	160.0	1975	236.0	1987	158.0	1999	92.0
1962	215.0	1976	101.0	1988	135.0	2000	105.0
1965	99.20	1977	193.0	1989	142.0	2001	102.0
1966	125.0	1978	142.0	1990	134.0	2002	94.0
1967	211.0	1979	255.0	1991	121.0	2003	122.0
1968	126.0	1980	194.0	1992	82.10	2004	96.10
1969	142.0	1981	109.0	1993	146.0	2005	102.0
1970	123.0	1982	99.40	1994	54.90		

Tablo A.47 1418 nolu Yeşilırmak – Gömelönü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1964	118.0	1975	240.0	1986	180.0	1997	178.0
1965	155.0	1976	177.0	1987	245.0	1998	96.0
1966	88.60	1977	180.0	1988	142.0	1999	602.0
1967	113.0	1978	165.0	1989	110.0	2000	144.0
1968	195.0	1979	121.0	1990	280.0	2001	126.0
1969	236.0	1980	230.0	1991	161.0	2002	286.0
1970	117.0	1981	151.0	1992	189.0	2003	116.0
1971	78.80	1982	179.0	1993	245.0	2004	181.0
1972	175.0	1983	163.0	1994	98.20	2005	96.0
1973	10.0	1984	161.0	1995	105.3		
1974	133.0	1985	110.0	1996	145.0		

Tablo A.48 1501 nolu Kelkit Nehri – Fatlı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1938	625.0	1955	151.0	1973	275.0	1990	331.0
1939	275.0	1956	389.0	1974	335.0	1991	317.0
1940	754.0	1957	355.0	1975	602.0	1992	481.0
1941	453.0	1958	447.0	1976	638.0	1993	752.0
1942	563.0	1959	308.0	1977	424.0	1994	214.0
1943	593.0	1960	495.0	1978	315.0	1995	221.0
1944	473.0	1961	197.0	1979	229.0	1996	308.0
1945	365.0	1962	425.0	1980	1089.0	1997	281.0
1946	299.0	1964	385.0	1981	442.0	1998	451.0
1947	322.0	1965	465.0	1982	497.0	1999	214.0
1948	473.0	1966	376.0	1983	553.0	2000	198.0
1949	384.0	1967	348.0	1984	355.0	2001	361.0
1950	573.0	1968	678.0	1985	591.0	2002	281.0
1951	184.0	1969	901.0	1986	391.0	2003	232.0
1952	743.0	1970	617.0	1987	482.0	2004	216.0
1953	470.0	1971	343.0	1988	685.0	2005	308.0
1954	633.0	1972	245.0	1989	369.0		

Tablo A.49 1517 nolu Karanlıkdere Nehri – Şefaatli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1953	58.40	1967	99.0	1980	132.0	1993	67.60
1954	94.50	1968	139.0	1981	58.80	1994	21.90
1955	25.20	1969	65.40	1982	36.50	1995	26.40
1956	37.50	1970	77.20	1983	44.0	1996	24.10
1957	86.0	1971	45.20	1984	79.0	1997	59.0
1958	73.0	1972	45.10	1985	64.0	1998	74.0
1959	51.60	1973	22.10	1986	48.0	1999	38.0
1960	14.20	1974	16.0	1987	86.50	2000	56.0
1962	14.10	1975	80.50	1988	75.10	2001	53.10
1963	77.60	1976	78.50	1989	75.10	2002	76.10
1964	81.20	1977	92.0	1990	98.60	2003	67.30
1965	23.0	1978	45.70	1991	59.20	2004	33.0
1966	10.0	1979	36.80	1992	45.20	2005	43.0

Tablo A.50 1535 nolu Kızılırmak Nehri – Söğütlühan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	205.0	1974	301.0	1985	589.0	1996	371.0
1964	328.0	1975	396.0	1986	322.0	1997	232.0
1965	278.0	1976	532.0	1987	420.0	1998	336.0
1966	206.0	1977	496.0	1988	589.0	1999	278.0
1967	360.0	1978	273.0	1989	309.0	2000	156.0
1968	493.0	1979	169.0	1990	340.0	2001	369.0
1969	391.0	1980	589.0	1991	257.0	2002	314.0
1970	233.0	1981	504.0	1992	451.0	2003	268.0
1971	210.0	1982	368.0	1993	482.0	2004	286.0
1972	286.0	1983	385.0	1994	122.0	2005	132.0
1973	143.0	1984	282.0	1995	308.0		

Tablo A.51 1611 nolu Çarşambasuyu – Bozkır AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	15.2	1973	61.8	1984	29.9	1995	31.6
1963	35.7	1974	15.8	1985	12.9	1996	25.4
1964	9.5	1975	35.5	1986	66.5	1997	45.8
1965	32.5	1976	22.2	1987	54.0	1998	28.8
1966	40.5	1977	41.7	1988	19.6	1999	51.9
1967	50.6	1978	56.6	1989	25.7	2000	30.1
1968	179.0	1979	21.3	1990	21.2	2001	41.4
1969	43.0	1980	91.0	1991	30.0	2002	21.8
1970	30.1	1981	29.3	1992	43.7	2003	29.3
1971	20.4	1982	42.5	1993	22.1	2004	44.7
1972	44.5	1983	27.2	1994	16.6	2005	23.1

Tablo A.52 1612 nolu İbrala Çayı – Denircik AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1957	8.7	1972	14.0	1984	15.8	1996	11.1
1958	6.3	1973	9.2	1985	15.2	1997	9.7
1962	13.4	1974	21.5	1986	27.6	1998	10.3
1963	13.2	1975	31.1	1987	23.8	1999	9.6
1964	4.6	1976	24.8	1988	18.9	2000	26.8
1965	17.3	1977	20.4	1989	10.9	2001	24.4
1966	8.9	1978	33.2	1990	9.3	2002	19.3
1967	16.5	1979	15.0	1991	6.7	2003	10.0
1968	21.1	1980	37.2	1992	24.7	2004	11.2
1969	20.9	1981	15.6	1993	19.9	2005	5.8
1970	8.2	1982	24.6	1994	6.0		
1971	36.3	1983	24.4	1995	9.4		

Tablo A.53 1622 nolu Peçeneközü Deresi – Şereflikoçhisar AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1969	8.2	1979	11.6	1989	13.2	1999	2.9
1970	3.8	1980	13.8	1990	4.5	2000	11.2
1971	5.4	1981	9.0	1991	3.4	2001	6.4
1972	6.8	1982	35.0	1992	5.3	2002	3.1
1973	2.5	1983	2.0	1993	7.9	2003	5.6
1974	43.4	1984	14.4	1994	7.9	2004	7.7
1975	7.5	1985	11.4	1995	3.2	2005	4.3
1976	2.3	1986	6.0	1996	8.3		
1977	7.5	1987	6.3	1997	4.8		
1978	6.1	1988	13.2	1998			

Tablo A.54 1712 nolu Göksu Nehri – Bucakkışla AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	179.0	1973	291.0	1984	420.0	1995	132.0
1963	375.0	1974	218.0	1985	162.0	1996	144.0
1964	94.0	1975	261.0	1986	158.0	1997	212.0
1965	176.0	1976	227.0	1987	137.0	1998	198.0
1966	222.0	1977	275.0	1988	229.0	1999	213.0
1967	241.0	1978	231.0	1989	122.0	2000	98.0
1968	248.0	1979	394.0	1990	238.0	2001	136.0
1969	292.0	1980	207.0	1991	250.0	2002	198.0
1970	171.0	1981	192.0	1992	250.0	2003	212.0
1971	500.0	1982	232.0	1993	170.0	2004	94.0
1972	132.0	1983	133.0	1994	126.0	2005	161.0

Tablo A.55 1714 nolu Göksu Nehri –Kırkkavak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	553.0	1973	418.0	1984	1157.0	1995	871.0
1963	1550.0	1974	901.0	1985	432.0	1996	489.0
1964	225.0	1975	1025.0	1986	1111.0	1997	627.0
1965	670.0	1976	933.0	1987	748.0	1998	340.0
1966	960.0	1977	933.0	1988	594.0	1999	653.0
1967	615.0	1978	941.0	1989	838.0	2000	321.0
1968	1223.0	1979	1248.0	1990	1189.0	2001	478.0
1969	1230.0	1980	1321.0	1991	468.0	2002	481.0
1970	969.0	1981	681.0	1992	673.0	2003	790.0
1971	694.0	1982	1310.0	1993	820.0	2004	567.0
1972	938.0	1983	541.0	1994	336.0	2005	389.0

Tablo A.56 1719 nolu Ermenek –Kırkkavak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1966	700.0	1978	777.0	1988	362.0	1998	633.0
1967	442.0	1979	1060.0	1989	685.0	1999	423.0
1970	553.0	1980	894.0	1990	1322.0	2000	541.0
1971	436.0	1981	424.0	1991	670.0	2002	148.0
1972	672.0	1982	1069.0	1992	432.0	2003	821.0
1973	182.0	1983	247.0	1993	594.0	2004	681.0
1974	792.0	1984	1025.0	1994	175.0	2005	310.0
1975	822.0	1985	279.0	1995	536.0		
1976	834.0	1986	880.0	1996	841.0.		
1977	810.0	1987	455.0	1997	648.0		

Tablo A.57 1720 nolu Göksu – Hamam AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1966	264.0	1976	281.0	1986	545.0	1996	262.0
1967	278.0	1977	257.0	1987	283.0	1997	185.0
1968	470.0	1978	304.0	1988	129.0	1998	122.0
1969	441.0	1979	326.0	1989	198.0	1999	270.0
1970	297.0	1980	675.0	1990	369.0	2000	232.0
1971	433.0	1981	323.0	1991	123.0	2002	194.0
1972	569.0	1982	678.0	1992	240.0	2003	178.0
1973	109.0	1983	307.0	1993	274.0	2004	236.0
1974	251.0	1984	271.0	1994	123.0	2005	241.0.
1975	513.0	1985	162.0	1995	220.0		

Tablo A.58 1801 nolu Göksu Nehri – Himmetli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1936	173.0	1954	179.0	1973	92.30	1991	101.0
1937	188.0	1955	71.20	1974	201.0	1992	176.0
1938	249.0	1956	110.0	1975	318.0	1993	174.0
1939	111.0	1957	226.0	1976	311.0	1994	53.50
1940	239.0	1958	279.0	1977	292.0	1995	89.0
1941	146.0	1959	125.0	1978	183.0	1996	148.0
1942	178.0	1960	130.0	1979	551.0	1997	208.0
1943	228.0	1961	39.90	1980	708.0	1998	251.0
1944	195.0	1962	148.0	1981	324.0	1999	451.0
1945	133.0	1964	181.0	1982	209.0	2000	211.0
1946	117.0	1965	78.70	1983	188.0	2001	198.0
1947	243.0	1966	120.0	1984	98.50	2002	161.0
1948	220.0	1967	253.0	1985	87.0	2003	181.0
1949	111.0	1968	211.0	1986	123.0	2004	262.0
1950	110.0	1969	557.0	1987	188.0	2005	206.0
1951	129.0	1970	271.0	1988	355.0		
1952	237.0	1971	128.0	1989	90.50		
1953	179.0	1972	89.60	1990	171.0		

Tablo A.59 1805 nolu Göksu Nehri – Gökdere AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1940	567.0	1957	926.0	1974	386.0	1991	217.0
1941	578.0	1958	1187.0	1975	1043.0	1992	497.0
1942	465.0	1959	465.0	1976	510.0	1993	487.0
1943	570.0	1960	503.0	1977	608.0	1994	380.0
1944	678.0	1961	158.0	1978	450.0	1995	378.0
1945	199.0	1962	675.0	1979	1963.0	1996	299.0
1946	551.0	1963	1440.0	1980	1551.0	1997	523.0
1947	443.0	1964	198.0	1981	648.0	1998	466.0
1948	826.0	1965	465.0	1982	906.0	1999	526.0
1949	441.0	1966	1150.0	1983	322.0	2000	241.0
1950	385.0	1967	570.0	1984	403.0	2001	325.0
1951	543.0	1968	870.0	1985	271.0	2002	441.0
1952	670.0	1969	330.0	1986	475.0	2003	530.0
1943	543.0	1970	870.0	1987	619.0	2004	521.0
1954	719.0	1971	330.0	1988	669.0	2005	319.0
1955	801.0	1972	461.0	1989	564.0		
1956	411.0	1973	253.0	1990	441.0		

Tablo A.60 1905 nolu Karasu – Torun Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1954	85.0	1967	141.0	1980	165.0	1993	154.0
1955	84.8	1968	134.0	1981	98.50	1994	109.0
1956	123.0	1969	268.0	1982	152.0	1995	170.0
1957	12.7	1970	59.8	1983	41.0	1996	74.1
1958	69.5	1971	94.50	1984	63.0	1997	130.4
1959	28.4	1972	94.50	1985	91.4	1998	87.0
1960	78.2	1973	9.50	1986	92.7	1999	138.6
1961	61.2	1974	131.0	1987	240.0	2000	161.1
1962	70.1	1975	10.0	1988	254.0	2001	93.7
1963	102.0	1976	132.0	1989	148.0	2002	88.4
1964	46.0	1977	134.0	1990	163.0	2003	67.9
1965	89.10	1978	174.0	1991	56.2	2004	46.2
1966	133.0	1979	97.40	1992	97.3	2005	71.8

Tablo A.61 1906 nolu Afrin Deresi – Müşrüflü Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1954	227.70	1967	128.0	1980	565.0	1993	169.0
1955	810.0	1968	520.0	1981	159.0	1994	166.0
1956	464.0	1969	710.0	1982	196.0	1995	168.0
1957	85.50	1970	28.40	1983	108.0	1996	79.0
1958	83.50	1971	223.0	1984	119.0	1997	114.0
1959	37.0	1972	320.0	1985	80.10	1998	94.0
1960	213.0	1973	305.0	1986	95.0	1999	199.0
1961	33.20	1974	991.0	1987	380.0	2000	141.0
1962	98.0	1975	376.0	1988	217.0	2001	210.0
1963	98.0	1976	268.0	1989	370.0	2002	232.0
1964	126.0	1977	180.0	1990	336.0	2003	268.0
1965	30.0	1978	258.0	1991	68.30	2004	159.0
1966	121.0	1979	102.0	1992	30.0	2005	90.0

Tablo A.62 1907 nolu Asi Deresi – Demiröprü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1950	134.0	1966	140.0	1980	157.0	1994	125.0
1951	290.0	1967	189.0	1981	134.0	1995	50.0
1952	271.0	1968	173.0	1982	140.0	1996	64.0
1953	108.0	1969	169.0	1983	151.0	1997	86. 0
1954	275.0	1970	105.0	1984	106.0	1998	83. 0
1955	96.0	1971	167.0	1985	153.0	1999	107.0
1956	154.0	1972	146.0	1986	127.0	2000	113.0
1957	106.0	1973	170.0	1987	149.0	2001	93.20
1958	154.0	1974	161.0	1988	162.0	2002	88.0
1961	106.0	1975	167.0	1989	111.0	2003	148.0
1962	193.0	1976	167.0	1990	97.2.	2004	126.0
1963	186.0	1977	172.0	1991	63.4	2005	132.0
1964	128.0	1978	163.0	1992	141.0		
1965	186.0	1979	148.0	1993	93.2		

Tablo A.64 2006 nolu Afrin Deresi – Müşrüflü Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1954	84.1	1967	41.8	1980	141.0	1993	45.6
1955	28.6	1968	60.4	1981	75.0	1994	17.1
1956	45.8	1969	10.0	1982	58.0	1995	27.2
1957	67.1	1970	34.3	1983	52.0	1996	14.9
1958	84.1	1971	46.1	1984	23.4	1997	22.3
1959	22.1	1972	75.0	1985	19.4	1998	18. 5
1960	28.2	1973	18.0	1986	13.4	1999	26.6
1961	20.6	1974	71.8	1987	48.0	2000	44.1
1962	54.4	1975	99.0	1988	46.4	2001	23.0
1963	43.0	1976	65.7	1989	18.7	2002	33.2
1964	31.0	1977	95.0	1990	28.5	2003	27.1
1965	44.6	1978	51.8	1991	21.5	2004	14.2
1966	56.5	1979	114.0	1992	68.2	2005	22.2

Tablo A.65 2102 nolu Murat Nehri – Palur AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1968	2930.0	1978	1832.0	1988	3591.0	1998	2062.0
1969	3122.0	1979	1026.0	1989	742.0	1999	1805.0
1970	1278.0	1980	2202.0	1990	1656.0	2000	1322.0
1971	915.0	1981	1783.0	1991	1900.0	2002	2070.0
1972	3103.0	1982	2278.0	1992	2064.0	2003	1232.0
1973	1256.0	1983	1178.0	1993	2715.0	2004	1180.0
1974	1510.0	1984	1148.0	1994	1965.0	2005	1878.0
1975	2442.0	1985	2222.0	1995	2360.0		
1976	3511.0	1986	975.0	1996	1806.0		
1977	1922.0	1987	2727.0	1997	1190.0		

Tablo A.66 2122 nolu Murat Nehri – Tutak AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	206.0	1973	563.0	1984	840.0	1995	569.0
1963	206.0	1974	248.0	1985	463.0	1996	440.0
1964	392.0	1975	844.0	1986	975.0	1997	568.0
1965	392.0	1976	904.0	1987	801.0	1998	278.0
1966	479.0	1977	418.0	1988	135.0	1999	401.0
1967	428.0	1978	588.0	1989	555.0	2000	335.0
1968	428.0	1979	367.0	1990	491.0	2001	355.0
1969	783.0	1980	575.0	1991	526.0	2002	401.0
1970	343.0	1981	738.0	1992	647.0	2003	496.0
1971	239.0	1982	674.0	1993	40.0	2004	447.0
1972	488.0	1983	392.0	1994	456.0	2005	298.0

Tablo A.67 2124 nolu Tohma Suyu – Yazıköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	50.5	1974	70.4	1985	59.8	1996	34.0
1964	90.4	1975	38.5	1986	20.2	1997	46.0
1965	43.0	1976	45.6	1987	51.0	1998	75.0
1966	25.7	1977	49.4	1988	72.5	1999	31.0
1967	37.9	1978	21.6	1989	25.3	2000	23.0
1968	69.0	1979	67.7	1990	16.8	2001	55.0
1969	73.2	1980	87.1	1991	47.0	2002	49.0
1970	33.2	1981	73.7	1992	56.8	2003	26.0
1971	55.5	1982	32.8	1993	105.0	2004	47.0
1972	42.9	1983	26.5	1994	38.4	2005	21.0
1973	52.8	1984	29.4	1995	71.0		

Tablo A.68 2131 nolu Belderesi – Kılayık AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1957	82.3	1971	31.9	1983	53.2	1995	16.2
1958	73.7	1972	57.0	1984	4.5	1996	10.5
1959	10.1	1973	9.0	1985	11.7	1997	13.2
1960	12.9	1974	14.7	1986	6.6	1998	9.4
1961	20.5	1975	129.0	1987	15.2	1999	5.8
1962	15.2	1976	38.2	1988	45.7	200	13.
1965	70.5	1977	27.0	1989	9.6	201	22.1
1966	42.5	1978	7.9	1990	9.3	202	13.3
1967	26.2	1979	11.0	1991	176.0	203	21.5
1968	16.8	1980	64.4	1992	20.8	204	8.2
1969	22.9	1981	17.1	1993	28.9	205	14.6
1970	16.0	1982	12.9	1994	3.5		

Tablo A.69 2145 nolu Tohma Suyu – Hisarcık AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1963	121.0	1974	218.0	1985	78.60	1996	75.0
1964	178.0	1975	361.0	1986	34.0	1997	88.0
1965	123.0	1976	119.0	1987	121.0	1998	145.6
1966	62.90	1977	104.0	1988	284.0	1999	129.0
1967	135.0	1978	64.10	1989	87.0	2000	91.0
1968	136.0	1979	85.90	1990	139.0	2001	117.0
1969	267.0	1980	265.0	1991	113.0	2002	129.0
1970	69.80	1981	137.0	1992	127.0	2003	173.0
1971	176.0	1982	113.0	1993	157.0	2004	132.0
1972	139.0	1983	105.0	1994	95.0	2005	96.0
1973	56.50	1984	78.60	1995	129.0		

Tablo A.70 2151 nolu Fırat Nehri – Sansa AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1964	452.0	1975	516.0	1986	273.0	1997	332.0
1965	498.0	1976	244.0	1987	702.0	1998	369.0
1966	349.0	1977	575.0	1988	465.0	1999	239.0
1967	515.0	1978	427.0	1989	209.0	2000	444.0
1968	1019.0	1979	308.0	1990	759.0	2001	364.10
1969	635.0	1980	759.0	1991	479.0	2002	185.90
1970	635.0	1981	372.0	1992	449.0	2003	301.0
1971	244.0	1982	606.0	1993	551.0	2004	336.0
1972	386.0	1983	267.0	1994	233.0	2005	233.0
1973	242.0	1984	422.0	1995	474.0		
1974	440.0	1985	278.0	1996	328.0		

Tablo A.71 2154 nolu Karasu Nehri – Aşağıkağdiriç AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1967	145.0	1977	189.0	1987	130.0	1997	162.0
1968	260.0	1978	152.0	1988	166.0	1998	180.0
1969	204.0	1979	111.0	1989	125.0	1999	132.0
1970	126.0	1980	283.0	1990	214.0	2000	207.0
1971	141.0	1981	168.0	1991	268.0	2002	123.0
1972	109.0	1982	220.0	1992	142.0	2003	118.0
1973	98.0	1983	84.0	1993	268.0	2004	98.0
1974	155.0	1984	181.0	1994	124.0	2005	
1975	200.0	1985	159.0	1995	138.0		
1976	176.0	1986	124.0	1996	141.0		

Tablo A.72 2156 nolu Fırat Nehri – Bağıştaş AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1969	1320.0	1978	633.0	1987	387.0	1996	568.0
1970	487.0	1979	633.0	1988	1010.0	1997	496.0
1971	394.0	1980	444.0	1989	407.0	1999	611.0
1972	595.0	1981	1153.0	1990	820.0	2000	743.0
1973	357.0	1982	812.0	1991	678.0	2001	429.0
1974	820.0	1983	560.0	1992	607.0	2002	335.0
1975	768.0	1984	527.0	1993	776.0	2003	402.0
1976	770.0	1985	504.0	1994	264.0	2004	514.0
1977	796.0	1986	387.0	1995	636.0	2005	411.0

Tablo A.73 2157 nolu Karasu Nehri – Karaköprü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1969	387.0	1978	272.0	1987	335.0	1996	407.0
1970	92.0	1979	156.0	1988	547.0	1997	294.0
1971	79.0	1980	143.0	1989	53.0	1999	381.0
1972	386.0	1981	198.0	1990	283.0	2000	357.0
1973	119.0	1982	443.0	1991	425.0	2001	320.0
1974	175.0	1983	170.0	1992	386.0	2002	368.0
1975	235.0	1984	120.0	1993	398.0	2003	270.0
1976	352.0	1985	289.0	1994	351.0	2004	296.0
1977	259.0	1986	93.0	1995	384.0	2005	247.0

Tablo A.74 2158 nolu Bingöl Çayı – Abdurrahmanpaşa AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1970	155.0	1979	116.0	1988	439.0	1997	312.0
1971	88.0	1980	247.0	1989	113.0	1998	226.0
1972	477.0	1981	272.0	1990	367.0	1999	356.0
1973	90.0	1982	503.0	1991	338.0	2000	261.0
1974	225.0	1983	182.0	1992	344.0	2001	111.0
1975	308.0	1984	246.0	1993	640.0	2002	157.0
1976	278.0	1985	172.0	1994	144.0	2003	240.0
1977	218.0	1986	152.0	1995	248.0	2004	380.0
1978	216.0	1987	370.0	1996	402.0	2005	202.0

Tablo A.75 2164 nolu Göynük Çayı – Çayağzı AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1970	573.0	1979	230.0	1988	792.0	1997	416.0
1971	245.0	1980	762.0	1989	326.0	1998	247.0
1972	755.0	1981	545.0	1990	512.0	1999	572.0
1973	199.0	1982	1097.0	1991	990.0	2000	303.0
1974	710.0	1983	267.0	1992	374.0	2001	682.0
1975	880.0	1984	501.0	1993	477.0	2002	247.0
1976	762.0	1985	302.0	1994	429.0	2003	472.0
1977	810.0	1986	241.0	1995	658.0	2004	352.0
1978	594.0	1987	547.0	1996	389.0	2005	270.0

Tablo A.77 2213 nolu Aksu – Dereli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1962	58.1	1973	86.7	1984	73.0	1995	118.0
1963	45.8	1974	193.0	1985	44.2	1996	96.4
1964	58.6	1975	128.0	1986	97.4	1997	119.1
1965	40.0	1976	94.1	1987	126.0	1998	104.0
1966	115.0	1977	104.0	1988	175.0	1999	84.1
1967	156.0	1978	175.0	1989	118.0	2000	95.9
1968	117.0	1979	117.0	1990	161.0	2001	165.3
1969	117.0	1980	281.0	1991	130.0	2002	107.0
1970	55.0	1981	73.0	1992	95.0	2003	93.0
1971	205.0	1982	147.0	1993	97.4	2004	85.2
1972	265.0	1983	117.0	1994	105.0	2005	101.2

Tablo A.78 2218 nolu İyidere – Şimşirli AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1955	63.10	1968	148.0	1981	128.0	1994	95.0
1956	84.9	1969	264.0	1982	128.0	1995	105.0
1957	101.0	1970	94.7	1983	103.0	1996	158.0
1958	109.0	1971	305.0	1984	96.20	1997	132.0
1959	213.0	1972	121.0	1985	103.0	1998	93.0
1960	175.0	1973	277.0	1986	166.0	1999	119.0
1961	140.0	1974	504.0	1987	112.0	2000	113.0
1962	120.0	1975	134.0	1988	175.0	2001	148.0
1963	135.0	1976	191.0	1989	134.0	2002	126.0
1964	239.0	1977	404.0	1990	154.0	2003	88.0
1965	166.0	1978	147.0	1991	143.0	2004	122.0
1966	310.0	1979	132.0	1992	143.0	2005	92.0
1967	219.0	1980	160.0	1993	117.0		

Tablo A.79 2232 nolu Fırtına Deresi – Topluca AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1964	208.0	1975	129.0	1986	138.0	1997	116.0
1965	141.0	1976	129.0	1987	171.0	1998	144.0
1966	197.0	1977	560.0	1988	156.0	1999	175.0
1967	234.0	1978	148.0	1989	201.0	2000	121.0
1968	208.0	1979	155.0	1990	117.0	2001	108.0
1969	146.0	1980	155.0	1991	127.0	2002	139.0
1970	111.0	1981	145.0	1992	192.0	2003	172.0
1971	194.0	1982	130.0	1993	135.0	2004	106.0
1972	132.0	1983	255.0	1994	111.0	2005	167.0
1973	164.0	1984	124.0	1995	178.0		
1974	430.0	1985	105.0	1996	102.0		

Tablo A.80 2233 nolu Tozköy Deresi – Tozköy AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1964	30.1	1975	35.0	1986	52.8	1997	38.0
1965	38.0	1976	36.4	1987	33.8	1998	33.1
1966	38.0	1977	33.1	1988	46.0	1999	35.6
1967	58.0	1978	39.4	1989	46.8	2000	42.0
1968	46.8	1979	41.6	1990	49.8	2001	47.1
1969	46.0	1980	69.8	1991	56.5	2002	27.9
1970	30.6	1981	46.8	1992	53.7	2003	29.1
1971	45.1	1982	35.9	1993	37.1	2004	35.0
1972	66.0	1983	38.7	1994	37.1	2005	31.7
1973	48.8	1984	36.6	1995	47.1		
1974	42.6	1985	30.5	1996	33.2		

Tablo A.81 2304 nolu Çoruh Nehri – Bayburt AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1942	169.0	1957	69.8	1976	103.0	1991	77.2
1943	72.0	1958	62.1	1977	130.0	1992	95.0
1944	201.0	1962	78.7	1978	97.7	1993	120.0
1945	61.0	1964	140.0	1979	67.5	1994	68.7
1946	61.0	1965	121.0	1980	216	1995	78.0
1947	37.2	1966	117.0	1981	69.3	1996	88.1
1948	65.4	1967	95.4	1982	154.0	1997	53.2
1949	61.0	1968	179.0	1983	26.0	1998	79.3
1950	63.2	1969	173.0	1984	104.0	1999	52.8
1951	50.4	1970	67.1	1985	70.5	2000	382.0
1952	80.0	1971	63.3	1986	63.2	2001	84.4
1953	65.4	1972	57.9	1987	139.0	2002	88.0
1954	102.0	1973	44.8	1988	126.0	2003	129.0
1955	21.0	1974	108.0	1989	58.4	2004	68.2
1956	76.0	1975	66.0	1990	105.0	2005	50.2

Tablo A.83 2316 nolu Çoruh Nehri – İspir AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1965	263.0	1976	285.0	1987	305.0	1998	135.0
1966	244.0	1977	282.0	1988	269.0	1999	236.0
1967	189.0	1978	317.0	1989	196.0	2000	263.0
1968	244.0	1979	157.0	1990	1753.0	2001	409.0
1969	433.0	1980	416.0	1991	310.0	2002	241.0
1970	144.0	1981	175.0	1992	203.0	2003	169.0
1971	178.0	1982	215.0	1993	429.0	2004	246.8
1972	153.0	1983	135.0	1994	136.0	2005	133.0
1973	147.0	1984	192.0	1995	248.0		
1974	221.0	1985	232.0	1996	221.0		
1975	165.0	1986	179.0	1997	198.0		

Tablo A.84 2323 nolu Oltu Suyu – İşhan Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1965	154.0	1976	227.0	1987	377.0	1998	233.0
1966	191.0	1977	220.0	1988	308.0	1999	120.0
1967	249.0	1978	295.0	1989	193.0	2000	194.0
1968	472.0	1979	230.0	1990	348.0	2001	331.0
1969	378.0	1980	263.0	1991	259.0	2002	164.0
1970	146.0	1981	196.0	1992	241.0	2003	181.0
1971	165.0	1982	224.0	1993	354.0	2004	204.0
1972	174.0	1983	98.0	1994	112.0	2005	108.0
1973	205.0	1984	504.0	1995	177.0		
1974	231.0	1985	250.0	1996	202.0		
1975	100.0	1986	233.0	1997	221.0		

Tablo A.85 2402 nolu Aras Nehri – Kağızman AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1961	87.60	1973	338.0	1984	263.0	1995	385.0
1962	392.0	1974	413.0	1985	366.0	1996	182.0
1964	449.0	1975	360.0	1986	218.0	1997	322.0
1965	317.0	1976	429.0	1987	645.0	1998	257.0
1966	408.0	1977	407.0	1988	293.0	1999	421.0
1967	486.0	1978	448.0	1989	131.0	2000	135.0
1968	841.0	1979	253.0	1990	396.0	2001	515.0
1969	685.0	1980	1024.0	1991	520.0	2002	435.0
1970	194.0	1981	389.0	1992	289.0	2003	492.0
1971	180.0	1982	417.0	1993	739.0	2004	332.0
1972	332.0	1983	323.0	1994	505.0	2005	279.0

Tablo A.86 2409 nolu Kars Çayı Güvercinkaya – Kağızman AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1960	351.0	1972	129.0	1984	370.0	1996	63.0
1961	31.8	1973	259.0	1985	86.0	1997	96.0
1962	29.3	1974	172.0	1986	65.7	1998	118.0
1963	161.0	1975	129.0	1987	202.0	1999	140.3
1964	140.0	1976	145.0	1988	153.0	2000	93.0
1965	81.3	1977	88.0	1989	45.9	2001	101.0
1966	63.9	1978	196.0	1990	116.	2002	116.3
1967	69.4	1979	64.0	1991	451.0	2003	209.0
1968	195.0	1980	290.0	1992	237.0	2004	89.0
1969	238.0	1981	53.3	1993	129.0	2005	139.0
1970	97.8	1982	111.0	1994	41.4		
1971	45.5	1983	38.5	1995	121.4		

Tablo A.87 2415 nolu Kura Nehri – Kağızman AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1970	111.0	1979	192.0	1988	190.0	1997	151.0
1971	111.0	1980	102.0	1989	151.0	1998	130.0
1972	121.0	1981	164.0	1990	200.0	1999	68.0
1973	228.0	1982	94.0	1991	199.0	2000	96.0
1974	240.0	1983	118.0	1992	170.0	2001	105.0
1975	133.0	1984	72.0	1993	306.0	2002	92.0
1976	138.0	1985	258.0	1994	123.0	2003	112.0
1977	162.0	1986	159.0	1995	94.0	2004	95.0
1978	171.0	1987	282.0	1996	105.0	2005	98.0

Tablo A.88 2505 nolu Bendihami Suyu – Göndürme AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1966	48.0	1978	64.0	1987	143.0	1996	83.5
1967	54.0	1979	81.8	1988	114.0	1997	101.3
1968	88.2	1980	80.6	1989	40.5	1999	100.0
1972	110.0	1981	36.0	1990	52.8	2000	130.2
1973	90.8	1982	112.0	1991	58.8	2001	98.1
1974	52.9	1983	208.0	1992	113.0	2002	55.2
1975	40.5	1984	76.0	1993	95.0	2003	105.2
1976	122.0	1985	210.0	1994	59.7	2004	66.3
1977	34.0	1986	37.2	1995	43.3	2005	121.5

Tablo A.89 2610 nolu Bitlis Çayı – Baykan AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1955	112.0	1968	331.0	1981	351.0	1994	128.0
1956	126.0	1969	295.0	1982	337.0	1995	221.0
1957	347.0	1970	143.0	1983	90.80	1996	173.0
1958	123.0	1971	115.0	1984	281.0	1997	95. 0
1959	103.0	1972	393.0	1985	274.0	1998	163.0
1960	132.0	1973	92.60	1986	167.0	1999	306.0
1961	96.0	1974	206.0	1987	338.0	2000	212.0
1962	110.0	1975	153.0	1988	449.0	2001	275.0
1963	275.0	1976	416.0	1989	101.0	2002	234.0
1964	216.0	1977	220.0	1990	174.0	2003	254.0
1965	223.0	1978	217.0	1991	188.0	2004	142.0
1966	296.0	1979	172.0	1992	307.0	2005	273.0
1967	144.0	1980	303.0	1993	242.0		

Tablo A.90 2612 nolu Batman Çayı – Maladabi Köprüsü AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri (m^3/sn).

Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}	Su Yılı	Q_{max}
1965	645.0	1976	1482.0	1987	1904.0	1998	1154.0
1966	1766.0	1977	959.0	1988	2125.0	1999	1291.0
1967	1156.0	1978	1611.0	1989	419.0	2000	949.0
1968	230.0	1979	2660.0	1990	1508.0	2001	1472.0
1969	1729.0	1980	1841.0	1991	1151.0	2002	1178.0
1970	912.0	1981	1629.0	1992	936.0	2003	1246.0
1971	897.0	1982	1236.0	1993	1114.0	2004	965.0
1972	2411.0	1983	707.0	1994	448.0	2005	874.0
1973	463.0	1984	1975.0	1995	109.0		
1974	1461.0	1985	784.0	1996	898.5		
1975	1482.0	1986	1088.0	1997	1228.9		

EK B: ÖRNEK ÇÖZÜM

Testlerinin uygulanma biçimi ve söz konusu testler için yazılan bilgisayar programının doğruluğunu kontrol amacıyla, 101 nolu Şeytan Deresi – Babaeski AGİ' nunda gözlenen yıllık pik akım değerleri alınmıştır.

Normalite testi

Bir zaman serisinin normal dağılıma uyup uymadığı çarpıklık testi ile kontrol edilir. Ortalama değeri 90.806 m^3/s olan İstasyona ait orjinal değerler formülde yerine konularak çarpıklık katsayısı,

$$\gamma = \frac{\frac{1}{48}\left[(26.1 - 90.806)^3 + ... + (21.0 - 90.806)^3\right]}{\frac{1}{48}(26.1 - 90.806)^2 + ... + (26.1 - 90.806)^2)^{3/2}} = -0.0418$$

Tablo 3.1'de gösterilen N=48 ve α=0.02 önemlilik seviyesi için, $\gamma_{(0.02)}(48) = 0.80 > |-0.04|$ olduğundan, serinin orjinal değerleri normal dağılıma uyduğu görülür.

Normalite şartının gerekli olduğu parametrik bir test olan otokorelasyon testinde transform olmuş değerler kullanılırken, diğer nonparametrıc testlerde serinin orjinal değerleri kullanılmıştır.

Otokorelasyon testi

Bu testte normal dağılıma uyan orijinal seri değerleri kullanılarak r_k=0.505 (3.5.) denkleminden 0.505 olarak bulunmuştur.

Güvenirlik sınırlarını belirlemek amacıyla, kullanılan ve teorik esaslarda da anlatılan iki metottan birisi olan Anderson Metodu kullanılırsa,

$$r_k(\%95) = \frac{1 \mp 1.96\sqrt{48 - 1 - 1}}{48 - 1} = \begin{matrix} -0.262 \\ +0.262 \end{matrix}$$

(3.4) eşitliğinden hesaplanan sınırlar belirlenir. Bulunan korelasyon katsayısı sınır değerler dışında kaldığından, serinin bağımsızlık özelliğini taşımadığı sonucuna varılır.

Medyanı çaprazlama testi

Bu testte öncelikle medyan değerini bulmak için, akım değerleri küçükten büyüğe doğru dizilir ve seri ortasındaki değer alınır. Örnek büyüklüğü elimizdeki örnek gibi çift ise, serinin ortasındaki iki değerin aritmetik ortalaması alınır. Buna göre örnekteki medyan değeri, Q_{med}=(60.00+68.10)/2=64.05 olarak bulunur. Medyan değeri bulunduktan sonra, şartı araştırılır.

i=1 için, Q_1=26.1 < 64.05 olduğundan, Q_1=0 olur.

i=2 için, Q_2= 28.6 < 64.05 olduğundan, Q_2=0 olur.

i=3 için, Q_3=757.00 > 64.05 olduğundan, Q_3=1 olur.

Serinin tamamında yukarıdaki işlemler yapılarak, sıfırın biri, birin sıfırı takip ettiği değerler toplamı m=12 olarak bulunur. Buradaki önemli nokta, medyanın yukarıdaki kıyaslamalara katılmayıp, kendisinden bir önceki değerle, bir sonraki değerin mukayese edilmesidir. Ortalama ve varyans,

$$\text{ort}=\frac{48-1}{2}=23.50$$

$$\text{var}=\frac{48-11}{4}=11.75$$

Standart değişken z =- 1.53 bulunur. -1.96 < -0.54 < +1.96 olduğu için, örnekteki serinin medyanı çaprazlama testine göre bağımsız bir seri olduğu sonucuna varılır.

Dönüm noktaları testi

Bu testi uygulamak için, serinin orjinal değerler kullanılarakkıyaslama aşağıdaki gibi yapılırsa,

i=2 için, 26.1 < 28.6 <757 olduğundan, Q_2=1 olur.

i=3 için, 28.6<757<25.8 olduğundan, Q_3=1 olur.

Benzer işlemler tüm seri verileri üzerinde uygulanması sonucu p=18 olarak bulunur. Ortalama ve varyans değerleri bulunup z formulünde yerine yazılırsa, z= -0.18 bulunur. -1.96 < -0.18 < +1.96 olduğu için, örnekteki serinin medyanı çaprazlama testine göre bağımsız bir seri olduğu sonucuna varılır.

4.1.5. Sıra farklılık testi

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

i=2 için, $U_1 = |19.60 - 20.00| = 0.40$

i=3 için, $U_2 = |20.00 - 21.00| = 1.00$

Tüm U değerleri benzer şekilde hesaplanıp toplandıktan sonra, U=326 olarak bulunur. Buradan z değişkeni oratalama ve varyans yardımıyla, -3.21 olarak bulunur. -1.96 > -3.21 < +1.96 olduğu için, örnekteki serinin medyanı çaprazlama testine göre bağımlı bir seri olduğu sonucuna varılır.

Spearman Sıralı Seri Korelasyon Katsayısı Testi

Akım değerlerimizi (x_i serisi), 26.2, 287.6, 757, ….. 69.3 ve (y_i serisi), 28.6, 757, 25.8, … , 69.3, 21 olmak üzere iki seriye ayrırız. Sıra farklılıkları testinde olduğu gibi, seriler 1 ile N arasında rölatif sıra değerlerine transform ederiz. Sonuçta,, seride en küçük değere sahip akım olan 19.6 (1990) bir, en yüksek değere sahip akım 757 ise 48 değerini alır.

R_i ve S_i değerleri x ve y serisilerindeki her bir elemanın sıra sayıları olsun olarak alındığında, Sıralı seri korelasyon katsayısı, sıraların korelasyon katsayısı,

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

Formulunden 0,50489 olarak bulunur.

Bağımlı olmayan veri gruplarının sıfır hipotezinde (null hypothesis) D'nin beklenen değeri,

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

ve varyansı,

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

Formüllerinden sırasıyla, 3,212 ve 0,278 olarak hesaplanır. ve yaklaşık olarak normal dağıldığı kabul edilir. Çizelgeden D için alınan değer 0,348 olduğundan ve Buna göre bulduğumuz r_s değeri budeğerden büyük çıktığı için seri bağımlıdır.

Gumbel Dağılımı (Momentler yöntemi)

$\alpha = S / \sigma = 0.928$

$\beta = \mu - (Y_n / S_n).\sigma = 0.00328$

$$Y_n = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N} a_i$$

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

Burada Y_n ve S_n N= 48 için sırasıyla 0,992 ve 1,998 olarak tablodan bulunur. $n \to \infty$ $Y_n \cong$ 0,5772157 ve $S_n \cong$ 1,28255 olduğu gözden kaçmamalıdır.

Söz konusu istatistiklerin uygunluk testlerine göre hesaplamaları sonucu;

$$\chi_i^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(Q_i - E_i)}{E_i} = 1.88 \text{ dir}$$

Burada, Q_i gözlenen (48 yıllık verinibn her biri) ve E_i teorik dağılıma (parmeterelerini bulduğumuz Gumbel dağılımı) göre beklenen i. sınıf aralığındaki gözlem sayısıdır (burada 8 seçtik)

$\chi_i^2 = 1.88 < \chi_{d_f,1-\alpha}^2 = 3.1$ olduğundan uygunluk sınırları içinde kalan bir değerdir ve seriye Gumbel Dağılımının uyduğu görülür.

X için $S_n(x)=k/n$, x'e eşit veya küçük gözlemlerin sayısı k olarak kabul edilirse, Bu durumda maksimum sapma;

$D = \max\left|F_x(x) - S_n(x)\right| = 0{,}141$ oalrak bulunur.

Seçilen önem seviyesi % 95 için D değeri K-S istatistiğinin kritik tablo değerinden olan 0.98 den küşük çıktığı için Kolmogrov-Smirnov testi sonucuna göre serimiz Gumbel dağılıma uymaktadır.

Cramer-von Mises istatistiği,

$$CvM = \sum_{i=1}^{M} U_i \quad \frac{(2i-1)}{2M}^2 + \frac{1}{12M} \quad (i = 1, 2, 3, \ldots..M) \qquad (3.118)$$

Formülünden 0.091 olaark hesaplanmıştır. Bulunan CvM istatatistiği seçilen % 95 önem seviyesine göre kritik tablo değeri olan 1,20 den küçük ise dağılımın söz konusu seriye uyduğu kabul edilir.

Pearson 3 Dağılımı (Momentler Yöntemi)

101 nolu Agi verileri için dağılımın olasılık fonkisyonu parametrelerine bağlı olarak, ortalama değeri, varyansı ve çarpıklık katsayısı sırasıyla,

$\mu=c+b.a= 0.92$

$\sigma^2=b^2.a=1.87$

$G = \frac{2}{\sqrt{a}} = 2.4$ bulunur.

$\chi_i^2 = 1.60 < \chi^2_{d_f,1-\alpha} = 3.1$

$D = \max\left|F_x(x) - S_n(x)\right| = 0{,}021 < 0.98$

CvM=0.041<1.20 olduğundan serilerimize bu dağılım üç test sonucuna göre uymaktadır.

Log-Logistic Dağılımı (Momentler yöntemi)

Eldeki serimizin çarpıklık katsayısı -0,05 <2.5 olduğundan,

$$a = \exp(-2{,}246 + 0{;}848.\ln(C_s) - 0{;}1272.\left[\ln(C_s)\right]^2 + 0{;}04008.\left[\ln(C_s)\right]^3$$

$$b = \left(\frac{S^2}{\Gamma(1+2a).\Gamma(1-2a) - \left[\Gamma(1+a).\Gamma(1-a)\right]^2}\right)^{\frac{1}{2}}$$

$$c = \bar{x} - b.\Gamma(1+a).\Gamma(1-a)$$

Formülleriyle fonkisyonun parametreleri sırasıyla; a= 1,04, b=0,95 ve c=2,91 olarak bulunur. Gumbel dağılımı için yaptığımız uygunluk teslerine benzer şekilde çözüme gidilerek,

$\chi_i^2 = 2.08 < \chi^2_{d_f,1-\alpha} = 3.1$

$D = \max\left|F_x(x) - S_n(x)\right| = 0{,}205 < 0.98$

CvM=0.192<1.20 olduğundan serilerimize bu dağılım üç test sonucuna göre uymaktadır.

Sen'in T testi

1) $X_{i.}$ ortalama değer = 90.806 m^3/s bulunur,

b) X_i orijinal yıllık değerlerinden, ortalama değer çıkarılarak (X_i- X_{ort}) fark değerleri elde edilir.

c) Bu farklar küçükten büyüğe dizilir. Sembolik olarak bu işlem R_{ij}=Rank(X_i-$X_{.ort}$) eşitliği ile hesaplanır. Verilerde aynı değere sahip farklar *(bağ durumu)* varsa, bunların gerçekte alması gereken sıra değerlerinin ortalaması dikkate alınır,

d) Elde edilen sıraların her her bir yıl için ortalamaları $R_{.j}=\sum_i R_i/n$ ve $R_i=\sum_j R_i$ eşitlikleri ile bulunur ve son işlem olarak,

e) Sen'in T testi istatistiği aşağıdaki formülden hesaplanır.

$$T = \left[\frac{m^2}{n(n+1)\sum_i (R_i - Rort)^2}\right]^{1/2} \left[\sum_{i=1}^{n} \left(i - \frac{n+1}{2}\right)\left(R_i - \frac{nm+1}{2}\right)\right]$$

Yukarıda m mevsimlik zaman periyotlarını göstermekte olup bu çalışmada yıllık değerler alındığından 1e eşittir.

Söz konusu denklemde değerler yerine konulduğunda, T=1.20582 bulunur.

α önem seviyesinde $|1.20582| <$ z=1.96 (standart normal değişken) olduğundan trendin yokluğu üzerine kurulan H_o hipotezi kabul edilir ve belirli bir trendin var olmadığı olduğu sonucuna varılır.

Spearman'ın Rho Testi

Testin temeli sıra istatistiklerine dayangından, Sıra istatistiği R(x_i), gözlemlerin küçükten büyüğe sıralanması ile belirlendiğinden seri sıra sayılarınan göre sıralanır ve (r_s) aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

$$r_S = 1 - 6\left[\sum_{i=1}^{n}\left(R(x_i) - i\right)^2\right] / \left(n^3 - n\right)$$

Denklemde değerler yerine yazıldığında, r_s=1.595 bulunur.

$R(x_i)$, i. gözlemin sıra numarasını; i, verilerin gözlem sırasını ve n=48 dir.

$z = r_S\sqrt{n-1}$ eşitliği ile bulunur ve α önem seviyesinde, $|1.595| < z_\alpha = 1.96$ olduğundan gözlem değerlerinin zamanla değişmediği görülerek belirli bir trendin var olmadığı sonucuna varılır.

Mann-Kendall testi

$$S = \sum_{k=1}^{n-1}\sum_{j=k+1}^{n} \operatorname{sgn}\left(x_j - x_k\right)$$

$$\operatorname{sgn}\left(x_j - x_k\right) = \begin{cases} +1 & \text{eğer} \quad \left(x_j - x_k\right) > 0 \\ 0 & \text{eğer} \quad \left(x_j - x_k\right) = 0 \\ -1 & \text{eğer} \quad \left(x_j - x_k\right) < 0 \end{cases}$$

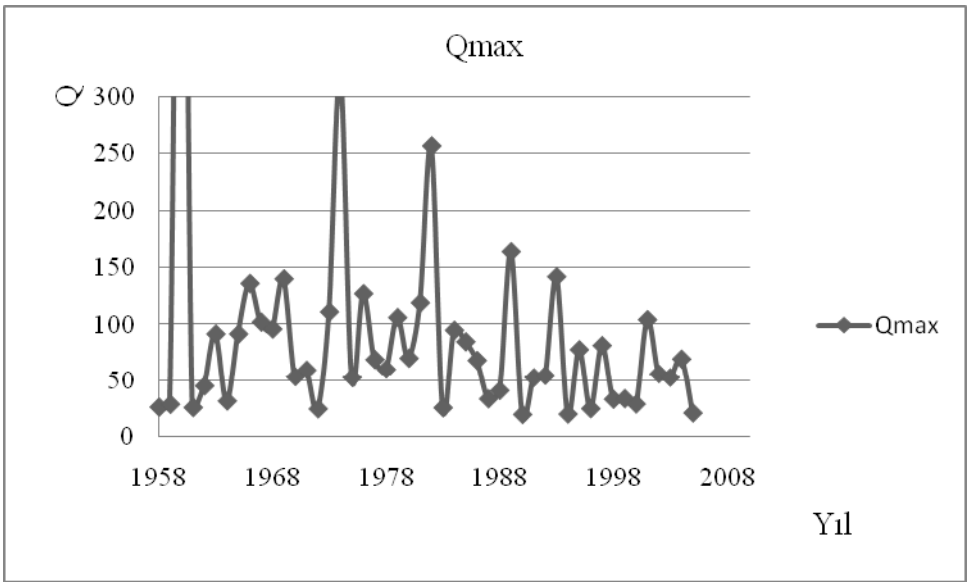
S'nin varyansı Var(S)=48(48−1)(248+5)/18 şekilde hesaplanır.

$$z = \begin{cases} \dfrac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{eğer} \quad S > 0 \\ 0 & \text{eğer} \quad S = 0 \\ \dfrac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{eğer} \quad S < 0 \end{cases}$$

Denklemde S, varyans değeri yerine yazıldığında, S istatatsiği (-1,207) olarak bulunur. α önem seviyesinde, $|-1.207| < z_\alpha = 1.96$ olduğundan gözlem değerlerinin zamanla değişmediği görülerek belirli bir trendin var olmadığı sonucuna varılır.

En Küçük Kareler Testi

Öncelikle serimiz normal dağıldığı çarpıklık testiyle belirlendiğinden orijinal değerler kullanılmıştır.



Şekil B. 101 nolu Şeytan Deresi – Babaeski AGİ' nunda Akım değerlerinin zaman serisi .

Grafiği çizilen seride, hesaplar sonucunda, 1,407 (< 1.96) olarak bulunan doğrunun eğimi ile paralel olarak belirgin bir trendin var olmadığını göstermiştir.

Sen'in trend eğim metodu

101 nolu istasyonda herhangi bir trend tespit edilmemesine rağmen trend eğim hesabı yapılırsa,

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{(j-k)}$$

Denkleminden elde ettiğimiz yeni Q_i değerleri küçükten büyüğe doğru sıralarsak, 48 adet eşdeğerlerinin medyan değeri lineer trend eğim parametresini tahmin

edebiliriz. 48 adet Q_i değerinin medyanı alınarak ilgili gözlemin birim zamandaki değişimi,

$$Q = \frac{1}{2} Q_{N/2} + Q_{(N+2)/2}$$

formülünden ile hesapladığımıza -0,0103 değerini elde ederiz. Ancak yapılan trend testlerinde herhangi bir trend bulunmadığından bu istatistiğin bu istasyon için yapılma şartı yoktur.

Van Belle ve Hughes (trend) homojenlik testi

Havza bazındaki genel trend hakkında bilgi edinmek amacıyla kullanılan bu testi 101 nolu istasyonun bulunduğu Meriç Havzasında başka bir istasyon verisi kullanmadığımızdan bu havza için yapmak imkansızdır. Bu nedenle testi 2 istasyon verisi aldığımız Marmara Suları Havzası için yaparsak,

$$\chi^2_{homojen} = \chi^2_{toplam} - \chi^2_{trend} = \Sigma(Z_i)^2 - m(Z)^2 \qquad (3.134)$$

eşitliğini kullanmamız gerekecektir. Bu eşitlikteki Z_i ve Z değerleri aşağıdaki şekilde bulunabilir:

$$Z_i = \frac{S_i}{\sqrt{(Var(S_i)}} \quad \text{ve} \quad Z = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} Z_i \qquad (3.138)$$

Bu eşitliklerdeki S_i değerleri, önceden hesapladığımız Mann-Kendall Test istatistiği değerleridir. m değeri ise yıllık verilerde çalıştığımız için 1 dir.

Bulunan Z ve Z_i değerleri yazılırsa

χ2homojen= χ 2 toplam - χ 2 trend= 81.41 değeri bulunur.

Homojenlik için asıl önemli değer olan $\chi^2_{istasyon}$ değeri formülden 26.84 değeri bulunur. Bu değer tablodan alınan χ^2_{kritik} değeri olan 3.84 den büyük olduğundan havza bazında global bir trendden söz edilemez sonucuna ulaşılabilir.

Ana Bileşenler Analizi

Tablıo B.1 Excell ile hesaplanan yıllara göre ilk 7 özdeğerlilik değerleri

Tarih	r_1	Tarih	r_2	Tarih	r_3	Tarih	r_4	Tarih	r_5	Tarih	r_6	Tarih	r_7
1970	0,07	1970	0,11	1970	-0,21	1970	-0,45	1970	-0,54	1970	0,50	1970	0,21
1971	-0,17	1971	-0,14	1971	-0,11	1971	-0,42	1971	-0,15	1971	-0,18	1971	-0,12
1972	-0,29	1972	0,06	1972	-0,05	1972	-0,23	1972	-0,36	1972	-0,56	1972	0,45
1973	-0,84	1973	-0,83	1973	-0,37	1973	-0,38	1973	0,19	1973	-0,52	1973	0,76
1974	-0,42	1974	-0,34	1974	-0,30	1974	-0,21	1974	-0,09	1974	-0,11	1974	0,03
1975	0,91	1975	0,19	1975	0,16	1975	0,54	1975	-0,60	1975	0,90	1975	0,75
1976	0,00	1976	-1,17	1976	0,74	1976	1,83	1976	0,76	1976	-1,43	1976	-0,06
1977	0,39	1977	-2,55	1977	0,27	1977	1,39	1977	-0,32	1977	0,94	1977	-1,81
1978	0,75	1978	-0,64	1978	1,26	1978	-0,10	1978	-0,99	1978	1,63	1978	-1,36
1979	-0,33	1979	-0,66	1979	0,41	1979	1,17	1979	-0,73	1979	1,03	1979	-0,23
1980	2,32	1980	-0,56	1980	1,39	1980	2,47	1980	0,42	1980	0,12	1980	0,79
1981	0,62	1981	1,17	1981	-0,62	1981	1,37	1981	-0,40	1981	0,26	1981	-0,12
1982	0,23	1982	-1,21	1982	0,76	1982	-1,21	1982	-0,11	1982	-0,48	1982	0,93
1983	-1,00	1983	-0,88	1983	0,01	1983	0,17	1983	-1,35	1983	-0,54	1983	0,89
1984	0,18	1984	1,08	1984	1,49	1984	-0,77	1984	-2,11	1984	-1,66	1984	-1,72
1985	-1,42	1985	-1,06	1985	-1,22	1985	0,45	1985	-0,23	1985	-0,07	1985	-0,13
1986	-0,33	1986	-0,07	1986	1,41	1986	-0,36	1986	-1,07	1986	-1,14	1986	-0,63
1987	0,86	1987	0,53	1987	-3,00	1987	0,42	1987	0,41	1987	0,38	1987	-1,67
1988	0,05	1988	0,96	1988	0,36	1988	-0,26	1988	1,54	1988	0,62	1988	-0,54
1989	0,06	1989	-0,40	1989	-0,15	1989	-2,11	1989	0,75	1989	1,94	1989	-1,41
1990	0,35	1990	0,28	1990	0,50	1990	-0,13	1990	0,61	1990	-0,35	1990	-0,01
1991	1,06	1991	1,12	1991	-0,13	1991	-0,87	1991	-2,32	1991	0,31	1991	0,61
1992	1,60	1992	1,63	1992	-1,23	1992	0,45	1992	-0,82	1992	0,78	1992	2,24
1993	1,20	1993	-0,96	1993	-2,14	1993	0,43	1993	0,19	1993	-0,91	1993	-0,98
1994	1,89	1994	-1,94	1994	0,42	1994	-2,28	1994	2,19	1994	0,15	1994	1,10
1995	-1,32	1995	0,23	1995	-1,12	1995	0,23	1995	0,36	1995	0,26	1995	0,13
1996	1,07	1996	0,30	1996	-1,34	1996	-1,58	1996	-0,90	1996	-0,92	1996	-0,87
1997	-1,43	1997	0,37	1997	-0,08	1997	-0,33	1997	0,67	1997	0,90	1997	-0,60
1998	-0,90	1998	-0,35	1998	0,44	1998	-0,21	1998	-1,44	1998	0,28	1998	1,57
1999	0,81	1999	0,61	1999	0,92	1999	0,28	1999	1,52	1999	-1,34	1999	0,91
2000	-0,27	2000	2,09	2000	1,24	2000	1,09	2000	0,91	2000	0,47	2000	-1,31
2001	-1,30	2001	-0,26	2001	-1,00	2001	0,51	2001	0,13	2001	1,12	2001	2,18
2002	0,09	2002	1,24	2002	1,01	2002	-1,55	2002	0,90	2002	0,37	2002	0,42
2003	-0,32	2003	0,26	2003	-0,80	2003	-0,01	2003	0,88	2003	-3,35	2003	-0,16
2004	-1,28	2004	1,15	2004	-0,10	2004	0,42	2004	0,79	2004	-0,26	2004	0,00
2005	-0,82	2005	1,27	2005	0,56	2005	0,45	2005	1,39	2005	0,70	2005	-0,15

Hesaplanan r_i değerlerine bağlı olarak, harita paternleri ve bileşenlerin zaman eğrileri çizilmiştir.

Analizin gerçekleştirilebilmesi için Tablo B.2 deki gibi her istasyon için 1970-2005 yılları arasında rastele değerler üretilmiştir.

Tablo B.2 Herbir istasyon için Excel ile üretilen rastgele değerlere örnek

Yıl	101	209	212	302	311	314	316	317	321	324	328
1970	0,78	0,08	0,16	0,45	0,97	0,13	0,75	0,11	0,92	0,15	0,32
1971	0,42	0,57	0,69	0,36	0,57	0,10	0,87	0,53	0,77	0,03	0,74
1972	0,21	0,45	0,41	0,74	0,07	0,47	0,10	0,15	0,27	0,78	0,53
1973	0,53	0,55	0,89	0,47	0,35	0,67	0,27	0,69	0,97	0,78	0,22
1974	0,15	0,11	0,70	0,39	0,05	0,87	0,42	0,60	0,98	0,91	0,00
1975	0,12	0,64	0,08	0,02	0,84	0,40	0,66	0,43	0,76	0,80	0,19
1976	0,00	0,61	0,35	0,40	0,94	0,18	0,68	0,54	0,56	0,80	0,13
1977	0,32	0,65	0,85	0,66	0,63	0,38	0,37	0,19	0,53	0,21	0,27
1978	0,16	0,28	0,83	0,57	0,36	0,54	0,83	0,35	0,30	0,93	0,02
1979	0,78	1,00	0,64	0,04	0,60	0,50	0,41	0,95	0,96	0,89	0,02
1980	0,93	0,47	0,41	0,98	0,98	0,00	0,84	0,16	0,69	0,80	0,84
1981	0,14	0,56	0,45	0,63	0,56	0,76	0,08	0,84	0,80	0,72	0,25
1982	0,96	0,79	0,32	0,75	0,54	0,99	0,50	0,78	0,50	0,66	0,32
1983	0,09	0,45	0,78	0,57	0,55	0,88	0,79	0,46	0,20	0,48	0,99
1984	0,15	0,84	0,98	0,57	0,80	0,34	0,19	0,81	0,05	0,67	0,08
1985	0,46	0,21	0,21	0,16	0,98	0,81	0,97	0,36	0,55	0,15	0,56
1986	0,55	0,36	0,21	0,17	0,78	0,06	0,14	0,60	0,78	0,19	0,03
1987	0,65	0,80	0,06	0,75	0,88	0,51	0,56	0,11	0,51	0,42	0,67
1988	0,65	0,98	0,31	0,28	0,41	0,79	0,20	0,17	0,58	0,18	0,93
1989	0,44	0,31	0,88	0,38	0,20	0,25	0,07	0,78	0,55	0,52	0,08
1990	0,31	0,82	0,00	0,16	0,93	0,11	0,12	0,52	0,96	0,12	0,05
1991	0,94	0,76	0,27	0,39	0,73	0,75	0,68	0,58	0,56	0,11	0,83
1992	0,19	0,70	0,53	0,24	0,15	0,70	0,29	0,68	0,91	0,93	0,05
1993	0,99	0,20	0,07	0,52	0,90	0,08	0,90	0,78	0,20	0,49	0,78
1994	0,43	0,22	0,66	0,61	0,45	0,50	0,21	0,23	0,78	0,39	0,82
1995	0,94	0,96	0,14	0,53	0,85	0,18	0,65	0,64	0,13	0,26	0,64
1996	0,30	0,83	0,18	0,29	0,68	0,99	0,69	0,86	0,87	0,02	0,02
1997	0,94	0,67	0,55	0,53	0,61	0,41	0,06	0,93	0,90	0,12	0,40
1998	0,97	0,98	0,85	0,33	0,95	0,55	0,04	0,44	0,03	0,15	0,81
1999	0,62	0,97	0,53	0,82	0,59	0,92	0,19	0,57	0,65	0,70	0,43
2000	0,47	0,17	0,13	0,14	0,73	0,90	0,19	0,95	0,51	0,84	0,79
2001	0,60	0,19	0,91	0,78	0,05	0,48	0,28	0,83	0,06	0,90	0,69
2002	0,72	0,20	0,48	0,31	0,08	0,54	0,27	0,51	0,16	0,41	0,14
2003	0,53	0,45	0,06	0,53	0,39	0,24	0,74	0,32	0,09	0,71	0,75
2004	0,26	0,83	0,07	0,83	0,86	0,73	0,85	0,13	0,33	0,98	0,82
2005	0,09	0,71	0,81	0,77	0,90	0,48	0,94	0,12	0,01	0,09	0,17

Rasteele değerler ile gerçek değerlerin varyans yüzdeleri arasına ilişki kurularak ana bileşenler analizi gerçekleştirilir. Bu işlen N kuralının ile gerçekleştirilir. Yani gerçek değerin varyas yüzdesinin rastgele değişkenin varyans yüzdesine oranıdır.