ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Neslihan SEÇKİN

CEYHAN VE SEYHAN HAVZALARININ BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

119801
T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI

ADANA, 2002

119801

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

CEYHAN VE SEYHAN HAVZALARININ BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

Neslihan SEÇKİN

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI

Bu tez 27 / 08 /2002 Tarihinde Aşağıdaki Jüri Üyeleri Tarafından Oybirliği/~~Oyçokluğu~~ İle Kabul Edilmiştir.

İmza:	imza:	imza:
Doç. Dr. Recep YURTAL	Prof. Dr. M. Salih KIRKGÖZ	Prof. Dr. Ahmet YÜCEER
DANIŞMAN	ÜYE	ÜYE

Bu tez Enstitümüz İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalında hazırlanmıştır.

Kod No: 2030

T.C. ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ 192_

Prof. Dr. Fikri AKDENİZ
Enstitü Müdürü

Not: Bu tezde kullanılan özgün ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunundaki hükümlere tabidir.

ÖZ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

CEYHAN VE SEYHAN HAVZALARININ BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

Neslihan SEÇKİN

ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI

Danışman: Doç. Dr. Recep YURTAL
Yıl: 2002, **Sayfa:**132
Jüri : Doç. Dr. Recep YURTAL
: Prof. Dr. M. Salih KIRKGÖZ
: Prof Dr. Ahmet YÜCEER

Belirli tekerrür periyotları için meydana gelebilecek taşkının büyüklüğü ve frekansı, rezervuar, gölet, köprü, baraj, savak, kanal, menfez gibi su yapılarının yerlerinin seçimi ve özel planlama projeleme amaçları için gereklidir. Taşkın frekans anlizinin amacı belli bir dönüş aralığına karşı gelen taşkın debisinin tahminidir.

Taşkın frekans analizinin iki türü vardır.

1) Noktasal taşkın frekans analizi
2) Bölgesel taşkın frekans analizi

Bu çalışmada Seyhan ve Ceyhan Havzaları için bölgesel taşkın frekans analizi boyutsuz olarak incelenmiş ve güçlü taşkın tahminlerine imkan veren modeller, yapılan testler sonucu belirlenmiştir. Havzalar homojen alt bölgelere ayrıldıktan sonra Log Lojistik, Log Pearson 3, Pearson 3, Wakeby, Log Boughton, Gumbel ve Log Normal dağılımları kullanılarak spreadsheet programları yardımıyla analizleri yapılmış, bölgesel taşkın frekans eğrileri elde edilmiştir. Daha sonra fortran lisanında hazırlanmış bilgisayar programı yardımıyla noktasal analiz yapılarak eğriler elde edilmiş ve yine bu program yardımıyla Kolmogorov-Simirnov, Cramer Von Mises ve Chi^2 testleri yapılarak bu eğrilerin güçlü bir model teşkil edip etmediği araştırılmıştır. Homojen alt bölgelere ait en uygun dağılımlar tespit edilmiş ve bölge tek olarak incelendiğinde elde edilen sonuçların kısmen farklı olduğu görülmüş, bölgesel analizin daha hassas sonuçlar verdiği kanaatine varılmıştır.

Anahtar kelimeler : Taşkın Frekans Analizi, Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi, Bölgesel Taşkın Frekans Analizi

ABSTRACT

MSc. THESIS

APPLICATION OF REGIONAL FLOOD FREQUENCY ANALYSIS TO CEYHAN AND SEYHAN RIVER BASINS

Neslihan SEÇKİN

DEPARTMENT OF CIVIL ENGINEERING
INSTITUTE OF NATURAL AND APPLIED SCIENCES
UNIVERSITY OF ÇUKUROVA

Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Recep YURTAL
Year: 2002, **Pages:** 132
Jury : Assoc. Prof. Dr. Recep YURTAL
: Prof. Dr. M. Salih KIRKGÖZ
: Prof. Dr. Ahmet YÜCEER

The aim of flood frequency analysis is to predict the flood discharge for a known period in a flood event for planning and designing of reservior, river basins, bridge, dams, weirs, channels, water supply systems, culverts, etc.
Two Methods are available for flood frequency analysis named as following:

1. At-Site flood frequency analysis
2. Regional flood frequency analysis

In this study, regional flood frequency analysis applying to Seyhan and Ceyhan river basins is investigated as nondimensionalized, and different models for predicting flood discharge in the analysis are compared and tested. After dividing the Seyhan and Ceyhan river basin areas into sub-areas, Log Logistik, Log Pearson 3, Pearson 3, Wakeby, Log Boughton, Gumbel and Log Normal models were applied to those subareas by the means of spreadsheet programs for regional flood frequency analysis. At-Site flood frequency analysis was then made using the special package program prepared by the means of Fortran 77 for the local stations on the Ceyhan and Seyhan river basins. Kolmogorov-Simirnov, Cramer Von Mises and Chi^2 tests were used to determine which flood frequency model produced the most accuracy results when applied to observed data. It was seen that regional flood frequency analysis produced more accurate results than that of at-site flood frequency analysis when applied to Seyhan and Ceyhan river basins.

Key words : Flood Frequency Analysis, Probability Weighted Moments, Regional Flood Frequency Analysis.

TEŞEKKÜR

Yüksek lisans tez konumun seçiminde ve çalışmalarım sırasında benden her türlü yardımını ve bilgisini esirgemeyen sayın hocam Doç. Dr. Recep Yurtal'a teşekkürlerimi sunarım.

İÇİNDEKİLER **Sayfa No**

ÖZ I
ABSTRACT II
TEŞEKKÜR III
İÇİNDEKİLER IV
ÇİZELGELER DİZİNİ VII
ŞEKİLLER DİZİNİ X
1. GİRİŞ 1
1.1. Konunun Tanımı ve Önemi 1
1.2. Çalışmanın Amacı 3
2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR 4
2.1. Parametre Tahmin Yöntemleri 4
2.1.1. L-Momentler Yöntemi 4
2.1.2. Olasılık Ağırlıklı Momentlere Dayalı Yöntemler 5
2.2. Yıllık Taşkın Serileri 6
2.3. Kısmi Süreklilik Serileri (PDS) 7
2.4. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi 8
2.5. Noktasal Frekans Analizi 9
3. MATERYAL VE YÖNTEM 11
3.1. Materyal 11
3.2. Yöntem 12
3.2.1. Olasılık ve İstatistik Yöntemler 12
3.2.2. Taşkın Frekans Analizi 13
3.2.3. Frekans Dağılımlarının Parametreleri 14
3.2.4. İstatistik Momentler 15
3.2.4.1. Aritmetik Ortalama 15
3.2.4.2. Varyans 16
3.2.4.3. Standart sapma 16
3.2.4.4. Değişim (Varyasyon) Katsayısı 17
3.2.4.5. Çarpıklık Katsayısı 17

3.2.4.6. Kurtosis (Basıklık) Katsayısı 17
3.2.5. Parametre Tahmin Yöntemleri 18
3.2.5.1. Maksimum Olabilirlik Yöntemi 18
3.2.5.2. Momentler Yöntemi 19
3.2.5.3. Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi (PWM) 19
3.2.5.4. L-Momentler Yöntemi 22
3.2.5.5. En Küçük Kareler Yöntemi 24
3.2.5.6. Diğer Yöntemler 24
3.2.6. Çalışmada Ele Alınan Olasılık Dağılım Fonksiyonları 24
3.2.6.1. 3 Parametreli Log-normal Dağılım (LN3) 25
3.2.6.2. Pearson Tip 3 Ve Log-Pearson Tip 3 Dağılımları 29
3.2.6.3. Wakeby Dağılımı 32
3.2.6.4. Log-Lojistik Dağılımı 37
3.2.6.6. Gumbel Dağılımı 41
3.2.6.7. Log-Boughton Dağılımı 43
3.2.7. Olasılık Dağılım Fonksiyonu İle İlgili Uygunluk Testleri 47
3.2.7.1. Chi2 Uygunluk Testi 47
3.2.7.2. Kolmogorov – Simirnov Uygunluk Testi 50
3.2.7.3. Cramer Von Mises Uygunluk Testi 51
3.2.8. İncelenen Havzaların Bölgesel Taşkın Frekans Analizleri 51
3.2.8.1. Homojen Bölgelerin Belirlenmesi 51
3.2.8.2. Parametrelerin Bölgesel Tahmini 56
3.2.8.3. Olasılık Ağırlıklı Momentlerin Bölgesel Tahminleri 59
4. BULGULAR VE TARTIŞMA 60
4.1.Bölgesel Taşkın Frekans Analizi 60
4.1.1. Homojen Bölgelerin Belirlenmesi 60
4.1.1.1. Bölgesel Parametrelerin Tahmini 67
4.1.1.2. Bölgesel Eğrilerin Elde Edilmesi 68
4.2.Noktasal Taşkın Frekans Analizi 94
5. SONUÇLAR 124
5.1. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi Sonuçları 124

5.2. Noktasal Taşkın Frekans Analizi Sonuçları 124
KAYNAKLAR 126
ÖZGEÇMİŞ 132

ÇİZELGELER DİZİNİ **Sayfa No**

Çizelge 3.1. Ceyhan Havzası'na Ait Bilgiler 11
Çizelge 3.2. Seyhan Havzası'na Ait Bilgiler 12
Çizelge 4.1. Ceyhan Havzası'ndaki İstasyonlara Ait İstatistiki Bilgiler 61
Çizelge 4.2. Seyhan Havzası'ndaki İstasyonlara Ait İstatistiki Bilgiler 61
Çizelge 4.3. Ceyhan Havzasının Bölgelerine Ait İstatistiki Bilgiler 63
Çizelge 4.4. Seyhan Havzasının Bölgelerine Ait İstatistiki Bilgiler 63
Çizelge 4.5. Ceyhan Havzasına Ait Bölgesel Parametreler (Bölgesel Değişim Ve Çarpıklık Katsayıları) 68
Çizelge 4.6. Seyhan Havzasına Ait Bölgesel Parametreler (Bölgesel Değişim Ve Çarpıklık Katsayıları) 68
Çizelge 4.7. Ceyhan Havzasında 1.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle Elde Edilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları 70
Çizelge 4.8. Ceyhan Havzasında 2.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle Elde Edilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları 70
Çizelge 4.9. Seyhan Havzasında 1.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle EldeEdilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları 71
Çizelge 4.10. Seyhan Havzasında 2.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle EldeEdilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları 71
Çizelge 4.11. Seyhan Havzasında 3.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle EldeEdilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları 72
Çizelge 4.12. Ceyhan Havzasına Ait Boyutsuz Bölgesel PWM Momentleri 73
Çizelge 4.13. Seyhan Havzasına Ait Boyutsuz Bölgesel PWM Momentleri 73
Çizelge 4.14. Ceyhan Havzasına Ait Bazı Dağılımların Parametreleri 73
Çizelge 4.15. Seyhan Havzasına Ait Bazı Dağılımların Parametreleri 74
Çizelge 4.16. Seyhan havzasına ait T=2, 5, 10, 25, 50, 100, 200 yıllık dönüş aralıklarına karşılık gelen Q/Qort değerleri 75
Çizelge 4.17. Ceyhan havzasına ait T=2, 5, 10, 25, 50, 100, 200 yıllık dönüş aralıklarına karşılık gelen Q/Qort değerleri 76

Çizelge 4.18. Ceyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi 84
Çizelge 4.19. Ceyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi 84
Çizelge 4.20. Ceyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi 85
Çizelge 4.21. Ceyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi 85
Çizelge 4.22. Ceyhan 2. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi 86
Çizelge 4.23. Ceyhan 2. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi 86
Çizelge 4.24. Ceyhan 2. Bölgedeki 5 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi 87
Çizelge 4.25. Ceyhan 2. Bölgedeki 5 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi 87
Çizelge 4.26. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi 88
Çizelge 4.27. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi 88
Çizelge 4.28. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi 89
Çizelge 4.29. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi 89
Çizelge 4.30. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi 90
Çizelge 4.31. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi 90
Çizelge 4.32. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi 91
Çizelge 4.33. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi 91
Çizelge 4.34. Seyhan 3. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi 92
Çizelge 4.35. Seyhan 3. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi 92

Çizelge 4.36. Seyhan 3. Bölgedeki 3 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi 93
Çizelge 4.37. Seyhan 3. Bölgedeki 3 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi 93
Çizelge 4.38. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi 120
Çizelge 4.39. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi 120
Çizelge 4.40. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi 121
Çizelge 4.41. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi 121
Çizelge 4.42. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi 122
Çizelge 4.43. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi 122
Çizelge 4.44. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi 123
Çizelge 4.45. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi 123

ŞEKİLLER DİZİNİ **Sayfa No**

Şekil 3.1. Yıllık Maksimum Taşkınların Olasılık Dağılımları 14
Şekil 3.2. Havzadaki bölgeler ve istasyonlar 52
Şekil 4.1. Ceyhan Havzası ve Homejen Bölgelerin Sınırları 65
Şekil 4.2. Seyhan Havzası ve Homejen Bölgelerin Sınırları 66
Şekil 4.3. Seyhan Havzasındaki 1. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri 77
Şekil 4.4. Seyhan Havzasındaki 2. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri 78
Şekil 4.5. Seyhan Havzasındaki 3. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri 79
Şekil 4.6. Ceyhan Havzasındaki 1. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri 80
Şekil 4.7. Ceyhan Havzasındaki 2. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri 81
Şekil 4.8. Alıçlıbucak istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi 95
Şekil 4.9. Cona istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi 96
Şekil 4.10. Haruniye istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi 97
Şekil 4.11. Kanlıgeçit istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi 98
Şekil 4.12. Kılavuzlu istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi 99
Şekil 4.13. Köprüağzı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi 100
Şekil 4.14. Kürtler Avşarı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi 101

Şekil 4.15. Osmaniye istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 102
Şekil 4.16. Poskoflu istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 103
Şekil 4.17. Tokmaklı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 104
Şekil 4.18. Çukurkışla istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 105
Şekil 4.19. Ergenuşağı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 106
Şekil 4.20. Farasa istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 107
Şekil 4.21. Fıraktın Köprü istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 108
Şekil 4.22. Gökdere istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 109
Şekil 4.23. Himmetli istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 110
Şekil 4.24. Kamışlı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 111
Şekil 4.25. Sarımehmetli istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 112
Şekil 4.26. Söğütlü istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 113
Şekil 4.27. Üçtepe istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 114
Şekil 4.28. Arapali istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi..... 115

1. GİRİŞ

1.1. Konunun Tanımı ve Önemi

Taşkın, bir akarsu yatağındaki debinin çeşitli nedenlerle hızla artarak yatağından çıkması suretiyle civardaki mal ve can kayıplarına, arazilere, yapılara zarar verecek hale gelmesidir. Taşkınların meydana gelmesinin nedenleri aşırı yağışlar veya ani kar erimeleri veya her ikisinin de aynı anda oluşmasıyla akarsu yatağına beklenenin üstünde su gelmesidir. Taşkınlar, havzanın iklim ve coğrafi özellikleri, yağış şiddeti ve süresi, havza alanı ve biçimi, drenaj yapısı, zemin cinsi gibi değişkenlerden etkilenir.

Yıllık maksimum debiler, maksimum yağışlar gibi hidrolojik olayların büyüklükleri ve oluş zamanları rastgele karakterli olaylar olduğundan kesin tahminde bulunmak mümkün olmamaktadır. Bu nedenle geçmiş tecrübelere dayanarak belirli olasılıklarla gelecekte meydana gelecek olayların tahminine başvurulur. Bunun için istatistiksel yöntemlere ve frekans dağılımlarının hesabına gidilir. Oluşacak taşkının büyüklüğü ve frekansı su yapılarının boyutlandırılması, yerlerinin seçimi, planlama ve projelendirme amaçları için gereklidir ve ayrıca taşkın yatağının kullanımındaki riskin belirlenmesinde önemli bilgiler sağlar. Q(T) : proje taşkını, L : yapının ekonomik ömrü, T : tekerrür periyodu ise; yapının ekonomik ömrü boyunca kabul edilebilecek aşılma olasılığı (q),

$$q = \left(1 - \frac{1}{T}\right)^{L} \tag{1.1}$$

bağıntısı ile hesaplanır.

Q(T) taşkınının hesaplanmasında iki yöntem kullanılır.

1. İstasyonlarda yağış ve akış ölçümlerinin aralarında matematiksel bağıntıların kurulduğu deterministik yöntemlerdir.
2. Yıllık maksimum değerlerin istatistik yöntemlerle analizidir.

Rastgele karaktere sahip bir yağış sonucunda meydana gelebilecek Q(T) taşkın debisinin tahmininde deterministik yaklaşım yerine istatistik yöntemler tercih edilmektedir. Bu çalışmada Q(T) sadece istatistik yöntemler aracılığı ile belirlenmiştir.

Taşkın frekans analizlerinde genelde iki tür seri kullanılır. Bunlar:

1. Yıllık taşkın serileri
2. Kısmi süre serileri

Yıllık taşkınlar, bir su yılında oluşan maksimum akıştır. Her bir yılda bir maksimum taşkının kullanılması, yıllık taşkınların analizinde esas alınır. Diğer yılların herhangi bir akışı başka bir yılın maksimum akışından büyük olsa bile dikkate alınmaz. Kısmi süre serileri ise daha pik değerlerle analiz yapabilmek için her yılın maksimum değeri yerine belli bir değerden daha büyük değerlerle oluşturulan serilerdir. Bu çalışma da yıllık taşkın serileri kullanılmıştır.

Taşkınların büyüklükleri, frekansları ve zamanla değişimleri söz konusu olduğu zaman en çok kullanılan yöntemler:

1. Birim hidrograf yöntemi, ve
2. Taşkın frekans analizidir.

Taşkın frekans analizi ise iki farklı yöntem ile yapılabilir:

1. Noktasal taşkın frekansı
2. Bölgesel taşkın frekansı

Bu çalışmada her iki analiz de yapılmıştır. Bir havzadaki tüm istasyonlar aynı iklim koşullarına ve coğrafik özelliklere sahip olmadıkları için taşkın frekans dağılımının aynı seçilmesi doğru değildir. Bunun için benzer özelliklere sahip istasyonlar ele alınmak koşulu ile bölge, homojen alt bölgelere ayrılır. Homojen bölge, daha alt gruplara ayrıldığında dahi taşkın tahminlerinde daha iyi sonuçların elde edilemeyeceği bölge olarak tanımlanabilir. Böylece taşkın tahminlerinde homojen her bölge için genel bir taşkın frekans dağılımı elde edilmiş olur.

1.2. Çalışmanın Amacı

Bu çalışmanın amacı; Seyhan ve Ceyhan havzalarını homojen alt bölgelere ayırmak koşulu ile, her bölge için, şimdiye kadar geliştirilen farklı dağılım modellerini uygulayarak, çeşitli uygunluk testleri ile, bu bölgelerin akarsularına hangi dağılım modellerinin daha iyi uyabileceği hakkında bir sonuca varma, genel amaçlı bölgesel taşkın frekans eğrileri elde etmektir.

2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR

2.1. Parametre Tahmin Yöntemleri

Dağılım fonksiyonu parametrelerinin tahmini için birçok yöntem vardır. Bunlardan bazıları; momentler yöntemi, maksimum olabilirlik yöntemi, en küçük kareler yöntemi, grafik yöntemi, olasılık ağırlıklı momentler yöntemi ve L-momentler yöntemidir. Bu tahmin yöntemleri birçok dağılım fonksiyonu için çok iyi tanımlanır. Bu dağılımlar; Normal, 2 Parametreli Gama, Pearson Tip 3, Genelleştirilmiş Ekstrem Değerler ve Log Normal dağılım şeklinde sıralanabilir (Nerc, 1975).

Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (PWM), maksimum olabilirlik yöntemi (ML) veya diğer tahmin metodlarına alternatif yöntem olarak sunulmuştur (Greenwood ve ark, 1979).

Landwehr ve ark (1979a), Gumbel dağılımının parametre tahminlerini, olasılık ağırlıklı momentler yöntemi, momentler yöntemi ve maksimum olabilirlik yöntemini kullanarak hesaplamış ve bu değerleri karşılaştırmışlardır. Gumbel dağılımının parametre tahmininde tarafsız tahminlere eldeki seri kısa olmasına rağmen PWM yöntemi ile ulaşılmıştır. Landwehr ve ark (1979b) PWM yöntemini kullanarak alt sınırın bilindiği ve bilinmediği ($m=0$, $m\neq0$) durumlarda dağılımın parametrelerini tahmin etmişlerdir.

Hosking ve ark (1986) GEV dağılımı için uzun bir örnek seri yardımıyla PWM tahminlerinin özelliklerini araştırmışlar ve olasılık ağırlıklı momentler yöntemini özetlemişlerdir. PWM teorisinin daha geniş tarifi Hosking (1986) tarafından yapılmıştır.

2.1.1. L-Momentler Yöntemi

Hosking (1990) L-momentler yöntemini detaylı olarak tanıtmıştır. L-momentler yöntemi, parametre tahmini, bölgeselleştirme ve dağılım tanımlama ile

ilgili çeşitli problemleri çözmede popülerliğini korumaktadır. Gerçek uygulamalar için (örneğin parametre dağılım tahminleri) L-momentler yöntemi, PWM (Probability Weighted Moments) yönteminin lineer bir fonksiyonudur. Bununla birlikte diğer durumlarda L-momentler yöntemi PWM yöntemi ile karşılaştırıldığında avantajlara sahiptir. L-momentler yöntemi istatistiksel dağılımı daha anlamlı bir yolla özetleme yeteneğine sahiptir. Çünkü L-momentler yöntemi örnek değerlerin lineer bir fonksiyonudur. Bu yöntem aynı zamanda rölatif olarak küçük değişimler gösterir. L-momentler oranı tahminleri özellikle klasik eğrilik katsayıları ve kurtosisle karşılaştırıldığı zaman küçük değişimlere ve eğimlere sahiptir. Bunlar, L-momentler veya PWM'ler tarafından parametre dağılım tahmininde sıkça tartışılan konular olup olduğu gibi kabul edilmemelidir. Taşkın frekans analizinde esas olan verilen bir parametrenin tahminidir. Çok sayıda simulasyon çalışmaları göstermiştir ki, diğer tahmin yöntemleri, parametrelerin tahminlerinin ortalama karekök hataları dikkate alındığında daha üstün olabilir (Hosking ve Wallis, 1987; Rosbjerg ve ark, 1992).

2.1.2. Olasılık Ağırlıklı Momentlere Dayalı Yöntemler

Wallis (1980) tarafından bölgesel taşkın frekans analizinde kullanılması önerilen olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (PWM), Greenwood ve ark (1979) tarafından geliştirilmiş bir parametre tahmin yöntemidir. Bölüm 3 de hesaplarına ait detaylı bilgi verilmiş olan bu yöntem, momentler ve maksimum olabilirlik yöntemine bir alternatiftir. Landwehr ve ark (1979a) bu yöntemi Gumbel dağılımının parametre tahmininde diğer yöntemlerle karşılaştırmışlardır. Greis ve ark (1981), PWM yöntemini bölgesel taşkın frekans analizinde Gumbel dağılımına uygulamışlardır. Hosking ve ark (1984), PWM teorisini detaylı olarak araştırmışlar ve merkezsel momentlerle eşdeğer olduğunu ortaya koymuşlardır. Hosking ve ark (1985b), ekstrem değer dağılımı ile yapılan büyük dönüş aralıklarındaki tahminlerde (T>100) PWM yönteminin maksimum olabilirlik yöntemine göre daha etkin tahminler verdiğini göstermiştir.

2.2. Yıllık Taşkın Serileri

Bir bölgedeki taşkın frekans analizleri genellikle yıllık taşkın serilerine dayandırılmaktadır. Verilen bir tahmin yöntemi, istatistiksel dağılım verilerine uygulanarak eğilim çizgisi belirlenir. Böylece bir taşkın belirlenen bu eğilim çizgisi kullanılarak hesaplanabilir. Taşkın bölgelerindeki frekans analiz yöntemleri üzerine yapılan son araştırmaların çoğu bir D/E yöntem terminolojisi (Cunnane, 1987) içinde dağılım (D) ve tahmin (E) yöntemlerinin doğru seçimi üzerine yoğunlaşmıştır. Özel bir D/E yöntemi uygulanırken iki bileşen hesaba katılmalıdır: tanımlanabilirlik ve tahmin edilebilirlik (Cunnane, 1987). Tanımlanabilirlik, seçilen istatistiksel veri karakteristiklerinin yeniden üretilmesi için bir dağılımın bulunması ile ilgilidir. Özellikle eğrilik ve kurtosis ölçümleri ile açıklanan yoğunluk şeklinin tanımlanması ile ilgilidir. Bununla birlikte tahmin edilebilirlik ise, taşkın hesabındaki hatayı hesaplamak için kullanılan bias ve ortalama korelasyon katsayısı hatasıyla ölçülebilecek doğrulukla ilgilidir.

D/E yöntemlerinin tanımlanamazlığını tayin eden istatistiksel karakteristiklerin arasında eğriliğin dağılımı 80'li yıllarda anahtar bir rol oynamıştır. Bu yaklaşım Matalas ve arkadaşlarının (1975) bölgesel çalışmalarından elde edilmiş ve diğer benzer çalışmalar ile Matalas'ın çalışmalarından çıkarılan sonuçlar önemli bölgesel karakterler olmasına rağmen, bunlar yeniden eğrilik dağılımını hesaplamada iyi bir yöntem olan D/E yöntemlerinin taşkın bölgelerinde kullanılmasına önderlik etmiştir. Bununla birlikte Ashkar ve ark (1992) tarafından işaret edildiği üzere, eğrilik dağılımı tamamen popülasyon eğrilik katsayılarının bölgesel değişimi ile açıklanabilir. Bundan dolayı bu olay bir seçim kriteri olarak sınırlandırılmalıdır.

D/E yöntemlerinin tanımlanabilirliğini tayin etmede kullanılan diğer yöntemler eğilim çizgileri testlerine ve moment oranı diyagramlarına dayanmaktadır. Vogel ve McMartin (1991) ihtimal korelasyon katsayılarına bağlı olarak hidrolojideki çok sayıda yaygın dağılımlar için eğilim çizgisi testleri geliştirmiştir. Moment oranı diyagramı çoğunlukla bölgesel şartlarda kullanılır. Klasik moment oranı diyagramında, örnek eğilim fonksiyonu ve kurtosisin, potansiyel dağılım popülasyonları için eğrilerle birlikte planları çıkarılır. Son zamanlarda, L-moment

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

oranı diyagramları, klasik diyagramlar için popüler alternatifler haline gelmiş ve bunlar daha detaylı tartışılmıştır (Vogel ve Fennessey, 1993). Bobee ve ark (1993b) moment oranı diyagramının aritmetik, geometrik ve harmonik ortalamanın fonksiyonuna dayandırıldığını göstermişlerdir. Küçük örneklerden hesaplanan istatistiklerin doğal belirsizliği eğilim çizgisi testleri ve momentum oranı diyagramlarını bölgesel bir ölçekteki dağılımların tanımlanması ve üç Parametreli dağılımların ayrımı için daha az kullanışlı yapmaktadır. Vogel ve ark (1993b); Amerika'nın güneybatısındaki on ayrı bölgeye uygulanan Log-Pearson Tip 3, Log Normal, 3-Parametreli Log Normal, ve Genelleştirilmiş Ekstrem Değer dağılım yöntemlerinin hepsinin kabul edilebilir sonuçlar verdiğini göstermiştir. Avustralya verileri için Vogel ve ark (1993b), Geliştirilmiş Ekstrem Değer ve Wakeby dağılımlarının diğer yöntemlere göre uzak sonuçlar verdiğini tesbit etmişlerdir. Bununla birlikte bazı bölgelerde genelleştirilmiş Pareto dağılımının çok iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Bu dağılım yıllık taşkın modellemesi için bugüne kadar çok az kullanılmıştır. Bununla birlikte bu yöntemin gelecekte daha çok dikkat çekeceği düşünülmektedir. Bu konuda D/E yöntemleri üzerine diğer çalışmalar Gunasekara ve Cunnane (1991, 1992), Cong ve ark (1993), ve Naghavi ve ark (1993) tarafından yapılmıştır.

D/E yöntemi rölatif bir ölçümdür. Çünkü bu yöntem gerçek bir taşkın durumunda (pratikte hiç bilinmeyen) bir kabul gerektirmektedir. Yaygın olarak aynı türe ait dağılımların bu kabul altında, bias, en küçük kareler yöntemi, v.s. analitik veya simulasyon tekniği ile hesaplanabilir.

2.3. Kısmi Süreklilik Serileri (PDS)

Son yıllarda PDS yöntemine dayanan taşkın frekans analizleri üzerine yapılan araştırmalar, genelleştirilmiş Pareto (GP) dağılımının kullanımı üzerine yoğunlaşmıştır. Davison ve Smith (1990) PDS taşkın verisinin kullanılması durumunda bu yöntemin çok sayıda avantajlara sahip olduğunu belirtmiştir. Dahası onlar GP yönteminin pratikte kullanılması açısından PDS yönteminin teorisi üzerine bir tartışma başlatmışlardır (Barret, 1992). GP parametrelerinin tahmini ve örneklerin

özelliklerinin toplanması Hosking ve Wallis (1987), Wang (1991), Rosbjerg ve ark (1992), ve Moharram ve ark (1993) tarafından çalışılmıştır. Rosbjerg ve ark (1992) hidrolojideki çok sayıda uygulamalar için klasik üssel modelinin, ortalama kare hatasının Pareto yöntemine göre daha iyi sonuçlar vereceği sonucuna varmıştır. Çünkü bu yöntemde tahmin edilecek sadece bir parametre bulunmaktadır (Lu ve Stedinger 1992a, b). Üssel model üzerine son çalışmalar Rasmussen ve Rosbjerg (1989, 1991), ve Buishand (1989, 1990) tarafından yapılmıştır. Öte yandan Ekanayake ve Cruise (1993), Weibull dağılımının üssel dağılıma göre daha çok tercih edilebilir olduğunu göstermiştir.

Bölgesel tahmin projelerinde PDS modelleri çok az uygulanmıştır. Bu yüzden PDS analizleri pratikte yıllık taşkın metoduna göre daha az kullanılmıştır. Gelecekteki araştırmalar PDS verilerinin kullanılması için bölgesel tahmin yöntemlerinin gelişmesi üzerine yoğunlaşmalıdır.

2.4. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi

Yıllık taşkın serilerinin, taşkın olaylarının güvenilir bir tahmininin yapılmasına müsade etmeyecek kadar kısa olduğu, uzun zamandan beri bilinmektedir. Bu zorluklar, hem seçilen dağılım parametrelerinin dağılımı ve verilerin tanımlanması, hem de uygun istatistiksel dağılımların tanımıyla ilgilidir. Üç yada dört parametreye sahip dağılımlar verilerle ilgili bağıntı geliştirmek için yüksek esnekliğe sahiptirler. Üç Parametreli dağılımlardan taraflılık tahminleri genellikle çok küçüktür ve küçük örneklerde bile ihmal edilirler. Bununla birlikte bazı tahminlerin standart sapmaları kabul edilmeyecek büyüklükte olabilir. Diğer taraftan iki Parametreli dağılımlar (EV1, LN) kabul edilebilir küçük standart hatalara sahiptirler. Fakat bunlar oldukça yüksek eğilimli olabilirler. Bölgeselleştirme taşkın bölgesinden tahmin edilecek sadece bir ölçüm bırakarak yani potansiyel ana dağılım şeklinin tanımlanmasına yardımcı olarak bu problemi gidermek için bir yol temin etmektedir. Genellikle taşkın tahminini geliştiren güçlü yollar olarak tanınmasına rağmen, bölgesel taşkın frekans analizlerindeki araştırmalar, isteksiz araştırmacılar tarafından matematiksel olarak çözümlenemeyecek problemlere neden olmaktadır.

Aslında bölgesel taşkın frekans analizleri, kabuller, testler ve bazı yöntemler için gereklidir. Genellikle bölgesel tahmin yöntemlerinin performanslarını karşılaştırmak zordur. Çünkü kullanılan yöntemlerin kabullerinin geçerlilik derecesini ölçmek veya pratikte tanımlamak oldukça zordur. Şu anda doğrudan regresyon yöntemi ve indeks taşkın yöntemi en çok kullanılan bölgesel taşkın frekans yöntemleridir. Doğrudan regresyon yöntemi Amerika'da çok yaygın bir şekilde kullanılırken indeks taşkın yöntemi araştırmacılar arasında yükselen bir ilgiye sahip olmaktadır. İndeks taşkın yönteminin temel kabulü bir bölgedeki farklı taşkın verilerinin aynı dağılımı izlemesidir. Potter ve Lettenmaier (1990), taşkın tahmininde en iyi sonuçların bölgesel bir GEV dağılımı ile elde edilebileceğini söylerken, Cunnane (1988), bölgesel bir Wakeby dağılımı ile indeks taşkın yönteminin mevcut en iyi bölgesel yöntem olduğunu belirtmiştir. İndeks taşkın yöntemleri, U.S Water Resources Council tarafından tavsiye edilen 17B teknik şartnamesinde bulunan yöntemden genellikle daha iyi sonuçlar vermektedir (Potter ve Lettenmaier, 1990).

Bölgesel taşkın frekans analizleri iki adımdan oluşmaktadır.

1. Homojen kabul edilen bölgelerdeki taşkın yerlerini gruplandırmak, ve
2. İlgili taşkın yerlerindeki bölgesel taşkın miktarını tahmin etmek.

Herhangi bir bölgesel tahmin yönteminin performansı, homojen bölgelere ayrılmış taşkın yerlerini doğru gruplandırmaya dayanmaktadır. Jeografik olarak bitişik bölgeler, hidrolojide uzun zaman kullanılmıştır. Fakat bu özellik sıradan bir karakteristik olarak değerlendirilmiştir. Aslında jeografiksel yaklaşım hidrolojik benzerliği garanti etmez. Son yıllarda araştırmacılar, taşkın yerlerindeki benzerliği, çok boyutlu bir uzayda ilgili karakteristiklerle veya istatistiksel karakteristiklerle tanımlayan yöntemler geliştirmek için çalışmalar yapmışlardır. Bahsedilen konuyu çözmek için önemli bir katkı, Burn (1990a, b) ve Zrinji ve Burn (1993, 1994) tarafından geliştirilen region-of-influence yaklaşımıyla yapılmıştır.

2.5. Noktasal Taşkın Frekans Analizi

Mevcut birçok frekans analizi yöntemleri noktasal olasılık dağılım fonksiyonlarına dayandırılır. Dağılım fonksiyonlarının birçoğu, örneğin; Normal,

Log Normal, Gumbel, Pearson Tip 3, Log Pearson Tip 3, Genelleştirilmiş Ekstrem Değer, Wakeby, Log Boughton, Log Lojistik dağılımları frekans analizinde kullanılır.

U.S. Water Resources Council (1976), U.S.A.'da frekans analizi için Log Pearson Tip 3 dağılımının kullanılmasını tavsiye etmiştir. Pearson Tip 3 ve Log Pearson Tip 3-dağılımları Matalass ve Wallis (1973), Bobee (1973), Bobee ve Robitaille (1977), Condie (1977), Kite (1977), Wallis ve Wood (1985) tarafından analiz edilmiş ve eleştirilmiştir.

Elde bulunan yıllık seriler, 25 yıllık veya daha fazla taşkın verileri içerdiğinde, noktasal uygulama için 3 Parametreli GEV dağılımı, İngiltere'de National Environment Research Council (NERC) (1975) tarafından en uygun dağılım olarak değerlendirilmiştir. GEV dağılımı, 3-ekstrem değer dağılımı içermektedir. Birincisi EV-1 dağılımı veya Gumbel dağılımı; ikincisi EV-2, Frechet veya Log Gumbel dağılımı; üçüncüsü EV-3 veya Weibull dağılımı olarak da bilinirler. Bu dağılımlar şekil parametrelerine göre sınıflandırılırlar ve frekans analizinde geniş kullanım alanına sahiptir. Jenkinson (1969), GEV dağılımının üç tipinin de özelliklerini çalışmıştır.

Haktanır (1982), noktalama pozisyonu formüllerini ve ihtimal dağılım modellerini kapsayan, işlem zamanı kısa, bir ile yirmi adet arasında 10000 yıla kadar tekerrür sürelerini seçme imkanı veren bir taşkın frekans analizi bilgisayar programı geliştirmişitr. Bu program aynı zamanda Chi^2, Kolmogorov-Simirnov ve Cramer Von Misses uygunluk testleri yaparak dağılım modellerinin eldeki örneğe uygunluğunu tespit edebilmektedir.

3. MATERYAL VE YÖNTEM

3.1. Materyal

Bu çalışmada, materyal olarak Elektrik İşleri Etüd İdaresinin (EİEİ) ve Devlet Su İşlerinin (DSİ) yıllara göre çıkarmış olduğu akım rasat yıllıklarındaki su yılı maksimum akım değerleri kullanılmıştır. Bu istasyonlar içinden, minimum 20 yıla yakın ölçüm uzunluğuna sahip istasyonlar seçilmiştir. Daha kısa kayıtları olanlar taraflı netice vereceği düşüncesiyle çalışmaya alınmamıştır. Seyhan havzasındaki 11 istasyonun 10 u EİEİ nin, 1 tanesi de DSİ nin; Ceyhan havzasındaki 10 istasyonun 3 tanesi EİEİ nin 7 tanesi DSİ nin işlettiği akım ölçüm istasyonlarıdır.

Seyhan ve Ceyhan havzalarındaki istasyonlara ait bazı bilgiler Çizelge 3.1 de ve Çizelge 3.2 de verilmiştir.

Çizelge 3.1. Ceyhan Havzasına Ait Bilgiler

İSTASYON ADI	NO	SUYUN ADI	GÖZLEM SÜRESİ (yıl)	YAĞIŞ ALANI (km^2)	KOT (m)
CONA	20-005	Yarpuç Çayı	29	94.4	265
KANLIGEÇİT	20-004	Kale Suyu	25	178	217
OSMANİYE	20-008	Karaçay	25	131.1	255
POSKOFLU	2009	Göksun Nehri	36	1387.2	1040
KÖPRÜAĞZI	20-017	Aksu Çayı	20	1740	560
ALIÇLIBUCAK	20-016	Kömür Suyu	27	291	1386
TOKMAKLI	20-013	Andırın Suyu	29	105.1	205
KILAVUZLU	2001	Ceyhan Nehri	50	8484	450
KÜRTLER AVŞARI	2010	Aksu Çayı	28	3498.8	414
HARUNİYE	20-006	Sabun Suyu	18	174.9	340

Çizelge 3.2. Seyhan Havzasına Ait Bilgiler

İSTASYON ADI	NO	SUYUN ADI	GÖZLEM SÜRESİ (yıl)	YAĞIŞ ALANI (km^2)	KOT (m)
HİMMETLİ	1801	Göksu Nehri	55	2596.8	665
FARASA	1802	Zamanti Nehri	19	7379.3	858
SÖĞÜTLÜ	1804	Zamanti Nehri	20	4389.2	1345
GÖKDERE	1805	Göksu Nehri	51	4242.8	350
ERGENUŞAĞI	1806	Zamanti Nehri	36	8698.4	347
ARAPALİ	1817	Çakıt Suyu	17	1582.4	150
ÜÇTEPE	1818	Seyhan Nehri	24	13846	180
KAMIŞLI	18-012	Körkün Çayı	19	1065	1109
SARIMEHMETLİ	1821	Eğlence Dere	16	628.8	75
FIRAKTIN KÖPRÜ	1822	Zamanti Nehri	21	6334.8	1270
ÇUKURKIŞLA	1824	Göksu Nehri	34	1526.4	1200

3.2. Yöntem

3.2.1. Olasılık ve İstatistik Yöntemler

Hidroloji ile ilgili olaylar birçok etkene bağlıdır. Bundan dolayı hidrolojik olaylardaki değişkenler arasında her zaman deterministik bir bağıntı olmayabilir. Herhangi bir gözlemde alacağı değer önceden kesinlikle bilinmeyen, ancak hakkında tahminler yapılabilen bir değişken rastgele değişkendir. Böyle rastgele karekter taşıyan olayların incelenmesi, olasılıklarının belirlenmesi ile mümkün olabilir. Bir rastgele değişkenin alacağı değerler çok geniş bir kitle oluşturur. Bu olayların hepsi gözlenemeyeceği için kitleden sınırlı bir örnek alınır. Örnek; bir kitlenin belli bir özelliğini incelemek için kitleden seçilen birimler topluluğudur.

İstatistikte en önemli problemlerden biri, olasılık dağılımının parametrelerinin tahminidir. Olasılık dağılım şekli hakkındaki varsayımlar karar vermek için önemli bir ölçüttür. Olasılık yoğunluk fonksiyonunun seçimi, örnek verilerden sağlanan bilgiler ile objektif ve subjektif yöntemler ile olmaktadır. Subjektif yöntemler, örnek verilerin grafiklenerek histogramlarının ve birikimli fonksiyonlarının elde edilmesi şeklindedir. Objektif yöntemler ise, uygunluk testlerinin yapılması ve karar verilmesidir.

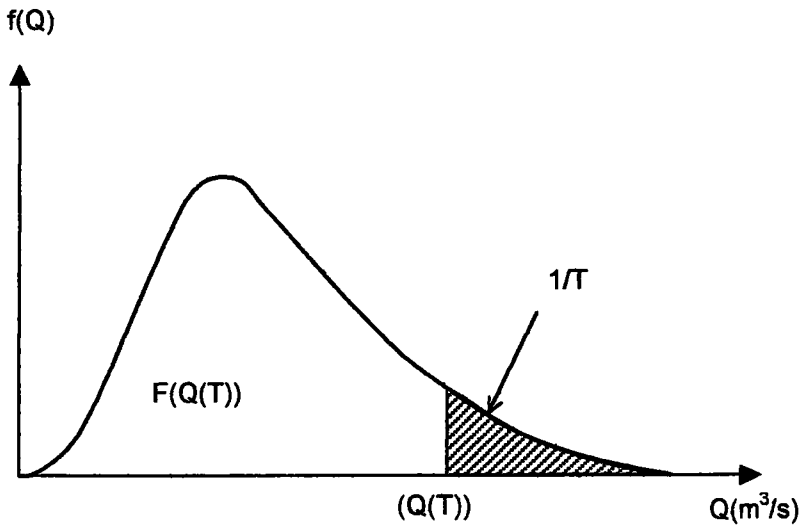
3.2.2. Taşkın Frekans Analizi

İstatistiksel yöntemlerdeki ana düşünce taşkın verilerinin bir toplum oluşturduğu düşüncesine dayanmaktadır. Taşkın verilerini Q ile gösterdiğimizde, bu değişkenin herhangi bir zamandaki büyüklüğünü etkileyen sebep-sonuç ilişkisi tam olarak belirlenebilirse, teorik olarak bu ilişkinin olasılık dağılım modeli aşağıdaki gibi olur.

$$F(Q(T)) = \left(1 - \frac{1}{T}\right) \tag{3.1}$$

$$P(Q \geq Q(T)) = \frac{1}{T} = \int_{Q(T)}^{\infty} f(Q)dQ = 1 - F(Q_T) \tag{3.2}$$

F(Q(T)) taşkının aşılmama olasılığı olmak üzere, aşılmama olasılığı ve dönüş aralığı (T) arasındaki bağıntı Şekil 3.1 deki gibidir. Olasılık yoğunluk fonksiyonu eğrisinin altında kalan alan 1 e eşittir.



Şekil 3.1. Yıllık Maksimum Taşkınların Olasılık Dağılımları

3.2.3. Frekans Dağılımlarının Parametreleri

Bir rastgele değişkenin toplum parametreleri eldeki örneğin frekans analizi yapılarak öğrenilir. Bu parametreler olasılık dağılımının başlıca özelliklerini ifade eder.

Bu özellikler:

1. Dağılımın merkezi
2. Dağılımın merkez çevresindeki yayılımı
3. Dağılımın çarpıklığı
4. Dağılımın sivriliği

En çok kullanılan parametreler istatistik momentler şeklinde olanlardır.

3.2.4. İstatistik Momentler

Rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu eğrisi ile absis ekseni arasında kalan alanın çeşitli noktalar etrafındaki momentlere istatistik momentler denir. Bu alanın $x=x_o$ noktasındaki k'ıncı mertebeden momenti,

$$\mu_k = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)(x - x_0)^k dx \tag{3.3}$$

x_0 noktası μ ortalama değeri alınarak, k'ıncı dereceden merkezsel istatistik moment,

$$\bar{\mu}_k = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)(x - \mu)^k dx \tag{3.4}$$

olarak yazılır (Bayazıt, 1981).

3.2.4.1. Aritmetik Ortalama

Dağılımın merkezini göstermek için en çok kullanılan parametre $x_0=0$ noktası etrafındaki 1. mertebeden momenttir. Bu değere aritmetik ortalama denir ve aşağıdaki şekilde gösterilir.

$$\nu_1 = \mu_x = E_x = \int_{-\infty}^{\infty} x\, p(x) dx \tag{3.5}$$

Ortalama olasılık yoğunluk fonksiyonu eğrisinin altında kalan alanın ağırlık merkezinin absisidir. Eldeki örnekten tahmini,

$$\mu_x = \bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i \tag{3.6}$$

şeklindedir.

3.2.4.2. Varyans

Rastgele değişkenin merkez etrafındaki yayılımını ifade eden 2. mertebeden merkezsel momente varyans denir ve aşağıdaki gibi gösterilir.

$$Var_x = D_x = E(x - E_x)^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E_x)^2 p(x)dx \qquad (3.7)$$

Varyans, olasılık yoğunluk fonksiyonu (o.y.f.) eğrisi altındaki alanın ağırlık merkezinden geçen düşey eksene göre atalet momentidir. Eldeki örnekten hesabı,

$$Var_x = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^2 \qquad (3.8)$$

şeklindedir.

3.2.4.3. Standart sapma

Varyansın karakökü standart sapma olarak tanımlanır ve serideki elemanların ortalama etrafındaki dağılımının büyüklüğünü ifade eder. Standart sapmanın büyük olması rastgele değişkenin dağılımının daha yaygın olduğunu gösterir ve aşağıdaki formül ile hesaplanır.

$$S_x = \sigma_x = \sqrt{Var(x)} = \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^2\right)^{\frac{1}{2}} \qquad (3.9)$$

3.2.4.4. Değişim (Varyasyon) Katsayısı

Farklı serilerdeki ölçüm sonuçlarının ortalama çevresindeki dağılımını karşılaştırabilmek amacıyla boyutsuz bir büyüklük olan varyasyon katsayısı kullanılır. Varyasyon katsayısının büyük olması, rastgele değişkenin ortalama etrafındaki değişiminin büyük olması anlamındadır. Varyasyon katsayısı, standart sapmanın ortalamaya oranıdır ve aşağıdaki şekilde yazılır.

$$C_{vx} = \frac{S_x}{\bar{x}} = \frac{\sigma_x}{\mu_x} \tag{3.10}$$

3.2.4.5. Çarpıklık Katsayısı

Serideki elemanların dağılımının simetrik olması halinde çarpıklığın ölçüsü olan üçüncü mertebeden merkezsel moment sıfır olur. Çarpıklık katsayısının sıfır olması, dağılımın simetrik, pozitif olması sağa, negatif olması sola çarpık olduğunu gösterir ve şu şekilde hesaplanır:

$$C_{sx} = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3} \tag{3.11}$$

$$C_{sx} = \frac{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^3}{(S_x)^3} \tag{3.12}$$

3.2.4.6. Kurtosis (Basıklık) Katsayısı

4. mertebeden merkezsel moment kullanılarak hesaplanan olasılık yoğunluk fonksiyonu (o.y.f.) eğrisinin tepesinin basık veya sivri oluşunu ifade eden parametreye kurtosis veya basıklık parametresi denir ve,

$$k_x = \frac{\bar{\mu}_4}{\sigma_x^4} \tag{3.13}$$

$$k_x = \frac{N^3}{(N-1)(N-2)(N-3)} \frac{m_4}{m_2^2} \tag{3.14}$$

ifadesi ile hesaplanır.

3.2.5. Parametre Tahmin Yöntemleri

Bir rastgele değişkenin toplum parametreleri tam olarak hesap edilemeyeceğinden eldeki örnekten tahmin yoluna gidilir. Tahminlerde iyi bir yöntem yani tarafsız tahmin yapabilen bir yöntem kullanılırsa toplum parametrelerine yakın değerler elde edilir. Tarafsız tahminler içinden örnekten örneğe en az değişenine, yani örnekleme varyansı en küçük olana etkin tahmin denir. Başlıca tahmin yöntemleri şu şekilde sıralanır:

3.2.5.1. Maksimum Olabilirlik Yöntemi

Gözlenmiş serinin gerçekleşmesi durumunda olabilirliği en yüksek seri değerleri elde edilmiş olur. Gözlenmiş herbir değerin olasılık yoğunluk fonksiyonu yazılır ve hepsi birbiri ile çarpılırsa bu işlemin sonucu bu serinin olabilme ihtimalini verir. Olasılık yoğunluk fonksiyonunu maksimum yapan parametre değerleri bu dağılımda örnek seriye en uygun parametreler olacaktır. Olasılık yoğunluk fonksiyonunun maksimumları ile logaritması alınmış fonksiyonun maksimumları aynı değerlerden meydana gelmektedir. O halde; çarpımın türevini almak yerine aşağıda verilen toplamlar fonksiyonu olan Log(o.y.f.)'nun türevini almak daha uygun olur.

$$\text{Log(o.y.f.)} = \sum_{i=1}^{N} f(x_i, a, b, c, ...) \qquad (3.15)$$

Eşitliğin herbir parametreye göre türevi alınır ve sıfıra eşitlenir. Yani parametre adedi kadar formül elde edilmiş olur. Sistemdeki formüllerin hepsini sıfır yapan parametre değerleri maksimum olabilirlik yöntemine göre tahminler olur.

3.2.5.2. Momentler Yöntemi

Bir rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu eğrisi ile absis ekseni arasında kalan alan bir kütle gibi düşünülürse bu kütlenin çeşitli noktalara göre momentleri analitik olarak alınıp; parametreler, bu analitik ifadelerin, momentlerin eldeki örnekten hesaplanan nümerik tarafsız tahminlerine eşitlenmesi ile elde edilen formüller yardımıyla bulunur.

$\alpha=f_1(\mu_1, \mu_2, \mu_3, ...)$, $\beta=f_2(\mu_1, \mu_2, \mu_3, ...)$

formüllerinden α, β parametrelerinin $\bar{\alpha}$, $\bar{\beta}$ tahminleri elde edilir.

3.2.5.3. Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi (PWM)

Birçok araştırmacılar (Dedun ve Jing, 1988; Jing, Dedun ve Ronfu, 1989; Hosking, Wallis ve Wood, 1985; Ladwher, Matalas ve Wallis, 1979; Phien, 1987; Raynal ve Salas, 1986; Wallis ve Wood, 1985) tarafından da incelenmiş olan olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (PWM), ilk olarak Greenwood ve ark (1979), tarafından önerilmişir. Pratikte ve araştırmalarda, yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu yöntemde temel ilke, toplumun sıfırıncı, birinci ve ikinci olasılık ağırlıklı momentlerini alarak, bunların örnek serinin tahmin edilen sıfırıncı, birinci ve ikinci momentlerine eşitlenip 3 adet formül elde ederek, 3 adet bilinmeyen parametrenin bu formüllerin çözülmesi ile bulunmasıdır. Şayet parametre sayısı 3 ten fazla ise parametre sayısı kadar formül elde edene kadar diğer üst mertebedeki olasılık ağırlıklı momentler de alınır. Bu

momentler, F=F(x)p(X≤x) ve l, j, k tam sayılar olmak üzere X=X(F) şeklinde ters formu ifade edilebilen dağılımların parametrelerinin belirlenmesinde yeni bir yöntem olan olasılık ağırlıklı momentler yönteminde,

$$M_{l,j,k} = E\left(x^l P^j (1-P)^k\right) \tag{3.16}$$

veya

$$M_{l,j,k} = \int_0^1 [x(P)]^l P^j (1-P)^k dP \tag{3.17}$$

şeklinde ifade edilmişlerdir.

$M_{1,j,0}$ ve $M_{1,0,k}$ momentlerinin tarafsız örnek tahminleri Landwehr ve arkadaşları (1979a) tarafından şu şekilde verilmiştir.

$$M_{1,j,0} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{\binom{i-1}{j}}{\binom{N-1}{j}}\right]x(i) \tag{3.18}$$

$$M_{1,0,k} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{\binom{i-1}{k}}{\binom{N-1}{k}}\right]x(i) \tag{3.19}$$

j=0,1,.....,N-1; k=0,1,.....,N-1 ve x(i), i=1,2,.....,N düzenlenmiş örnek olmak üzere i=1 en küçük değeri göstermektedir.

Olasılık ağırlıklı momentlerin örnek tahmini için bir başka yol da rastgele değişkenin, i'nci değere eşit veya daha küçük kalma frekansının noktalama pozisyonu formülleri ile hesabına dayanır. Bu formüllerin kullanılması ile formüller;

$$M_{1,j,0} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x(i)[1-P(i)]^j \tag{3.20}$$

$$M_{1,0,k} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x(i)[1-P(i)]^{k} \tag{3.21}$$

şekillerini alırlar.

Söz konusu noktalama pozisyonu formülleri şunlardır:

1. Lanwehr ve ark (1979a):

P_i ve P_i^2 nin tarafsız tahminleri:

$$P_i = \frac{(i-1)}{(n-1)} \tag{3.22}$$

$$P_i^2 = \frac{[(i-1)(i-2)]}{[(n-1)(n-2)]} \tag{3.23}$$

2. Lanwehr ve ark (1979b), Hosking ve ark (1985) ve Ahmad ve ark (1988)

$$P_i = \frac{(i-0{,}35)}{n} \tag{3.24}$$

3. Cunnane (1978) aşağıdaki formülü kullanmıştır.

$$P_i = \frac{(i-0{,}4)}{(n+0{,}2)} \tag{3.25}$$

4. Weibull formülü

$$P_i = \frac{i}{n+1} \tag{3.26}$$

5. California formülü

$$P_i = \frac{i}{n} \tag{3.27}$$

6. Hazen formülü

$$P_i = \frac{i-0,5}{n} \tag{3.28}$$

7. Gringorten formülü

$$P_i = \frac{(i-0,44)}{(n+0,12)} \tag{3.29}$$

8. Chegodayev formülü

$$P_i = \frac{(i-0,3)}{(n+0,4)} \tag{3.30}$$

9. Tukey formülü

$$P_i = \frac{\left(i-\frac{1}{3}\right)}{\left(n+\frac{1}{3}\right)} \tag{3.31}$$

3.2.5.4. L-Momentler Yöntemi

L-Momentleri Hosking (1990) tarafından geliştirilmiştir. L-momentler yöntemi parametre tahmini, bölgeselleştirme ve dağılım tanımlama ile ilgili çeşitli problemleri çözmede yaygın olarak kullanılmaktadır. L-momentler yöntemi PWM

yöntemlerinin lineer bir fonksiyonudur. L-momentler bilinen momentlere benzer olup PWM momentleri cinsinden aşağıdaki gibi yazılabilirler (Gebeyehu, 1989).

$$L_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^{r} (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} M_{1,0,k} \qquad (3.32)$$

L momentleri;

r=0 $\Rightarrow$ $L_1=M_{100}$

r=1 $\Rightarrow$ $L_2=M_{100}-2M_{101}$

r=2 $\Rightarrow$ $L_3=M_{100}-6M_{101}+6M_{102}$

r=3 $\Rightarrow$ $L_4=M_{100}-12M_{101}+30M_{102}-20M_{103}$

Yüksek mertebeden momentlerde ölçümler birbirinden bağımsızlaştırılırsa L-moment oranları aşağıdaki gibi olur:

R=3,4,..... $\tau_r = \frac{L_r}{L_2}$ $\tau = \frac{L_2}{L_1}$

L-momentleri (L_1) ve (L_2), L-moment oranları L-Cv(τ), çarpıklık katsayısı (τ_3), kurtosis katsayısı (τ_4), olasılık dağılımını özetlemek için en çok kullanılan parametrelerdir. L_1 dağılımı yer parametresini, L_2 dağılımı ölçek parametresini temsil etmektedir.

3.2.5.5. En Küçük Kareler Yöntemi

Olasılık yoğunluk fonksiyonu f(x)=f(x,a,b,c) şeklinde olan bir fonksiyonun a,b,c parametreleri; eldeki gözlenmiş serinin (x_i,$f(x_i)$) gözlem noktalarının koordinatları ile toplumun koordinatları arasındaki farkların kareleri toplamını en küçük yapacak şekilde hesaplanır ve buradan a, b, c parametreleri bulunur. Bu metodda $f(x_i)$ ile f(x) arasındaki büyük farklara daha çok ağırlık verildiği için bulunan değerler genellikle tarafsız değildir. Bu yüzden bu metod fazla kullanışlı değildir.

3.2.5.6. Diğer Yöntemler

Kısaca özetlenen yöntemlerin yanısıra fazla yaygın olarak kullanılmayan karışık momentler (mixed moments) (Phien ve Hira, 1987) ve maksimum entropi gibi yöntemler de literatürde mevcuttur.

3.2.6. Çalışmada Ele Alınan Olasılık Dağılım Fonksiyonları

Aldığı değer $F(-\infty)=0$ dan $F(\infty)=1$ e doğru sürekli olarak artan her F(x) fonksiyonu bir eklenik dağılım fonksiyonu, bunun türevi f(x) ise olasılık dağılım fonksiyonu olabilir. Ancak hidrolojide özellikle taşkın frekans analizinde uygunluğu bilinen dağılımlar vardır. Bu bölümde, çalışmada kullanılan dağılımlardan bahsedilecektir.

3.2.6.1. 3 Parametreli Log-normal Dağılım (LN3)

Olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\Pi}a(x-c)}\exp\left[-\left[Ln\left(\frac{x-c}{b}\right)\right]^2\frac{1}{2a^2}\right] \quad (3.33)$$

Bu fonksiyonun integralini almak kolay olmadığından F(x)'in analitik olarak çözümü yoktur. Burada a, b, c; sırasıyla şekil, skala ve pozisyon parametresini, x; Q debisini, boyutsuz analiz yapılıyorsa, Q/Q_{ort} yı temsil etmektedir. C parametresi gözlenmiş serinin minimum değerinden küçüktür ve negatif değer de alabilir. Bu çalışmada boyutsuz analiz yapılmıştır, dolayısıyla x, Q/Q_{ort} yı temsil etmektedir.

a) Momentler Yöntemi ile Çözüm (MOM)

$$f(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (3.34)$$

(3.34) formülünde y=ln(x-c) dönüşümü yapılırsa, bu formül 2 parametreli normal dağılım olur. Bu durumda pozisyon ve ölçek parametreleri: μ_y=Ln(b) ve σ_y=a olur, ve $\omega=\exp(\sigma_y^2)$ olarak alınırsa,

$$\mu_x = c+\exp(\mu_y)\sqrt{\omega} \quad (3.35)$$

$$\sigma_x = \exp(\mu_y)\sqrt{\omega(\omega-1)} \quad (3.36)$$

$$G_x = (\omega+2)\sqrt{(\omega-1)} \quad \text{olur.} \quad (3.37)$$

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

Bu metodda μ_x, σ_x, G_x değerleri gözlenmiş seriden hesaplanır ve yukarıdaki formülde yerine yazılırsa,

$$\bar{x} = \bar{C} + \exp(\mu_y)\sqrt{\omega} \tag{3.38}$$

$$S_x = \exp(\mu_y)\sqrt{\omega(\omega-1)} \tag{3.39}$$

$$CS_x = (\omega+2)\sqrt{(\omega-1)} \tag{3.40}$$

formülleri elde edilir.

Bu formüllerde değerler yerine koyulursa ω ve C parametreleri elde edilmiş olur. Bu işlemden sonra,

$$F(y = y_t) = 1 - \frac{1}{T} \tag{3.41}$$

değerine karşılık gelen $X=Q/Q_{ort}$ değerini bulmak için $F(y=y_t)$ ye karşılık gelen K_n frekans faktörü çizelgeden okunur ve

$$X = \exp\left(\bar{y} + K_n S_y\right) + \bar{C} \tag{3.42}$$

(3.42) formülünden T yıla tekabül eden X değeri bulunur.

b) Maksimum Olabilirlik (ML) Yöntemi ile Çözüm

Gözlenmiş örnek seri olasılığı en yüksek seri kabul edildiğine göre, tüm x_i değerleriyle elde edilen $f(x_i)$ fonksiyonları birbiriyle çarpılarak aşağıdaki formül elde edilir.

$$OF = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} a^n} \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{(x_i - c)} \exp\left\{ - \sum_{i=1}^{n} \frac{\left[Ln\left(\frac{x_i - c}{b} \right) \right]^2}{2a^2} \right\} \quad (3.43)$$

Bu formülün tabii logaritması alınırsa,

$$LOF = -\frac{n}{2} LN(2\pi) - n\,Ln(a) - \sum_{i=1}^{n} Ln(x_i - c) - \sum_{i=1}^{n} \frac{\left[Ln\left(\frac{x_i - c}{b} \right) \right]^2}{2a^2} \quad (3.44)$$

elde edilir.Bu fonksiyonu maksimum yapan a, b, c parametrelerini bulmak amacıyla her bir parametre için ayrı ayrı kısmi türev alınır ve sıfıra eşitlenir. Bu şekilde parametre sayısı kadar formül elde edilir.

$$\frac{\partial LOF}{\partial a} = \frac{1}{a^3} \sum \left[Ln\left(\frac{x_i - c}{b} \right) \right]^2 - \frac{n}{a} = 0 \quad (3.45)$$

$$\frac{\partial LOF}{\partial b} = \frac{1}{a^2 b} \sum Ln\left(\frac{x_i - c}{b} \right) = 0 \quad (3.46)$$

$$\frac{\partial LOF}{\partial c} = \frac{1}{a^2} \sum \frac{Ln\left(\frac{x_i - c}{b} \right)}{(x_i - c)} + \sum \frac{1}{(x_i - c)} = 0 \quad (3.47)$$

Bu üç formül cebirsel işlemler yapılarak bilinmeyen sayısı bir olan tek formül elde edilebilir.

$$\sum \frac{1}{x_i - c} \left\{ \sum Ln(x_i - c) + \frac{\left[\sum Ln(x_i - c) \right]^2}{n} - \sum Ln^2 (x_i - c) \right\} - n \sum \frac{Ln(x_i - c)}{(x_i - c)} = 0$$

Burada C nümerik metodlarla hesaplanır. Görüldüğü üzere hesap yükü çok fazladır.

c) Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi İle Çözüm (PWM)

Gözlenmiş seriden ilk üç olasılık ağırlıklı momentler hesaplanır.

$$M_j = M_0 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)}{n} = \bar{x} \tag{3.48}$$

$$M_j = M_1 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i (P_i)\right)}{n} \tag{3.49}$$

$$M_j = M_2 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i (P_i)^2\right)}{n} \tag{3.50}$$

Burada x_i büyükten küçüğe doğru dizilmiş gözlenmiş seri elemanlarından i ninci elemanın değeri, P_i gözlenmiş seriden $F(x=x_i)$ değerinin tahminidir. P_i değerinin bulunması için önceki bölümlerde bahsedildiği gibi noktalama pozisyonu formülü kullanılır. Örnek serimizden CS_x (çarpıklık katsayısı) hesaplanır ve R değeri aşağıdaki şekilde bulunur.

$$R = \frac{M_2 - \left(\frac{\bar{x}}{3}\right)}{M_1 - \left(\frac{\bar{x}}{2}\right)} \tag{3.51}$$

Jing ve ark (1989b), R, CS_x, ve H sembolleriyle ifade edilen bir çizelge hazırlamıştır. Bu çizelgeden R ve CS_x'e tekabül eden H değeri alınır ve aşağıdaki formülde yerine konarak CV_x bulunur.

$$CV_x = H\left(\frac{M_1}{M_0} - \frac{1}{2}\right) \tag{3.52}$$

$$CV_x = \frac{SD_x}{\bar{x}} \tag{3.53}$$

$$SD_x = CV_x.\bar{x} \tag{3.54}$$

$$SD_x = H\left(\frac{M_1}{M_0} - \frac{1}{2}\right)\bar{x} \tag{3.55}$$

$M_0 = \bar{x}$ değeri yerine yazılırsa,

$$SD_x = H\left(M_1 - \frac{1}{2}M_0\right) \tag{3.56}$$

elde edilir.

Böylece $\bar{x}$, SD_x parametreleri bulunur. Parametreler de bulunduktan sonra momentler metoduyla çözüme gidilir.

3.2.6.2. Pearson Tip 3 Ve Log-Pearson Tip 3 Dağılımları

Olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$f(x) = \frac{1}{b\Gamma(a)}\left(\frac{x-c}{b}\right)^{(a-1)} \exp\left(-\frac{(x-c)}{b}\right) \tag{3.57}$$

Bu fonksiyonun integralini analitik olarak almak mümkün olmadığından ihtimal dağılım fonksiyonu yani F(x) in değeri analitik olarak elde edilemez. (3.57) ifadesinde Γ(a) fonksiyonu, $x \equiv Q/Q_{ort}$ olarak alınırsa Pearson dağılımı, $x \equiv Ln(Q/Q_{ort})$ olarak alınırsa Log-Pearson dağılımı elde edilir. Formüldeki a, b, c; sırasıyla şekil, pozisyon ve skala parametreleridir. F(x=X) değeri ile X değişkeni arasındaki bağıntı, frekans faktörü K_n bulunarak kurulur.

Parametreler arasındaki analitik bağıntılar şunlardır:

$$a = \frac{4}{G^2} \tag{3.58}$$

$$ab^2 = \sigma^2 \tag{3.59}$$

$$ab + c = \mu \tag{3.60}$$

G=Toplumun çarpıklık katsayısı

σ=Toplumun standart sapması

μ=Toplumun ortalama değeri

Gözlenmiş serinin çarpıklık katsayısı, CS_x, toplumun çarpıklık katsayısı, G ye eşit kabul edilerek hesap yapılır. F(x)=1-1/T formülünden F(x) hesaplanır. Bu ihtimale ve CS_x sayısına bağlı olarak çizelgeden K_n değeri okunur ve aşağıdaki formül yardımıyla X hesaplanır.

$$x = a.b + c + Kn.a^{\frac{1}{2}}.b \tag{3.61}$$

a) Momentler Yöntemi ile Çözüm

Gözlenmiş seri elemanlarının μ, σ ve G değerleri hesaplanır.

$\mu \approx \bar{x}$, $\sigma \approx SD_x$, $G \approx CS_x$ olur.

Bu ifadeler (3.58), (3.59), (3.60) nolu ifadelerde yerlerine koyulursa aşağıdaki ifadeler elde edilir.

$$a \approx \frac{4}{CS_x^2}, \qquad b \approx \frac{SD_x}{a^{\frac{1}{2}}}, \qquad c \approx \bar{x} - ab$$

Bu formüller kullanılarak a, b, c parametreleri hesaplanır. K_n çizelgeden okunduktan sonra x, (3.61) formülü yardımıyla bulunur. Eğer X=Ln(Q/Qort) olarak işlem yapılmışsa, son olarak $X=e^x$ dönüşümü yapılır.

b) Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile Çözüm

Gözlenmiş seri elemanlarının her biri için olasılık yoğunluk fonksiyonu yazılır ve logaritması alınırsa,

$$LOF = \sum x_i - n\,Ln[\Gamma(a)] - \left(\frac{1}{b}\right)\sum(x_i - c) + (a-1)\sum Ln\left[\frac{(x_i - c)}{b}\right] \qquad (3.62)$$

elde edilir. Bu formülde her bir parametre için ayrı ayrı kısmi türevler alınıp sıfıra eşitlenirse,

$$\frac{\partial LOF}{\partial a} = -n\psi(a) + \sum Ln\left[\frac{(x_i - c)}{b}\right] = 0 \qquad (3.63)$$

$$\frac{\partial LOF}{\partial b} = \left(\frac{1}{b^2}\right)\sum(x_i - c) - \frac{na}{b} = 0 \qquad (3.64)$$

$$\frac{\partial LOF}{\partial c} = \left(\frac{n}{b}\right) - (a-1)\sum\frac{1}{(x_i - c)} = 0 \qquad (3.65)$$

(3.63), (3.64), (3.65) formülleri elde edilir. Bu formüller nümerik yöntemlerle çözülürse a, b, c parametreleri bulunur (Haktanır, 1991).

Burada,

$$\psi(a)=\frac{d[Ln\Gamma(a)]}{da} \tag{3.66}$$

digama fonksiyonudur. Bu fonksiyonun bilgisayar programlarıyla çözümleri mevcuttur (Haktanır, 1991).

c) Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi İle Çözüm

Gözlenmiş seriden M_0, M_1, M_2 momentleri (3.68), (3.69), (3.70) formülleri ile hesaplanır. (3.51) formülü ile R değeri bulunur. Jing ve ark (1989a) tarafından hazırlanan çizelgeden,

i) Eğer R>1 ise CS_x' e karşılık gelen H değeri alınır.

ii) Eğer R>1 ise R=2-R alınır.

Bu değerlere göre H değeri Çizelgeden okunur. (3.52) nolu formülden CV_x hesaplanır. SD_x, (3.56) formülü yardımıyla hesaplandıktan sonra $a=\frac{4}{CS_x^2}$, $b=\frac{SD_x}{a^{\frac{1}{2}}}$, $c=M_0-ab$ formüllerinden a, b, c parametreleri bulunur.

3.2.6.3. Wakeby Dağılımı

Bölgesel taşkın frekans analizi için Houghton (1978) tarafından Wakeby dağılımı önerilmiştir. Bu dağılım 5 parametreli olup m=0 kabul edildiği takdirde 4 parametreli olarak işlem yapılır. Wakeby dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu

ve eklenik dağılım fonksiyonu açık olarak verilememektedir. Landwehr ve ark (1979a) tarafından ters formu şu şekilde verilmiştir:

$$X = m + a\left[1-(1-F)^{b}\right] - c\left[1-(1-F)^{-d}\right] \tag{3.67}$$

Burada m, a, b, c, d parametredir. F değeri ise T dönüş aralığına bağlı aşılmama ihtimalidir. 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 Landwehr ve ark (1979b, c) tarafından önerilen, olasılık ağırlıklı momentler yöntemiyle çözümü mümkündür.

Olasılık ağırlıklı momentler ile çözümde, ilk önce aşağıdaki formüller kullanılarak momentler hesaplanır.

$$M_k = M_0 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)}{n} = \bar{x} \tag{3.68}$$

$$M_k = M_1 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i (1-P_i)\right)}{n} \tag{3.69}$$

$$M_k = M_2 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i (1-P_i)^{2}\right)}{n} \tag{3.70}$$

$$M_k = M_3 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i (1-P_i)^{3}\right)}{n} \tag{3.71}$$

$$M_k = M_4 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i (1-P_i)^4\right)}{n} \qquad (3.72)$$

a) 4 Parametreli Wakeby Dağılımı (m=0)

Wakeby parametrelerinin tahmininde kullanılan olasılık ağırlıklı momentler yöntemi ile her zaman geçerli parametre kombinasyonları sağlanamadığından çözüm bulunamamaktadır. Fakat dağılımın alt sınırının m=0 kabulünün yapıldığı 4 parametreli wakeby dağılımı için çözümün bulunamadığı durumlarla çok daha az karşılaşılmaktadır. Dağılımın alt sınırının sıfır olarak alınması dağılımın yapısında bir kayıp yaratmamaktadır (Landwehr ve ark, 1979b).

1) N_1, N_2, N_3 hesabı:

$$N_1 = -27\hat{M}_2 + 16\hat{M}_1 - \hat{M}_0$$

$$N_2 = -9\hat{M}_2 + 8\hat{M}_1 - \hat{M}_0$$

$$N_3 = -3\hat{M}_2 + 4\hat{M}_1 - \hat{M}_0$$

2) C_1, C_2, C_3 hesabı:

$$C_1 = -64\hat{M}_3 + 54\hat{M}_2 - 8\hat{M}_1$$

$$C_2 = -16\hat{M}_3 + 18\hat{M}_2 - 4\hat{M}_1$$

$$C_3 = -4\hat{M}_3 + 6\hat{M}_2 - 2\hat{M}_1$$

3) b parametresinin tahmini:

$$\hat{b} = \frac{(N_3C_1 - N_1C_3) \pm \left[(N_1C_3 - N_3C_1)^2 - 4(N_1C_2 - N_2C_1)(N_2C_3 - N_3C_2)\right]^{\frac{1}{2}}}{2(N_2C_3 - N_3C_2)}$$

$$\hat{b} = \max(b_1, b_2)$$

4) d parametresinin tahmini:

$$\hat{d} = \frac{(N_1 + \hat{b}N_2)}{(N_2 + \hat{b}N_3)}$$

5) Diğer hesaplar:

$$\{0\} = (1+\hat{b})(1-\hat{d})\hat{M}_0$$

$$\{1\} = 2(2+\hat{b})(2-\hat{d})\hat{M}_1$$

6) a ve c parametrelerinin tahmini:

$$\hat{a} = \frac{(\hat{b}+1)(\hat{b}+2)}{\hat{b}(\hat{b}+\hat{d})}\left[\frac{\{1\}}{2+\hat{b}} - \frac{\{0\}}{1+\hat{b}}\right]$$

$$\hat{c} = \frac{(1-\hat{d})(2-\hat{d})}{\hat{d}(\hat{b}+\hat{d})}\left[\frac{-\{1\}}{2-\hat{d}} + \frac{\{0\}}{1-\hat{d}}\right]$$

b) 5 Parametreli Wakeby Dağılımı (m≠0)

1) N_1, N_2, N_3 hesabı:

$$N_1 = 64\hat{M}_3 - 81\hat{M}_2 + 24\hat{M}_1 - \hat{M}_0$$

$$N_2 = 16\hat{M}_3 - 27\hat{M}_2 + 12\hat{M}_1 - \hat{M}_0$$

$$N_3 = 4\hat{M}_3 - 9\hat{M}_2 + 6\hat{M}_1 - \hat{M}_0$$

2) C_1, C_2, C_3 hesabı:

$$C_1 = 125\hat{M}_4 - 192\hat{M}_3 + 81\hat{M}_2 - 8\hat{M}_1$$

$$C_2 = 25\hat{M}_4 - 48\hat{M}_3 + 27\hat{M}_2 - 4\hat{M}_1$$

$$C_3 = 5\hat{M}_4 - 12\hat{M}_3 + 9\hat{M}_2 - 2\hat{M}_1$$

3) b parametresinin tahmini:

$$\hat{b} = \frac{(N_3C_1 - N_1C_3) \pm \left[(N_1C_3 - N_3C_1)^2 - 4(N_1C_2 - N_2C_1)(N_2C_3 - N_3C_2)\right]^{\frac{1}{2}}}{2(N_2C_3 - N_3C_2)}$$

$$\hat{b} = \max(b_1, b_2)$$

4) d parametresinin tahmini:

$$\hat{d} = \frac{(N_1 + \hat{b}N_2)}{(N_2 + \hat{b}N_3)}$$

5) Diğer hesaplar:

$$\{0\} = (1 + \hat{b})(1 - \hat{d})\hat{M}_0$$

$$\{1\} = 2(2+\hat{b})(2-\hat{d})\hat{M}_1$$

$$\{2\} = 3(3+\hat{b})(3-\hat{d})\hat{M}_2$$

$$\{3\} = 4(4+\hat{b})(4-\hat{d})\hat{M}_3$$

6) m, a ve c parametrelerinin tahmini:

$$m = \frac{[\{3\} - \{2\} - \{1\} + \{0\}]}{4}$$

$$\hat{a} = \frac{(\hat{b}+1)(\hat{b}+2)}{\hat{b}(\hat{b}+\hat{d})}\left[\frac{\{1\}}{2+\hat{b}} - \frac{\{0\}}{1+\hat{b}} - \hat{m}\right]$$

$$\hat{c} = \frac{(1-\hat{d})(2-\hat{d})}{\hat{d}(\hat{b}+\hat{d})}\left[\frac{-\{1\}}{2-\hat{d}} + \frac{\{0\}}{1-\hat{d}} + \hat{m}\right]$$

3.2.6.4. Log-Lojistik Dağılımı

Ahmad ve ark (1988), Log-lojistik dağılımını İngiltere'de 24 akarsuya uygulamış ve detayları makalelerinde verilen çeşitli istatistiksel test ve analizler sonucu, log-lojistik dağılımının daha iyi sonuç verdiğini iddia etmişlerdir (Ahmad ve Sinclair, 1988). Log-lojistik dağılımının, bazı kısa örnek serilerde bulunabilen çok büyük veya çok küçük değerlere (outliers) de iyi uyma özelliği bulunduğu, dağılımın çarpıklığının değişken olup örnek seri çarpıklığına kolayca uyabildiği, $X \Leftrightarrow F(x = X)$ ilişkisinin her iki yönde hesabı çizelgeye bakmaya gerek olmaksızın gayet kolay olduğu anlatılarak bu yönleri düşünüldüğünde en iyi dağılım olması gerektiği belirtilmiştir (Ahmad ve Sinclair, 1988). Ahmad ve ark (1988), sonuç olarak, İngiltere'deki akarsuların yıllık taşkın pikleri serilerine çok iyi uyan bu modelin, dünyanın diğer bölgelerinde de denenmesini tavsiye etmişlerdir.

X rastgele değişkenine y=ln(x-a) dönüşümü uygulanırsa dönüştürülmüş y değişkeninin dağılımı lojistik ise x'in log-lojistik dağıldığı kabul edilir. Dağılımın olasılık dağılım fonksiyonu, eklenik dağılım fonksiyonu ve bunun invers formu sırasıyla aşağıdaki gibidir.

$$f(x)=\frac{\left[\frac{(x-a)}{b}\right]^{-\frac{1}{c}}}{\left[c(x-a)\left\{1+\left(\frac{(x-a)}{b}\right)^{-\frac{1}{c}}\right\}^{2}\right]} \tag{3.73}$$

$$F(x)=\frac{1}{\left[1+\left(\frac{(x-a)}{b}\right)^{-\frac{1}{c}}\right]} \tag{3.74}$$

$$x=a+b\left[\frac{F}{(1-F)}\right]^{c} \tag{3.75}$$

Burada, a dağılımın sınır parametresi, b ölçek parametresi, c biçim parametresidir. Log-lojistik değişkeni x in momentlerinin hesabında, j tamsayı olmak üzere, c>0 için yeni bir A(j,c) fonksiyonu tanımlanır.

$$A(j,c)=B(1+jc,1-jc)$$

Yukarıdaki ifade de $B(m,n)=(\Gamma(m).\ \Gamma(n))/\Gamma(m+n)$ şeklinde tanımlanan beta foksiyonu, $\Gamma(m)$ ise gamma fonksiyonudur.

a) Momentler Yöntemi İle Çözüm

Momentler yöntemine göre parametrelerin hesabı için aşağıdaki formüller kullanılır.

$$CS_x = \frac{A(3,c) - 3A(2,c)A(1,c) + 2A^3(1,c)}{\left[A(2,c) - A^2(1,c)\right]^{\frac{3}{2}}} \tag{3.76}$$

$$Var_x = b^2\left[A(2,c) - A^2(1,c)\right] \tag{3.77}$$

$$\mu_x = a + bA(1,c) \tag{3.78}$$

(3.76), (3.77), (3.78) nolu formüller yardımıyla çarpıklık, varyans ve ortalama tahminleri kullanılarak dağılımın parametreleri tahmin edilir.

$k=\ln(CS_x)$

$c=\exp(-2.246+0.848k-0.1272k^2+0.04008k^3)$ $CS_x<2,5$ için

$$c = \frac{CS_x^2}{\left(4.007 + 3.411CS_x + 2.985CS_x^2\right)}$$ $CS_x>2,5$ için

c nin 1/3 değerini aştığı durumlarda parametrenin bu yöntemle tahmini mümkün değildir. Bu yüzden parametre tahmin yöntemlerinden, momentler yönteminin Log Lojistik dağılım için kullanılması önerilmemektedir (Ahmad ve ark, 1988).

b) Maksimum Olabilirlik Yöntemi İle Çözüm

Log Lojistik dağılımının parametrelerini maksimum olabilirlik yöntemi ile hesaplamak için (3.73) ifadesi ile tanımlanan f(x),

$$LOF = \sum_{i=1}^{n} f(x_i, a, b, c, ...) \tag{3.79}$$

formülünde yerine koyulursa ve LOF nin c, b, a ya göre kısmi türevleri alınır ve sıfıra eşitlenirse üç adet nonlineer formül ortaya çıkar. Bu üç nonlineer formülün çeşitli yöntemlerle çözümü ile parametrelerin tahmini elde edilmiş olur.

c) Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi İle Çözüm

Log Lojistik dağılımının parametrelerinin tahmini için kullanılan bir başka yöntem de olasılık ağırlıklı momentler yöntemidir. $M_{1,0,k}=M_k$ momentleri kullanılarak a, b, c parametrelerinin tahminleri aşağıdaki formüller yardımıyla elde edilir (Ahmad ve Sinclair, 1988).

$$\hat{c} = 3 - \frac{2\left(\hat{M}_0 - 3\hat{M}_2\right)}{\left(\hat{M}_0 - 2\hat{M}_1\right)} \tag{3.80}$$

$$\hat{b} = \frac{\left(\hat{M}_0 - 2\hat{M}_1\right)}{\hat{c}\,A(1,c)} \tag{3.81}$$

$$\hat{a} = \hat{M}_0 - \hat{b}\,A(1,c) \tag{3.82}$$

$$A(1,c) = \frac{1}{\left(0.9993 + 0.0164c - 1.74337c^2 + 0.2321c^3 + 0.6c^4 - 0.10444c^6\right)}$$

3.2.6.6. Gumbel Dağılımı

Dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x)=\left(\frac{1}{\alpha}\right)\exp\left[-\frac{(x_1-u)}{\alpha-\exp\left(-\frac{(x_1-u)}{\alpha}\right)}\right] \tag{3.83}$$

formülü ile tanımlanır. İfadedeki u, α dağılımın yer ve ölçek parametreleridir. Eklenik dağılım fonksiyonu ve indirgenmiş gumbel değişkeni y_1 aşağıdaki ifadelerle verilmiştir.

$$F(x_1)=\exp(-(\exp(-y_1))) \tag{3.84}$$

$$y_1=\frac{(x_1-u)}{\alpha} \tag{3.85}$$

Dağılımın parametreleri olan u ve α değişik yöntemlere göre aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

a) Momentler Yöntemi İle Çözüm

σ_x ve μ toplumun örnekten tahmin edilen ortalama ve standart sapması olmak üzere,

$$\hat{\alpha}=\frac{\sqrt{6}}{\pi}\hat{\sigma}_x=0.78\hat{\sigma}_x \tag{3.86}$$

$$\hat{u}=\mu-0.5772\hat{\alpha}=\mu-0.45\hat{\sigma}_x \tag{3.87}$$

formülleri ile u ve α parametreleri elde edilir (Landwehr ve ark, 1979a).

b) Maksimum Olabilirlik Yöntemi İle Çözüm

Olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$OF = \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{1}{\alpha}\right)\exp\left[-\frac{(x_i - u)}{\alpha - \exp\left(-\frac{(x_i - u)}{\alpha}\right)}\right] \tag{3.88}$$

Yukarıdaki ifadenin logaritması alınırsa,

$$LOF = -n.\ln\alpha - \sum_{i=1}^{n} y_i - \sum_{i=1}^{n}\exp(-y_i) \tag{3.89}$$

şeklini alır. u ve α parametrelerinin tahminleri (3.89) formülünün u ve α parametrelerine göre kısmi türevlerinin alınıp sıfıra eşitlenmesi ile elde edilen nonlineer formüllerin çözümü ile bulunur. Bu formüller karışık üstel ifadeler içerdiklerinden ancak Newton gibi iteratif bir yöntemle çözülebilir. Bu çözümde u ve α parametrelerinin ilk değerleri olarak bunların momentler yönteminden hesaplanan tahminleri alınabilir. Landwehr ve ark (1979a) tarafından u ve α parametreleri tahminleri aşağıdaki formüllerle ifade edilmişlerdir.

$$\hat{\alpha} = \hat{\mu} - \frac{\left\{\sum_{i=1}^{n} x_i \exp\left(-\frac{x_i}{\hat{\sigma}}\right)\right\}}{\left\{\sum_{i=1}^{n}\exp\left(-\frac{x_i}{\hat{\alpha}}\right)\right\}} \tag{3.90}$$

$$\hat{u} = -\hat{\alpha}\ln\left\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\exp\left(-\frac{x_i}{\hat{\alpha}}\right)\right\} \tag{3.91}$$

c) Olasılık Ağırlıklı Momentler Yöntemi İle Çözüm

Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi ile Gumbel parametrelerinin tahmini Greenwood ve ark (1979) ve Landwehr ve ark (1979a) tarafından sunulmuş ve uygulamaları yapılmıştır. Gumbel dağılımının eklenik dağılım fonksiyonunu x_1 cinsinden yazarsak,

$$x_1 = u - \alpha.\ln(-\ln F) \tag{3.92}$$

$$F = 1 - \frac{1}{T} \tag{3.93}$$

şeklini alır. Bu şekilde inversi yazılabilen dağılımların parametrelerinin tahmininde PWM yöntemi kullanılabilir. $M_{1,0,k}=M_k$ momentleri kullanılarak u ve α parametreleri aşağıdaki formüllerle hesaplanabilir (Landwehr ve ark, 1979a).

$$\hat{\alpha} = \frac{(M_0 - 2M_1)}{\ln(2)} \tag{3.94}$$

$$\hat{u} = M_0 - \frac{0,5772}{\hat{\alpha}} \tag{3.95}$$

u ve α parametreleri herhangi bir yöntemle hesaplandıktan sonra (3.92) formülünde yerine koyularak $X=Q/Q_{ort}$ tahminleri bulunabilir.

3.2.6.7. Log-Boughton Dağılımı

Log Boughton dağılımı, ilk olarak Water Resources Research dergisinde 1980 yılının nisan ayında yayınlanan bir makale ile sunulmuştur (Boughton, 1980). Daha sonra Boughton, 1983 yılında ASCE de yayınlanan makalesinde Santa Cruz

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

nehrinin 65 yıllık serisi üzerinde bu dağılımın uygulamasını vermiştir (Boughton ve Shirley, 1983).

Bu dağılım aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$(K-A).(G-A)=C \tag{3.96}$$

Burada,

$$G = \ln\left[\ln\frac{T}{(T-1)}\right] \tag{3.97}$$

A ve C dağılımın parametreleri, K ise frekans faktörüdür.
n gözlemli bir seride,

$$K_i = \frac{(x_i - \overline{x})}{S_x} \tag{3.98}$$

olup, burada $x_i=\log_{10}Q_i$, $\overline{x}$= x_i'lerin ortalaması, S_x= x_i'lerin standart sapmasıdır.

Dağılımın A ve C parametreleri,

$$f(A,C) = \sum_{i=1}^{n}\{(K_i - A)(G - A) - C_i\}^2 \tag{3.99}$$

ifadesini minimum yapacak olan değerlerdir. f(A,C) fonksiyonunun A ve C'ye göre kısmi türevi alınır ve sıfıra eşitlenirse A ve C değerleri aşağıdaki formüller yardımıyla bulunur.

$$C = \overline{KG} - \overline{(K+G)}A + A^2 \tag{3.100}$$

$$A = \frac{\overline{KG(K+G)} - \overline{KG}\,\overline{(K+G)}}{\overline{(K+G)^2} - \overline{(K+R)}^2} \tag{3.101}$$

Burada, her terim üzerindeki (—) işareti, o ifadenin aritmetik ortalamasıdır. Eğer tekerrür periyodu (T) verilir ve T yıllık taşkın debisi (Q_T) istenirse aşağıdaki işlemler yapılır.

a) Gözlenen pik debiler, Q_T ler büyükten küçüğe doğru sıralanır.

b) Tüm gözlenen değerler için dönüş periyodu, T

$$T = \frac{(n+0.2)}{(m-0.4)} \tag{3.102}$$

Cunnane noktalama pozisyonu formülü ile hesaplanır. Burada;

m: büyükten küçüğe sıra numarası

n : toplam gözlem sayısı

c) Her gözlem için G değeri, (3.97) nolu formül ile hesaplanır.

d) Her gözlem için K değeri, (3.98) nolu formül ile hesaplanır.

e) Tüm G ve K değerleri hesaplandıktan sonra (3.100) ve (3.101) nolu eşitliklerdeki ortalamalar hesaplanır ve yine aynı eşitliklerden yararlanarak A ve C değerleri bulunur.

f) $$K_i^* = A + \frac{C}{(G_i - A)} \tag{3.103}$$

g) Daha sonra yeni standart sapma (S^*) ve $\overline{x}^*$ aşağıdaki formüller yardımıyla hesaplanır.

$$\overline{x}^* = \overline{x} - \overline{K}^* S^* \tag{3.104}$$

$$\overline{K}^* = \frac{\sum_{i=1}^{n} K^*}{n} \tag{3.105}$$

$$S^* = \frac{\sum_{i=1}^{n} K_i^* x_i - \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} K_i^* \sum_{i=1}^{n} x_i}{n} \right)}{\sum_{i=1}^{n} (K_i^*)^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} K_i^* \right)}{n}} \tag{3.106}$$

h) Son olarak Q_T;

$$Q_T = 10^{(\overline{x}^* + K.S^*)} \tag{3.107}$$

formülü ile hesaplanır.

Eğer Q_T taşkın debisi verilir, T tekerrür periyodu sorulursa:

$$\text{a) } K = \frac{\log_{10} Q_T - \overline{x}^*}{S^*} \tag{3.108}$$

$$\text{b) } G = A + \frac{C}{(K - A)} \tag{3.109}$$

c) (3.97) nolu eşitliğin tersi alınırsa log-boughton toplam ihtimali,

$$1 - \frac{1}{T} = \frac{1}{e^{e^G}} \tag{3.110}$$

olur.Buradan da T bulunabilir.

3.2.7. Olasılık Dağılım Fonksiyonu İle İlgili Uygunluk Testleri

Taşkın frekans analizinde pek çok olasılık dağılım modeli vardır. Bu dağılım modelleri içinden hangisinin eldeki örneğe daha uygun olduğunu ve birbirlerine olan üstünlüklerini belirlemek amacıyla uygunluk testleri yapılır.

Gözlenmiş örnek seri ile bu serinin uygulandığı değişik olasılık dağılım yöntemleriyle belirlenen olasılık yoğunluk fonksiyonlarının oluşturduğu toplumun birbiriyle ne derece uyum gösterdiğinin araştırılması klasik uygunluk testleriyle yapılır. Yani parametreleri belirlenen olasılık dağılım fonksiyonunun gözlenmiş örnek seriyi temsil edip etmediği bu testlerle belirlenir. Bu testlerle gözlenmiş örnek serinin hesapla bulunan toplumdan gelip gelmediği, eldeki verilerin homojen olup olmadığı veya verilerde sistematik bir hata olup olmadığı araştırılabilir.

3.2.7.1. Chi^2 Uygunluk Testi

Amacı, gözlem sayısı n olan örnek seri histogramı ile sadece n adet eleman için dağılım yoğunluk fonksiyonundan oluşturulan histogramın karşılaştırılması ve bu karşılaştırmanın nümerik bir değerle belirlenmesi olan bu test 1900 yılında K. Pearson adlı bilim adamı tarafından bulunmuştur (Haktanır, 1990; Kottegoda, 1980).

Chi^2 uygunluk testi iki türlü yapılır (Benjamin ve Correll, 1970; Kottegoda, 1980).

a) Eşit Aralıklı Dilimli

Ampirik bir model olan Sturges'in,

$k=1+3,3Log_{10}(n)$ formülünden dilim sayısı (Benjamin ve Correll, 1970)

$\Delta = \frac{(X_{max} - X_{min})}{k}$ formülünden de aralık uzunluğu belirlenir.

n : Serideki toplam eleman sayısı

X_{max} : Serinin en büyük elemanı

X_{min} : Serinin en küçük elemanı

Bu dilimlere düşen seri elemanı sayıları (NO_j) aşağıdaki ifade yardımıyla belirlenir (j dilim numarası).

$$n = NO_1 + NO_2 + \ldots\ldots\ldots\ldots + NO_k = \sum_{j=1}^{k} NO_j \qquad (3.111)$$

Bundan sonra aşağıdaki formüllerle her bir dilimde beklenen eleman sayısı (NE_j) hesaplanır.

$$n = NE_1 + NE_2 + \ldots\ldots\ldots\ldots + NE_k = \sum_{j=1}^{k} NE_j \qquad (3.112)$$

$$NE_j = n * F(X_{j-1} \le X \le X_j) \qquad (3.113)$$

$$NE_1 = n \int_{\text{alt lim.}}^{x_1} f(x)\,dx \qquad (3.114)$$

$$NE_2 = n \int_{x_1}^{x_2} f(x)\,dx \qquad (3.115)$$

$$NE_j = n \int_{x_{j-1}}^{x_j} f(x)\,dx \qquad (3.116)$$

Her bir aralığa düşen NO_j ve NE_j değerleri bulunduktan sonra (3.117) nolu formül yardımıyla Chi^2 değeri hesaplanır.

$$Chi^2 = \sum_{j=1}^{k} \frac{(NO_j - NE_j)^2}{NE_j} \qquad (3.117)$$

Hesaplanan Chi^2 değeri ne kadar küçük olursa test olumlu sonuç veriyor demektir. Chi^2 değerini, n seri uzunluğuna bağlı olarak veren bir çizelge hazırlanmıştır (Benjamin ve Correll, 1970). Hesapla bulunan Chi^2 değeri, çizelgeden okunan değerden küçükse sonuç olumludur. Yani seçilen model kabul edilmektedir.

Chi^2 istatistiği, her dilimde meydana gelen gözlenmiş seri histogramı ile seçilen dağılım modelinin histogramı arasındaki farkın karelerinin toplamını ifade etmektedir. Dolayısıyla bu fark ne kadar küçük olursa bu iki histogram birbiri ile o kadar uyum sağlıyor demektir.

b) Eşit İhtimal Alanlı Dilimli

Bu yöntemde de $k=1+3,3Log_{10}(n)$ formülünden dilim sayısı hesaplanır (Benjamin ve Correll, 1970). Toplam olasılık 1 olduğu için dilim alanı $\Delta = \frac{1}{k}$ formülünden bulunur. Bu dilimler içinde kalan seri eleman sayısı ile beklenen eleman sayısı hesaplanarak Chi^2 istatistiği eşit aralıklı dilimlidekine benzer formülle belirlenir.

Dilimlerdeki eleman sayısının bulunması için sınırlardaki X değerlerinin hesaplanması gerekir.

$$F = \frac{1}{k} \Rightarrow X_1 \tag{3.118}$$

$$F = \frac{2}{k} \Rightarrow X_2 \tag{3.119}$$

$$F = \frac{3}{k} \Rightarrow X_3 \tag{3.120}$$

$$F = \frac{k}{k} = 1 \Rightarrow X_k \tag{3.121}$$

değerleri olasılık dağılım fonksiyonundan hesaplanır. Daha sonra bu değerler arasında kalan seri elemanı sayısı ile beklenen eleman sayısı hesaplanır.

$$NO_j = \sum_{j=1}^{k} X\left[X_{j-1} \le X \le X_j\right] \tag{3.122}$$

Dilimlerdeki seri elemanı sayısı (3.121) ifadesi ile bulunur.

$$NE_j = n * F\left[X_{j-1} \le X \le X_j\right] \tag{3.123}$$

Dilimlerden beklenen eleman sayısı (3.123) formülü ile hesaplanır. Bundan sonra Chi^2 istatistiği (3.117) ifadesi kullanılarak hesaplanır. Yine bu değer çizelgedeki değerden küçük çıkarsa seçilen olasılık dağılım modeli kabul, aksi halde red edilecektir.

3.2.7.2. Kolmogorov – Simirnov Uygunluk Testi

Gözlenmiş seri elemanları büyükten küçüğe doğru dizilir. Noktalama pozisyonu formülleri ile P_i değeri (aşılmama olasılığı) hesaplanır. Seçilen ihtimal dağılım fonksiyonunda bu x_i değerlerine karşılık gelen $F(x = x_i)$ ihtimalleri bulunur. Bu iki ihtimal arasındaki farklar bulunur. Bu farklar içindeki en büyük değer çizelgedeki n değerine karşılık gelen istatistik değerinden küçükse seçilen olasılık dağılım modeli kabul, aksi halde red edilir (Benjamin ve Correll, 1970).

$$\Delta_{max} = \left| F(x = x_i) - P_i \right| \tag{3.124}$$

$$\Delta_{max} \le \Delta_{tablo} \tag{3.125}$$

Burada, i = eleman sıra numarası ve n = serinin eleman adedir.

3.2.7.3. Cramer Von Mises Uygunluk Testi

Gözlenmiş seri elemanları büyükten küçüğe doğru dizilir. Noktalama pozisyonu formülleri ile P_i değeri (aşılmama olasılığı) hesaplanır. Seçilen ihtimal dağılım fonksiyonunda bu x_i değerlerine karşılık gelen $F(x = x_i)$ ihtimalleri bulunur. Daha sonra aşağıdaki formülde yerine koyulur.

$$CVM = \frac{1}{12n} + \sum_{j=1}^{n} [F(x = x_i) - P_i]^2 \qquad (3.126)$$

Burada P_i değerinin hesaplanması için Hazen noktalama pozisyon formülünün kullanılması tavsiye edilmektedir. CVM değeri ne kadar küçük çıkarsa seçilen dağılım modeli o kadar iyi demektir.

$CVM_{hesap} \leq CVM_{tablo}$ ise test olumludur.

3.2.8. İncelenen Havzaların Bölgesel Taşkın Frekans Analizleri

3.2.8.1. Homojen Bölgelerin Belirlenmesi

Bölgesel analiz yapılabilmesi için ilk önce havzanın homojen alt bölgelere ayrılması gerekmektedir. Çalışmada homojen bölgeleri belirlemede istatistiksel bir yöntem kullanılmıştır. Homojen bölge, havza daha alt gruplara ayrıldığında sonuçlarda iyileşmenin görülmediği bölge olarak tanımlanır. Bölge ne kadar homejense kullanılan yöntemler sonucu elde edilen tahminlerin de o kadar güvenilir olduğu bilinmektedir.

Bir bölgeye ait bölgesel taşkın frekans eğrisinin güvenilir olarak elde edilebilmesi için taşkın frekans karakteristiklerinin homojen olması ve bölgenin diğer bölgelerden yeterince farklı olması gerekir. Taşkın serilerinin özelliklerinin hem

bölge içindeki, hem de bölgeler arasındaki değişimi, çeşitli varyans analiz yöntemleriyle belirlenebilir.

Herhangi bir taşkın serisinin değişkenliği boyutsuz değişim (varyasyon) katsayısı ile aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

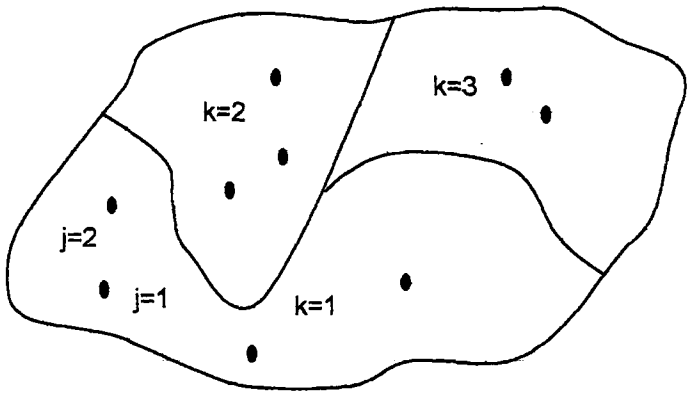
$$C_{vx} = \frac{\hat{\sigma}_x}{\bar{x}} \tag{3.127}$$

Yukarıdaki ifadede σ_x , serinin örnekten tahmin edilen standart sapması, $\bar{x}$ ise aritmetik ortalamasıdır.

Bir havzadaki homojen bölgeler, bölgedeki istasyonların C_v lerinin varyansı minimum ve havzadaki P sayıda bölge için ortalama C_v lerin varyansı maksimum yapılarak belirlenir (Wiltshire, 1986). Bu amaçla varyans oran testi olan F testi kullanılabilir. F istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$F = \frac{\text{Bölgesel ortalama } C_v \text{ lerin P bölgedeki varyansı}}{\text{İstasyonlardaki } C_v \text{ lerin bölge içindeki varyansı}} \tag{3.128}$$

Bir havzada birbirinden farklı bölgelerin oluşturulabilmesi için F istatistiğinin büyük olması gerekir. Yani payın maksimum, paydanın minimum yapılması gerekir.



Şekil 3.2. Havzadaki bölgeler ve istasyonlar

Şekil 3.2 de görüldüğü gibi k, bölgeleri j ise istasyonları temsil etmektedir.

M_k=k ıncı bölgedeki istasyon sayısı

N_{jk}=j inci istasyonun kayıt uzunluğu

C_{vjk}= k ıncı bölgede j inci istasyondaki örneğin değişim katsayısı

İstasyonlardaki değişim katsayılarının herbiri rastgele bir değişken olup birer örnekleme dağılımları vardır. Bu örnekleme dağılımlarının varyansı aşağıdaki şekilde elde edilir (Wiltshire, 1986).

N_{jk} adet bağımsız yıllık maksimum taşkın değerlerinden sırasıyla biri atılarak N_{jk-1} uzunluğunda $Q'_{l,jk}$, l=1, 2, 3, ..., N_{jk} serileri elde edilir ve i'inci serinin elemanları i'inci debi atılmış olarak $Q'_{i,jk} = Q_{1,jk}, \ldots\ldots, Q_{i-1,jk}, Q_{i+1,jk}, \ldots\ldots, Q_{Njk}$ şeklini alır. Yeni serilerin değişim katsayıları C'_{vl} ile gösterilirse, j'inci istasyondaki değişim katsayılarının varyansı yani Parr (1983) tarafından varyansın "Jackknife" tahmini olarak tanımlanan bu ifade aşağıdaki gibidir.

$$V_{jk} = \frac{\sum_{l=1}^{N_{jk}} \left(C'_{vl} - \overline{C}'_{v}\right)^2}{N_{jk} - 1} \tag{3.129}$$

$$\overline{C}'_{v} = \sum_{l=1}^{N_{jk}} \left(\frac{C'_{vl}}{N_{jk}}\right) \tag{3.130}$$

$$V_k = \sum_{j} \frac{\left(N_{jk} V_{jk}\right)}{M_k} \tag{3.131}$$

Yukarıdaki formüllerde M_k, bir bölgedeki istasyon sayısını, V_k ise v_{jk} ların ağırlıklı ortalamalarını ifade etmektedir. C_{vjk} ların bölgesel analizle bulunmuş örnekleme dağılımlarının varyansları aşağıdaki şekilde belirlenir.

$$u_{jk} = \frac{v_k}{N_{jk}} \tag{3.132}$$

Örnek değişim katsayısının toplam değişimi T, A ve B değişimlerinin toplamından oluşmaktadır. C_v nin bölge içindeki değişimi A ve bölgeler arasındaki değişimi B terimleri ile ifade edilir.

$$T = A + B \tag{3.133}$$

$$T = \sum_k \sum_j \frac{(C_{vjk} - C_v)^2}{u_{jk}} \tag{3.134}$$

$$A = \sum_k \sum_j \frac{(C_{vjk} - C_{vk})^2}{u_{jk}} \tag{3.135}$$

$$B = \sum_k \left(\sum_j \frac{1}{u_{jk}} \right) (C_{vk} - C_v)^2 \tag{3.136}$$

k ıncı bölgedeki C_v lerin ortalaması (C_{vk}) ve tüm bölgelerdeki C_v lerin ortalaması aşağıdaki ifadeler yardımıyla bulunur.

$$C_{vk} = \frac{\sum_j \left(\frac{C_{vjk}}{u_{jk}} \right)}{\sum_j \left(\frac{1}{u_{jk}} \right)} \tag{3.137}$$

$$C_v = \frac{\sum_k \left(C_{vk} \sum_j \frac{1}{u_{jk}} \right)}{\sum_k \sum_j \left(\frac{1}{u_{jk}} \right)} \tag{3.138}$$

P adet bölge için F istatistiği aşağıdaki formül yardımıyla bulunur.

$$F = \frac{\left(\frac{B}{P-1}\right)}{\left(\frac{A}{\left(\sum_k M_k - P\right)}\right)} \tag{3.139}$$

F (Fisher) dağılımı bölgeler arasındaki dağılımın bir ölçüsüdür. Payının serbestlik derecesi (p-1), paydasının serbestlik derecesi $\sum M_k$-p dir. Gözlenmiş değerlere göre F değeri, seçilen aşılma olasılığına ve serbestlik derecesine göre çizelgeden okunan kritik değerden büyükse bölgeler arasında farklılıklar vardır denir. Farklı olan herbir bölgenin içinde homojenlik testi yapılır. Bu testin yapılabilmesi aşağıda tanımlanan S_k büyüklüğü ile mümkündür. Bu büyüklük C_v lerin tek bir bölge içindeki değişimlerini ifade eder.

$$S_k = \sum_j \left[\frac{\left(C_{vjk} - C_{vk}\right)^2}{u_{jk}}\right] \tag{3.140}$$

S_k nın dağılımı serbestlik derecesi ($\sum M_k$-1) olan Chi^2 dağılımıdır. Bu yöntem bir bölgedeki istasyonların C_{vj}'leri arasında farklılık olmadığı kabulüne dayanan sıfır hipotezine göre yapılır. Eğer gözlenmiş değerlerden hesaplanan S_k değeri, Chi^2 çizelgesinden ($\sum M_k$-1) serbestlik derecesine göre okunan kritik değerden büyükse sıfır hipotezi red edilir. Bu sonuç ise bölgenin homojen olarak kabul edilemeyeceğini gösterir. Bu anlatılan F ve S_k istatistikleri ile havzadaki birbirinden farklı bölgeler belirlenir ve kendi içlerindeki homojenlikleri araştırılır.

3.2.8.2. Parametrelerin Bölgesel Tahmini

Değişim Katsayısı: İstasyon sayısının M olduğu bir bölgede j inci istasyondaki kayıtların uzunluğu N_j, yıllık pik debiler Q_{ij} (i=1, 2, 3,....., N_j), ve bu değerlerin ortalaması $\overline{Q}_j$ olmak üzere değişim katsayısı aşağıdaki formül yardımıyla bulunur.

$$C_{vj} = \frac{\left[\sum_{i=1}^{N_j} \frac{(Q_{ij} - \overline{Q}_j)^2}{(N_j - 1)}\right]^{\frac{1}{2}}}{\overline{Q}_j} \tag{3.141}$$

Bu büyüklük (C_{vj}), $X_{ij} = \frac{Q_{ij}}{\overline{Q}_{ij}}$ şeklinde tanımlanan boyutsuz değişkenin standart sapması olmaktadır. Q nun değişim katsayısı, X in standart sapmasına eşit olmaktadır. Bu değerin karesi $VarX_j$ nin M adet istasyondaki bölgesel ortalama değeri aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$BVarX = \frac{\left(\sum_{j=1}^{M}(N_j - 1)VarX_j\right)}{\sum_{j=1}^{M}(N_j - 1)} \tag{3.142}$$

$VarX_j = C_{vj}^2$ eşitliği nedeniyle yukarıdaki ifade aynı zamanda C_v^2 nin bölgesel ortalama değeri olmaktadır (Nerc, 1975).

$$BC_v = \left\{\frac{\left[\sum_{j=1}^{M}(N_j - 1)C_{vj}^2\right]}{\sum_{j=1}^{M}(N_j - 1)}\right\}^{\frac{1}{2}} \tag{3.143}$$

Çarpıklık Katsayısı: Bu katsayı üçüncü mertebe merkezsel istatistik momentin $\left(Q_{ij}-\overline{Q}_j\right)^3$ hesabına dayanmaktadır. Bir istasyondaki üçüncü mertebe merkezsel istatistik momentlerin toplamı, N_j-1 serbestlik derecesi ile elde edilmektedir. Bu momentin tarafsız tahmini aşağıdaki şekilde elde edilir.

$$\hat{\mu}_3=\left[\frac{N_j}{(N_j-1)(N_j-2)}\right]\sum_{i=1}^{N_j}\left(Q_{ij}-\overline{Q}_j\right)^3 \tag{3.144}$$

Çarpıklık katsayısı $C_s=\frac{\mu_3}{\sigma^3}$ için pay ve paydanın boyutsuz olduğu bir ifade yazılabilir.

$$C_s=\frac{\left(\frac{\mu_3}{(\mu_1)^3}\right)}{\left(\frac{\sigma}{(\mu_1)^3}\right)}=\frac{\left(\frac{\mu_3}{(\mu_1)^3}\right)}{C_v^3} \tag{3.145}$$

Farklı uzunlukta kayıtlara sahip birçok istasyonun bulunduğu bir bölgede ortalama bir C_s elde etmek için pay ve payda ayrı ayrı değerlendirilmelidir. Paydada bulunan C_v daha önce tanımlanan bölgesel ortalama C_v olarak alınabilir. Herhangi bir istasyonda N_j adet gözlem için yazılan aşağıdaki formül,

$$S3_j=\sum_{i=1}^{N_j}\left(\frac{\left(Q_{ij}-\overline{Q}_j\right)}{\overline{Q}_j}\right)^3=\sum_{i=1}^{N_j}\left(X_{ij}-1\right)^3 \tag{3.146}$$

kullanılarak payın bölgesel ortalaması için üç ifade verilebilir.

$$A3=\frac{\sum_{j=1}^{M}S3_j}{\sum_{j=1}^{M}\left(N_j-1\right)} \tag{3.147}$$

$$B3 = \frac{\overline{N}}{\left(\overline{N} - 2\right)A3} \tag{3.148}$$

$$C3 = \frac{\left[\sum_{j=1}^{M} S3_j N_j \over \left(N_j - 2\right)\right]}{\sum_{j=1}^{M}\left(N_j - 1\right)} \tag{3.149}$$

$$BC_s = \frac{A3}{BC_v^3} \tag{3.150}$$

$$BC_s = \frac{B3}{BC_v^3} \tag{3.151}$$

$$BC_s = \frac{C3}{BC_v^3} \tag{3.152}$$

A3, B3 ve C3 ifadelerinin kullanılması ile yapılan tahminler birbirinden çok farklı olmamasına rağmen (3.152) formülünün kullanılması tercih edilmektedir (Nerc, 1975). Çarpıklık katsayısının bölgesel ortalama değeri aşağıdaki formül yardımıyla elde edilir.

$$\overline{BC_s} = \frac{\sum_{j=1}^{M}\left(N_j - 1\right)C_{sj}}{\sum_{j=1}^{M}\left(N_j - 1\right)} \tag{3.153}$$

(3.153) formülü ile elde edilen çarpıklık katsayısının bölgesel ağırlıklı ortalama değeri (3.150), (3.151), (3.152) ifadeleri ile elde edilenlerden oldukça küçüktür. İstatistiksel olarak (3.150), (3.151), (3.152) formülleri (3.153) ifadesine göre daha tarafsız neticeler verdiğinden tercih edilmektedir.

3.2.8.3. Olasılık Ağırlıklı Momentlerin Bölgesel Tahminleri

Daha önceki bölümlerde formülleri verilen $M_{1,j,0}$ ve $M_{1,0,k}$ momentlerinin bölgesel analizlerde kullanılabilmesi için Wallis (1980) tarafından her istasyonun ortalamasına bölünerek standartlaştırılması önerilmiştir.

$$m_j = \frac{M_{1,j,0}}{M_{1,0,0}} \tag{3.154}$$

$$m_k = \frac{M_{1,0,k}}{M_{1,0,0}} \tag{3.155}$$

İstasyonlarda hesaplanan bu momentlerin bölgesel ağırlıklı ortalamaları, istasyonlardaki kayıtların N_i uzunluğu ile orantılı olarak bulunabilir $\left(\sum_{i=1}^{M} N_i = L\right)$.

$$\overline{m}_j = \sum_{i=1}^{M} m_{ji}\left(\frac{N_i}{L}\right) \tag{3.156}$$

$$\overline{m}_k = \sum_{i=1}^{M} m_{ki}\left(\frac{N_i}{L}\right) \tag{3.157}$$

$\overline{m}_j$ veya $\overline{m}_k$ (j=0,1,2,3..... ; k=0,1,2,3.....) tarafsız bölgesel ortalama momentleri, seçilen dağılımın parametre tahmininde kullanılabilir.

4. BULGULAR VE TARTIŞMA

4.1.Bölgesel Taşkın Frekans Analizi

4.1.1. Homojen Bölgelerin Belirlenmesi

Seyhan ve Ceyhan havzalarında bölgesel taşkın frekans analizinin yapılabilmesi için ilk adım bölgenin homojenlik açısından test edilmesidir. Çalışmada homojenlik testi için Bölüm 3 de anlatılan yol izlenmiştir. Ana düşünce, bir bölgedeki istasyonların değişim katsayılarının varyanslarının minimum yapılmasıdır. Bunun bir ölçüsü olan S_k büyüklüğünün dağılımı serbestlik derecesi ΣM_k-1 olan Chi^2 dağılımıdır. Bu kısaca açıklanan yöntem Seyhan havzasında 11, Ceyhan havzasında ise 10 adet akım ölçüm istasyonuna uygulanmış ve havzaya ait bazı bilgiler Çizelge 4.1. ve Çizelge 4.2. de verilmiştir.

Ceyhan havzasının tümünün tek bölge olarak ele aldığı ilk durumda bölge için homojenliğin bir ölçüsü olan S_k değeri 297.3 olarak bulunmuştur.
Serbestlik derecesi sd=10-1=9 ve anlamlılık düzeyi α=0.01 ve (0.05) için Chi^2 çizelgesinden sırasıyla 21.67 ve 16.91 olarak okunmuştur. Seyhan havzası tek bölge olarak ele alındığında ise S_k değeri 239.9 olarak bulunmuştur. Serbestlik derecesi sd=11-1=10 ve anlamlılık düzeyi α=0.01 ve (0.05) için Chi^2 çizelgesinden sırasıyla 23.21 ve 18.31 olarak okunmuştur. Okunan değerlerle hesaplanan değer karşılaştırıldığında sonuçlar sırasıyla;

297.3 > 21.67 (16.91) (Ceyhan Havzası)

239.9 > 23.21 (18.31) (Seyhan Havzası)

olduğundan kabul edilen bölgelerdeki değişim katsayılarının arasında fark olmadığı kabulünün yapıldığı sıfır hipotezi her iki havza için her iki düzeyde de red edilir. Yani havzalar tek bölge olarak incelendiklerinde homojen olmadıkları görülür.

Çizelge 4.1. Ceyhan Havzası'ndaki İstasyonlara Ait İstatistiki Bilgiler

İstasyon Adı	Nj Yıl	Değişim Katsayısı Cvj
Kanlıgeçit	25	0.926
Cona	29	0.808
Haruniye	18	0.517
Osmaniye	25	0.833
Köprüağzı	20	0.916
Alıçlıbucak	27	0.528
Tokmaklı	29	0.541
Kılavuzlu	50	0.497
Poskoflu	36	0.870
Kürtler	28	0.484

Çizelge 4.2. Seyhan Havzası'ndaki İstasyonlara Ait İstatistiki Bilgiler

İstasyon Adı	Nj Yıl	Değişim Katsayısı Cvj
Himmetli	55	0.610
Farasa	19	0.365
Söğütlü	20	0.407
gökdere	51	0.542
Ergenuşağı	36	0.569
Arapali	17	0.497
Üçtepe	24	0.501
Kamışlı	19	0.621
Sarımehmetli	16	0.503
Fıraktın Köprü	21	0.368
Çukurkışla	34	0.652

Ceyhan havzasının Çizelge 4.1. den değişim katsayıları incelenmiş ve haritadaki istasyonların konumlarına göre Şekil 4.1. de görüldüğü gibi havza 2 bölgeye ayrılmıştır. 1. ve 2. bölgelerde 5 er istasyon yer almaktadır. Her bir bölge için yukarıda yapılan homojenlik testi tekrarlanmıştır.

Belirlenen iki bölgenin homojenlik testi için momentler yöntemi ile yapılan çalışmanın sonuçları Çizelge 4.3.'de verilmiştir.

Bölge içi homojenlik testinde kullanılan S_k değeri 1. bölge için 6.035 olarak bulunmuştur. Sd=5-1=4 ve α=0.01 (0.05) anlamlılık düzeyleri için çizelgeden okunan 13.28 (9.49) değerleri hesaplanan değerlerle karşılaştırıldığında

6.035 < 13.28 (9.49)

olduğundan bu bölgenin değişim katsayıları arasında önemli farklılıklar olmadığı ve bölgenin homojen olarak kabul edilebileceği görülmüştür.

Ceyhan 2. bölgede S_k değeri 5.018 olarak hesaplanmıştır. Bu değer sd=5-1=4 ve çizelgeden α=0.01 (0.05) anlamlılık düzeyleri için okunan 13.28 (9.49) değerlerinden küçük olduğundan bu bölge de değişim katsayıları açısından homojen olarak kabul edilmiştir. Son olarak ise Ceyhan havzasında homojen olarak belirlenen iki bölgenin birbirinden farklılıkları incelenmiştir. Bölgeler arasındaki farklılıkların ölçüsü olan F istatistiği aşağıdaki ifadeye göre belirlenmiştir.

$$F = \frac{\text{Bölgesel ortalama } C_v \text{ lerin P bölgedeki varyansı}}{\text{İstasyonlardaki } C_v \text{ lerin bölge içindeki varyansı}} \qquad (4.1)$$

Bölüm 3.2.3.1. de anlatıldığı gibi F değeri (4.1) ifadesi ile 149.714 olarak hesaplanmıştır. F istatistiğinin dağılımı payının serbestlik derecesi (P-1), paydasının serbestlik derecesi ΣM_k-P olan Fisher dağılımıdır. P havzadaki bölge, M_k toplam istasyon sayısıdır. α=0.01 (0.05) anlamlılık düzeylerine, payın (sd=2-1=1) ve paydanın serbestlik derecelerine (sd=10-2=8) göre çizelgeden okunan değerler hesaplanan F değerinden,

149.714 > 11.259 (5.318)

küçük olduklarından her iki düzeyde de bölgelerin birbirinden yeterince farklı oldukları görülmüştür.

Seyhan havzasının Çizelge 4.2. den değişim katsayıları incelenmiş ve haritadaki istasyonların konumlarına göre havza Şekil 4.2. de görüldüğü gibi 3 bölgeye ayrılmıştır. 1., 2. ve 3. bölgelerde sırasıyla 5, 3 ve 3 adet istasyon yer

almaktadır. Her bir bölge için Ceyhan havzasında yapılan homojenlik testi tekrarlanmıştır.

Çizelge 4.3. Ceyhan Havzasının Bölgelerine Ait İstatistiki Bilgiler

Bölge	İstasyon Adı	İstasyon No	Cvjk	Sk	F
1	Haruniye	20-006	0.517	6.035	149.714
	Tokmaklı	20-013	0.541		
	Kılavuzlu	2001	0.497		
	Kürtler Avşarı	2010	0.484		
	Alıçlıbucak	20-016	0.528		
2	Kanlıgeçit	20-004	0.926	5.018	
	Cona	20-005	0.808		
	Osmaniye	20-008	0.833		
	Köprüağzı	20-017	0.916		
	Poskoflu	2009	0.870		

Çizelge 4.4. Seyhan Havzasının Bölgelerine Ait İstatistiki Bilgiler

Bölge	İstasyon Adı	İstasyon No	Cvjk	Sk	F
1	Gökdere	1805	0.542	7.331	20.773
	Ergenuşağı	1806	0.569		
	Arapali	1817	0.497		
	Üçtepe	1818	0.501		
	Sarımehmetli	1821	0.503		
2	Himmetli	1801	0.610	4.595	
	Kamışlı	18-012	0.621		
	Çukurkışla	1824	0.652		
3	Farasa	1802	0.365	3.124	
	Söğütlü	1804	0.407		
	Fıraktın Köp.	1822	0.368		

Belirlenen üç bölgenin homojenlik testi için momentler yöntemi ile yapılan çalışmanın sonuçları Çizelge 4.4.'de verilmiştir. Bölge içi homojenlik testinde kullanılan S_k değeri 1. bölge için 7.331 olarak bulunmuştur. Sd=5-1=4 ve α=0.01 (0.05) anlamlılık düzeyleri için çizelgeden okunan 13.28 (9.49) değerleri hesaplanan değerlerle karşılaştırıldığında

7.331 < 13.28 (9.49)

olduğundan bu bölgenin değişim katsayıları arasında önemli farklılıklar olmadığı ve bölgenin homojen olarak kabul edilebileceği görülmüştür.

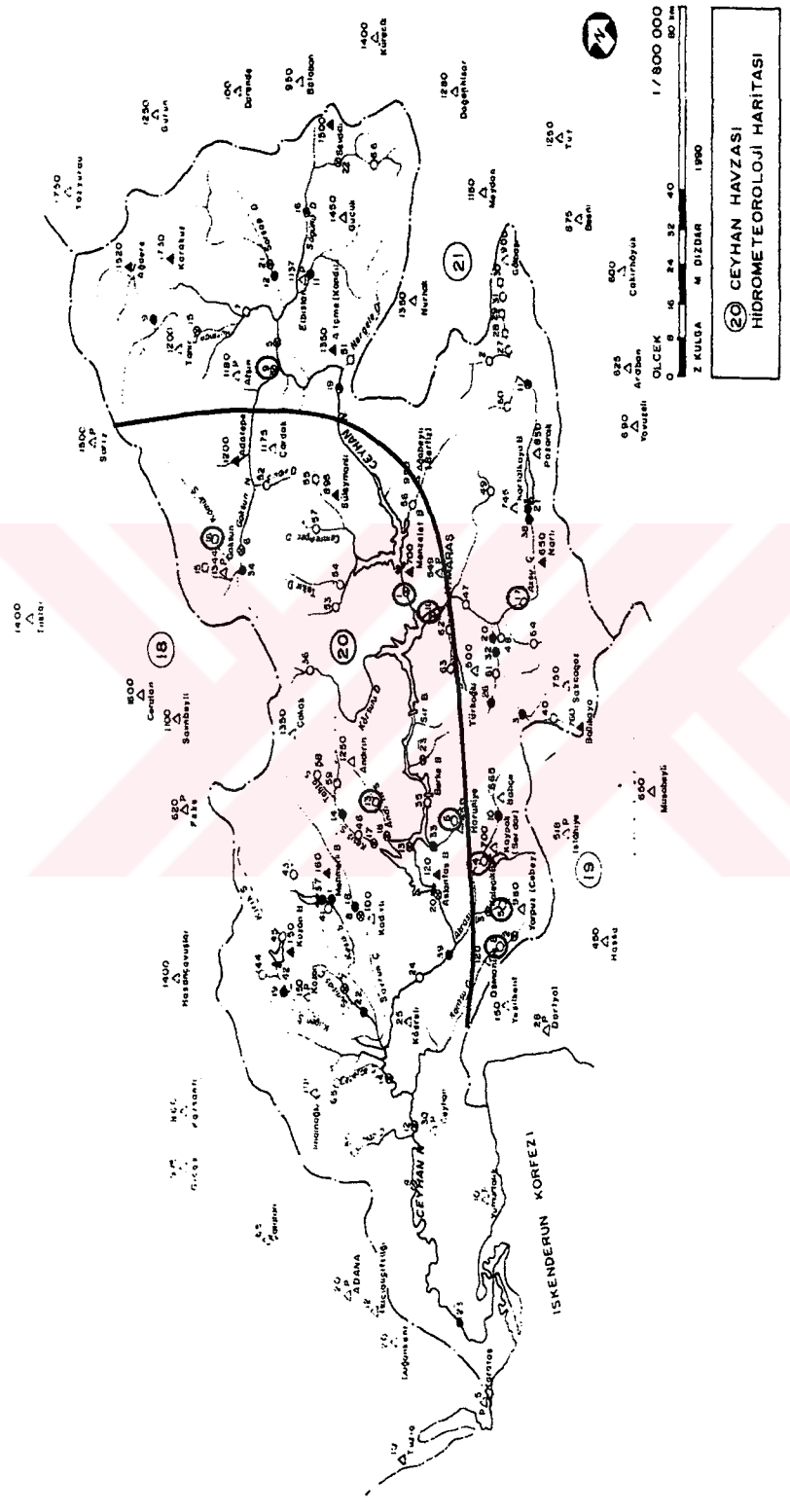
Seyhan 2. bölgede S_k değeri 4.595 olarak hesaplanmıştır. Bu değer sd=3-1=2 ve çizelgeden α=0.01 (0.05) anlamlılık düzeyleri için okunan 9.21 (5.99) değerlerinden küçük olduğundan bu bölge de değişim katsayıları açısından homojen olarak kabul edilmiştir.

Seyhan 3. bölgede ise S_k değeri 3.124 olarak hesaplanmıştır. Bu değer de sd=3-1=2 ve çizelgeden α=0.01 (0.05) anlamlılık düzeyleri için okunan 9.21 (5.99) değerlerinden küçük olduğundan bu bölge de değişim katsayıları açısından homojen olarak kabul edilmiştir.

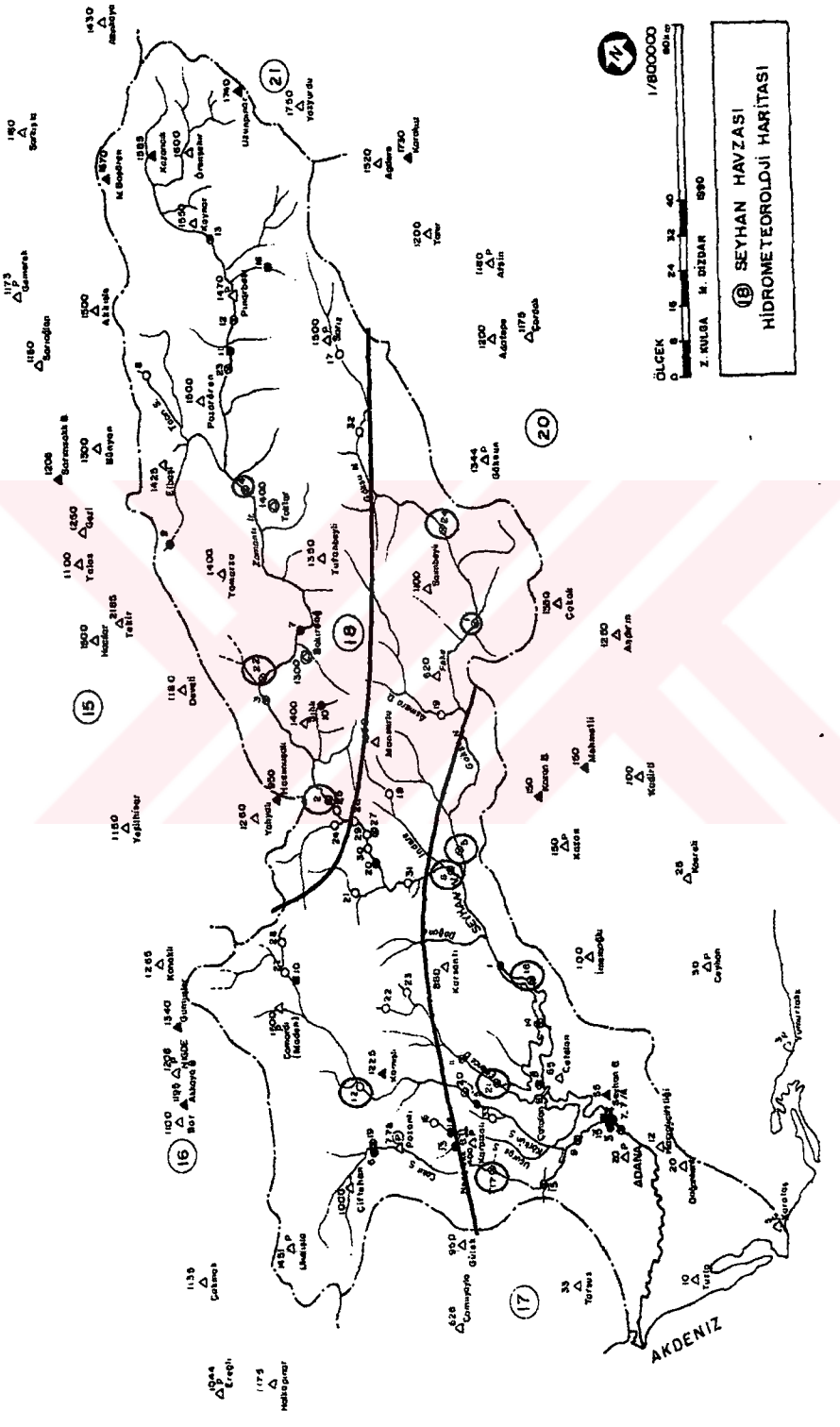
Son olarak ise Seyhan havzasında homojen olarak belirlenen iki bölgenin birbirinden farklılıkları incelenmiştir. F değeri 20.773 olarak hesaplanmıştır. α=0.01 (0.05) anlamlılık düzeylerine, payın (sd=3-1=1) ve paydanın serbestlik derecelerine (sd=11-3=8) göre çizelgeden okunan değerler hesaplanan F değerinden,

20.773 > 8.649 (4.459)

küçük olduklarından her iki düzeyde de bölgelerin birbirinden yeterince farklı oldukları görülmüştür.



Şekil 4.1. Ceyhan Havzası ve Homojen Bölgelerin Sınırları



Şekil 4.2. Seyhan Havzası ve Homojen Bölgelerin Sınırları

4.1.1.1. Bölgesel Parametrelerin Tahmini

Ceyhan ve Seyhan havzalarında homojen olarak belirlenen bölgeler için değişim ve çarpıklık katsayılarının bölgesel tahminleri aşağıdaki ifadelerden hesaplanmıştır.

$$BC_v = \left\{ \frac{\left[\sum_{j=1}^{M} (N_j - 1) C_{vj}^2 \right]}{\sum_{j=1}^{M} (N_j - 1)} \right\}^{\frac{1}{2}} \tag{4.2}$$

$$BC_s = \frac{C3}{BC_v^3} \tag{4.3}$$

$$C3 = \frac{\left[\sum_{j=1}^{M} \frac{S3_j N_j}{(N_j - 2)} \right]}{\sum_{j=1}^{M} (N_j - 1)} \tag{4.4}$$

$$S3_j = \sum_{i=1}^{N_j} \left(\frac{(Q_{ij} - \overline{Q}_j)}{\overline{Q}_j} \right)^3 = \sum_{i=1}^{N_j} (X_{ij} - 1)^3 \tag{4.5}$$

Yukarıdaki formülasyonlar ile hesaplanan değerler Ceyhan havzası için Çizelge 4.5. de, Seyhan havzası için ise Çizelge 4.6. da verilmiştir.

Çizelge 4. 5 Ceyhan Havzasına Ait Bölgesel Parametreler (Bölgesel Değişim Ve Çarpıklık Katsayıları)

Bölge	BCv	BCs
1	0.511	1.211
2	0.868	2.391

Çizelge 4. 6 Seyhan Havzasına Ait Bölgesel Parametreler (Bölgesel Değişim Ve Çarpıklık Katsayıları)

Bölge	BCv	BCs
1	0.533	1.954
2	0.625	1.783
3	0.381	0.949

4.1.1.2. Bölgesel Eğrilerin Elde Edilmesi

Bölgesel taşkın frekans eğrisi, Q/Q_{ort} nın frekans dağılımı olup dönüş aralığı T ile Q/Q_{ort} arasındaki ilişkiyi ifade eder. Bu eğrinin homojen bölgelerdeki tüm istasyonlar için aynı olduğu kabul edilmektedir. Düzenlenmiş istatistikler ve bölgesel parametrelere dayalı yöntemlerin kullanıldığı çalışmada Q/Q_{ort} nın dağılımı Gumbel değişkeni y nin bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir (gözlenmiş değerlerin Gumbel dağılımına uyduğunun kabul edildiği durumlarda bu ilişki doğrusaldır).

Homojen bölgelerdeki istasyonların yıllık maksimum debileri $X_{ij}=Q_{ij}/Q_{j(ort)}$ boyutsuz formda küçükten büyüğe doğru dizilir. X_{ij} düzenlenmiş örneğine karşılık y_{ij} değerleri aşağıda anlatıldığı gibi belirlenir.

y_{ij}, dağılımın formuna ve örneğin verilerinin uzunluğuna bağlıdır.Tam sonuca varılmasa da çok iyi yaklaşım yaptığı görülmektedir. Rastgele değişkenin i inci değere eşit veya küçük kalma frekansını hesaplamak için aşağıda verilen Gringorten noktalama pozisyonu formülü Nerc (1975) tarafından tavsiye edilmektedir.

$$P_{ij} = \frac{(i - 0{,}44)}{(n_j + 0{,}12)} \tag{4.6}$$

P_{ij} hesaplandıktan sonra aşağıdaki formüller yardımıyla y_{ij} değeri elde edilir.

$$P_{ij} = \exp(-\exp(-y_{ij})) \tag{4.7}$$

$$y_{ij} = -\mathrm{Ln}(-\mathrm{Ln}(P_{ij})) \tag{4.8}$$

Daha sonra X_{ij} ve y_{ij} çiftlerinin karşılıklı olarak grafik kağıdına işaretlenmesi ile X-T bağıntısının bir tahmini elde edilir. Eldeki örnek büyük olduğu zaman karşılıklı noktalanacak X_{ij} ve y_{ij} çiftleri çok fazla olur. Bundan dolayı eğrinin görünümü düzensiz olacağından y_{ij} değerleri gruplara ayrılarak ortalamaları alınır ve böylece daha düzenli eğriler elde edilir.

Bu çalışmada Gringorten formülü kullanılarak P_{ij} değerleri hesaplandıktan sonra (4.8) denklemi yardımıyla y_{ij} değerleri tespit edilmiştir. Düzenli bir eğri elde etmek amacıyla y_{ij} değerleri 0.5 genişliğinde aralıklara bölünmüş ve bu aralıklardaki değerlerin ortalamaları alınmıştır. Bu değerler X_k ve y_k ortalamaları Çizelge 4.7, 4.8, 4.9, 4.10, 4.11 de gösterilmiş, ve Şekil 4.3 ve Şekil 4.4 de grafik olarak verilmiştir.

Wakeby, Gumbel, Log Pearson Tip 3, Pearson Tip 3, Log Normal, Log Lojistik ve Log Boughton dağılımları, Seyhan ve Ceyhan havzalarına uygulanmış ve her bölge için ayrı ayrı taşkın frekans eğrileri elde edilmiştir.

Çizelge 4.7. Ceyhan Havzasında 1.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle Elde Edilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları

y aralığı	aralıktaki göz.Sayısı	ortalama y	ortalama Q/Qort
-2.0 -1.5	1	-1.503	0.327
-1.5 -1.0	9	-1.207	0.292
-1.0 -0.5	19	-0.722	0.461
-0.5 0.0	27	-0.243	0.683
0.0 0.5	27	0.247	0.917
0.5 1.0	22	0.737	1.049
1.0 1.5	16	1.218	1.238
1.5 2.0	13	1.740	1.466
2.0 2.5	7	2.283	1.642
2.5 3.0	5	2.829	1.782
3.0 3.5	2	3.458	1.907
3.5 4.0	3	3.906	2.666
4.0 4.5	1	4.489	2.912
	152		

Çizelge 4.8. Ceyhan Havzasında 2.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle Elde Edilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları

y aralığı	aralıktaki göz.Sayısı	ortalama y	ortalama Q/Qort
-1.5 -1.0	9	-1.224	0.212
-1.0 -0.5	18	-0.707	0.316
-0.5 0.0	22	-0.236	0.477
0.0 0.5	26	0.253	0.702
0.5 1.0	18	0.748	0.983
1.0 1.5	15	1.222	1.222
1.5 2.0	10	1.732	1.682
2.0 2.5	6	2.192	1.838
2.5 3.0	5	2.704	2.385
3.0 3.5	1	3.120	2.387
3.5 4.0	4	3.773	3.807
4.0 4.5	1	4.159	5.238
	Σ135		

Çizelge 4.9. Seyhan Havzası 1.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle Elde Edilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları

y aralığı	aralıktaki göz.Sayısı	ortalama y	ortalama Q/Qort
-2.0 -1.5	1	-1.507	0.248
-1.5 -1.0	8	-1.212	0.381
-1.0 -0.5	19	-0.725	0.526
-0.5 0.0	25	-0.238	0.702
0.0 0.5	26	0.251	0.868
0.5 1.0	21	0.747	1.012
1.0 1.5	16	1.249	1.166
1.5 2.0	10	1.746	1.330
2.0 2.5	7	2.232	1.602
2.5 3.0	4	2.728	1.880
3.0 3.5	4	3.335	2.384
3.5 4.0	1	3.751	2.749
4.0 4.5	1	4.159	3.286
4.5 5.0	1	4.508	3.079
	Σ144		

Çizelge 4.10. Seyhan Havzası 2.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle Elde Edilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları

y aralığı	aralıktaki göz.Sayısı	ortalama y	ortalama Q/Qort
-2.0 -1.5	1	-1.524	0.199
-1.5 -1.0	6	-1.200	0.355
-1.0 -0.5	15	-0.705	0.458
-0.5 0.0	17	-0.235	0.585
0.0 0.5	20	0.239	0.816
0.5 1.0	16	0.743	1.010
1.0 1.5	11	1.226	1.209
1.5 2.0	9	1.737	1.456
2.0 2.5	5	2.285	1.791
2.5 3.0	2	2.629	2.041
3.0 3.5	2	3.054	2.566
3.5 4.0	2	3.533	2.569
4.0 4.5	1	4.101	3.119
4.5 5.0	1	4.584	3.537
	Σ108		

Çizelge 4.11. Seyhan Havzası 3.Bölgedeki İstasyonlardan Gringorten İle Elde Edilen y Ve Q/Qort Değerlerinin Ortalamaları

y aralığı	aralıktaki göz.Sayısı	ortalama y	ortalama Q/Qort
-1.5 -1.0	3	-1.275	0.526
-1.0 -0.5	9	-0.737	0.599
-0.5 0.0	10	-0.230	0.735
0.0 0.5	10	0.227	0.899
0.5 1.0	10	0.731	1.055
1.0 1.5	6	1.243	1.226
1.5 2.0	5	1.768	1.419
2.0 2.5	2	2.255	1.476
2.5 3.0	2	2.542	1.505
3.0 3.5	-	-	-
3.5 4.0	3	3.567	1.911
	Σ60		

Bu çalışmada bölgesel eğrilerin elde edilmesinde Ekstrem değer değişkeninin aşağıdaki formu kullanılmıştır.

$$\frac{Q}{\overline{Q}} = u + \alpha\left(\frac{1-\exp(-ky)}{k}\right) \tag{4.9}$$

Burada k eğrilik parametresidir. Çalışmada dağılımların bazılarında momentler yöntemi, bazılarında ise PWM yöntemi tercih edilmiştir.

Bölüm 3 de anlatılan Wakeby dağılımının 5 parametrelisi için uygun çözüm kombinasyonu her zaman mümkün olmadığından bu çalışmada 4 parametrelisi uygulanmıştır. Bu dağılım parametreleri PWM yöntemi kullanılarak elde edilmiştir. (3.68), (3.69), (3.70), (3.71) ifadeleri ile hesaplanan Ceyhan ve Seyhan havzaları için tarafsız bölgesel ortalama momentleri Çizelge 4.12 ve 4.13 de verilmiştir.

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU DOKÜMANTASYON MERKEZİ

Çizelge 4.12. Ceyhan Havzasına Ait Boyutsuz Bölgesel PWM Momentleri

Bölge	M_0	M_1	M_2	M_3
1	1.000	0.367	0.207	0.138
2	1.000	0.300	0.155	0.099

Çizelge 4.13. Seyhan Havzasına Ait Boyutsuz Bölgesel PWM Momentleri

Bölge	M_0	M_1	M_2	M_3
1	1.000	0.371	0.215	0.147
2	1.000	0.345	0.193	0.130
3	1.000	0.401	0.238	0.166

Bu çalışmada Bölüm 3 de anlatıldığı gibi Pearson Tip 3, lognormal, Log Pearson Tip 3, Wakeby, Log Boughton, Gumbel, Log Lojistik dağılımları uygulanmış, parametre tahminleri elde edilmiş, T=2, 5, 10, 25, 50, 100, 200 yıllık dönüş aralıklarına karşı gelen Q/Q_{ort} boyutsuz değerleri hesaplanmış ve bu boyutsuz değerlere karşılık gelen y değerleri hesaplandıktan sonra bu dağılımlar gözlenmiş değerlerle grafik üzerinde karşılaştırılmıştır. Bu dağılımların parametreleri ve Q/Q_{ort} boyutsuz değerleri Çizelge 4.14 ve 4.15 de verilmiştir.

Çizelge 4.14. Ceyhan Havzasına Ait Bazı Dağılımların Parametreleri

Dağılımlar	Parametre	1.Bölge	2.Bölge
Log Lojistik (PWM)	a	-0.769	-0.231
	b	1.704	1.028
	c	0.150	0.325
4 Parametreli Wakeby	a	0.545	0.213
	b	13.108	56.816
	c	-4.473	117.063
	d	-0.124	0.007
	m	0	0
Gumbel (MOM)	u	0.770	0.609
	α	0.399	0.677
Gumbel (PWM)	u	0.778	0.667
	α	0.384	0.577

Çizelge 4.15. Seyhan Havzasına Ait Bazı Dağılımların Parametreleri

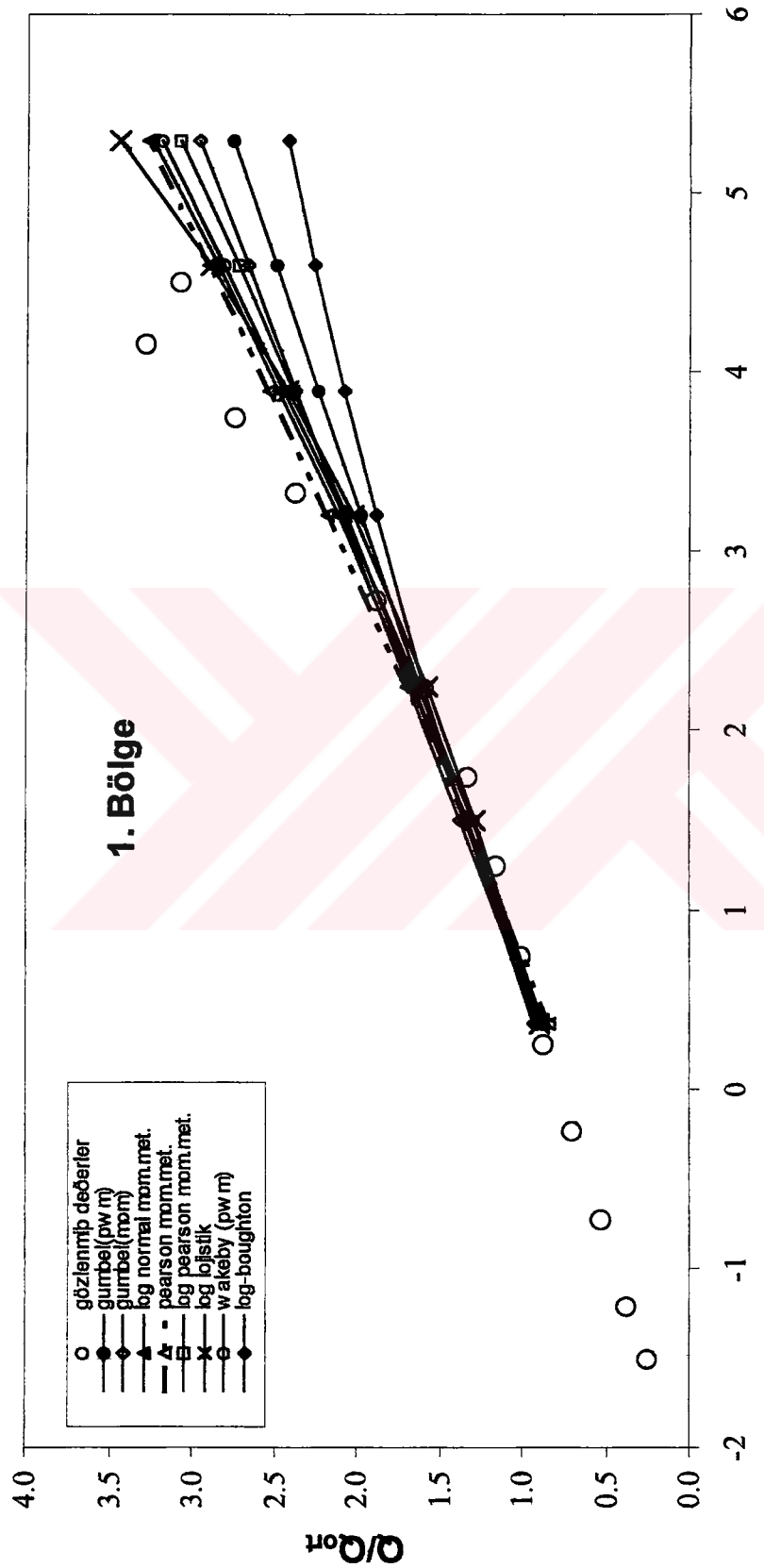
Dağılımlar	Parametre	1.Bölge	2.Bölge	3.Bölge
Log Lojistik (PWM)	a	-0.040	-0.092	-0.782
	b	0.938	0.953	1.746
	c	0.248	0.284	0.111
4 Parametreli Wakeby	a	0.567	0.381	0.492
	b	21.369	59.697	525.326
	c	9.074	-11.496	-1.382
	d	0.048	-0.058	-0.583
	m	0	0	0
Gumbel (MOM)	u	0.760	0.719	0.829
	α	0.416	0.487	0.296
Gumbel (PWM)	u	0.785	0.742	0.835
	α	0.372	0.447	0.286

Çizelge 4.16. Seyhan havzasına ait T=2, 5, 10, 25, 50, 100, 200 yıllık dönüş aralıklarına karşılık gelen Q/Q_{ort} değerleri

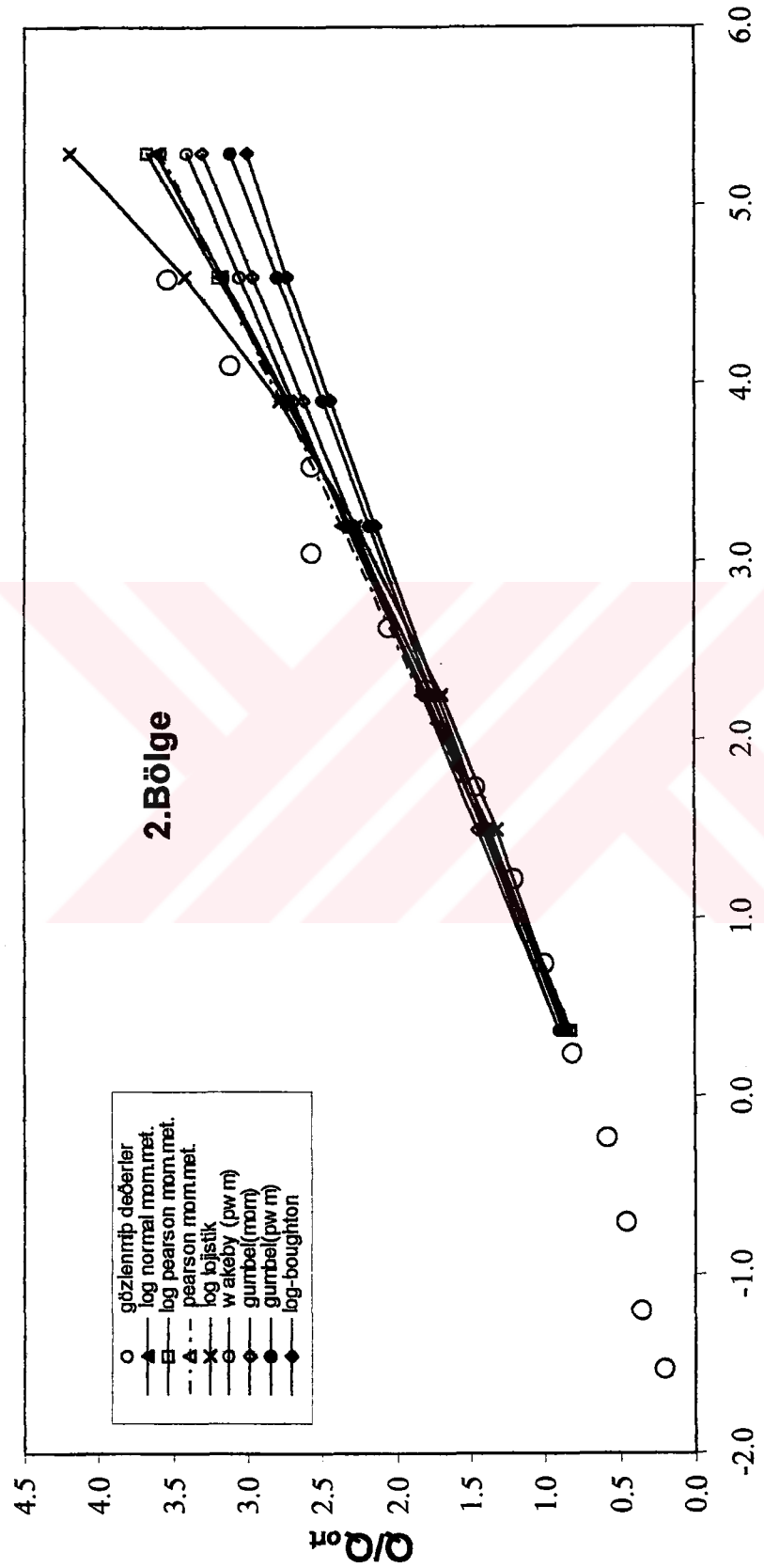
	T Dönüş Aralığı	y	log pearson tip 3 (MM)	pearson tip3 (MM)	log normal (MM)	log lojistik (PWM)	wakeby (PWM)	gumbel (MOM)	gumbel (PWM)	log boughton
1	2	0.367	0.892	0.840	0.878	0.898	0.875	0.912	0.922	0.928
	5	1.500	1.336	1.329	1.335	1.283	1.297	1.383	1.343	1.343
	10	2.250	1.651	1.696	1.670	1.578	1.629	1.695	1.623	1.595
	25	3.199	2.069	2.180	2.120	2.023	2.086	2.089	1.976	1.886
	50	3.902	2.394	2.544	2.479	2.423	2.445	2.382	2.238	2.082
	100	4.600	2.730	2.909	2.856	2.893	2.816	2.672	2.497	2.262
	200	5.296	3.078	3.272	3.250	3.447	3.200	2.961	2.756	2.427
2	2	0.367	0.852	0.825	0.860	0.861	0.830	0.897	0.906	0.877
	5	1.500	1.372	1.404	1.400	1.320	1.397	1.450	1.413	1.381
	10	2.250	1.760	1.824	1.790	1.686	1.807	1.815	1.748	1.72
	25	3.199	2.297	2.369	2.313	2.257	2.324	2.277	2.172	2.141
	50	3.902	2.728	2.776	2.726	2.784	2.698	2.620	2.487	2.442
	100	4.600	3.185	3.181	3.159	3.420	3.056	2.960	2.799	2.729
	200	5.296	3.670	3.584	3.610	4.190	3.401	3.299	3.110	3.003
3	2	0.367	0.935	0.941	0.941	0.964	0.951	0.938	0.940	0.981
	5	1.500	1.280	1.289	1.281	1.255	1.333	1.273	1.264	1.262
	10	2.250	1.510	1.507	1.500	1.447	1.513	1.496	1.478	1.411
	25	3.199	1.800	1.771	1.769	1.704	1.662	1.777	1.749	1.568
	50	3.902	2.017	1.958	1.967	1.909	1.733	1.985	1.950	1.666
	100	4.600	2.235	2.139	2.164	2.128	1.780	2.192	2.149	1.752
	200	5.296	2.455	2.315	2.359	2.363	1.811	2.398	2.348	1.828

Çizelge 4.17. Ceyhan havzasına ait T=2, 5, 10, 25, 50, 100, 200 yıllık dönüş aralıklarına karşılık gelen Q/Q_{ort} değerleri

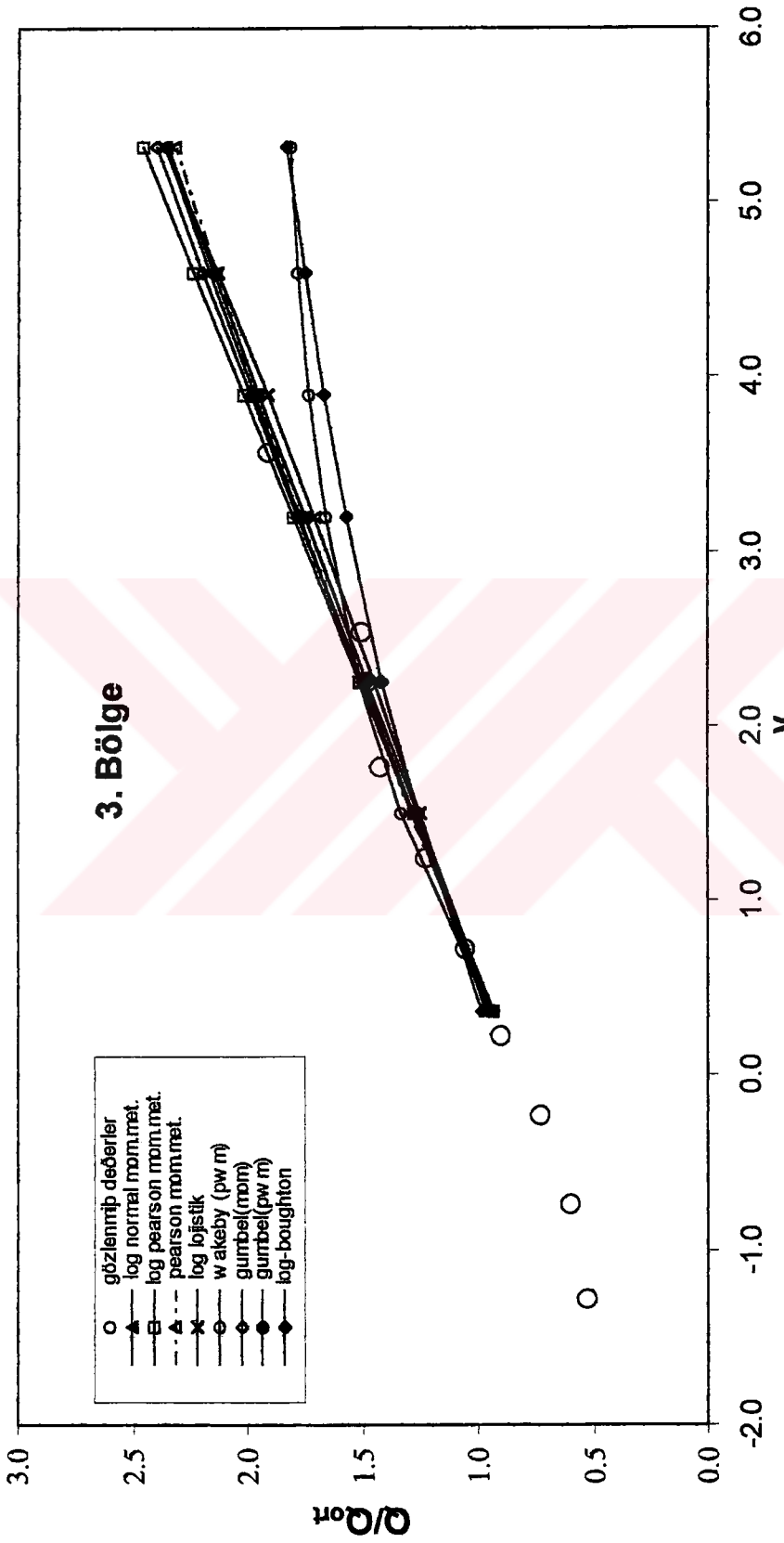
Bölge	T Dönüş Aralığı	y	log pearson tip 3 (MM)	pearson tip3 (MM)	log normal (MM)	log lojistik (PWM)	wakeby (PWM)	gumbel (MOM)	gumbel (PWM)	log boughton
1	2	0.367	0.879	0.900	0.911	0.935	0.913	0.916	0.919	0.947
	5	1.500	1.387	1.375	1.365	1.330	1.355	1.368	1.354	1.358
	10	2.250	1.759	1.686	1.668	1.603	1.657	1.668	1.642	1.589
	25	3.199	2.265	2.070	2.048	1.979	2.018	2.046	2.006	1.843
	50	3.902	2.667	2.345	2.334	2.291	2.265	2.327	2.276	2.008
	100	4.600	3.087	2.613	2.622	2.632	2.492	2.606	2.544	2.156
	200	5.296	3.529	2.875	2.912	3.009	2.700	2.884	2.811	2.289
2	2	0.367	0.746	0.697	0.778	0.797	0.759	0.857	0.878	0.788
	5	1.500	1.445	1.464	1.492	1.382	1.484	1.624	1.532	1.444
	10	2.250	2.042	2.097	2.046	1.868	2.035	2.132	1.966	1.929
	25	3.199	2.954	2.956	2.827	2.656	2.767	2.774	2.513	2.571
	50	3.902	3.750	3.621	3.472	3.410	3.325	3.250	2.919	3.056
	100	4.600	4.647	4.293	4.170	4.345	3.885	3.723	3.322	3.538
	200	5.296	5.656	4.975	4.917	5.510	4.447	4.193	3.723	4.014



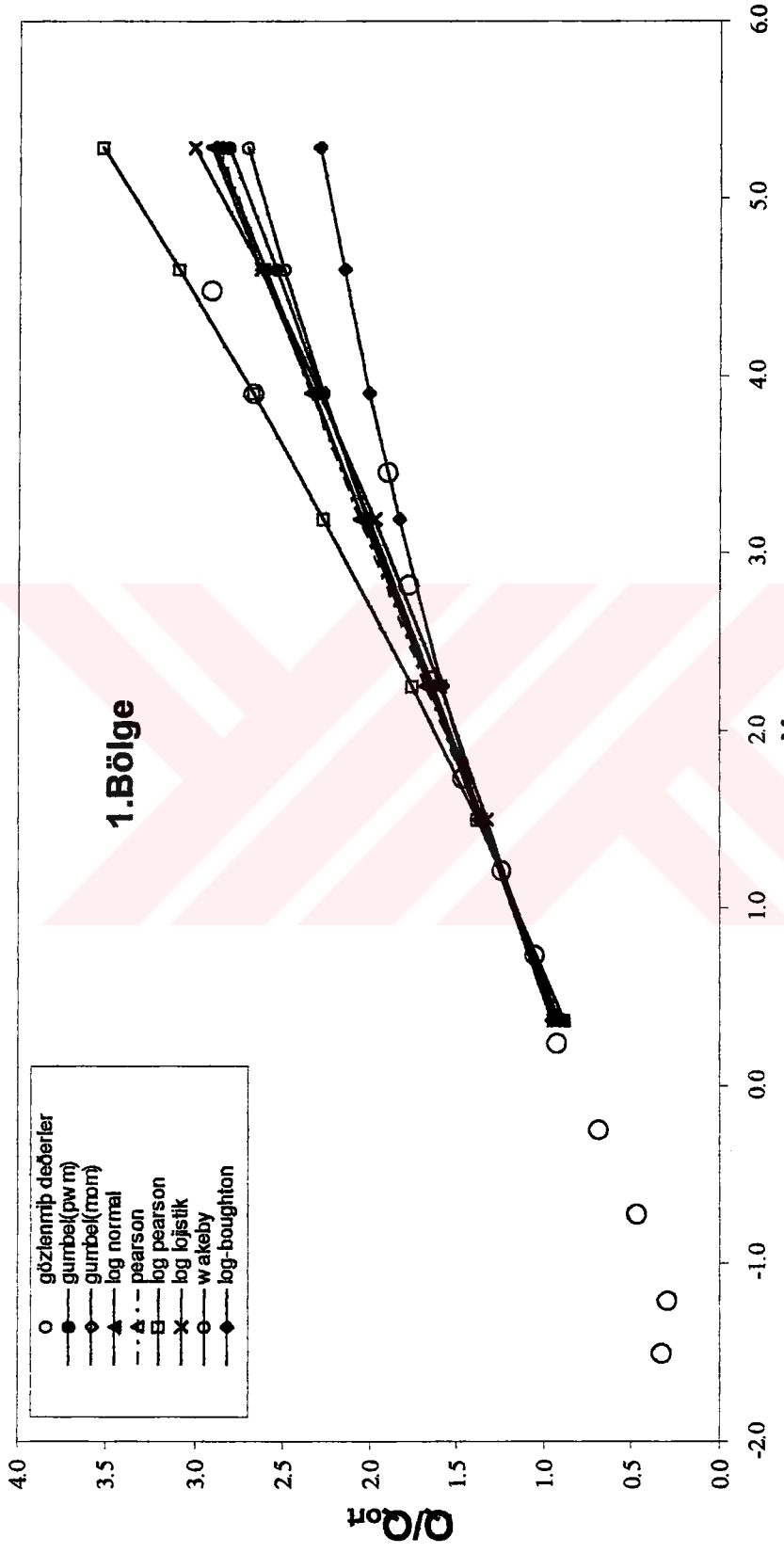
Şekil 4.3. Seyhan Havzasındaki 1. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri



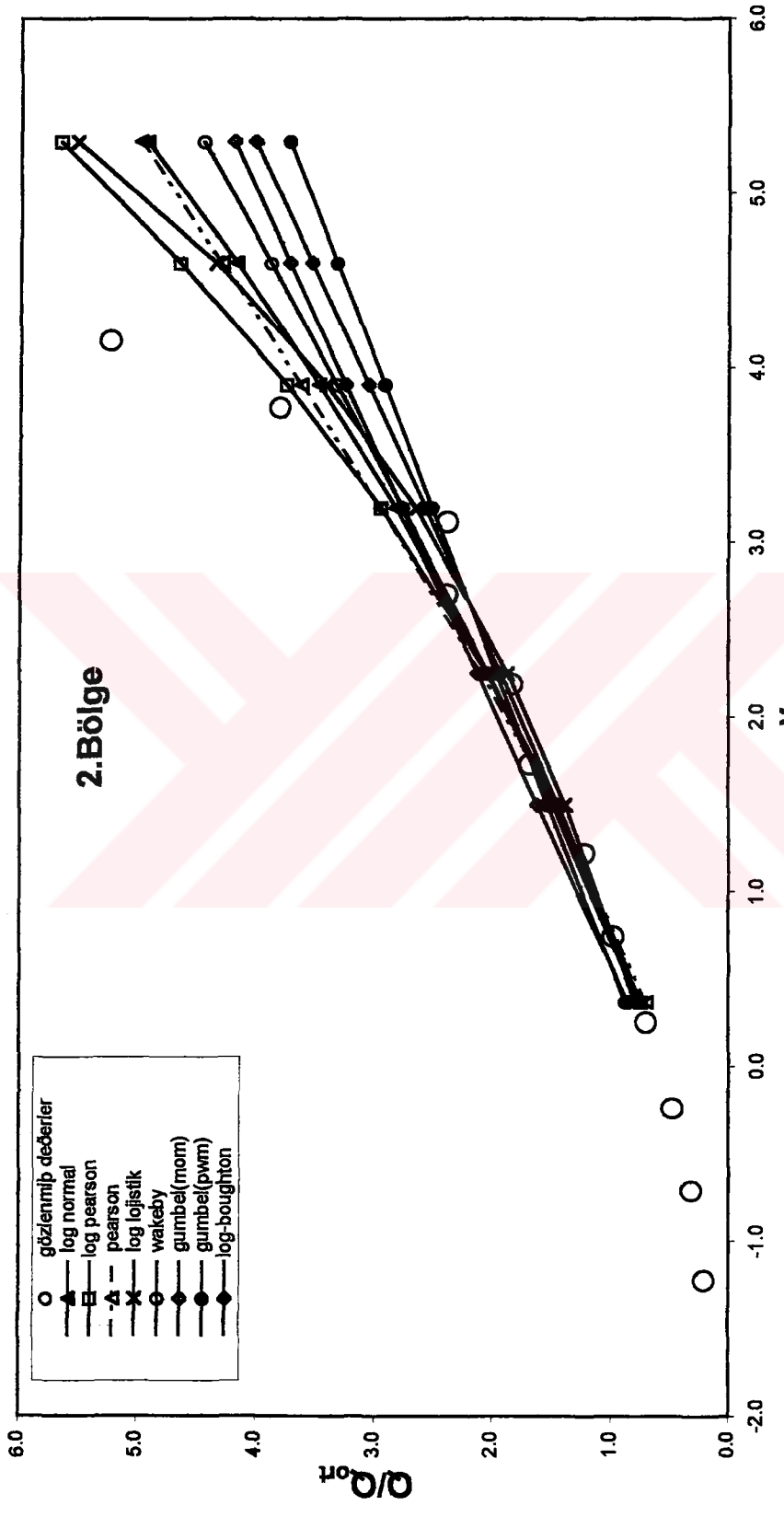
Şekil 4.4. Seyhan Havzasındaki 2. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri



Şekil 4.5. Seyhan Havzasındaki 3. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri



Şekil 4.6. Ceyhan Havzasındaki 1. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri



Şekil 4.7. Ceyhan Havzasındaki 2. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri

Seyhan havzasındaki 1. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrisinde (Şekil 4.3) $0<y<3$ arasındaki değerlerde kullanılan dağılım modelleri gözlenmiş seri ile uyum sağlamaktdır. Fakat $y>3$ değerleri için özellikle Log-Boughton ve Gumbel (PWM) dağılım modellerinin gözlenmiş değerlerden uzaklaştığı görülmektedir.

Şekil 4.4 de görüldüğü gibi, Seyhan havzası 2. bölge için kullanılan dağılım modelleri $y\cong3$ değerine kadar eldeki örneğe yaklaşıksonuçlar vermekte, bu noktadan sonra ise dağılımların modellerinin eğrileri gözlenmiş değerlerin altında kalmaktadır.

Seyhan havzasındaki 3. bölgenin bölgesel taşkın frekans eğrisine göre (Şekil 4.5), kullanılan dağılımlar $y\cong3$ değerine kadar uyum içindedir. Fakat bu değerden sonra Log-Boughton ve Wakeby dağılımlarının diğer dağılımlardan ayrıldığı görülmektedir.

Ceyhan havzasındaki 1. bölgede bulunan 5 istasyon için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrisinde (Şekil 4.6), Wakeby, Gumbel (PWM), Gumbel (MOM), Log-Normal 3 (MOM), Log-Lojistik dağılımlarının gözlenmiş serilerle $y\cong2$ değerine kadar uyumlu olduğu, $y=2$ değerinden sonra ise gözlenmiş değerlerde dağılma olduğu ve bu dağılım modellerinin gözlenmiş değerlerden uzaklaştığı görülmüştür.

Şekil 4.7 ye göre, Ceyhan havzasındaki 2. Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri gözlenmiş değerler ile uyum içinde görülmektedir. Fakat $y\cong3$ den daha büyük değerler için aynı uyum görülmemekte ve eğrilerde sapmalar oluşmaktadır.

Yukarıdaki yorumlardanda anlaşılacağı gibi grafiklerden, bölgelere hangi dağılımın daha iyi uyduğuna tam anlamıyla karar verilememektedir. Bundan dolayı grafikler çizildikten sonra, bölgelere hangi dağılımın daha iyi uyduğuna tam anlamıyla karar verebilmek için Fortran77 lisanında yazılmış bir bilgisayar programından faydalanarak uygunluk testleri yapılmıştır (Haktanır 1982, 1990).

Kullanılan programa göre;

1. Mevcut örnek serilerin uzunluğu ne olursa olsun homojen bölgelerdeki bütün istasyonlarda eşit uzunluk dilimli histogramlar için Chi^2 değerleri küçükten büyüğe doğru dizilmiş, buna göre en küçük Chi^2 değerlerine sahip olma özelliğine göre 1. en iyi olma ve 2., 3., 4., 5. en iyi olma sayıları tespit

edilmiştir. Buna göre, kullanılmış olan dağılımların Seyhan ve Ceyhan havzaları için bölge bölge değerlendirilmesi Çizelge 4.18, 4.19, 4.22, 4.23, 4.26, 4.27, 4.30, 4.31, 4.34, 4.35 de verilmiştir.

2. Aynı işlemler eşit alanlı dilimli histogramlar için de tekrarlanmış ve buna göre dağılımların bölge bölge değerlendirilmesi Çizelge 4.20, 4.24, 4.28, 4.32, 4.36 da verilmiştir.
3. Bütün istasyonlar için yapılan Kolmogorov-Simirnov ve Cramer Von Misses testleri sonuçları da bölge bölge ayrılarak sırasıyla Çizelge 4.21, 4.25, 4.29, 4.33, 4.37 de verilmiştir.

Chi^2 dağılımında %90, %80, %60 olasılıklı kabul veya red için kritik Chi^2 istatistiği ile karşılaştırıldığında serilerin birçoğu uygunluk testini geçemediği için değerlendirmeler Kolmogorov-Simirnov ve Cramer Von Misses uygunluk testleri ile yapılmıştır.

Ceyhan havzasındaki 1. bölgede bulunan 5 istasyona Kolmogorov-Simirnov uygunluk testinde Wakeby dağılımı 1 defa, Cramer Von Misses uygunluk testinde ise yine Wakeby dağılımı 2 defa eniyi uygumu göstermiştir (Çizelge 4.20, 4.21).

Ceyhan havzası 2. bölge için Kolmogorov-Simirnov uygunluk testine göre Log-Boughton ve LP3 (MOM) dağılımları birer defa, Cramer Von Misses uygunluk testine göre ise yine Wakeby dağılımı 2 defa gözlenmiş değerlerle en iyi uyumu sağlamışlardır. Her iki testtede tablodan okunan kritik değerlerle karşılaştırıldığında 5 serinin de bu testleri geçtiği görülmüştür (Çizelge 4.24, 4.25).

Seyhan havzası 1. bölgede Kolmogorov-Simirnov uygunluk testine göre Wakeby dağılımı 1 defa, Cramer Von Misses uygunluk testine göre ise yine Wakeby dağılımı 2 defa gözlenmiş değerlerle en iyi uyumu sağlamışlardır (Çizelge 4.28, 4.29).

Seyhan havzası 2. bölgede Kolmogorov-Simirnov uygunluk testine göre Log-Boughton dağılımı kullanılan dağılımlar arasında bölgedeki 3 istasyonun ikisinde en iyi uyumu sağlamıştır. Cramer Von Misses uygunluk testine göre ise yine Wakeby dağılımı 2 defa gözlenmiş değerlerle en iyi uyumu sağlamışlardır (Çizelge 4.32, 4.33).

Seyhan havzası 2. bölgede Kolmogorov-Simirnov uygunluk testine göre P3 (MOM) dağılımı bir defa, Cramer Von Misses uygunluk testine göre ise Wakeby dağılımı bir defa gözlenmiş değerlerle en iyi uyumu sağlamışlardır (Çizelge 4.36, 4.37).

Çizelge 4.18. Ceyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	1	3	3
Gumbel-PWM	0	0	2	3	3
Log-Boughton	1	0	2	3	3
Lg-Logis-PWM	0	1	2	3	3
P3-MOM	0	1	1	3	3
LP3-MOM	0	1	2	3	3
LN3-MOM	2	0	2	3	3
Wakeby-PWM	1	1	0	0	2

Çizelge 4.19. Ceyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	1	0	2	3	3
Gumbel-PWM	0	2	2	3	3
Log-Boughton	1	1	1	3	3
Lg-Logis-PWM	0	2	2	2	3
P3-MOM	0	2	2	3	3
LP3-MOM	0	0	1	3	3
LN3-MOM	0	1	2	3	3
Wakeby-PWM	2	0	0	1	2

Çizelge 4.20. Ceyhan 1.Bölgedeki 5 Seri İçin Kolmogorov Simirnov Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	4	5	5
Gumbel-PWM	0	0	5	5	5
Log-Boughton	0	1	4	4	4
Lg-Logis-PWM	0	2	5	5	5
P3-MOM	0	2	4	4	5
LP3-MOM	0	0	5	5	5
LN3-MOM	0	2	4	4	4
Wakeby-PWM	1	1	5	5	5

Çizelge 4.21. Ceyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	4	5	5
Gumbel-PWM	0	1	5	5	5
Log-Boughton	0	1	3	4	4
Lg-Logis-PWM	0	2	5	5	5
P3-MOM	0	0	4	4	4
LP3-MOM	0	0	4	5	5
LN3-MOM	0	1	4	4	5
Wakeby-PWM	2	2	5	5	5

Çizelge 4.22. Ceyhan 2. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	3	4	5
Gumbel-PWM	0	0	0	2	4
Log-Boughton	1	0	3	4	4
Lg-Logis-PWM	0	0	3	4	4
P3-MOM	0	0	2	3	5
LP3-MOM	0	1	4	5	5
LN3-MOM	0	2	2	4	4
Wakeby-PWM	0	2	0	0	3

Çizelge 4.23. Ceyhan 2. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	0	0	0
Gumbel-PWM	0	0	0	1	3
Log-Boughton	2	1	3	3	5
Lg-Logis-PWM	0	1	1	4	5
P3-MOM	0	0	1	3	3
LP3-MOM	0	0	2	4	5
LN3-MOM	0	1	1	4	4
Wakeby-PWM	0	1	0	0	2

Çizelge 4.24. Ceyhan 2.Bölgedeki 5 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	3	3	4
Gumbel-PWM	0	1	5	5	5
Log-Boughton	1	2	5	5	5
Lg-Logis-PWM	0	2	5	5	5
P3-MOM	0	0	4	4	4
LP3-MOM	1	0	5	5	5
LN3-MOM	0	1	5	5	5
Wakeby-PWM	0	2	5	5	5

Çizelge 4.25. Ceyhan 2. Bölgedeki 5 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	1	4	4
Gumbel-PWM	0	0	3	5	5
Log-Boughton	0	1	5	5	5
Lg-Logis-PWM	0	1	5	5	5
P3-MOM	0	1	4	4	4
LP3-MOM	0	1	5	5	5
LN3-MOM	0	1	4	5	5
Wakeby-PWM	2	1	5	5	5

Çizelge 4.26. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	1	3	4
Gumbel-PWM	0	0	2	4	4
Log-Boughton	0	0	1	2	4
Lg-Logis-PWM	0	3	2	4	5
P3-MOM	0	0	0	4	4
LP3-MOM	0	0	1	3	5
LN3-MOM	1	2	2	4	5
Wakeby-PWM	2	3	1	1	1

Çizelge 4.27. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	1	2	3
Gumbel-PWM	0	0	2	3	4
Log-Boughton	2	1	2	3	4
Lg-Logis-PWM	0	1	1	3	3
P3-MOM	0	0	1	2	3
LP3-MOM	0	1	2	3	4
LN3-MOM	1	1	2	3	5
Wakeby-PWM	1	3	0	1	1

Çizelge 4.28. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	4	5	5
Gumbel-PWM	0	1	5	5	5
Log-Boughton	0	0	5	5	5
Lg-Logis-PWM	0	1	5	5	5
P3-MOM	0	0	3	5	5
LP3-MOM	0	0	5	5	5
LN3-MOM	0	1	5	5	5
Wakeby-PWM	1	2	5	5	5

Çizelge 4.29. Seyhan 1. Bölgedeki 5 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	3	4	5
Gumbel-PWM	0	1	5	5	5
Log-Boughton	0	0	5	5	5
Lg-Logis-PWM	0	2	5	5	5
P3-MOM	0	0	4	5	5
LP3-MOM	0	1	5	5	5
LN3-MOM	0	0	5	5	5
Wakeby-PWM	4	0	5	5	5

Çizelge 4.30. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	2	2	2
Gumbel-PWM	0	0	1	2	2
Log-Boughton	0	0	0	0	2
Lg-Logis-PWM	0	0	0	1	3
P3-MOM	1	0	0	2	3
LP3-MOM	0	1	0	3	3
LN3-MOM	0	0	0	1	3
Wakeby-PWM	1	0	0	0	0

Çizelge 4.31. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	0	0	0
Gumbel-PWM	0	0	0	1	3
Log-Boughton	0	0	0	1	3
Lg-Logis-PWM	0	0	0	2	3
P3-MOM	0	1	1	1	1
LP3-MOM	0	1	0	2	3
LN3-MOM	0	1	0	2	2
Wakeby-PWM	1	0	0	0	1

Çizelge 4.32. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	2	3	3
Gumbel-PWM	0	0	3	3	3
Log-Boughton	2	1	3	3	3
Lg-Logis-PWM	0	1	3	3	3
P3-MOM	0	0	2	3	3
LP3-MOM	0	0	3	3	3
LN3-MOM	0	0	3	3	3
Wakeby-PWM	0	0	3	3	3

Çizelge 4.33. Seyhan 2. Bölgedeki 3 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	2	2	3
Gumbel-PWM	0	0	3	3	3
Log-Boughton	0	0	3	3	3
Lg-Logis-PWM	0	1	3	3	3
P3-MOM	0	1	2	3	3
LP3-MOM	0	0	3	3	3
LN3-MOM	0	0	3	3	3
Wakeby-PWM	2	0	3	3	3

Çizelge 4.34. Seyhan 3. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	2	3	3
Gumbel-PWM	0	0	2	3	3
Log-Boughton	0	0	0	1	1
Lg-Logis-PWM	0	0	0	3	3
P3-MOM	0	0	0	3	3
LP3-MOM	0	1	1	3	3
LN3-MOM	0	1	1	3	3
Wakeby-PWM	1	0	0	0	1

Çizelge 4.35. Seyhan 3. Bölgedeki 3 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	2	2	3
Gumbel-PWM	0	0	3	3	3
Log-Boughton	0	0	0	2	2
Lg-Logis-PWM	1	0	1	3	3
P3-MOM	0	0	0	3	3
LP3-MOM	0	0	1	3	3
LN3-MOM	0	0	1	3	3
Wakeby-PWM	1	0	0	0	0

Çizelge 4. 36. Seyhan 3.Bölgedeki 3 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov UygunlukTesti

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	3	3	3
Gumbel-PWM	0	0	3	3	3
Log-Boughton	0	1	3	3	3
Lg-Logis-PWM	0	0	3	3	3
P3-MOM	1	1	3	3	3
LP3-MOM	0	0	3	3	3
LN3-MOM	0	1	3	3	3
Wakeby-PWM	0	1	3	3	3

Çizelge 4.37. Seyhan 3. Bölgedeki 3 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi

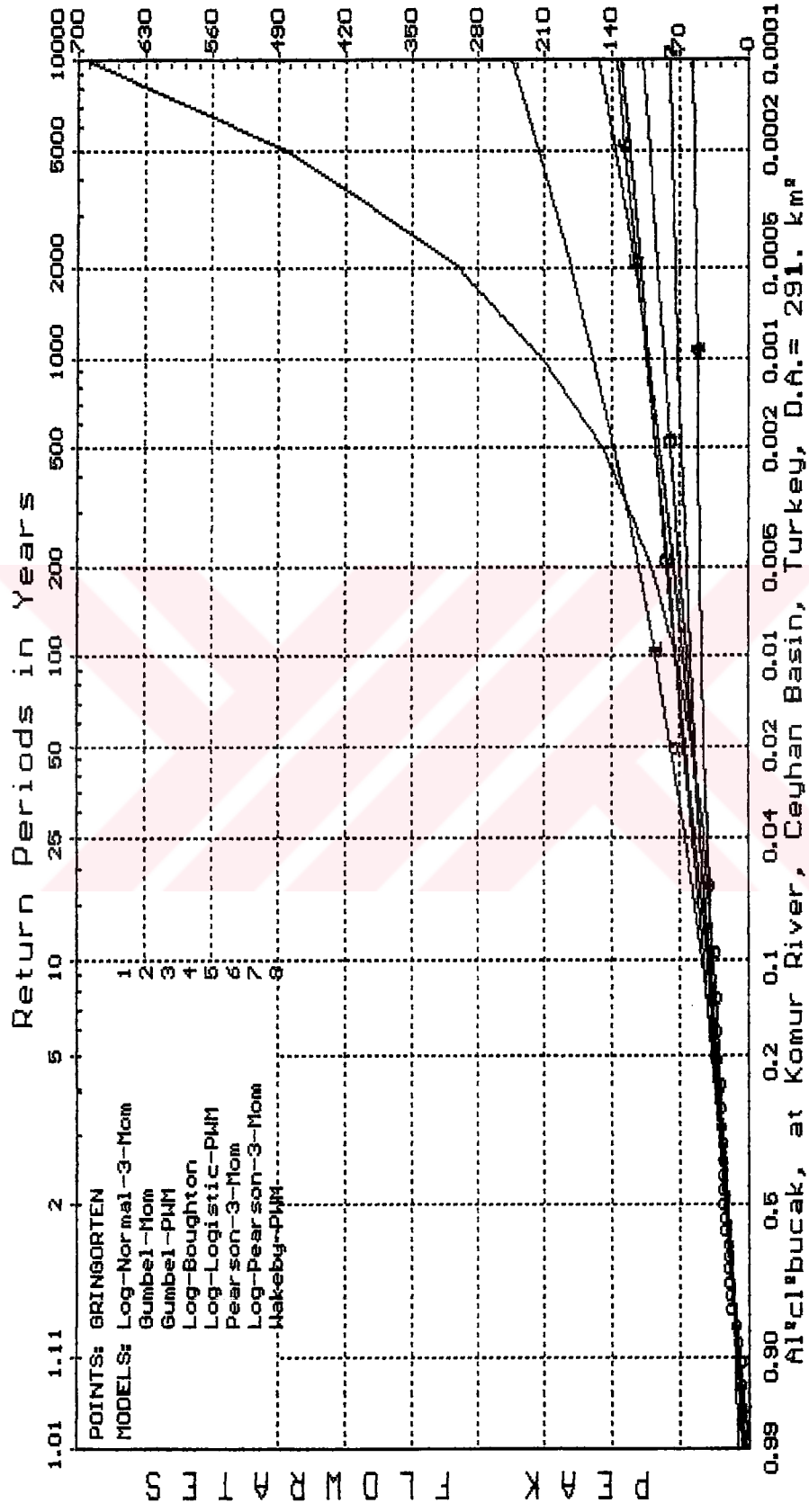
MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	3	3	3
Gumbel-PWM	0	1	3	3	3
Log-Boughton	0	0	3	3	3
Lg-Logis-PWM	0	1	3	3	3
P3-MOM	0	0	3	3	3
LP3-MOM	0	0	3	3	3
LN3-MOM	0	0	3	3	3
Wakeby-PWM	1	1	3	3	3

4.2. Noktasal Taşkın Frekans Analizi

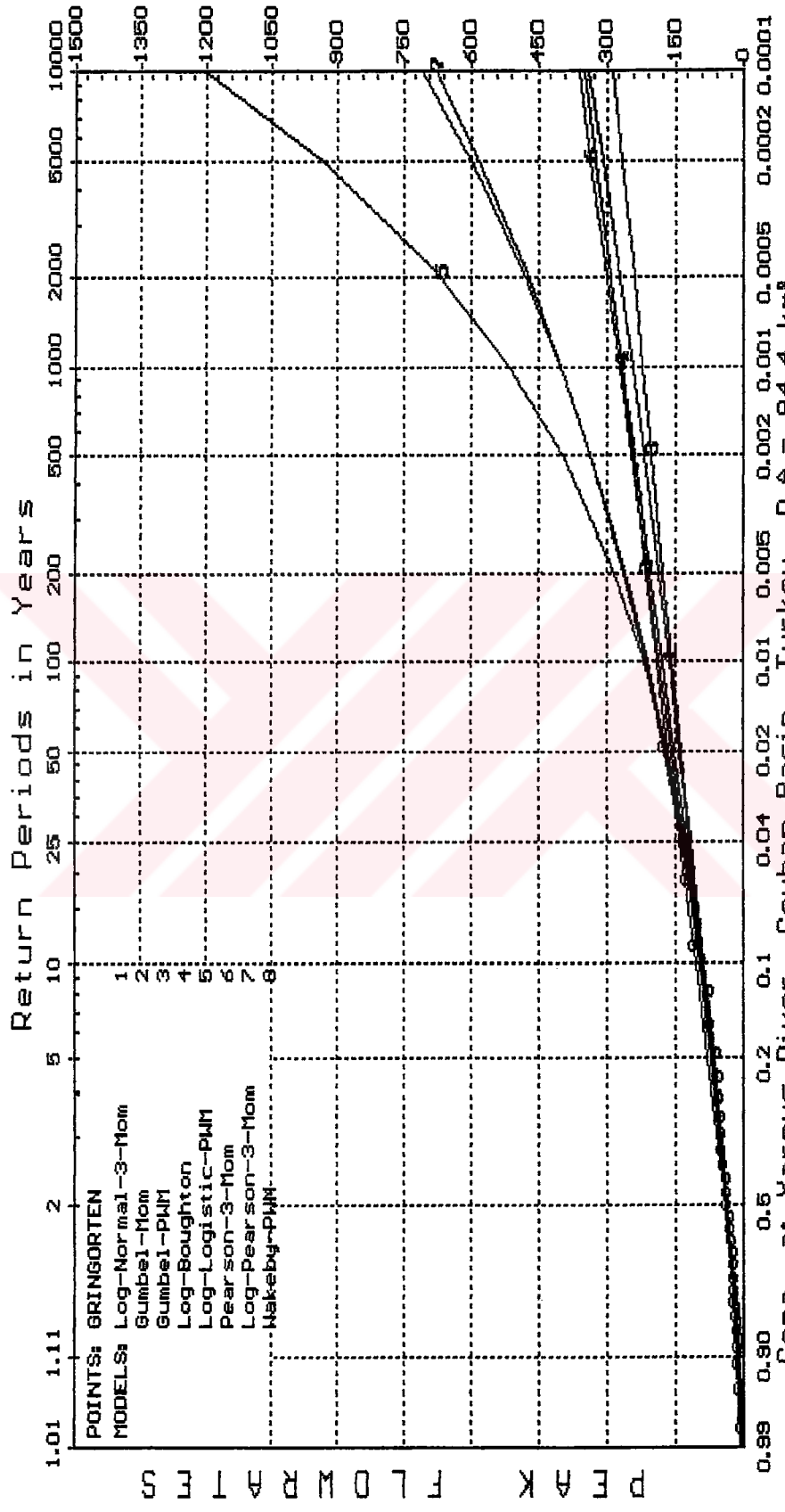
Çalışmanın bu bölümünde, Seyhan havzasından 11 adet, Ceyhan havzasından 10 adet istasyona, Fortran77 lisanında yazılmış olan bilgisayar programı uygulanmış ve her istasyon için ayrı ayrı dağılımların grafikleri elde edilmiştir (Haktanır 1982, 1990). Yine aynı program yardımıyla uygunluk testleri yapılmış ve sonuçları Çizelge 4.38-4.45 de verilmiştir. Yapılan bu uygunluk testlerine göre sonuçlar yorumlanırken eldeki serilerin,

a) Kaç adedinin hangi yöntemde 1. olduğu
b) Kaç adedinin 2.'lik ve 5.'lik arasında olduğu,
c) Kaç adedinin hesaplanan Chi^2 istatistiklerinin dağılımındaki ihtimal değerine göre 1. olduğu,
d) Kaç adedinin Chi^2 dağılımındaki ihtimal değerine göre 2.'lik ve 5.'lik arasında olduğu,
e) Kaç adedinin Chi^2 dağılımındaki ihtimal değerinin %60'dan küçük olduğu,
f) Kaç adedinin Chi^2 dağılımındaki ihtimal değerinin %80'den küçük olduğu,
g) Kaç adedinin Chi^2 dağılımındaki ihtimal değerinin %90'den küçük olduğu,

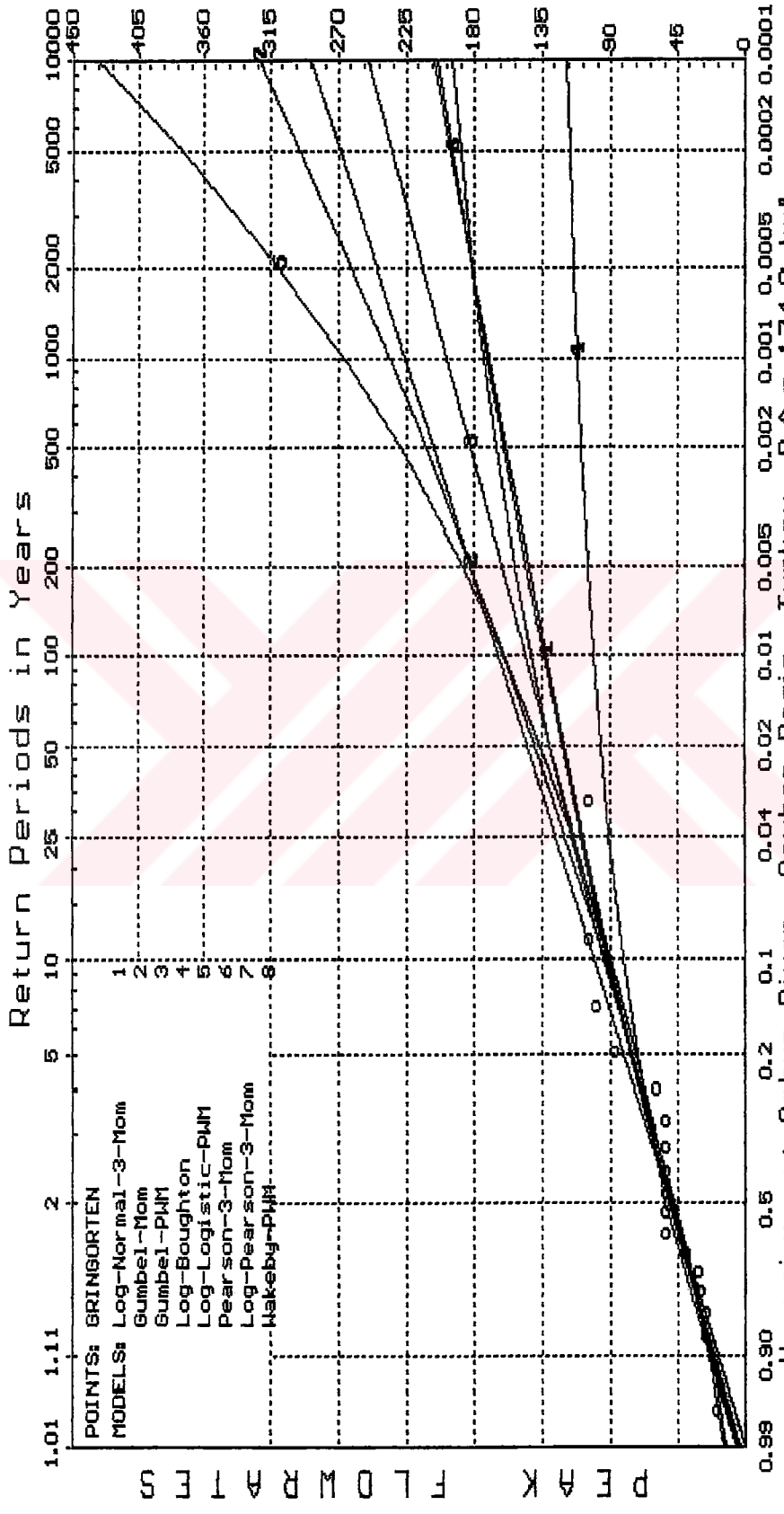
hesaplanarak Çizelge 4.38-4.45 de verilmiştir.



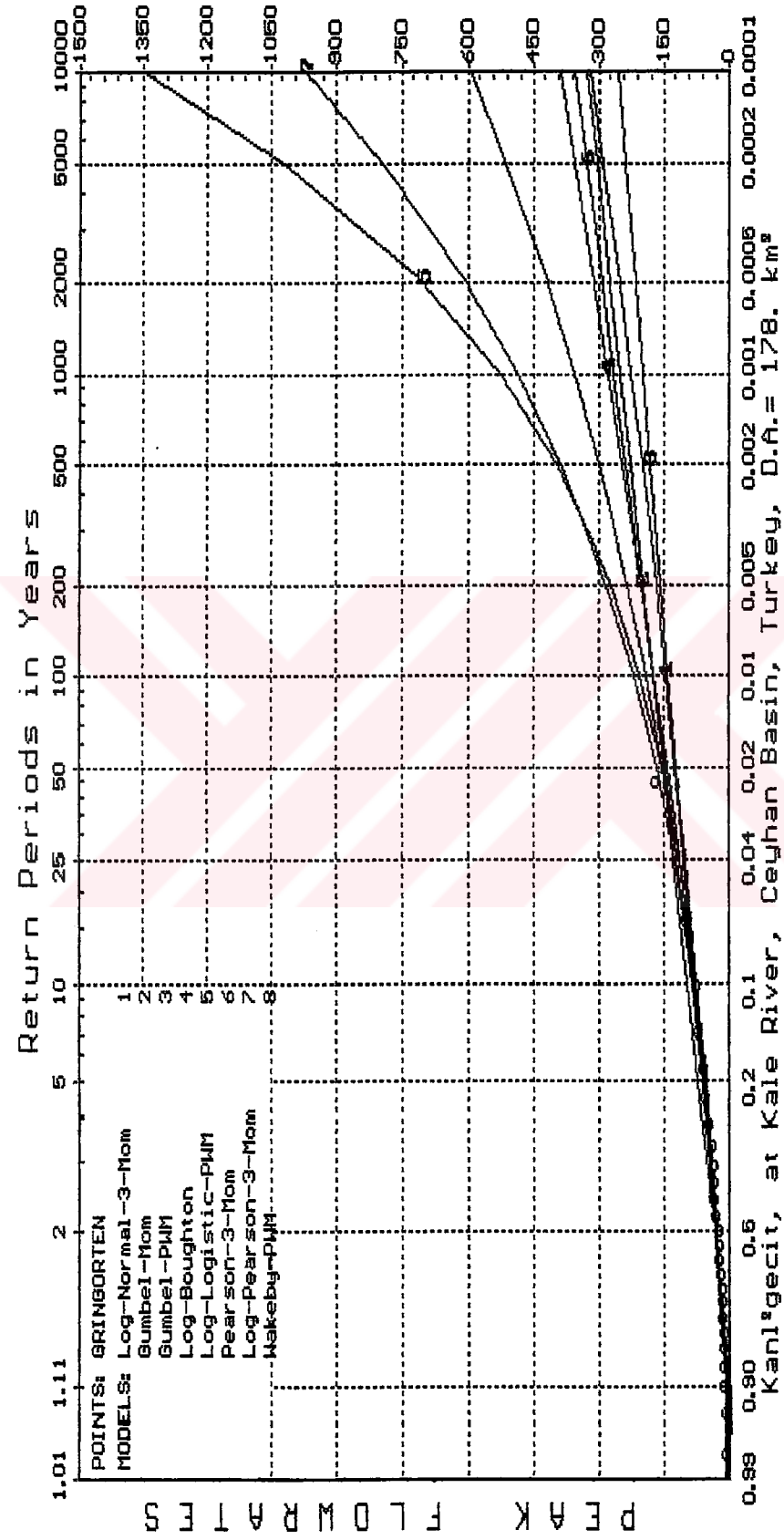
Şekil 4.8. Alıçlıbucak istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



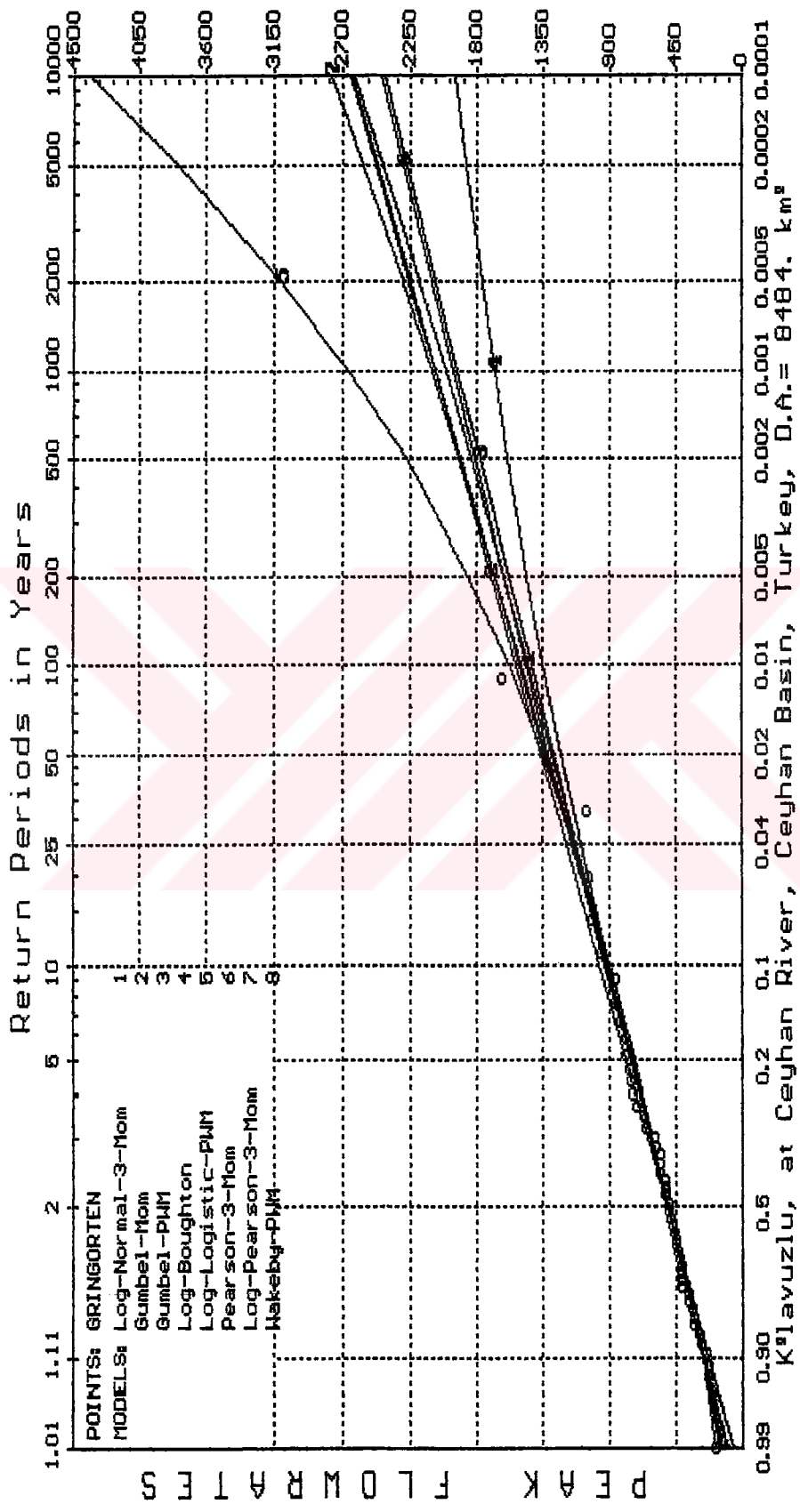
Şekil 4.9. Cona istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



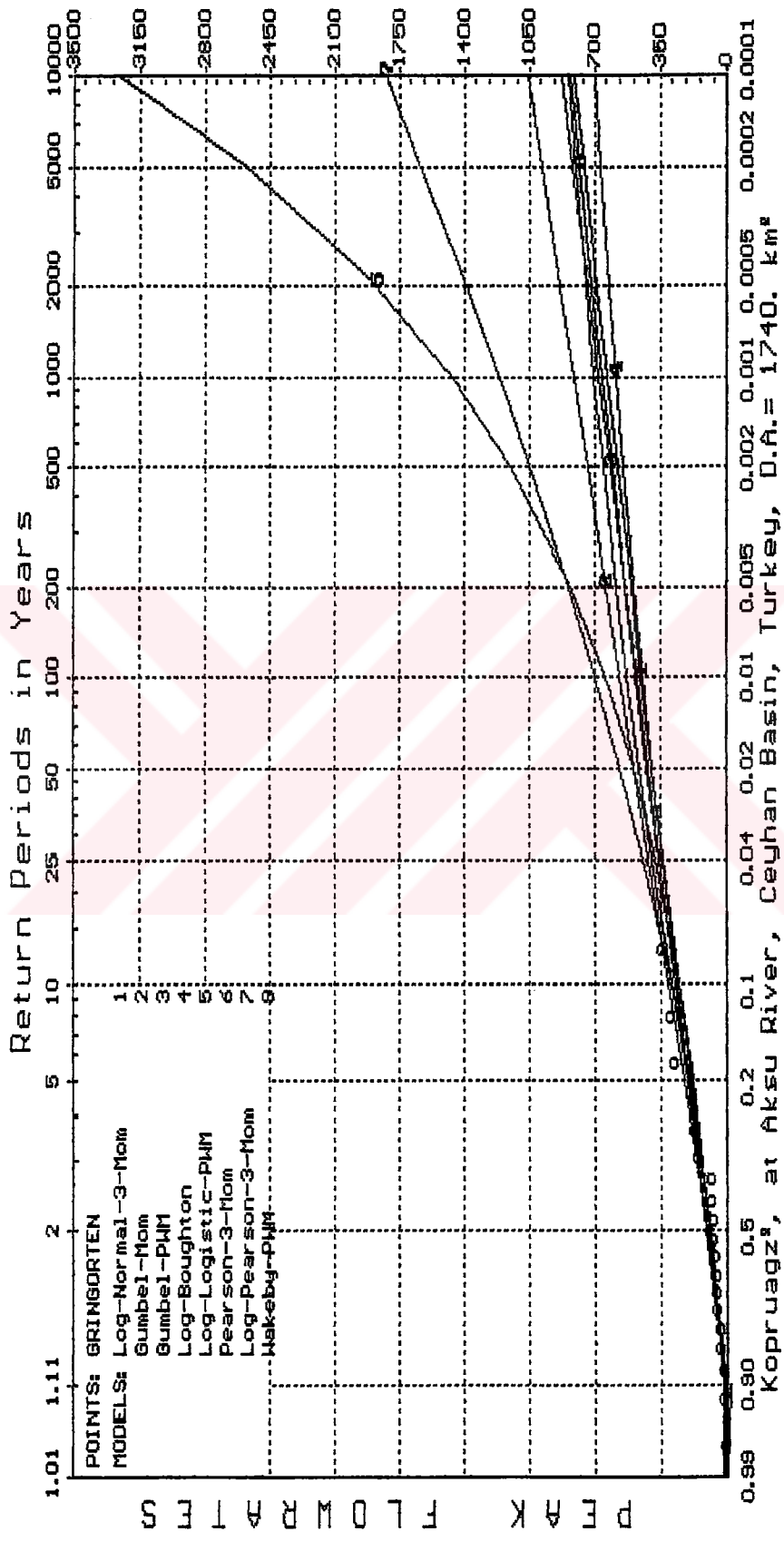
Şekil 4.10. Haruniye istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



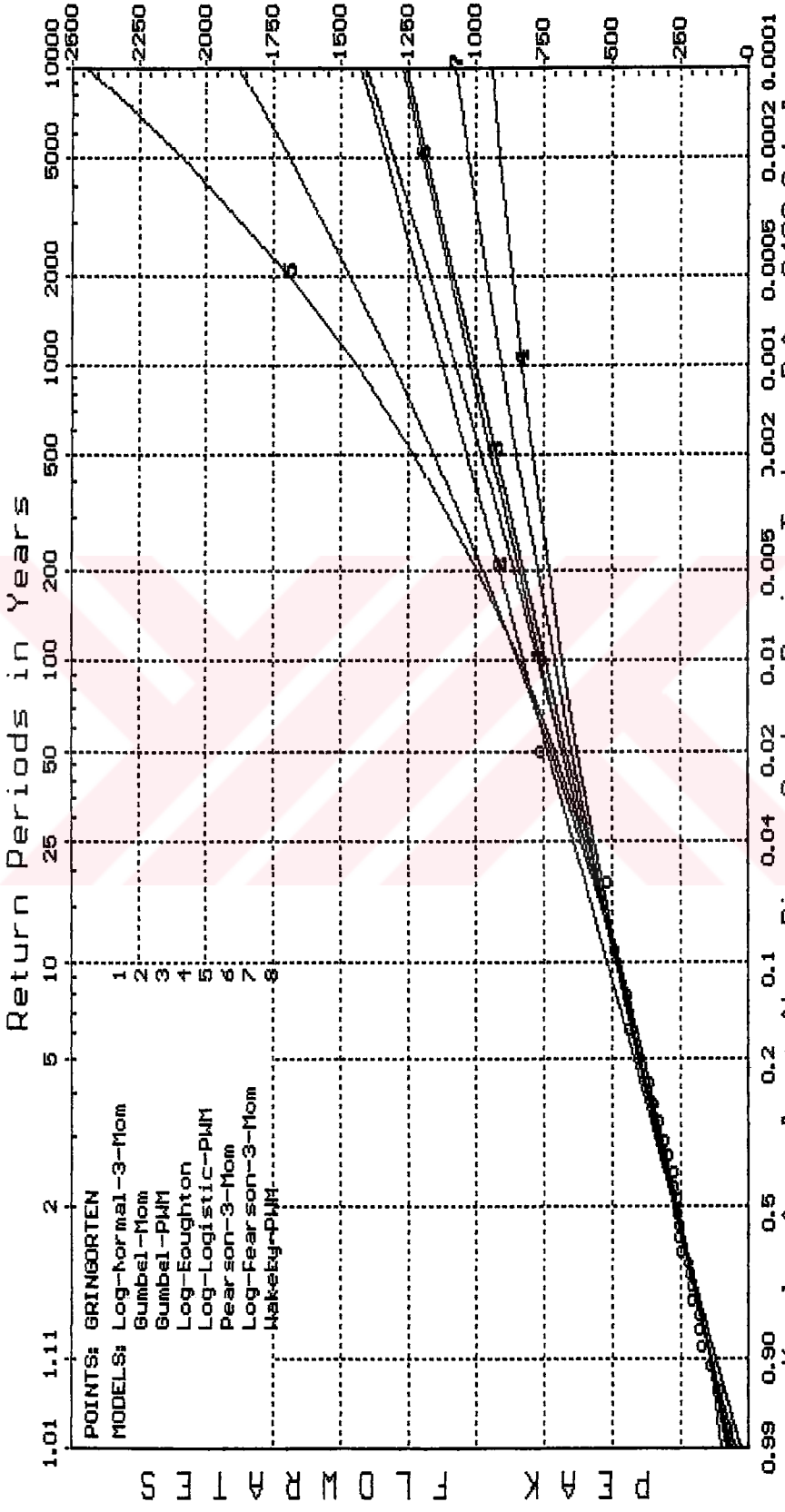
Şekil 4.11. Kanlıgeçit istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



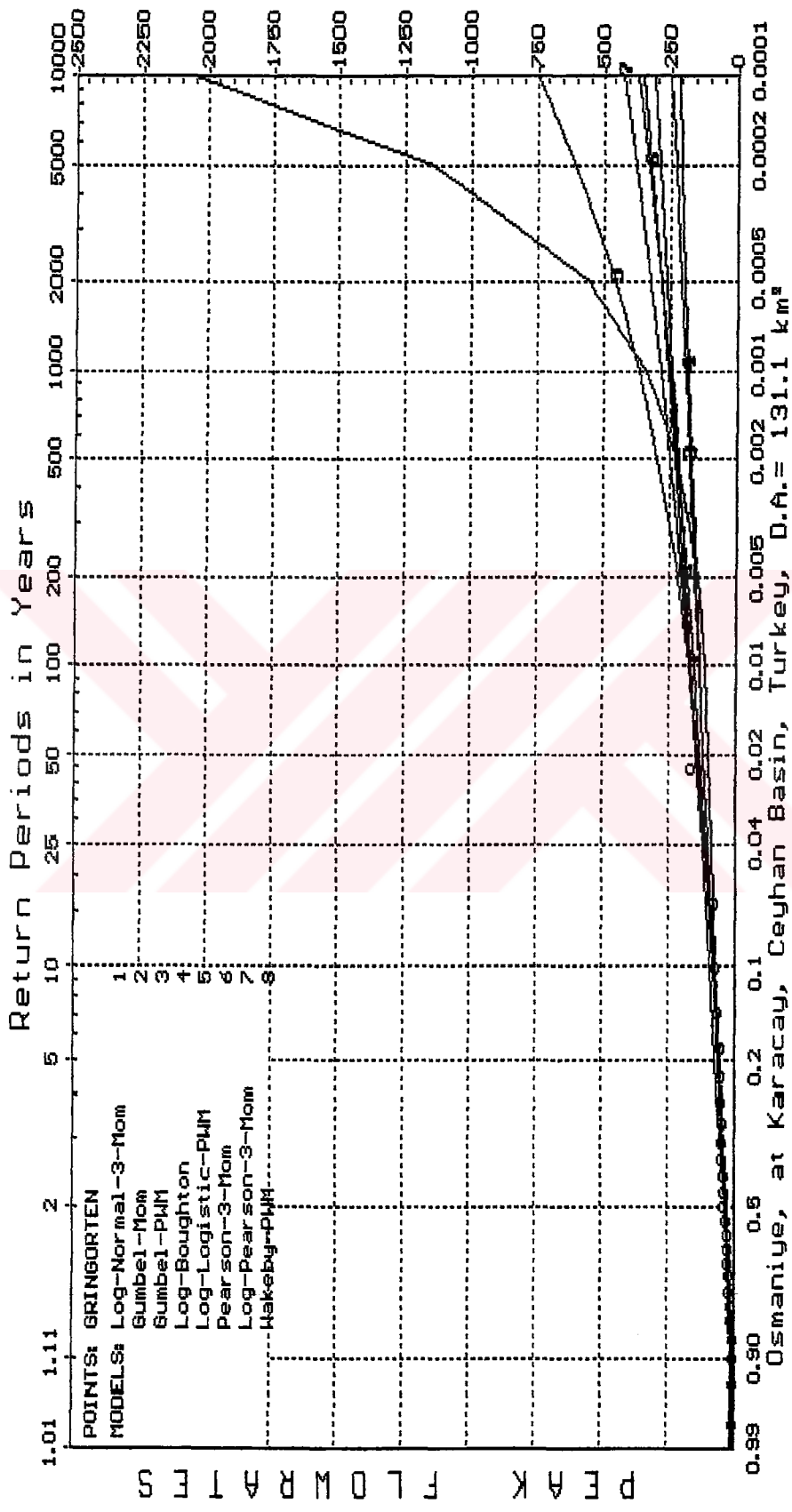
Şekil 4.12. Kılavuzlu istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



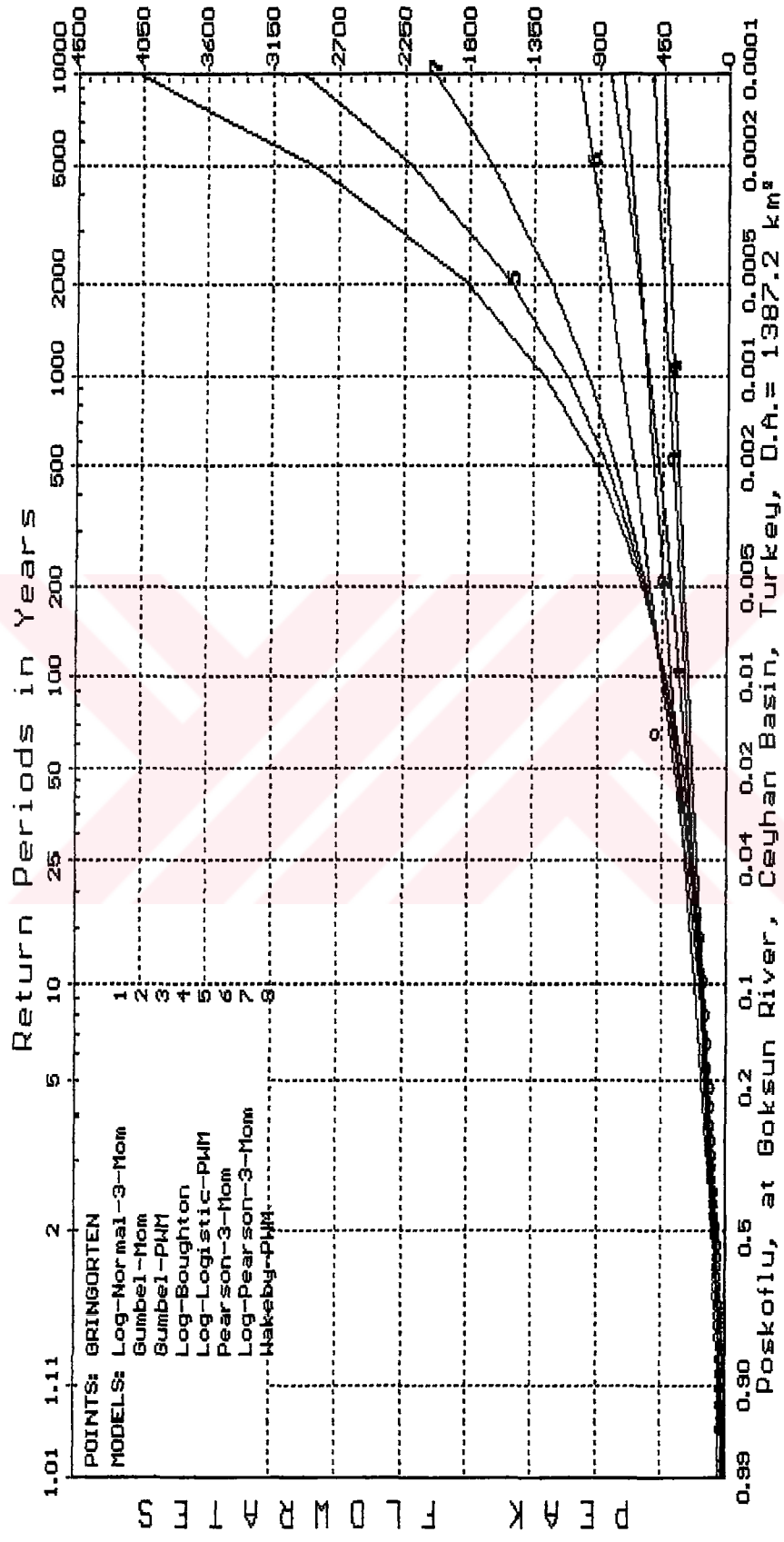
Şekil 4.13. Köprüağzı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



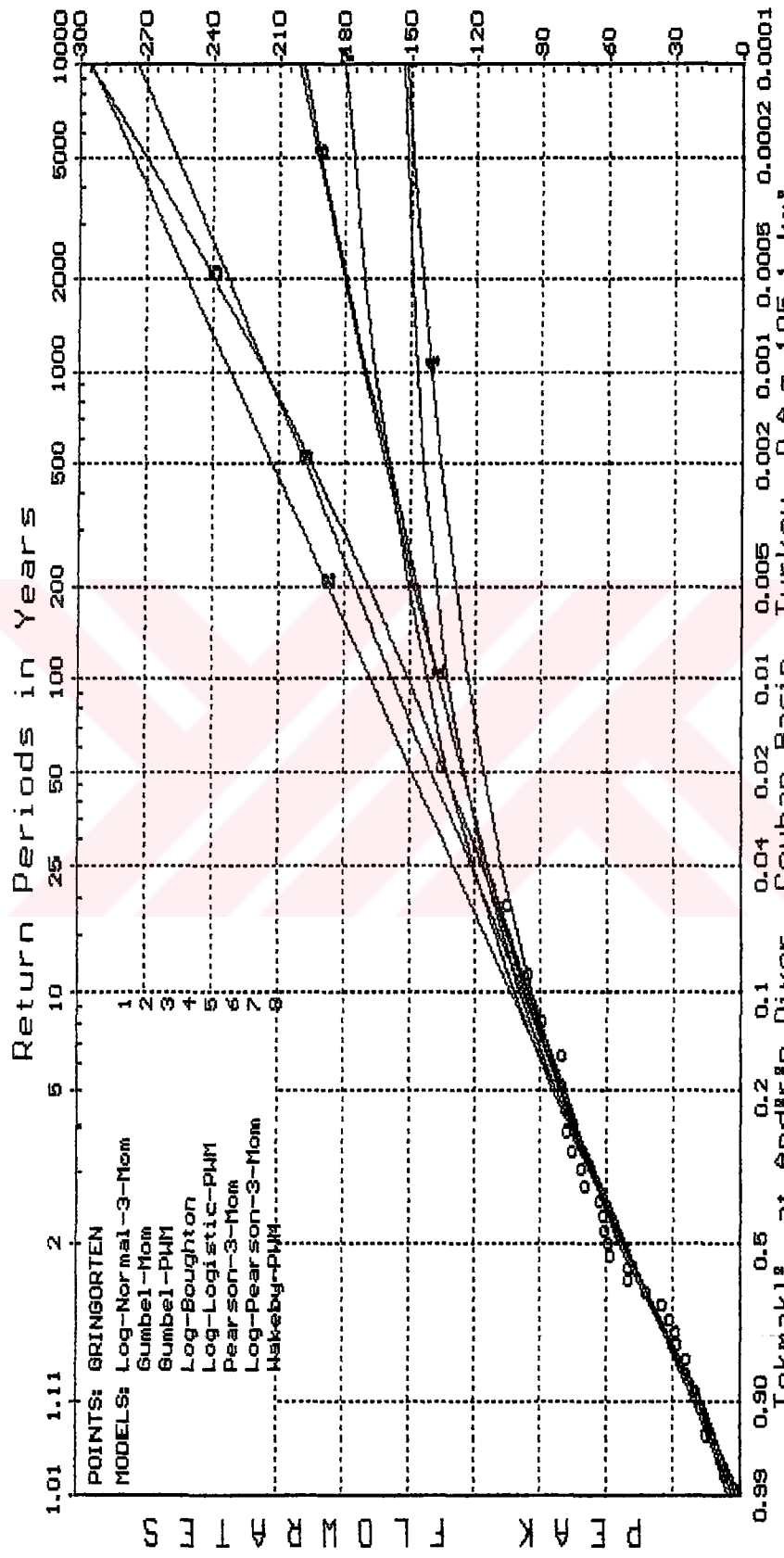
Şekil 4.14. Kürtler Avşarı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



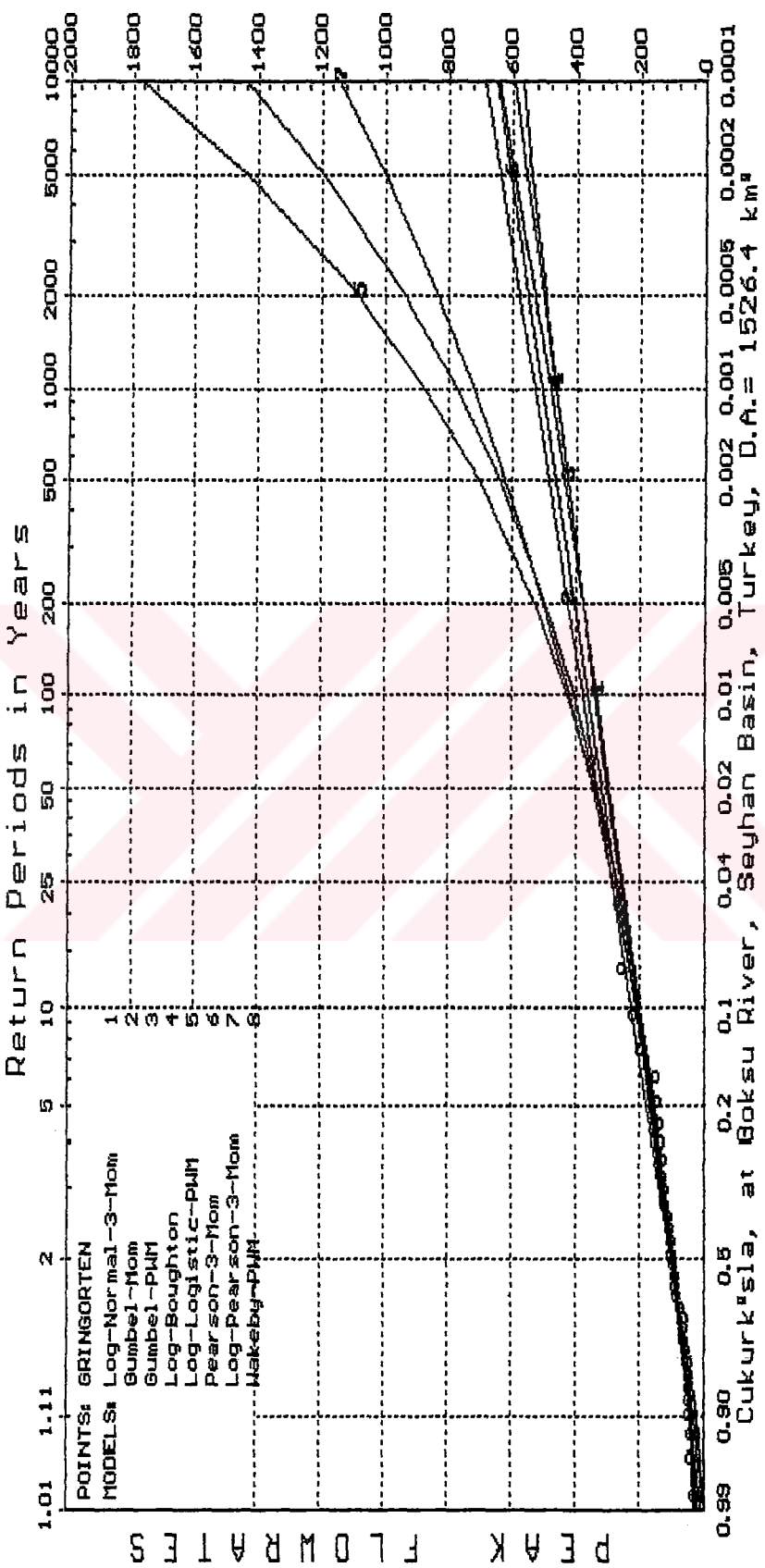
Şekil 4.15. Osmaniye istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



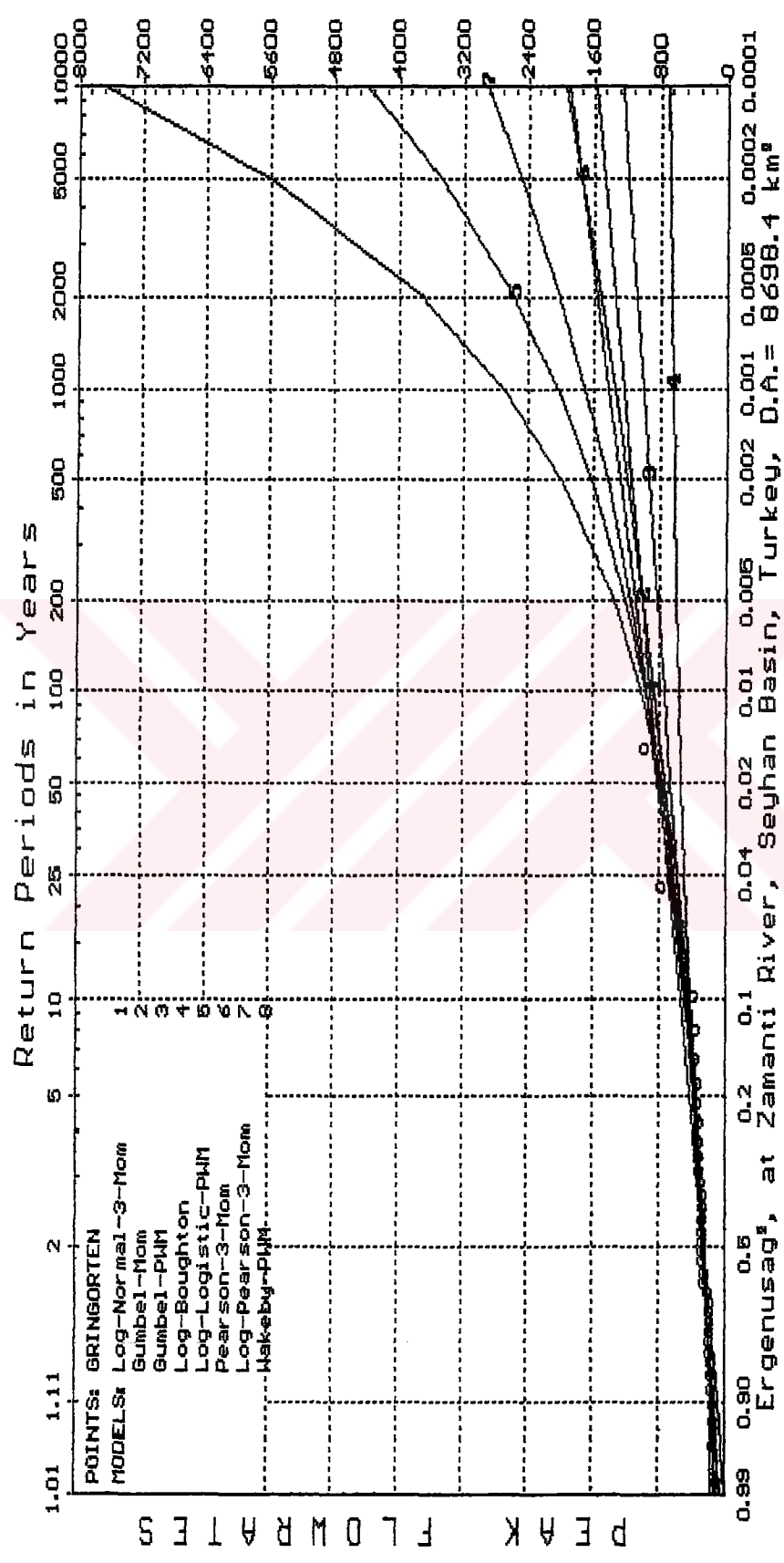
Şekil 4.16. Poskoflu istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



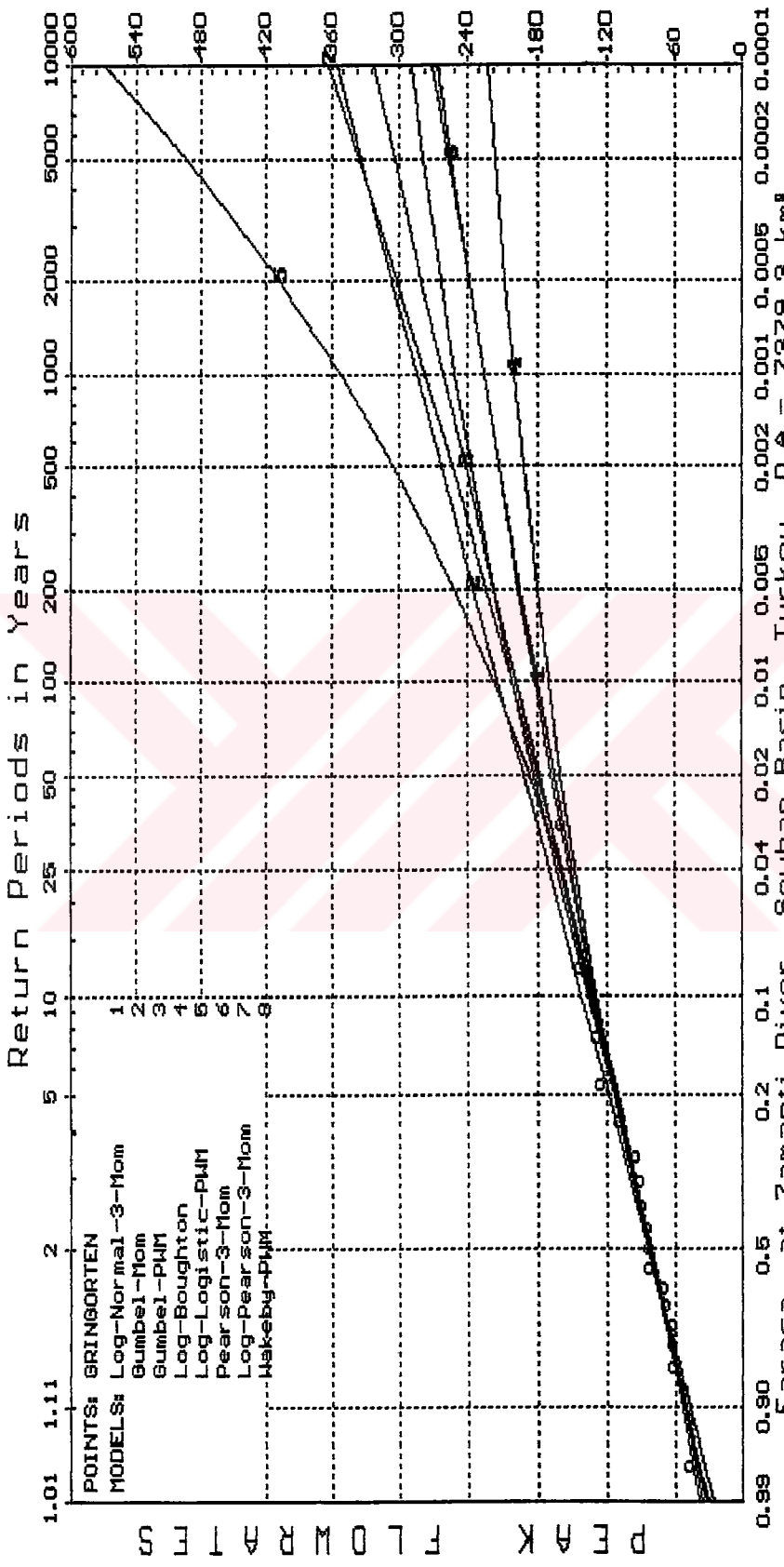
Şekil 4.17. Tokmaklı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



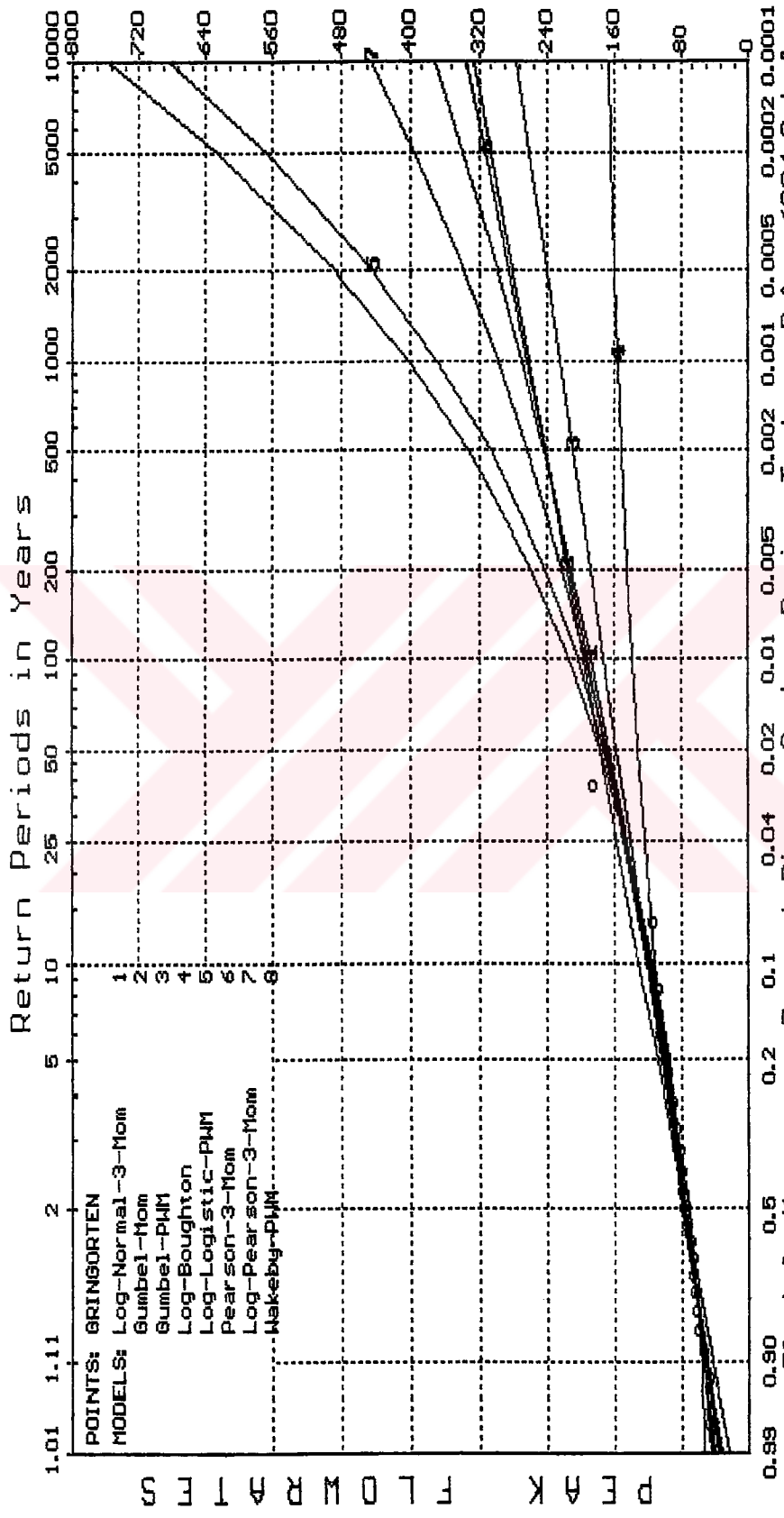
Şekil 4.18. Çukurkışla istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



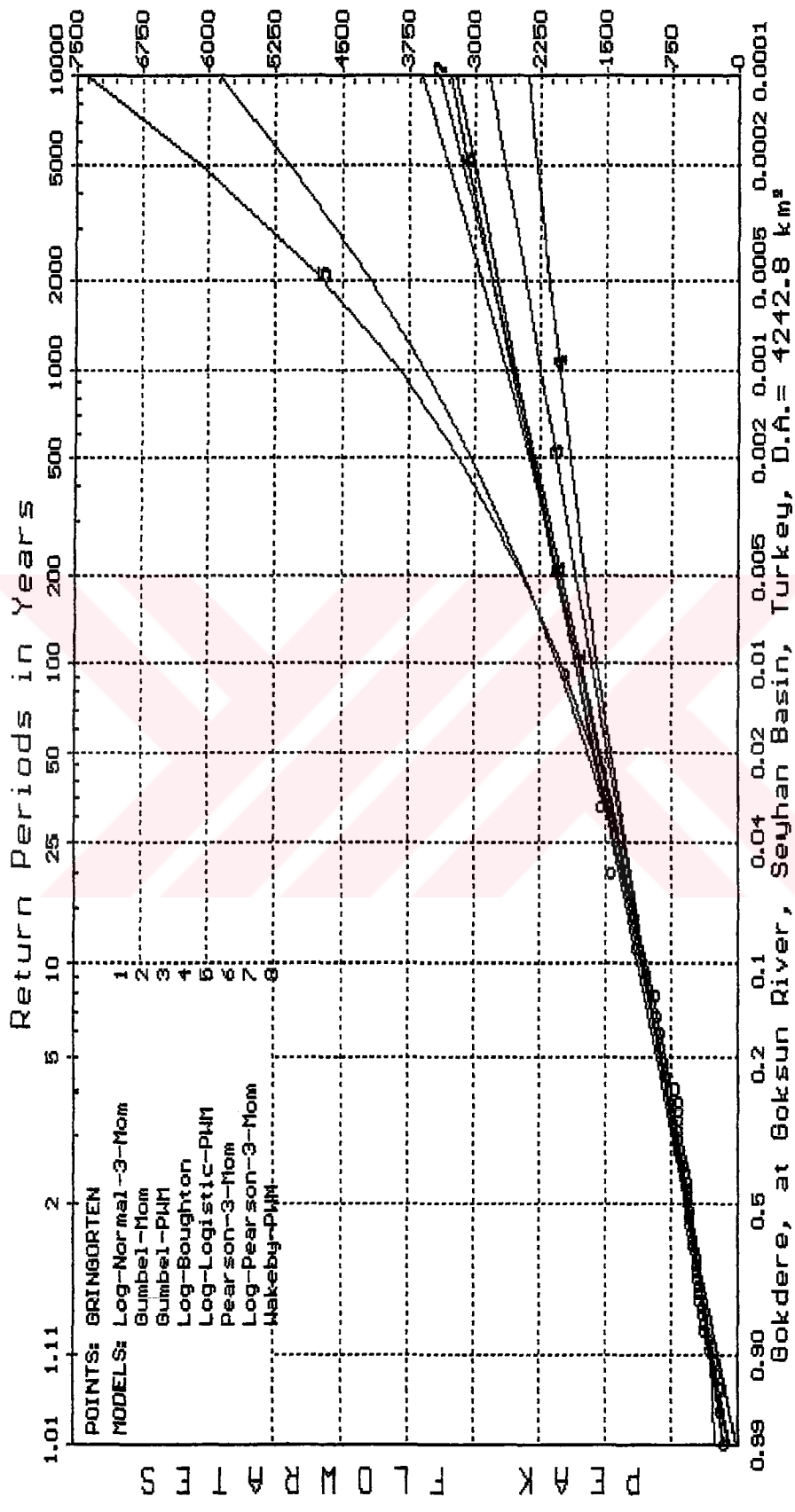
Şekil 4.19. Ergenuşağı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



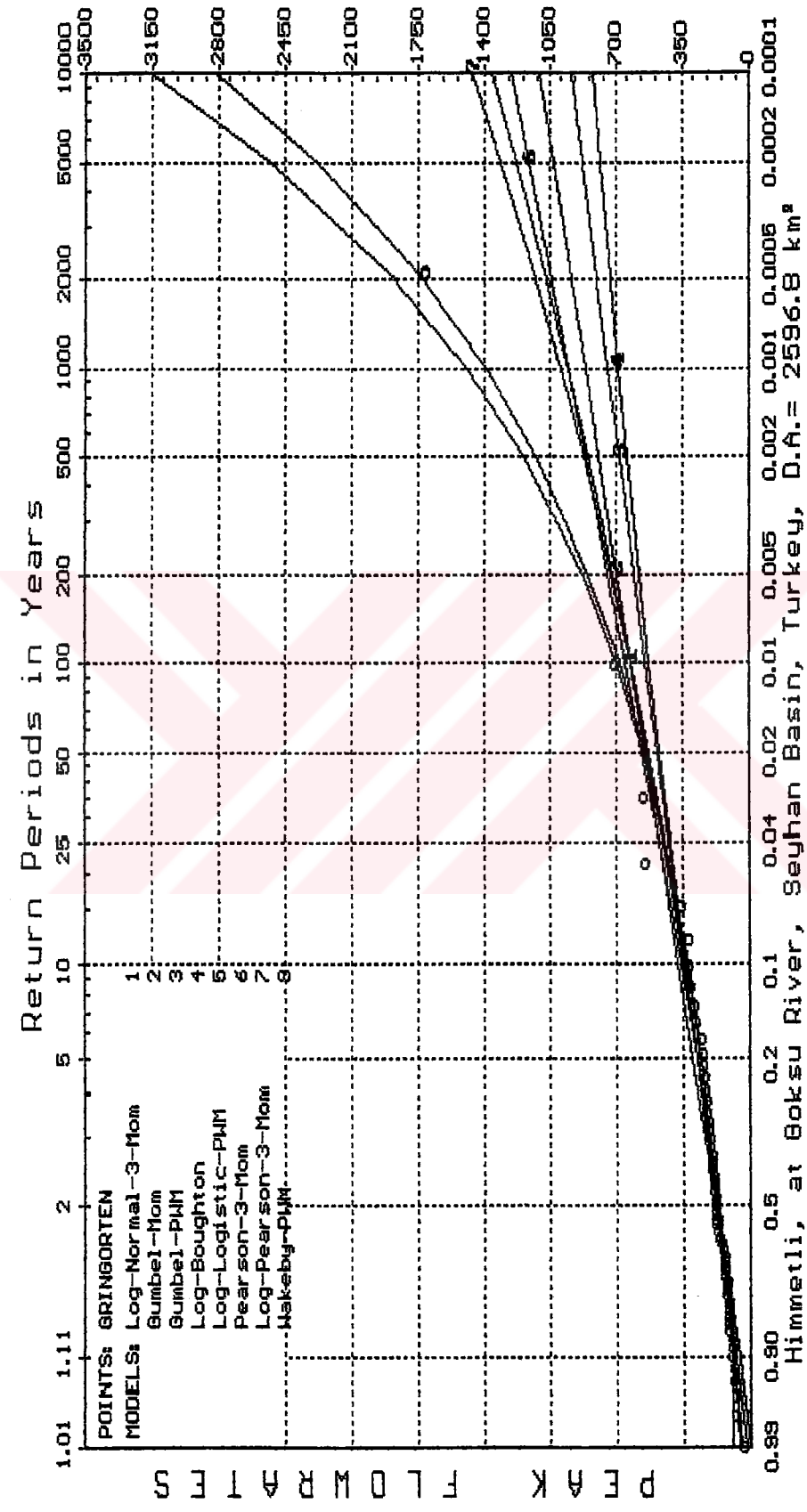
Şekil 4.20. Farasa istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



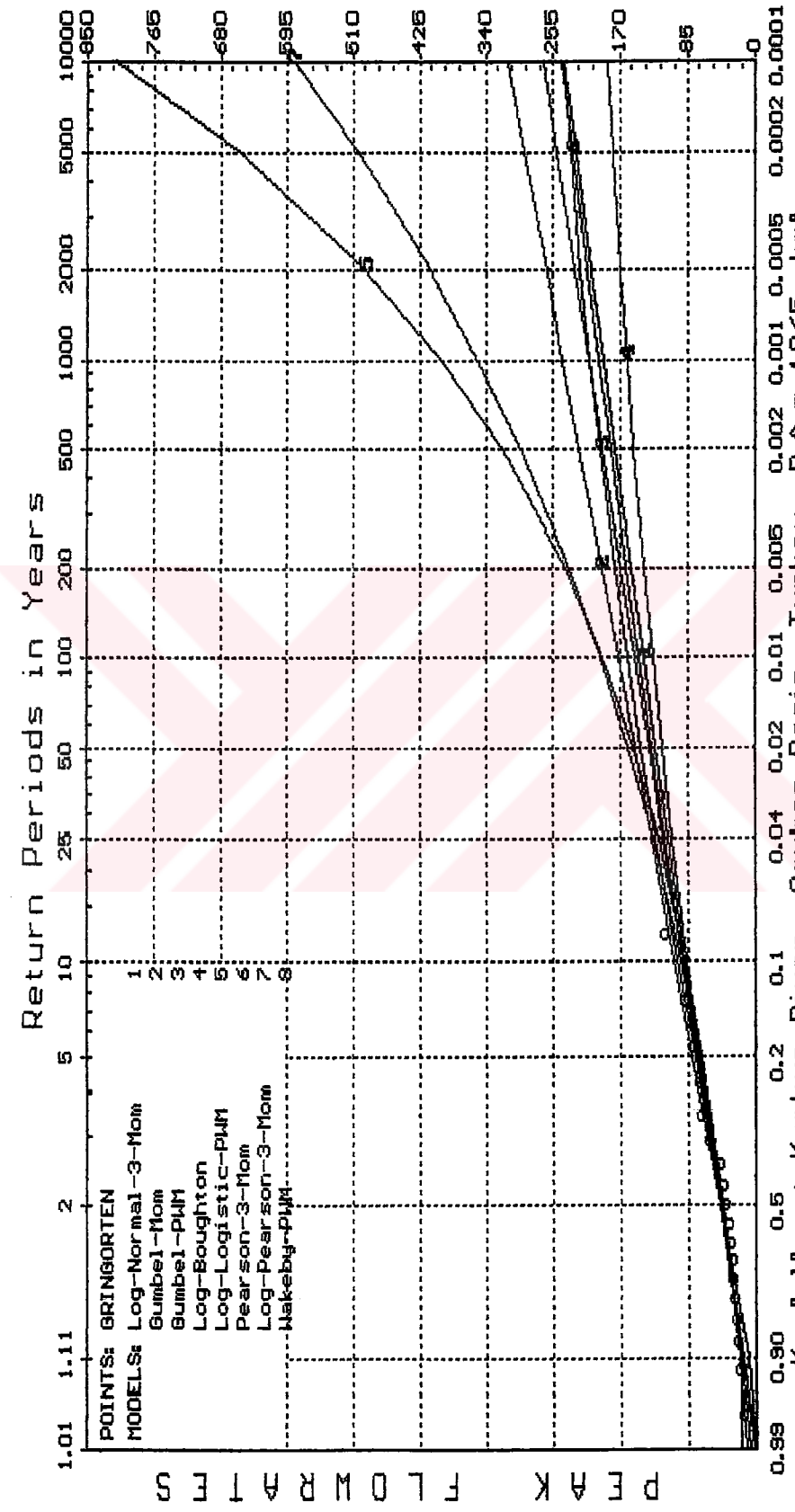
Şekil 4.21. Fıraktın Köprü istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



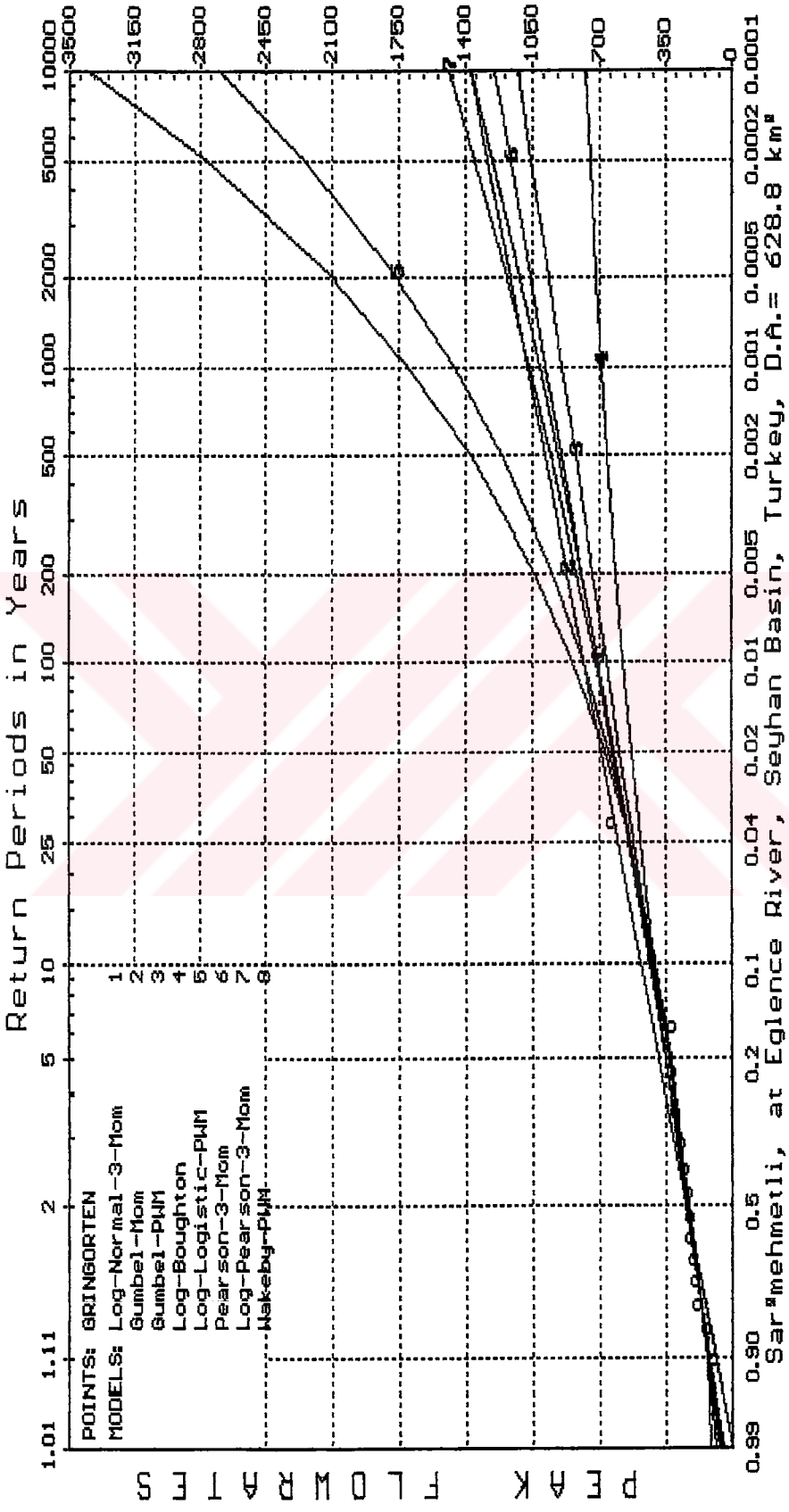
Şekil 4.22. Gökdere istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



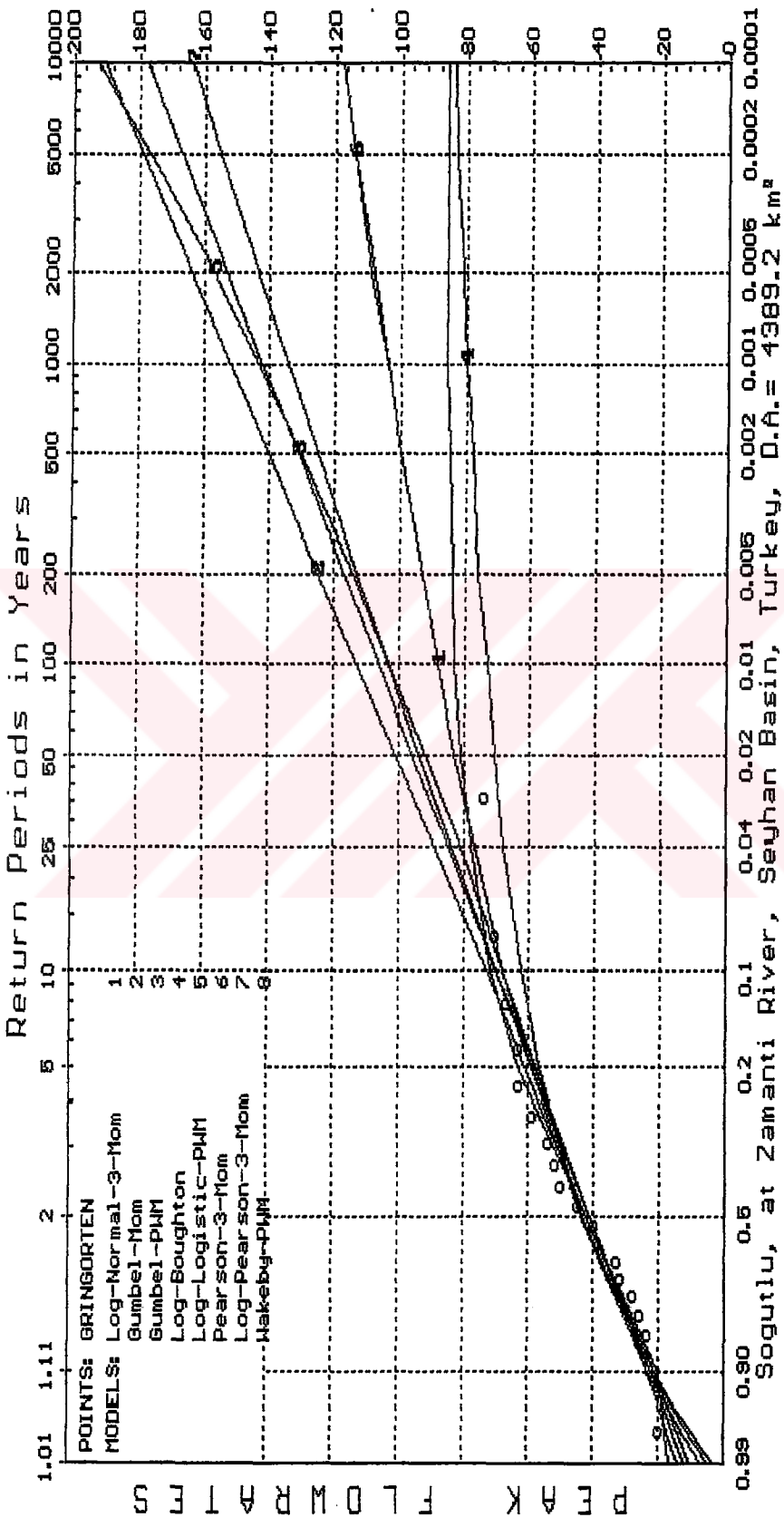
Şekil 4.23. Himmetli istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



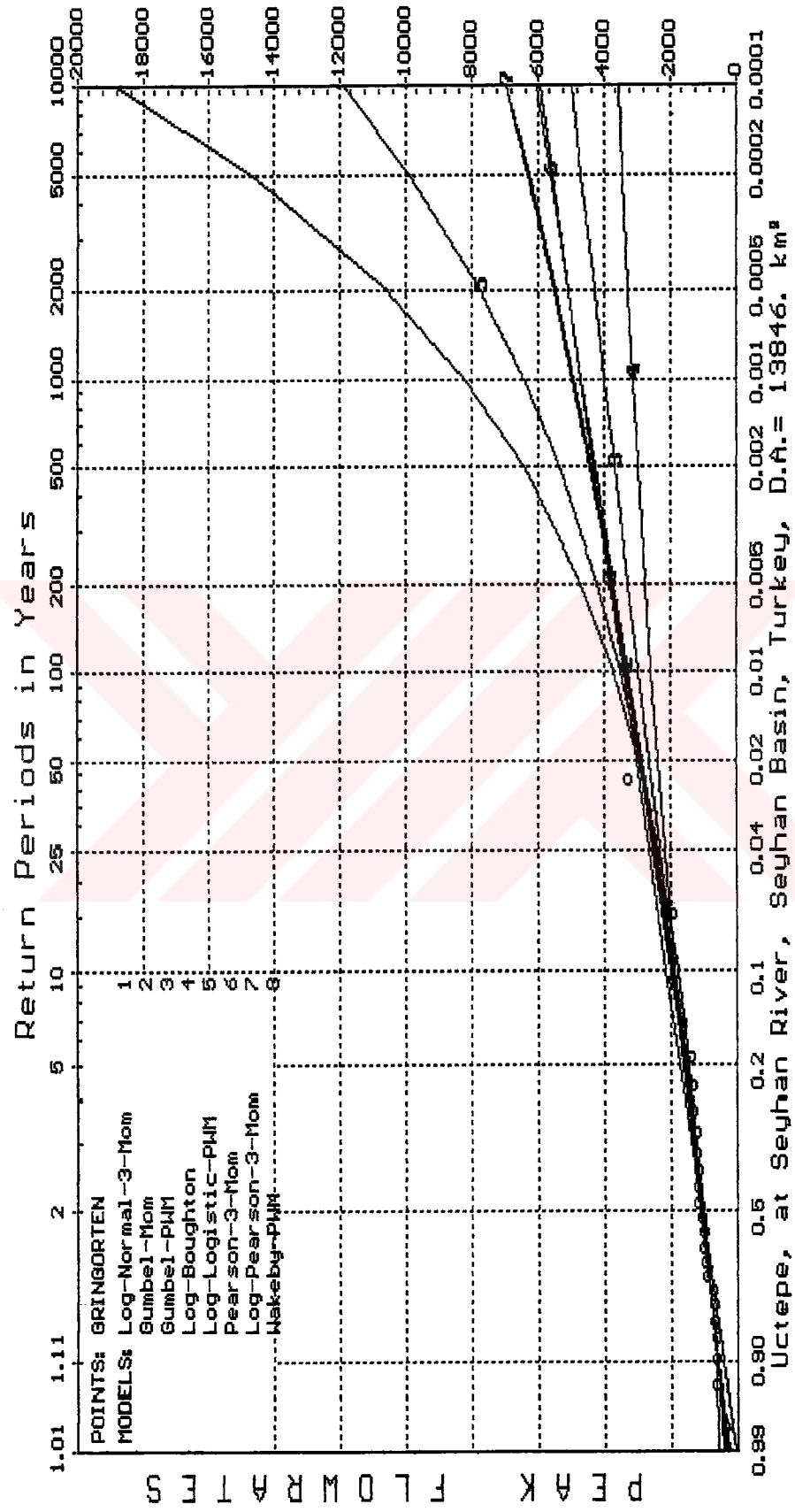
Şekil 4.24. Kamışlı istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



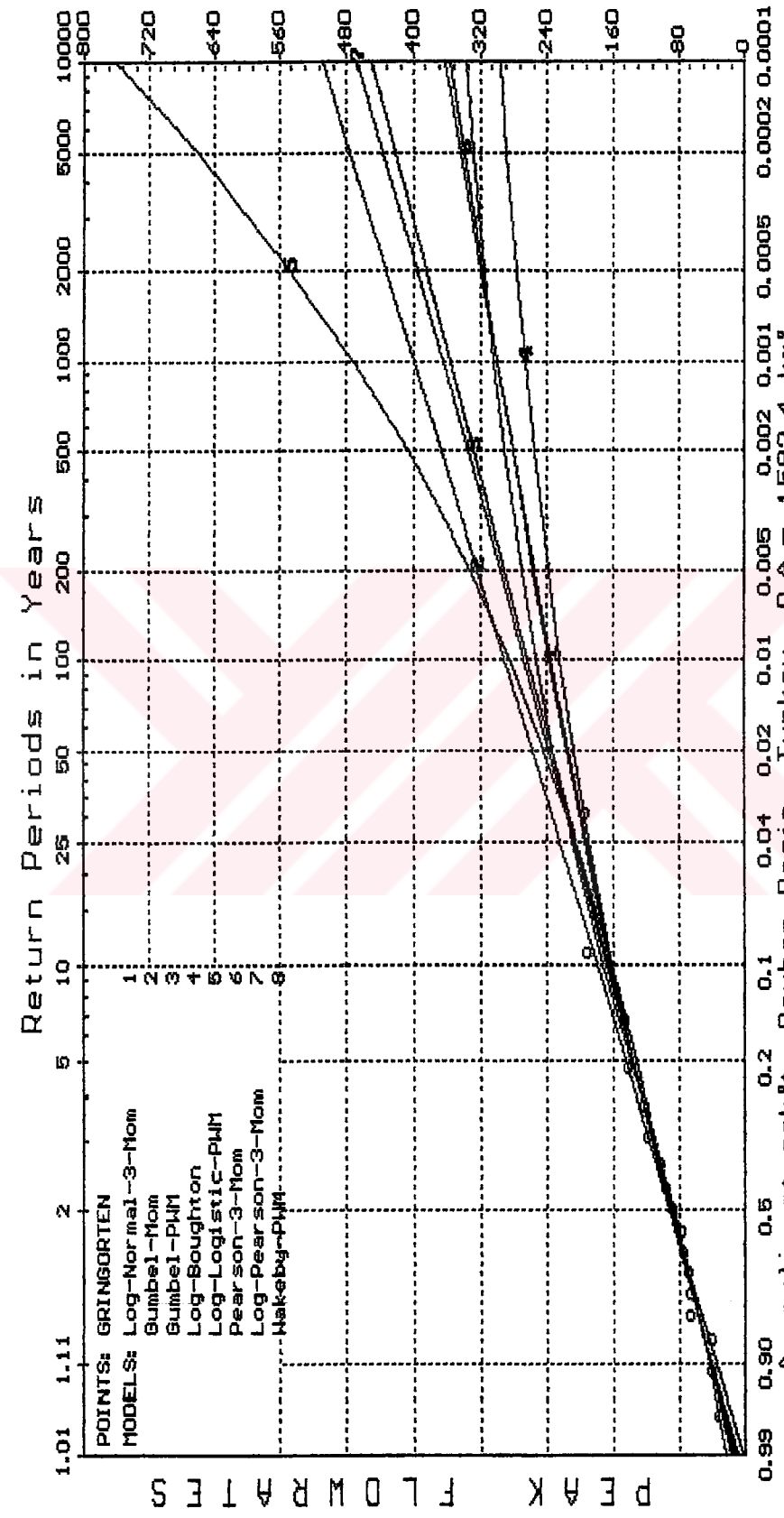
Şekil 4.25. Sarımehmetli istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



Şekil 4.26. Söğütlü istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



Şekil 4.27. Üçtepe istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi



Şekil 4.28. Arapali istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafikle gösterilişi

Ceyhan havzasındaki Alıçlıbucak istasyonundaki gözlenmiş değerler kullanılarak seçilen dağılımlara göre belirlenen debi-dönüş periyodu ilişkisinde t=100 yıllık dönüş periyoduna kadar dağılımlar gözlenmiş değerlerle uyum sağlamaktadır. Fakat t ≅ 100 yıldan daha fazla dönüş periyotları için, örneğin Log Boughton dağılımı 10.000 yıllık dönüş periyodu için $Q_{max} \cong 70$ m^3/s yi gösterirken, Wakeby dağılımı aynı dönüş periyodu için $Q_{max} \cong 700$ m^3/s olarak belirlenmektedir (Şekil 4.8).

Ceyhan havzası Cona istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafiğinde, t ≅ 100 yıla kadar tüm dağılımlar gözlenmiş seriyle uyum sağlamaktadır. Y>100 yıl dönüş aralıklarına baktığımızda, Log Normal, Gumbel (MOM), Gumbel (PWM), Log Boughton, Pearson tip 3 (MOM) dağılımları birbirlerine çok yakın sonuçlar vermektedir. Log Lojistik dağılımının ise 10.000 yıllık tekerrür periyodu için en büyük Q_{max} değerini verdiği görülmektedir (Şekil 4.9).

Şekil 4.10 da görüldüğü gibi, Haruniye istasyonu için debi-T grafiğinde gözlenmiş değerler çok dağınık olduğundan dağılımlar arasında t ≅ 25 yıla kadar sağlanan bir uyum görülmektedir. T > 25 yıllık dönüş periyodu için özellikle Log-Boughton ve Log-lojistik dağılımları birbirinden oldukça farklı değerler vermektedir.

Ceyhan havzası Kanlıgeçit istasyonuna ait debi-dönüş periyodu grafiğine göre; t=100 yıllık dönüş periyodu için kullanılan tüm dağılımlar uyumlu sonuçlar vermektedir. T > 100 yıl için özellikle Log-Lojistik dağılımında büyük bir sapma görülmektedir. Gumbel (PWM) yöntemi ise 10.000 yıllık dönüş periyodu için en küçük Q_{max} değerini vermektedir (Şekil 4.11).

Ceyhan havzasında yer alan Kılavuzlu istasyonuna ait gözlenmiş seriye, seçilen dağılımların uygulanması ile elde edilen Q_{max}-T grafiğine göre; t= 100 yıla kadar dağılımlar gözlenmiş değerler ile uyum içerisindedir. T > 100 yıl için ise, Log-Lojistik dağılımı en büyük Q_{max} değerini verirken, Log-Boughton dağılımı en küçük Q_{max} değerini vermektedir (Şekil 4.12).

Şekil 4.13 de Q_{max}-T ilişkisi verilmiş olan Ceyhan havzasındaki Köprüağzı istasyonuna uygulanan dağılımlar t=50 yıllık dönüş aralığına kadar gözlenmiş serilerle uyum içindedir. T>50 yıllık dönüş aralığında ise Log Normal, Gumbel

(PWM), Pearson Tip 3 ve Wakeby dağılımları hemen hemen aynı değerleri verirken Log-Lojistik dağılımı 10.000 yıllık dönüş aralığına karşılık en büyük Q_{max} değerini vermektedir.

Kürtler Avşarı istasyonuna ait Q_{max}-T ilişkisini gösteren grafiğe göre seçilen dağılımlar t=50 yıllık dönüş aralığına kadar birbirleriyle ve gözlenmiş değerlerle uyum sağlarken t > 50 için Log-Lojistik dağılımı en büyük Q_{max} değerini, Log Boughton ise en küçük Q_{max} değerini vermektedir. Diğer dağılımlar ise bu iki dağılımın arasında değerler vermektedir (Şekil 4.14).

Osmaniye istasyonundaki gözlenmiş seriye seçilen dağılımların uygulanması ile elde edilen grafiğe göre; t=200 yıllık dönüş aralığına kadar dağılımlar gözlenmiş verilerle uyum içerisindedir. T > 200 yıllık dönüş aralığında dağılımlarda sapmalar olşmaktadır. Örneğin Wakeby dağılımı 10.000 yıllık dönüş aralığına karşılık $Q_{max} \cong$ 2000 m^3/s yi verirken, Log-Boughton dağılımı aynı dönüş aralığı için 250 m^3/s değerini vermektedir. Diğer dağılımlar ise bu iki değer arasında sonuçlar vermektedir (Şekil 4.15).

Şekil 4. 16 da görülen Poskoflu istasyonuna ait Q_{max}-T grafiğine göreİ t= 100 yıllık dönüş aralığına kadar dağılımlar gözlenmiş seriye yakın değerler vermektedir. T > 100 yıllık dönüş aralıklarında ise dağılımlarda sapmalar görülmekte ve 10.000 yıllık dönüş aralığı için en büyük debiyi Wakeby dağılımı vermektedir.

Şekil 4.17 de görüldüğü gibi Tokmaklı istasyonuna ait gözlenmiş serilerin dağınık değerlerden oluşmasından dolayı t ≅ 15 yıllık dönüş periyoduna kadar uygulanan dağılımlar eldeki seri ile uyum sağlayabilmiştir. T = 10.000 yıllık dönüş periyodunda Wakeby ve Log-Boughton dağılımları $Q_{max} \cong$ 150 m^3/s yi verirken, Gumbel (MOM) dağılımı aynı dönüş aralığı için 300 m^3/s değerini vermektedir.

Seyhan havzasındaki Çukurkışla istasyonuna ait gözlenmiş serinin seçilen dağılımlara göre çözümü ile elde edilen tekerrürlü debilerin grafiğinde dağılımlar t = 100 yıl tekerrür periyoduna kadar gözlenmiş seriyle uyum içerisindedir. T > 100 yıl için Log normal, Gumbel (MOM), , Gumbel (PWM), Log Boughton, ve Pearson tip 3 dağılımları birbirlerine yakın değerler verirken Log Lojistik dağılımı bu dağılımlardan uzzaklaşarak 10.000 yıllık tekerrür periyodu için en büyük taşkın debisini 1800 m^3/s olarak vermektedir (Şekil 4.18).

Ergenuşağı istasyonuna ait Q_{max}-T ilişkisini veren grafiğe göre, dağılımlar t=100 yıla kadar gözlenmiş seri ile uyum sağlamaktadır. Fakat 100 yıldan büyük dönüş aralıklarında dağılımların birbirlerinden ayrılarak çok farklı değerler verdiği görülmektedir. 10.000 yıllık dönüş aralığı için Log boughton dağılımı $Q_{max} \cong 800$ m^3/s değerini verirken, Wakeby dağılımı ise yaklaşık 8000 m^3/s değerini vermektedir (Şekil 4.19).

Şekil 4.20 de de görüldüğü gibi t=50 yıllık dönüş aralığına kadar dağılımlar gözlenmiş serilere yakın sonuçlar vermektedir. Daha sonra dağılımlarda sapmalar olduğu ve 10.000 yıllık dönüş aralığı için Log Lojistik dağılımının $Q_{max} \cong 560$ m^3/s değerini, Log Boughton dağılımının ise $Q_{max} \cong 200$ m^3/s değerini verdiği görülmektedir.

Fıraktın köprü istasyonuna ait Q_{max}-T grafiğine göre t=100 yıllık dönüş aralığına kadar Log Boughton dağılımı hariç, dağılımların hepsi gözlenmiş seriyle uyum sağlamaktadır. T > 100 yıllık dönüş aralıkları için de diğer dağılımlarda da sapmalar gözlenmektedir (Şekil 4.21).

Gökdere istasyonuna ait gözlenmiş seriye, seçilen dağılımların uygulanması ile elde edilen Q_{max}-T grafiğine göre 100 yıla kadar dağılımlar gözlenmiş değerler ile uyum içerisindedir. Log Normal 3, Gumbel (MOM), Pearson Tip 3, Log Pearson Tip 3 dağılımları birbirlerine yakın değerler verirken Log-Lojistik dağılımı bu dağılımlardan ayrılarak 10.000 yıllık dönüş aralığı için $Q_{max} \cong 7500$ m^3/s değerine ulaşmaktadır (Şekil 4.22).

Şekil 4.23 teki Himmetli istasyonuna ait Q_{max}-T grafiğine göre; t = 100 yıla kadar tüm dağılımlar gözlenmiş seriye yakın değerler vermektedir. Log Boughton dağılımı t= 10.000 yıl için $Q_{max} \cong 800$ m^3/s değerini verirken Wakeby dağılımı $Q_{max} \cong 3150$ m^3/s değerini vermektedir. Diğer dağılımlar ise bu iki değer arasında sonuçlar vermektedir.

Seyhan havzasındaki Kamışlı istasyonunun Q_{max}-T grafiğine göre, t=50 yıla kadar olan aralık için dağılımlar birbirleriyle ve gözlenmiş serilerle uyum içerisindedir. Log Normal, Gumbel (PWM), Pearson Tip 3, ve Wakeby dağılımları bu uyumu t=10.000 yıllık dönüş aralığına kadar sürdürmektedir. Log Lojistik

dağılımı ise tüm dağılımlardan uzaklaşarak $Q_{max} \cong 800$ m^3/s değerini vermektedir(Şekil 4.24).

Şekil 4.25 te görülen Sarımehmetli istasyonuna ait Q_{max}-T grafiğine göre t= 100 yıla kadar dağılımlar gözlenmiş değerlerle uyumlu fakat t> 100 yıl için sapmalar görülmektedir. Log Boughton dağılımının t>100 yıl için diğer dağılımlardan ayrılarak daha küçük değerlere yöneldiği, Wakeby dağılımının ise tam tersi bir eğilim göstererek daha büyük değerlere ulaştığı görülmektedir.

Söğütlü istasyonuna ait Q_{max}-T grafiğine göre gözlenmiş değerlerde belli bir düzen olmadığı için dağılımlar t=10 yıla kadar birbirlerine yakın olduğu fakat t>10 yıl için birbirlerinden uzaklaşarak t=10.000 yıl için $80<Q_{max}<200$ m3/s arasında değerler verdiği görülmüştür (Şekil 4.26).

Üçtepe istasyonuna ait seçilen dağılımlara göre elde edilen Q_{max}-T grafiğinde $t \cong 100$ yıla kadar gözlenmiş seriler ile seçilen dağılımlar uyum sağlamaktadır. Gumbel (MOM) ile Log Pearson Tip 3 dağılımı ve yaklaşık aynı sonuçları vermektedir (Şekil 4.27).

Şekil 4.28 de görüldüğü gibi t = 100 yıla kadar dağılımların hepsi gözlenmiş seriyle uyum içerisindedirler. Log Normal, Pearson Tip 3 ve Wakeby dağılımları birbirleriyle uyumlarını t>100 için de sürdürmüşler ve t=10.000 yıllık tekerrür periyodu için 350 m^3/s lik maksimum debi değerini vermektedirler.

Ayrı ayrı grafiklerin yorumlarına bakıldığında dağılımların hangisinin eldeki gözlenmiş değerlere daha iyi uyduğuna tam anlamıyla karar verilemediği için uygunluk testleri yapılmıştır. Bu uygunluk testleri sonucunda, Chi^2 dağılımında %90, %80 ve %60 olasılıklı kabul veya red için kritik Chi^2 istatistiği ile karşılaştırıldığında birçoğu uygunluk testini geçemediği için değerlendirme yapılırken Chi^2 testleri dikkate alınmamıştır (Çizelge 4.38, 4.39, 4.42, 4.43)

Ceyhan havzasındaki 10 seri için Kolmogorov Simirnov testine göre Wakeby, LP3(MOM) ve Log Boughton dağılımları birer defa eldeki örnek seriye en iyi uyumu sağlamıştır (Çizelge 4.40). Cramer Von Misses uygunluk testine göre ise Wakeby dağılımı 4 defa en iyi uyumu sağlamıştır (Çizelge 4.41). Aynı zamanda kullanılan 10 seride her iki test için uygunluk testini geçmişlerdir.

Seyhan havzasındaki 11 seri için Kolmogorov Simirnov testine göre Wakeby, P3 dağılımları 1'er defa Log Boughton dağılımı iki defa en iyi uyumu sağlamışlardır (Çizelge 4.44). Cramer Von Misses uygunluk testine göre ise Wakeby dağılımı 7 defa en iyi uyumu sağlamıştır. Yine kullanılan 11 seride her iki test için uyumlu çıkmıştır (Çizelge 4.45).

Çizelge 4.38. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	4	7	8
Gumbel-PWM	0	0	2	5	7
Log-Boughton	2	0	5	7	7
Lg-Logis-PWM	0	1	5	7	7
P3-MOM	0	1	3	6	8
LP3-MOM	0	2	6	8	8
LN3-MOM	2	2	4	7	7
Wakeby-PWM	1	3	0	0	5

Çizelge 4.39. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	1	0	2	3	3
Gumbel-PWM	0	2	2	4	6
Log-Boughton	3	2	4	6	8
Lg-Logis-PWM	0	3	3	6	8
P3-MOM	0	2	3	6	6
LP3-MOM	0	0	3	7	8
LN3-MOM	0	2	3	7	7
Wakeby-PWM	2	1	0	1	4

Çizelge 4.40. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	7	8	9
Gumbel-PWM	0	1	10	10	10
Log-Boughton	1	3	9	9	9
Lg-Logis-PWM	0	4	10	10	10
P3-MOM	0	2	8	8	9
LP3-MOM	1	0	10	10	10
LN3-MOM	0	3	9	9	9
Wakeby-PWM	1	3	10	10	10

Çizelge 4.41. Ceyhan Havzasındaki 10 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	5	9	9
Gumbel-PWM	0	1	8	10	10
Log-Boughton	0	2	8	9	9
Lg-Logis-PWM	0	3	10	10	10
P3-MOM	0	1	8	8	8
LP3-MOM	0	1	9	10	10
LN3-MOM	0	2	8	9	10
Wakeby-PWM	4	3	10	10	10

Çizelge 4.42. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Eşit Aralıklı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	5	8	9
Gumbel-PWM	0	0	5	9	9
Log-Boughton	0	0	1	3	7
Lg-Logis-PWM	0	3	2	8	11
P3-MOM	1	0	0	9	10
LP3-MOM	0	2	2	9	11
LN3-MOM	1	3	3	8	11
Wakeby-PWM	4	3	1	1	2

Çizelge 4.43. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Eşit İhtimal Alanlı Dilimli Chi^2 Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	3	4	6
Gumbel-PWM	0	0	5	7	10
Log-Boughton	2	1	2	6	9
Lg-Logis-PWM	1	1	2	8	9
P3-MOM	0	1	2	6	7
LP3-MOM	0	2	3	8	10
LN3-MOM	1	2	3	8	10
Wakeby-PWM	3	3	0	1	2

Çizelge 4.44. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Kolmogorov-Simirnov Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	0	9	11	11
Gumbel-PWM	0	1	11	11	11
Log-Boughton	2	2	11	11	11
Lg-Logis-PWM	0	2	11	11	11
P3-MOM	1	1	8	11	11
LP3-MOM	0	0	11	11	11
LN3-MOM	0	2	11	11	11
Wakeby-PWM	1	3	11	11	11

Çizelge 4.45. Seyhan Havzasındaki 11 Seri İçin Cramer Von Mises Uygunluk Testi

MODEL:	1. Olma Sayısı	2. ile 5. Arasında Kalma Sayısı	%60 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%80 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı	%90 Olasılıktan Küçük Olma Sayısı
Gumbel-MOM	0	1	8	9	11
Gumbel-PWM	0	2	11	11	11
Log-Boughton	0	0	11	11	11
Lg-Logis-PWM	0	4	11	11	11
P3-MOM	0	1	9	11	11
LP3-MOM	0	1	11	11	11
LN3-MOM	0	0	11	11	11
Wakeby-PWM	7	1	11	11	11

5. SONUÇLAR

Bu çalışmada, literatürde yaygın olarak bilinen 8 farklı taşkın frekans analiz yöntemi ele alınmıştır. Bu dağılımlar Seyhan ve Ceyhan havzalarına uygulanmış ve Bölüm 4 de sunulan uygunluk testi değerlendirmesine göre aşağıdaki sonuçlara varılmıştır. Ayrıca, Chi^2 dağılımında %90, %80 ve %60 olasılıklı kabul veya red için kritik Chi^2 istatistiği ile karşılaştırıldığında birçoğu uygunluk testini geçemediği için değerlendirmeler Kolmogorov-Simirnov ve Cramer Von Mises uygunluk testleri ile yapılmıştır.

5.1. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi Sonuçları

a) Ceyhan 1. Bölge de Wakeby (PWM) dağılımı uygulanan dağılımlar arasında en iyi sonucu vermiştir.
b) Ceyhan 2. Bölge de Log Boughton, LP3 (MOM) ve Wakeby (PWM) dağılımı iyi sonuç veren dağılımlardır. Bu dağılımlar birbirlerine belirgin bir üstünlük sağlayamamışlardır.
c) Seyhan 1. Bölge de Wakeby (PWM) dağılımı en uygun dağılım olarak görülmektedir.
d) Seyhan 2. Bölge de bulunan 3 seri için Wakeby (PWM) ve Log Boughton dağılımları en iyi dağılımlar olarak değerlendirilebilir. Bu bölgede de iki dağılım birbirine belirgin bir üstünlük sağlayamamıştır.
e) Seyhan 3. Bölge deki 3 seri için ise P3 (MOM) ve Wakeby (PWM) uygulanan dağılımlar arasında en iyi sonuç veren dağılım modelleridir.

5.2. Noktasal Taşkın Frekans Analizi Sonuçları

Noktasal taşkın frekans analizi sonucu her istasyon için ayrı ayrı grafikler elde edilmiş ve uygunluk testleri yapılmıştır. Bu testlerin sonucunda Ceyhan ve Seyhan havzaları bir bütün olarak ele alınmıştır.

a) Ceyhan Havzası'ndaki 10 seri için yapılan testler sonucunda Log Boughton, LP3 (MOM) ve ağırlıklı olarak da Wakeby (PWM) dağılımlarının en iyi uygunluk gösterdiği tesbit edilmiştir.
b) Seyhan Havzası'ndaki 11 seri için ise Log Boughton, P3 (MOM) ve yine ağırlıklı olarak da Wakeby (PWM) dağılımlarının uyduğu görülmüştür.

KAYNAKLAR

AHMAD, M.I., SINCLAIR, C.D.,WERRITTY, A., 1988. Log Lojistik Flood Frequency Analysis. Journal of Hydrology, 98: 205-224.

ASHKAR, F., BOBEE B., and J. BERNIER, 1992. Separation of Skewness: Reality ahmetplor Regional Artifact? J. Hydraul. Eng., 118(3): 460-475.

BAYAZIT, M., 1981, Hidrolojide İstatistik Yöntemler. Teknik Üniversite Matbası, İstanbul, 223s.

BARRET, J.H., 1992. An Extreme Value Analysis of The Flow of Burbage Brook, Stochastic Hydrol. Hydraul., 6: 151-165.

BENJAMIN, J.R., and CORREL, C.A., 1970. Probability, Statistics, and Decision For Civil Engineers, McGraw-Hill.

BOBEE B., 1973. Sample Error of T-year Events Computed by Fitting A Pearson Type 3 Distribution. Water Resources Research, 9(5): 1264-1270.

BOBEE B, ROBITAILLE R., 1977. Correction and Bias Estimation of the Correction of Skewness. Water Resources Research, 11(6): 851-854.

BOBEE B, F. ASHKAR, and L. PERREAULT, 1993b. Two Kinds of Moment Ratio Diagrams and Their Applications in Hydrology, Stochastic Hydrol. Hydraul., 7: 41-65.

BOUGHTON, W.C., 1980. A Frequency Distribution For Annual Flows. Water Resources Research, 16(2): 347-354

BOUGHTON, W.C., and SHIRLEY, E.D., 1983. Fitting Procedures For The Log Boughton Distribution. Journal of Hydraulics Div., ASCE, 109(4): 579-589.

BUISHAND, T.A., 1989. The Partial Duration Series with A Fixed Number of Peaks. J. Hydrol., 109: 1-9.

BUISHAND, T.A., 1990. Bias and Variance of Quantile Estimates from A Partial Duration Series. J. Hydrol., 120: 35-49.

BURN, D.H., 1990a. An Appraisal of The 'Region of Influence' Approach to Flood Frequency Analysis, Hydrol. Sci. J., 35(2): 149-165.

BURN, D.H., 1990b. Evaluation of Regional Flood Frequency Analysis with A Region of Influence Approach. Water Resour. Res., 26(10): 2257-2265.

CONG, S., Y. LI, J.L. VOGEL, and J.C. SCHAAKE, 1993. Identification of The Underlying Distribution Form of Precipitation by Using Regional Data. Water Resour. Res., 29(4): 1103-1111.

CONDIE R., 1977. The Log Pearson Type 3 Distribution. T- Year Event and İts Asymptotic Standart Error by Maximum Likelihood Theory. Water Resour. Res.,13(6): 987-991.

CUNNANE, C., 1987. Review of Statistical Methods for Flood Frequency Estimation, in Hydrologic Frequency Modeling, edited by V.P. Singh, pp. 49-95, D. Reidel, Dordrecht.

CUNNANE, C., 1988. Methods and Merits of Regional Flood Frequency Analysis. Journal of Hydrology, 100: 269-290.

DAVISON, A.C. and R.L. SMITH, 1990. Models for Exceedances Over High Thresholds. J.R. Statist. Soc. B., 52(3): 393-442.

DEDUN, S., and JING, D., 1988. The Application of Probability Weighted Moments in Estimating The Parameters of The Pearson Type Three Distribution. Journal of Hydrology, 101: 47-61.

DSİ GNL.MD., 1990. Türkiye Maksimum Yağışları Frekans Atlası, Noktasal Yağışların Frekans Analizi. DSİ Gnl. Md. Etüt ve Plan Daire Başkanlığı, 1.

EKANAYAKE, S.T. and J.F. CRUISE, 1993. Comparisons of Weibull- and Exponential-Based Partial Duration Stochastic Flood Models. Stochastic Hydrol. Hydraul., 7(4): 283-297.

ELEKTRİK İŞLERİ ETÜT İDARESİ GENEL MÜDÜRLÜĞÜ, Su Yılı Akım Değerleri. EİEİ Gnl. Md. Hidrolik Etütler Dairesi Başkanlığı, Ankara.

GEBEYEHU, A., 1989. Regional Flood Frequency Analysis. The Royal Institute of Technology, Stockholm, Sweden, Bulletin No. TRIVA-VBI-148.

GREENWOOD, J.A., LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C., and WALLIS, J.R., 1979. Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several Distribution Exprensible in Inverse Form. Water Resources Research, 15(5): 1049-1054.

GREIS N. P. and WOOD E.F., 1981. Regional Flood Frequency Estimation and Network Design. Water Resources Research, 17(4): 1167-1177.

GUMBEL, E.J., 1958. Statistics of Extremes, Colombia University Press, New York.

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

GUNESEKARA, T.A.G. and C. CUNNANE, 1991. Expected Probabilities of Exceedance for Non-Normal Flood Distributions. J. Hydrol., 128: 101-113.

GUNESEKARA, T.A.G. and C. CUNNANE, 1992. Split Sampling Technique for Selecting A Flood Frequency Analysis Procedure. J. Hydrol., 130: 189-200.

HAKTANIR, T., 1982. Taşkın Frekans Analizi için Paket Program. DSİ Teknik Bülteni, 53: 48-57.

HAKTANIR, T., 1990. A Few Distribution Compiled Together for Flood Frequency Analysis. DOĞA, Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences, 14(1): 146-165.

HAKTANIR, T., 1991. Statistical Modelling of Annual Maximum Flows in Turkish Rivers. Hydrological Sciences Journal, 36(4): 367-389.

HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R., and WOOD, E.F., 1984. Estimation of The Generalized Extreme Value Distribution By The Method of Probability Weighted Moments. Institute of Hydrology, London, Report No. 89.

HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R., and WOOD, E.F., 1985b. Estimation of The Generalized Extreme Value Distribution By The Method of Probability Weighted Moments. Technometrics, 27(3): 251-261.

HOSKING, J.R.M., 1986. The Theory of Probability Weighted Moments. Research Rep. RC 12210, 160 pp., IBM Research Division, Yorktown Heights, NY.

HOSKING, J.R.M. and WALLIS, J.R., 1987. Parameter and Quantile Estimation for The Generalized Pareto Distribution. Technometrics, 29(3): 339-349.

HOSKING, J.R.M., 1990. L-Moments:Analysis and Estimation of Distributions Using Lineer Combinations of Order Statistics. J. Royal Statistical Society, 52(2): 105-124.

HOUGHTON, J.C., 1978. Birth of A Parent: The Wakeby Distribution for Modelling Flood Flows. Water Resources Research, 14(6): 1105-1109.

JENKINSON A.F., 1969. Statistics of Extremes in Estimation of Maximum Floods. W.M.O. 233, (Tech. Note No. 98): 183-228.

JING, D., DEDUN, S., and RONFU, Y., 1989. Further Research on Applications of Probability Weighted Moments in Estimating Parameters of The Type Three Distributions. Journal of Hydrology, 110: 239-257.

KITE G.W., 1977. Frequency and Risk Analysis in Hyrology. Water Resources Publications, Fort Collins, Colorado, U.S.A.

KOTTEGODA, N.T., 1980. Stochastic Water Resources Technology. The McMillan Press Ltd., London.

KUCZERA, G., 1982. Robust Flood Frequency Models. Water Resources Research, 18(2): 315-324.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. and WALLIS, J.R., 1979a. Probability Weighted Moments Compared with Some Traditional Techniques in Estimating Gumbel Parameters and Quantiles. Water Resources Research, 15(5): 1055-1064.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. and WALLIS, J.R., 1979b. Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions. 1.Know Lover Bounds. Water Resources Research, 15(6): 1361-1372.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. and WALLIS, J.R., 1979c. Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions. 1.Unknow Lover Bounds. Water Resources Research, 15(6): 1373-1379.

LU, L.-H. and J.R. STEDINGER, 1992a. Sampling Variance of Normalized GEV/PWM Quantile Estimators and A Regional Homogeneity Test. J. Hydrol., 138:223-245.

LU, L.-H. and J.R. STEDINGER, 1992b. Variance of Two- and Three-Parameter GEV/PWM Quantile Estimators: Formulae, Confidence Intervals, and A Comparison. J. Hydrol., 138: 247-267.

MATALAS, N.C. and WALLIS J.R., 1973. Euraka!, İt Fits A Pearson Type 3 Distribution. Water Resour. Res, 9(2): 281-289.

MATALAS, N.C., J.R. SLACK, and J.R. WALLIS, 1975. Regional Skew in Search of A Parent. Water Resour. Res., 11(6): 815-826.

MOHARRAM, S.H., A.K. GOSAIN, and P.N. KAPOOR, 1993. A Comparative Study for The Estimators of The Generalized Pareto Distribution. J. Hydrol., 150: 169-185.

NAGHAVI, B., F.X. YU, and V.P. SINGH, 1993. Comparative Evaluation of Frequency Distributions for Louisiana Extreme Rainfall. Water Resour. Bull., 29(2): 211-219.

NERC, 1975. Flood Studies Report, Nat. Environ. Res. Council, London, 1(5).

ÖNÖZ, B.,1992. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi. Doktora Tezi. İnşaat Mühendisliği Bölümü, İ.T.Ü., İstanbul.121s.

ÖZCAN, Z., 1990. Türkiye Akarsularının Taşkın Pikleri Frekans Analizi. Yüksek Lisans Tezi. İnşaat Mühendisliği Bölümü, Ç.Ü., Adana.156s.

PARR, W.C., 1983. A Note on The Jackknife, The Bootstrap and The Delta Method Estimators of Bias and Variance. Biometrica, 70(3): 719-722.

PHIEN, H.N., and HIRA, M.A., 1983. Log Pearson Type-3 Distribution Parameter Estimation. Journal of Hydrology,64: 25-37.

PHIEN, H.N., 1987. A Review of Methods of Parameter Estimation for The Extreme Value Type-1 Distribution. Journal of Hydrology, 90: 251-267.

POTTER, K.W. and D.P. LETTENMAIER, 1990. A Comparison of Regional Flood Frequency Estimation Methods Using A Resampling Method, Water Resour. Res., 26(3): 415-424.

RASMUSSEN, P.F. and D. ROSBJERG, 1989. Risk Estimation in Partial Duration Series. Water Resour. Res., 25(11): 2319-2330.

RASMUSSEN, P.F. and D. ROSBJERG, 1991. Prediction Uncertainty in Seasonal Partial Duration Series. Water Resour. Res., 27(11): 2875-2883.

RAYNAL, J.A., and SALAS, J.D., 1986. Estimation Procedures for the Type-1 extreme Value Distribution. Journal of Hydrology, 87: 315-336.

ROSBJERG, D., H. MADSEN, and P.F. RASMUSSEN, 1992. Prediction in Partial Duration Series with Generalized Pareto-Distributed exceedances. Water Resour. Res., 28(11): 3001-3010.

U.S.W.R.C., 1976. Guidelines for Determining Flood Flow Frequency. Bulletin 17, Hydrology Committee. Water Resour. Council, Washington.

U.S.W.R.C., 1981. Guidelines for Determining Flood Flow Frequencies. Hydrology Committee, Bulletin-17B.

VOGEL, R.M. and D.E. MCMARTIN, 1991. Probability Plot Goodness-of-fit and Skewness Estimation Procedures for The Pearson Type 3 Distribution. Water Resour. Res., 27(12): 3149-3158.

VOGEL, R.M. and N.M. FENNESSEY, 1993. L Moment Diagrams Should Replace Product Moment Diagrams. Water Resour. Res., 29(6): 1745-1752.

VOGEL, R.M., W.O. Thomas Jr., and T.A. McMahon, 1993b. Flood-Flow Frequency Selection in Southwestern United States. J. Water Resour. Plann. Manage., 119(3): 353-366.

WANG, Q.J., 1991. The POT Model Described by The Generalized Pareto Distribution with Poisson Arrival Rate. J. Hydrol., 129: 263-280.

WALLIS, J.R., 1980. Risk and Uncertainties in The Evaluation of Flood Events for The Design of Hydraulic Structures, "Seminer on Extreme Hyrological Events-Floods and Droughts", Erice, Italy.

WALLIS, J.R., and WOOD, E.F., 1985. Relative Accuracy of Log Pearson-3 Procedures. Journal of Hydrology, Div., ASCE, 111(7): 1043-1056.

WILTSHIRE, S.W., 1986. Identification of Homogeneous Regions for Flood Frequency Analysis. Journal of Hydrology, 84: 287-302.

ZIRINJI, Z. and D.H. BURN, 1993. Hydrologic Regionalization Using A Homogeneity Test. Engineering Hydrology, 641-646.

ZIRINJI, Z. and D.H. BURN, 1994. Flood Frequency Analysis For Unguaged Sites Using A Region of Influence Approach. J. Hydrol., 153, 1-21.

ÖZGEÇMİŞ

1977 yılında Adana'da doğdu. İlk, orta ve lise öğrenimini Adana'da tamamladı. 1995 yılında Gaziantep Üniversitesi İnşaat Mühendisliği Bölümü'nü kazandı. 1 yıl hazırlık ve 2 yıl lisans eğitimi aldıktan sonra yatay geçiş ile Ç.Ü. Müh. Mim. Fak. İnşaat Mühendisliği Bölümü'ne geçti. 2000 yılında Ç.Ü.'nden mezun oldu. Aynı yıl yüksek lisans sınavını kazandı. 2000 yılının Kasım ayında Ç.Ü. İnşaat Mühendisliği Bölümü'nün Hidrolik Anabilim dalında Araştırma Görevlisi olarak çalışmaya başladı. Halen bu görevi sürdürmektedir.