

**HİDROLOJİK VERİLERDEKİ AYKIRI DEĞERLERİN TAYİNİ İÇİN BİR METOT
GELİŞTİRİLMESİ VE DİCLE İLE FIRAT HAVZALARINA UYGULANMASI**

Mahsum AYDIN

**Yüksek Lisans Tezi
İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı
Danışman: Prof. Ahmet TUNA
EYLÜL-2012**

T.C
FIRAT ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

HİDROLOJİK VERİLERDEKİ AYKIRI DEĞERLERİN TAYİNİ İÇİN BİR METOT
GELİŞTİRİLMESİ VE DİCLE İLE FIRAT HAVZALARINA UYGULANMASI

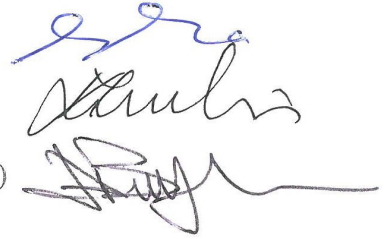
YÜKSEK LİSANS TEZİ

Mahsum AYDIN

(101115116)

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 13 Ağustos 2012
Tezin Savunulduğu Tarih : 3 Eylül 2012

Tez Danışmanı : Prof. Ahmet TUNA (F.Ü)
Diğer Jüri Üyeleri : Prof. Dr. Ayhan ÜNLÜ (F.Ü)
Doç. Dr. Ahmet BAYLAR (F.Ü)



EYLÜL-2012

ÖNSÖZ

Bu çalışmayı yöneten ve çalışmanın her aşamasında ilgi ve desteğini esirgemeyen hocam Prof. Dr. Ahmet TUNA'ya teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca, çalışmalarım boyunca benden yardımlarını ve sabrını esirgemeyen değerli eşim Yrd. Doç. Dr. Fatma Fehime AYDIN ve ailesi ile kızlarım Zeynep Gülsen ve Yasemin'e teşekkürü bir borç bilirim. Ayrıca maddi ve manevi desteklerini hiçbir zaman esirgemeyen ve sürekli yanımda olup bana destek olan babam Prof. Dr. Hayati AYDIN'a ve annem Gülsen AYDIN'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Mahsum AYDIN
ELAZIĞ-2012

İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa No</u>
ÖNSÖZ	III
İÇİNDEKİLER	III
ÖZET	VII
ABSTRACT	VIII
ŞEKİLLER LİSTESİ	IX
TABLolar LİSTESİ	XII
SEMBOLLER LİSTESİ	XIV
1. GİRİŞ	1
2. AYKIRI DEĞERLER	2
2.1. Aykırı Değer Kavramı ve Türleri	2
2.2. Tek Değişkenli Verilerde Aykırı Gözlem Teşhis Yöntemleri	3
2.2.1. Thompson Yöntemi	3
2.2.2. Pearson ve Sekar Yöntemi	4
2.2.3. Grubbs Yöntemi	5
2.2.4. Dixon Yöntemi	6
2.2.5. Tietjen ve Moore Yöntemi	7
2.2.6. Discordance Testi	9
2.2.7. Walsh Testi	10
2.2.8. Chauvenet Yöntemi	11
2.2.9. Dixon-Thompson Testi	12
2.2.10. Rosner Testi	13
2.2.11. Log-Pearson Tip-III Testi	14
2.2.12. Pearson Tip-III Testi	15
2.2.13. Tukey Testi	16
2.3. Çok Değişkenli Verilerde Aykırı Gözlem Teşhis Yöntemleri	17
2.3.1. Şapka (Hat) Matrisi	17
2.3.2. Standart ve Student Kalıntıları	18
2.3.3. DFBETA ve DFBETAS Ölçüleri	19
2.3.4. DFFITS Ölçüsü	20
2.3.5. COVRATIO ve FRATIO Ölçüleri	21
2.3.6. Cook Uzaklığı	22
2.3.7. Mahalanobis Uzaklığı	23

3. TAŞKIN FREKANS ANALİZİ	25
3.1. Noktasal Taşkın Frekans Analizi	26
3.2. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi	26
3.3. Önceki Çalışmalar	27
4. MATERYAL VE YÖNTEM	29
4.1. Materyal	29
4.2. Yöntem	30
4.2.1. Uygunluk Testleri	30
4.2.1.1. Kolmogorov-Smirnov Testi	30
4.2.1.2. Anderson-Darling Testi	32
4.2.1.3. Chi-Squared Testi	32
4.2.2. Olasılık Dağılım Testleri	33
4.2.2.1. Log Logistic Dağılımı	33
4.2.2.2 Log Logistic (3P) Dağılımı	34
4.2.2.3. Lognormal Dağılımı	34
4.2.2.4. Lognormal (3P) Dağılımı	35
4.2.2.5. Generalized Extreme Value Dağılımı	36
4.2.2.6. Log Pearson 3 Dağılımı	36
4.2.2.7. Gumbel Max Dağılımı	37
4.2.2.8. Gumbel Min Dağılımı	38
4.2.3. İstatistik Momentler	38
4.2.3.1. Merkez Parametreleri	39
4.2.3.2. Yayılm Parametreleri	40
4.2.3.3. Çarpıklık Parametreleri	41
4.2.4. Önerilen Yöntem	42
5. BULGULAR	46
5.1. Fırat 21-001 Nolu İstasyonda (Karasu-Çıpak) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	46
5.2. Fırat 21-041 Nolu İstasyonda (Peri Suyu-Selenk Köprüsü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	51
5.3. Fırat 21-052 Nolu İstasyonda (Serçeme D.-Egerti) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	55
5.4. Fırat 21-056 Nolu İstasyonda (Abdulharap S. – Çat) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	59
5.5. Fırat 21-074 Nolu İstasyonda (Gayıt D. – Lek) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	63

5.6. Fırat 2115 Nolu İstasyonda (Göksu-Malpınar) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	67
5.7. Fırat 2119 Nolu İstasyonda (Fırat Nehri-Kemah Boğazı) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	71
5.8. Fırat 2122 Nolu İstasyonda (Murat Nehri-Tutak) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	75
5.9. Fırat 2124 Nolu İstasyonda (Tohma Suyu-Yazıköy) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	79
5.10. Fırat 2133 Nolu İstasyonda (Munzur Suyu-Melekbahçe) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	83
5.11. Fırat 2147 Nolu İstasyonda (Munzur Suyu-Dedikuşağı) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	87
5.12. Dicle 2625 Nolu İstasyonda (Hezil Çayı-Girikhan) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	91
5.13. Dicle 2626 Nolu İstasyonda (Botan Çayı-Billoris) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	95
5.14. Dicle 2620 Nolu İstasyonda (Zapsuyu-Üzümcü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	99
5.15. Dicle 2621 Nolu İstasyonda (Zapsuyu-Musahan) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	103
5.16. Dicle 2624 Nolu İstasyonda (Kezer Çayı-Pınarca) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	107
5.17. Dicle 2617 Nolu İstasyonda (Dicle Nehri-Çayönü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	111
5.18. Dicle 2618 Nolu İstasyonda (Ambar Çayı-Köprübaşı) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	115
5.19. Dicle 2619 Nolu İstasyonda (Göksu Çayı- Çınarköprü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	119
5.20. Dicle 2612 Nolu İstasyonda (Batman Çayı-Malabadi) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	123
5.21. Dicle 2610 Nolu İstasyonda (Bitlis Çayı-Baykan) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	127
5.22. Dicle 2605B Nolu İstasyonda (Dicle Nehri-Diyarbakır) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	131
5.23. Dicle 2606 Nolu İstasyonda (Dicle Nehri-Cizre) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi	135
5.24. Dicle 2603 Nolu İstasyonda (Garzan Çayı-Beşiri) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	139
5.25. Dicle 2604 Nolu İstasyonda (Botan Çayı-Billoris) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	143

5.26. Dicle 26-024 Nolu İstasyonda (Pisyar Ç. – Kozluk) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi.....	147
6. SONUÇ	153
KAYNAKLAR.....	155
ÖZGEÇMİŞ.....	159

ÖZET

Taşkın frekans analizleri köprü, baraj, savak, menfez, kanal vb. su yapılarının projelendirilmesi ve tasarlanması için büyük önem taşımaktadır. Taşkın frekans analizi ile belirli bir dönüş aralığı için taşkın debilerinin istatistikî yöntemlerle tahmini yapılmaktadır.

Son yıllarda küresel ısınmanın mevsimlerde meydana getirdiği değişiklikler ve konvansiyonel yağışlar nedeniyle ölçülen veriler arasında aykırı değerlere rastlanılmaktadır. Bu aykırı değerlerin örnek verinin standart sapmasını ve ortalamasını yükseltmesi nedeniyle klasik yöntemlerle (olasılık dağılım fonksiyonları) yapılan taşkın frekans analizi sonucu bulunan taşkın debileri çok yüksek ve anlamsız olmaktadır. Nitekim Fırat ve Dicle havzalarına ait istasyon verilerinin ortalama, standart sapma, çarpıklık katsayısı gibi istatistiksel değerleri hesaplanmış ve bu değerlerin çoğu istasyonda aykırı değerlerin varlığı nedeniyle yüksek çıktığı görülmüştür. Ayrıca bu istasyon verileri kullanılarak uyumun iyiliği testleri sonucu belirlemiş olduğumuz en uygun olasılık dağılım fonksiyonları ile hesaplanan taşkın debileri ile önerilen yöntem sonuçları arasındaki farklılıklar genellikle 1000 yıllık periyoda kadar nispeten düşük olsa da 10000 ve 20000 yıllık periyotlarda ciddi boyutlara ulaşmaktadır. Hâlbuki geliştirmiş olduğumuz yöntemde örnek veriye ait standart sapma ve ortalama gibi değerler kullanılmamaktadır. Örnek veriler için bir α -T grafiği çizilip bu grafik yardımıyla aykırı değerler tespit edildikten sonra örnekten ayıklanmıştır. Daha sonra çizilen grafiğin doğal eğimine uygun bir şekilde taşkın debileri hesaplanmıştır. Sonuç olarak önerdiğimiz yöntem ile hesaplanmış olan taşkın debilerinin daha makul ve mantıklı değerler çıktığı görülmüştür. Hesaplanan bu değerlere göre tasarlanacak olan su yapılarının gereksiz büyüklükteki ebatlarda olması engellenmiş olacak ve böylece ekonomik bir tasarım yapılması sağlanmış olacaktır.

Ayrıca yine bu çalışmamızda kullanmış olduğumuz klasik dağılım fonksiyonlarından Gumbel Max. ve Log Pearson 3 dağılımlarının önerdiğimiz yöntemle yakın sonuçlar verdiği, aykırı değerlerin etkisinin en az görüldüğü ve Fırat ve Dicle havzası için en uygun dağılımlar olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Taşkın Frekans Analizi, Uygunluk Testleri, Olasılık Dağılım Fonksiyonları, Aykırı Değerler

ABSTRACT

Flood frequency analyses have a major importance for designing and projecting the bridge, dam, weir, culvert, channel and the other water structures. For a given return period estimation of flood flows by statistical methods is done by flood frequency analysis.

In recent years, because of the changes caused by global warming on seasons and the conventional rains outliers are encountered between the measured data. As the sample data's standard deviation and average are being raised by these outliers, the flood flows found as a result of the flood frequency analysis made by classical methods are very high and meaningless. In fact, the statistical values such as mean, standard deviation and skewness coefficient of the station data of the Euphrates and Tigris basins are calculated and it has been seen that these values are high in most of the stations due to the presence of outliers. In addition, using these stations' data, although the differences between the results of the flood discharges calculated by the most appropriate probability density functions designated by the goodness of fit tests and the proposed method are usually relatively low until 1000 year period, the differences reach to critical levels in 10000 and 20000 year periods. However, at the method we have developed the sample data's standard deviation and average aren't used. For the sample data α -T graph is drawn and then with the help of this graph, outliers detected and cleaned out from the sample. Then, the flood flows were calculated in accordance with the natural slope of the drawn graph. As a result there seen the flood flows calculated by our recommended method are more reasonable and logical values. The water structures will be designed according to these calculated values will prevent to be unnecessary largeness size, and thus to make an economical design will be provided.

Also in this study, from the classical distribution functions we have used Gumbel Max. and Log Pearson 3 distributions give close results to our recommended method's, at least seen the effect of outliers and determined that this distributions were the most appropriate for the Fratt and Dicle basins.

Keywords: Flood Frequency Analyses, Goodness of Fit Tests, Probability Density Functions, Outliers.

ŞEKİLLER LİSTESİ

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 4.1. Fırat 21-001 istasyonu için α -T diyagramı.....	44
Şekil 5.1. Fırat 21-001 istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	48
Şekil 5.2. Fırat 21-001 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	50
Şekil 5.3. Fırat 21-001 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	50
Şekil 5.4. Fırat 21-041 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	52
Şekil 5.5. Fırat 21-041 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	54
Şekil 5.6. Fırat 21-041 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	54
Şekil 5.7. Fırat 21-052 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	56
Şekil 5.8. Fırat 21-052 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	58
Şekil 5.9. Fırat 21-052 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	58
Şekil 5.10. Fırat 21-056 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	60
Şekil 5.11. Fırat 21-056 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	62
Şekil 5.12. Fırat 21-056 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	62
Şekil 5.13. Fırat 21-074 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	64
Şekil 5.14. Fırat 21-074 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	66
Şekil 5.15. Fırat 21-074 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	66
Şekil 5.16. Fırat 2115 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	68
Şekil 5.17. Fırat 2115 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	70
Şekil 5.18. Fırat 2115 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	70
Şekil 5.19. Fırat 2119 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	72
Şekil 5.20. Fırat 2119 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	74
Şekil 5.21. Fırat 2119 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	74
Şekil 5.22. Fırat 2122 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	76
Şekil 5.23. Fırat 2122 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	78
Şekil 5.24. Fırat 2122 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	78
Şekil 5.25. Fırat 2124 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	80
Şekil 5.26. Fırat 2124 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	82
Şekil 5.27. Fırat 2124 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	82
Şekil 5.28. Fırat 2133 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	84

Şekil 5.29. Fırat 2133 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	86
Şekil 5.30. Fırat 2133 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	86
Şekil 5.31. Fırat 2147 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	88
Şekil 5.32. Fırat 2147 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	90
Şekil 5.33. Fırat 2147 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	90
Şekil 5.34. Dicle 2625 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	92
Şekil 5.35. Dicle 2625 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	94
Şekil 5.36. Dicle 2625 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	94
Şekil 5.37. Dicle 2626 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	96
Şekil 5.38. Dicle 2626 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	98
Şekil 5.39. Dicle 2626 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	98
Şekil 5.40. Dicle 2620 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	100
Şekil 5.41. Dicle 2620 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	102
Şekil 5.42. Dicle 2620 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	102
Şekil 5.43. Dicle 2621 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	104
Şekil 5.44. Dicle 2621 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	106
Şekil 5.45. Dicle 2621 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	106
Şekil 5.46. Dicle 2624 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	108
Şekil 5.47. Dicle 2624 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	110
Şekil 5.48. Dicle 2624 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	110
Şekil 5.49. Dicle 2617 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	112
Şekil 5.50. Dicle 2617 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	114
Şekil 5.51. Dicle 2617 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	114
Şekil 5.52. Dicle 2618 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	116
Şekil 5.53. Dicle 2618 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	118
Şekil 5.54. Dicle 2618 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	118
Şekil 5.55. Dicle 2619 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	120
Şekil 5.56. Dicle 2619 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	122
Şekil 5.57. Dicle 2619 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	122
Şekil 5.58. Dicle 2612 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	124
Şekil 5.59. Dicle 2612 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	126
Şekil 5.60. Dicle 2612 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	126
Şekil 5.61. Dicle 2610 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	128

Şekil 5.62. Dicle 2610 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	130
Şekil 5.63. Dicle 2610 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	130
Şekil 5.64. Dicle 2605B nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	132
Şekil 5.65. Dicle 2605B istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	134
Şekil 5.66. Dicle 2605B nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	134
Şekil 5.67. Dicle 2606 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	136
Şekil 5.68. Dicle 2606 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	138
Şekil 5.69. Dicle 2606 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	138
Şekil 5.70. Dicle 2603 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	140
Şekil 5.71. Dicle 2603 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	142
Şekil 5.72. Dicle 2603 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	142
Şekil 5.73. Dicle 2604 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	144
Şekil 5.74. Dicle 2604 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	146
Şekil 5.75. Dicle 2604 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	146
Şekil 5.76. Dicle 26-024 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı.....	148
Şekil 5.77. Dicle 26-024 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları.....	150
Şekil 5.78. Dicle 26-024 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği.....	150

TABLÖLAR LİSTESİ

Sayfa No

Tablo 4.1. Fırat havzasına ait bilgiler	29
Tablo 4.2. Dicle havzasına ait bilgiler	30
Tablo 4.3. Fırat 21-001 nolu istasyon için.....	43
Tablo 5.1. Fırat 21-001 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	49
Tablo 5.2. Fırat 21-041 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	53
Tablo 5.3. Fırat 21-052 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	57
Tablo 5.4. Fırat 21-056 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	61
Tablo 5.5. Fırat 21-074 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	65
Tablo 5.6. Fırat 2115 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	69
Tablo 5.7. Fırat 2119 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	73
Tablo 5.8. Fırat 2122 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	77
Tablo 5.9. Fırat 2124 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	81
Tablo 5.10. Fırat 2133 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	85
Tablo 5.11. Fırat 2147 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	89
Tablo 5.12. Dicle 2625 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	93
Tablo 5.13. Dicle 2626 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	97
Tablo 5.14. Dicle 2620 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	101
Tablo 5.15. Dicle 2621 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	105

Tablo 5.16. Dicle 2624 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	109
Tablo 5.17. Dicle 2617 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	113
Tablo 5.18. Dicle 2618 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	117
Tablo 5.19. Dicle 2619 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	121
Tablo 5.20. Dicle 2612 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	125
Tablo 5.21. Dicle 2610 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	129
Tablo 5.22. Dicle 2605B nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	133
Tablo 5.23. Dicle 2606 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	137
Tablo 5.24. Dicle 2603 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	141
Tablo 5.25. Dicle 2604 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	145
Tablo 5.26. Dicle 26-024 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri.....	149
Tablo 5.27. Dicle ve Fırat havzası istasyonlarına ait en uygun olasılık dağılım fonksiyonlar.....	151
Tablo 5.28. Olasılık dağılım fonksiyonlarının önerilen yöntemle en uygun olma sayısı.	152

SEMBOLLER LİSTESİ

$\bar{x}$	: Veri setinin aritmetik ortalaması
δ_i	: Standart sapmanın mutlak değeri
τ	: Düzeltilmiş Thompson değeri
$t_{\alpha/2}$	: Student t değeri
n	: Gözlem sayısı
s	: Standart sapma
Z_k	: Küçük sapma için Grubbs test değeri
Z_b	: Büyük sapma için Grubbs test değeri
X_1	: Veri setindeki en küçük sapma miktarı
$X_{(n)}$	: Veri setindeki en büyük sapma miktarı
N	: Gözlem sayısı
P	: Anlamlılık düzeyi
σ	: Standart sapma
y_i	: i. en büyük veri değeri
$\bar{y}$	: Örnek ortalaması
$\bar{y}_k$	: En büyük/küçük k noktaları çıkarıldıktan sonra örnek ortalaması
k	: En büyük noktalar için test istatistiği
r_i	: Mutlak kalıntılar
L_k	: En küçük k değerleri için Tietjen and Moore test istatistiği
E_k	: En büyük k değerleri için Tietjen and Moore test istatistiği
D_k	: Küçük sapma için discordance test değeri
D_b	: Büyük sapma için discordance test değeri
$D_{n,\alpha}$	: Discordance kritik cetvel değeri
r	: Aykırı değer olmasından şüphelenilen değer sayısı
X_0	: Örnekteki en uç değer
Z	: Standart normal sapma
$Z_{p/2}$	: p/2 olasılığı girilerek elde edilen standart normal tablo değeri
μ	: Ortalama değer
R	: Dixon Thompson test istatistiği
m	: Potansiyel aykırı değer üst limiti
Y_L	: Yüksek ya da düşük aykırı değer limitinin logaritması
$\bar{Y}$	: Örnek verilerin logaritmasının ortalaması
S_Y	: Örnek verilerin logaritmasının standart sapması
K_N	: Log Pearson Tip-III kritik tablo değeri
g	: Çarpıklık katsayısı
$c_i(i=1,...,7)$	: Pearson Tip-III tablo katsayı değerleri
IQR	: Çeyrekler arası aralık
Q_1	: En alt çeyrek
Q_3	: En üst çeyrek
y	: 1 ile n arası vektör tepkileri
φ	: Bilinmeyen parametreler vektörü
e	: Hata vektörü

H_{nn}	: Şapka matrisi
I_p	: Özdeşlik matrisi
p	: Parametre sayısı
r	: En küçük kareler regresyonunda kalıntı vektörü
s^2	: Hata teriminin varyansının yansız tahmincisi
$t(i)$	: Student kalıntı
C	: Yakalayıcı matris
X	: Açıklayıcı değişken matris
h_i	: Şapka matrisinin i. köşe elemanı
$\hat{y}_i$ ve $\hat{y}_{i(i)}$	: i noktası regresyona dahilken veya değilken i noktasının tahminleri
$s_{(i)}$	: i noktasında tahmin edilen standart hata
h_{ii}	: i noktası kaldırıcı
C_i	: Cook uzaklığı
v_i	: Ters kovaryans matrisi
$\bar{v}$	: Ters kovaryans matrislerin ortalaması
C	: Kovaryans matrisi
Q_T	: Anlık taşkın verileri
P_T	: Yağış miktarı ve frekansı
D	: Kolmogorov Smirnov istatistiği
A^2	: Anderson Darling istatistiği
z_i	: i. değişken için kümülatif Gaussian fonksiyon değeri
χ^2	: Chi-Squared test istatistiği
o_i	: i. gözleme ait frekans değeri
e_i	: i. gözleme ait beklenen frekans değeri
α	: Sürekli şekil parametresi
β	: Sürekli ölçek parametresi
γ	: Sürekli konum parametresi
ϕ	: Laplace integrali
Med	: Medyan
Var	: Varyans
C_{vx}	: Varyasyon katsayısı
C_{sx}	: Çarpıklık katsayısı

1. GİRİŞ

Bir bölgedeki su kaynaklarını miktar ve kalite olarak bir genel plan çerçevesinde belirlemek, korumak ve en verimli şekilde kullanmak gerekir. Su kaynaklarının bir bütün olarak ele alınması son yıllara kadar pek mümkün olmamıştır.

Su kaynaklarının geliştirilmesinde bölgenin su kaynakları ve bunların bölgenin yapısı, halkı ve ekonomisi ile ilişkileri bir bütün olarak incelenir. Gerekli tesisler ve alınması gereken bölgesel kararlar belirlenir.

2000’li yıllardan itibaren küresel ısınmanın bir sonucu olarak taşkınların düzensiz artması birçok can ve mal kaybına neden olmuştur. Ayrıca çok büyük maliyetlerle yapılan su kaynakları tesisleri büyük geri dönüş aralıklı debilere göre boyutlandırılmaktadır. Ölçülen debiler içerisinde aykırı değerlerin bulunma ihtimali çok olduğundan ve buna bağlı olarak hesaplanan istatistikî sonuçların yanlış olmasından dolayı, analizlerde aykırı değerlerin önceden ayıklanması gerekmektedir.

Bu çalışmada ülkemizin ve özellikle Dicle ve Fırat havzasındaki bazı istasyonlara ait yıllık maksimum akım kayıtları incelenip bir analiz metodu geliştirilerek aykırı değerlerin tayini amaçlanmıştır. Zira aykırı değerler ihtimal hesaplarında kullanılan ortalama, varyans, standart sapma ve çarpıklık katsayılarını suni olarak artırmakta ve neticelerin yanlış olmasına sebep olmaktadır. Bu nedenle aykırı değerlerle yapılan analiz sonuçları ile aykırı değerlerden arındırılmış verilerle elde edilen sonuçların karşılaştırılması ekonomi için büyük önem taşımaktadır. Bu nedenlerden dolayı havzada etkili sulama tesisleri ve hidroelektrik tesislerini geliştirmek, bölgedeki kuraklıkla, feyezanlarla, yoksullukla ve terörle daha iyi mücadele edebilmek için bölgenin en büyük akarsuyu olan Dicle ve Fırat nehrinden ve irili ufaklı yüzlerce kollarından hangi oranlarda faydalanabileceğini tayin edebilmek ve yapılacak tesislerin ekonomik olması için debi miktarlarının ve gelecek 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık maksimum ve minimum değerlerinin aykırı değerlerin etkisi olmaksızın bilinmesi gerekmektedir.

2. AYKIRI DEĞERLER

2.1. Aykırı Değer Kavramı ve Türleri

Bilimsel çalışmalar sonucunda elde edilen sayısal değerlerin incelenmesinde zaman zaman bir veya daha fazla gözlemin, diğer gözlemlerin oldukça uzağında kaldığı görülür. Böyle gözlemlere aykırı değer, uç değer, derbeder değer, uyumsuz gözlem, şüpheli gözlem değeri, sürpriz değer, kirli bilgi, kirletici, sapan değer vb. denilmektedir (Çil, 1990).

Aykırı değerler, verinin geriye kalan kısmıyla tutarsız olan gözlemler şeklinde tanımlanabilir. Bir aykırı değer, verinin kalanından belirgin bir şekilde uzak ya da farklı olan ya da verilerin çoğunluğu ile oldukça tutarsız olan bir gözlemdir. Eğer istatistikî bir modelin gerçek veri üreten mekanizmaya yakın olduğunu varsayarsak, aykırı değerleri gerçek modelden sapan değerler olarak ele alabiliriz. Böylece birçok durumda aykırı değerler, kendi gerçek değerlerinden sapan gözlemler olarak yorumlanabilir ya da eksik gözlenen değerler veya yanlış ölçülen değerler olarak da yorumlanabilirler (Wu, 2009).

Aykırı gözlemler, verinin çoğunluğundan belirgin bir şekilde sapan değerlerdir. Verinin çoğunluğunun uyduğu mekanizmadan farklı bir şekilde oluşmuş olabilirler veya kayıt hatası, üretim aşamasında bir bozukluk veya insanlarla ilişkili sebeplerden meydana gelebilirler. Aykırı gözlemler model kurma hatasına, yanlış parametre tahminlerine veya yanlış analiz sonuçlarına sebep olabilirler (Liu, Shah, Jiang, 2004).

Uzun süreli veriler (longitudinal data) için, iki çeşit aykırı değer vardır:

- i) Bir birim olarak birey bir aykırı değer olarak görülemez olsa da, bireyin içinde tekrarlanan ölçümler arasındaki bir aykırı değer,
- ii) Örnekteki diğer bireylerden oldukça farklı davranan sınırın dışındaki birey.

Çok boyutlu veri için, bu verilerin grafiksel gösterimi zor olabildiğinden, aykırı değerleri tespit etmek genellikle zordur. Bu nedenle, ya ağır-kuyruklu (heavy-tail)

dağılımlar ya da düşük ağırlıklı (downweight) aykırı değer gözlemlerini kullanan sağlam yöntemler (robust methods) çok değerlidir. Bir sağlam analiz bir standart analiz ile karşılaştırılabilir. Eğer sonuçlar oldukça farklı çıkarsa, aykırı değerler mevcut olabilir ve sağlam analizler daha güvenilir sonuçlar verebilir (Wu, 2009).

2.2. Tek Değişkenli Verilerde Aykırı Gözlem Teşhis Yöntemleri

2.2.1. Thompson Yöntemi

Thompson (1935) belirli herhangi bir gözlemin ortalamadan sapmasının birden fazla standart sapma ile sınırlı olduğunu göstermiştir. Çalışmasında belirtilen eşitsizlik şu şekildedir:

$$\bar{x} = \sum_1^n x_i / n \text{ ve } s^2 = \sum (x_i - \bar{x})^2 / (n-1) \text{ iken} \quad (2.1)$$

$$(x_k - \bar{x})^2 \leq \frac{n-1}{n} \sum_1^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{(n-1)^2}{n} s^2 \quad (2.2)$$

Burada $\bar{x}$ veri setinin aritmetik ortalaması, n gözlem sayısı, s standart sapmadır.

Bu sınırlamanın sadeliği ve kullanışlılığı, periyodik yeni keşiflerle sonuçlanmış ve bir dizi alternatif delille birleşmiştir. Thompson'un kanıtı, $\bar{x}^* = \sum_1^{n-1} x_i / (n-1)$ iken, aşağıdaki özdeşliğe dayanmaktadır:

$$\sum_1^n (x_i - \bar{x})^2 = \sum_1^{n-1} (x_i - \bar{x}^*)^2 + \frac{n}{n-1} (x_n - \bar{x})^2 \quad (2.3)$$

Burada x_i 'nin seçiminin gelişigüzel olduğu gerçeği bizi Thompson'un eşitsizliğine ulaştırır (Olkin, 1992).

Düzeltilmiş Thompson tau tekniği ise, tek değişkenli bir örnekteki şüpheli aykırı değerlerin çıkarılıp çıkarılmayacağına karar vermede kullanılan istatistikî bir metottur. Bu metodun aşamaları aşağıdaki gibi sıralanabilir:

1. Öncelikle örnek ortalaması ve standart sapma değerleri hesaplanır.
2. Verideki her bir nokta için sapmanın mutlak değeri $\delta_i = |d_i| = |x_i - \bar{x}|$ formülü yardımıyla hesaplanır.
3. Muhtemel aykırı değer olmasından en çok şüphelenilen veri noktası δ_i 'nin maksimum değerlerine sahip olan veri noktası olmalıdır.
4. Düzeltilmiş Thompson τ değeri student t PDF kritik değerlerinden hesaplanır. Dolayısıyla örnekteki n veri noktasının miktarının bir fonksiyonudur.

τ değeri aşağıdaki formüle göre hesaplanır:

$$\tau = (t_{\alpha/2} \cdot (n-1)) / (\sqrt{n} \cdot \sqrt{(n-2 + t_{\alpha/2}^2)}) \quad (2.4)$$

Burada n gözlem sayısını, $t_{\alpha/2}$; $\alpha = 0.05$ ve serbestlik derecesi n-2 iken kritik student t değerini temsil etmektedir (Anbarasi vd., 2011).

2.2.2. Pearson ve Sekar Yöntemi

Pearson ve Sekar (1936), Thompson (1935)'e atıfta bulundukları makalelerinde, örneklemden hesaplanan ortalama ve standart sapma değerlerinin birden fazla aykırı gözlemin varlığı altında bu gözlemlerce etkileneceğini, bu yüzden Thompson'un test istatistiğinin küçük örneklemlerde ancak tek bir aykırı gözlemin varlığı durumunda başarılı olabildiğini göstermiştir (Satman, 2005).

Pearson ve Sekar yöntemiyle aykırı gözlemlerin tespit edilebilmesi için popülasyondaki gözlem sayısının $2 < n < 20$ olması gerekmektedir. Pearson ve Sekar (1936)

$x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(n)}$ örneğin sıra istatistikleri iken, bireysel gözlemleri reddetme kriterleri olarak $(x_{(n)} - \bar{x})/s$ ifadesini önemli ölçüde yüksek aykırı değer ve $(\bar{x} - x_{(1)})/s$ ifadesini de önemli ölçüde düşük aykırı değer olarak kabul etmişlerdir. Özellikle $(x_{(n)} - \bar{x})/s$ (veya $(\bar{x} - x_{(1)})/s$) dağılımının üst kuyruğunun $(\sqrt{(n-2)/2}, \sqrt{n-1})$ aralığında, $f_n(\tau)$; $(x_{\xi} - \bar{x})/s = \tau$ 'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu iken, bir yoğunluk fonksiyonuna $(xf_n(\tau))$ sahip olduğunu göstermişlerdir. Bu gerçekten yola çıkarak n değerleri için $(x_{(n)} - \bar{x})/s$ (veya $(\bar{x} - x_{(1)})/s$) dağılımının üst %1, %2,5 ve %10 değerlerinin 11 ila 19 arasında değiştiğini bulmuşlardır. Yani belirtilen üst yüzde değer gibi n'in bütün değerleri $(\sqrt{(n-2)/2}, \sqrt{n-1})$ aralığına düşmektedir (Wilks, 1963).

2.2.3. Grubbs Yöntemi

Grubbs yöntemi aynı zamanda ESD (aşırı studentlaştırılmış sapma) yöntemi olarak da adlandırılır. Grubbs yönteminin ilk aşamasında aykırı değer diğerlerinden ne kadar uzak olduğu hesaplanır. Z oranı aykırı değer ve ortalama arasındaki farkın standart sapmaya bölümü olarak hesaplanır. Z oranı yüksekse değer diğerlerinden uzaktır.

Z_k : küçük sapma için Grubbs test değerini, Z_b : büyük sapma için Grubbs test değerini, X_1 : veri setindeki en küçük sapma değerini, $X_{(n)}$: veri setindeki en büyük sapma değerini, S : veri setinin standart sapmasını, $\bar{X}$: veri setinin aritmetik ortalamasını temsil ederken Grubbs test istatistiği aşağıdaki formüllerle hesaplanır (Üçkardeş, 2006):

$$Z_k = \frac{\bar{X} - X_1}{s} \quad (2.5)$$

$$Z_b = \frac{X_{(n)} - \bar{X}}{s} \quad (2.6)$$

Gauss dağılıma sahip bir popülasyondaki değerlerin %5'i ortalamadan 1,96'dan fazla sapma gösterdiklerinden, eğer Z 1,96'dan yüksekse akla ilk olarak aykırı değer farklı bir popülasyondan olabileceği gelir. Bu yaklaşım ancak popülasyondan aykırı değer

ıkarıldıktan sonra kalan veriden hesaplanan ortalama ve standart sapma biliniyorsa kullanılabilir. Bu, deneysel bilimde nadir olarak gerekleřen bir durum olmasına raėmen, kalite kontrolde genellikle gerekleřen bir durumdur. Genel ortalama ve standart sapma gemiř verilerden bilinir ve daha yeni verilerin diėerlerine uygun olup olmadıėı arařtırılmak istenir. Bu, kalite kontrol řemalarının temelidir.

Deneysel veriler analiz edilirken poplsyonun standart sapması bilinmez, verilerden hesaplanır. Bir aykırı deėerin varlıėı durumunda hesaplanan standart sapma deėeri artar. Bir aykırı deėerin varlıėı yukarıdaki ifadenin hem payının hem de paydasının deėerini artıracadıėından Z oranı ok fazla artmaz. N deėerlerin miktarını gsterirken, veriler nasıl daėılırsa daėılsın Z oranı $\frac{(N-1)}{\sqrt{N}}$ ’den daha byk olamaz. Grubbs ve diėerleri Z iin kritik deėerleri tablolařtırmıřlardır. Tabloya gre, kritik deėer rneklemin byklėne gre artmaktadır.

Hesaplanan Z oranı tablodaki kritik deėerden bykse P deėeri 0,05’ten kktr. Bu, eėer tm veriler gerekten tek bir Gauss daėılımıdan rneklenmiřse, sadece řans eseri bir aykırı deėerle diėerlerinden yeterince uzakta karřılařma ihtimalinin %5’ten az olduėu anlamına gelir. Bu metot yalnızca rnekteki en u deėerlerin testinde kullanılabilir.

Bir aykırı deėer tespit edildiėinde, bu deėer analizden ıkarılabilir ya da ıkarılmayabilir. Ancak ıkarılmadıėında, verinin Gauss daėılıma sahip poplsyonlardan rneklendiėini varsaymayan saėlam analiz teknikleri kullanılır. Eėer aykırı deėerin ıkarılmasına karar verilirse, veride ikinci bir aykırı deėerin olup olmadıėının grlmesi iin yeniden Grubbs testi yapılabilir. Ancak bu yapılırsa aynı tablo kullanılamaz (URL-4, 2011).

2.2.4. Dixon Yntemi

Dixon (1950), Gauss daėılıma sahip poplsyonlardan alınan veri setlerindeki kt deėerleri reddetme kabiliyeti aısından eřitli istatistiksel testlerin performanslarını incelemiřtir. Bu testler baėımsız σ ya da s bilgisi gerektiren veya bu bilgileri gerektirmeyen testleri iermektedir (Rorabacher, 1991).

Dixon yönteminin uygulanabilmesi için gözlem sayısının $3 \leq n \leq 25$ olması gerekmektedir. x , n elemanlı bir veri, $x_1 < x_2 < \dots < x_n$, x 'in sıra istatistiği olmak üzere x_n 'in aykırı gözlem olup olmadığı hakkında $\frac{x_n - \bar{x}}{\sigma}$ ifadesi bir fikir verebilir. Benzer şekilde $\frac{x_1 - \bar{x}}{\sigma}$ ifadesi ile birinci gözlemin aşırı küçük bir değer alıp almadığı görülebilir.

Varyansın bilindiği durumda, $\frac{x_n - x_1}{\sigma}$ şeklinde tanımlanan ifadeyle verideki en büyük ve en küçük değerli gözlemlerin farkının standart sapma içindeki payı da aykırılık için bir değerlendirme yöntemi olabilir.

Varyans parametresinin bilinmediği durumda ise $\frac{x_2 - x_1}{x_n - x_1}$ ifadesi ile verideki ilk iki gözlemin değerinin farkının verinin değişim aralığındaki payı hesaplanarak, ilk gözlemin aykırılığı konusunda bir fikir elde edilebilir (Satman, 2005).

2.2.5. Tietjen ve Moore Yöntemi

Tietjen ve Moore (1972)'un testi ortalama normal dağılıma sahip tek değişkenli bir veri setindeki birden fazla aykırı değer belirlenmesinde kullanılır. Tietjen-Moore testi Grubbs testinin birden fazla aykırı gözlem olması durumundaki genelleştirilmiş halidir. Eğer tek bir aykırı değer için test yapılıyorsa Tietjen-Moore testi ile Grubbs testi eşdeğerdir. Tietjen-Moore testinde şüphelenilen aykırı değer sayısının tam olarak belirtilmesi gerekmektedir. Eğer bu bilinmiyorsa, Tietjen-Moore testi yerine genelleştirilmiş aşırı studentlaştırılmış sapma testinin uygulanması tavsiye edilir.

Tietjen-Moore testi için şu hipotezler tanımlanmıştır:

H_0 : Veri setinde hiç aykırı değer yoktur.

H_1 : Veri setinde tam olarak k sayıda aykırı değer vardır.

n veri noktaları küçükten büyüğe doğru sıralandığında, y_i i. en büyük veri değerini göstermektedir. $\bar{y}$ tüm örnek için örnek ortalamasını, $\bar{y}_k$ ise çıkarılan en büyük k noktalarıyla örnek ortalamasını gösterirken, k en büyük noktaları için test istatistiği:

$$L_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (y_i - \bar{y}_k)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (2.7)$$

$\bar{y}$ tüm örnek için örnek ortalamasını, $\bar{y}_k$ ise çıkarılan en küçük k noktalarıyla örnek ortalamasını gösterirken, k en küçük noktaları için test istatistiği:

$$L_k = \frac{\sum_{i=k+1}^n (y_i - \bar{y}_k)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (2.8)$$

Her iki kuyruktaki aykırı değerlerin testi için, mutlak kalıntılar hesaplanır:

$$r_i = |y_i - \bar{y}| \quad (2.9)$$

Daha sonrasında z_i sıralanmış mutlak kalıntıları, $\bar{z}$ tüm örnek için mutlak kalıntıların örnek ortalamasını ve $\bar{z}_k$ çıkarılan en büyük k noktaları ile mutlak kalıntıların örnek ortalamasını gösterirken, bu durum için test istatistiği:

$$E_k = \frac{\sum_{i=k+1}^n (z_i - \bar{z}_k)^2}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2} \quad (2.10)$$

Anlamlılık düzeyi:

Tietjen-Moore testi için kritik bölge, simülasyon yoluyla belirlenir. Simülasyon, n boyutlu standart normal rastgele bir örnek oluşturularak ve Tietjen-Moore test istatistiği

hesap edilerek uygulanır. Genellikle 10.000 rastgele örnek kullanılır. Veriden elde edilen Tietjen-Moore istatistiğinin değeri bu referans dağılımı ile karşılaştırılır. Veri çizimi bu simülasyonu dinamik olarak gerçekleştirir. Elde edilen kritik değerler, Tietjen-Moore çalışmasında verilen kritik değerlerden biraz farklı olabilir (URL-2, 2011).

2.2.6. Discordance Testi

Discordance testi, veri setinde bulunan tek bir aykırı değer için kullanılır. Eğer veri seti içindeki değer en küçük ise küçük test istatistiği, eğer en büyük ise büyük test istatistiği kullanılır. Örnek sayısının normal dağılım gösterdiği ve örnek sayısının $n \leq 50$ ve daha yukarı olduğu durumlarda kullanılır.

Test hipotezi,

H_0 : Aykırı değer yoktur.

H_1 : Aykırı değer vardır.

n : toplam gözlem sayısını, α : önem düzeyini, D_k : küçük sapma için discordance test değerini, D_b : büyük sapma için discordance test değerini, X_1 : veri setindeki en küçük sapma değerini, $X_{(n)}$: veri setindeki en büyük sapma değerini, S : veri setinin standart sapmasını, $\bar{X}$: veri setinin aritmetik ortalamasını, $D_{n,\alpha}$: discordance kritik cetvel değerini temsil ederken discordance test istatistiği aşağıdaki formüllerle hesaplanır (Üçkardeş, 2006):

$$D_k = \frac{\bar{X} - X_1}{s} \approx D_{n,\alpha} \quad (2.11)$$

$$D_b = \frac{X_{(n)} - \bar{X}}{s} \approx D_{n,\alpha} \quad (2.12)$$

2.2.7. Walsh Testi

Walsh testi bir veri setinde çok sayıdaki aykırı değerleri test etmek için kullanılan parametrik olmayan bir testtir. Bu testteki gözlenen değerler küçükten büyüğe doğru sıraya dizilir ve testte örnek büyüklüğünün 60'tan küçük olduğu durumlarda uygulanmaz. Eğer örnek büyüklüğü $60 < n < 220$ aralığında ise $\alpha = 0.10$, eğer örnek büyüklüğü $n > 220$ ise $\alpha = 0.05$ olarak kabul edilir.

Test hipotezi,

H_0 : Aykırı değerler yoktur.

H_1 : Aykırı değerler vardır.

$c = \sqrt{2n}$; $k = r + c$; $b^2 = 1/\alpha$ için Walsh test istatistiği aşağıdaki formülle ifade edilebilir:

$$a = \frac{\sqrt{1 + b \left\{ (c - b^2) / (c - 1) \right\}}}{(c - b^2 - 1)} \quad (2.13)$$

En küçük aykırı değer için,

$$x_r - (1 + \alpha)x_{(r-1)} + \alpha x_{(k)} < 0 \quad (2.14)$$

Hesap değeri 0'dan küçük çıktığında en küçük değer aykırı olduğu varsayılır.

En büyük aykırı değer için,

$$x_{(n+1-r)} - (1 + a)x_{(n-r)} + ax_{(n+1-k)} > 0 \quad (2.15)$$

Hesap değeri 0'dan büyük çıktığında en büyük değer aykırı olduğu varsayılır (Üçkardeş, 2006).

2.2.8. Chauvenet Yöntemi

Chauvenet yöntemi, örnekteki tek bir değerin örneğin geriye kalan noktalarından farklı bir popülasyondan gelip gelmediğini belirlemek için kullanılır. Kritik değerler normal dağılım varsayımına dayanır. Test edilecek veri noktası, ortalamadan en çok sapan örnek değeridir (X_0). Nokta, ortalamanın altında ya da üstünde yer alabilir. Bu testin hipotezi şu şekildedir:

H_0 : Örnekteki tüm noktalar aynı normal popülasyondan gelmektedir.

H_1 : Örnekteki en uç örnek noktasının, kalan örnek noktaları çizildiğindeki normal popülasyondan gelmesi mümkün değildir.

Sıfır hipotezinin reddedilmesi, test edilen en uç örnek değerinin bir aykırı değer olduğunu gösterir. Değerin bir aykırı değer olarak belirlenmesinin nedeni aynı zamanda, veri son derece çarpık bir dağılımdan geldiğinde, testin normallik varsayması olabilir.

Chauvenet metodunda test istatistiğinin hesaplanabilmesi için, ilgili popülasyon parametreleri μ 'nın tahmini $\bar{X}$ (örnek ortalaması) ve σ 'nın tahmini S (standart sapma) değerlerine ihtiyaç vardır. Böylece örnekteki en uç değer, X_0 , belirlenir ve standart normal sapma Z 'nin hesaplanmasında kullanılabilir:

$$Z = \frac{X_0 - \bar{X}}{S} \quad (2.16)$$

Chauvenet, reddetme bölgesini, bir gözlem eğer eşit olarak standart normal dağılımın en yüksek ve en düşük kuyruklarına bölünen $[1/(2n)]$, p olasılığına sahip dağılımın kuyruklarında bulunuyorsa, normal dağılımdan $N(\mu, \sigma)$, gelmesinin mümkün olmadığını varsayarak tanımlamıştır. Eğer yukarıdaki denkleme göre hesaplanan Z değeri $Z_{p/2}$ değerini aşıyorsa sıfır hipotezi reddedilir. $Z_{p/2}$ değerleri $p/2$ olasılığı girilerek standart normal tablodan doğrudan doğruya görülebilir.

$p = 1/(2n)$ şeklindeki Chauvenet kriteri uygulandığında bu iki kuyruklu bir testtir ve tek kuyruklu bir test olarak uygulanamaz. Bu, yalnızca tek bir aykırı değer testinde

kullanılabilir ve eğer en uç değer bir aykırı değer olarak kabul edildiyse ikinci bir gözleme uygulanamaz (McCuen, 2003).

2.2.9. Dixon-Thompson Testi

Aykırı değerler için Dixon-Thompson (1953) testi de, belirli bir noktanın, veri setinin kalanıyla aynı popülasyondan gelip gelmediğinin belirlenmesinde kullanılabilir. Bu özel test, küçük örnek boyutlarına sahip (en fazla 25 gözlem içeren) veri setlerinde kullanılabilmektedir. Bu testin varsayımları:

1. Veri, normal bir dağılımdan bağımsız ölçümler içerir.
2. Aykırı değer olarak tespit edilen aşırı uç olaylar, ya kayan bir ortalaması olan ya da aynı ortalaması olan fakat daha büyük bir varyansa sahip bir popülasyondan gelebilirler.

Dixon-Thompson testi, yalnızca tek bir aykırı değerın tespiti için geçerlidir. Bu testin kullanılabilmesi için, veri seti en büyüktten en küçüğe doğru sıralanır ve en uç değer aykırı değer olarak test edilir. Bu nokta, örnek büyüklüğüne bağlı test istatistiklerinden biri kullanılarak test edilir En uç değer X_n olarak ifade edilirse Dixon-Thompson test istatistiği aşağıdaki formüle göre hesaplanır:

$$R = \frac{X_n - X_{n-2}}{X_n - X_3} \quad (2.17)$$

Elde edilen R test istatistiği, %5 ret seviyesi için kritik değerle karşılaştırılır. Eğer R değeri bu kritik değerden büyükse, bu nokta, aykırı değer olarak kabul edilecek bir aday olarak kabul edilir. Eğer nokta, bir aykırı değer olarak kabul edilirse, veri setinden ve diğer tüm alt hesaplamalardan çıkartılır (Stagge, 2006).

2.2.10. Rosner Testi

Rosner (1983) testi tek bir aykırı değerin testi için öncelikle Grubbs (1969) tarafından önerilen ve daha sonra Grubbs ve Beck (1972) tarafından tablolastırılan aşırı studentlastırılmış sapmanın (ESD) bir genellemesidir. Rosner'in genellemesi birden fazla aykırı değeri içindir. Rosner testinin kullanılması için, mevcut potansiyel aykırı değerlerin sayısı üzerine bir üst limit (m) belirtilmelidir. Test, 25 ya da daha fazla sayıda gözlem içeren örnekler için geçerli olduğundan genel olarak sadece birden çok yüksek irtifalı kuyulardan oluşan havuzlanmış bir arka plana uygulanabilir. Buradaki tehlike, her bir kuyu için mevcut ölçümlerin sayısına bağılı olarak bu uzaysal değişkenliğin (örneğin kuyudan kuyuya değişkenlik gibi) aykırı değerleri maskeleymesi ya da üretmesidir.

m adet en uç gözlem çıkarıldıktan sonra kalan ölçümlerin $(n - m)$ ortalaması $\bar{x}_m$ ve standart sapması s_m iken;

$$\bar{x}_m = \frac{1}{n - m} \sum_{j=1}^{n-m} x_j \quad (2.18)$$

$$s_m = \left[\frac{1}{n - m} \sum_{j=1}^{n-m} (x_j - \bar{x}_m)^2 \right]^{1/2} \quad (2.19)$$

m adet daha uç değeri (büyük ya da küçük) tespit edildikten sonra ortalamadan ($\bar{x}_m$) en uzak kalan gözlem x_m olsun. Bu durumda:

$$R_m = \frac{|x_m - \bar{x}_m|}{s_m} \quad (2.20)$$

veri setinin tamamındaki m adet en uç gözlem değerinin normal bir dağılımdan gelen aykırı değerler olup olmadıklarına karar vermek için kullanılan bir test istatistiğidir (Gibbons; Bhaumik and Aryal, 2009).

2.2.11. Log-Pearson Tip-III Testi

Bir taşkın frekans eğrisinin uçlarının birinde veya her ikisinde de bulunabilen aykırı değerler, farklı bir popülasyona veya daha uzun bir kayıt dönemine ait gibi görünen ölçülebilen değerlerdir. Kısa taşkın kayıtları genellikle, eğer kayıt daha uzun olsaydı aykırı değer gibi görünmeyecek olsa bile aşırı gibi görünen bir veya daha fazla sayıda olay içerir. Benzer şekilde bir dizi yağış olayındaki bir veya iki kar erimesi olayı, farklı bir popülasyonu temsil eder ve bu tür olayların aykırı değerler olarak görünmesine yol açabilirler. Bir veya daha fazla sayıda veri noktası, bir frekans eğrisi üzerine çizilen diğer verilerin trendini izlemediğinde aykırı değerler belirgindir.

Bülten 17B (Kurumlar Arası Su Verisi Danışma Komitesi, 1982) %10 anlamlılık düzeyinde aykırı değerleri tespit etmek için kullanılan tek taraflı bir teste dayalı kriterleri sunar. Verinin logaritmalarına dayalı çarpık istasyon 0,4'ü aşarsa testler öncelikle yüksek aykırı değerler için uygulanır; -0,4'ün altında kalırsa öncelikle düşük aykırı değerler düşünülür. Eğer çarpık istasyon $\pm 0,4$ çıkarsa, herhangi bir veri sansürlenmeden hem yüksek hem de düşük aykırı değerler test edilir. Y_L yüksek ya da düşük aykırı değer limitinin logaritması; $\bar{Y}$ örnek akışlarının logaritmasının ortalaması; S_Y örnek akışlarının logaritmalarının standart sapması ve K_N de kritik değer (tablo değeri) iken; yüksek aykırı değerler şu denklemle belirlenebilir:

$$Y_L = \bar{Y} + K_N S_Y \quad (2.21)$$

Düşük aykırı değerler ise şu denklemle belirlenebilir:

$$Y_L = \bar{Y} - K_N S_Y \quad (2.22)$$

Eğer bir örneğin yüksek aykırı değerler içerdiği bulunursa, yakınlardaki istasyonlardan elde edilen veri ve tarihi verilere karşı tepe akımları kontrol edilmelidir. Bülten 17B yüksek aykırı değerlerin tarihi bilgi için ayarlanmasını ya da sistematik bir tepe olarak örnekte muhafaza edilmesini tavsiye eder. Tepe akımının ciddi derecede hatalı olduğu gösterilmediği sürece yüksek aykırı değerler çıkarılmamalıdır. Eğer yüksek bir aykırı değer

tarihi veriye dayalı olarak ayarlandıysa, düşük aykırı değerler test edilmeden önce logaritmik dağılımın ortalaması ve standart sapması ayarlanmış veri için tekrar hesap edilmelidir.

Düşük aykırı değerleri test etmek için, yukarıdaki denklemdeki Y_L düşük aykırı değer eşik değeri hesaplanır. Daha sonra bu değere karşılık gelen $X_L = 10^{Y_L}$ akıntısı hesaplanır. Taşkın serilerindeki herhangi bir akım X_L 'den küçükse, düşük aykırı değer olarak kabul edilirler ve örnekten silinmeleri gerekir. Momentler tekrar hesap edilmelidir ve koşullu olasılık ayarlaması uygulanmalıdır. Böylece düşük aykırı değerler, tarihi verilerin kullanılabilirliğine bakılmaksızın sansürlenebilirler (McCuen, 2003).

2.2.12. Pearson Tip-III Testi

Bülten 17B'de sunulan yıllık tepe akış kayıtlarındaki en uç olayları ele alma kılavuzları sınırlıdır. Düşük ve yüksek aykırı değer eşikleri için kritik değerler, normal bir dağılım (sıfır çarpıklık) varsayar, yalnızca bir anlamlılık düzeyini (%10) dikkate alır ve birden fazla aykırı değer olma olasılığını değerlendirmek amacıyla ayrı bir test sunmaz. Buna ilaveten, Bülten 17B'deki kritik sapmalar bir tablo formatında sunulmaktadır ve örnek büyüklüğü ile tutarlı bir şekilde artış göstermemektedirler. Özellikle Bülten 17B'de sunulan tablo değerlerinin eğimi biraz düzensizdir ve gelişmekte olan kritik değerlerde bazı yanlışlıklar olduğunu akla getirmektedir.

Spencer ve McCuen (1996) tarafından geliştirilen daha geniş kapsamlı bir aykırı değer testi prosedürü şu şekilde özetlenebilir:

1. Örnek ortalaması ($\bar{X}$), standart sapma (S) ve çarpıklık (g) hesap edilir.
2. Verileri incelemekten önce beklenebilecek aykırı değer sayısına karar verilir. Bu metotla bir, iki veya üç aykırı değer ele alınabilir. Genellikle taşkın kayıtları dışındaki bilgiler, aykırı değer olarak test edilecek değerlerin sayısına karar vermede kullanılırlar. Örneğin kayıt dönemi boyunca iki kasırğa meydana geldiği biliniyorsa, analizde yalnızca kasırğa kaynaklı olmayan taşkınlar ele alınabilir, bu

nedenle öncelikle iki aykırı değer için bir test yapmak tercih edilecektir. Başka bir örnek olarak, kuraklık yılları boyunca düşük aykırı değerler ortaya çıkabilir; böylece kuraklık olayları hakkındaki bilgi, testin ortaya çıkaracağı aykırı değer sayısının önerilmesinde kullanılabilir.

3. Aşağıdaki bileşik model kullanılarak kritik sapma (K_N) elde edilir:

$$\begin{aligned} K_N &= c_1 n^2 + c_2 n + c_3 & (10 \leq n \leq 15 \text{ için}) \\ K_N &= c_4 + c_5 e^{-c_6 n} n^{c_7} & (16 \leq n \leq 89 \text{ için}) \\ K_N &= c_4 + c_5 e^{-90 c_6} 90^{c_7} \left[1 + (n - 90) \left(\frac{c_7}{90} - c_6 \right) \right] & (90 \leq n \leq 150 \text{ için}) \end{aligned} \quad (2.23)$$

Burada $c_i (i=1, \dots, 7)$ Pearson Tip-III tablo katsayı değerleridir.

Diğer çarpıklıklara sahip örneklerin kritik sapmaları, bazı eklemelerle elde edilebilir (McCuen, 2003).

2.2.13. Tukey Testi

Bir kutu çizimi (boxplot) yapılan Tukey (1977) metodu, bir veri setinin medyanı, alt çeyreği, üst çeyreği, alt ucu, üst ucu gibi sürekli tek değişkenli veri hakkında bilgi görüntülemek için iyi bilinen basit bir grafik aracıdır. Verinin en uç değerlerine karşı dirençli çeyrekler kullandığından, en uç değerlere karşı örnek ortalaması ve standart varyans kullanan diğer yöntemlerden daha az duyarlıdır. Yöntemin kuralları aşağıdaki gibidir:

1. Çeyrekler arası aralığı (IQR), en alt (Q_1) ve en üst (Q_3) çeyrekler arasındaki mesafedir.
2. İç engeller 1.5 IQR kadar bir mesafe Q_1 'in altında ve Q_3 'ün üstünde [$Q_1 - 1.5 \text{ IQR}$, $Q_3 + 1.5 \text{ IQR}$] bulunmaktadır.

3. Dış engeller 3 IQR kadar bir mesafe Q_1 'in altında ve Q_3 'ün üstünde [$Q_1-3 \text{ IQR}$, $Q_3+3 \text{ IQR}$] bulunmaktadır.
4. İç ve dış engeller arasındaki bir değer muhtemel bir aykırı değerdir. Dış engellerin dışındaki bir uç değer muhtemel bir aykırı değerdir. Tukey'in iç ve dış engelleri oluşturmak için IQR ile ilgili olarak 1.5 ve 3 değerlerini kullanmasının istatistiki olarak anlamlı herhangi bir dayanağı yoktur (Seo, 2006).

2.3. Çok Değişkenli Verilerde Aykırı Gözlem Teşhis Yöntemleri

2.3.1. Şapka (Hat) Matrisi

Her bir $i=1, \dots, n$ bireyin $p+1$ değişken (yani p kadar açıklayıcı değişken ve bir cevap değişkeni) üzerinde gözlemlendiğini varsayalım. 1 ile n arasındaki vektör tepkileri $y = (y_1, \dots, y_n)^t$ ile belirtilmektedir. $n \times p$ mertebeli X matrisi,

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix} \quad (2.24)$$

φ bilinmeyen parametreler vektörü ve e hata vektörü (yani $e = (e_1, \dots, e_n)^t$) iken doğrusal model $y = X\varphi + e$ şeklindedir.

Burada şapka matrisi $H = X(X'X)^{-1}X'$ şeklinde tanımlanabilir. H_{nn} matrisi şapka matrisi olarak adlandırılmaktadır çünkü gözlemlenen vektör y 'yi en küçük kareler tahmini $\hat{y} = Hy$ 'ye dönüştürmektedir. H 'ın denk güçlü (idempotent) ($HH=H$) ve simetrik ($H^t=H$) olduğu kolayca doğrulanabilir.

I_p pxp özdeşlik matrisi iken, H matrisinin izi $= \left[X^t X (X^t X)^{-1} \right]$ 'in izi $= I_p$ 'nin izi $= p$ olduğundan H matrisinin izi $= p$ (yani $\sum_{i=1}^n h_{ii} = p$)'dir. Ayrıca H'nin derecesi de p'ye eşittir. H'nin denk güçlü ve simetrik olması

$$h_{ii} = (HH)_{ii} = \sum_{j=1}^n h_{ij} h_{ji} = \sum_{j=1}^n h_{ij} h_{ij} \quad (2.25)$$

$$h_{ii} = \sum_{j=1}^n h_{ij}^2 \quad (\text{bütün } i\text{'ler için}) \text{ anlamına gelmektedir.} \quad (2.26)$$

Ayrıca H, açıklayıcı değişkenlerin tekil olmayan (nonsingular) doğrusal dönüşümleri altında değişmezdir. A'nın tüm derecelerinin pxp matrisi olduğunu varsayalım. Eğer açıklayıcı değişkenler $\tilde{X} = XA$ olarak dönüştürülürse

$$\tilde{H} = \tilde{X}(\tilde{X}^t \tilde{X})^{-1} \tilde{X}^t = X(X^t X)^{-1} X^t = H \text{ olur.} \quad (2.27)$$

Bilhassa tüm değişkenleri x_j , bir sabit a_j ile çarpmak H'yi etkilemeksizin şu matris ile çarpmaya karşılık gelmektedir:

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & a_2 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & a_p \end{bmatrix} \quad (2.28)$$

H bu gibi özelliklere sahip olduğundan dolayı açıklayıcı değişken uzayında (x yönünde) yer alan aykırı gözlemlerin teşhisinde kullanılabilir (Rousseeuw and Leroy, 2003).

2.3.2. Standart ve Student Kalıntıları

r en küçük kareler regresyonunda kalıntı vektörü, n gözlem sayısı, p parametre sayısı ve s^2 , hata teriminin varyansının yansız bir tahmincisi olmak üzere

$$s^2 = \frac{1}{n-p} \sum_{j=1}^n r_j^2 \quad (2.29)$$

iken standart kalıntılar

$$t_i = \frac{r_i}{s\sqrt{1-h_{ii}}} \text{ olarak tanımlanabilir.} \quad (2.30)$$

$s(i)$, i . gözlemin yer almadığı veriden hesaplanan regresyonun hata teriminin varyansının bir tahmincisi iken hesaplanan $t(i) = \frac{r_i}{s(i)\sqrt{1-h_{ii}}}$ değeri ise student kalıntı olarak adlandırılır. Bazı yazarlara göre $t(i)$ değerleri “jackknifed kalıntılar” olarak adlandırılmaktadır. Velleman ve Welsch (1981), Cook ve Weisberg (1982) gibi yazarlar t_i ’yi “dâhili student kalıntılar” ve $t(i)$ ’yi “harici student kalıntılar”, Belsley ve diğerleri (1980) $t(i)$ ’yi “RSTUDENT” ve Atkinson (1983) ise $t(i)$ ’yi “çapraz-geçerlilik kalıntısı” olarak adlandırmaktadır (Rousseeuw and Leroy, 2003).

Belsley, Kuh ve Welch (1980)’e göre yukarıda ifade edilen $t(i)$ değerleri $n-p$ serbestlik dereceli student (t) dağılıma uymakta, bu sayede i . gözlemin regresyon üzerindeki etkisi incelenebilmektedir (Satman, 2005).

2.3.3. DFBETA ve DFBETAS Ölçüleri

Parametreler tahmin edilirken, her gözlem için bir DFBETA ölçüsü hesaplanır. Bir gözlemin DFBETA ölçüsü, parametre tahmininde gözlemin silinmesi nedeniyle meydana gelen standart farklılıktır ve uygun modelin her tahmin edilen parametresi üzerindeki bir bireysel gözlemin etkisini değerlendirmek için kullanılabilir. Her seferinde yeni bir parametre tahmin edileceğine bir gözlem silinmektedir (URL-7, 2011).

DFBETAS, DFBETA’dan farklı olarak i . gözlemin çıkarılmasıyla elde edilen standart hatayı da göz önüne almaktadır (Satman, 2005). Belsley ve diğerleri (1980) j . regresyon

katsayısındaki değışikliğe dayanan DFBETAS'ın řu řekilde hesaplanabileceğini ortaya koymuřlardır:

$$DFBETAS_j(i) = \frac{c_{ji}}{\left[\sum_{k=1}^n c_{jk}^2 \right]^{1/2}} \frac{r_i}{s(i)(1-h_{ii})} \quad (2.31)$$

Burada $C = (X^t X)^{-1} X^t$ bazen yakalayıcı matris olarak da adlandırılmaktadır. Burada X açıklayıcı değışken matrisi, r kalıntı vektörü, h_i řapka matrisinin i. köşegen elemanıdır. DFBETAS için sonlanma değeri $2/\sqrt{n}$ 'dir (Rousseeuw and Leroy, 2003).

DFBETAS seçilen katsayılarda istikrarsızlığa yol açan gözlemlerin saptanmasında yardımcı olmaktadır (URL-7, 2011).

2.3.4. DFFITS Ölçüsü

DFFITS bir noktanın istatistiksel bir regresyonda ne kadar etkili olduğunu göstermek amacıyla kullanılan bir teşhis yöntemidir. DFFITS(i), $\hat{y} - \hat{y}(i)$ 'in i. bileşeninin standardizasyonundan kaynaklanır. Dolayısıyla bu tanı, bir gözlem silindiğinde bunun tahmin üzerindeki etkisini ölçer (Rousseeuw and Leroy, 2003).

Belsley ve diğlerleri (1980) DFFITS'in řu řekilde hesaplanabileceğini ortaya koymuřlardır:

$$DFFITS = \frac{\hat{y}_i - \hat{y}_{i(i)}}{s_{(i)} \sqrt{h_{ii}}} \quad (2.32)$$

Burada $\hat{y}_i$ ve $\hat{y}_{i(i)}$, i noktası regresyona dâhilken veya dâhil değilken i noktasının tahminleridir. $s_{(i)}$, söz konusu nokta olmadan tahmin edilen standart hata, h_{ii} ise noktanın kaldıracıdır.

DFFITS harici student kalıntılara çok benzemektedir ve aslında ikinci kez $\sqrt{h_{ii}/(1-h_{ii})}$ 'ye eşittir. Hatalar Gaussian olduğunda, harici student kalıntılar student t olarak dağıldığından (serbestlik derecesi kalıntı serbestlik derecesi eksi bire eşit olduğunda), belirli bir nokta için DFFITS bu nokta için kaldıraç faktörü $\sqrt{h_{ii}/(1-h_{ii})}$ ile çarpılarak bu aynı student t dağılımına göre dağılacaktır. Dolayısıyla kaldıraç 1'e doğru giderken DFFITS değerinin dağılımı sonsuz derecede genişlerken, düşük kaldıraç noktaları için DFFITS'in küçük olması beklenmektedir.

Mükemmel dengeli bir deneysel tasarım için (faktöriyel tasarım ya da dengeli kısmi faktöriyel tasarım gibi), her nokta için kaldıraç p/n (parametre sayısı/nokta sayısı)'dir. Bu, DFFITS değerlerinin (Gaussian durumda), $\sqrt{\frac{p}{n-p}} \approx \sqrt{\frac{p}{n}}$ çarpı bir t değeri olarak dağılacağı anlamına gelmektedir. Bu nedenle yazarlar bu noktaların DFFITS $2\left(\frac{p}{n}\right)^{1/2}$ 'den büyük olduğunda incelenmesini önerirler (URL-1, 2011).

2.3.5. COVRATIO ve FRATIO Ölçüleri

COVRATIO istatistiği, i. gözlem silindiğinde tahminlerin kovaryans matrisinin determinantındaki değişmeyi ölçer. COVRATIO istatistiği şu şekilde hesaplanabilir:

$$\text{COVRATIO} = [(\det (s^2(i) (\mathbf{X}_{(i)}' \mathbf{X}_{(i)})^{-1})) / (\det (s^2 (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1}))] \quad (2.33)$$

Belsley, Kuh ve Welsch, p modeldeki parametre sayısı ve n modeli uydurmak için kullanılan gözlem sayısı iken, $|\text{COVRATIO} - 1| \geq \frac{3p}{n}$ olduğu gözlemlerin incelenmesi gerektiğini ileri sürmüşlerdir (URL-8, 2011).

FRATIO ölçütü ise, i. gözlemin silinmesine bağlı olarak $\hat{y}_i$ 'nin varyansındaki değişimin incelenmesi amacıyla kullanılmaktadır. Şu şekilde hesaplanabilir:

$$FRATIO = \frac{s^2(i)}{s^2(1-h_i)} \quad (2.34)$$

Büyük FRATIO değerlerine karşılık gelen gözlemlerin incelenmesi gerekmektedir (Satman, 2005).

2.3.6. Cook Uzaklığı

i durumunun regresyon denkleminin sonuçları üzerindeki küresel etkilerinin alternatif bir ölçümü de Cook uzaklığıdır. $MS_{residual}$ regresyon çizgisi etrafındaki artıkların toplam varyansının tahmini iken, Cook Uzaklığı (C_i) şu şekilde ifade edilebilir:

$$C_i = \frac{\sum (\hat{Y} - \hat{Y}_{(i)})^2}{(k+1)MS_{residual}} \quad (2.35)$$

Dolayısıyla Cook Uzaklığı, Y 'nin tahmin edilen değerini veri setindeki tüm durumlarda i dâhil edildiğinde ve silindiğindeki durumla karşılaştırır. Bu farkların önce karesi alınmış sonra toplanmıştır. Payda, değeri standardize etmeye yaramaktadır. Cook uzaklığı, 0 potansiyel minimum değeri ile regresyon analizinin sonucunda daha büyük bir etkisi olan durumu gösteren daha yüksek sayılar arasında değişmektedir. Cook uzaklığı her zaman ≥ 0 olmalıdır, hiçbir zaman negatif değer alamaz.

Cook uzaklığı ile $DFFITS_i$ birbirine çok yakın ölçülerdir. Cook ve Weisburg (1982), Cook uzaklığı ile $DFFITS_i$ arasında şu matematiksel ilişkinin olduğunu göstermişlerdir:

$$C_i = \frac{(DFFITS_i)^2 MS_{residual(i)}}{(k+1)MS_{residual}} \quad (2.36)$$

$MS_{residual(i)}$ değeri ile $MS_{residual}$ değeri, i durumunun diğer durumlara nispetle aşırı farklılık gösterdiği küçük veri setleri dışında oldukça benzer olduğundan, bu ilişki tipik olarak şu ifadeye yaklaşır (Cohen vd., 2003):

$$C_i \approx \frac{(DFFITS)_i^2}{(k+1)} \quad (2.37)$$

2.3.7. Mahalanobis Uzaklığı

Mahalanobis uzaklığı, regresyon analizinde doğrusallık ve normallik varsayımlarının karşılanmasını güçleştiren uç değerlerin olup olmadığını anlamak üzere kullanılan bir değerdir. Çoklu regresyon modelinde kullanılan bağımsız değişkenler uzayındaki merkezden veya örneklem ortalamasından tek bir veri noktasının uzaklığını ölçen bir istatistiktir (URL-3, 2011).

Bağımsız değişken X_i 'nin ana bölümü v_i , $(p-1)$ boyutlu satır vektörü ve geçen koordinat 1 olmak üzere:

$$v_i = (x_{i,1} \cdots x_{i,p-1}) \text{ iken } X_i = (x_{i,1} \cdots x_{i,p-1} 1) = (v_i 1)' \text{ dir.} \quad (2.38)$$

Bu v_i 'lerin aritmetik ortalaması $\bar{v}$ ve kovaryans matrisi C şu şekilde hesaplanabilir:

$$\bar{v} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_i \quad (2.39)$$

$$C = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^t (v_i - \bar{v}). \quad (2.40)$$

Buradan da v_i ile $\bar{v}$ arasındaki mesafe C ile tanımlanan ölçü birimine göre şu şekildedir:

$$MD_i^2 = (v_i - \bar{v})C^{-1}(v_i - \bar{v})^t \quad (2.41)$$

Bu ifade i . durumun Mahalanobis uzaklığının karesi olarak adlandırılır. Bu MD_i^2 'lerin amacı, açıklayıcı kısmın veri yığımindan uzak kaldığı gözlemlere işaret etmektir. MD_i^2 değerleri $p-1$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımlarının miktarları ile karşılaştırılabilir.

Mahalanobis uzaklığının karesi ile şapka matrisinin diyagonal unsurları arasında birebir bir ilişki vardır. Bu ilişki, şapka matrisinin anlamının farklı bir açıklamasını sağlayan aşağıdaki ifade ile gösterilebilir (Rousseeuw and Leroy, 2003):

$$MD_i^2 = (n-1) \left[h_{ii} - \frac{1}{n} \right] \quad (2.42)$$

3. TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

Taşkın frekans analizi, belirli bir debi veya seviyenin üzerindeki bir taşkının belirli sayıda yıldan oluşan bir zaman periyodunda gelme olasılığının analizidir (DSİ Hidroloji Sözlüğü).

Taşkın frekans analizinde ele alınacak veriler homojen ve bağımsız olmalıdır. Homojenlik özelliği, bir serideki tüm gözlem değerlerinin aynı topluma ait olduğunu gösterir. Gelecekte meydana gelecek hidrolojik olayların frekansının tahmininde homojenlik şartı, eldeki verilerin gelecekteki akımları temsil etmesini şart koşar. Bağımsızlık özelliği ise, bir hidrolojik olayda, örneğin bir tekil büyük fırtına sisteminin meydana getirdiği iki veya daha fazla taşkın piklerinden sadece bir tanesinin veri grubuna girmesidir (Büyükkaracıoğlu ve Kahya, 2009).

Taşkın frekans analizi prosedürü, bölgedeki taşkın popülasyonunun uygun istatistikî dağılımının ve uygun parametre tahmin metodunun belirlenmesi ile ilgilenir. Taşkın frekans analiz yöntemleri üzerine yapılan son araştırmaların çoğu bir D/E yöntem terminolojisi 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. Tahmin edilebilirlik ise, taşkın hesabındaki hatayı hesaplamak için kullanılan bias ve ortalama korelasyon katsayısı hatasıyla ölçülebilecek doğrulukla ilgilidir (Seçkin, 2002).

Hem üst dağılımın dikkate alınması fikri hem de parametre tahmini prosedürü (D/E), yıllık maksimum taşkınlar için bir üst dağılımının belirlenmesinin mümkün olmadığı argümanına dayanır. (Mkhandi ve Kachroo, 2000). Taşkın frekans analizi iki yöntemle yapılabilir:

1. Noktasal Taşkın Frekans Analizi
2. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi

3.1. Noktasal Taşkın Frekans Analizi

Noktasal frekans analizi basit ve kolayca uygulanabilir bir yöntemdir. Ancak bu yöntemde kullanılan veriler havzadaki tek bir istasyona aittir ve bu yüzden tahminlerin güvenilirliği doğrudan veri uzunluğuna bağlıdır (Cunnane, 1988; Hosking ve Wallis, 1993). Bu, özellikle gözlenmiş veri uzunluğunu aşan yineleme aralıklarındaki taşkın değerlerinin tahmin edilmesinde oldukça önemlidir. Bunun yanı sıra ilgili havzadaki akım gözlem istasyonlarının verisi güvenilir tahminler için genellikle yetersizdir veya hiç taşkın gözlemi yoktur. Ayrıca çeşitli olasılık dağılım modelleri içinden birden fazla model ilgili istasyona ait verilere uygun olabilmekte ve bu durumda aynı yineleme aralığı için farklı taşkın tahminleri elde edilebilmektedir (Coulson, 1991). Noktasal taşkın frekans analizinin sahip olduğu bu dezavantajlar nedeniyle taşkın tahminlerinin güvenilirliğini arttırmak amacıyla bölgesel taşkın frekans analizi sıklıkla tercih edilir (Saf, 2009).

3.2. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi

Bu analizde, bağımlı hidrolojik ya da meteorolojik değişken buna bağlı ve bağımlı değişkeni izah edebilen faktörlerle açıklanır ve bağımsız değişkenler diye adlandırılan parametreler ile korelasyona tabi tutulur. Daha sonra da bölgedeki mevcut ölçüm istasyonlarının verileri ile birleştirilerek bölgesel analiz çalışmalarına geçilir. Bu tür analizler:

- Anlık taşkın değerlerinin (Q_T) tahmin edilmesinde,
- Yağış miktarları ve frekanslarının tayininde (P_T),
- Hidrolojik verilerin ortalama ve standart sapmalarının bulunmasında,
- Ölçüm noktalarında toplanan klimatolojik/hidrolojik verilerin parametrelerinin hesaplanmasında kullanılır (Şorman, 2004).

Bölgesel taşkın frekans analizi, noktasal tahminlere göre herhangi bir havza içindeki akım gözlem istasyonlarının gözlenmiş taşkın değerleri yardımıyla ilgili havzada yer alan ve ölçümleri yetersiz olan diğer istasyonlarda daha güvenilir sonuçlar vermesi ve yine bölge içinde akım gözlemleri olmayan yerlerde de tahmin yapabilmeyi sağlaması nedeniyle sıklıkla tercih edilmektedir. Bölgesel analiz, homojen bir bölge içinde ölçümleri

mevcut olan akım gözlem istasyonlarından, akım gözlem istasyonu olmayan veya çok az veriye sahip istasyonlara hidrolojik bilginin aktarılmasına dayalıdır. Lettenmaier ve Potter (1985); Lettenmaier, Wallis ve Wood (1987); Hosking, Wallis ve Wood (1988); Pilon ve Adamowski (1992); Potter (1987); Potter ve Lettenmaier (1990) gibi çalışmalarda bölgenin ortalama olarak homojen olması durumunda bile bölgesel taşkın tahminlerinin noktasal taşkın tahminlerine göre daha güvenilir sonuçlar verdiği belirtilmektedir. Bölgesel taşkın frekans analizi genellikle:

- noktasal frekans analizi,
- homojen bölgelerin tanımlanması ve
- bölgesel ilişkilerin geliştirilmesi şeklinde 3 kısımdan oluşmaktadır (Saf, 2011).

3.3. Önceki Çalışmalar

Uluslar arası alanda konu ile ilgili yapılan ilk çalışmalardan biri olan Barger ve Thom'un 1949 yılında yaptıkları çalışmada yağış toplamalarının Gamma dağılımına uyduğu düşüncesi ortaya atılmıştır.

Markovic 1965'te yaptığı çalışmada yıllık yağış ve akım verileri üzerinde analizler yapmıştır. Çalışmasında yıllık verilerin Normal dağılıma oldukça iyi uyum sağladığı sonucuna ulaşmıştır. Aylık yağış verilerinin Lognormal dağılımı, akım verilerinin de Gamma dağılımı ile uyumlu olduğunu göstermiştir.

Abdul Karim ve Chowdhury 1995 yılında yapmış oldukları çalışmada Lognormal, Gumbel, Log Pearson 3 ve Gen. Ext. Value dağılımlarını uygulamışlardır. Gen. Ext. Value dağılımının istatistiksel olarak en uygun dağılım olduğu sonucuna varmışlardır.

Ülkemizde yapılan çalışmalardan biri Haktanır ve arkadaşları tarafından 1990 yılında yapılmıştır. Çalışmada Gumbel, Lognormal, Gamma (3P), Log Pearson 3, Smemaks ve Log-Boughton dağılımlarının uygunluk araştırması yapılmıştır. Chi-Squared ve Kolmogorov-Smirnov uygunluk testlerine göre Log Pearson 3 dağılımının incelenen istasyonların çoğunda en uygun dağılım olarak ortaya çıktığı görülmüştür.

Önöz'ün 1991 yılında yaptığı çalışmada, bölgesel homojenlik kontrolü ve yıllık zirve akışlarının bölgesel frekans analizi konusunda, iki ayrı homojen bölgede Gamma, Gumbel, Lognormal ve Log Pearson 3 dağılımları için bölgesel frekans eğrileri elde edilmiştir.

Oğuz'un 1991 yılında yapmış olduğu çalışmada Log Pearson 3 dağılımını esas almış, kullanmış olduğu verileri bazı değerlerin aykırı değer olduğunu ve bu değerlerin zirve akışların dağılım özelliklerini ciddi ölçüde etkilediğini göstermiştir.

4. MATERYAL VE YÖNTEM

4.1. Materyal

Bu çalışmada materyal olarak Elektrik İşleri Etüd İdaresi'nin (EİEİ) ve Devlet Su İşleri'nin (DSİ) yıllara göre çıkarmış olduğu akım rasat yıllıklarındaki su yılı maksimum akım değerleri kullanılmıştır. Dicle havzasındaki 15 istasyon ile Fırat havzasındaki 11 istasyon verilerinden faydalanılmıştır.

Fırat ve Dicle havzasındaki istasyonlara ait bazı bilgiler Tablo 4.1 ve 4.2'de verilmiştir.

Tablo 4.1. Fırat havzasına ait bilgiler

İSTASYON ADI	NO	SUYUN ADI	GÖZLEM SÜRESİ (yıl)	YAĞIŞ ALANI (km ²)	KOT (m)
Çıpak	21-001	Karasu	26	233.2	1830
Selenk Köprüsü	21-041	Perisuyu	22	2062	1154
Eğerti	21-052	Serçeme D.	27	534	1901
Çat	21-056	Abdulharap S.	23	274.6	1280
Lek	21-074	Gayıt D.	25	239.8	1547
Malpınar	2115	Göksu	32	3998.8	390
Kemah Boğazı	2119	Fırat Nehri	27	10356	1123
Tutak	2122	Murat Nehri	31	5882.4	1552
Yazıköy	2124	Tohma Suyu	37	1256.1	1193
Melekbahçe	2133	Munzur Suyu	31	3284.8	875
Dedikuşağı	2147	Munzur Suyu	36	875	1195

Tablo 4.2. Dicle havzasına ait bilgiler

İSTASYON ADI	NO	SUYUN ADI	GÖZLEM SÜRESİ (yıl)	YAĞIŞ ALANI (km ²)	KOT (m)
Girikhan	2625	Hezil Çayı	19	1127.2	780
Billoris	2626	Botan Çayı	21	8761.2	457
Üzümcü	2620	Zapsuyu	20	5270.3	1072
Musahan	2621	Zapsuyu	20	2504.4	1725
Pınarca	2624	Kezer Çayı	19	1169.6	530
Çayönü	2617	Dicle Nehri	18	1186	695
Köprübaşı	2618	Ambar Çayı	21	976	595
Çınarköprü	2619	Göksu Çayı	19	667.8	657
Malabadi	2612	Batman Çayı	27	4105.2	597
Baykan	2610	Bitlis Çayı	33	636.5	698
Diyarbakır	2605B	Dicle Nehri	21	5655.2	570
Cizre	2606	Dicle Nehri	22	38280.7	370
Beşiri	2603	Garzan Çayı	33	2450.4	545
Billoris	2604	Botan Çayı	21	8747.3	465
Kozluk	26-024	Pisyar Ç.	17	1359.3	620

4.2. Yöntem

4.2.1. Uygunluk Testleri

Uygunluk testleri, tesadüfî bir örneğin teorik bir olasılık dağılım fonksiyonuna uygunluğunu ölçer. Eldeki orijinal bir veri grubunun, verilen bir orijinal teorik olasılık dağılıma uyup uymadığını kontrol etmenin yolu, kümülatif gözleme dayalı dağılımın, denenen teorik dağılıma ait kümülatif yoğunluk fonksiyonu ile uygunluğunun grafik olarak karşılaştırılmasıdır. Eğer iki fonksiyon aşırı sapma göstermezse, teorik dağılımın orjinal verilere uyduğu kabul edilir (Büyükkaracıgan ve Kahya, 2009).

4.2.1.1. Kolmogorov-Smirnov Testi

Kolmogorov-Smirnov uygunluk testi Kolmogorov, Smirnov, Scheffé ve Wolfowitz tarafından önerilmiştir. Bu test, bir örneğin öne sürülen belirli bir dağılımdan gelip gelmediğine karar vermek için kullanılır. Deneyisel kümülatif dağılım fonksiyonuna

dayanmaktadır. Kümülatif dağılım fonksiyonu $F(x)$ olan bir dağılımdan tesadüfi bir örneğimiz $(x_1, \dots, x_n)$ olduğunu varsayalım. Deneysel kümülatif dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot [\text{Gözlem Sayısı} \leq x] \quad (4.1)$$

Kolmogorov-Smirnov istatistiği (D), teorik ve deneysel kümülatif dağılım fonksiyonu arasındaki en geniş dikey farka dayanmaktadır:

$$D = \max_{1 \leq i \leq n} \left(F(x_i) - \frac{i-1}{n}, \frac{i}{n} - F(x_i) \right) \quad (4.2)$$

Kolmogorov Smirnov testinin null ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir:

H_0 : Veri belirli bir dağılım izler.

H_A : Veri belirli bir dağılım izlemez.

Eğer test istatistiği, D, tablodan elde edilen kritik değerden büyükse dağılımsal forma ilişkin hipotez, seçilen anlamlılık düzeyinde (α) reddedilir. α 'nın sabit değerleri genellikle null hiptezi (H_0) farklı anlamlılık düzeylerinde değerlendirmek için kullanılır.

Bu test için kullanılan kritik değerlerin standart tablosu, yalnızca bir veri setinin tamamen belirtilen bir dağılımdan gelip gelmediğini test ederken geçerlidir. Eğer bir veya daha fazla dağılım parametresi tahmin edildiye, sonuçlar makul olacaktır; yani gerçek anlamlılık düzeyi standart tablolar tarafından belirlenenen daha küçük olacaktır ve uygunluğun yanlışlıkla reddedilme ihtimali de düşük olacaktır.

Sabit α değerlerinin aksine P değeri, test istatistiğine dayanarak hesaplanır ve null hipotezin (H_0) P değerinden küçük tüm α değerleri için kabul edileceği anlamında anlamlılık düzeyinin eşik değerini gösterir (URL-6, 2012).

4.2.1.2. Anderson-Darling Testi

Yaygın olarak kullanılan Anderson-Darling testi, ilk defa 1952’de Amerikan istatistikçileri T. W. Anderson Jr. ile D. A. Darling tarafından ortaya atılmıştır. Bu test de Kolmogorov-Smirnov testi gibi deneysel kümülatif dağılım fonksiyonunu temel alır. Ancak Kolmogorov Smirnov testinden farklı olarak gerçek dağılım ve seçilen dağılım arasındaki kuyruk olasılığına yoğunlaşmaktadır (Chambers ve Çifter, 2007).

Anderson-Darling testinin null ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir:

H_0 : Veri normal dağılım gösteren bir popülasyondan alınmıştır.

H_A : Veri normal dağılım gösteren bir popülasyondan alınmamıştır.

Anderson-Darling istatistiği (A^2) hesaplanırken veriler küçükten büyüğe doğru sıralanır ve standardize edilir. Kümülatif Gaussian fonksiyon değeri i . değişken için z_i olarak ifade edilir ve aşağıdaki gibi hesaplanır (Özer, 2007):

$$A^2 = -n - \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n (2i-1) [\ln z_i + \ln(1 - z_{n+1-i})] \right\} \quad (4.3)$$

Eğer test istatistiği, A^2 , tablodan elde edilen kritik değerden büyükse dağılımsal forma ilişkin hipotez, seçilen anlamlılık düzeyinde (α) reddedilir. α ’nın sabit değerleri genellikle null hipotezi (H_0) farklı anlamlılık düzeylerinde değerlendirmek için kullanılır.

4.2.1.3. Chi-Squared Testi

Chi-Squared dağılımı 1900’lü yıllarda Pearson tarafından ortaya atılmıştır. Bu test, bir örneğin belirli bir dağılıma sahip bir popülasyondan gelip gelmediğine karar vermek için kullanılır. Ayrıca bir örneğin belirli bir teorik dağılıma uygunluğu da test edilebilir. Chi-Squared uygunluk testinde beklenen frekanslar hesaplanırken daha önceden bilinen veya bildirilen bir oran varsa bu oran dikkate alınır (Üçkardeş, 2006).

Chi-Squared test istatistiği aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanır:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} \quad (4.4)$$

Burada o_i i. gözleme ait frekans değeri, e_i i. gözleme ait beklenen frekans değeridir.

Chi-Squared testinin null ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir:

H_0 : Veri belirli bir dağılım izler.

H_A : Veri belirli bir dağılım izlemez.

Eğer test istatistiği, χ^2 , tablodan elde edilen kritik değerden ($\chi^2_{1-\alpha, k-1}$) büyükse dağılımsal forma ilişkin hipotez, seçilen anlamlılık düzeyinde (α) reddedilir. α 'nın sabit değerleri genellikle null hipotezi (H_0) farklı anlamlılık düzeylerinde değerlendirmek için kullanılır (URL-5, 2012).

4.2.2. Olasılık Dağılım Testleri

4.2.2.1. Log Logistic Dağılımı

Parametreler

α = sürekli şekil parametresi ($\alpha > 0$)

β = sürekli ölçek parametresi ($\beta > 0$)

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x}{\beta} \right)^{\alpha-1} \left(1 + \left(\frac{x}{\beta} \right)^{\alpha} \right)^{-2} \quad (4.5)$$

Kümülatif dağılım fonksiyonu

$$F(x) = \left(1 + \left(\frac{\beta}{x} \right)^\alpha \right)^{-1} \quad (4.6)$$

4.2.2.2 Log Logistic (3P) Dağılımı

Parametreler

α = sürekli şekil parametresi ($\alpha > 0$)

β = sürekli ölçek parametresi ($\beta > 0$)

γ = sürekli konum parametresi ($\gamma \neq 0$ olursa log logistic (2P) dağılımı olur)

$\gamma \leq x < +\infty$ iken;

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x - \gamma}{\beta} \right)^{\alpha-1} \left(1 + \left(\frac{x - \gamma}{\beta} \right)^\alpha \right)^{-2} \quad (4.7)$$

Kümülatif Dağılım Fonksiyonu

$$F(x) = \left(1 + \left(\frac{\beta}{x - \gamma} \right)^\alpha \right)^{-1} \quad (4.8)$$

4.2.2.3. Lognormal Dağılımı

Parametreler

σ = sürekli parametre ($\sigma > 0$)

μ = sürekli parametre

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2\right)}{x \cdot \sigma \sqrt{2\pi}} \quad (4.9)$$

Kümülatif dağılım fonksiyonu

$$F(x) = \phi\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right) \quad (4.10)$$

Burada ϕ Laplace integralidir.

4.2.2.4. Lognormal (3P) Dağılımı

Parametreler

σ = sürekli parametre ($\sigma > 0$)

μ = sürekli parametre

γ = sürekli konum parametresi ($\gamma=0$ olursa lognormal (2P) dağılımı olur.)

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x - \gamma) - \mu}{\sigma}\right)^2\right)}{(x - \gamma) \sigma \sqrt{2\pi}} \quad (4.11)$$

Kümülatif dağılım fonksiyonu

$$F(x) = \phi\left(\frac{\ln(x - \gamma) - \mu}{\sigma}\right) \quad (4.12)$$

Burada ϕ Laplace integralidir.

4.2.2.5. Generalized Extreme Value Dağılımı

Parametreler

k = sürekli şekil parametresi

σ = sürekli ölçek parametresi ($\sigma > 0$)

μ = sürekli konum parametresi

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma} \exp\left(-(1+kz)^{-1/k}\right) (1+kz)^{-1-1/k} & k \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma} \exp(-z - \exp(-z)) & k = 0 \end{cases} \quad (4.13)$$

Kümülatif dağılım fonksiyonu

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left(-(1+kz)^{-1/k}\right) & k \neq 0 \\ \exp(-\exp(-z)) & k = 0 \end{cases} \quad (4.14)$$

$$\text{Burada } z \equiv \frac{x - \mu}{\sigma} \text{, dır.} \quad (4.15)$$

4.2.2.6. Log Pearson 3 Dağılımı

Parametreler

α = sürekli parametre ($\alpha > 0$)

β = sürekli parametre ($\beta \neq 0$)

γ = sürekli parametre

$$\begin{aligned} 0 < x \leq e^\gamma & \quad \beta < 0 \\ e^\gamma \leq x < +\infty & \quad \beta > 0 \end{aligned} \quad \text{iken;}$$

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \frac{1}{x|\beta|\Gamma(\alpha)} \left(\frac{\ln(x) - \gamma}{\beta} \right)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\ln(x) - \gamma}{\beta} \right) \quad (4.16)$$

Kümülatif dağılım fonksiyonu

$$F(x) = \frac{\Gamma_{(\ln(x) - \gamma)/\beta}(\alpha)}{\Gamma(\alpha)} \quad (4.17)$$

4.2.2.7. Gumbel Max Dağılımı

Parametreler

σ = sürekli ölçek parametresi ($\sigma > 0$)

μ = sürekli konum parametresi

$-\infty < x < +\infty$ iken;

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \frac{1}{\sigma} \exp(-z - \exp(-z)) \quad (4.18)$$

Kümülatif dağılım fonksiyonu

$$\begin{aligned} F(x) &= \exp(-\exp(-z)) \\ z &\equiv \frac{x - \mu}{\sigma} \end{aligned} \quad (4.19)$$

4.2.2.8. Gumbel Min Dağılımı

Parametreler

σ = sürekli ölçek parametresi ($\sigma > 0$)

μ = sürekli konum parametresi

$-\infty < x < +\infty$ iken;

Olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x) = \frac{1}{\sigma} \exp(z - \exp(z)) \quad (4.20)$$

Kümülatif dağılım fonksiyonu

$$F(x) = 1 - \exp(-\exp(z)) \quad (4.21)$$
$$z \equiv \frac{x - \mu}{\sigma}$$

4.2.3. İstatistik Momentler

Rasgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu eğrisi ile absis eksenini arasında kalan alanın çeşitli noktalar etrafındaki momentlere istatistik momentler denir. Bu alanın $x = x_0$ noktasındaki k. mertebeden momentini,

$$\mu_k = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)(x - x_0)^k dx \quad (4.22)$$

x_0 noktası μ ortalama değeri alınarak, k. dereceden merkezsiz istatistik moment,

$$\bar{\mu}_k = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)(x - \mu)^k dx \quad (4.23)$$

olarak yazılır (Bayazıt, 1981).

Parametreler merkez parametreleri, yayılım parametreleri ve çarpıklık parametreleri olmak üzere üç başlık altında incelenebilir.

4.2.3.1. Merkez Parametreleri

Merkez parametreleri aritmetik ortalama ve medyandır. Bir rasgele değişkenin en önemli karakteristiği dağılımın merkezidir. Dağılımın merkezi, rasgele değişkenin alabileceği tüm değerlerin çevresinde kümелendiği değerdir. Dağılımın merkezini ifade etmede kullanılan ve 1. mertebeden istatistik moment olan aritmetik ortalama,

$$\mu_x = E_x = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx \quad (4.24)$$

şeklinde ifade edilebilir. X rasgele değişkeninin toplumundan alınmış n elemanlı bir örnek için aritmetik ortalama,

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \text{ denkleminle hesaplanır.} \quad (4.25)$$

Medyan (orta değer) ise, verilen serideki kendisinden büyük ve küçük olan değerlerin sayısı birbirine eşit olan değerdir. Bu değerin bulunması için veriler en küçükten büyüğe ya da en büyüktten küçüğe doğru sıralanır. Bu sıralama sonucunda tek sayılı veriler için en ortadaki değere, çift sayılı veriler için ise en ortadaki iki değer aritmetik ortalamasına bakılır. Dolayısıyla medyanın matematiksel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$Med_x = x_{0,50} = \begin{cases} x_{(n+1)/2} & n \text{ tek ise} \\ \frac{1}{2} [x_{(n/2)} + x_{(n/2)+1}] & n \text{ çift ise} \end{cases} \quad (4.26)$$

4.2.3.2. Yayılım Parametreleri

Yayılım parametreleri bir rasgele değişkenin merkezsiz değer çevresindeki yayılımının büyüklüğü hakkında bilgi verir. En çok kullanılan yayılım parametreleri varyans ve standart sapmadır. Varyans 2. mertebeden merkezsiz moment olarak da tanımlanabilir (Cebe, 2007).

Varyans ($Var(x)$) ve standart sapma (σ_x) aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$Var(x) = \sigma_x^2 = E((X - \mu_x)^2) = \int_{-\infty}^{\infty} (X - \mu_x)^2 f(x) dx \quad (4.27)$$

Varyans, olasılık yoğunluk fonksiyonu eğrisi altındaki alanın ağırlık merkezinden geçen düşey eksene göre atalet momentidir. X rasgele değişkeninin toplumundan alınmış n elemanlı bir örnek için standart sapma ve varyans,

$$Var(x) = s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \text{ formülüyle hesaplanabilir.} \quad (4.28)$$

Standart sapmanın büyük olması rasgele değişkenin dağılımının daha yaygın olduğunu gösterir. Ancak ortalamaları aynı olmayan iki rasgele değişken için yayılımın büyüklüğünü belirlemede değişkenlerin standart sapma değerlerini karşılaştırmak yeterli olmayabilir. Bu durumda boyutsuz bir büyüklük olan varyasyon katsayısı kullanılır. Varyasyon katsayısının büyük olması, rasgele değişkenin ortalama etrafındaki değişiminin büyük olması anlamına gelir. Varyasyon katsayısı aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$C_{vx} = \frac{\sigma_x}{\mu_x} \quad (4.29)$$

X rasgele değişkeninin toplumundan alınmış n elemanlı bir örnek için varyasyon katsayısı,

$$C_{vx} = \frac{s_x}{\bar{x}} \text{ formülüyle hesaplanabilir.} \quad (4.30)$$

4.2.3.3. Çarpıklık Parametreleri

Rasgele değişkenin dağılımının merkez çevresindeki simetrisini belirleyen parametre 3. mertebeden istatistiksel moment olan çarpıklık katsayısıdır. Çarpıklık katsayısı aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$C_{sx} = \frac{\mu_x^3}{\sigma_x^3} \quad (4.31)$$

Bu denkleme bakılarak dağılım hakkında şu sonuçlara ulaşılabilir:

1. Çarpıklık katsayısı sıfır bulunursa dağılım ortalama çevresinde simetriktir.
2. Çarpıklık katsayısı pozitif bir sayı bulunursa dağılım ortalama çevresinde sağa çarpıktır. Bu durumda pozitif çarpıklık söz konusudur ve dağılımın sağa doğru uzayan bir kuyruğu vardır.
3. Çarpıklık katsayısı negatif bir sayı bulunursa dağılım ortalama çevresinde sola çarpıktır. Bu durumda negatif çarpıklık söz konusudur ve dağılımın sola doğru uzayan bir kuyruğu vardır.

X rasgele değişkeninin toplumundan alınmış n elemanlı bir örnek için çarpıklık katsayısı,

$$C_{sx} = \frac{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(n-1)(n-2)S_x^3} \text{ formülüyle ifade edilebilir.} \quad (4.32)$$

4.2.4. Önerilen Yöntem

Tarafımızca geliştirilen yöntemde kullanılan istasyona ait n adet veri olduğunu varsayalım. Bu veriler ($Q_1, Q_2, \dots, Q_n$) olacak şekilde küçükten büyüğe doğru sıralanır. En küçük veriye $T = 1$, en küçük ikinci veriye $T = 2$, en büyük veriye $T = n$ olacak şekilde birer artan değer verilir. En küçük veriden en büyük veriye kadar sırasıyla tarafımızca geliştirilmiş olan $\alpha = \frac{Q_n}{T_n \cdot \ln T_n}$ formülü yardımı ile α değerleri hesaplanır. Bulunan bu değerler yardımıyla α - T grafikleri çizilir. Grafik üzerinden α değerlerinin içinde $\alpha_{\min}$ değerinin olduğu nokta bulunur ve bu noktadan sonra α değerlerinin artış gösterdiği bir nokta mevcut ise $\alpha_{\min}$ değerinin olduğu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer oldukları kabul edilir.

Aykırı değer olarak kabul edilen bu noktaların yeni değerleri tarafımızca geliştirilen $Q_n = \alpha_{\min} \cdot T_n \cdot \ln T_n$ formülü yardımıyla hesaplanır. Yine aynı şekilde bu formül yardımıyla 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık taşkınlar hesaplanmaktadır. Bu yöntem sayesinde veri içerisindeki aykırı değerler elimine edildiğinden taşkın frekans analiz sonuçlarındaki aykırı değerlerin etkilerinden doğan hatalar giderilmiş ve daha doğru sonuçlar elde edilmiş olur.

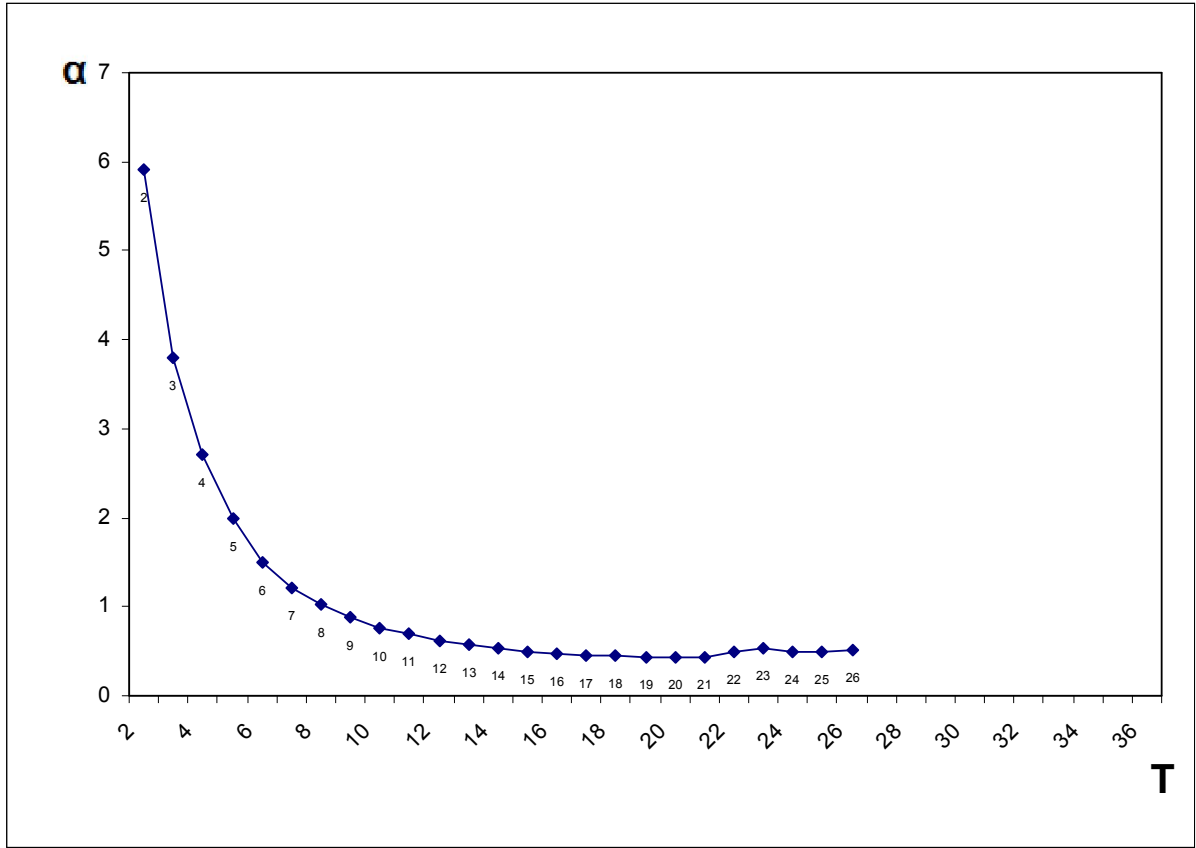
Uygulamamızı bir örnek üzerinde gösterecek olursak;

Tablo 4.3. Fırat 21-001 nolu istasyon için

Q	T	Sıralı Q	$\alpha = \frac{Q_n}{T_n \cdot \ln T_n}$
43	1	7,9	0
8,2	2	8,2	5,91505
20	3	12,5	3,792663
38	4	15	2,705053
16	5	16	1,988272
28	6	16	1,488295
17,5	7	16,5	1,211332
15	8	17	1,021909

24	9	17,5	0,884955
17	10	17,5	0,760015
38	11	18,5	0,701373
23	12	18,5	0,620412
20	13	19	0,569812
21	14	20	0,541319
26	15	20	0,492359
18,5	16	21	0,473384
12,5	17	22	0,456767
17,5	18	23	0,442081
22	19	24	0,428998
16	20	26	0,433951
18,5	21	28	0,437945
39	22	33	0,485273
19	23	38	0,526926
16,5	24	38	0,498208
33	25	39	0,484641
7,9	26	43	0,507611

Tablo 4.3'te bulunan α ve T değerleri yardımıyla şekil 4.1'deki grafik çizilir.



Şekil 4.1. Fırat 21-001 istasyonu için α -T diyagramı

Hem şekil 4.1 hem de tablo 4.3'ten de anlaşılacağı gibi $\alpha_{\min}$ değeri 19. noktada bulunmuştur $\alpha_{\min} = \alpha_{19} = 0,428998$ olarak belirlenmiştir. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu kabul edilmiştir.

Bu aşamadan sonra 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık taşkın debileri tarafımızca geliştirilen $Q_n = \alpha_{\min} \cdot T_n \cdot \ln T_n$ formülü yardımıyla bulunur.

$$Q_{25} = \alpha_{\min} \cdot 25 \cdot \ln 25 = 26,237 \text{ m}^3/\text{sn}$$

$$Q_{50} = \alpha_{\min} \cdot 50 \cdot \ln 50 = 31,887 \text{ m}^3/\text{sn}$$

$$Q_{100} = \alpha_{\min} \cdot 100 \cdot \ln 100 = 37,537 \text{ m}^3/\text{sn}$$

$$Q_{200} = \alpha_{\min} \cdot 200 \cdot \ln 200 = 43,186 \text{ m}^3/\text{sn}$$

$$Q_{500} = \alpha_{\min} \cdot 500 \cdot \ln 500 = 50,655 \text{ m}^3/\text{sn}$$

$$Q_{1000} = \alpha_{\min} \cdot 1000 \cdot \ln 1000 = 56,305 \text{ m}^3/\text{sn}$$

$$Q_{10000} = \alpha_{\min} \cdot 10000 \cdot \ln 10000 = 75,073 \text{ m}^3/\text{sn}$$

$$Q_{20000} = \alpha_{\min} \cdot 20000 \cdot \ln 20000 = 80,723 \text{ m}^3/\text{sn} \text{ olarak bulunur.}$$

5. BULGULAR

5.1. Fırat 21-001 Nolu İstasyonda (Karasu-Çıpak) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 21-001 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 26

Ortalama = 22.119

Standart Sapma = 9.292

Çarpıklık = 0.84

Fırat 21-001 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Gumbel Max Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

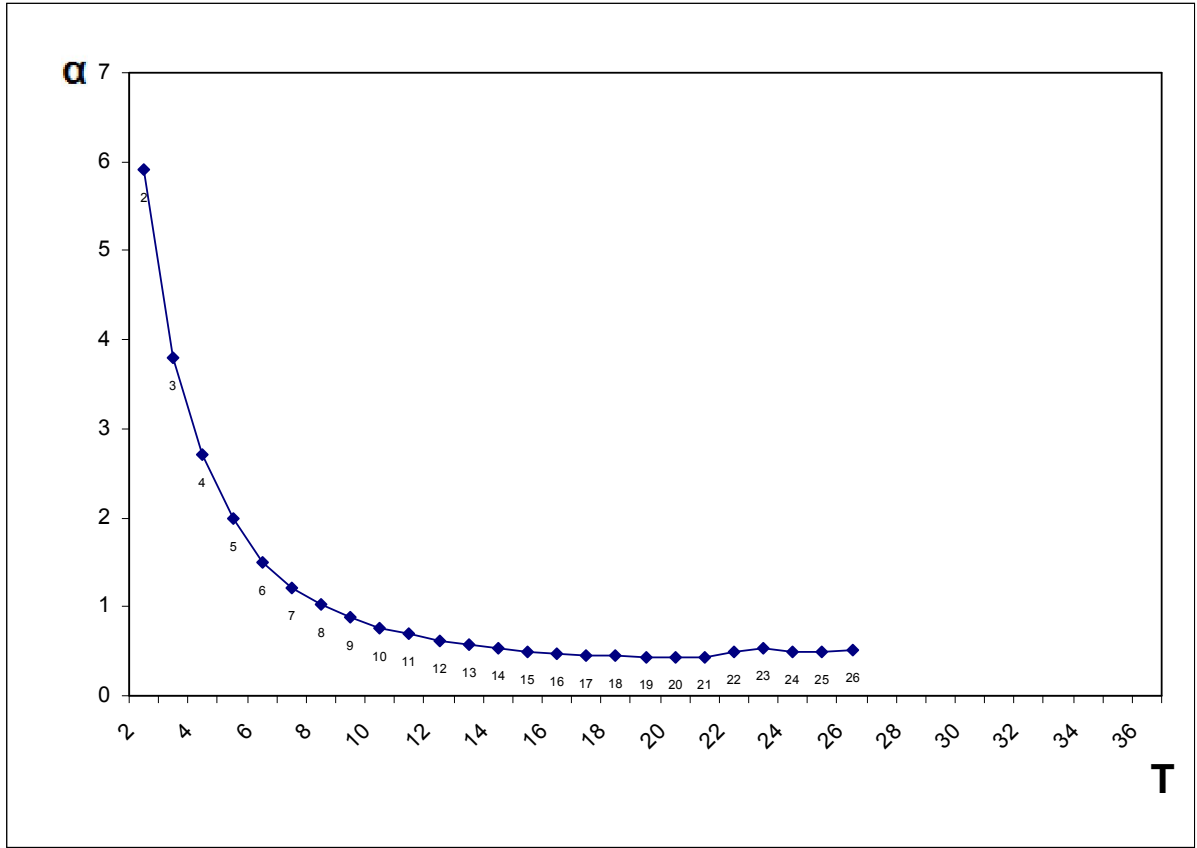
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Gumbel Max Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Logistic Dağılımı
3. Gumbel Max Dağılımı

Fırat 21-001 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.1’de gösterilmektedir.



Şekil 5.1. Fırat 21-001 istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 19 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

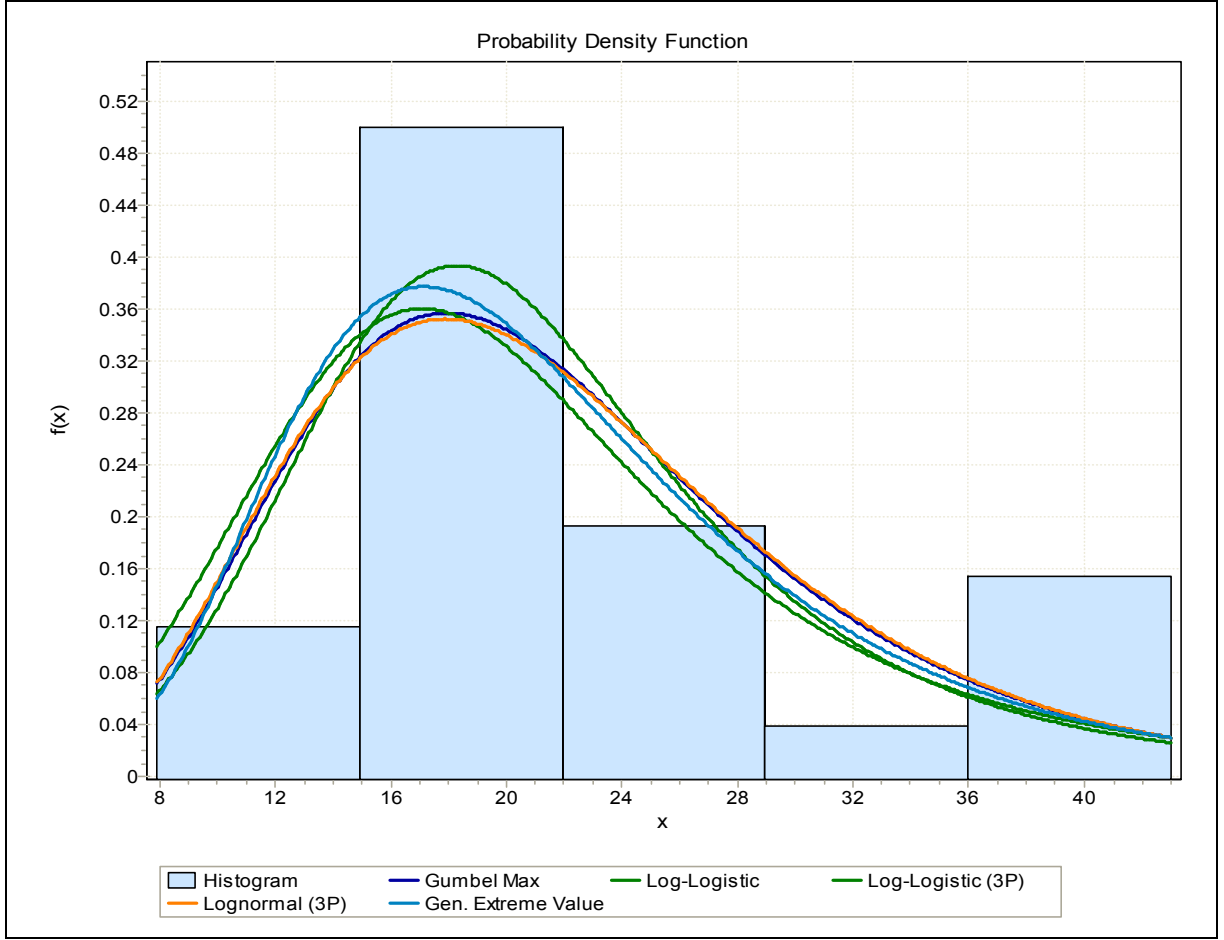
Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

Q_{25}	26.237 m ³ /sn
Q_{50}	31.887 m ³ /sn
Q_{100}	37.537 m ³ /sn
Q_{200}	43.187 m ³ /sn
Q_{500}	50.655 m ³ /sn
Q_{1000}	56.305 m ³ /sn
Q_{10000}	75.073 m ³ /sn
Q_{20000}	80.723 m ³ /sn

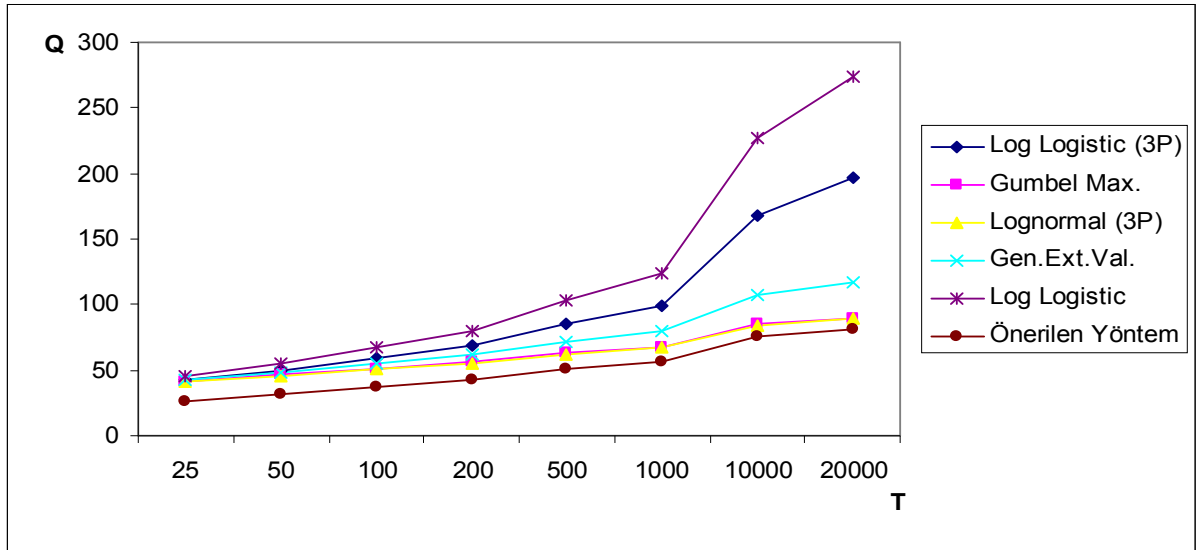
Tablo 5.1. Fırat 21-001 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₁₀₀	Q ₂₀₀	Q ₅₀₀	Q ₁₀₀₀	Q _{10.000}	Q _{20.000}
Log Logistic (3P)	42.297	49.825	58.543	68.695	84.781	99.368	168.2	197.05
Gumbel Max.	41.109	46.205	51.264	56.304	62.953	67.978	84.663	89.685
Lognormal (3P)	40.897	45.818	50.703	55.594	62.11	67.102	84.233	89.587
Gen.Ext.Val.	42.372	48.632	55.171	62.025	71.615	79.3	107.79	117.34
Log Logistic	45.873	55.442	66.822	80.428	102.66	123.43	227.48	273.44
Önerilen Yöntem	26.237	31.887	37.537	43.186	50.655	56.305	75.073	80.723

Tablo 5.1’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Lognormal (3P) ile en yakın değerlere sahiptir. Lognormal (3P) dağılımı Kolmogorov- Smirnov ve Anderson-Darling uyumun iyiliği testlerine göre en iyi dağılımlar arasında yer almaktadır. 25, 50, 100, 200, 500 ve 1000 yıllık analizlerde önerilen metotla klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max. ve Lognormal (3P) dağılımlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir, Gen.Ext.Val. dağılımı sonuçları bir miktar sapmaya uğramış olsada önermiş olduğumuz yöntem sonuçlarına kabul edilebilir ölçüde yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Ancak Log Logistic (3P) ve Log Logistic dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.3’te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.2. Fırat 21-001 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.3. Fırat 21-001 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.2. Fırat 21-041 Nolu İstasyonda (Peri Suyu-Selenk Köprüsü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 21-041 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 22

Ortalama = 283.864

Standart Sapma = 155.502

Çarpıklık = 2.204

Fırat 21-041 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

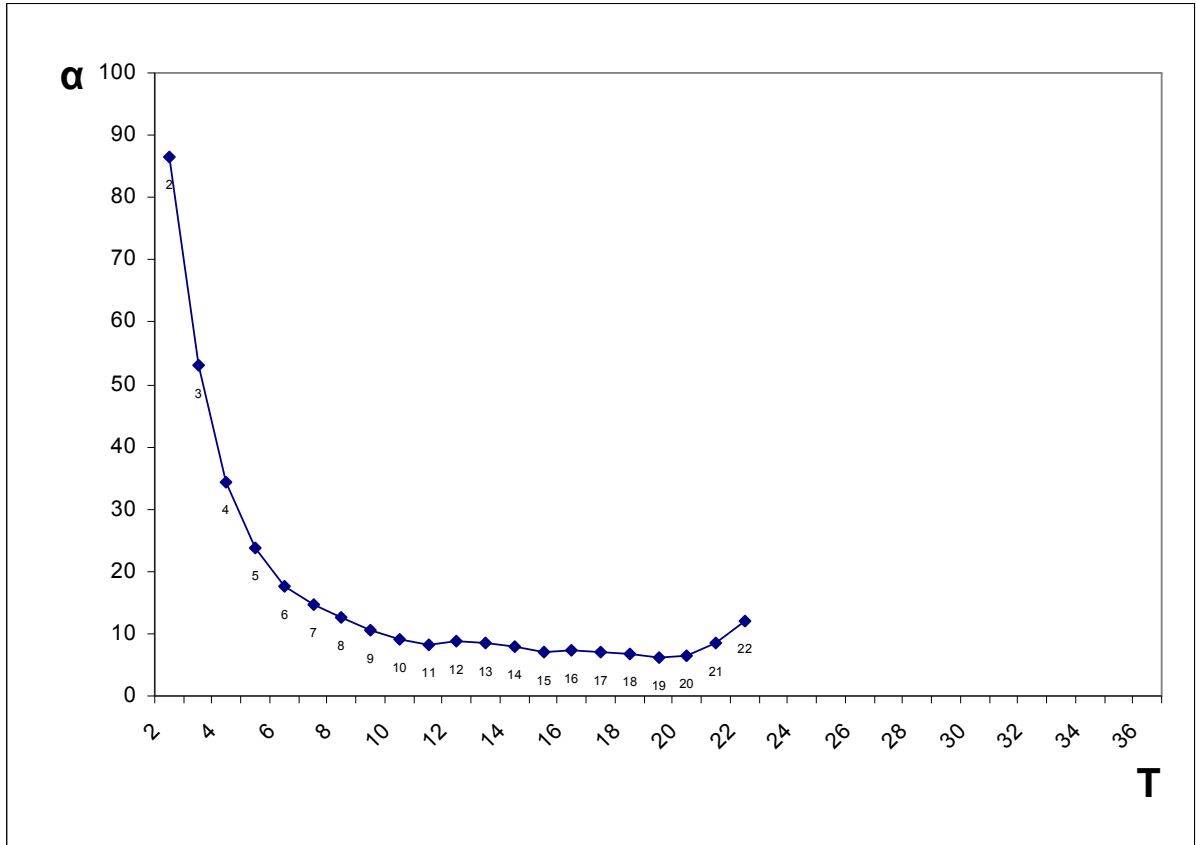
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Log Pearson 3 Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Gumbel Max Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Fırat 21-041 nolu istasyon (Perisuyu-Selenk Köp.) verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.4'te gösterilmektedir.



Şekil 5.4. Fırat 21-041 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 19 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

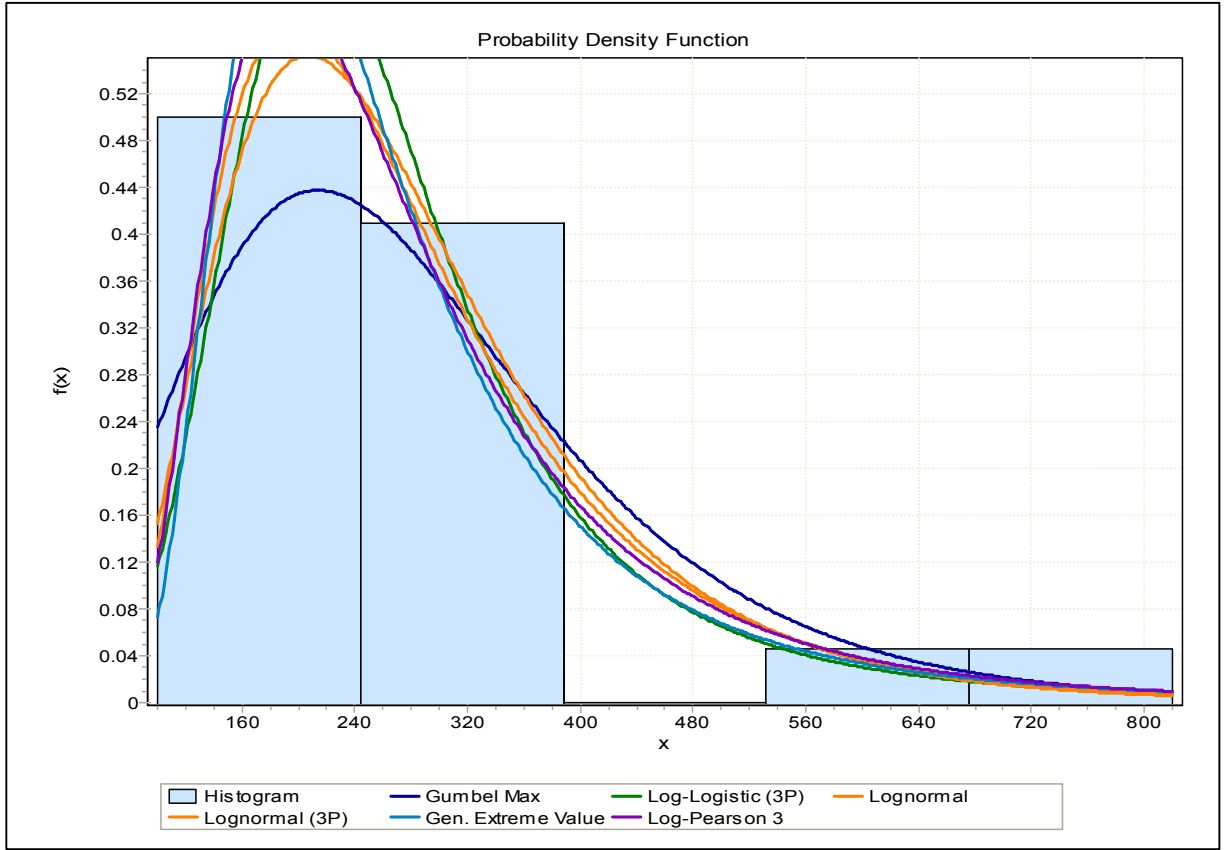
Q_{25}	382.622 m ³ /sn
Q_{50}	465.015 m ³ /sn
Q_{100}	547.408 m ³ /sn
Q_{200}	629.801 m ³ /sn
Q_{500}	738.719 m ³ /sn

Q_{1000}	821.112 m ³ /sn
Q_{10000}	1094.816 m ³ /sn
Q_{20000}	1177.209 m ³ /sn

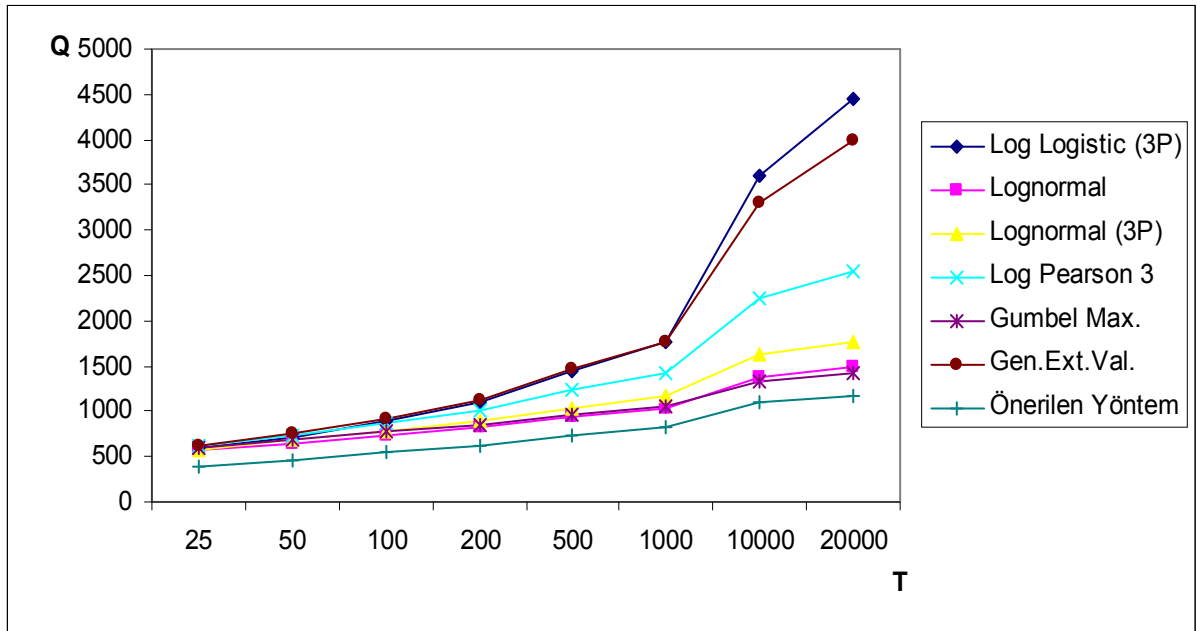
Tablo 5.2. Fırat 21-041 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Logistic (3P)	586.79	721.3	886.65	1090.9	1437.7	1774.1	3591.5	4447.9
Lognormal	562.67	645.63	730.66	818.25	938.58	1033.4	1374.7	1486
Lognormal (3P)	583.51	680.71	782.84	890.46	1041.9	1163.9	1620	1773.8
Log Pearson 3	612.13	733.21	867.52	1016.9	1240.6	1432.3	2238.9	2542.8
Gumbel Max	601.67	686.95	771.6	855.94	967.22	1051.3	1330.5	1414.6
Gen.Ext.Val.	613.3	756.8	927.71	1131.8	1464.2	1773.7	3311.2	3985
Önerilen Yöntem	382.622	465.015	547.41	629.801	738.719	821.112	1094.816	1177.209

Tablo 5.2’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Gumbel Max. ile en yakın değerlere sahiptir. Gumbel Max. dağılımı Chi-Squared uygunluk testine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Lognormal ve Gumbel Max. dağılımlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir, Lognormal (3P) dağılımı sonuçları bir miktar sapmaya uğramış olsada önermiş olduğumuz yöntem sonuçlarına kabul edilebilir ölçüde yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Ancak Log Logistic (3P) ve Log Pearson 3 ve Gen.Ext.Val. dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.6’da da görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.5. Fırat 21-041 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.6. Fırat 21-041 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.3. Fırat 21-052 Nolu İstasyonda (Serçeme D.-Egerti) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 21-052 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 27

Ortalama = 74.741

Standart Sapma = 37.286

Çarpıklık = 2.019

Fırat 21-052 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

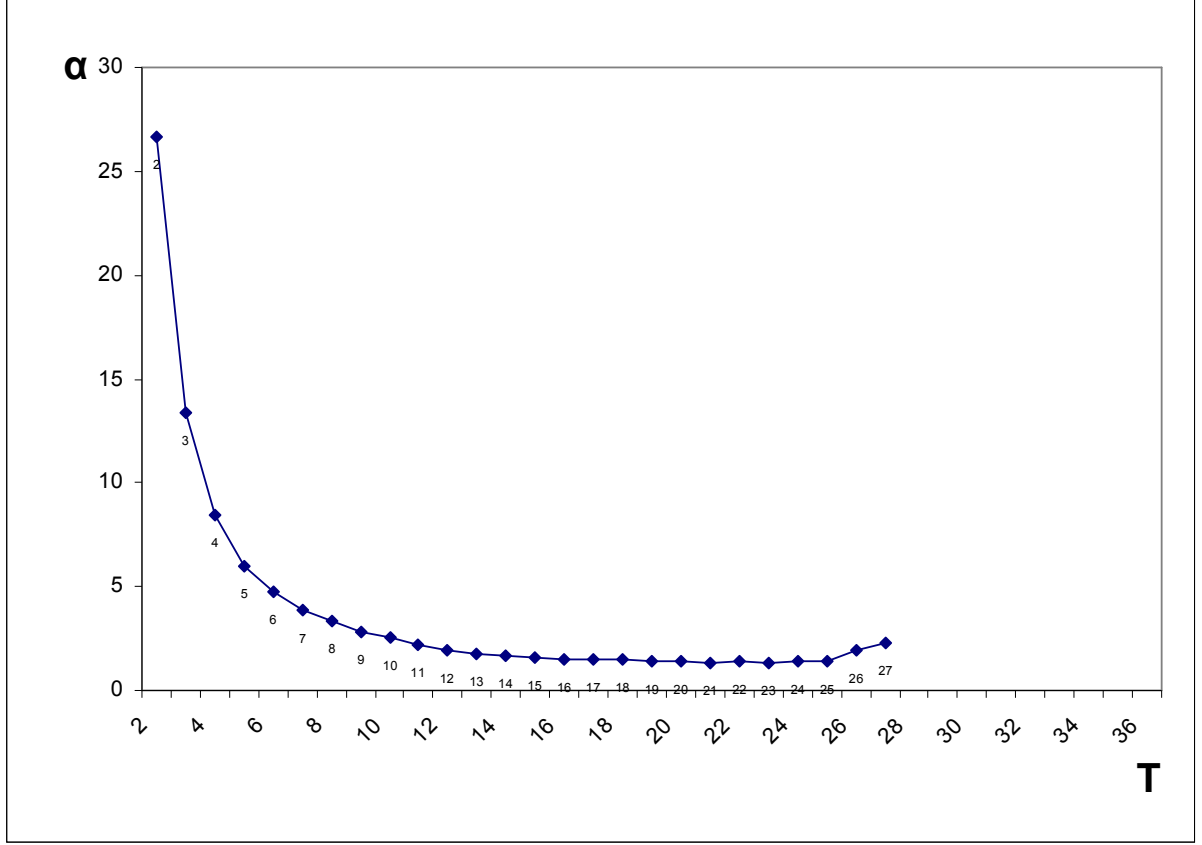
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Log Pearson 3 Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Log Logistic (3P) Dağılımı

Fırat 21-052 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.7’de gösterilmektedir.



Şekil 5.7. Fırat 21-052 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 23 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

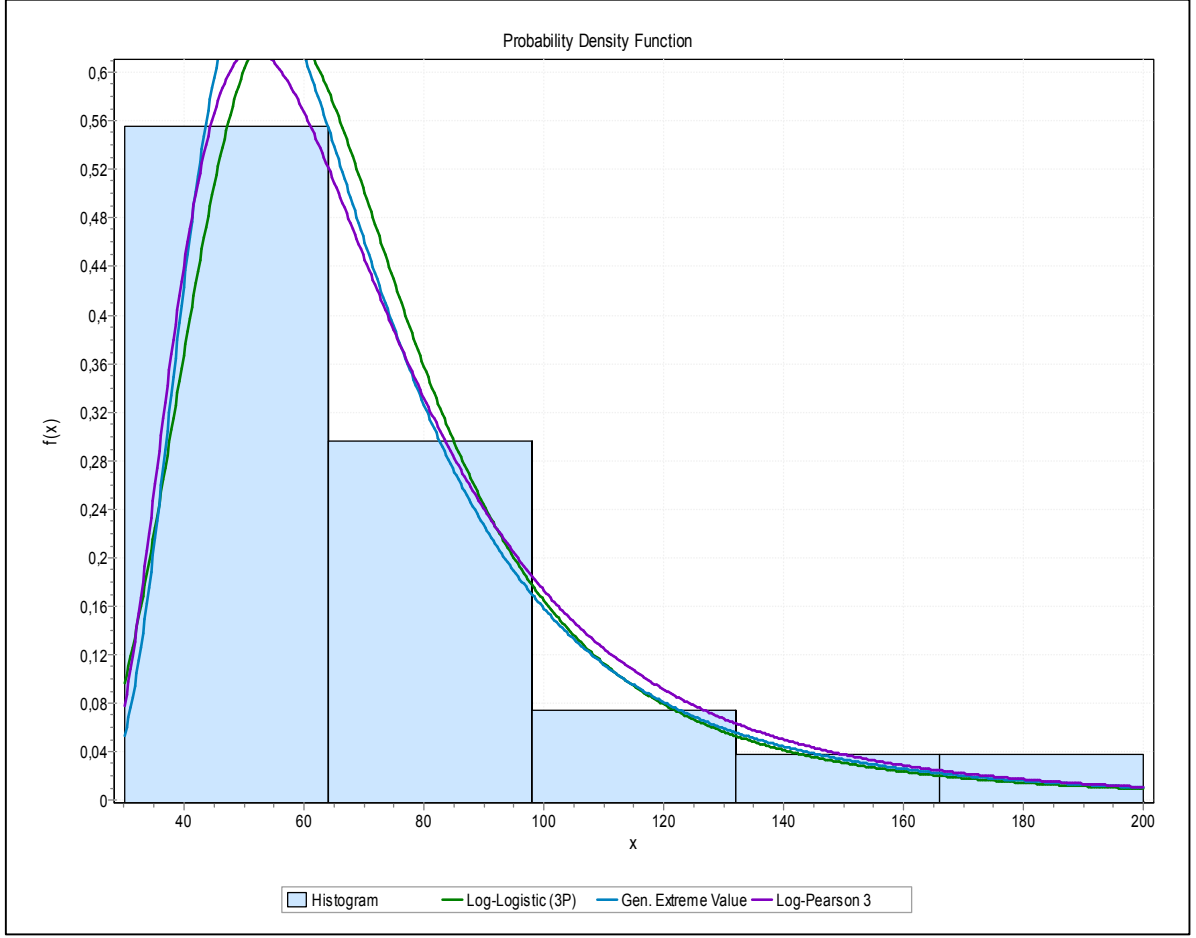
Q_{25}	97.526 m ³ /sn
Q_{50}	118.528 m ³ /sn
Q_{100}	139.529 m ³ /sn
Q_{200}	160.530 m ³ /sn
Q_{500}	188.292 m ³ /sn
Q_{1000}	209.293 m ³ /sn

Q_{10000}	279.057 m ³ /sn
Q_{20000}	300.058 m ³ /sn

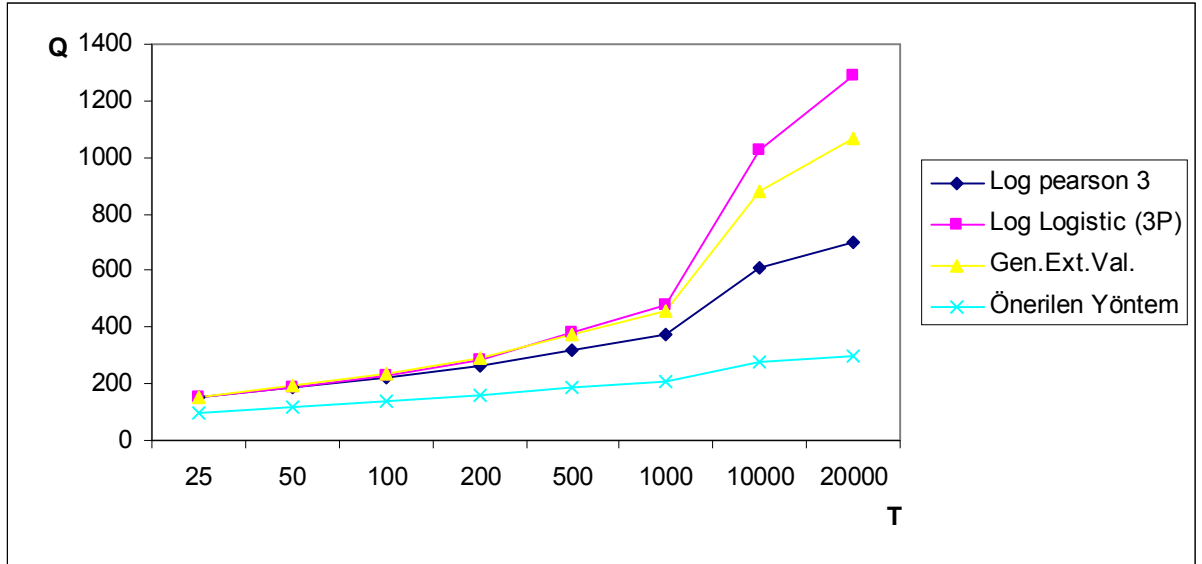
Tablo 5.3. Fırat 21-052 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Pearson 3	155.02	186.12	221.27	261.1	322.08	375.49	609.99	701.92
Log Logistic (3P)	150.53	185.99	230.43	286.4	383.58	479.93	1024.4	1290.8
Gen.Ext.Val.	155.2	191.37	234.99	287.73	374.91	457.23	878.14	1067.3
Önerilen Yöntem	97.526	118.528	139.529	160.530	188.292	209.293	279.057	300.058

Tablo 5.3'te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Log Pearson 3 ile en yakın değerlere sahiptir. Dolayısıyla her üç uygunluk testinde de yer almaktadır. 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntemle klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Log Pearson 3, Log Logistic (3P) ve Gen.Ext.Val. dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.9'da da görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.8. Fırat 21-052 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.9. Fırat 21-052 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.4. Fırat 21-056 Nolu İstasyonda (Abdulharap S. – Çat) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 21-056 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 23

Ortalama = 24.991

Standart Sapma = 12.48

Çarpıklık = 0.811

Fırat 21-056 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

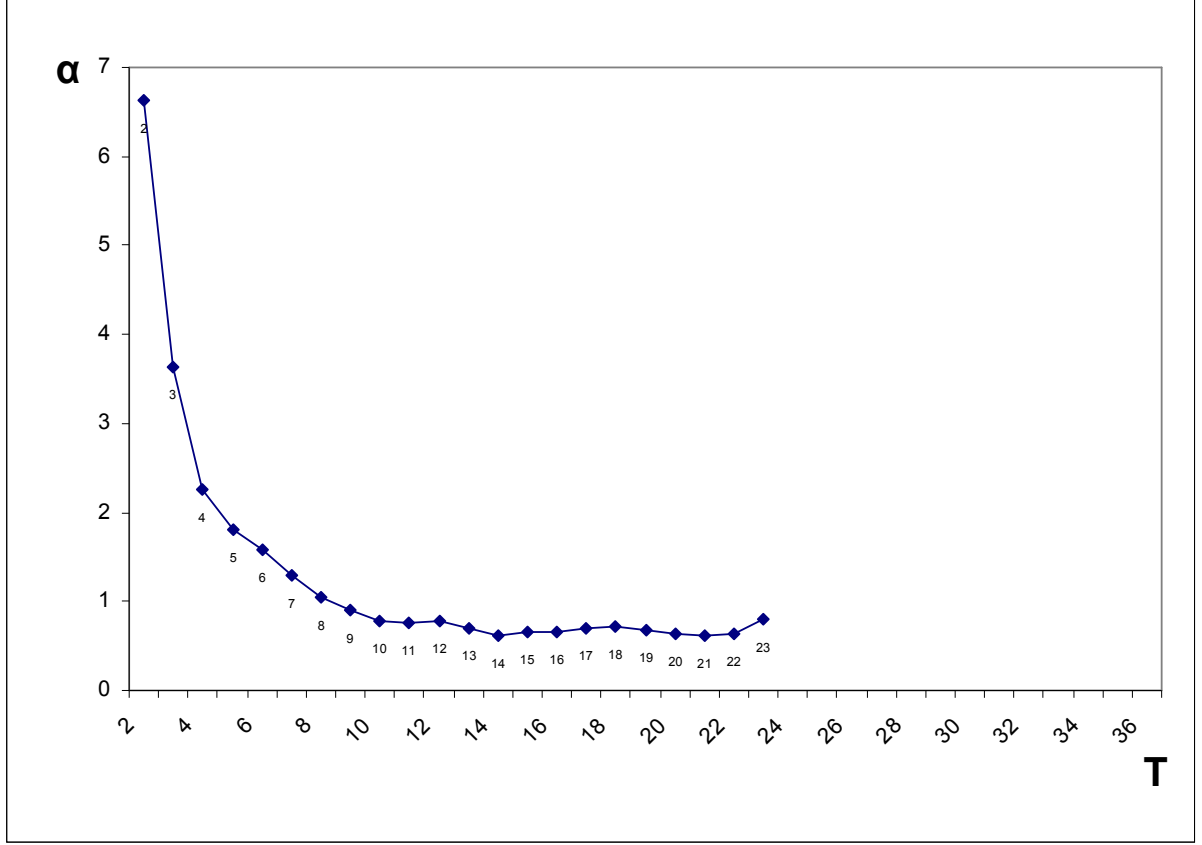
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Lognormal Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

Fırat 21-056 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.10'da gösterilmektedir.



Şekil 5.10. Fırat 21-056 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 21 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

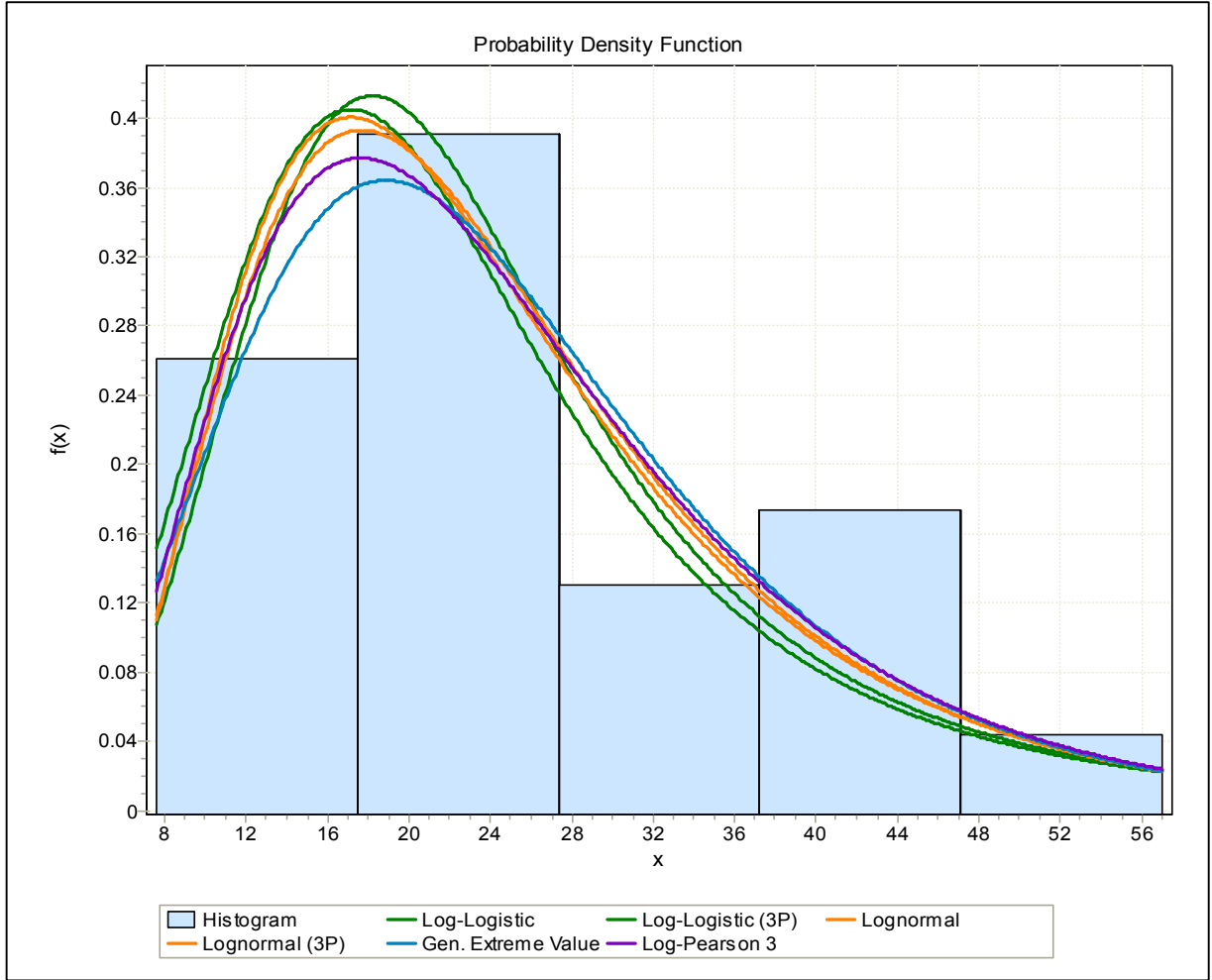
Q_{25}	41.233 m ³ /sn
Q_{50}	50.113 m ³ /sn
Q_{100}	58.992 m ³ /sn
Q_{200}	67.871 m ³ /sn
Q_{500}	79.608 m ³ /sn

Q_{1000}	88.488 m ³ /sn
Q_{10000}	117.983 m ³ /sn
Q_{20000}	126.863 m ³ /sn

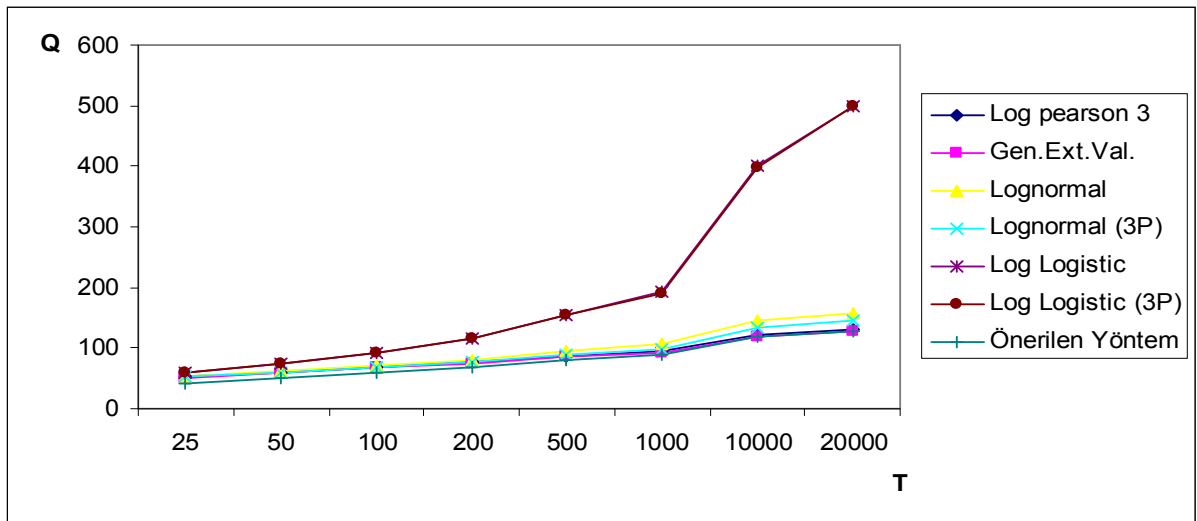
Tablo 5.4. Fırat 21-056 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log pearson 3	52.66	60.378	68.105	75.879	86.266	94.224	121.38	129.79
Gen.Ext.Val.	51.94	59.44	66.982	74.595	84.791	92.612	119.32	127.58
Lognormal	53.583	62.452	71.678	81.311	94.735	105.45	144.9	158.03
Lognormal (3P)	52.526	60.73	69.165	77.879	89.888	99.377	133.7	144.94
Log Logistic	58.435	73.39	91.864	114.8	153.96	192.15	400.88	500.17
Log Logistic (3P)	58.866	73.632	91.894	114.59	153.4	191.3	398.96	497.97
Önerilen Yöntem	41.233	50.113	58.992	67.871	79.608	88.488	117.984	126.863

Tablo 5.4'te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile en yakın sonuçlara sahip dağılım Generalized Extreme Value dağılımıdır. Bu dağılım Kolmogorov-Smirnov uygunluk testine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500 ve 1000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gen.Ext.Val. ve Log Pearson 3 dağılımlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir, Lognormal ve Lognormal (3P) dağılımı sonuçları bir miktar sapmaya uğramış olsa da önermiş olduğumuz yöntem sonuçlarına kabul edilebilir ölçüde yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Ancak Log Logistic (3P) ve Log Logistic dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.12'de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.11. Fırat 21-056 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.12. Fırat 21-056 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.5. Fırat 21-074 Nolu İstasyonda (Gayıt D. – Lek) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 21-074 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 25

Ortalama = 88.08

Standart Sapma = 44.799

Çarpıklık = 1.178

Fırat 21-074 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Log Logistic Dağılımı

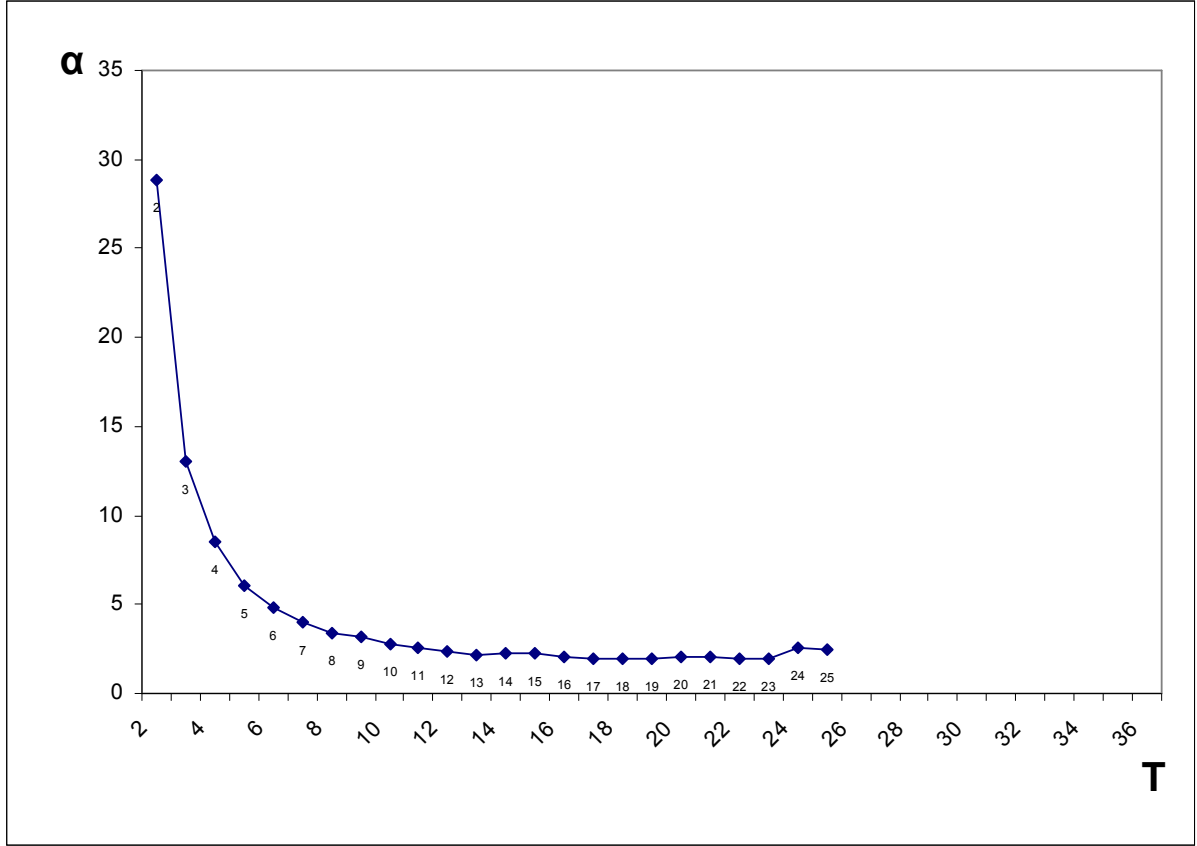
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Logistic Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Fırat 21-074 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.13'te gösterilmektedir.



Şekil 5.13. Fırat 21-074 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 17 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

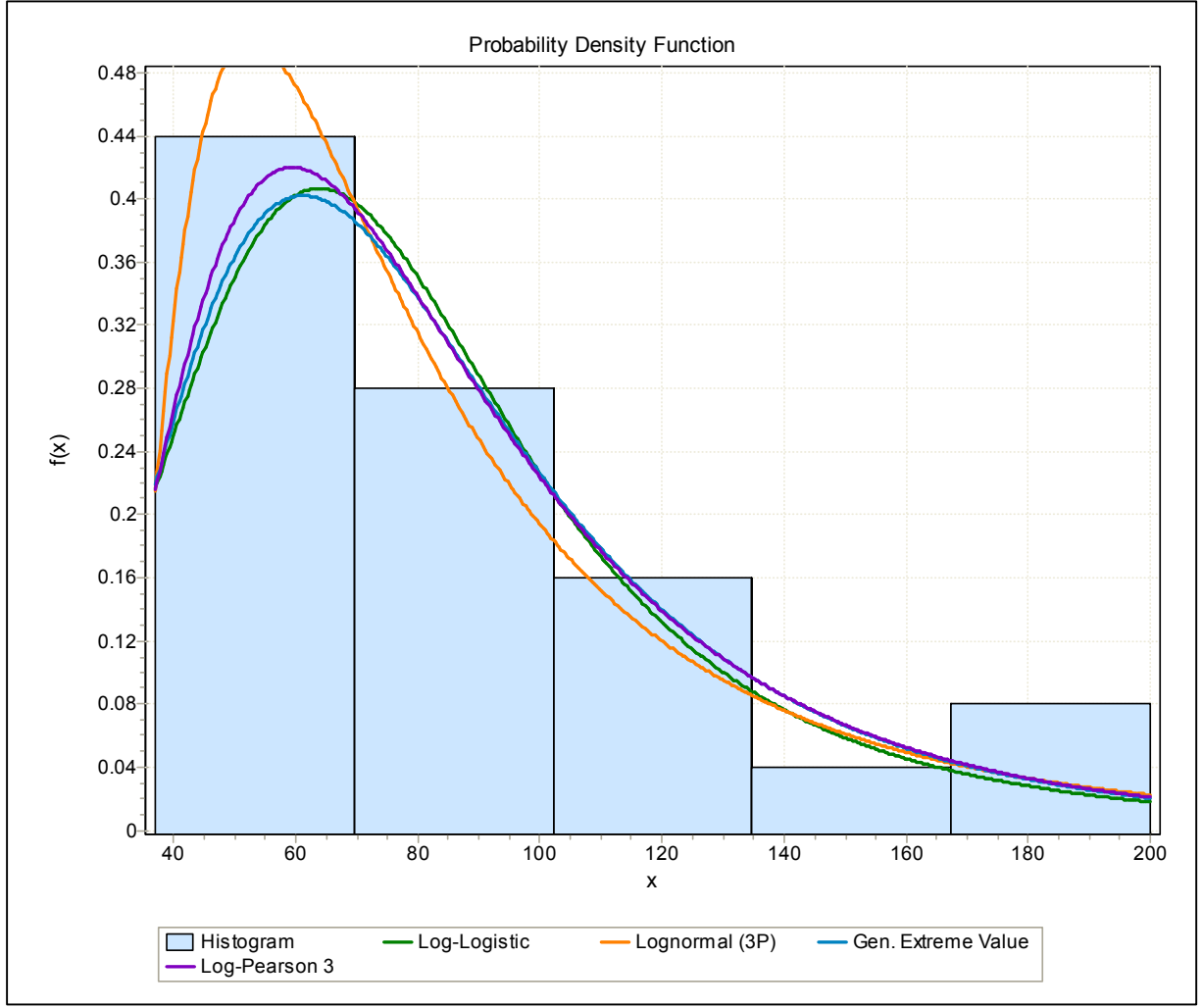
Q_{25}	104.523 m ³ /sn
Q_{50}	127.031 m ³ /sn
Q_{100}	149.539 m ³ /sn
Q_{200}	172.047 m ³ /sn
Q_{500}	201.801 m ³ /sn

Q_{1000}	224.308 m ³ /sn
Q_{10000}	299.078 m ³ /sn
Q_{20000}	321.586 m ³ /sn

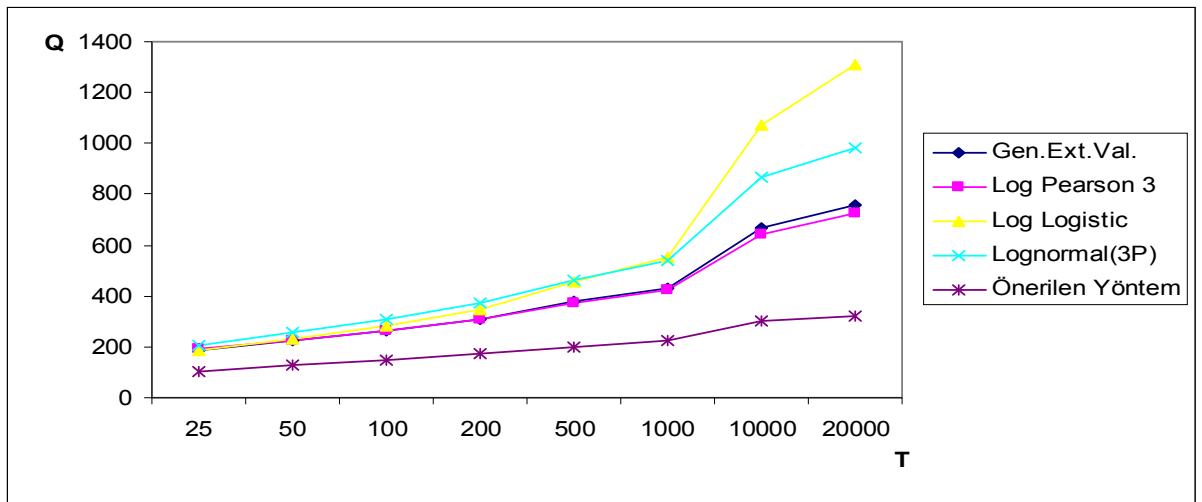
Tablo 5.5. Fırat 21-074 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Gen.Ext.Val.	189.42	225.7	265.72	310.03	376.09	432.46	668.21	756.78
Log Pearson 3	190.57	226.75	266.26	309.52	373.19	426.8	644.93	724.64
Log Logistic	189.07	232.2	284.31	347.6	452.92	553.1	1073.5	1310.6
Lognormal (3P)	206.71	254.63	308.63	369.27	460.59	538.87	864.61	985.14
Önerilen Yöntem	104.523	127.031	149.539	172.047	201.801	224.308	299.078	321.586

Tablo 5.5’te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile en yakın sonuçlara sahip olan dağılım Log Pearson 3 dağılımıdır. Bu dağılım Kolmogorov-Smirnov ve Anderson-Darling uygunluk testlerine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Gen.Ext.Val., Log Pearson 3, Log Logistic, Lognormal (3P) dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.15’te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.14. Fırat 21-074 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.15. Fırat 21-074 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.6. Fırat 2115 Nolu İstasyonda (Göksu-Malpınar) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 2115 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 32

Ortalama = 530.406

Standart Sapma = 428.466

Çarpıklık = 3.053

Fırat 2115 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

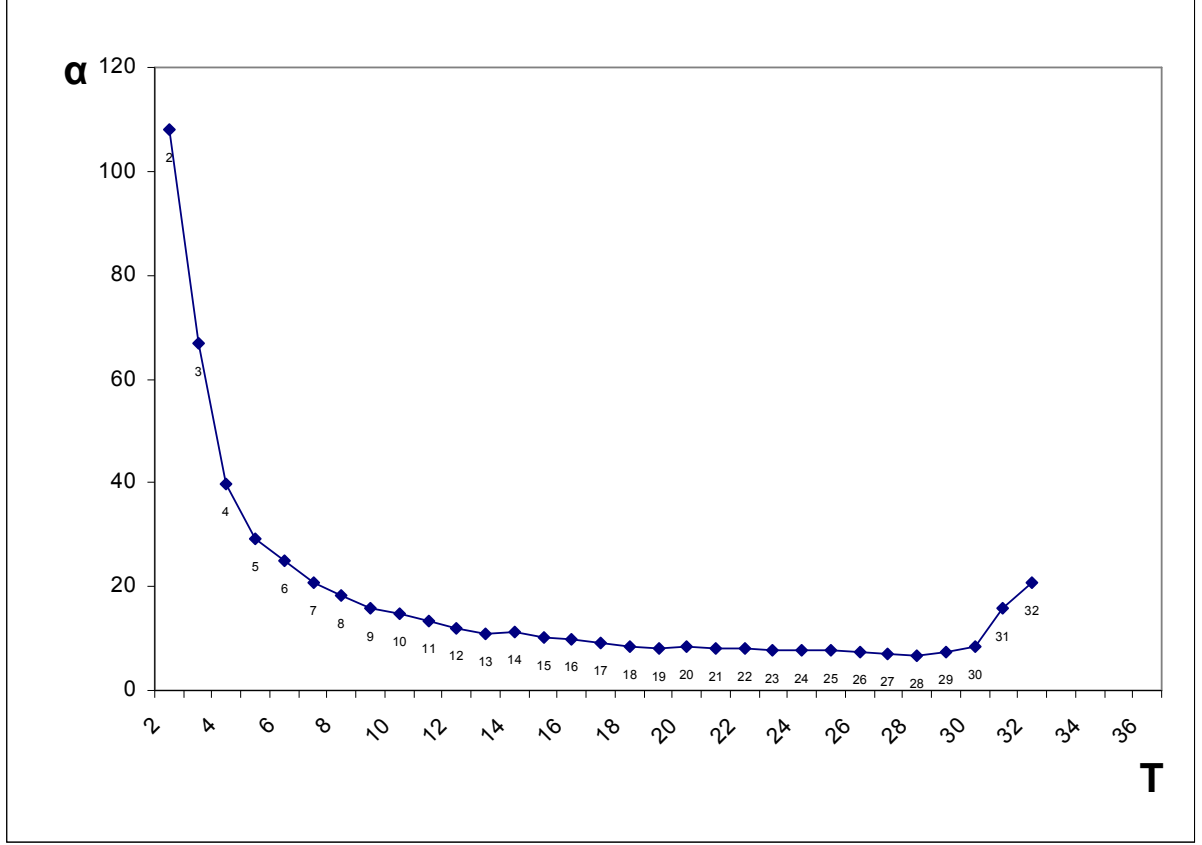
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Log Logistic Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Log Logistic Dağılımı

Fırat 2115 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.16'da gösterilmektedir.



Şekil 5.16. Fırat 2115 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 28 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

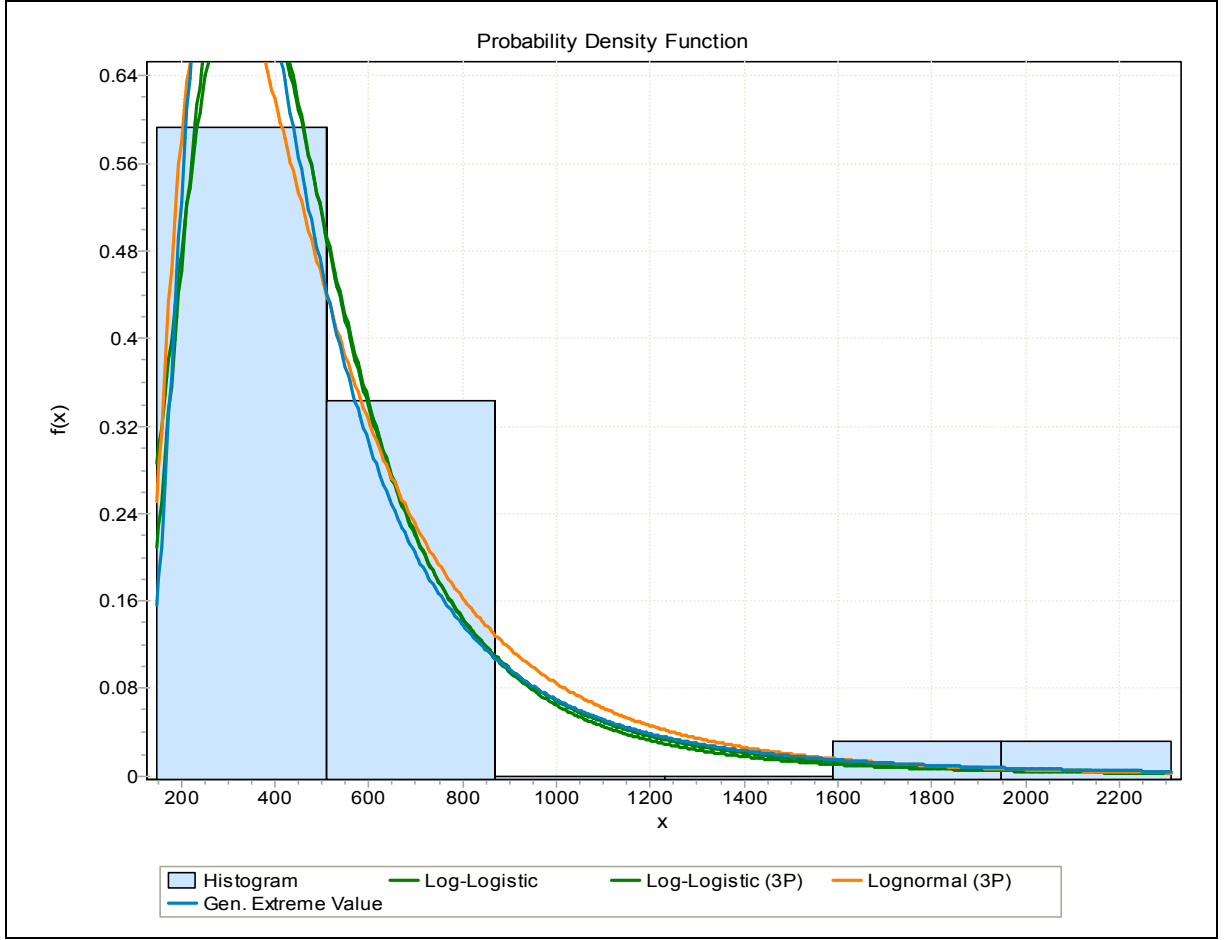
Q_{25}	$615.336 \text{ m}^3/\text{sn}$
Q_{50}	$747.841 \text{ m}^3/\text{sn}$
Q_{100}	$880.346 \text{ m}^3/\text{sn}$
Q_{200}	$1012.851 \text{ m}^3/\text{sn}$
Q_{500}	$1188.014 \text{ m}^3/\text{sn}$

Q_{1000}	1320.519 m ³ /sn
Q_{10000}	1760.692 m ³ /sn
Q_{20000}	1893.198 m ³ /sn

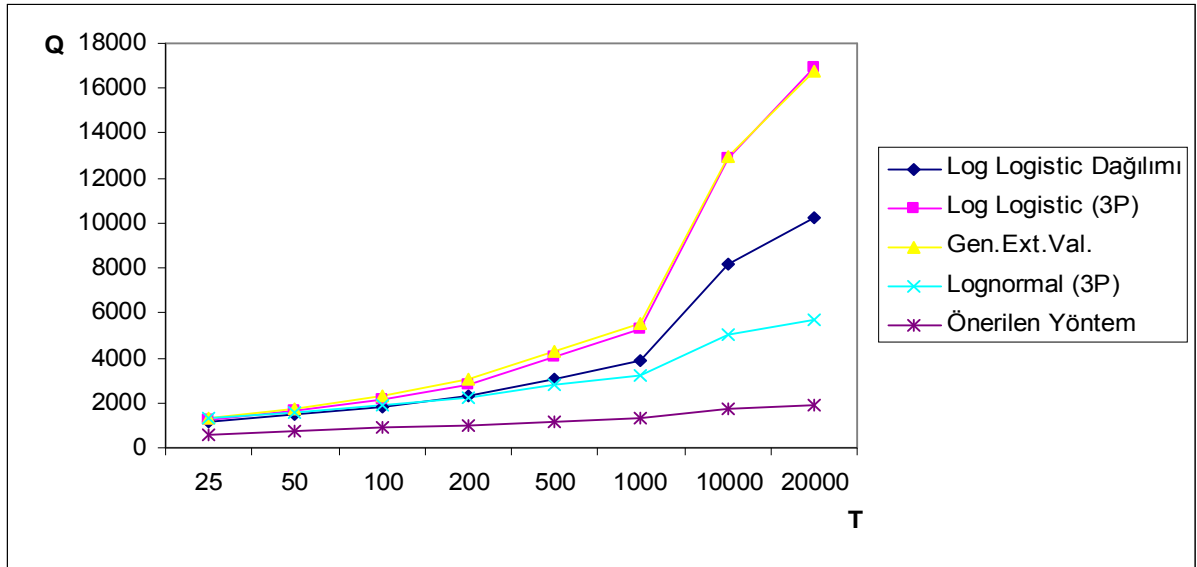
Tablo 5.6. Fırat 2115 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Logistic Dağılımı	1160.1	1461.3	1834.5	2299.2	3095.1	3874.0	8159.5	10210.0
Log Logistic (3P) Dağılımı	1271.0	1657.4	2160.9	2819.9	4016.4	5255.4	12916.0	16952.0
Generalized Extreme Value Dağılımı	1341.9	1767.0	2312.5	3014.1	4260.5	5523.4	12980.0	16763.0
Lognormal (3P) Dağılımı	1287.2	1580.9	1905.7	2263.9	2793.4	3239.5	5041.2	5691.1
Önerilen Yöntem	615.336	747.841	880.346	1012.851	1188.014	1320.519	1760.692	1893.198

Tablo 5.6’da görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Lognormal (3P) dağılımı ile en yakın değerlere sahiptir. Lognormal (3P) dağılımı Chi Squared uygunluk testi için en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000, 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Log Logistic (3P), Log Logistic, Gen.Ext.Val., Lognormal (3P) dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.18’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.17. Fırat 2115 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.18. Fırat 2115 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.7. Fırat 2119 Nolu İstasyonda (Fırat Nehri-Kemah Boğazı) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 2119 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 27

Ortalama = 485.007

Standart Sapma = 203.459

Çarpıklık = 1.424

Fırat 2119 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

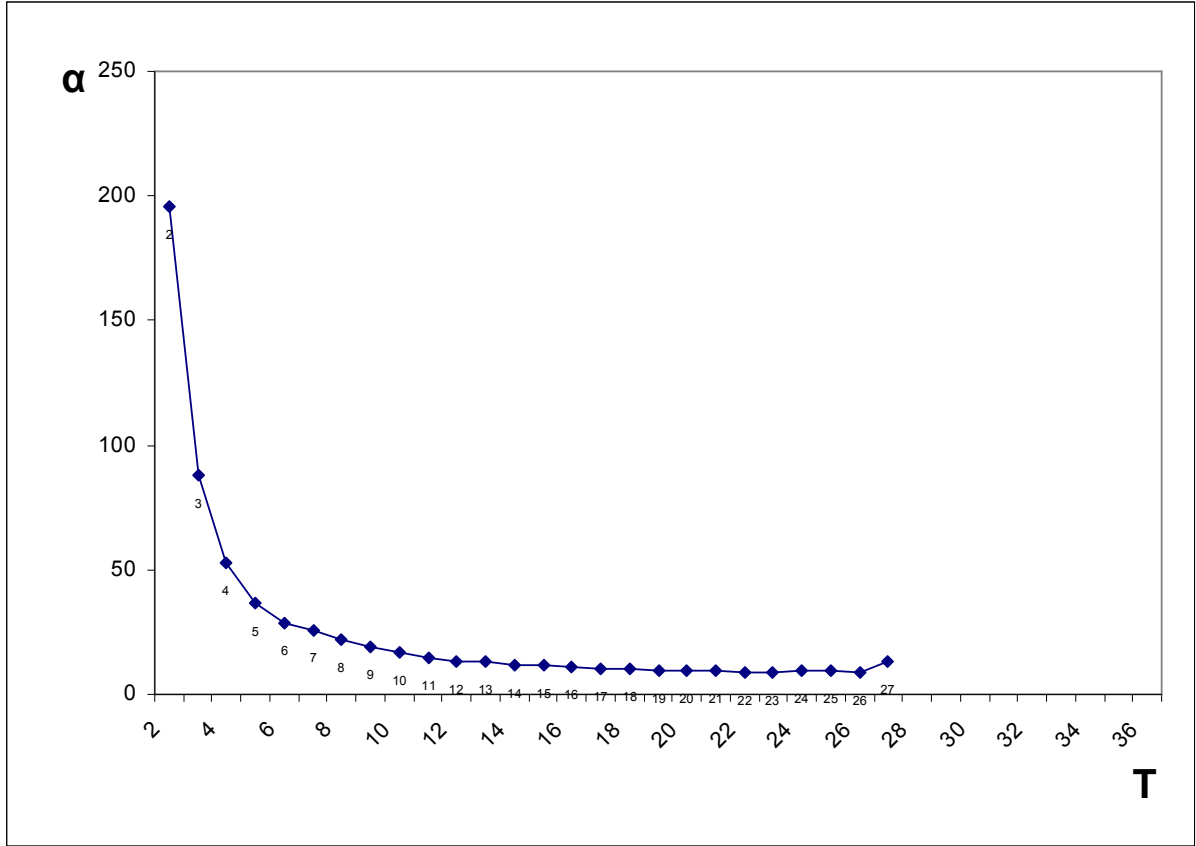
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic Dağılımı
2. Gumbel Max Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Fırat 2119 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.19’da gösterilmektedir.



Şekil 5.19. Fırat 2119 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 23 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

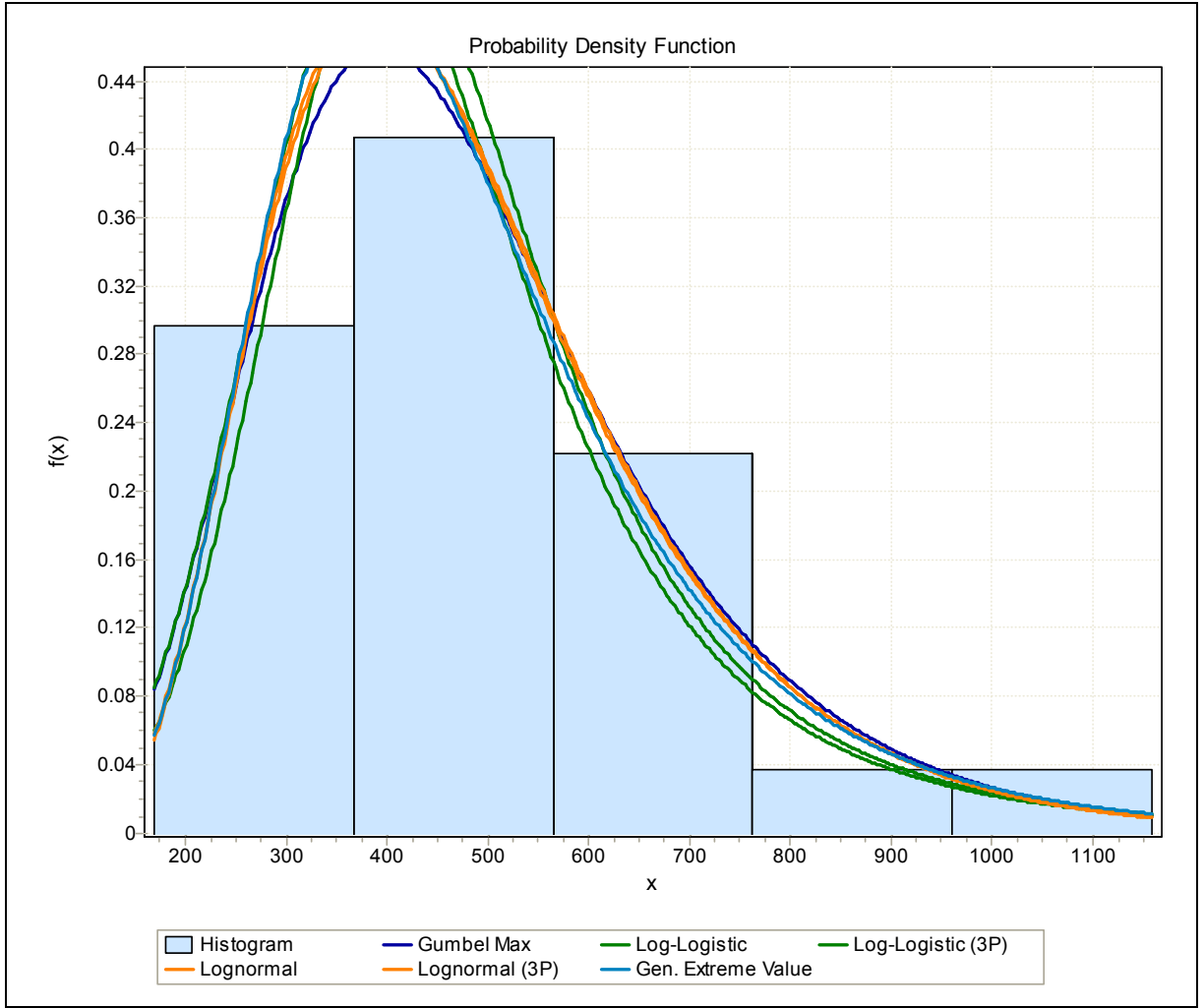
Q_{25}	647.780 m ³ /sn
Q_{50}	787.272 m ³ /sn
Q_{100}	926.764 m ³ /sn
Q_{200}	1066.256 m ³ /sn
Q_{500}	1250.654 m ³ /sn
Q_{1000}	1390.146 m ³ /sn

Q_{10000}	1853.528 m ³ /sn
Q_{20000}	1993.019 m ³ /sn

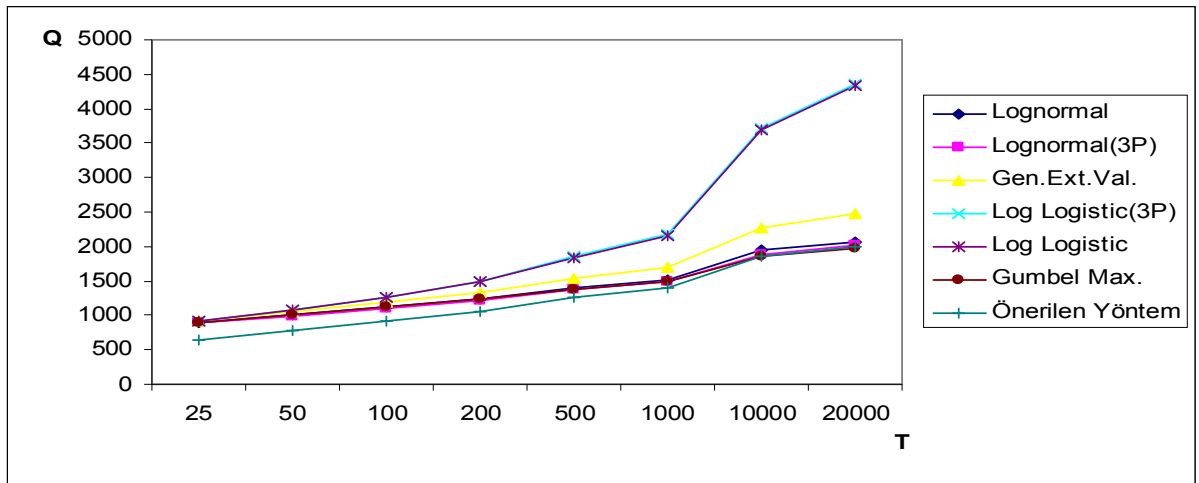
Tablo 5.7. Fırat 2119 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Lognormal Dağılımı	893.71	1006.8	1120.8	1236.4	1392.5	1513.6	1938.3	2073.6
Lognormal (3P) Dağılımı	887.83	997.41	1107.3	1218.2	1367.3	1482.5	1883.7	2010.7
Generalized Extreme Value Dağılımı	915.79	1047.8	1185.2	1328.8	1529.0	1688.9	2277.3	2473.3
Log Logistic (3P) Dağılımı	918.87	1082.2	1272.2	1494.6	1848.8	2171.8	3711.8	4363.3
Log Logistic Dağılımı	906.58	1070.4	1260.6	1483.0	1836.7	2158.6	3689.1	4334.7
Gumbel Max Dağılımı	900.86	1012.4	1123.2	1233.6	1379.2	1489.2	1854.6	1964.5
Önerilen Yöntem	647.78	787.272	926.764	1066.256	1250.654	1390.146	1853.528	1993.019

Tablo 5.7’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Lognormal (3P) ile en yakın değerlere sahiptir. Dolayısıyla her üç uygunluk testinde de yer almaktadır. 25, 50, 100, 200, 500 ve 1000 yıllık analizlerde önerilen metotla klasik sonuçlar arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max., Lognormal ve Lognormal (3P) dağılımlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir, Gen.Ext.Val. dağılımı sonuçları bir miktar sapmaya uğramış olsada önermiş olduğumuz yöntem sonuçlarına kabul edilebilir ölçüde yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Ancak Log Logistic (3P) ve Log Logistic dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.21’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.20. Fırat 2119 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.21. Fırat 2119 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.8. Fırat 2122 Nolu İstasyonda (Murat Nehri-Tutak) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 2122 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 31

Ortalama = 543.516

Standart Sapma = 210.997

Çarpıklık = 0.303

Fırat 2122 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Gumbel Max. Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Log Logistic (3P) Dağılımı

Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

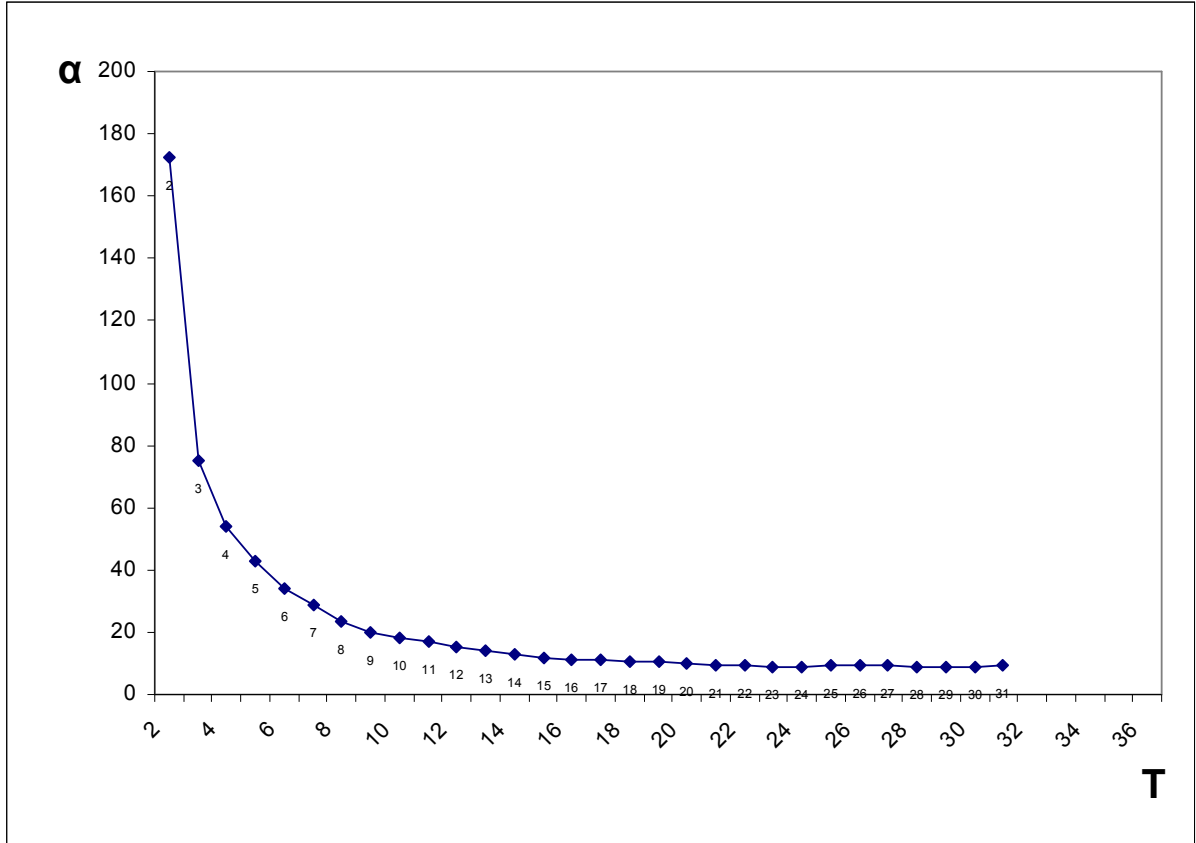
1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Lognormal(3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı

3. Lognormal Dağılımı

Fırat 2122 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.22’de gösterilmektedir.



Şekil 5.22. Fırat 2122 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 24 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

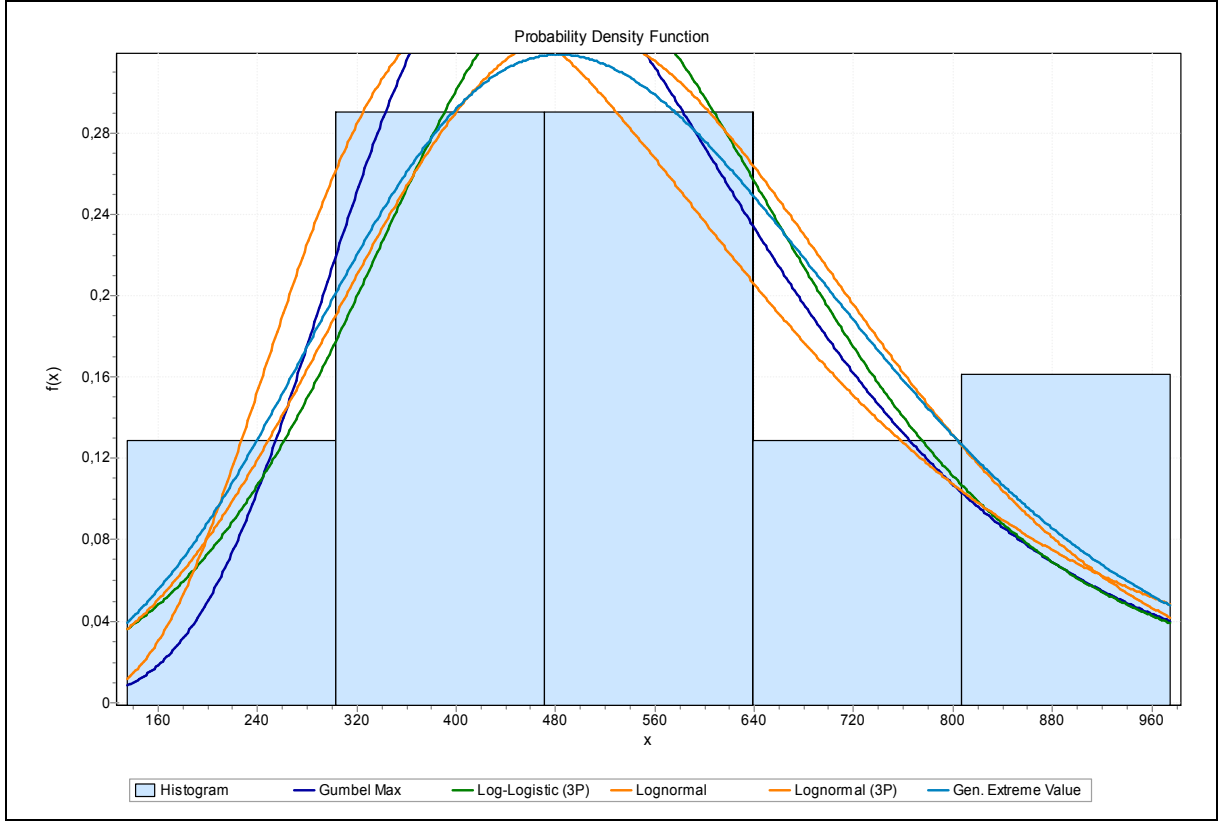
Q_{25}	682.658 m ³ /sn
Q_{50}	829.660 m ³ /sn
Q_{100}	976.662 m ³ /sn
Q_{200}	1123.664 m ³ /sn

Q_{500}	1317.991 m ³ /sn
Q_{1000}	1464.993 m ³ /sn
Q_{10000}	1953.324 m ³ /sn
Q_{20000}	2100.326 m ³ /sn

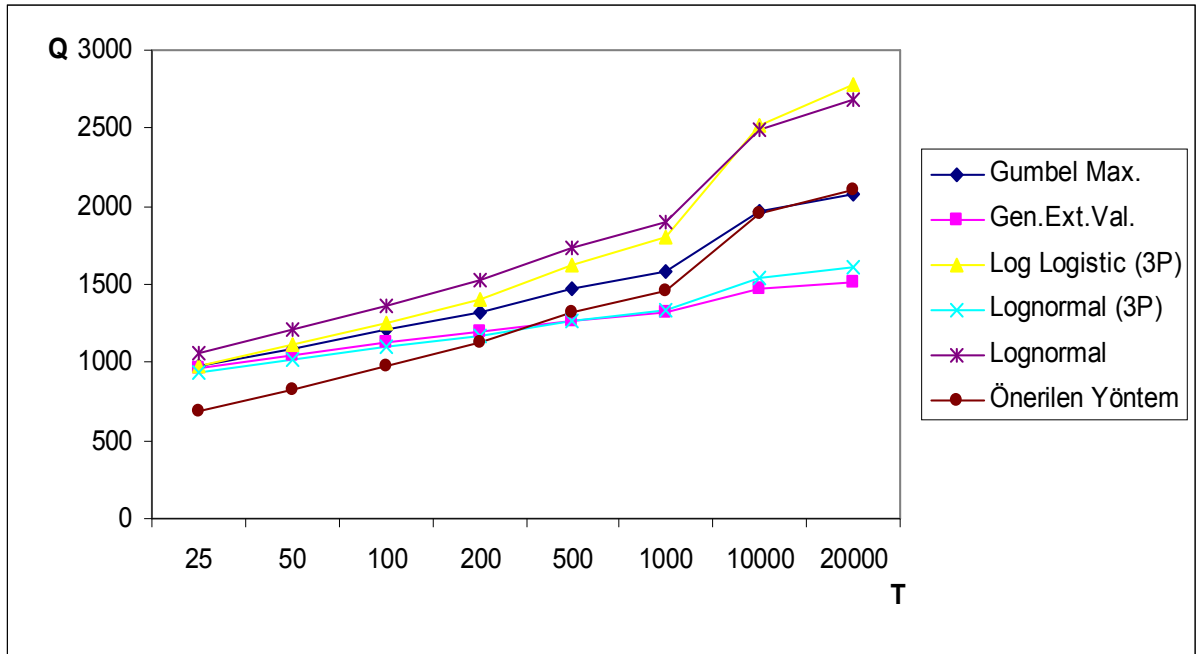
Tablo 5.8. Fırat 2122 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Gumbel Max.	974.75	1090.5	1205.3	1319.8	1470.8	1584.9	1963.7	2077.8
Gen.Ext.Val.	961.01	1045.6	1121.9	1190.9	1272.5	1327.6	1477.2	1513.7
Log Logistic (3P)	983.55	1113.3	1252.4	1402.6	1620.4	1801.5	2522.3	2781
Lognormal (3P)	938.78	1021.4	1098.9	1172.7	1265.8	1333.7	1548.1	1610.1
Lognormal	1065.5	1214.6	1366.5	1522.1	1734.5	1901	2494.7	2686.8
Önerilen Yöntem	682.658	829.660	976.662	1123.664	1317.991	1464.993	1953.324	2100.326

Tablo 5.8’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile Gumbel Max. dağılımı sonuçları en yakın değerlere sahiptir. Gumbel Max. dağılımı Kolmogorov-Smirnov uygunluk testine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500 ve 1000 yıllık analizlerde önerilen metotla klasik sonuçlar arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max., Gen.Ext.Val., Lognormal (3P) dağılımlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir. Ancak Log Logistic (3P) ve Lognormal dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.24’te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra sapmaya uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.23. Fırat 2122 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.24. Fırat 2122 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.9. Fırat 2124 Nolu İstasyonda (Tohma Suyu-Yazıköy) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 2124 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 37

Ortalama = 46.481

Standart Sapma = 21.605

Çarpıklık = 0.624

Fırat 2124 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

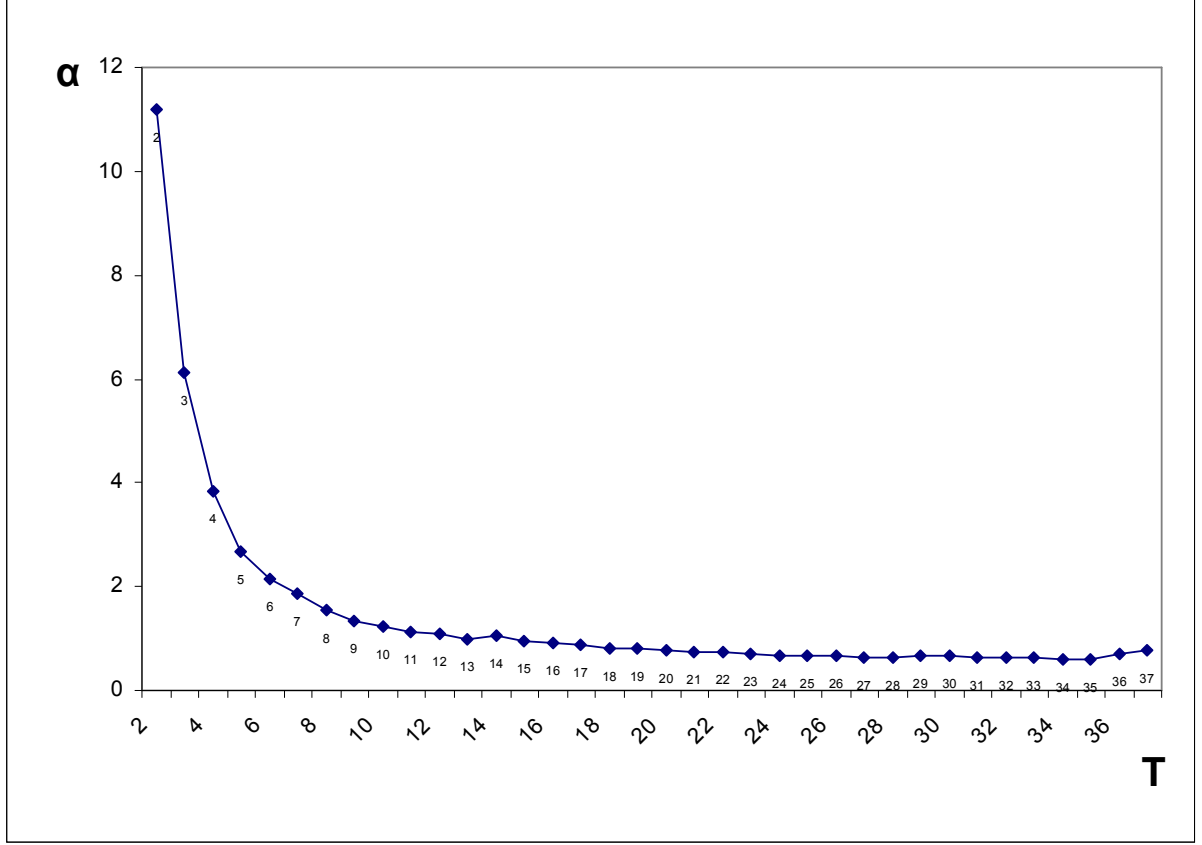
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

Fırat 2124 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.25'te gösterilmektedir.



Şekil 5.25. Fırat 2124 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 35 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

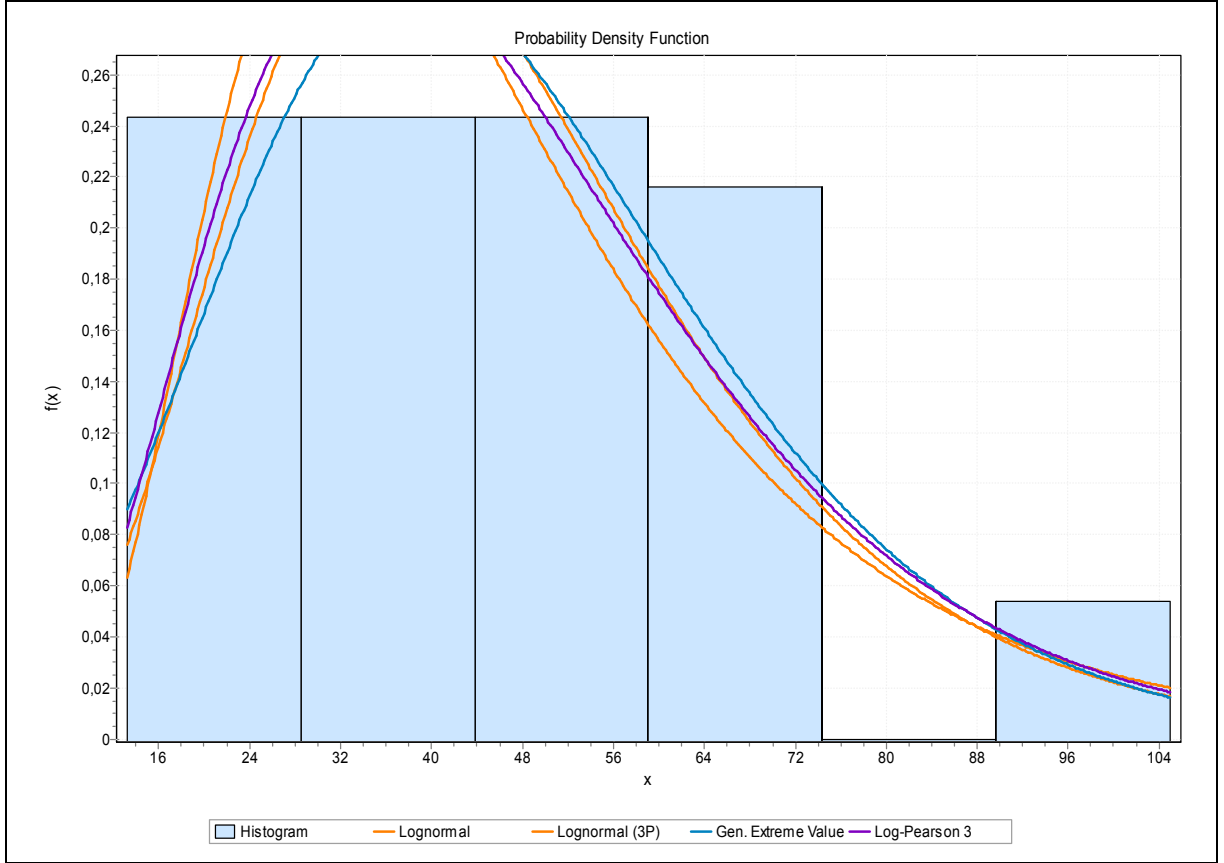
Q_{25}	66.725 m ³ /sn
Q_{50}	81.094 m ³ /sn
Q_{100}	95.462 m ³ /sn
Q_{200}	109.831 m ³ /sn
Q_{500}	128.825 m ³ /sn
Q_{1000}	143.193 m ³ /sn

Q_{10000}	190.924 m ³ /sn
Q_{20000}	205.293 m ³ /sn

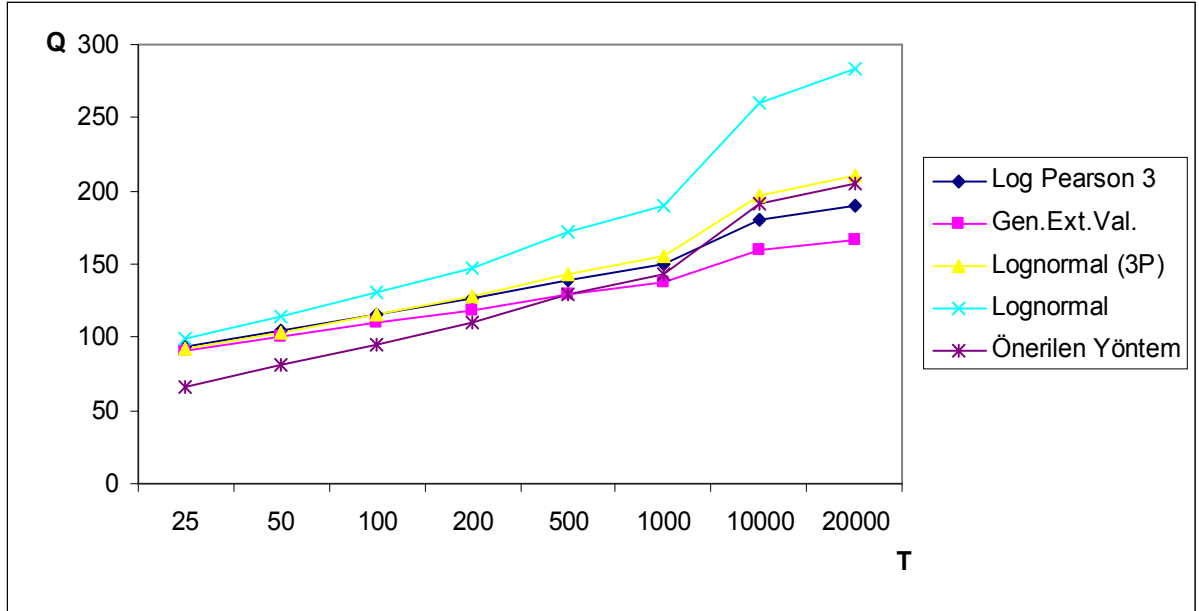
Tablo 5.9. Fırat 2124 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Pearson 3	92.998	104.42	115.38	125.96	139.45	149.34	180.48	189.39
Gen.Ext.Val.	90.462	100.48	109.87	118.72	129.65	137.38	160.15	166.21
Lognormal (3P)	91.792	103.69	115.51	127.35	143.15	155.25	196.85	209.87
Lognormal	98.417	114.29	130.73	147.85	171.63	190.56	259.85	282.8
Önerilen Yöntem	66.725	81.094	95.462	109.831	128.825	143.193	190.924	205.298

Tablo 5.9’da görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile Lognormal (3P) dağılımı sonuçları en yakın değerlere sahiptir. Lognormal (3P) dağılımı Kolmogorov-Smirnov ve Anderson-Darling uygunluk testlerine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500 ve 1000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik sonuçlar arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Log Pearson 3, Gen.Ext.Val., Lognormal (3P) dağılımlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir. Ancak Lognormal dağılımının sonuçlarının şekil 5.27’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük bir sapmaya uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.26. Fırat 2124 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.27. Fırat 2124 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.10. Fırat 2133 Nolu İstasyonda (Munzur Suyu-Melekbahçe) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 2133 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 31

Ortalama = 547.129

Standart Sapma = 220.381

Çarpıklık = 0.867

Fırat 2133 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Log Pearson 3 Dağılımı

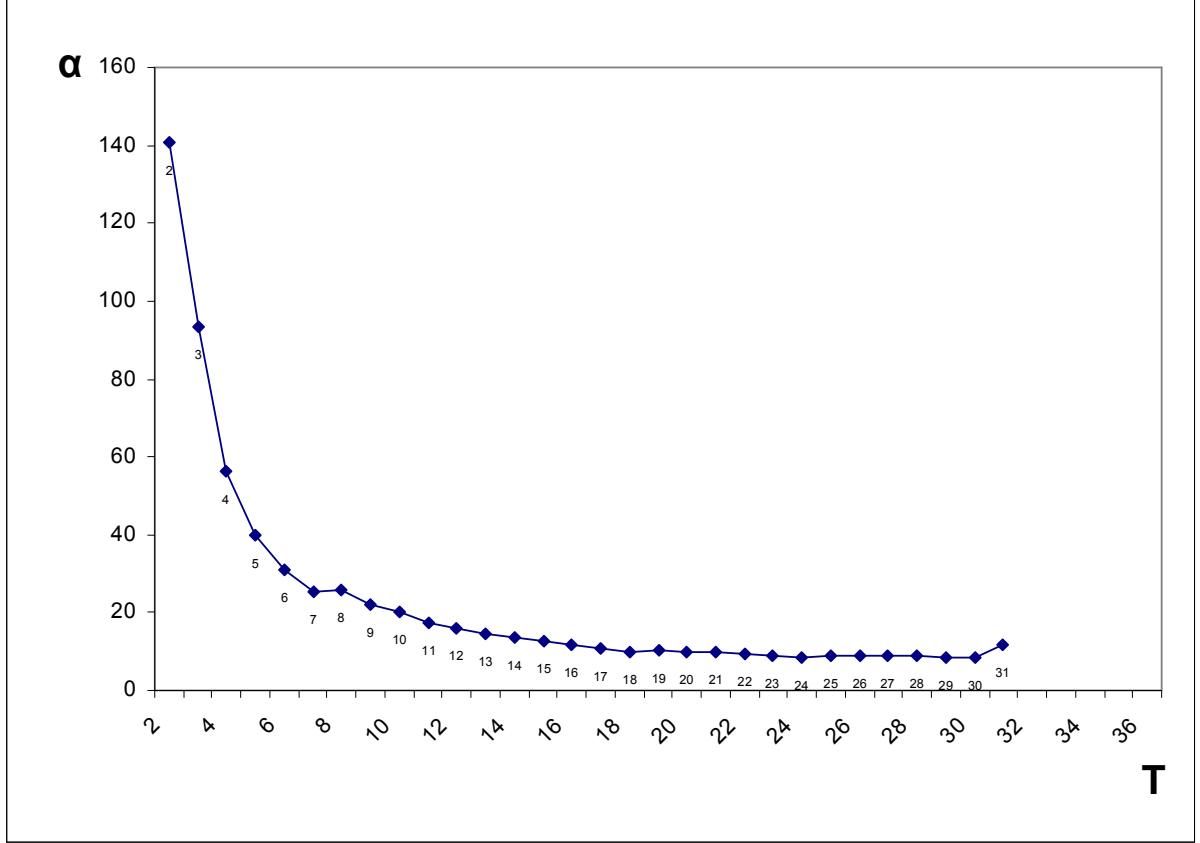
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Gumbel Max. Dağılımı
3. Log Logistic (3P)

Fırat 2133 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.28’de gösterilmektedir.



Şekil 5.28. Fırat 2133 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 29 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

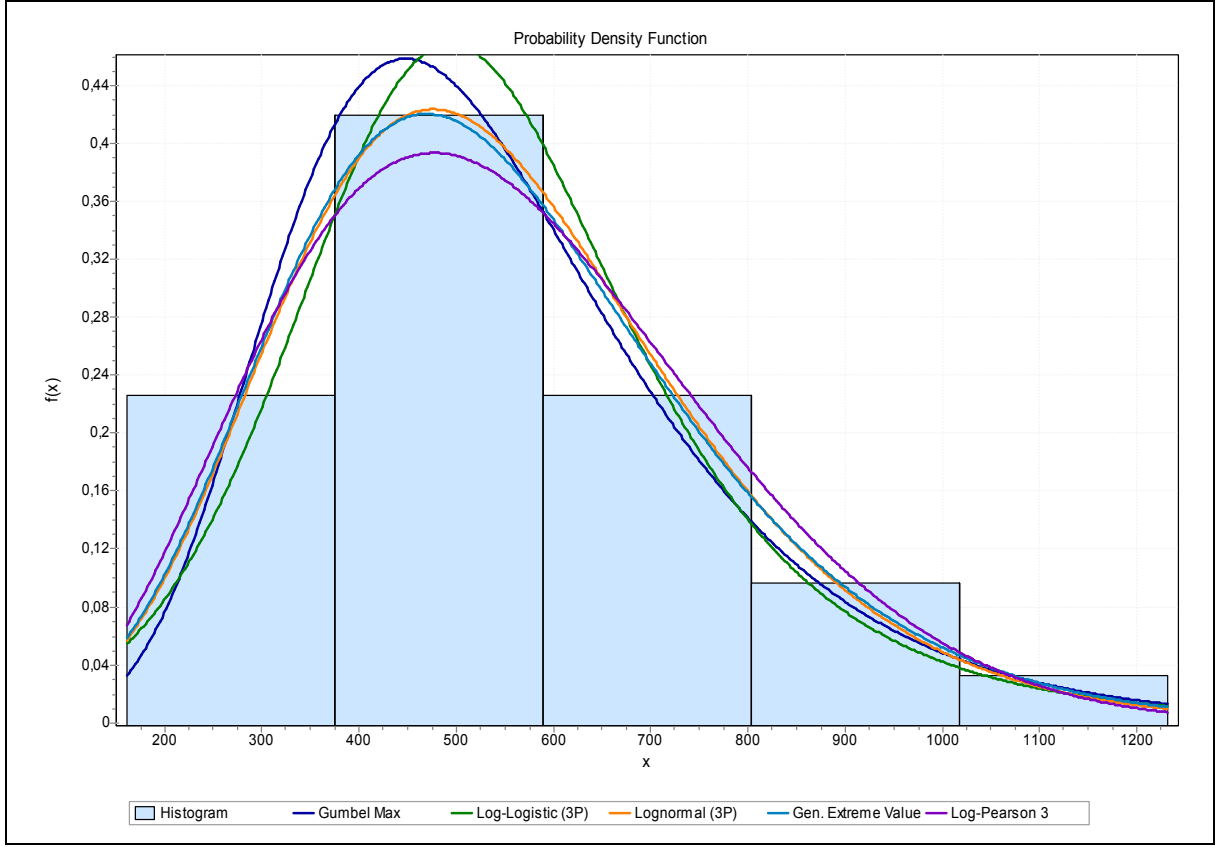
Q_{25}	776.210 m ³ /sn
Q_{50}	943.357 m ³ /sn
Q_{100}	1110.505 m ³ /sn
Q_{200}	1277.652 m ³ /sn
Q_{500}	1498.610 m ³ /sn
Q_{1000}	1665.757 m ³ /sn

Q_{10000}	2221.010 m ³ /sn
Q_{20000}	2388.157 m ³ /sn

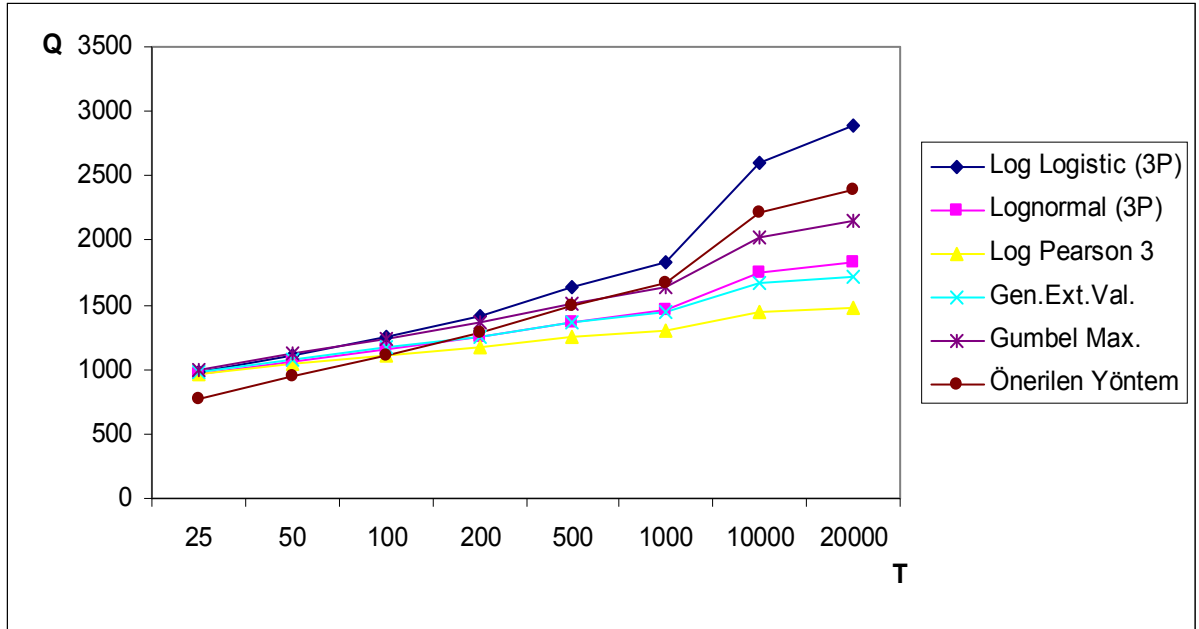
Tablo 5.10. Fırat 2133 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Logistic (3P)	982.43	1114.4	1257	1412.3	1639.6	1830.3	2603.1	2885.2
Lognormal (3P)	969.6	1066.9	1160.5	1251.5	1368.9	1456.3	1742.1	1827.5
Log Pearson 3	964.99	1044.7	1115.5	1179.1	1253.9	1304.5	1443.8	1478.6
Gen.Ext.Val.	981.29	1079.8	1172.1	1258.9	1366	1441.7	1663.8	1722.8
Gumbel Max.	997.55	1118.4	1238.4	1357.9	1515.6	1634.8	2030.6	2149.7
Önerilen Yöntem	776.210	943.357	1110.505	1277.652	1498.61	1665.757	2221.01	2388.157

Tablo 5.10’da görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile Gumbel Max. dağılımı sonuçları en yakın değerlere sahiptir. Gumbel Max. Chi-Squared uygunluk testi için en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100 ve 200 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max. dağılımının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir, Gen.Ext.Val., Log Pearson 3, Lognormal (3P) dağılımları şekil 5.30’da da görüldüğü gibi 25, 50, 100 yıllık periyotlarda önermiş olduğumuz yöntemden daha yüksek sonuç verirken bu periyottan sonra önermiş olduğumuz yöntemle hesaplanan sonuçlardan daha düşük sonuçlar vermişlerdir. Log Logistic (3P) dağılımı sonuçlarının şekil 5.30’da da görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.29. Fırat 2133 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.30. Fırat 2133 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.11. Fırat 2147 Nolu İstasyonda (Munzur Suyu-Dedikuşağı) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Fırat 2147 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 34

Ortalama = 167.177

Standart Sapma = 58.761

Çarpıklık = 0.660

Fırat 2147 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

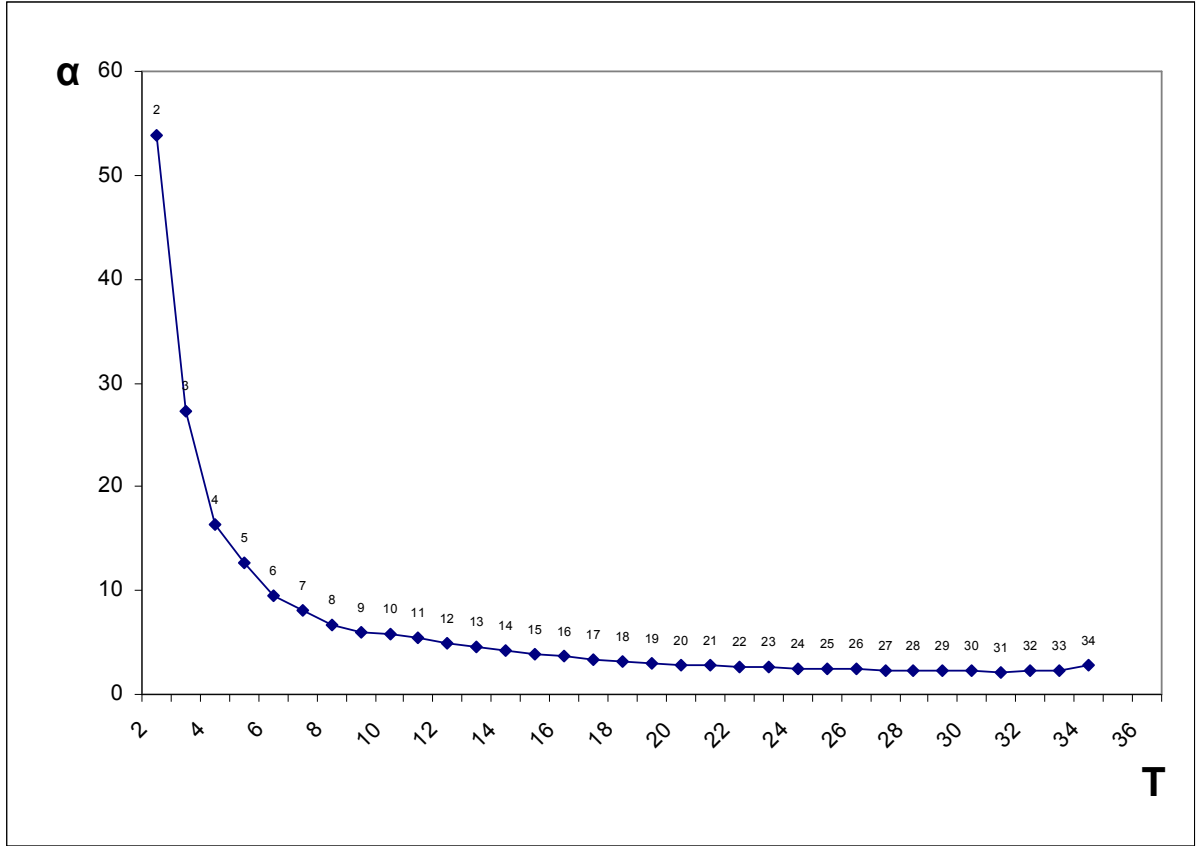
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Gumbel Min. Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Fırat 2147 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.31’de gösterilmektedir.



Şekil 5.31. Fırat 2147 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

α_{min} 31 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

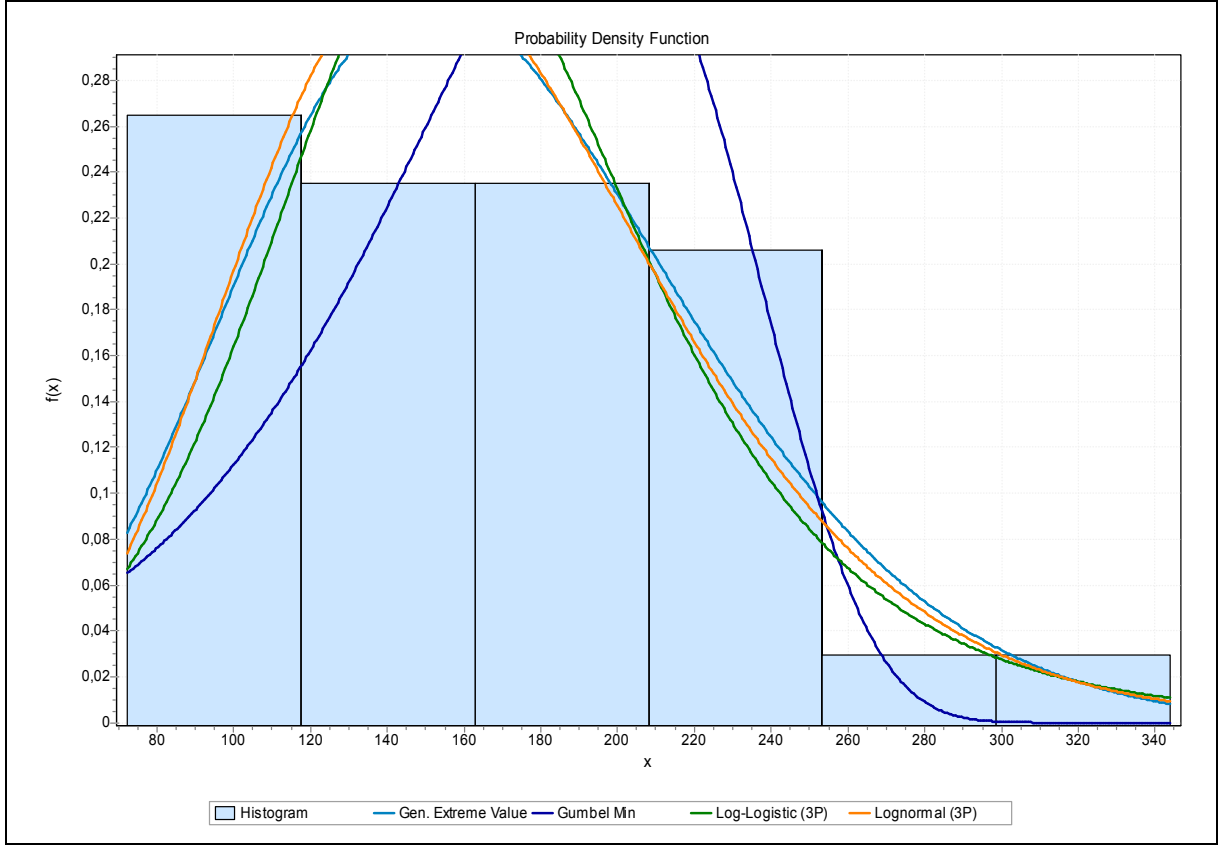
Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

Q_{25}	219.342 m ³ /sn
Q_{50}	266.574 m ³ /sn
Q_{100}	313.807 m ³ /sn
Q_{200}	361.040 m ³ /sn
Q_{500}	423.478 m ³ /sn
Q_{1000}	470.711 m ³ /sn
Q_{10000}	627.614 m ³ /sn
Q_{20000}	674.847 m ³ /sn

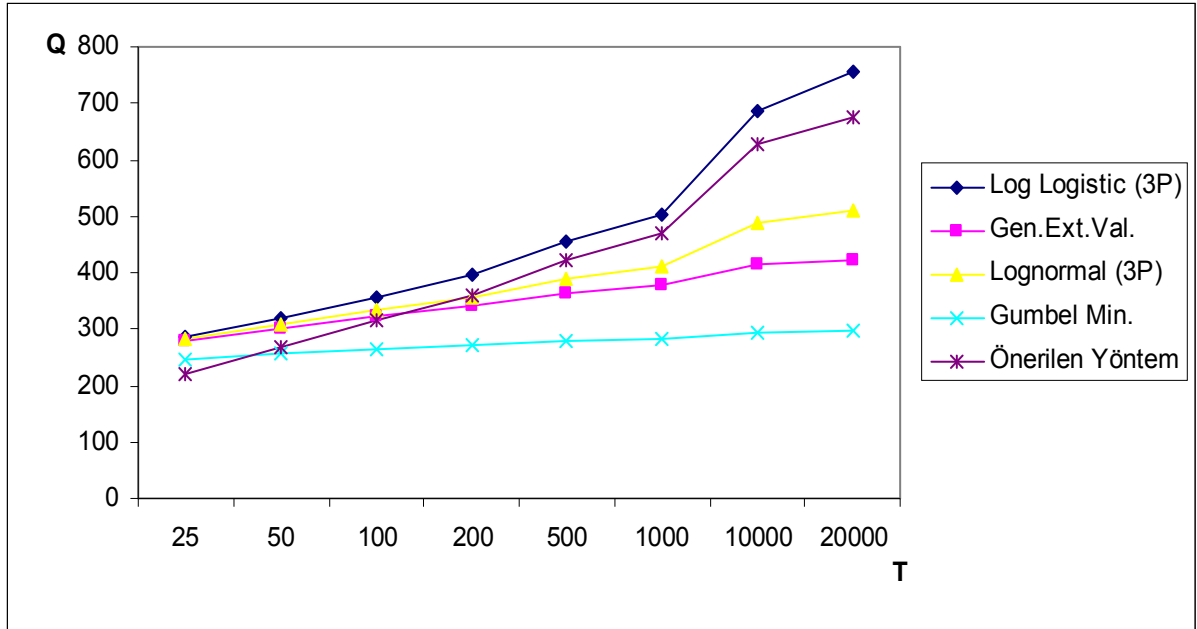
Tablo 5.11. Fırat 2147 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₁₀₀	Q ₂₀₀	Q ₅₀₀	Q ₁₀₀₀	Q _{10.000}	Q _{20.000}
Log Logistic (3P)	286.12	320.61	357.44	397.03	454.19	501.57	687.98	754.34
Gen.Ext.Val.	279.96	302.42	322.56	340.68	361.94	376.23	414.53	423.76
Lognormal (3P)	281.21	307.38	332.51	356.92	388.42	411.84	488.32	511.15
Gumbel Min.	247.18	256.12	263.59	270.01	277.32	282.17	295.35	298.67
Önerilen Yöntem	219.342	266.575	313.807	361.04	423.478	470.711	627.614	674.847

Tablo 5.11’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile Log Logistic (3P) sonuçları en yakın değerlere sahiptir. Log Logistic (3P) dağılımı Kolmogorov-Smirnov ve Anderson-Darling uygunluk testlerine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak önerdiğimiz yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında 25, 50, 100 yıllık debilerde bir miktar farklılık görülmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Min. dağılımı sonuçları arasında büyük farklılıklar vardır ancak bu dağılıma ait hesap sonuçlarının sağlıklı olduğu söylenemez, Gen.Ext.Val. ve Lognormal (3P) dağılımları 25, 50, 100 yıllık periyotlarda önermiş olduğumuz yöntemden düşük sonuçlar vermekte iken bu periyottan sonra önermiş olduğumuz yöntem sonuçları daha yüksek çıkmaktadır. Log Logistic (3P) dağılımı sonuçlarının şekil 5.3’te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra bir miktar sapmaya uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.32. Fırat 2147 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.33. Fırat 2147 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.12. Dicle 2625 Nolu İstasyonda (Hezil Çayı-Girikhan) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2625 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 19

Ortalama = 200.142

Standart Sapma = 90.835

Çarpıklık = 0.772

Dicle 2625 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

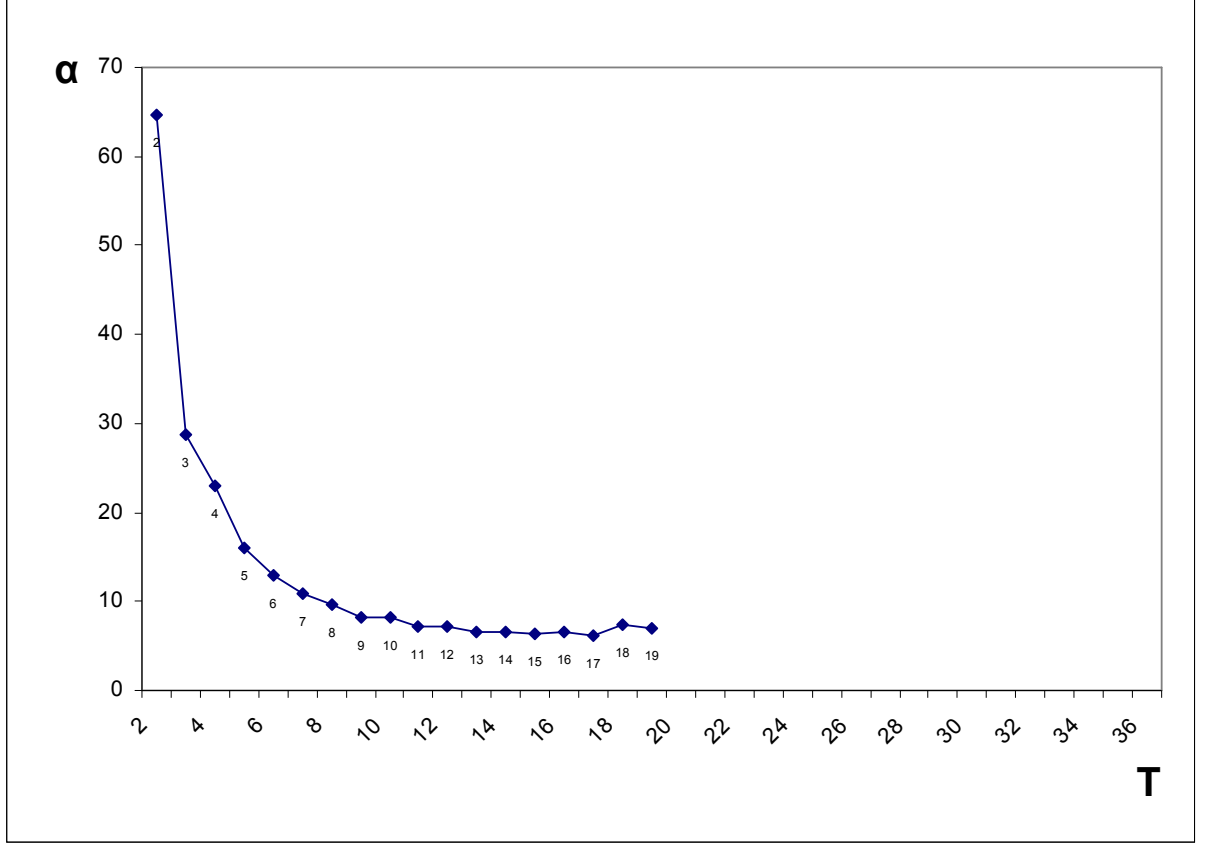
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Gumbel Max Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Gumbel Max Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Dicle 2625 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.34'te gösterilmektedir.



Şekil 5.34. Dicle 2625 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 17 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

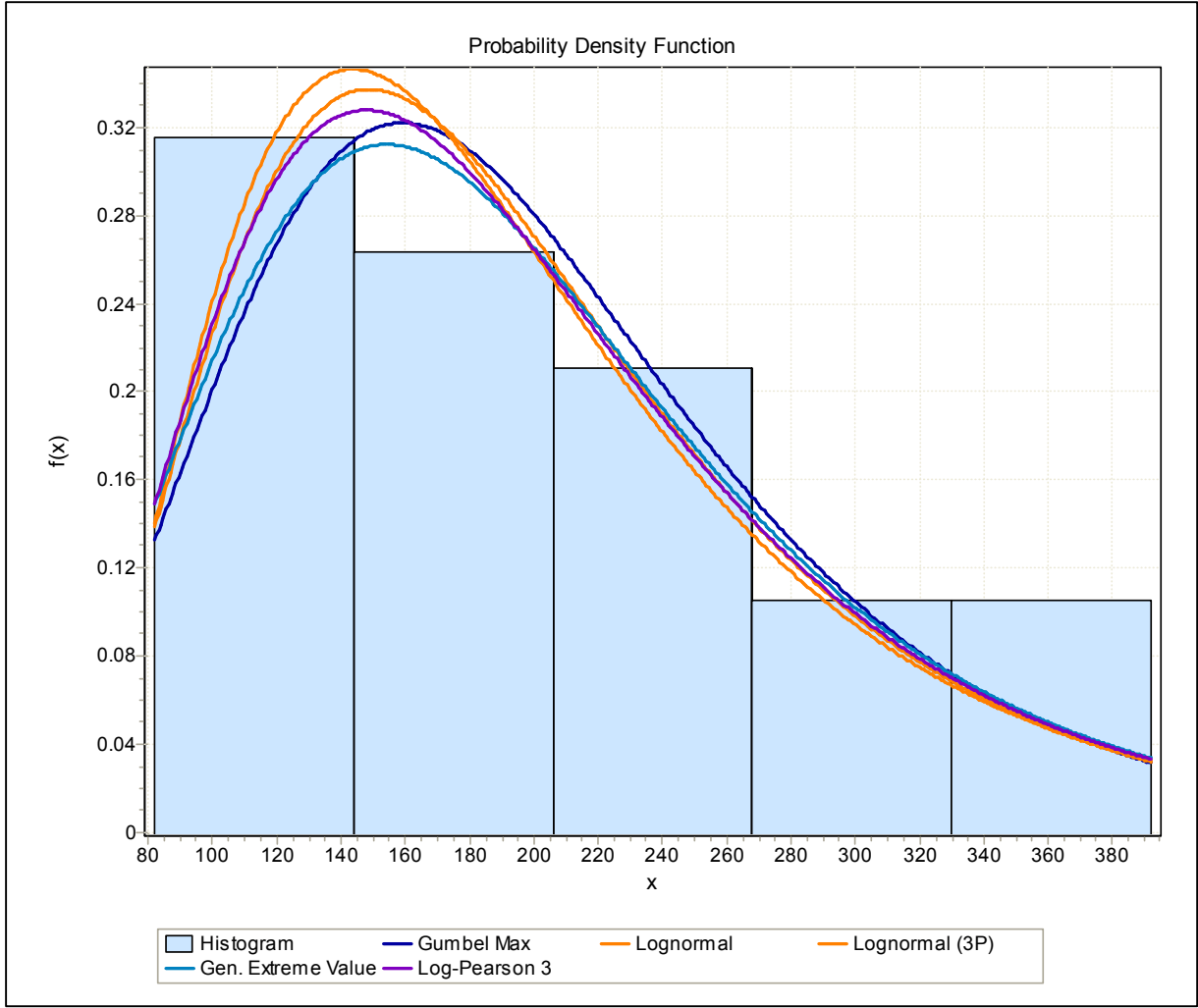
Q_{25}	331.748 m ³ /sn
Q_{50}	403.186 m ³ /sn
Q_{100}	474.624 m ³ /sn
Q_{200}	546.062 m ³ /sn
Q_{500}	640.497 m ³ /sn
Q_{1000}	711.935 m ³ /sn

Q_{10000}	949.247 m ³ /sn
Q_{20000}	1020.685 m ³ /sn

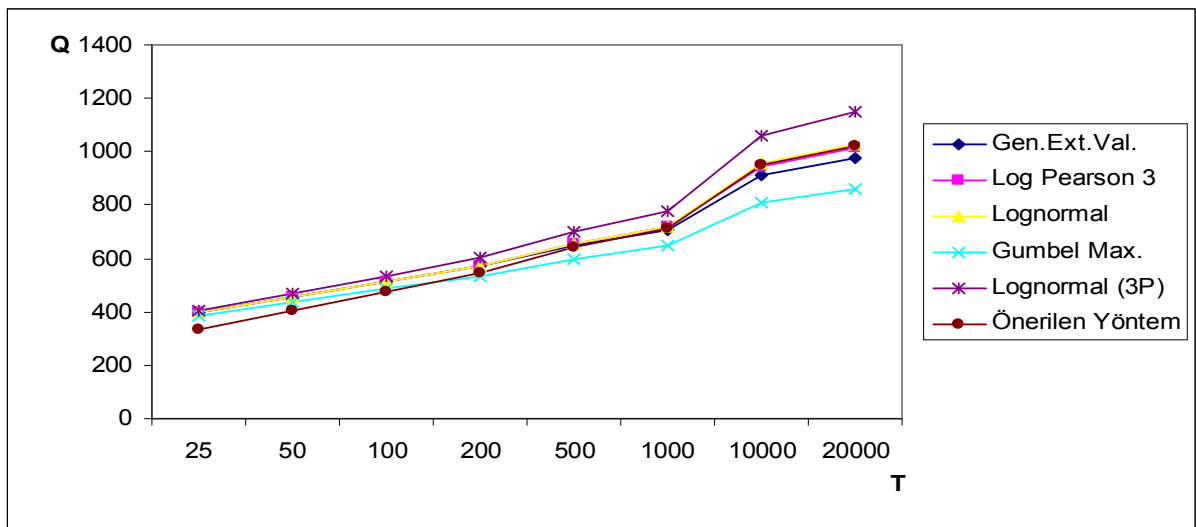
Tablo 5.12. Dicle 2625 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Gen. Ext. Val.	399.53	455.77	512.59	570.22	647.81	707.67	914.12	978.66
Log Pearson 3	399.67	457.03	515.28	574.77	655.68	718.81	941.98	1013.5
Lognormal	396.49	453.9	512.61	572.96	655.71	720.78	954.21	1030.1
Gumbel Max	385.79	435.61	485.06	534.33	599.33	648.46	811.57	860.66
Lognormal (3P)	406.09	469.69	535.75	604.64	700.52	776.97	1057.8	1151.0
Önerilen Yöntem	331.748	403.186	474.624	546.062	640.497	711.435	949.247	1020.685

Tablo 5.12’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile en yakın sonuçlara sahip dağılım Log Pearson 3 dağılımıdır. Log Pearson 3 dağılımı Kolmogorov-Smirnov ve Anderson-Darling uygunluk testlerine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak şekil 5.36’da da görüleceği gibi 25, 50, 100, 200 yıllık analizlerde önerilen metotla klasik sonuçlar arasında bir miktar fark gözlenmekle birlikte 500, 1000, 10000, 20000 yıllık analizlerde bu fark hemen hemen kalmamaktadır. Bu istasyona ait verilerde yapılan hesaplamalarda aykırı değerlerin etkisinin az olduğu söylenebilir. Dolayısıyla önerdiğimiz yöntemle hesaplanan sonuçlar ile klasik yöntemlerle (olasılık dağılım fonksiyonları) hesaplanan sonuçlar arasında bir paralellik söz konusudur.



Şekil 5.35. Dicle 2625 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.36. Dicle 2625 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.13. Dicle 2626 Nolu İstasyonda (Botan Çayı-Billoris) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2626 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 21

Ortalama = 874.619

Standart Sapma = 440.338

Çarpıklık = 0.955

Dicle 2626 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Log Pearson 3 Dağılımı

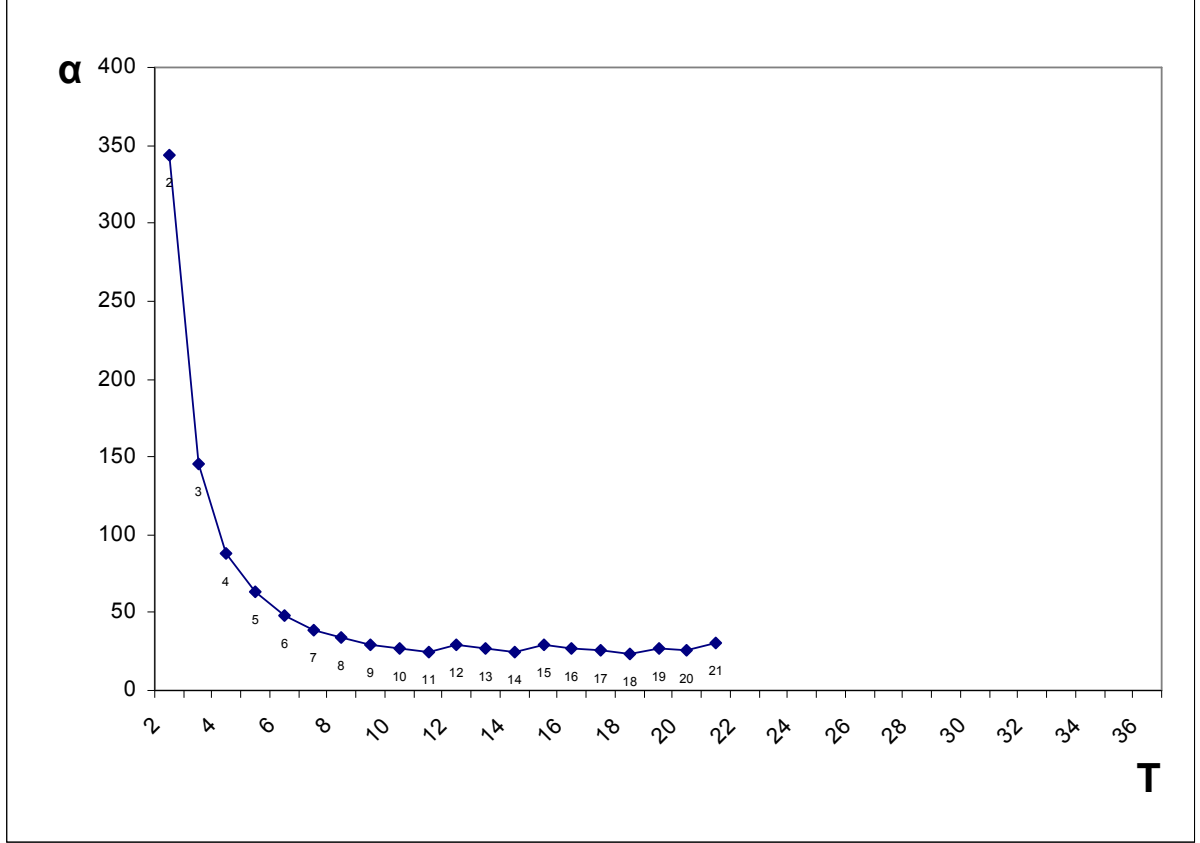
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Gumbel Max Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

Dicle 2626 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.37’de gösterilmektedir.



Şekil 5.37. Dicle 2626 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 18 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

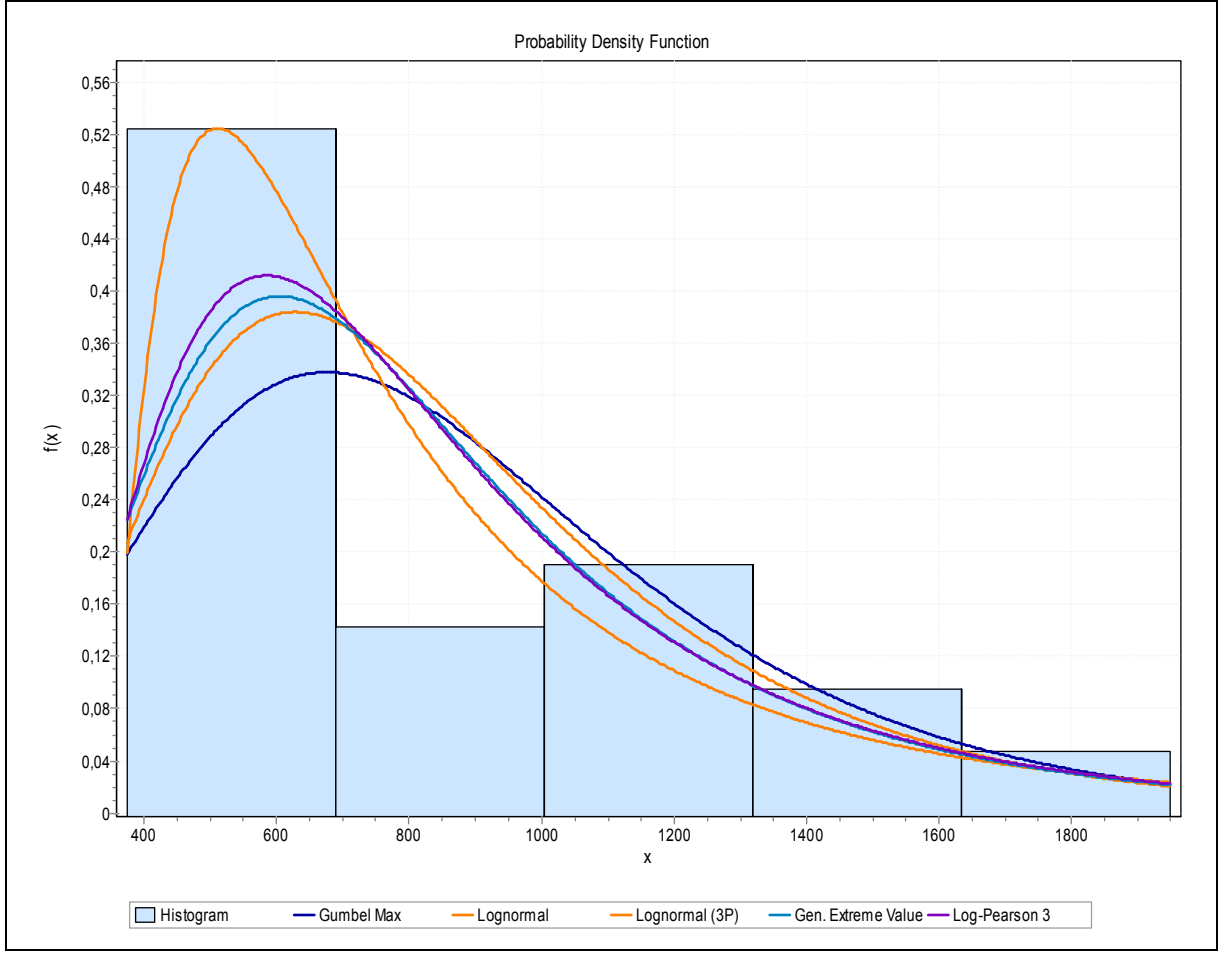
Q_{25}	1369.795 m ³ /sn
Q_{50}	1664.765 m ³ /sn
Q_{100}	1959.734 m ³ /sn
Q_{200}	2254.703 m ³ /sn
Q_{500}	2644.631 m ³ /sn
Q_{1000}	2939.601 m ³ /sn

Q_{10000}	3919.468 m ³ /sn
Q_{20000}	4214.437 m ³ /sn

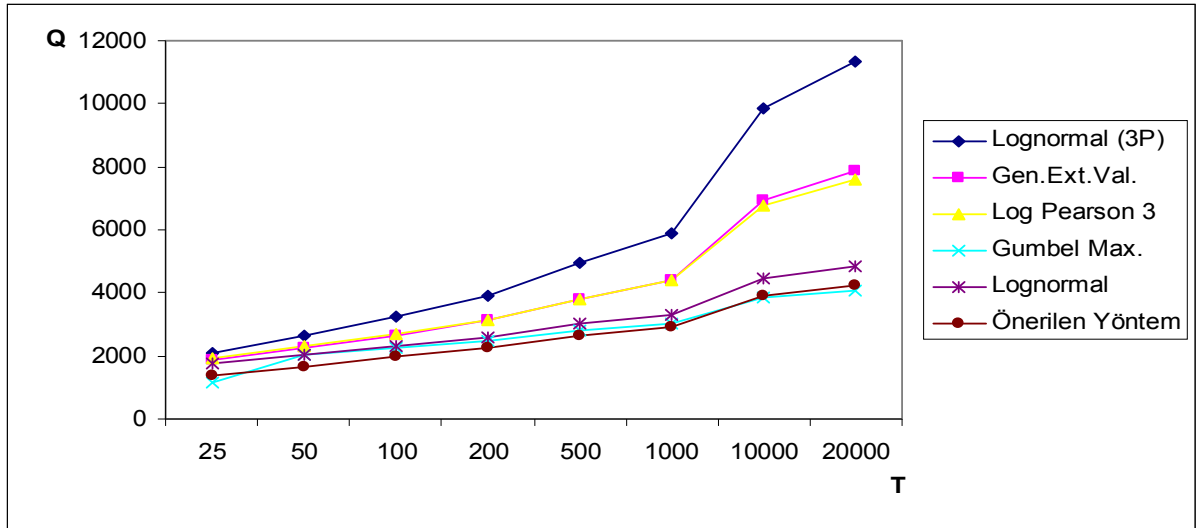
Tablo 5.13. Dicle 2626 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Lognormal (3P)	2103.8	2629.0	3231.8	3920.1	4975.2	5894.6	9830.6	11323
Gen.Ext.Val.	1888.8	2258.6	2669.6	3127.8	3816.5	4408.9	6926.2	7885.7
Log Pearson 3	1911.6	2284.8	2695.4	3148.1	3819.7	4389.8	6743.4	7615
Gumbel Max.	1174.6	2016.1	2255.8	2494.7	2809.8	3047.9	3838.6	4076.6
Lognormal	1772.1	2041.9	2319.4	2606.3	3002	3314.9	4447.7	4819.1
Önerilen Yöntem	1369.795	1664.795	1959.734	2254.703	2644.631	2939.601	3919.468	4214.437

Tablo 5.13'te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları ile en yakın sonuçlara sahip dağılım Gumbel Max. dağılımıdır. Gumbel Max. dağılımı Chi-Squared uygunluk testine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerle önerilen metotla klasik sonuçlar arasında çok büyük farklar görülmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max. dağılımının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir. Lognormal dağılımı sonuçları bir miktar sapmaya uğramış olsada önermiş olduğumuz yöntem sonuçlarına kabul edilebilir ölçüde yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Ancak Lognormal (3P), Log Pearson 3 ve Gen.Ext.Val. dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.39'da da görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.38. Dicle 2626 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.39. Dicle 2626 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.14. Dicle 2620 Nolu İstasyonda (Zapsuyu-Üzümcü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2620 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 20

Ortalama = 315.5

Standart Sapma = 200.123

Çarpıklık = 2.15

Dicle 2620 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Log Logistic Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

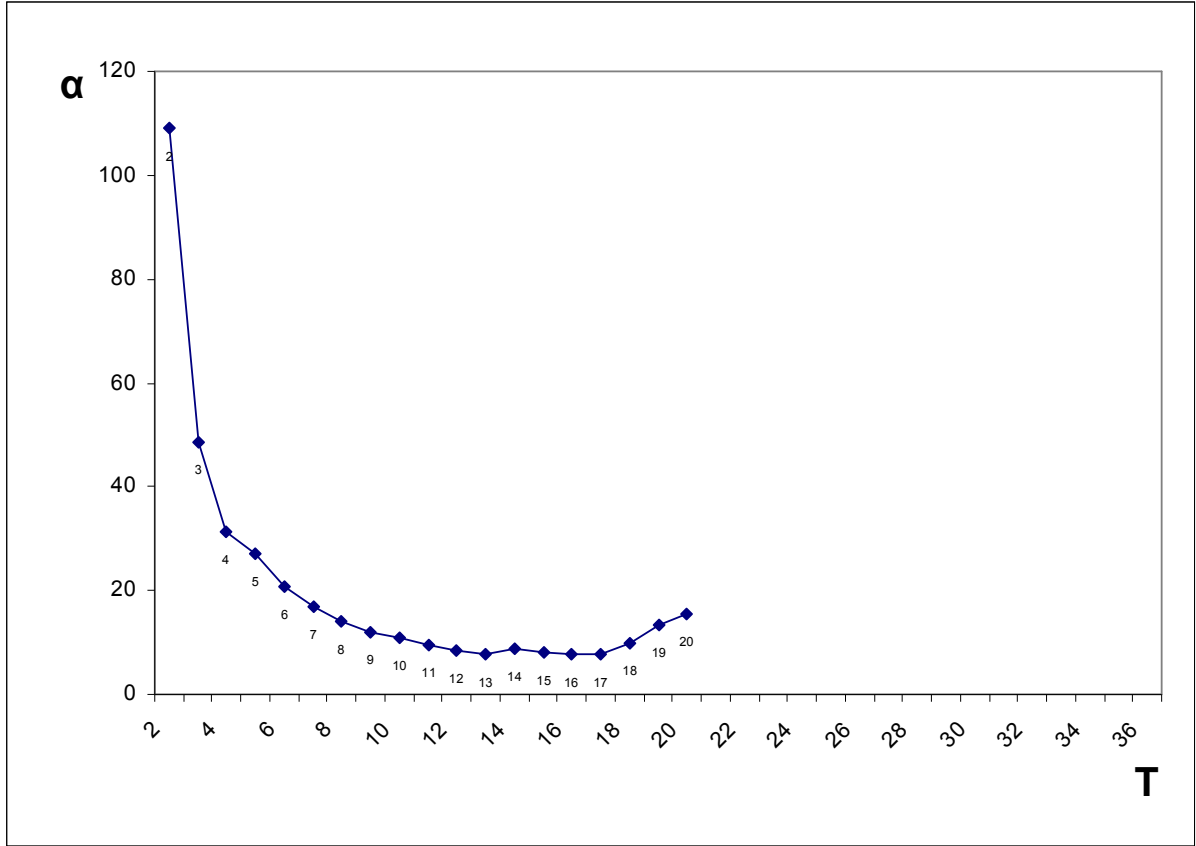
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic Dağılımı
2. Gumbel Max Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

Dicle 2620 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.40’da gösterilmektedir.



Şekil 5.40. Dicle 2620 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 17 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

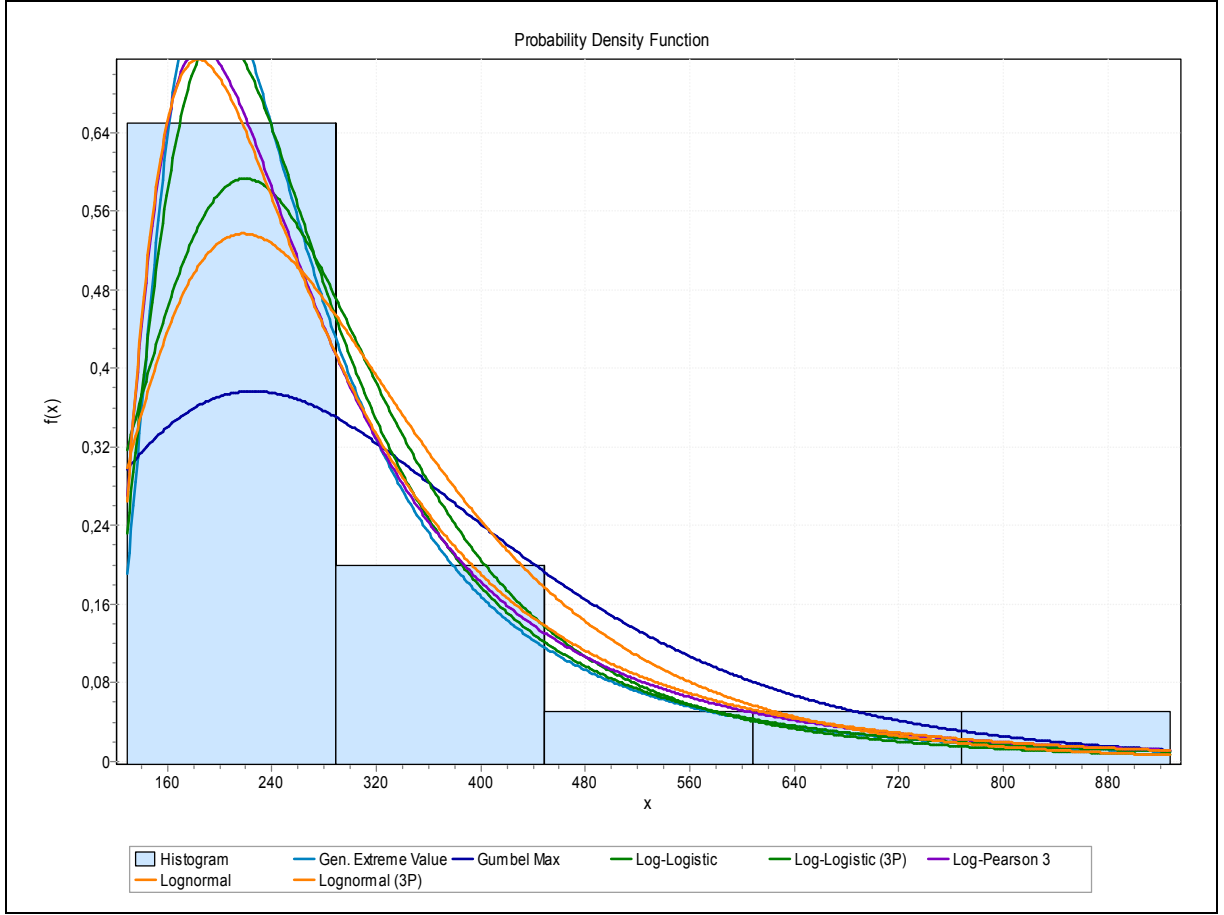
Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

Q_{25}	414.685 m ³ /sn
Q_{50}	503.982 m ³ /sn
Q_{100}	593.279 m ³ /sn
Q_{200}	682.577 m ³ /sn
Q_{500}	800.622 m ³ /sn
Q_{1000}	889.919 m ³ /sn
Q_{10000}	1186.559 m ³ /sn
Q_{20000}	1275.856 m ³ /sn

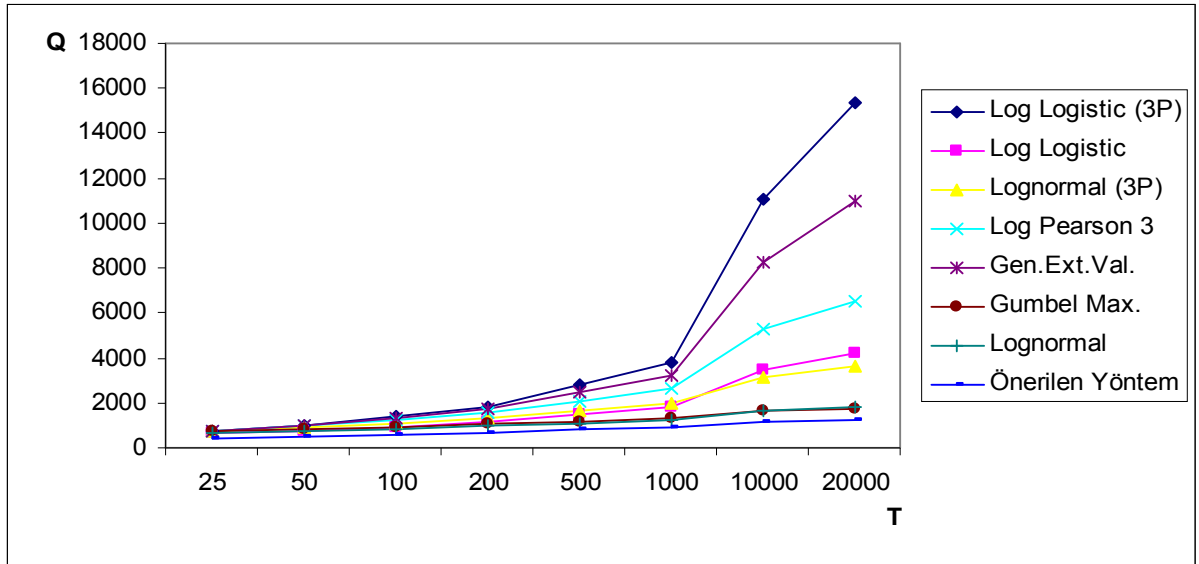
Tablo 5.14. Dicle 2620 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₁₀₀	Q ₂₀₀	Q ₅₀₀	Q ₁₀₀₀	Q _{10.000}	Q _{20.000}
Log Logistic (3P) Dağılımı	754.96	1012.1	1365.6	1853.5	2796.1	3832.6	11104.0	15339.0
Log Logistic Dağılımı	634.29	775.87	946.25	1152.4	1493.8	1817.1	3481.5	4233.9
Lognormal (3P) Dağılımı	729.76	902.74	1098.8	1320.0	1655.1	1943.7	3155.4	3607.1
Log Pearson 3 Dağılımı	759.96	973.7	1235.9	1557.6	2097.1	2612.9	5301.6	6525.3
Generalized Extreme Value Dağılımı	736.54	973.17	1285.7	1699.4	2459.5	3255.4	8286.4	10984.0
Gumbel Max Dağılımı	724.53	834.29	943.24	1051.8	1195.0	1303.2	1662.6	1770.8
Lognormal Dağılımı	643.16	744.73	849.74	958.76	1109.8	1229.7	1667.0	1811.3
Önerilen Yöntem	414.685	503.982	593.279	682.577	800.622	889.919	1186.559	1275.856

Tablo 5.14’te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Gumbel Max. dağılımı ile en yakın değerlere sahiptir. Gumbel Max. dağılımı Chi-Squared uygunluk testi için en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen metotla klasik sonuçlar arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max. ve Lognormal dağılımlarının bir miktar sapma olsa da uyumlu olduğu söylenebilir. Ancak diğer dağılımların sonuçlarının şekil 5.42’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.41. Dicle 2620 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.42. Dicle 2620 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.15. Dicle 2621 Nolu İstasyonda (Zapsuyu-Musahan) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2621 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 20

Ortalama = 65.155

Standart Sapma = 37.633

Çarpıklık = 2.276

Dicle 2621 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

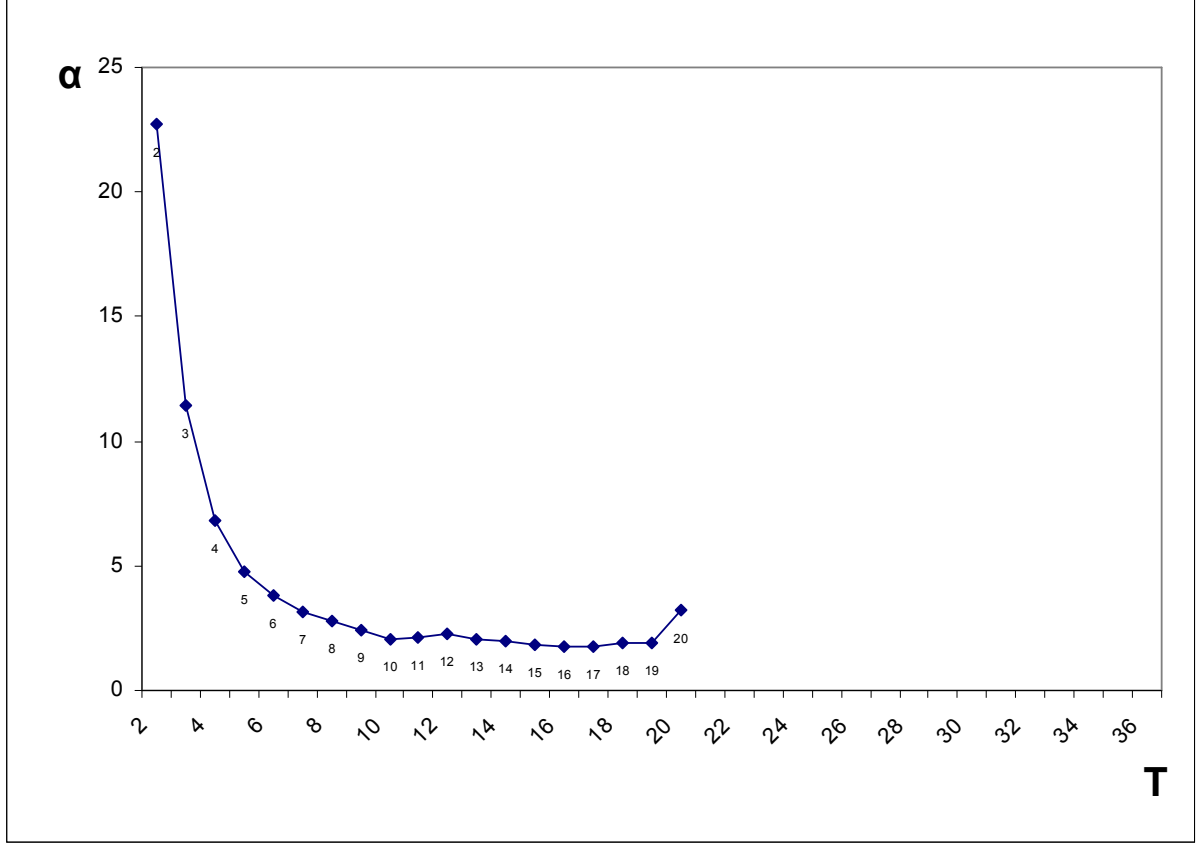
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Log Pearson 3 Dağılımı

Dicle 2621 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.43'te gösterilmektedir.



Şekil 5.43. Dicle 2621 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 17 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

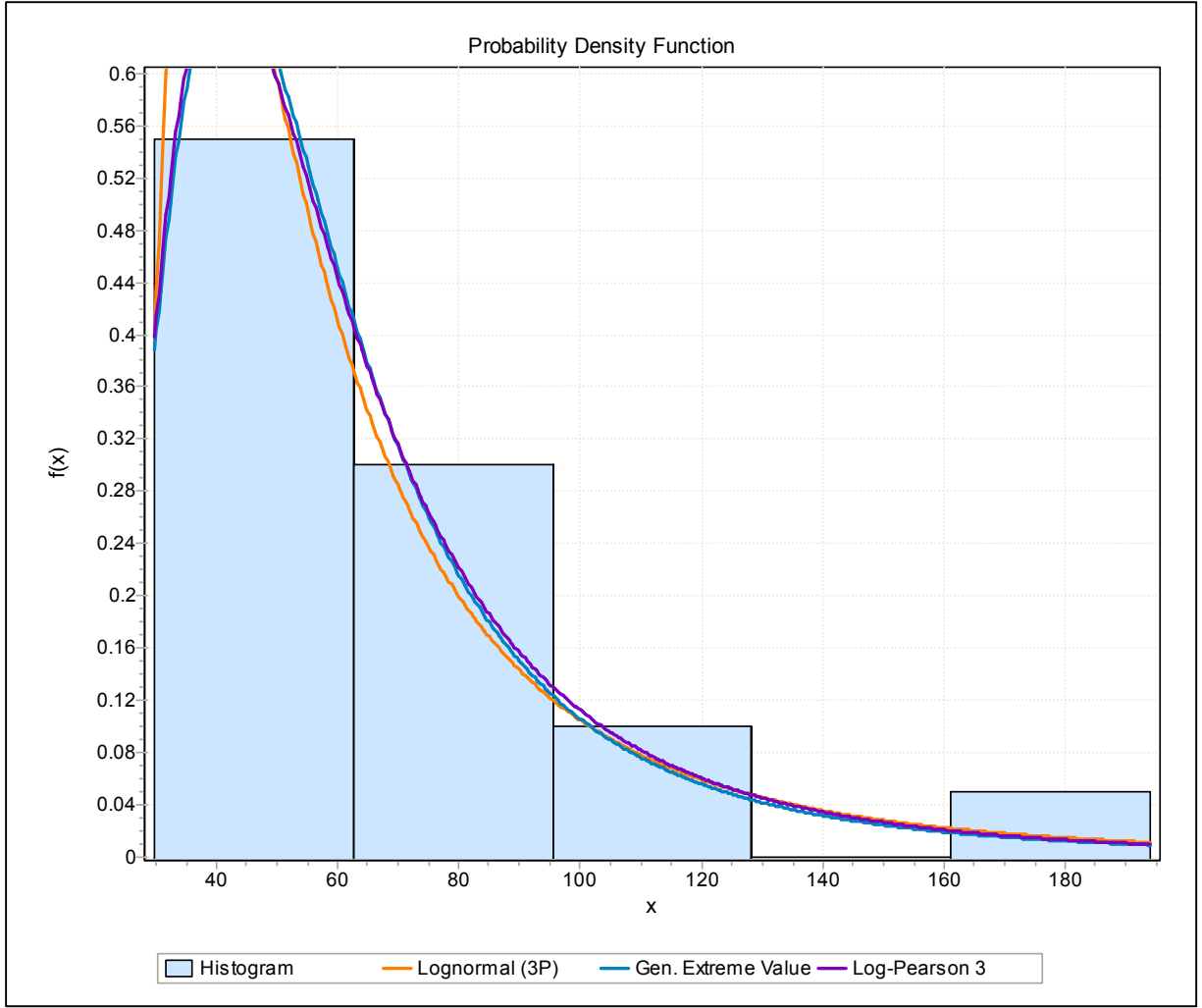
Q_{25}	95.775 m ³ /sn
Q_{50}	116.399 m ³ /sn
Q_{100}	137.023 m ³ /sn
Q_{200}	157.647 m ³ /sn
Q_{500}	184.911 m ³ /sn
Q_{1000}	205.535 m ³ /sn

Q_{10000}	274.046 m ³ /sn
Q_{20000}	294.670 m ³ /sn

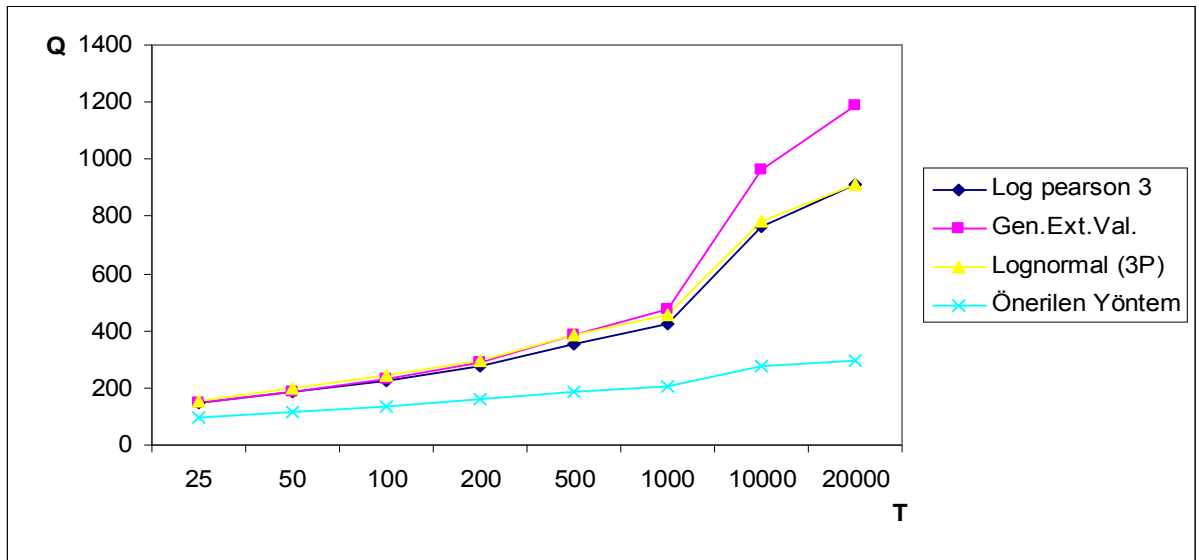
Tablo 5.15. Dicle 2621 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Pearson 3	148	183.66	225.59	274.92	353.74	425.66	767.35	910.88
Gen. Ext. Val.	146.35	184.29	230.75	287.79	383.79	476.04	964.78	1191.2
Lognormal (3P)	156.01	196.66	243.96	298.62	383.51	458.36	785.55	911.77
Önerilen Yöntem	95.775	116.399	137.023	157.647	184.911	205.535	274.046	294.670

Tablo 5.15'te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Log Pearson 3 ile en yakın değerlere sahiptir. Log Pearson 3 dağılımı her üç uygunluk testinde de en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Log Pearson 3, Gen.Ext. Val. ve Lognormal (3P) dağılımlarının sonuçları şekil 5.45'te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyoda kadar farklılıklar göstermektedir, bu farklılıklar 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğramaktadır. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.44. Dicle 2621 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.45. Dicle 2621 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.16. Dicle 2624 Nolu İstasyonda (Kezer Çayı-Pınarca) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2624 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 19

Ortalama = 234.721

Standart Sapma = 140.546

Çarpıklık = 1.06

Dicle 2624 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

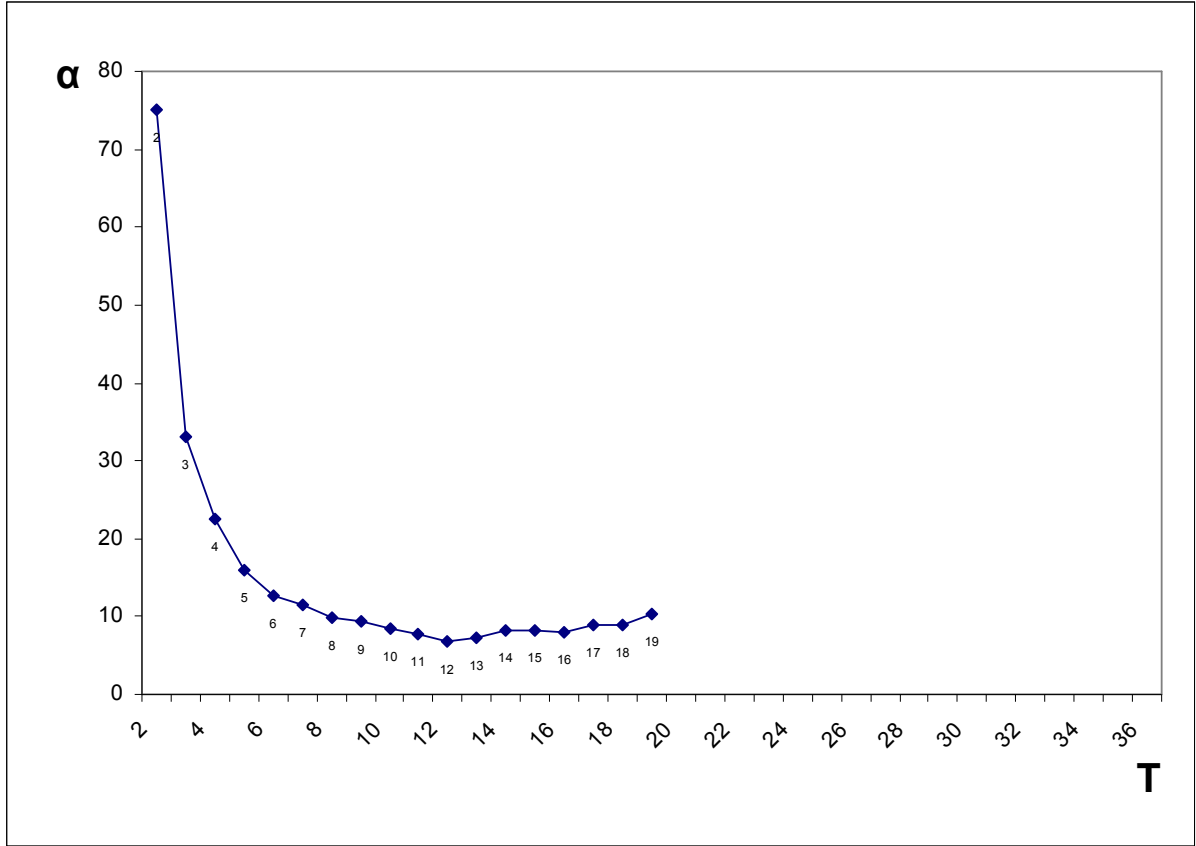
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Lognormal Dağılımı
3. Log Pearson 3 Dağılımı

Dicle 2624 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.46’da gösterilmektedir.



Şekil 5.46. Dicle 2624 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 12 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

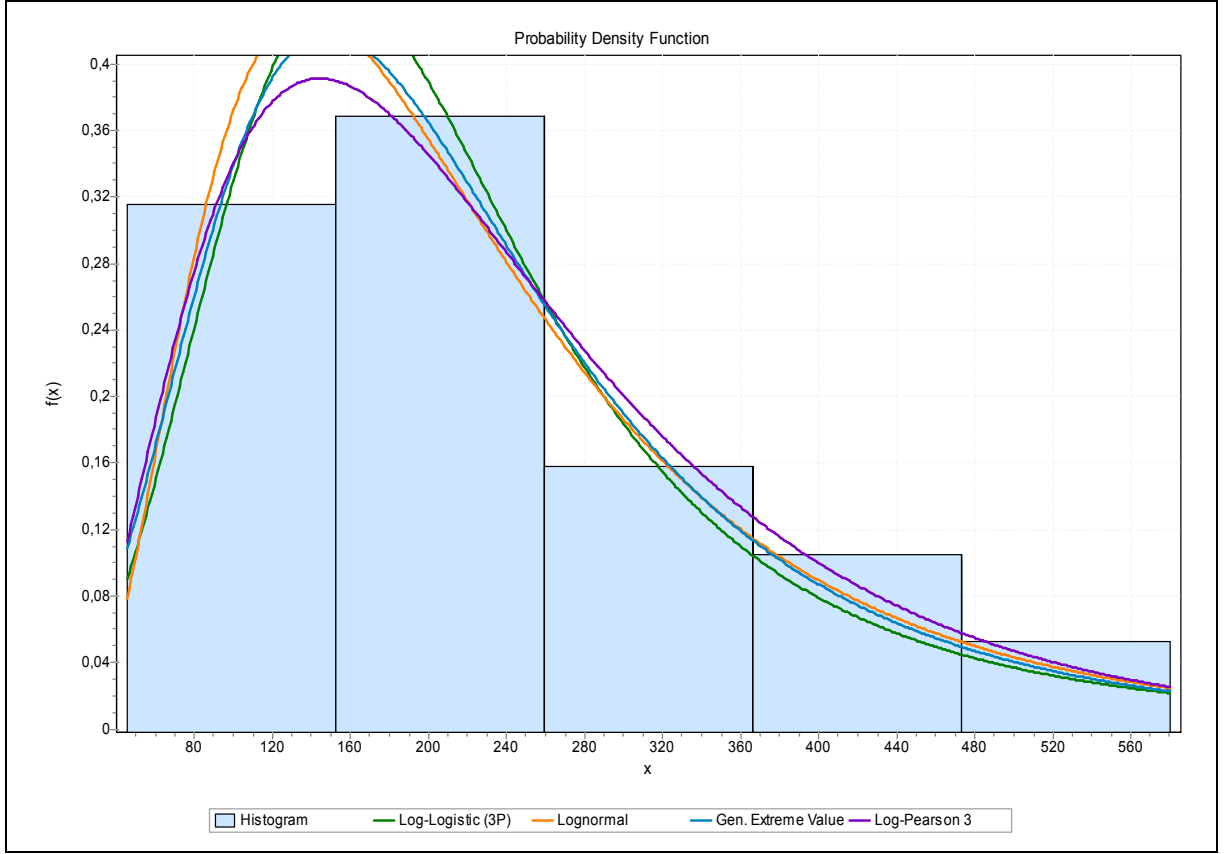
Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

Q_{25}	261.665 m ³ /sn
Q_{50}	318.011 m ³ /sn
Q_{100}	374.358 m ³ /sn
Q_{200}	430.704 m ³ /sn
Q_{500}	505.190 m ³ /sn
Q_{1000}	561.537 m ³ /sn
Q_{10000}	748.716 m ³ /sn
Q_{20000}	805.062 m ³ /sn

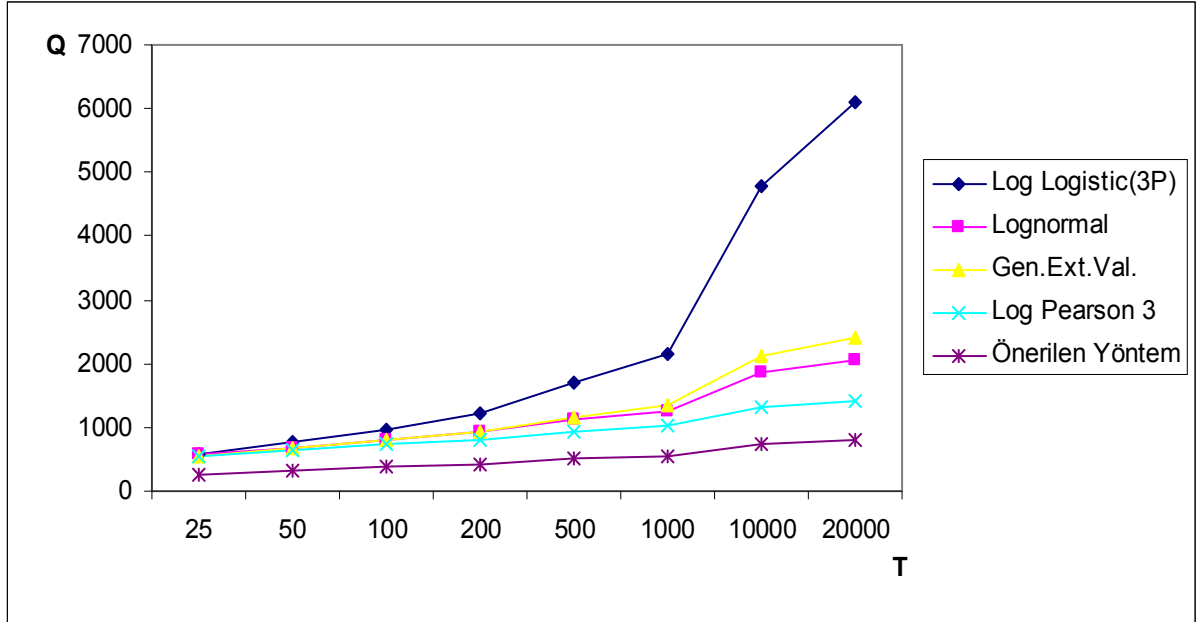
Tablo 5.16. Dicle 2624 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₁₀₀	Q ₂₀₀	Q ₅₀₀	Q ₁₀₀₀	Q _{10.000}	Q _{20.000}
Log Logistic (3P)	592.87	758.81	967.86	1232.5	1694.6	2155.3	4789.5	6090.9
Lognormal	566.64	679.74	800.65	930.05	1115.2	1266.7	1847.8	2048.3
Gen. Ext. Val.	557.35	673.94	803.06	946.5	1161.2	1345.2	2121	2414.7
Log Pearson 3	545.36	634.63	724.1	814.01	933.73	1025	1332.5	1426.2
Önerilen Yöntem	261.665	318.011	374.358	430.704	505.190	561.537	748.716	805.062

Tablo 5.16’da görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçlarına en yakın sonuçları Log Pearson 3 dağılımı göstermektedir. Log Pearson 3 dağılımı Chi Squared uygunluk testinde en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Log Pearson 3 dağılımının sonuçları bir miktar sapmaya uğramış olsa da önermiş olduğumuz yöntem sonuçlarına kabul edilebilir ölçüde yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Ancak Log Logistic (3P), Lognormal ve Gen.Ext.Val. dağılımlarının sonuçlarının göstermiş olduğu farklılıklar şekil 5.48’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük artışlar göstermiştir. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.47. Dicle 2624 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.48. Dicle 2624 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.17. Dicle 2617 Nolu İstasyonda (Dicle Nehri-Çayönü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2617 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 18

Ortalama = 635.889

Standart Sapma = 477.778

Çarpıklık = 1.474

Dicle 2617 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Lognormal Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

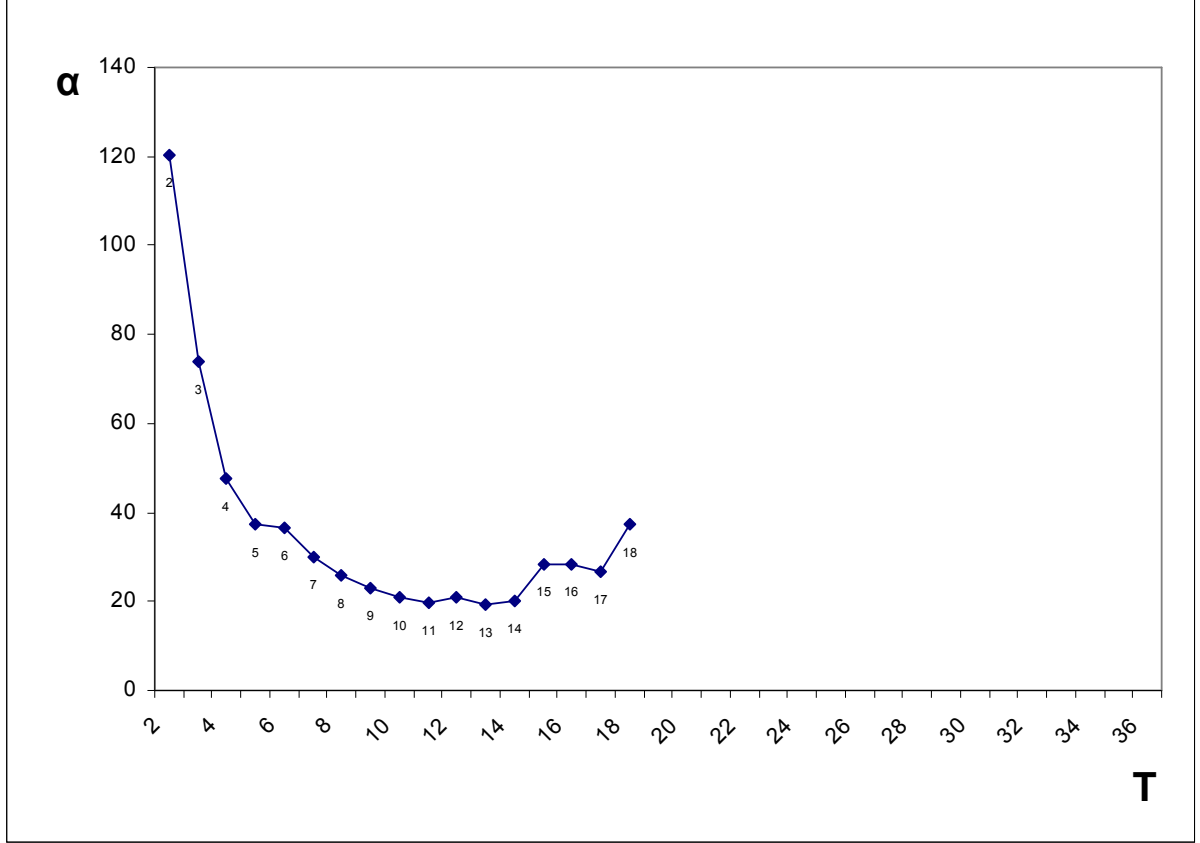
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Lognormal Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Lognormal Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Dicle 2617 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.49'da gösterilmektedir.



Şekil 5.49. Dicle 2617 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 13 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

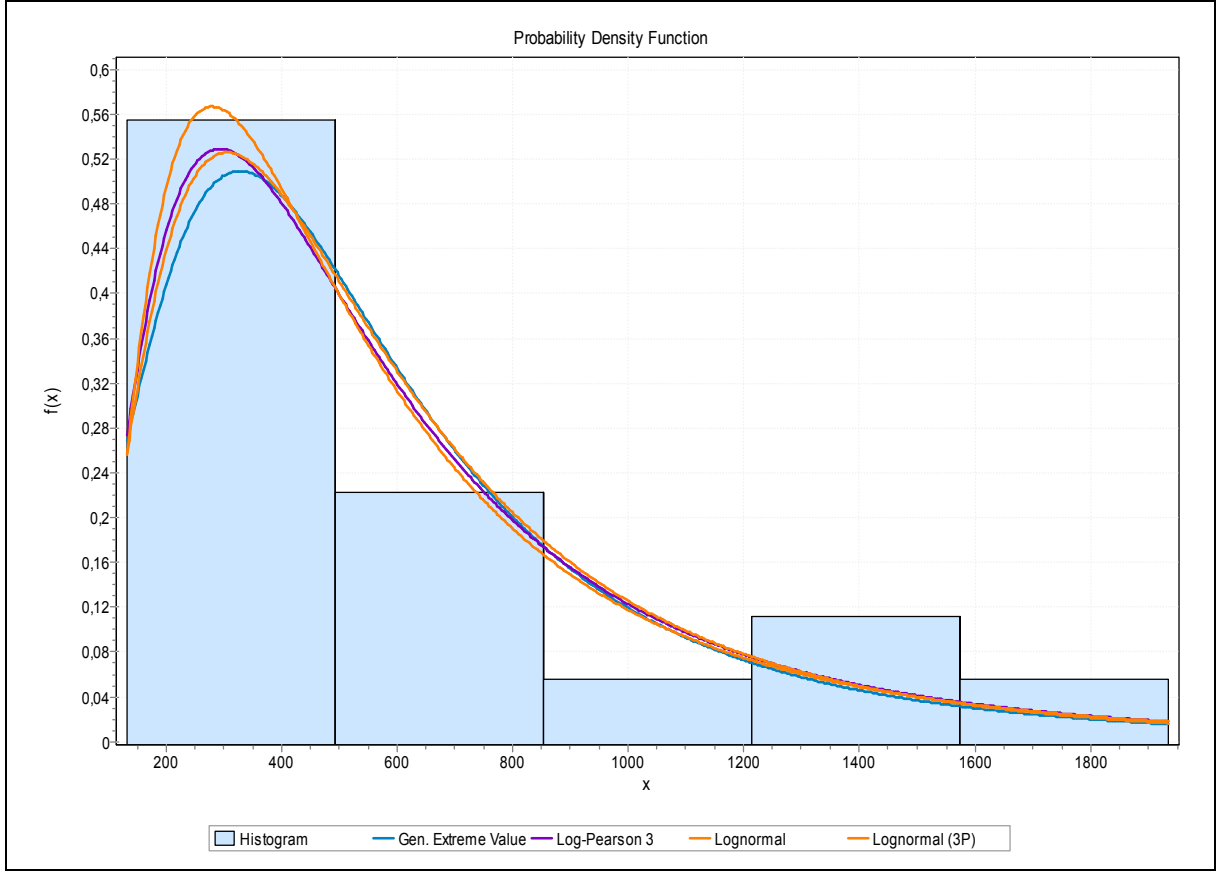
Q_{25}	803.166 m ³ /sn
Q_{50}	976.119 m ³ /sn
Q_{100}	1149.071 m ³ /sn
Q_{200}	1322.023 m ³ /sn
Q_{500}	1550.654 m ³ /sn
Q_{1000}	1723.606 m ³ /sn

Q_{10000}	2298.142 m ³ /sn
Q_{20000}	2471.094 m ³ /sn

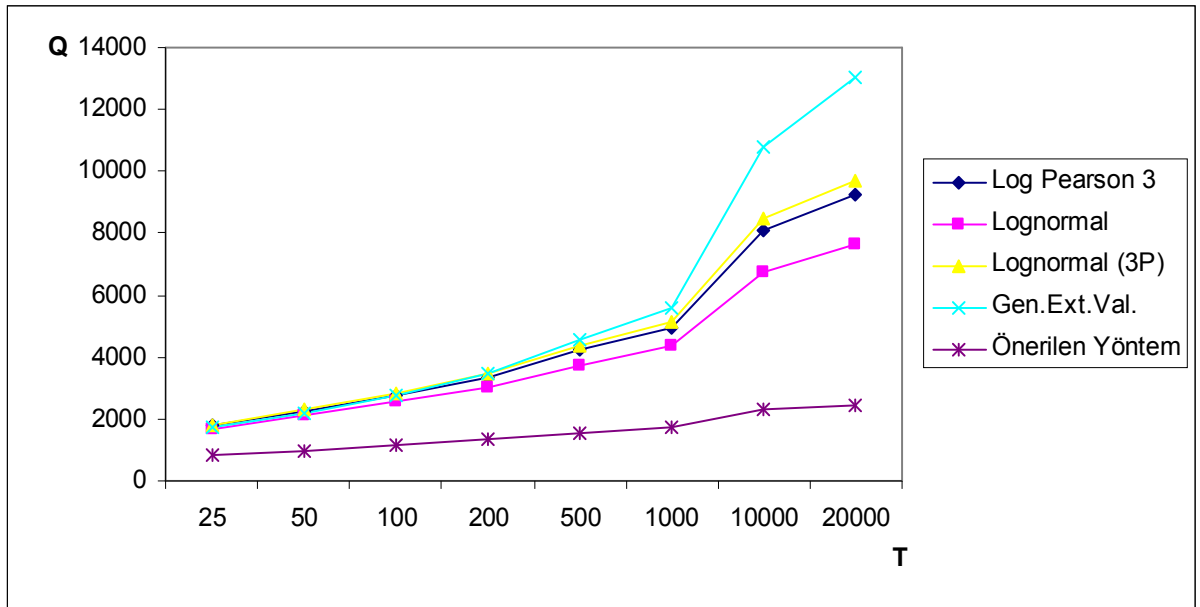
Tablo 5.17. Dicle 2617 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Pearson 3 Dağılımı	1791.5	2249.7	2764.7	3342.3	4212.1	4958.4	8078.0	9239.2
Lognormal Dağılımı	1700.7	2102.9	2545.4	3031.5	3746.6	4346.6	6752.3	7614.6
Lognormal (3P) Dağılımı	1806.8	2286.3	2828.2	3438.4	4359.8	5151.7	8462.0	9691.7
Generalized Extreme Value Dağılımı	1732.4	2211.3	2782.3	3464.8	4577.7	5615.0	10780.0	13049.0
Önerilen Yöntem	803.166	976.119	1149.071	1322.023	1550.654	1723.606	2298.142	2471.094

Tablo 5.17’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Lognormal dağılımı ile en yakın değerlere sahiptir ve her üç uygunluk testi için de en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 50, 100, 200, 500, 1000, 10000, 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında büyük bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile diğer dağılımların sonuçlarının göstermiş olduğu farklılıkların şekil 5.51’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük artışlar gösterdiği görülmektedir. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.50. Dicle 2617 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.51. Dicle 2617 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.18. Dicle 2618 Nolu İstasyonda (Ambar Çayı-Köprübaşı) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2618 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 21

Ortalama = 214.424

Standart Sapma = 171.799

Çarpıklık = 1.532

Dicle 2618 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

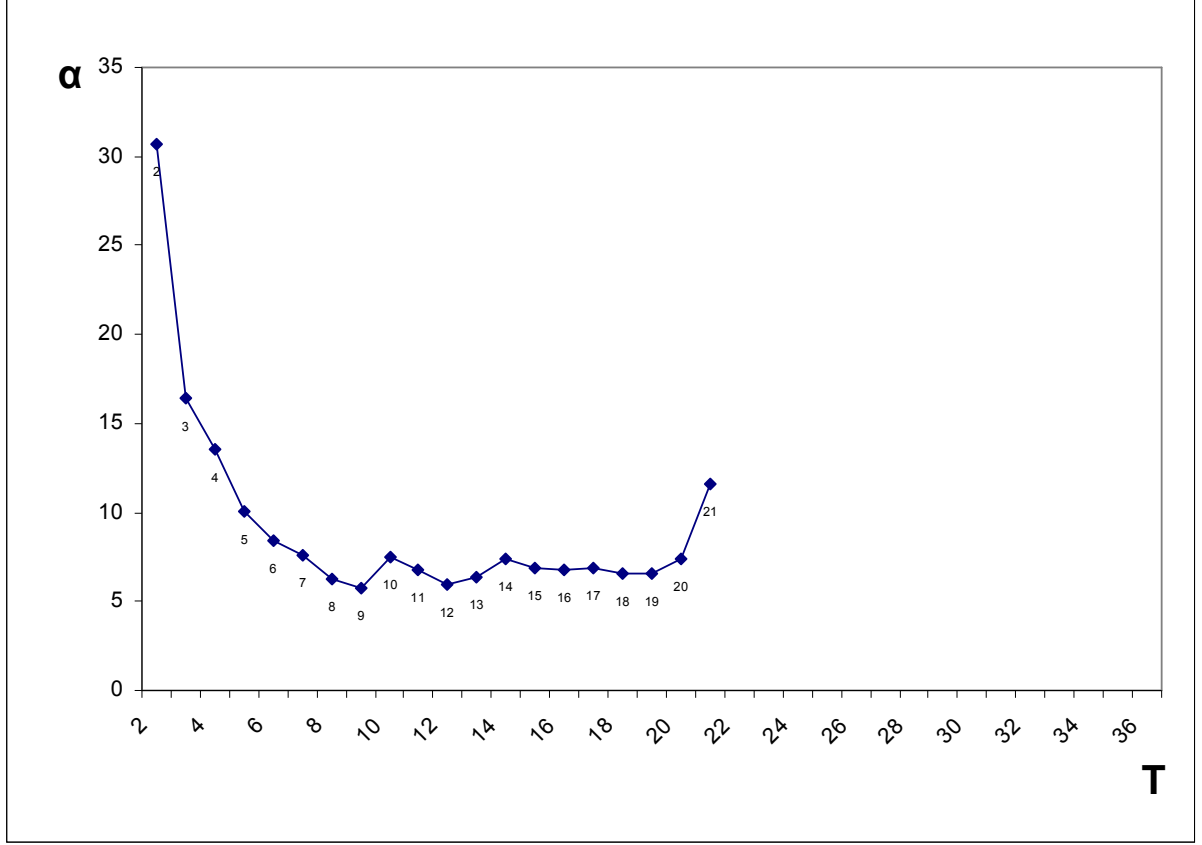
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Gumbel Max Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Dicle 2618 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.52’de gösterilmektedir.



Şekil 5.52. Dicle 2618 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 9 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

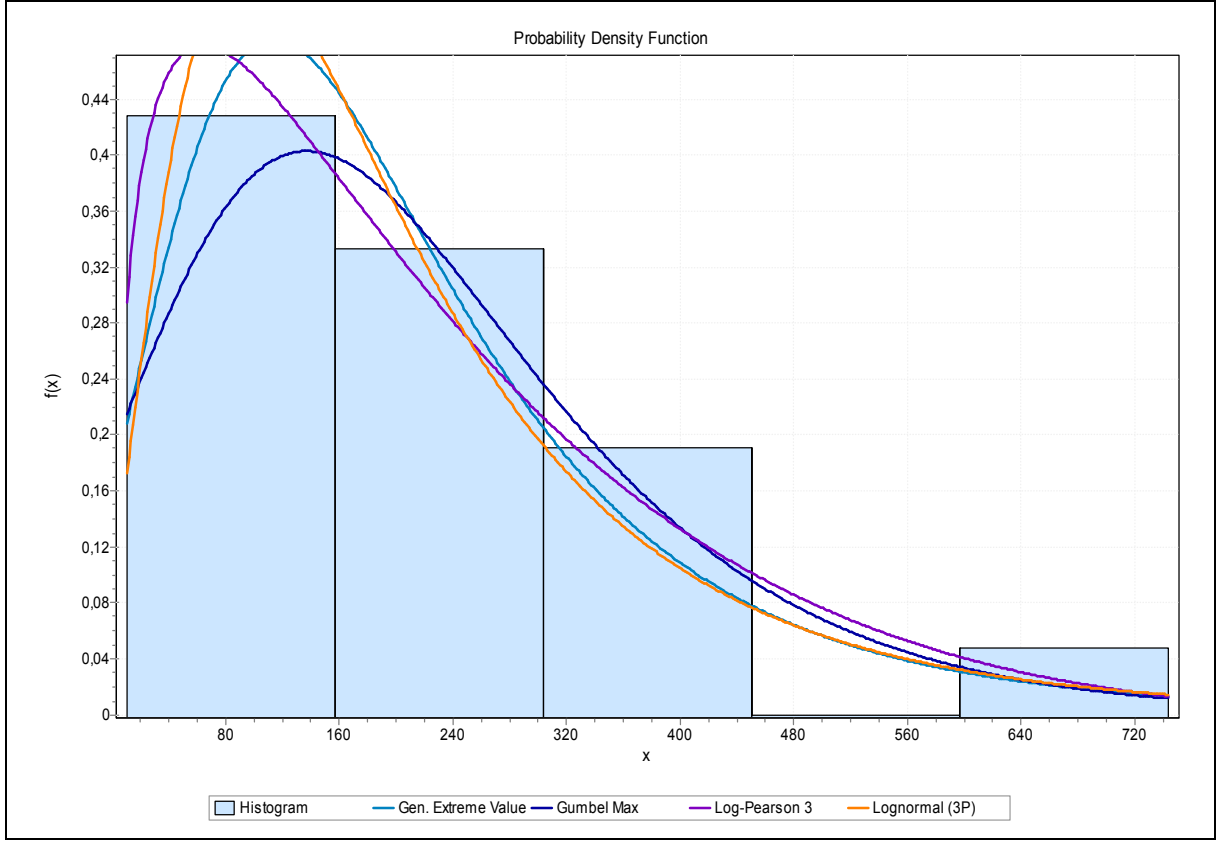
Q_{25}	167.007 m ³ /sn
Q_{50}	202.97 m ³ /sn
Q_{100}	238.933 m ³ /sn
Q_{200}	274.896 m ³ /sn
Q_{500}	322.437 m ³ /sn
Q_{1000}	358.400 m ³ /sn

Q_{10000}	477.866 m ³ /sn
Q_{20000}	513.829 m ³ /sn

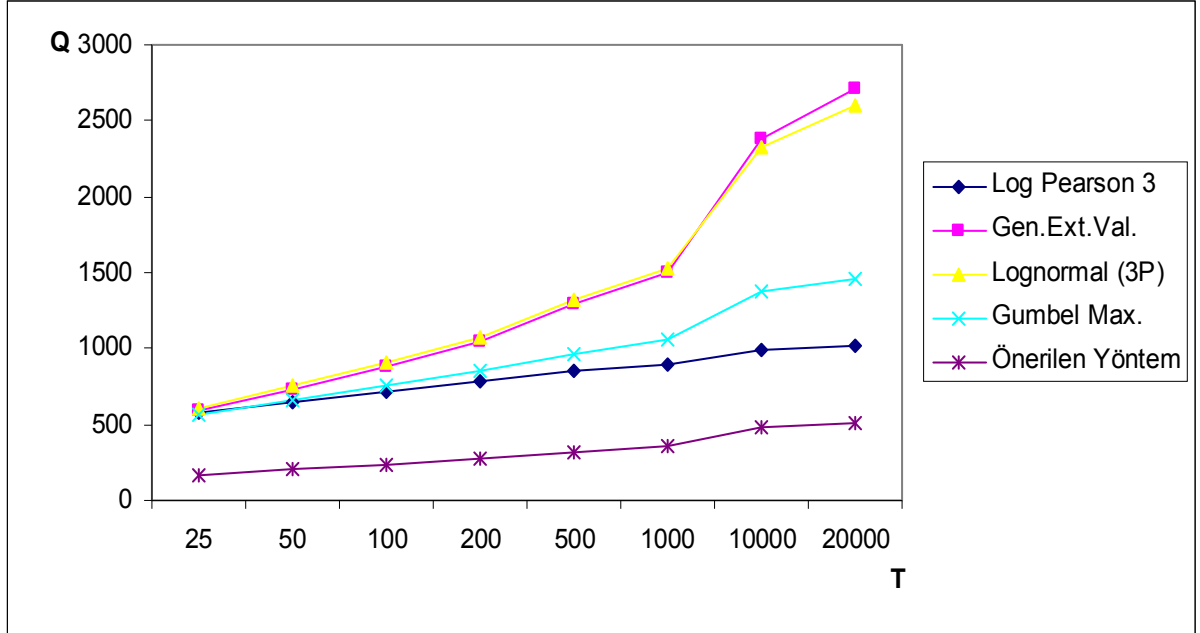
Tablo 5.18. Dicle 2618 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Pearson 3 Dağılımı	574.36	653.34	722.02	781.59	848.21	890.7	993.98	1016.2
Generalized Extreme Value Dağılımı	594.01	729.73	879.42	1045.1	1291.8	1502.3	2381.7	2711.8
Lognormal (3P) Dağılımı	611.68	754.77	910.14	1078.8	1323.9	1527.2	2326.0	2607.5
Gumbel Max Dağılımı	565.55	659.77	753.3	846.49	969.43	1062.3	1370.8	1463.7
Önerilen Yöntem	167.007	202.97	238.933	274.896	322.437	358.4	477.866	513.829

Tablo 5.18’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Log Pearson 3 ile en yakın değerlere sahiptir. Log Pearson 3 dağılımı her üç uygunluk testi için de en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile diğer dağılımların sonuçlarının göstermiş olduğu farklılıkların şekil 5.54’te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük artışlar gösterdiği görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.53. Dicle 2618 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.54. Dicle 2618 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.19. Dicle 2619 Nolu İstasyonda (Göksu Çayı- Çınarköprü) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2619 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 19

Ortalama = 41.247

Standart Sapma = 32.497

Çarpıklık = 0.576

Dicle 2619 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

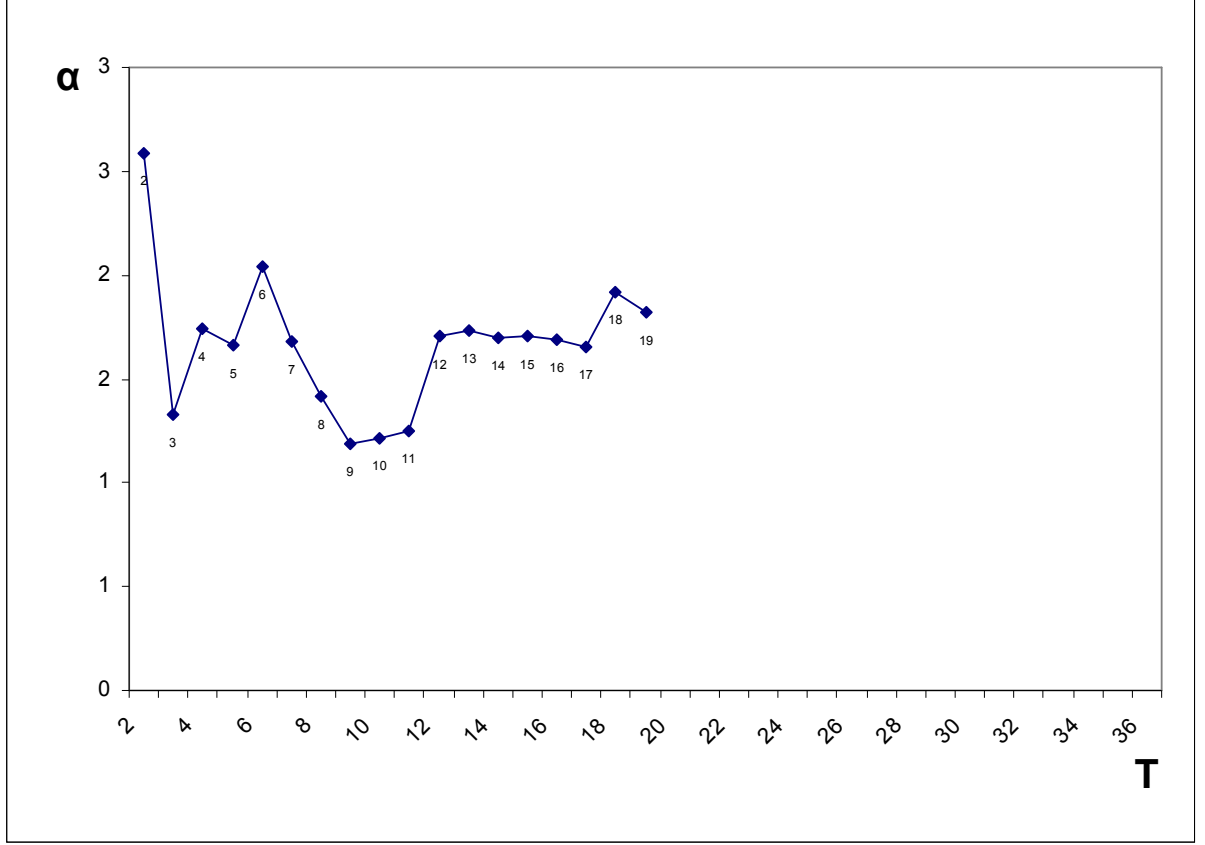
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Gumbel Max Dağılımı

Dicle 2619 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.55'te gösterilmektedir.



Şekil 5.55. Dicle 2619 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 9 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

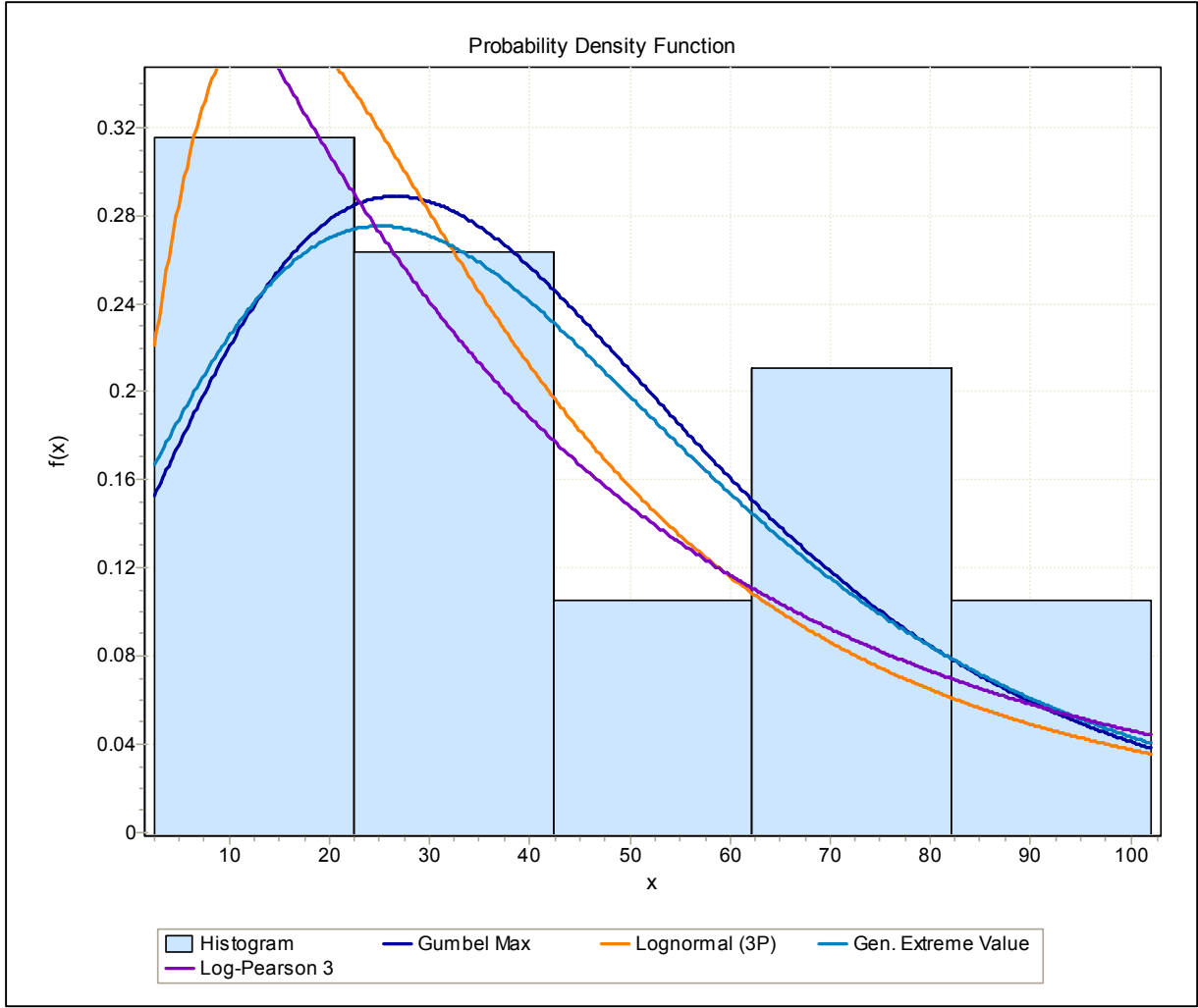
Q_{25}	34.427 m ³ /sn
Q_{50}	41.840 m ³ /sn
Q_{100}	49.254 m ³ /sn
Q_{200}	56.667 m ³ /sn
Q_{500}	66.467 m ³ /sn
Q_{1000}	73.881 m ³ /sn

Q_{10000}	98.507 m ³ /sn
Q_{20000}	105.921 m ³ /sn

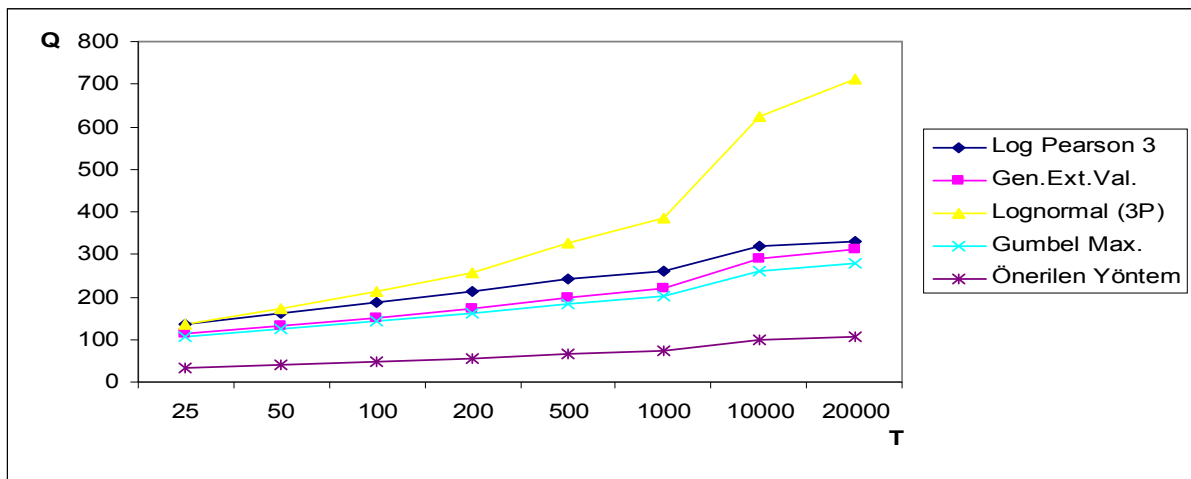
Tablo 5.19. Dicle 2619 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Pearson 3	136.04	162.97	188.46	212.39	241.55	261.76	318.04	332
Gen.Ext.Val.	112.68	132.45	152.29	172.28	198.99	219.43	288.93	310.34
Lognormal (3P)	134.41	171.02	211.97	257.64	325.92	384.08	623.33	711
Gumbel Max	107.67	125.49	143.18	160.81	184.06	201.64	259.99	277.56
Önerilen Yöntem	34.427	41.84	49.254	56.668	66.467	73.881	98.507	105.921

Tablo 5.19’da görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları gösteren Gumbel Max dağılımıdır. Gumbel Max. dağılımı Chi-Squared uygunluk testine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000, 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile diğer dağılımların sonuçlarının göstermiş olduğu farklılıkların şekil 5.57’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük artışlar gösterdiği görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.56. Dicle 2619 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.57. Dicle 2619 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.20. Dicle 2612 Nolu İstasyonda (Batman Çayı-Malabadi) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2612 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 27

Ortalama = 1376.963

Standart Sapma = 624.859

Çarpıklık = 0.244

Dicle 2612 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

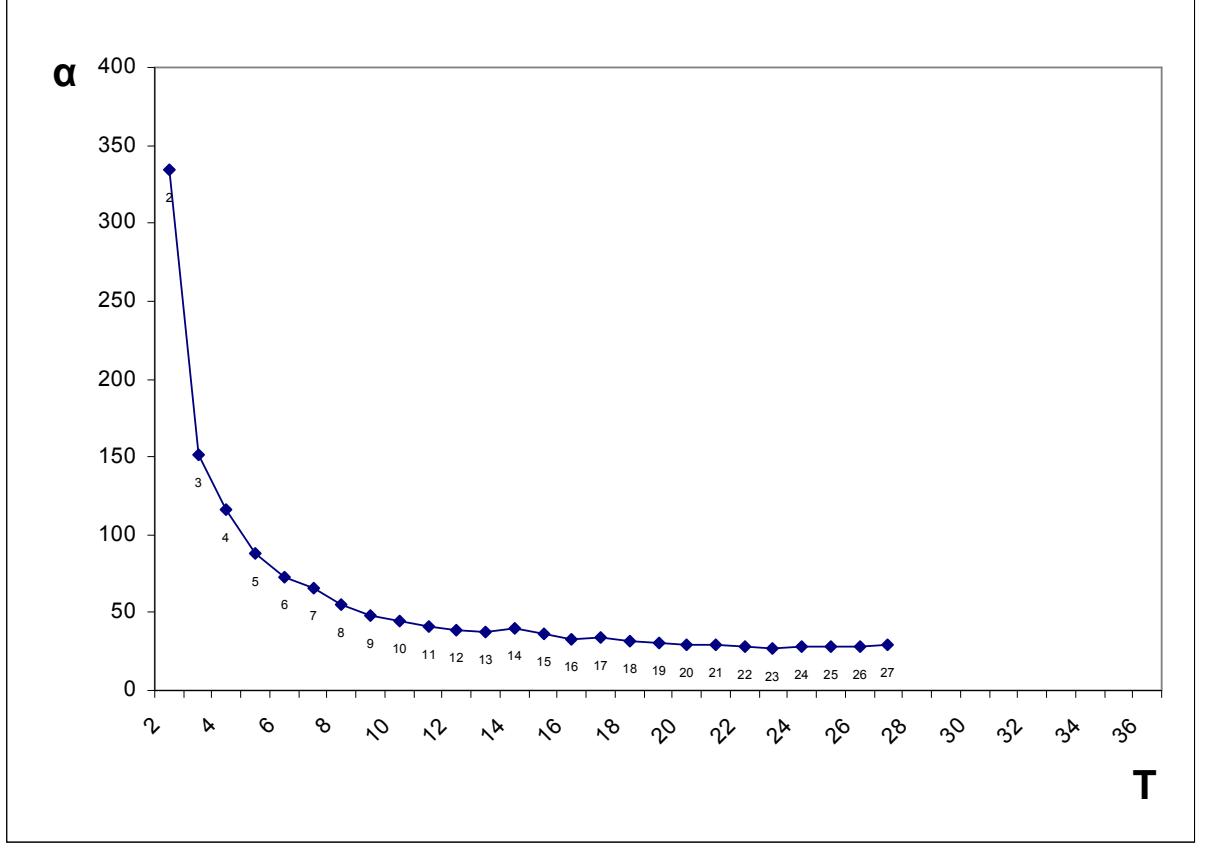
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Dicle 2612 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.58’de gösterilmektedir.



Şekil 5.58. Dicle 2612 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 23 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

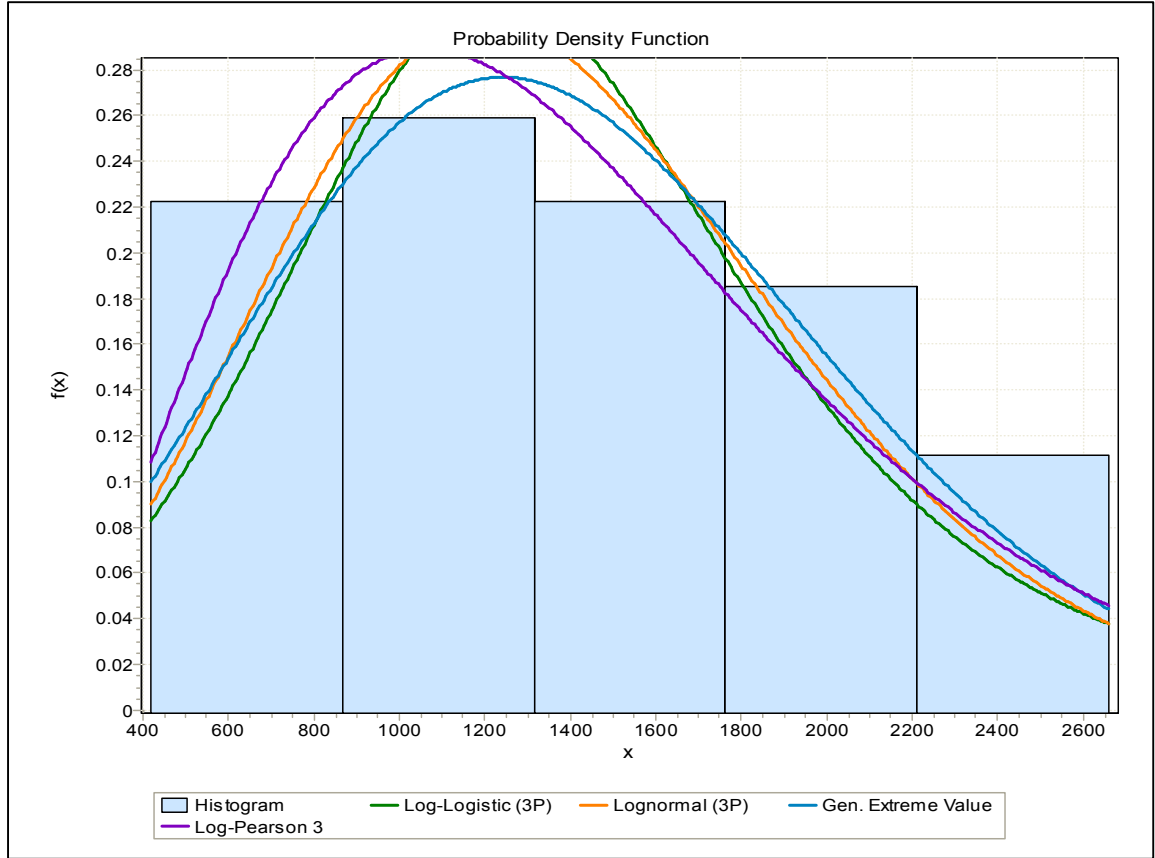
Q_{25}	2027.521 m ³ /sn
Q_{50}	2464.124 m ³ /sn
Q_{100}	2900.726 m ³ /sn
Q_{200}	3337.329 m ³ /sn
Q_{500}	3914.487 m ³ /sn
Q_{1000}	4351.09 m ³ /sn

Q_{10000}	5801.453 m ³ /sn
Q_{20000}	6238.056 m ³ /sn

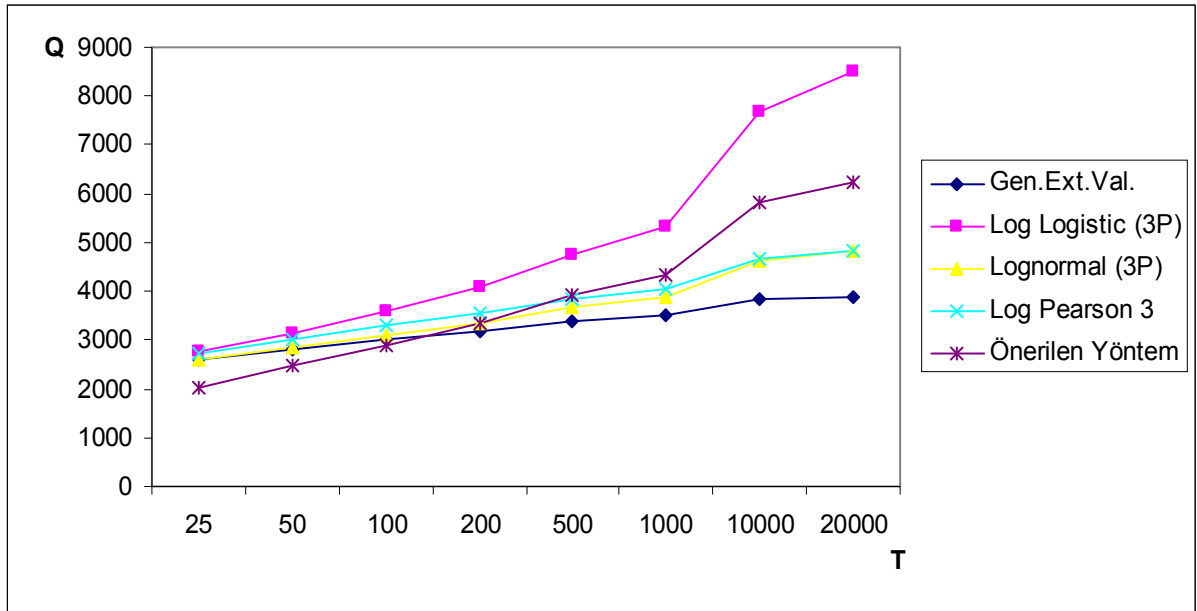
Tablo 5.20. Dicle 2612 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Gen.Ext.Val.	2590.2	2813.3	3008.1	3179	3373.6	3500.5	3822.9	3896.2
Log Logistic (3P)	2750.8	3157.7	3596.1	4071.3	4764.3	5343.3	7670.7	8513.7
Lognormal (3P)	2582.3	2848	3100.8	3344.1	3655.1	3884.4	4622.5	4840
Log Pearson 3	2724.2	3018.7	3289.7	3541.1	3847.2	4061.4	4683.2	4847.1
Önerilen Yöntem	2027.521	2464.124	2900.726	3337.329	3914.487	4351.09	5801.453	6238.056

Tablo 5.20’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçlarına en yakın sonuç veren dağılım Log Pearson 3 dağılımıdır. Log Pearson 3 dağılımı her üç uygunluk testinde de en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50 ve 100 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında bir miktar fark gözlenmektedir. Log Pearson 3, Lognormal (3P) ve Gen.Ext.Val. dağılımlarının sonuçları şekil 5.60’ta da görüldüğü gibi 25, 50, 100 ve 200 yıllık periyotlarda önermiş olduğumuz yöntemden daha yüksek iken bu periyottan sonra önermiş olduğumuz yöntemle hesaplanan sonuçlardan daha düşük sonuçlar vermişlerdir. Log Logistic (3P) dağılımı sonuçlarının şekil 5.60’ta da görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.59. Dicle 2612 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.60. Dicle 2612 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.21. Dicle 2610 Nolu İstasyonda (Bitlis Çayı-Baykan) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2610 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 33

Ortalama = 227.124

Standart Sapma = 98.452

Çarpıklık = 0.468

Dicle 2610 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

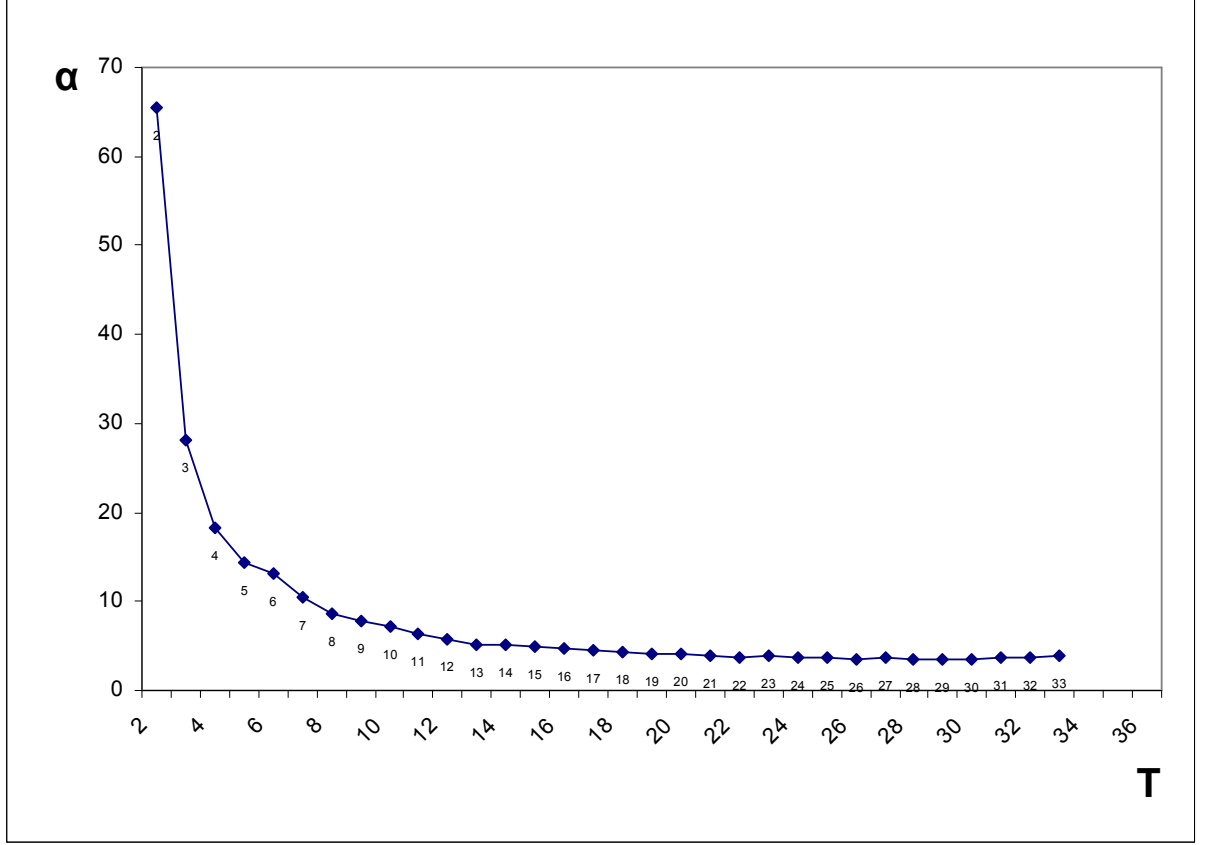
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Dicle 2610 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.61’de gösterilmektedir.



Şekil 5.61. Dicle 2610 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 30 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

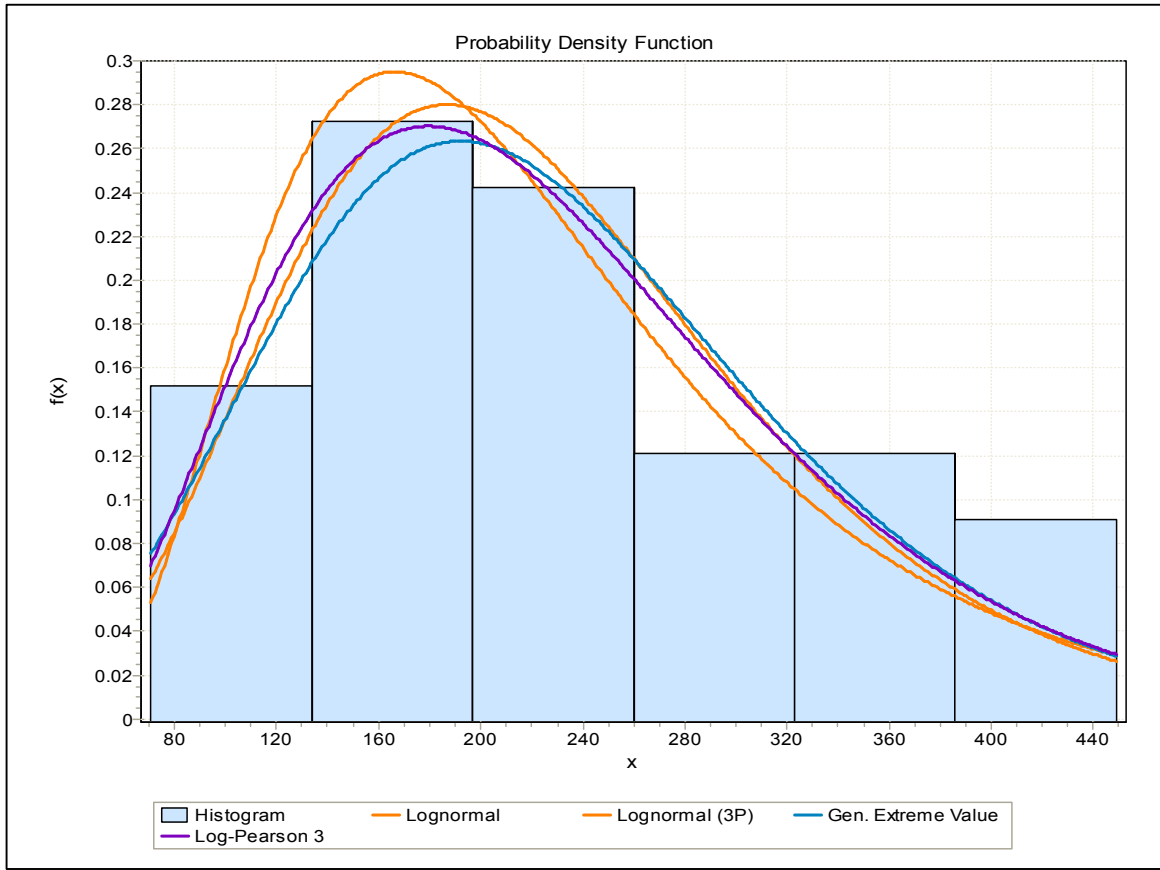
Q_{25}	332.185 m ³ /sn
Q_{50}	403.717 m ³ /sn
Q_{100}	475.249 m ³ /sn
Q_{200}	546.781 m ³ /sn
Q_{500}	641.341 m ³ /sn
Q_{1000}	712.873 m ³ /sn

Q_{10000}	950.498 m ³ /sn
Q_{20000}	1022.03 m ³ /sn

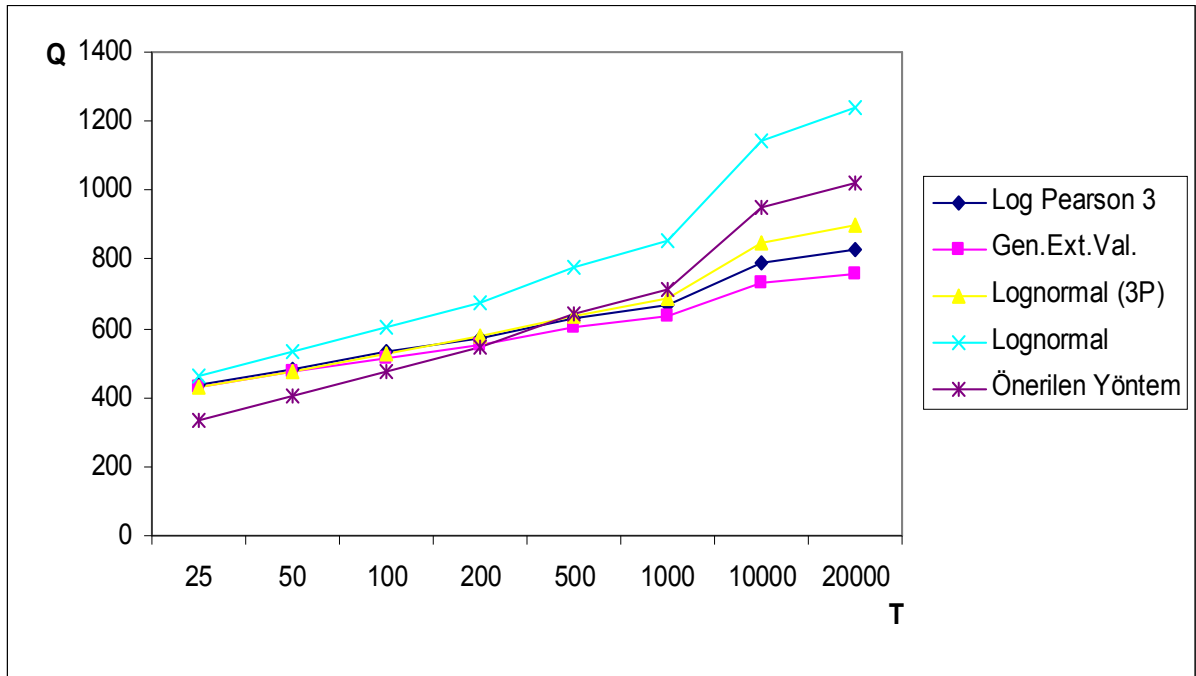
Tablo 5.21. Dicle 2610 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Pearson 3	435.41	483.99	529.95	573.76	628.89	668.75	791.62	826.07
Gen. Ext. Val.	428.51	473.36	515.1	554.09	601.86	635.37	732.44	757.84
Lognormal (3P)	428.07	477.87	526.63	574.83	638.18	686.11	847.16	896.54
Lognormal	461.05	530.19	601.2	674.49	775.39	855.04	1142.6	1236.7
Önerilen Yöntem	332.185	403.717	475.249	546.781	641.341	712.873	950.498	1022.03

Tablo 5.21’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Lognormal (3P) ile en yakın değerlere sahiptir. Lognormal (3P) dağılımı her üç uygunluk testinde de en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100 ve 200 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında farklılıklar gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Log Pearson 3, Lognormal (3P) ve Gen.Ext.Val. dağılımlarının sonuçlarının şekil 5.63’te de görüleceği gibi 25, 50, 100 ve 200 yıllık periyotlarda önermiş olduğumuz yöntemden daha yüksek sonuç verirken bu periyottan sonra önermiş olduğumuz yöntemle hesaplanan sonuçlardan daha düşük sonuçlar vermişlerdir. Lognormal dağılımının sonuçlarının şekil 5.63’te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra bir miktar sapmaya uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.62. Dicle 2610 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.63. Dicle 2610 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.22. Dicle 2605B Nolu İstasyonda (Dicle Nehri-Diyarbakır) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2605B nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 21

Ortalama = 1325.19

Standart Sapma = 833.770

Çarpıklık = 0.903

Dicle 2605B nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Gumbel Max. Dağılımı

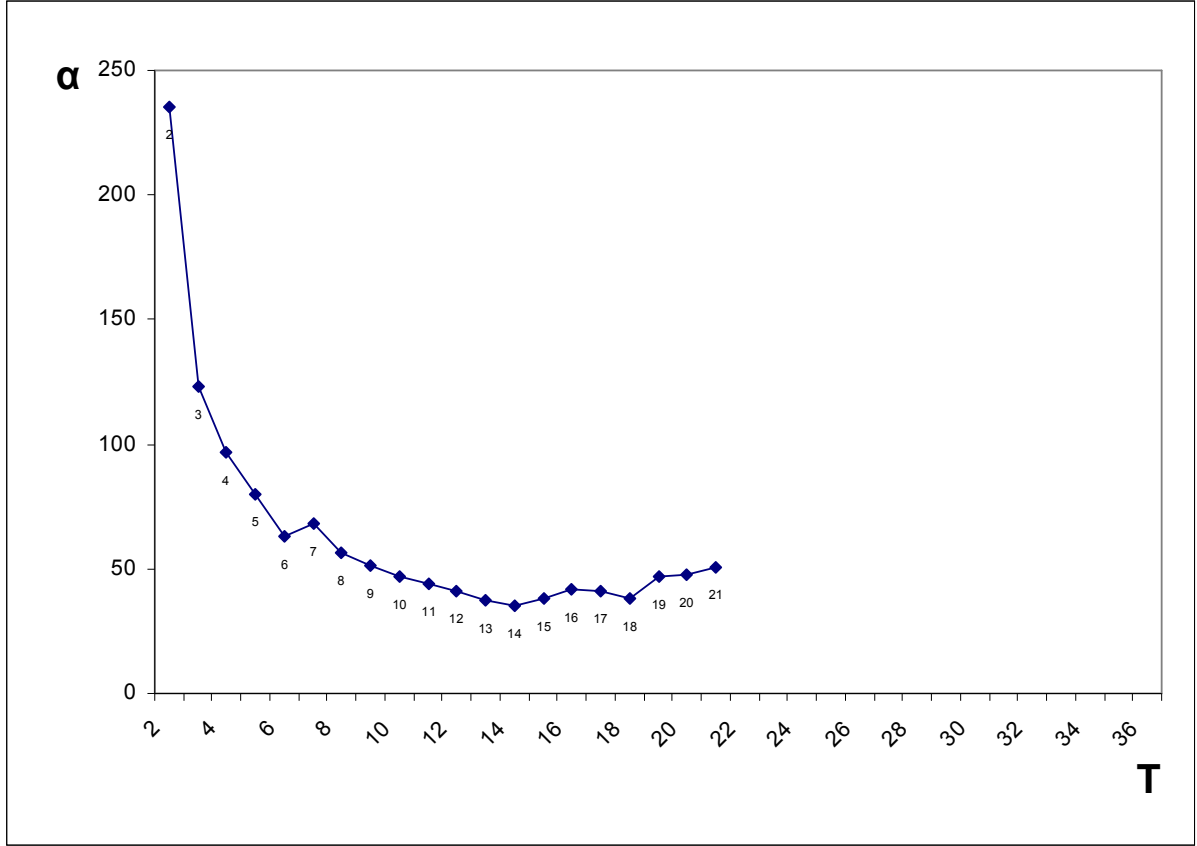
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Gumbel Max Dağılımı

Dicle 2605B nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.64'te gösterilmektedir.



Şekil 5.64. Dicle 2605B nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 14 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

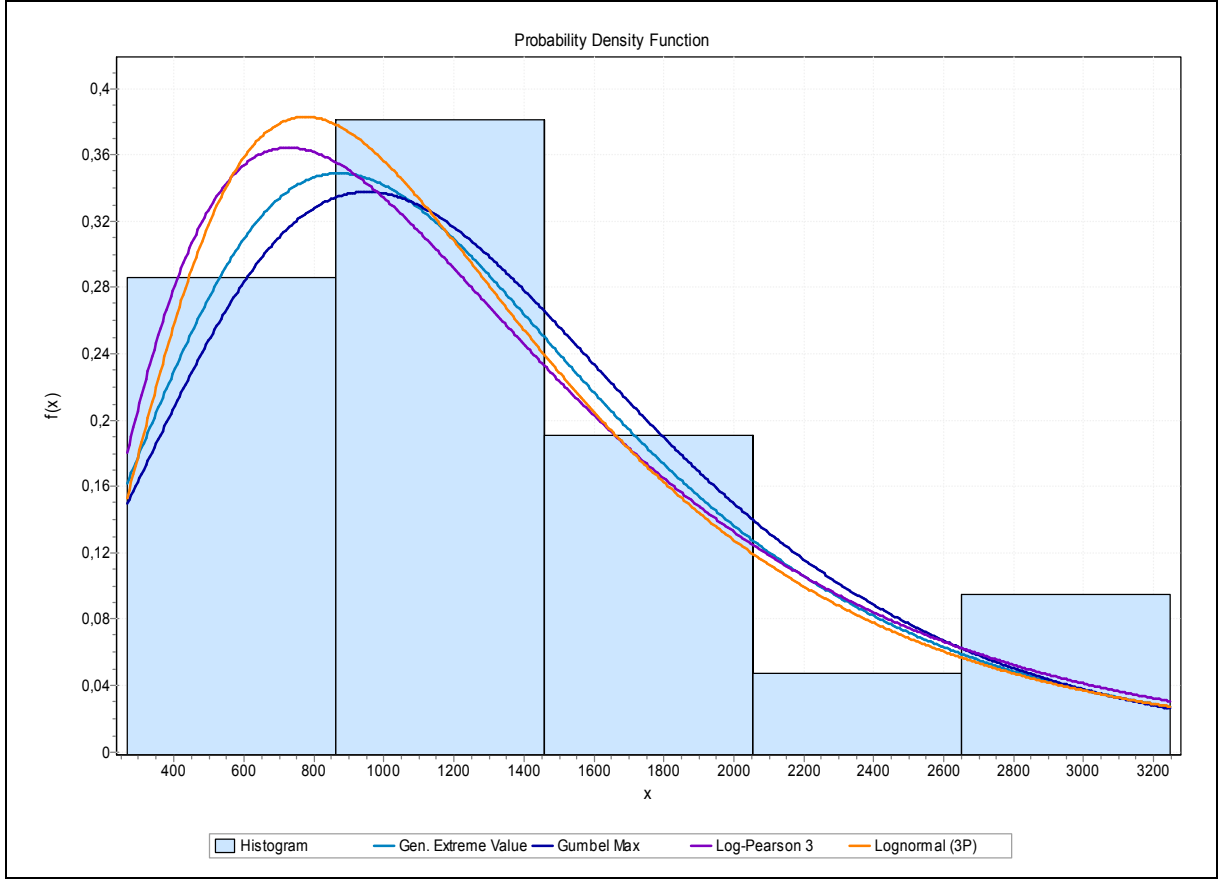
Q_{25}	1599.035 m ³ /sn
Q_{50}	1943.369 m ³ /sn
Q_{100}	2287.703 m ³ /sn
Q_{200}	2632.036 m ³ /sn
Q_{500}	3087.22 m ³ /sn

Q_{1000}	3431.554 m ³ /sn
Q_{10000}	4575.405 m ³ /sn
Q_{20000}	4919.739 m ³ /sn

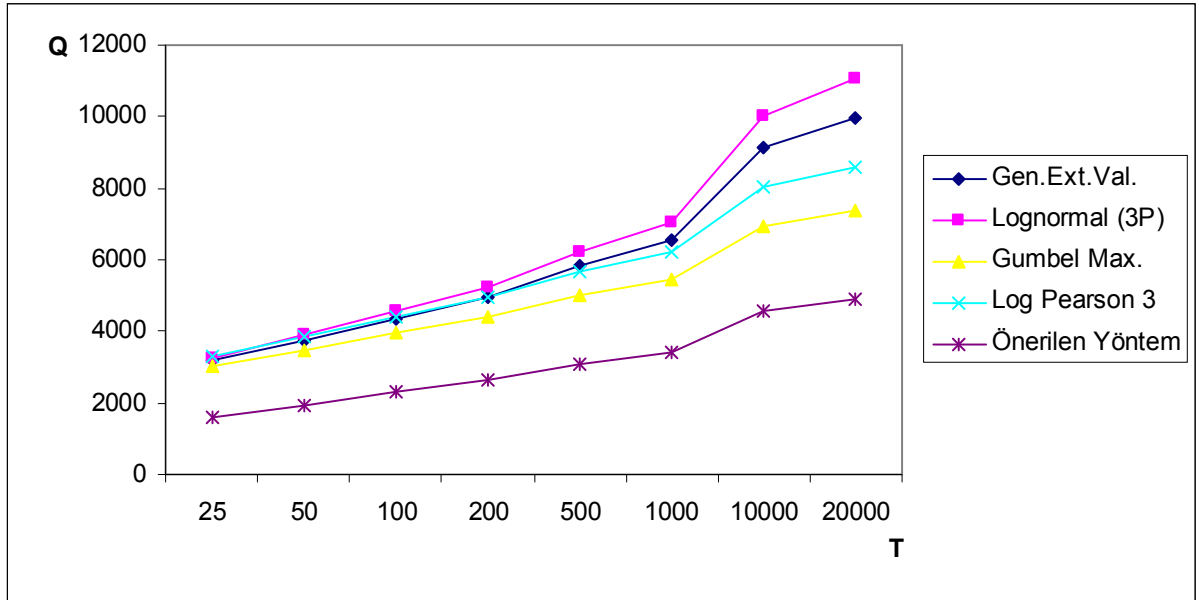
Tablo 5.22. Dicle 2605B nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Gen.Ext.Val.	3179	3750.3	4346.4	4970.6	5842.9	6541	9122.6	9986.3
Lognormal (3P)	3255.2	3883.1	4545.1	5244.7	6232.4	7030.5	10029	11044
Gumbel Max.	3029.3	3486.6	3940.4	4392.7	4989.3	5440.3	6937.4	7388.1
Log Pearson 3	3276.5	3837	4394.7	4950.2	5681.2	6231.6	8038.6	8574.6
Önerilen Yöntem	1599.035	1943.369	2287.703	2632.036	3087.22	3431.554	4575.405	4919.739

Tablo 5.22’de görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Gumbel Max. dağılımı ile en yakın değerlere sahiptir. Gumbel Max. dağılımı Kolmogorov-Smirnov ve Chi-Squared uygunluk testlerine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile diğer dağılım sonuçlarının şekil 5.66’da da görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.65. Dicle 2605B istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.66. Dicle 2605B nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.23. Dicle 2606 Nolu İstasyonda (Dicle Nehri-Cizre) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2606 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 22

Ortalama = 3739.545

Standart Sapma = 1823.272

Çarpıklık = 0.440

Dicle 2606 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

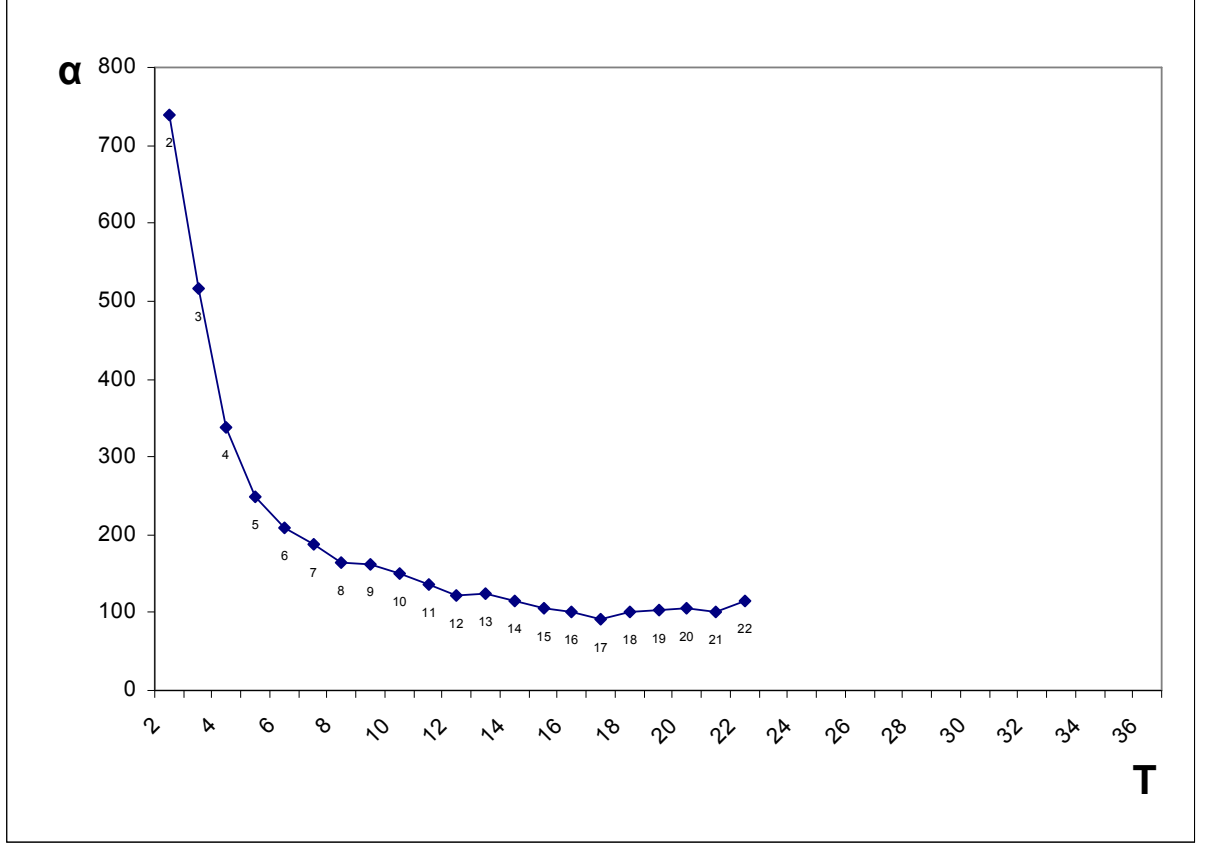
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Pearson 3 Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Pearson 3 Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Dicle 2606 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.67’de gösterilmektedir.



Şekil 5.67. Dicle 2606 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 17 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

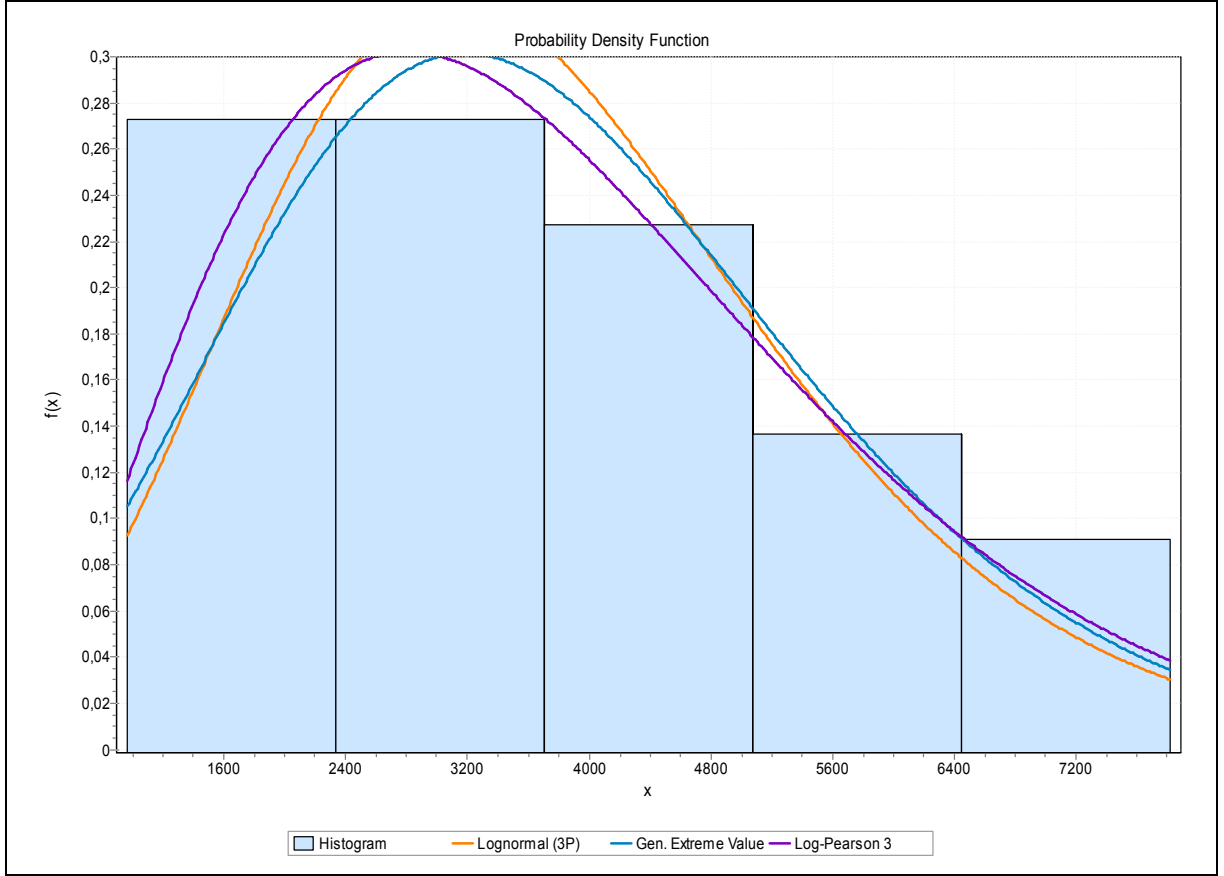
Q_{25}	5068.24 m ³ /sn
Q_{50}	6159.626 m ³ /sn
Q_{100}	7251.012 m ³ /sn
Q_{200}	8342.398 m ³ /sn
Q_{500}	9785.132 m ³ /sn

Q_{1000}	10876.52 m ³ /sn
Q_{10000}	14502.02 m ³ /sn
Q_{20000}	15593.41 m ³ /sn

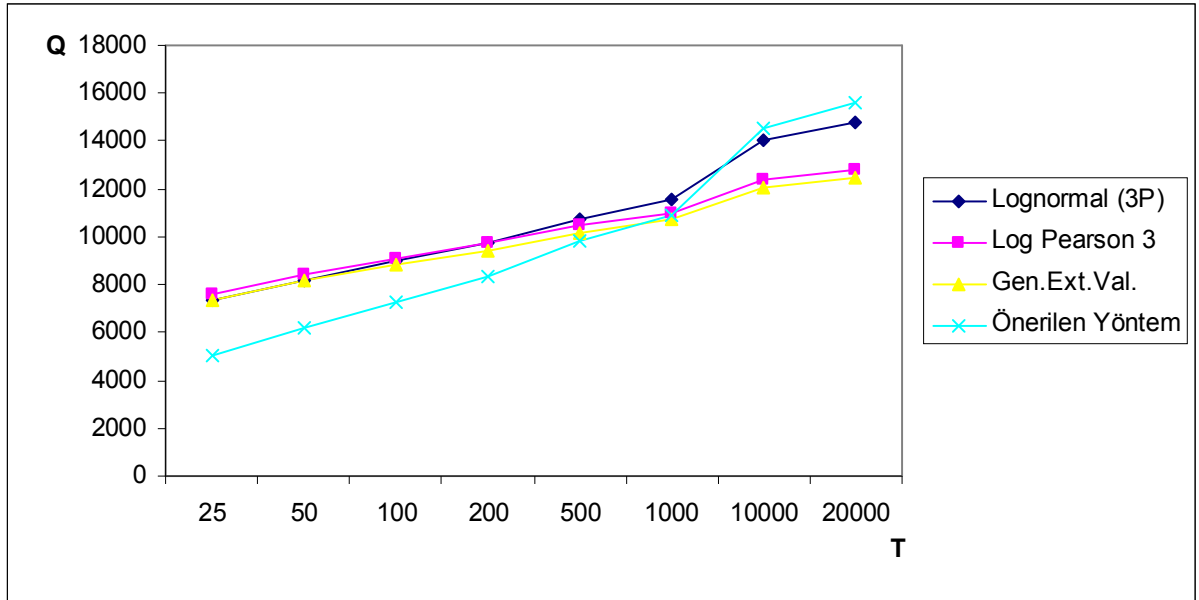
Tablo 5.23. Dicle 2606 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Lognormal (3P)	7318.4	8153.7	8959.2	9744.4	10762	11521	14016	14766
Log Pearson 3	7588.4	8381	9091.8	9733.5	10491	11005	12411	12760
Gen.Ext.Val.	7388.2	8142.4	8826.7	9450.3	10193	10698	12089	12434
Önerilen Yöntem	5068.24	6159.626	7251.012	8342.398	9785.132	10876.52	14502.02	15593.41

Tablo 5.23'te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Lognormal (3P) ile en yakın değerlere sahiptir. Lognormal (3P) dağılımı her üç uygunluk testinde de en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik sonuçlar arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile diğer dağılımların sonuçlarının şekil 5.69'da da görüldüğü gibi 1000 yıllık periyoda kadar önermiş olduğumuz yöntemden daha yüksek sonuçlar verirken bu periyottan sonra önermiş olduğumuz yöntemle hesaplanan sonuçlardan daha düşük sonuçlar vermeye başlamışlardır. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.68. Dicle 2606 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.69. Dicle 2606 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.24. Dicle 2603 Nolu İstasyonda (Garzan Çayı-Beşiri) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2603 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 33

Ortalama = 622.787

Standart Sapma = 237.3287

Çarpıklık = 0.477

Dicle 2603 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

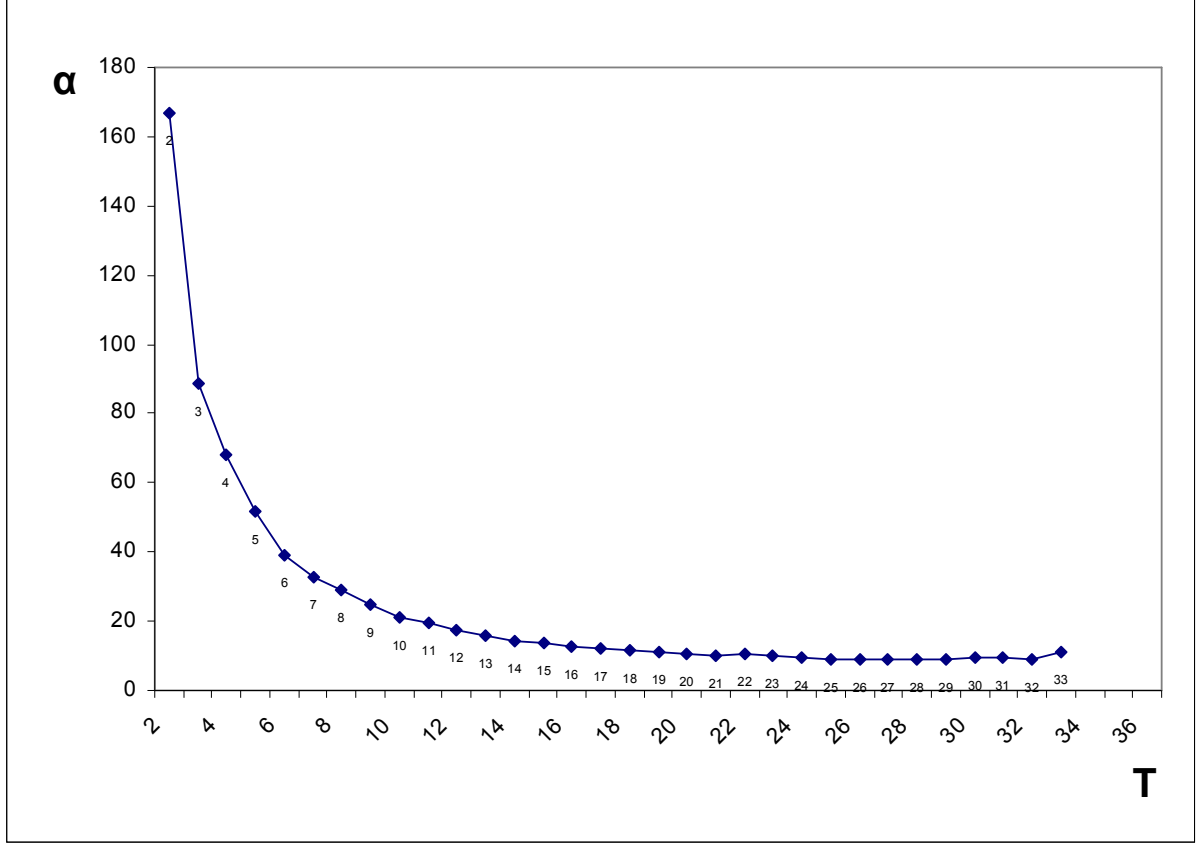
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Generalized Extreme Value Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Gumbel Max. Dağılımı
2. Generalized Extreme Value Dağılımı
3. Lognormal (3P) Dağılımı

Dicle 2603 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.70’te gösterilmektedir.



Şekil 5.70. Dicle 2603 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 27 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

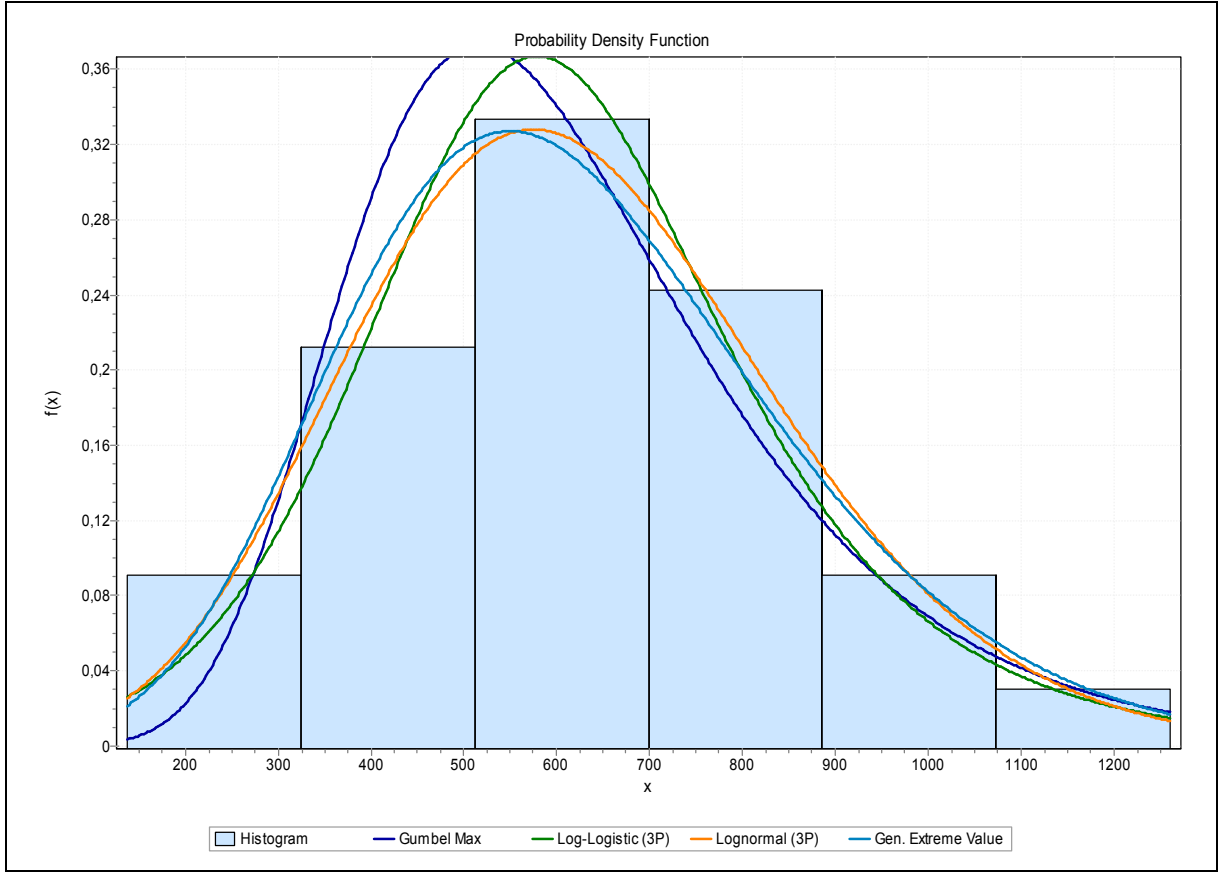
Q_{25}	782.296 m ³ /sn
Q_{50}	950.754 m ³ /sn
Q_{100}	1119.212 m ³ /sn
Q_{200}	1287.671 m ³ /sn
Q_{500}	1510.36 m ³ /sn

Q_{1000}	1678.819 m ³ /sn
Q_{10000}	2238.425 m ³ /sn
Q_{20000}	2406.883 m ³ /sn

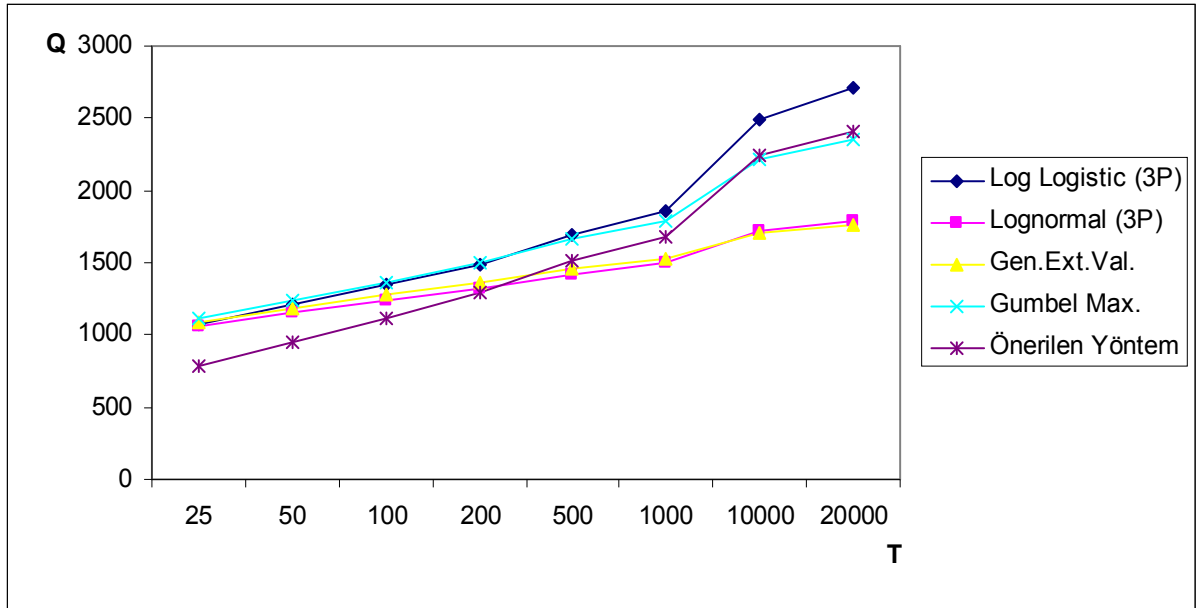
Tablo 5.24. Dicle 2603 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Logistic (3P)	1080.2	1208.4	1343.5	1486.7	1690.2	1856	2490.7	2710.2
Lognormal (3P)	1062.6	1153.3	1238.3	1319	1420.5	1494.3	1726.4	1793.3
Gen.Ext.Val.	1087	1184.7	1273.9	1355.6	1453.5	1520.7	1707.7	1754.7
Gumbel Max.	1107.8	1238	1367.2	1495.9	1665.8	1794.1	2220.3	2348.6
Önerilen Yöntem	782.296	950.754	1119.212	1287.671	1510.36	1678.819	2238.425	2406.883

Tablo 5.24’te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Gumbel Max. dağılımı ile en yakın değerlere sahiptir. Gumbel Max. dağılımı Chi-Squared uygunluk testinde en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100 ve 200 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max. dağılımının sonuçları şekil 5.72’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyoda kadar farklılık göstermesine rağmen bu periyottan sonra önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile arasındaki farklılık oldukça düşmüştür. Lognormal (3P) ve Gen.Ext.Val. dağılımlarının sonuçları şekil 5.72’de de görüleceği gibi 200 yıllık periyoda kadar önermiş olduğumuz yöntemden daha yüksek sonuçlar verirken bu periyottan sonra daha düşük sonuçlar vermişlerdir. Log Logistic (3P) dağılımı sonuçları ile önermiş olduğumuz yöntem sonuçları arasındaki farklılık şekil 5.72’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra bir miktar artış göstermiştir. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.71. Dicle 2603 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.72. Dicle 2603 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.25. Dicle 2604 Nolu İstasyonda (Botan Çayı-Billoris) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 2604 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 21

Ortalama = 914.971

Standart Sapma = 476.475

Çarpıklık = 0.656

Dicle 2604 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Gumbel Max. Dağılımı

Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

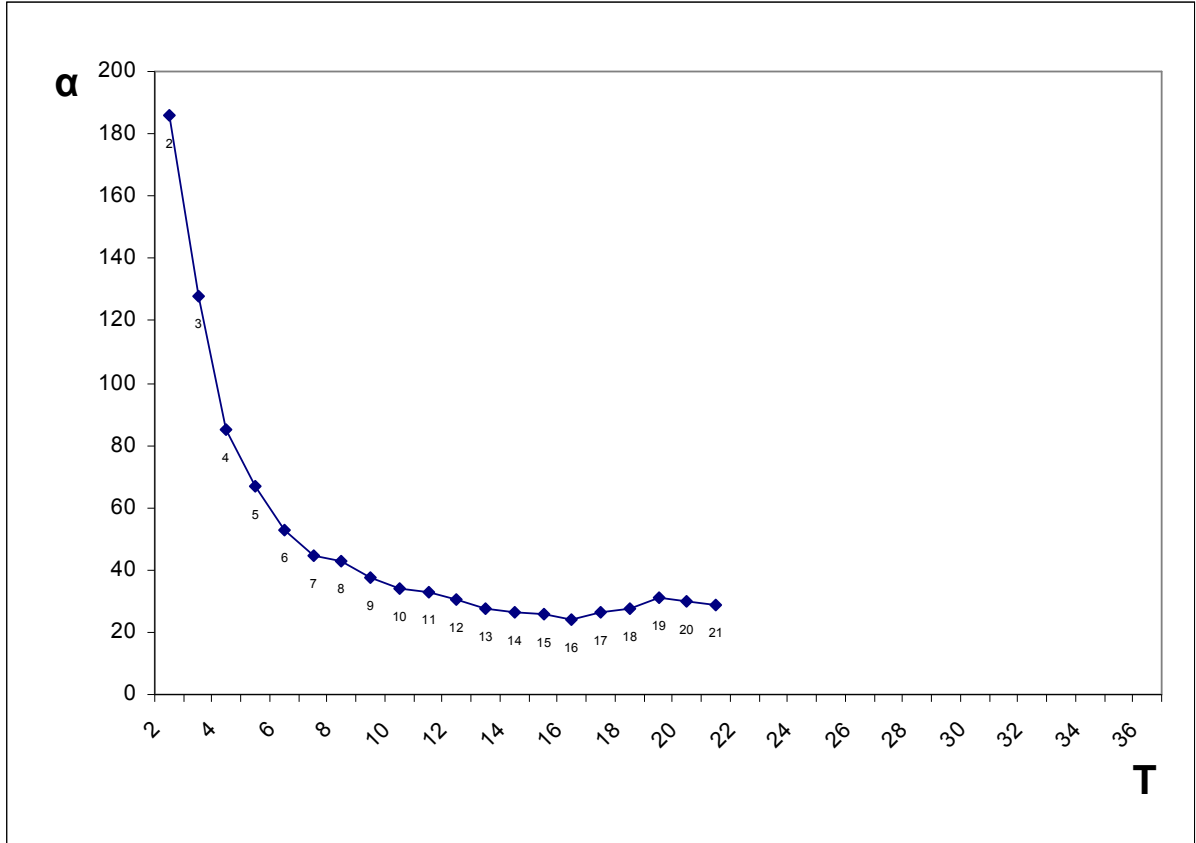
1. Generalized Extreme Value Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Log Pearson 3 Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Gumbel Max. Dağılımı

3. Lognormal Dağılımı

Dicle 2604 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.73'te gösterilmektedir.



Şekil 5.73. Dicle 2604 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 16 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

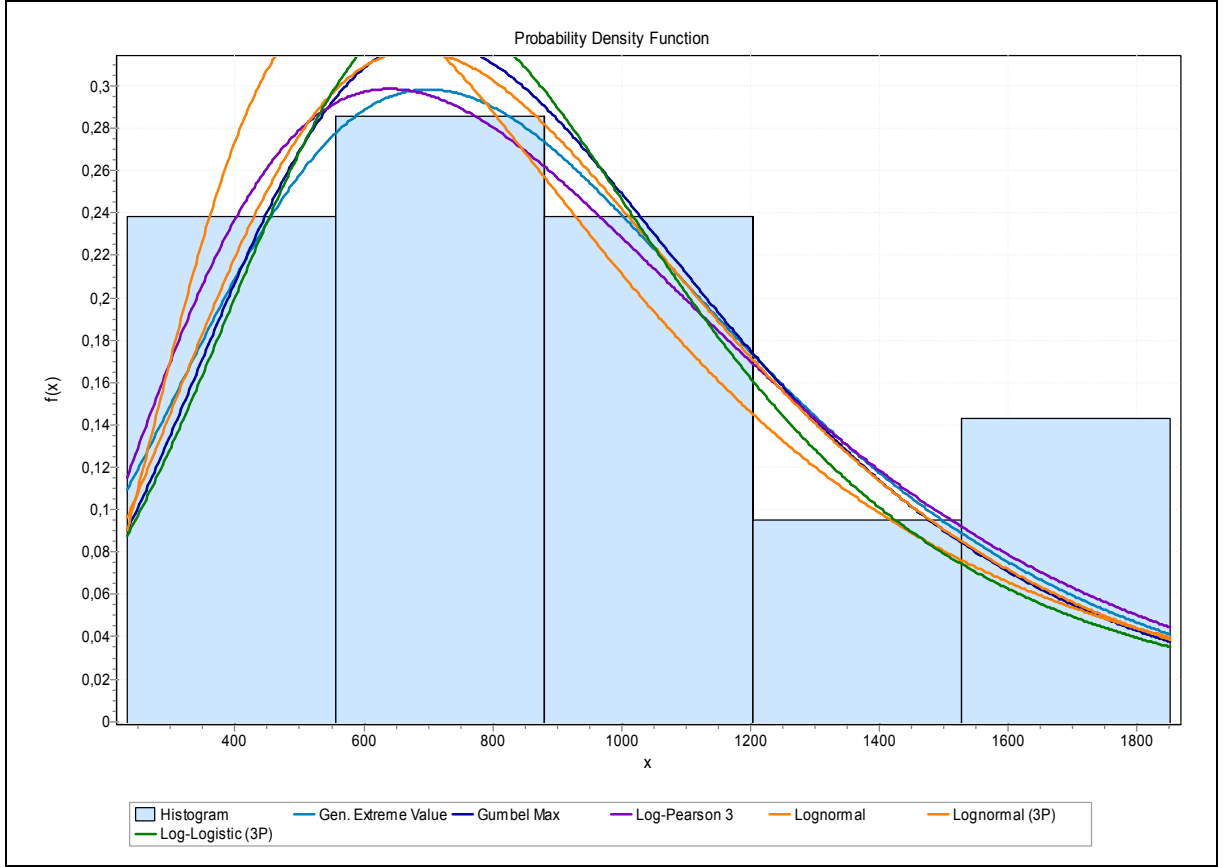
Q_{25}	1227.836 m ³ /sn
Q_{50}	1492.236 m ³ /sn
Q_{100}	1756.636 m ³ /sn
Q_{200}	2021.036 m ³ /sn
Q_{500}	2370.553 m ³ /sn

Q_{1000}	2634.953 m ³ /sn
Q_{10000}	3513.271 m ³ /sn
Q_{20000}	3777.671 m ³ /sn

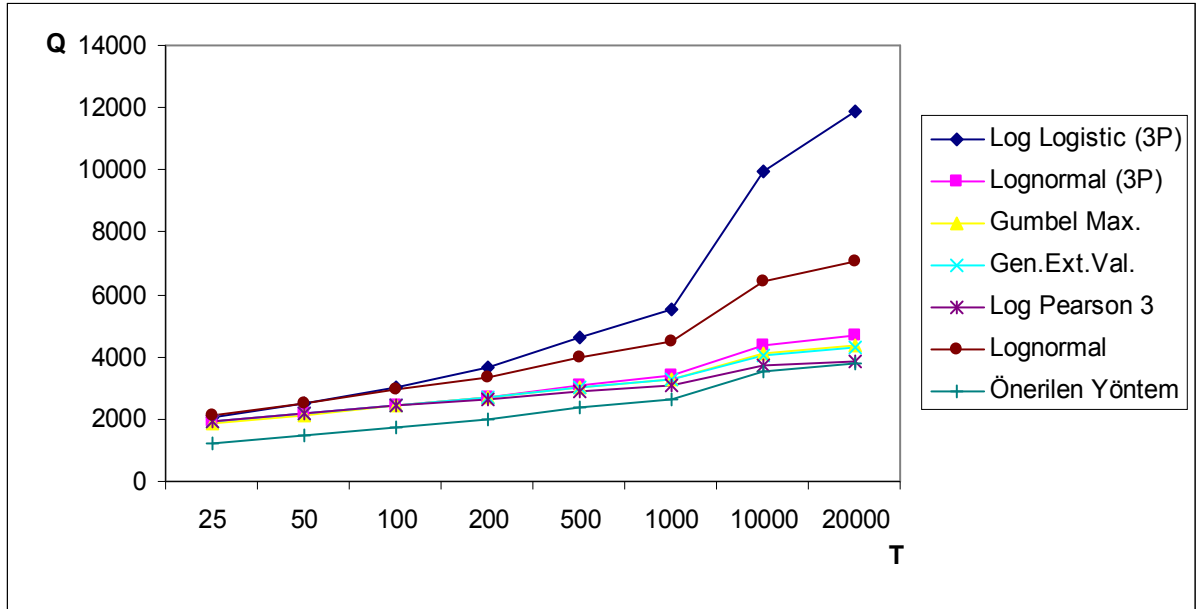
Tablo 5.25. Dicle 2604 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Log Logistic (3P)	2071.6	2513	3031.5	3644.1	4630.8	5540.2	9972.4	11883
Lognormal (3P)	1913.7	2183.5	2453.7	2726.2	3092.2	3374.7	4356.3	4666.6
Gumbel Max.	1888.8	2150.1	2409.5	2668	3008.9	3266.6	4122.2	4379.7
Gen.Ext.Val.	1930.1	2191.6	2447.5	2698.8	3024.9	3267.3	4047.7	4275.5
Log Pearson 3	1946.9	2192.9	2424.7	2644.3	2917.8	3113.4	3701.8	3862.2
Lognormal	2119.2	2512.3	2927.7	3367.9	3991	4495.6	6398.8	7045.8
Önerilen Yöntem	1227.836	1492.236	1756.636	2021.036	2370.553	2634.953	3513.271	3777.671

Tablo 5.25'te görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Log Pearson 3 dağılımı ile en yakın değerlere sahiptir. Log Pearson 3 dağılımı Anderson-Darling uygunluk testi için en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık analizlerde önerilen metotla klasik sonuçlar arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Log Pearson 3 dağılımı sonuçlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir, Gen.Ext.Val., Gumbel Max ve Lognormal (3P) dağılımları şekil 5.75'te de görüldüğü gibi bir miktar sapma gösterebilir kabul edilebilir uygunlukta oldukları söylenebilir. Ancak Log Logistic (3P) ve Lognormal dağılımları sonuçlarının şekil 5.75'te de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır.



Şekil 5.74. Dicle 2604 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.75. Dicle 2604 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

5.26. Dicle 26-024 Nolu İstasyonda (Pisyar Ç. – Kozluk) Ölçülmüş Yıllık Maksimum Debi Analizi

Dicle 26-024 nolu istasyon verileri için bilgisayar programında hesaplanan ortalama, standart sapma ve çarpıklık gibi değerler ve ölçüm sayıları aşağıdaki gibidir.

Ölçüm Sayısı = 17

Ortalama = 233

Standart Sapma = 124.456

Çarpıklık = 2.259

Dicle 26-024 nolu istasyon verileri için en uygun olasılık dağılım fonksiyonlarının belirlenebilmesi için Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Chi-Squared uygunluk testleri uygulanmıştır. Bu testlerin her biri için en uygun üç olasılık dağılım fonksiyonu aşağıda belirtilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov'a Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Lognormal (3P) Dağılımı
2. Log Logistic (3P) Dağılımı
3. Gumbel Max. Dağılımı

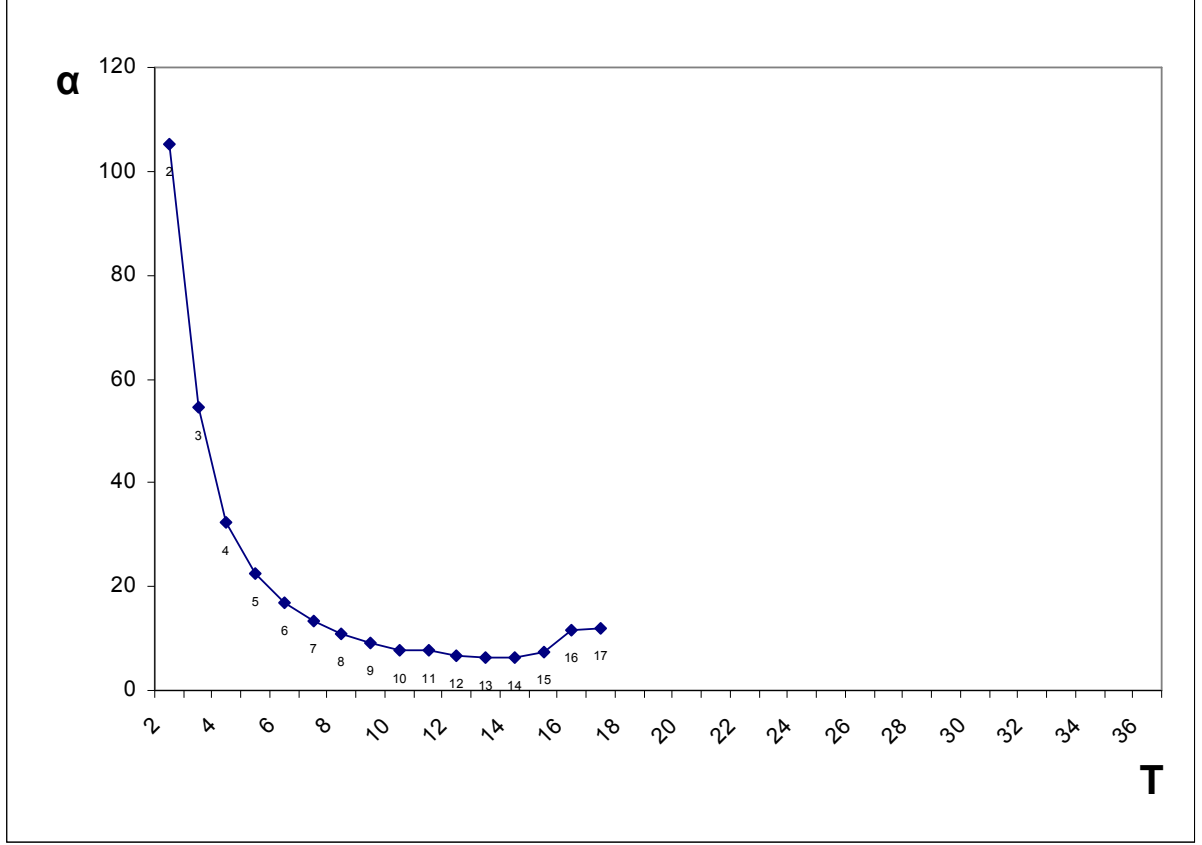
Anderson-Darling'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic (3P) Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Log Logistic Dağılımı

Chi-Squared'e Göre Uygunluk Test Sonucu

1. Log Logistic Dağılımı
2. Lognormal (3P) Dağılımı
3. Log Logistic (3P) Dağılımı

Dicle 26-024 nolu istasyon verileri için aykırı değer tespiti için oluşturulan $\alpha - T$ grafiği ve hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları şekil 5.76'da gösterilmektedir.



Şekil 5.76. Dicle 26-024 nolu istasyonu önerilen yöntem için α -T diyagramı

$\alpha_{\min}$ 13 nolu ölçümde bulunmuştur. Bu noktadan sonraki değerlerin aykırı değer olduğu tespit edilmiştir.

Taşkın frekans analizi hesapları aşağıdaki gibidir.

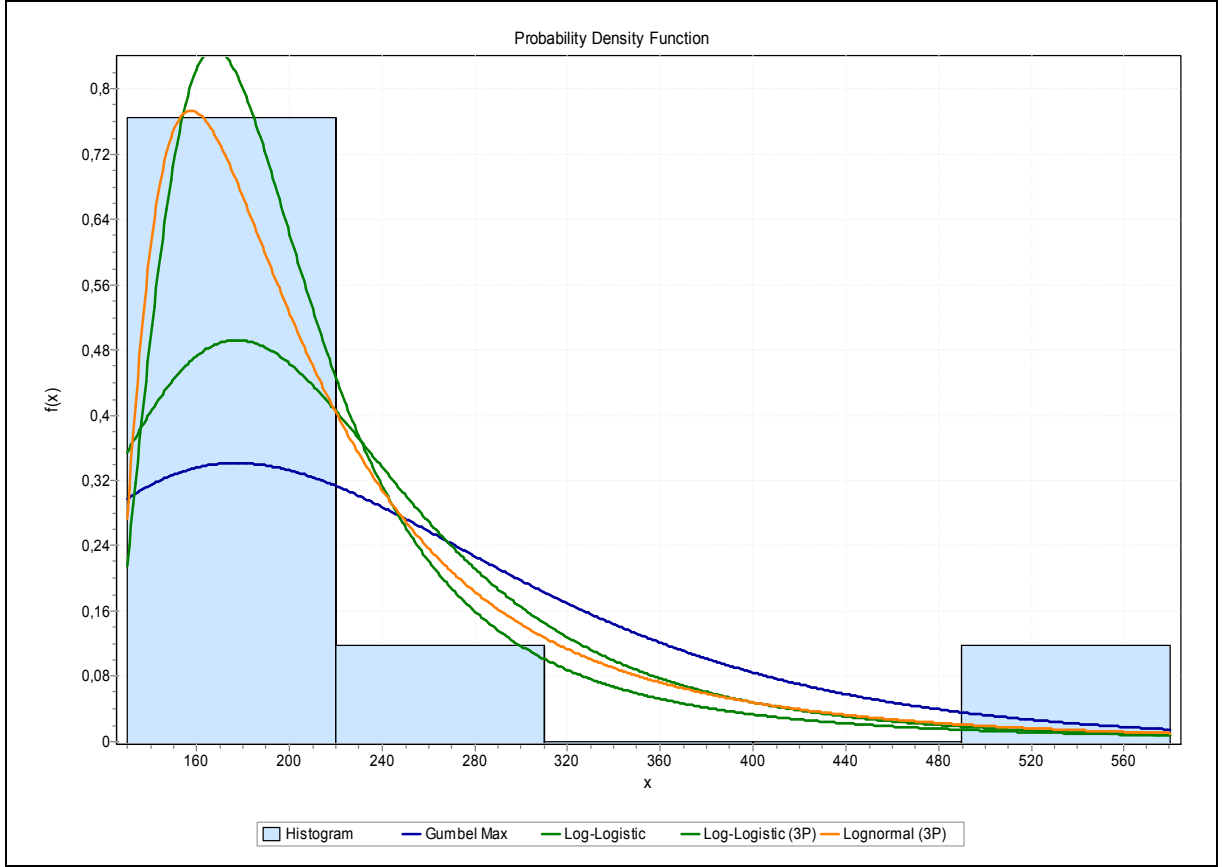
Q_{25}	263.539 m ³ /sn
Q_{50}	320.289 m ³ /sn
Q_{100}	377.039 m ³ /sn
Q_{200}	433.789 m ³ /sn
Q_{500}	508.808 m ³ /sn
Q_{1000}	565.558 m ³ /sn

Q_{10000}	754.078 m ³ /sn
Q_{20000}	810.828 m ³ /sn

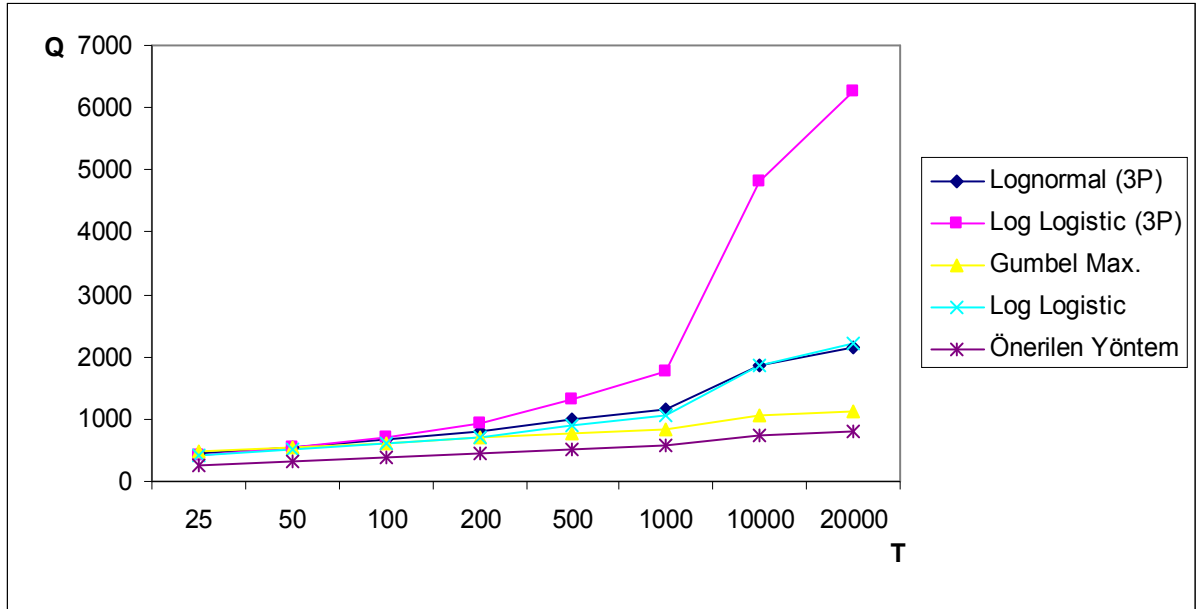
Tablo 5.26. Dicle 26-024 nolu istasyon için uygunluk test sonuçlarının analiz sonuçları ve önerilen yöntem değerleri

	Q_{25}	Q_{50}	Q_{100}	Q_{200}	Q_{500}	Q_{1000}	$Q_{10.000}$	$Q_{20.000}$
Lognormal (3P)	457.43	554.97	666.46	793.27	986.86	1154.9	1869.7	2139.1
Log Logistic (3P)	426.55	543.17	701.57	917.55	1329.1	1775.5	4818.9	6552.3
Gumbel Max.	487.37	555.62	623.38	690.88	779.94	847.25	1070.7	1138
Log Logistic	432.36	514.14	609.84	722.45	903.03	1068.7	1869.3	2211.7
Önerilen Yöntem	263.539	320.289	377.039	433.789	508.808	565.558	754.078	810.828

Tablo 5.26’da görüldüğü gibi önerilen yöntem sonuçları Gumbel Max. dağılımı ile en yakın değerlere sahiptir. Gumbel Max. dağılımı Kolmogorov-Smirnov uygunluk testine göre en uygun dağılımlar arasında yer almaktadır. Ancak 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000, 20000 yıllık analizlerde önerilen yöntem sonuçları ile klasik yöntem (olasılık dağılım fonksiyonları) sonuçları arasında önemli bir fark gözlenmektedir. Önermiş olduğumuz yöntem sonuçları ile Gumbel Max. dağılımı sonuçlarının oldukça uyumlu olduğu söylenebilir. Gen.Ext.Val., Gumbel Max ve Lognormal (3P) dağılımları şekil 5.78’de de görüldüğü gibi bir miktar sapma gösterebilir kabul edilebilir uygunlukta oldukları söylenebilir. Ancak Lognormal (3P), Loglogistic (3P) ve Log Logistic dağılımları sonuçlarının şekil 5.78’de de görüleceği gibi 1000 yıllık periyottan sonra büyük sapmalara uğradığı görülmüştür. Bunun nedeni klasik yöntemlerde (olasılık dağılım fonksiyonları) $Q = Q_{ort} + \delta K$ eşitliği esas alındığından Q_{ort} ve δ değerlerinin aykırı değerlerin etkisi nedeniyle büyük çıkması ve dağılımın çarpıklığını arttırması nedeni ile Q değerlerinin yüksek çıkmasıdır. Hâlbuki önerilen yöntem tabii bir analiz şekli olduğu için hesaplanan sonuçlar daha güvenilir olmaktadır



Şekil 5.77. Dicle 26-024 istasyonu için olasılık yoğunluk fonksiyonları



Şekil 5.78. Dicle 26-024 nolu istasyon için taşkın frekans analizi Q-T grafiği

Tablo 5.27. Dicle ve Fırat havzası istasyonlarına ait en uygun olasılık dağılım fonksiyonları

	İSTASYON NO	İSTASYON ADI	EN UYGUN DAĞILIM FONKSİYONU
1	Fırat 21-001	Karasu-Çipak	Lognormal (3P). Dağılımı
2	Fırat 21041	Perisuyu-Selenk Köprüsü	Gumbel Max. Dağılımı
3	Fırat 21052	Serçeme D.-Eğerti	Log Pearson 3 Dağılımı
4	Fırat 21056	Abdulharap S.-Çat	Generalized Extreme Value Dağılımı
5	Fırat 21074	Gayıt D.-Lek	Log Pearson 3 Dağılımı
6	Fırat 2115	Göksu-Malpınar	Lognormal (3P) Dağılımı
7	Fırat 2119	Fırat Nehri-Kemah Boğazı	Lognormal (3P) Dağılımı
8	Fırat 2122	Murat Nehri-Tutak	Gumbel Max. Dağılımı
9	Fırat 2124	Tohma Suyu-Yazıköy	Lognormal (3P) Dağılımı
10	Fırat 2133	Munzur Suyu-Melekbahçe	Gumbel Max. Dağılımı
11	Fırat 2147	Munzur Suyu-Dedikuşağı	Log Logistic (3P) Dağılımı
12	Dicle 2625	Hezil Çayı-Girikhan	Log Pearson 3 Dağılımı
13	Dicle 2626	Botan Çayı-Billoris	Gumbel Max. Dağılımı
14	Dicle 2620	Zapsuyu-Üzümcü	Gumbel Max. Dağılımı
15	Dicle 2621	Zapsuyu-Musahan	Log Pearson 3 Dağılımı
16	Dicle 2624	Kezer Çayı-Pınarca	Log Pearson 3 Dağılımı
17	Dicle 2617	Dicle Nehri-Çayönü	Lognormal Dağılımı
18	Dicle 2618	Ambar Çayı-Köprübaşı	Log Pearson 3 Dağılımı
19	Dicle 2619	Göksu Çayı-Çınarköprü	Gumbel Max. Dağılımı
20	Dicle 2612	Batman Çayı-Malabadi	Log Pearson 3 Dağılımı
21	Dicle 2610	Bitlis Çayı-Baykan	Lognormal (3P) Dağılımı
22	Dicle 2605B	Dicle Nehri-Diyarbakır	Gumbel Max. Dağılımı
23	Dicle 2606	Dicle Nehri-Cizre	Lognormal (3P) Dağılımı
24	Dicle 2603	Garzan Çayı-Beşiri	Gumbel Max. Dağılımı
25	Dicle 2604	Botan Çayı-Billoris	Log Pearson 3 Dağılımı
26	Dicle 26-024	Pisyar Ç.-Kozluk	Gumbel Max. Dağılımı

Tablo 5.28. Olasılık dağılım fonksiyonlarının önerilen yöntemle en uygun olma sayısı

DAĞILIM FONKSİYONU	EN UYGUN OLMA SAYISI
Generalized Extreme Value	1
Gumbel Max.	9
Gumbel Min.	0
Log Logistic	0
Log Logistic (3P)	1
Lognormal	1
Lognormal (3P)	6
Log Pearson 3	8

Yukarıdaki tabloda Fırat-Dicle Havzası için önerilen yönteme göre her bir ölçüm istasyonu için hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları ile klasik dağılım sonuçlarının en uygun olma sayıları verilmiştir. Yukarıdaki tabloya göre önerdiğimiz yöntem ile en uygun sonuçlar veren dağılım fonksiyonlarının Gumbel Max. ve Log Pearson 3 olduğu görülmektedir. Bu dağılım fonksiyonlarının önerilen yöntem ile yakın sonuç vermeleri, bu dağılımlarda ölçüm verileri içindeki aykırı değerlerin etkisinin daha az olduğu, tahmin sonuçlarının daha az sapmaya uğradığı ve Fırat-Dicle Havzası için en uygun dağılım fonksiyonları olduklarının göstergesidir.

6. SONUÇ

Çalışmamızda taşkın frekans analizi hesaplarında yaygın olarak kullanılan 8 adet dağılım fonksiyonu kullanılmıştır. Bu dağılımlar Generalized Extreme Value, Gumbel Max., Gumbel Min., Log Logistic, Log Logistic (3P), Lognormal, Lognormal (3P), Log Pearson 3 dağılımlarıdır. Fırat ve Dicle Havzası'nda bulunan 26 gözlem istasyonuna ait verilerden faydalanılmıştır ve bu gözlem istasyonlarına ait yıllık maksimum debi ölçümlerinden faydalanılarak noktasal taşkın frekans analizi yapılmıştır. Daha sonra Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Chi-Squared uygunluk testlerine tabi tutularak örnek verilere en uygun olan dağılımlar belirlenmiştir. Uygunluk testleri sonucu belirlenen en uygun dağılım fonksiyonları için 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık taşkın hesapları yapılmıştır.

Ancak bu akarsu gözlem istasyonlarına ait veriler içinde son yıllarda küresel ısınma sonucu iklimlerde meydana gelen değişiklikler ve yaygınlaşan konvansiyonel yağışlar nedeniyle bazı aykırı ölçümlere rastlanılmaktadır. Bu aykırı değerlerin varlığı nedeniyle klasik yöntemlerle (olasılık dağılım fonksiyonları) hesaplanan taşkın frekans analizi sonuçları çok yüksek ve mantıksız olabilmektedir. Bunun nedeni ise aykırı değerlerin örnek verinin ortalamasını, standart sapmasını ve çarpıklığını arttırması ve klasik yöntemlerle (olasılık dağılım fonksiyonları) hesap yapılırken bu verilerin kullanılmasıdır. Tarafımızca önerilen yöntemde ise örnek verilerinin ortalaması ve standart sapması kullanılmamaktadır. Bu yöntemde sadece ölçülen verilerin sıralamasının yapıldığı grafik esas alındığından, söz konusu grafik üzerinde grafiğin doğal eğimine uymayan aykırı değerlerin varlıkları tespit edildikten sonra bu değerlerin eğrinin doğal eğimine uygun bir şekilde yeniden hesaplanması ve bu eğrinin doğal eğimine uygun bir şekilde uzatılması yoluyla 25, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000 ve 20000 yıllık taşkın debileri hesaplanmıştır. Klasik yöntemle (olasılık dağılım fonksiyonları) yapılan hesaplar sonucu çok yüksek debiler çıkmakta ve bu debilere göre tasarlanacak ve boyutlandırılacak olan su yapılarının maliyetleri artmaktadır. Ancak tarafımızca önerilen yöntem sayesinde aykırı değerlerin etkisinin giderilmesi ve bu yöntemin doğal bir yöntem olması nedeniyle taşkın frekans analizi sonuçları daha makul ve mantıklı çıkmaktadır ve bu sonuçlara göre tasarlanacak ve boyutlandırılacak su yapılarının maliyetleri daha düşük çıkacaktır ve daha güvenilir boyutlarda tasarlanabilecektir.

Fırat ve Dicle havzalarına ait istasyon verileri ile yapmış olduğumuz hesaplamalar incelendiğinde ortalama, standart sapma ve çarpıklık katsayısının yüksek çıktığı istasyonlarda olasılık dağılım fonksiyonları yardımıyla hesaplanan taşkın debilerinin çok yüksek değerler aldığı görülmektedir. Buradan da anlaşılabileceği üzere aykırı değerlerin etkisinin çarpıklık, standart sapma ve ortalama ile doğrudan ilişkili olduğu söylenebilir. Ortalama, standart sapma ve çarpıklık katsayısının yüksek olduğu yani aykırı değerlerin etkisinin belirgin olduğu istasyonlarda 1000 yıllık periyoda kadar olasılık dağılım fonksiyonları ile önerilen yöntem sonuçları arasındaki fark nispeten düşükken, 10000 ve 20000 yıllık periyotlarda bu farkın oldukça arttığı görülmüştür. Dolayısıyla aykırı değerlerin hesap sonuçları üzerindeki etkisinin hesap periyodu uzadıkça arttığı sonucuna ulaşılabilir.

Çalışmamızda ayrıca tarafımızca önerilen yönteme göre yapılan hesaplamalar sonucu bulunan taşkın frekans analizi sonuçlarıyla en yakın sonuçlar veren dağılım fonksiyonlarının Gumbel Max. ve Log Pearson 3 dağılımları olduğu ve bu dağılımların Fırat ve Dicle havzaları için en uygun dağılımlar olduğu ayrıca aykırı değerlerin etkilerinden dolayı sonuçlarında en az sapma olan dağılımlar oldukları tespit edilmiştir.

KAYNAKLAR

Abdul Karim, M. D. and Chowdhury, J. U., 1995. A Comparison of Four Distributions Used in Flood Frequency Analysis in Bangladesh, *Hydrological Sciences*, **40**, 55-66.

Anbarasi, M.S., Ghaayathri, S., Kamaleswari, R. and Abirami, I., 2011. Outlier Detection for Multidimensional Medical Data, *International Journal of Computer Science and Information Technologies*, **2**, 512-516.

Barger, G.L. and Thom, H.C.S., 1949. Evaluation of Drought Hazard, *Agronomy Journal*, **41**, 519-526.

Bayazıt, M., 1981. Hidrolojide İstatistik Yöntemler, Teknik Üniversite Matbaası, İstanbul.

Benjamin, J. R. and Correll, C. A., 1970. Probability, Statistics, and Decision for Civil Engineers, McGraw-Hill.

Büyükkaracığan, N. ve Kahya, E., 2009. Konya Havzası Akarsuları Yıllık Pik Akım Serilerinin Taşkın Frekans Analizi, *Selçuk Üniversitesi Teknik Bilimler Meslek Yüksekokulu Teknik-Online Dergi*, **8**, 246-261.

Cebe, E. N., 2007. Türkiye Akarsularında Mevsimsel Trend Analizi, *Yüksek Lisans Tezi*, İstanbul Teknik Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İstanbul.

Chambers, N. ve Çifter, A., 2007. Operasyonel Risk Yönetiminde Zarar Dağılımları ile Gelişmiş Ölçüm Yaklaşımı Uygulaması, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, **8**, 143-158.

Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. and Aiken, L. S., 2003. Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences, Third Edition, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Coulson, C. H., 1991. Manual of Operational Hydrology in B.C., Second Edition, B.C. Ministry of Environment, Lands and Parks, Water Management Division, Hydrology Section, BC, Canada.

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

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

Çil, B., 1990. Regresyon Analizinde Tek Bir Sapan Değerin “Outlier”ın Belirlenmesine İlişkin Metotların Mukayesesi, *Doktora Tezi*, Ankara Üniversitesi, Ankara.

Gibbons, R. D., Bhaumik, D. and Aryal, S., 2009. Statistical Methods for Groundwater Monitoring, Second Edition, John Wiley and Sons, Inc.

Haktanır, T., Özcan, Z., Çapar. Ö.F., 1990. Türkiye Akarsularının Taşkın Pikleri Frekans Analizi. *Su Mühendisliği Problemleri Semineri 4, Seminer Tebligleri*, 11.1- 11.34.

Hosking, J.R.M. and Wallis, J.R., 1993. Some Statistics Useful in Regional Frequency Analysis, *Water Resources Research*, **29**, 271-281.

Hosking, J.R.M., Wallis, J.R. and Wood, E. F., 1988. The Effect of Indersite Dependence on Regional Flood Frequency Analysis, *Water Resources Research*, **24**, 588-600.

Lettenmaier, D. P. and Potter, K. W., 1985. Testing Flood Frequency Estimation Methods Using a Regional Flood Generation Model, *Water Resources Research*, **21**, 1903-1914.

Lettenmaier, D. P., Wallis, J. R. and Wood, E. F., 1987. Effect of Regional Heterogeneity on Flood Frequency Estimation, *Water Resources Research*, **23**, 313-323.

Liu, H., Shah, S. and Jiang, W., 2004. On-line Outlier Detection and Data Cleaning, *Computers & Chemical Engineering*, In Press.

Markovic, R.D., 1965. Probability Functions of Best Fit to Distributions of Annual Precipitation and Runo, *Hydrology Paper*, **8**.

Massey, Jr. Frank J., 1951. The Kolmogorov Smirnov Test for Goodness of Fit, *Journal of the American Statistical Association*, **46**, 68-78.

McCuen, R. H., 2003. Modeling Hidrologic Change: Statistical Methods, Lewis Publishers.

Mkhandi, S. H. and Kachroo, R. K., 2000. Flood Frequency Analysis of Southern Africa: II. Identification of Regional Distributions, *Hydrological Sciences*, **45**, 449-464.

Oğuz, B., 1991. Taşkın Frekans Analizi. *Su Mühendisliğinde Bilgisayar Uygulamaları Semineri*, **1**, 9.1- 9.23.

Olkin, I., 1992. A Matrix Formulation on How Deviant an Observation Can Be, *The American Statistician*, **46**, 205-209.

Önöz, B., 1991. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi. *Su Mühendisliğinde Bilgisayar Uygulamaları Semineri*, 3.1-3.23.

Özer, A., 2007. Normallik Testlerinin Karşılaştırılması, *Yüksek Lisans Tezi*, Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.

Pilon, P. J. and Adamowski, K., 1992. The Value of Regional Information to Flood Frequency Analysis Using the Method of L-Moments, *Canadian Journal of Civil Engineering*, **19**, 137-147.

Potter, K. W., 1987. Research on Flood Frequency Analysis: 1983-1986, *Reviews of Geophysics*, **25**, 113-118.

Potter, K. W. and Lettenmaier, D. P., 1990. A Comparison of Regional Flood Frequency Estimation Methods Using a Resampling Method, *Water Resources Research*, **26**, 415-424.

Rorabacher, David B., 1991. Statistical Treatment for Rejection of Deviant Values: Critical Values of Dixon's "Q" Parameter and Related Subrange Ratios at the 95% Confidence Level, *Analytical Chemistry*, **63**, 139-146.

Rousseeuw, P. J. and Leroy, A. M., 2003. Robust Regression and Outlier Detection, John Wiley & Sons, Inc.

Saf, B., 2009. Batı Akdeniz Havzalarının L-Momentlere Dayalı Bölgesel Taşkın Frekans Analizi, *Pamukkale Üniversitesi Mühendislik Bilimleri Dergisi*, **15**, 153-165.

Saf, B., 2011. Batı Akdeniz Bölgesi Taşkın Tahminlerinde Homojenlik İrdelemesi, *İMO Teknik Dergi*, **360**, 5587-5611.

Satman, M. H., 2005. Doğrusal Regresyonda Aykırı Gözlemlerin Teşhis Yöntemleri, *Yüksek Lisans Tezi*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.

Seçkin, N., 2002. Ceyhan ve Seyhan Havzalarının Bölgesel Taşkın Frekans Analizi, *Yüksek Lisans Tezi*, Çukurova Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Adana.

Seo, S., 2006. A Review and Comparison of Methods for Detecting Outliers in Univariate Data Sets, *Master of Science*, Graduate Faculty of the Graduate School of the University of Pittsburgh.

Stagge, J. H., 2006. Field Evaluation of Hydrologic and Water Quality Benefits of Grass Swales for Managing Highway Runoff, *Master of Science*, Faculty of the Graduate School of the University of Maryland, College Park.

Şorman, A. Ü., 2004. Bölgesel Frekans Analizindeki Son Gelişmeler ve Batı Karadeniz'de Bir Uygulama, *İMO Teknik Dergi*, **212**, 3155-3169.

URL-1, <http://en.wikipedia.org/wiki/DFFITs>, DFFITS. 26 Ekim 2011.

URL-2, <http://itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35h2.htm>, Tietjen-Moore Test for Outliers. 15 Kasım 2011.

URL-3, <http://spssiletezanalizleri.wordpress.com/terimler/>, SPSS ile Tez Analizi ve İstatistik. 29 Ekim 2011.

URL-4, <http://www.graphpad.com/quickcalcs/GrubbsHowTo.cfm>, Grubb's Test for Detecting Outliers. 02 Kasım 2011.

URL-5, http://www.mathwave.com/help/easyfit/html/analyses/goodness_of_fit/chi-squared.html, Chi-Squared Test. 19 Haziran 2012.

URL-6, <http://www.mathwave.com/help/easyfit/html/analyses/goodnessoffit/kolmogorov-smirnov.html>, Kolmogorov Smirnov Test. 18 Haziran 2012.

URL-7, <http://www.sfu.ca/sasdoc/sashtml/stat/chap39/sect35.htm>, Regression Diagnostics. 18 Ekim 2011.

URL-8, <http://www.sfu.ca/sasdoc/sashtml/stat/chap55/sect38.htm>, Influence Diagnostics. 26 Ekim 2011.

URL-9, <http://www2.dsi.gov.tr/sozlukler/hidrosozluk/index.cfm>, DSI Hidroloji Sözlüğü, 03 Mayıs 2012.

Üçkardeş, F., 2006. İstatistik Testler Üzerine Bir Çalışma, *Yüksek Lisans Tezi*, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Kahramanmaraş.

Wilks, S. S., 1963. Multivariate Statistical Outliers, *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, **25**, 407-426.

Wu, L., 2009. Mixed Effects Models for Complex Data, Chapman and Hall/CRC.

ÖZGEÇMİŞ

1982 yılında Bingöl ili Genç ilçesinde doğdu. İlköğrenimini Bingöl’de tamamladıktan sonra orta ve lise öğrenimine Van’da devam etti. 2001 senesinde Atatürk Üniversitesi İnşaat Mühendisliği Bölümünü kazandı ve 2005 yılında mezun oldu. Mezun olduğu sene Van’da Karayolları 11. Bölge Müdürlüğü’nde ve ardından da Bayındırlık ve İskan İl Müdürlüğü’nde görev yaptıktan sonra Sağlık Bakanlığı İnşaat Onarım Daire Başkanlığı’nda göreve başladı. Daha sonra eşinin işi sebebiyle Bingöl Üniversitesi Yapı İşleri ve Teknik Daire Başkanlığı’na geçiş yaptı. Aralık 2010’da Bingöl Üniversitesi Mühendislik ve Mimarlık Fakültesi İnşaat Mühendisliği Bölümü’nde Araştırma Görevlisi olarak göreve başladı. Halen burada görevine devam etmektedir.

Adres: Bingöl Üniversitesi
Mühendislik ve Mimarlık Fakültesi
12100 Bingöl-Merkez

Telefon: 0 533 6178606

E-Posta: mahsumaydin@yahoo.com