İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

EGE BÖLGESİ AKARSULARINA AİT YAPISAL KARAKTERİSTİKLERİN OLASILIK YÖNTEMLER YARDIMIYLA BELİRLENMESİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İnş. Müh. Mustafa Deniz İTİBAR

Anabilim Dalı: İnşaat Mühendisliği

Programı: Hidrolik ve Su Kaynakları Müh.

Tez Danışmanı: Yrd.Doç.Dr. N.Erdem ÜNAL

OCAK 2005

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

EGE BÖLGESİ AKARSULARINA AİT YAPISAL KARAKTERİSTİKLERİN OLASILIK YÖNTEMLER YARDIMIYLA BELİRLENMESİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İnş. Müh. Mustafa Deniz İTİBAR

(501021361)

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih :
Tezin Savunulduğu Tarih :

Tez Danışmanı : Yrd.Doç.Dr. N.Erdem ÜNAL

Diğer Jüri Üyeleri : Prof .Dr . Necati AĞIRALİOĞLU

Doç . Dr . Kasım KOÇAK

OCAK 2005

ÖNSÖZ

Teknolojide yaşanan hızlı ilerleme ve endüstrileşme süreci beraberinde doğa dengesinin bozulmasını ve küresel ısınma sorununu getirmiştir. Kullanılabilir su kaynaklarındaki hızlı kirlenme ve suya olan talebin artışı, su ile ilgili planlamaları hiç olmadığı kadar önemli kılmıştır. Su yapılarının planlanmasında kullanılabilecek olan parametreleri elde ettiğimiz çalışmamızda, klasik metodlar haricinde daha güncel ve bilimsel saygınlık kazanmış yöntemler uygulanmaya çalışılmıştır.

Projenin başlangıcından bittiği ana kadar yardımlarını esirgemeyen değerli hocam Yrd.Doç.Dr. N.Erdem ÜNAL'a, değerli fikirleri ile bana yol gösteren hocalarım sayın Prof.Dr.Mehmetçik BAYAZIT ve sayın Doç.Dr.Hafzullah AKSOY'a, lisans ve yüksek lisans öğrenimim boyunca yanımda olan değerli arkadaşım Lütfü KAYNAR'a ve desteklerini esirgemeyen sevgili aileme sonsuz teşekkürü bir borç bilirim. Çalışmanın ilgili kişilere yararlı olması dileğiyle.

Ocak 2005 Mustafa Deniz İTİBAR

İÇİNDEKİLER

KISALTMALAR..... vi
TABLO LİSTESİ..... vii
ŞEKİL LİSTESİ..... x
SEMBOL LİSTESİ..... xiii
ÖZET..... xv
SUMMARY..... xvi

1. GİRİŞ..... **1**
1.1. Çalışmanın Amacı..... 1
1.2. Çalışmada incelenen havza ve istasyonlar..... 2
2. BÖLGE KARAKTERİSTİKLERİNİN BELİRLENMESİNDE KULLANILAN İSTATİSTİK TESTLER..... **4**
2.1. Parametrik t – Testi 5
2.2. Parametrik olmayan Mann – Whitney Testi 7
2.3. Parametrik olmayan Spearman Testi..... 10
2.4. Parametrik olmayan Mann – Kendall Testi..... 12
2.4.1. Klasik yöntem..... 12
2.4.2. Yenilenmiş yöntem..... 14
2.5. Parametrik olmayan McGhee Testi..... 16
2.6. Parametrik olmayan Wald – Wolfowitz Testi..... 19
2.7. Olasılık Çizgi Korelasyon Testi (PPCC)..... 21
2.7.1. Olasılık dağılımlarının genel özellikleri 23
2.7.1.1. Normal Dağılım..... 23
2.7.1.2. 2 ve 3 parametreli Log - Normal Dağılım..... 24
2.7.1.3. Pearson Tip III Dağılımı..... 25
2.7.1.4. 1 parametreli Gamma Dağılımı..... 27
2.7.1.5. 2 parametreli Gamma Dağılımı 27
2.7.1.6. Log – Pearson Tip III Dağılımı..... 28
2.7.1.7. Ekstrem Değer Tip I Dağılım (EV1, Gumbel)..... 28
2.7.1.8. Ekstrem Değer Tip II Dağılım (EV2, Frechet)..... 29
2.7.1.9. Ekstrem Değer Tip III Dağılım (EV3, Weibull)..... 29
2.7.2. Momentler yöntemi yardımıyla dağılım parametrelerinin hesabı..... 32
2.7.2.1. Normal Dağılım parametreleri..... 33
2.7.2.2. 2 ve 3 parametreli Log-Normal Dağılım parametreleri..... 33
2.7.2.3. 1 parametreli Gamma Dağılımı parametreleri..... 34
2.7.2.4. 2 parametreli Gamma Dağılımı parametreleri..... 34

2.7.2.5. Pearson Tip III Dağılımı parametreleri..... 35
2.7.2.6. Log – Pearson Tip III Dağılımı parametreleri..... 35
2.7.2.7. Ekstrem Değer Tip I Dağılım parametreleri..... 35
2.7.2.8. Ekstrem Değer Tip II Dağılım parametreleri..... 36
2.7.2.9. Ekstrem Değer Tip III Dağılım parametreleri..... 36
2.7.3. L – Momentleri yöntemi yardımıyla dağılım..... 37
parametrelerinin hesabı
2.7.3.1. Normal Dağılım parametreleri..... 38
2.7.3.2. 2 ve 3 parametreli Log-Normal Dağılım..... 38
parametreleri
2.7.3.3. Gamma ailesi Dağılımı parametreleri..... 39
2.7.3.4. Pearson Tip III Dağılımı parametreleri..... 39
2.7.3.5. Ekstrem Değer Tip I Dağılım parametreleri..... 40
2.7.3.6. Ekstrem Değer Tip II ve Tip III Dağılımı..... 41
parametreleri
2.8. Grubss – Beck Testi 43
2.9. Elips Testi..... 43
2.10. Hosking – Wallis Bölgesel Frekans Analizi 44
2.10.1. L – Momentleri ve Kappa Dağılımı parametreleri..... 44
2.10.2. Bir istasyona ait verinin diğer istasyon verileri ile..... 48
uyumunun araştırılması
2.10.3. Heterojenlik ölçütünün araştırılması..... 50
2.10.3.1. Simulasyon..... 52
2.10.4. Bölge için uygun dağılımın tespiti..... 53
2.11. Schefe Testi 54
2.11.1. Schefe Testi'nin genel özellikleri..... 54
2.11.2. Anova Testi..... 55
2.12. Bölgesel Trend Analizi 57
2.13. Parametrik olmayan ve Parametrik kavramları 58
2.13.1. Parametrik kavramı..... 58
2.12.2. Parametrik olmayan kavramı..... 59
3. İSTATİSTİK TESTLERİN BÖLGELERE UYGULANMASI..... 60
3.1. Homojenliğin araştırılması 60
3.1.1. 4 nolu Ege Suları Havzası'nda homojenlik analizi..... 60
3.1.2. 5 nolu Gediz Havzası'nda homojenlik analizi..... 68
3.1.3. 6 nolu Küçük Menderes Havzası'nda homojenlik..... 80
analizi
3.1.4. 7 nolu Büyük Menderes Havzası'nda homojenlik..... 82
analizi
3.2. Rastgelelik Analizi 91
3.2.1. 4 nolu Ege Suları Havzası'nda rastgelelik analizi..... 91
3.2.2. 5 nolu Gediz Havzası'nda rastgelelik analizi..... 92
3.2.3. 6 nolu Küçük Menderes Havzası'nda rastgelelik..... 93
analizi
3.2.4. 7 nolu Büyük Menderes Havzası'nda rastgelelik..... 94
analizi
3.3. Sıçrama Analizi 95
3.3.1. 4 nolu Ege Suları Havzası'nda sıçrama analizi..... 96
3.3.2. 5 nolu Gediz Havzası'nda sıçrama analizi 99

3.3.3. 6 nolu Küçük Menderes Havzası'nda sıçrama analizi 104
3.3.4. 7 nolu Büyük Menderes Havzası'nda sıçrama analizi 106
3.4. Trend Analizi 110
3.4.1. 4 nolu Ege Suları Havzası'nda trend analizi 110
3.4.2. 5 nolu Gediz Havzası'nda trend analizi 113
3.4.3. 6 nolu Küçük Menderes Havzası'nda trend analizi 118
3.4.4. 7 nolu Büyük Menderes Havzası'nda trend analizi 120
3.5. PPCC Testi 124
3.5.1. 4 nolu Ege Suları Havzası'na PPCC Testi'nin uygulanması 124
3.5.2. 5 nolu Gediz Havzası'na PPCC Testi'nin uygulanması 125
3.5.3. 6 nolu Küçük Menderes Havzası'na PPCC Testi'nin uygulanması ... 126
3.5.4. 7 nolu Büyük Menderes Havzası'na PPCC Testi'nin uygulanması ... 127
4. SONUÇLAR VE TARTIŞMA 129
KAYNAKLAR 132
EKLER 136
ÖZGEÇMİŞ 165

KISALTMALAR

EİE	: Elektrik İşleri Etüd İdaresi
PPCC	: Probability Plot Correlation Coefficient
MA	: Moving Average
AR	: Autoregressive
N	: Normal Dağılım
LN2	: 2 parametreli Log – Normal Dağılım
LN3	: 3 parametreli Log – Normal Dağılım
P3	: Pearson Tip III Dağılımı
G1	: 1 parametreli Gamma Dağılımı
G2	: 2 parametreli Gamma Dağılımı
LP3	: 3 parametreli Log – Pearson Dağılımı
EV1	: Ekstrem Değer Tip I Dağılımı
EV2	: Ekstrem Değer Tip II Dağılımı
EV3	: Ekstrem Değer Tip III Dağılımı
exp	: exponential
VAR	: Varyans

TABLO LİSTESİ

		Sayfa No
Tablo 1.1.	Ege Bölgesi'nde yeralan istasyonlar …….....	1
Tablo 2.1.	İstatistik analiz için kullanılan testler …….....	4
Tablo 2.2.	Dağılımların genel özellikleri …….....	31
Tablo 2.3.	Frechet Dağılımı için k değerlerine karşı gelen parametreler	36
Tablo 2.4.	Weibull Dağılımı için k değerlerine karşı gelen parametreler	37
Tablo 2.5.	F istatistiği hesap adımları ….....	55
Tablo 2.6.	İstatistik testlerin kontrolünde yapılan hatalar …….....	58
Tablo 2.7.	İstatistik testlerin gücü	59
Tablo 3.1.	Ege Suları Havzası'nda yeralan istasyonların istatistik parametreleri	61
Tablo 3.2.	4 nolu havza istasyonlarına ait Grubbs – Beck Testi sonuçları	63
Tablo 3.3.	4 nolu havza istasyonlarına ait L – Moment değerleri	65
Tablo 3.4.	4 nolu havza istasyonlarına ait D_i değerleri	66
Tablo 3.5.	4 nolu havzanın H_1 istatistik değeri	66
Tablo 3.6.	4 nolu havzanın H_2 istatistik değeri	66
Tablo 3.7.	4 nolu havzanın H_3 istatistik değeri	67
Tablo 3.8.	4 nolu havzada dağılımlara ait z değerleri.....	67
Tablo 3.9.	4 nolu havzada uygun dağımlara ait parametreler	68
Tablo 3.10.	Gediz Havzası'nda yeralan istasyonların istatistik parametreleri ..	69
Tablo 3.11.	5 nolu havza istasyonlarına ait Grubbs – Beck Testi sonuçları	73
Tablo 3.12.	5 nolu havza istasyonlarına ait L – Moment değerleri	77
Tablo 3.13.	5 nolu havza istasyonlarına ait D_i değerleri	78
Tablo 3.14.	5 nolu havzanın H_1 istatistik değeri	78
Tablo 3.15.	5 nolu havzanın H_2 istatistik değeri	78
Tablo 3.16.	5 nolu havzanın H_3 istatistik değeri	79
Tablo 3.17.	5 nolu havzada dağılımlara ait z değerleri.....	79
Tablo 3.18.	5 nolu havzada uygun dağımlara ait parametreler	79
Tablo 3.19.	Küçük Menderes Havzası'nda yeralan istasyonların istatistik parametreleri	80
Tablo 3.20.	6 nolu havza istasyonlarına ait Grubbs – Beck Testi sonuçları	81
Tablo 3.21.	Büyük Menderes Havzası'nda yeralan istasyonların istatistik parametreleri	82
Tablo 3.22.	7 nolu havza istasyonlarına ait Grubbs – Beck Testi sonuçları	85
Tablo 3.23.	7 nolu havza istasyonlarına ait L – Moment değerleri	88
Tablo 3.24.	7 nolu havza istasyonlarına ait D_i değerleri	88
Tablo 3.25.	7 nolu havzanın H_1 istatistik değeri	89
Tablo 3.26.	7 nolu havzanın H_2 istatistik değeri	89
Tablo 3.27.	7 nolu havzanın H_3 istatistik değeri	89
Tablo 3.28.	7 nolu havzada dağılımlara ait z değerleri.....	90
Tablo 3.29.	7 nolu havzada uygun dağımlara ait parametreler	90

Tablo 3.30. 4 nolu havza istasyonlarına ait McGhee Testi sonuçları 91
Tablo 3.31. 4 nolu havza istasyonlarına ait Wald – Wolfowitz Testi değerleri 92
Tablo 3.32. 5 nolu havza istasyonlarına ait McGhee Testi sonuçları 92
Tablo 3.33. 5 nolu havza istasyonlarına ait Wald – Wolfowitz Testi değerleri 93
Tablo 3.34. 6 nolu havza istasyonlarına ait McGhee Testi sonuçları 93
Tablo 3.35. 6 nolu havza istasyonlarına ait Wald – Wolfowitz Testi değerleri 94
Tablo 3.36. 7 nolu havza istasyonlarına ait McGhee Testi sonuçları 94
Tablo 3.37. 7 nolu havza istasyonlarına ait Wald – Wolfowitz Testi değerleri 95
Tablo 3.38. 4 nolu havza istasyonuna ait verilerde Hubert'in programı yardımıyla elde edilen segmentler 96
Tablo 3.39. 4 nolu havza için t – testi istatistik değerleri 96
Tablo 3.40. 4 nolu havza için Mann – Whitney istatistik değerleri 98
Tablo 3.41. 5 nolu havza istasyonuna ait verilerde Hubert'in programı yardımıyla elde edilen zaman dilimleri 99
Tablo 3.42. 5 nolu havza için t – testi istatistik değerleri 99
Tablo 3.43. 5 nolu havza için Mann – Whitney istatistik değerleri 103
Tablo 3.44. 6 nolu havza istasyonuna ait verilerde Hubert'in programı yardımıyla elde edilen zaman dilimleri 104
Tablo 3.45. 6 nolu havza için t – testi istatistik değerleri 104
Tablo 3.46. 6 nolu havza için Mann – Whitney istatistik değerleri 105
Tablo 3.47. 7 nolu havza istasyonuna ait verilerde Hubert'in programı yardımıyla elde edilen zaman dilimleri 106
Tablo 3.48. 7 nolu havza için t – testi istatistik değerleri 106
Tablo 3.49. 7 nolu havza için Mann – Whitney istatistik değerleri 109
Tablo 3.50. 4 nolu havza için Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri 110
Tablo 3.51. 4 nolu havza için Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 110
Tablo 3.52. 4 nolu havza için yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 111
Tablo 3.53. 4 nolu havza için Bölgesel Trend Testi istatistik değerleri 111
Tablo 3.54. 5 nolu havza için Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri 113
Tablo 3.55. 5 nolu havza için Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 114
Tablo 3.56. 5 nolu havza için yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 115
Tablo 3.57. 5 nolu havza için Bölgesel Trend Testi istatistik değerleri 115
Tablo 3.58. 6 nolu havza için Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri 118
Tablo 3.59. 6 nolu havza için Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 118
Tablo 3.60. 6 nolu havza için yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 119
Tablo 3.61. 7 nolu havza için Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri 120
Tablo 3.62. 7 nolu havza için Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 120
Tablo 3.63. 7 nolu havza için yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri 121

Tablo 3.64. 5 nolu havza için Bölgesel Trend Testi istatistik değerleri 121
Tablo 3.65. 4 nolu havza istasyonlarına ait PPCC testi korelasyon katsayıları tablosu 124
Tablo 3.66. 5 nolu havza istasyonlarına ait PPCC testi korelasyon katsayıları tablosu 125
Tablo 3.67. 6 nolu havza istasyonlarına ait PPCC testi korelasyon katsayıları tablosu 126
Tablo 3.68. 7 nolu havza istasyonlarına ait PPCC testi korelasyon katsayıları tablosu 127

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No

Şekil 1.1 : Ege Suları Havzası haritası 2
Şekil 1.2 : Gediz Havzası haritası 2
Şekil 1.3 : Küçük MenderesHavzası haritası 3
Şekil 1.4 : Büyük Menderes Havzası haritası 3
Şekil 2.1 : Parametrik t – testi akış diyagramı 6
Şekil 2.2 : Parametrik olmayanMann – Whitney Testi akış diyagramı 9
Şekil 2.3 : Parametrik olmayan Spearman Testi akış diyagramı 11
Şekil 2.4 : Parametrik olmayan Mann – Kendall Testi akış diyagramı 15
Şekil 2.5 : Parametrik olmayan McGhee Testi akış diyagramı 18
Şekil 2.6 : Parametrik olmayan Wald – Wolfowitz Testi akış diyagramı 20
Şekil 2.7 : PPCC Testi akış diyagramı 42
Şekil 2.8 : Aykırı değerlerin L – momentleri yardımıyla gösterimi 48
Şekil 3.1 : 406 nolu istasyona ait zaman serisi 62
Şekil 3.2 : 407 nolu istasyona ait zaman serisi 62
Şekil 3.3 : 408 nolu istasyona ait zaman serisi 63
Şekil 3.4 : 406 nolu istasyona ait elips testi grafiği 64
Şekil 3.5 : 407 nolu istasyona ait elips testi grafiği 64
Şekil 3.6 : 408 nolu istasyona ait elips testi grafiği 65
Şekil 3.7 : 509 nolu istasyona ait zaman serisi 70
Şekil 3.8 : 510 nolu istasyona ait zaman serisi 71
Şekil 3.9 : 514 nolu istasyona ait zaman serisi 71
Şekil 3.10 : 515 nolu istasyona ait zaman serisi 72
Şekil 3.11 : 518 nolu istasyona ait zaman serisi 72
Şekil 3.12 : 523 nolu istasyona ait zaman serisi 73
Şekil 3.13 : 509 nolu istasyona ait elips testi grafiği 74
Şekil 3.14 : 510 nolu istasyona ait elips testi grafiği 74
Şekil 3.15 : 514 nolu istasyona ait elips testi grafiği 75
Şekil 3.16 : 515 nolu istasyona ait elips testi grafiği 75
Şekil 3.17 : 518 nolu istasyona ait elips testi grafiği 76
Şekil 3.18 : 523 nolu istasyona ait elips testi grafiği 76
Şekil 3.19 : 601 nolu istasyona ait zaman serisi 80
Şekil 3.20 : 601 nolu istasyona ait elips testi grafiği 81
Şekil 3.21 : 701 nolu istasyona ait zaman serisi 83
Şekil 3.22 : 706 nolu istasyona ait zaman serisi 84
Şekil 3.23 : 713 nolu istasyona ait zaman serisi 84
Şekil 3.24 : 725 nolu istasyona ait zaman serisi 85
Şekil 3.25 : 701 nolu istasyona ait elips testi grafiği 86
Şekil 3.26 : 706 nolu istasyona ait elips testi grafiği 86
Şekil 3.27 : 713 nolu istasyona ait elips testi grafiği 87
Şekil 3.28 : 725 nolu istasyona ait elips testi grafiği 87

Şekil 3.29 : 406 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 97
Şekil 3.30 : 407 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 97
Şekil 3.31 : 408 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 98
Şekil 3.32 : 509 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 100
Şekil 3.33 : 510 nolu istasyona ait segmentasyon grafiği 101
Şekil 3.34 : 514 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 101
Şekil 3.35 : 515 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 102
Şekil 3.36 : 518 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 102
Şekil 3.37 : 523 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 103
Şekil 3.38 : 601 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 105
Şekil 3.39 : 701 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 107
Şekil 3.40 : 706 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 107
Şekil 3.41 : 713 nolu istasyona ait zaman dilimleri grafiği 108
Şekil 3.42 : 725 nolu istasyona ait zaman dilimler grafiği 108
Şekil 3.43 : 406 nolu istasyona ait trend grafiği 112
Şekil 3.44 : 407 nolu istasyona ait trend grafiği 112
Şekil 3.45 : 408 nolu istasyona ait trend grafiği 113
Şekil 3.46 : 509 nolu istasyona ait trend grafiği 116
Şekil 3.47 : 510 nolu istasyona ait trend grafiği 116
Şekil 3.48 : 514 nolu istasyona ait trend grafiği 117
Şekil 3.49 : 515 nolu istasyona ait trend grafiği 117
Şekil 3.50 : 518 nolu istasyona ait trend grafiği 117
Şekil 3.51 : 523 nolu istasyona ait trend grafiği 118
Şekil 3.52 : 601 nolu istasyona ait trend grafiği 119
Şekil 3.53 : 701 nolu istasyona ait trend grafiği 122
Şekil 3.54 : 706 nolu istasyona ait trend grafiği 122
Şekil 3.55 : 713 nolu istasyona ait trend grafiği 123
Şekil 3.56 : 725 nolu istasyona ait trend grafiği 123
Şekil A.1 : 406 nolu istasyona ait anomali grafiği 135
Şekil A.2 : 406 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 135
Şekil A.3 : 407 nolu istasyona ait anomali grafiği 136
Şekil A.4 : 407 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 136
Şekil A.5 : 408 nolu istasyona ait anomali grafiği 137
Şekil A.6 : 408 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 137
Şekil A.7 : 509 nolu istasyona ait anomali grafiği 138
Şekil A.8 : 509 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 138
Şekil A.9 : 510 nolu istasyona ait anomali grafiği 139
Şekil A.10 : 510 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 139
Şekil A.11 : 514 nolu istasyona ait anomali grafiği 140
Şekil A.12 : 514 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 140
Şekil A.13 : 515 nolu istasyona ait anomali grafiği 141
Şekil A.14 : 515 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 141
Şekil A.15 : 518 nolu istasyona ait anomali grafiği 142
Şekil A.16 : 518 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 142
Şekil A.17 : 523 nolu istasyona ait anomali grafiği 143
Şekil A.18 : 523 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 143
Şekil A.19 : 601 nolu istasyona ait anomali grafiği 144
Şekil A.20 : 601 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 144
Şekil A.21 : 701 nolu istasyona ait anomali grafiği 145
Şekil A.22 : 701 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 145

Şekil A.23 : 706 nolu istasyona ait anomali grafiği 146
Şekil A.24 : 706 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 146
Şekil A.25 : 713 nolu istasyona ait anomali grafiği 147
Şekil A.26 : 713 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği 147
Şekil A.27 : 725 nolu istasyona ait anomali grafiği 148
Şekil A.28 : 725 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği ... 148
Şekil A.29 : 406 nolu istasyona ait histogram 149
Şekil A.30 : 406 nolu istasyona ait kutu diyagram 149
Şekil A.31 : 407 nolu istasyona ait histogram 150
Şekil A.32 : 407 nolu istasyona ait kutu diyagram 150
Şekil A.33 : 408 nolu istasyona ait histogram 151
Şekil A.34 : 408 nolu istasyona ait kutu diyagram 151
Şekil A.35 : 509 nolu istasyona ait histogram 152
Şekil A.36 : 509 nolu istasyona ait kutu diyagram 152
Şekil A.37 : 510 nolu istasyona ait histogram 153
Şekil A.38 : 510 nolu istasyona ait kutu diyagram 153
Şekil A.39 : 514 nolu istasyona ait histogram 154
Şekil A.40 : 514 nolu istasyona ait kutu diyagram 154
Şekil A.41 : 515 nolu istasyona ait histogram 155
Şekil A.42 : 515 nolu istasyona ait kutu diyagram 155
Şekil A.43 : 518 nolu istasyona ait histogram 156
Şekil A.44 : 518 nolu istasyona ait kutu diyagram 156
Şekil A.45 : 523 nolu istasyona ait histogram 157
Şekil A.46 : 523 nolu istasyona ait kutu diyagram 157
Şekil A.47 : 601 nolu istasyona ait histogram 158
Şekil A.48 : 601 nolu istasyona ait kutu diyagram 158
Şekil A.49 : 701 nolu istasyona ait histogram 159
Şekil A.50 : 701 nolu istasyona ait kutu diyagram 159
Şekil A.51 : 706 nolu istasyona ait histogram 160
Şekil A.52 : 706 nolu istasyona ait kutu diyagram 160
Şekil A.53 : 713 nolu istasyona ait histogram 161
Şekil A.54 : 713 nolu istasyona ait kutu diyagram 161
Şekil A.55 : 725 nolu istasyona ait histogram 162
Şekil A.56 : 725 nolu istasyona ait kutu diyagram 162

SEMBOL LİSTESİ

H_o	: Sıfır hipotezi
H_1	: Karşıt hipotez
$y_1, y_2, \ldots y_n$	: İlgili segmentin ortalama değeri
$N_1, N_2, \ldots N_n$	: İlgili segmentin uzunluğu
s	: Varyans
t	: t – testi istatistik değeri
W	: Mann – Whitney Testi istatistik değeri
R_i	: Gözlem serisindeki elemanlara ait rank değerleri
μ_w	: Mann – Whitney testi ortalama değeri
σ_w	: Mann – Whitney testi standart sapma değeri
z	: Standart normal dağılıma ait istatistik değeri
α	: Seçilen istatistik teste ait anlam düzeyi
d_i	: Spearman Testine ait istatistik değer
r_s	: Spearman korelasyon katsayısı
S	: Mann – Kendall Testi istatistik değeri
$E(S)$	: Mann – Kendall Testine ait ortalama değer
$V(S)$	: Mann – Kendall Testine ait varyans değeri
$V^*(S)$	: Modifiye edilmiş Mann – Kendall Testine ait varyans değeri
ρ_i	: Otokorelasyon katsayısı
z_{MK}	: Mann – Kendall testine ait standart normal değer
med_x	: Medyan değeri
R	: Wald – Wolfowitz Testi istatistik değeri
m_r'	: n. mertebe moment değeri
u	: Wald – Wolfowitz Testi istatistik değeri
$F(x_i)$	: Eklenik dağılım fonksiyonu
w_i	: PPCC testinde gözlenen değerden küçük kalma olasılığı
$Ø$	: Normal Dağılım parametre hesabında integral sabiti
μ	: Ortalama değer
σ	: Standart sapma değeri
w_i	: PPCC testinde gözlenen değerden küçük kalma olasılığı
$Ø$	: Normal Dağılım parametre hesabında integral sabiti
$b_o, b_1, \ldots$	: Pearson diferansiyel denklemi parametreleri
λ	: Şekil parametresi
ξ	: Ekstrem Değer Tip I ‘e ait parametre
δ	: Ekstrem Değer Tip II ‘e ait parametre
β	: Ekstrem Değer Tip III ‘e ait parametre
S_x	: Standart sapma değeri
Cs_x	: Çarpıklık katsayısı

x_o : 3 parametreli Log –Normal dağılımın alt sınır değeri
Γ : Gamma fonksiyonu
$l_1, l_2, ...$: L – Moment değerleri
$\tau_1, \tau_2, ...$: L – Moment oranları
x_L : Grubbs – Beck Testi alt sınır değeri
x_H : Grubbs – Beck Testi üst sınır değeri
K_n : Grubbs –Beck Testine ait katsayı
S^{-1} : Elips Testine ait varyans – kovaryans matrisinin inversi
X_m : Elips Testinde p boyutlu uzayda ortalamalara ait vektör
β_k : Olasılık yoğunluk momentleri
h : Kappa Dağılımı'na ait parametre
k : Kappa Dağılımı'na ait parametre
u_i : Bölgesel homojenlik analizine ait istatistik değer
D_i : Bölgesel homojenlik analizinde heterojenlik ölçütü
H_1, H_2, H_3 : Bölgesel homojenlik analizine ait istatistik değerler
V : Bölgesel homojenlik analizine ait istatistik değer
σ_4 : Kappa Dağılımı'na ait değer
β_4 : Kappa Dağılımı'na ait değer
F : F testine ait istatistik değer
M : Schefe testine ait istatistik değer
S_w : Schefe testine ait istatistik değer
SS : Anova testine ait istatistik değer
SS_b : Anova testine ait istatistik değer
SS_m : Anova testine ait istatistik değer
S_b : Anova testine ait istatistik değer
MS_b : Anova testine ait istatistik değer
MS_m : Anova testine ait istatistik değer
S_m : Bölgesel Trend Analizine ait istatistik değer
ρ_{xx} : Çapraz korelasyon katsayısı

1. GİRİŞ

1.1 ÇALIŞMANIN AMACI

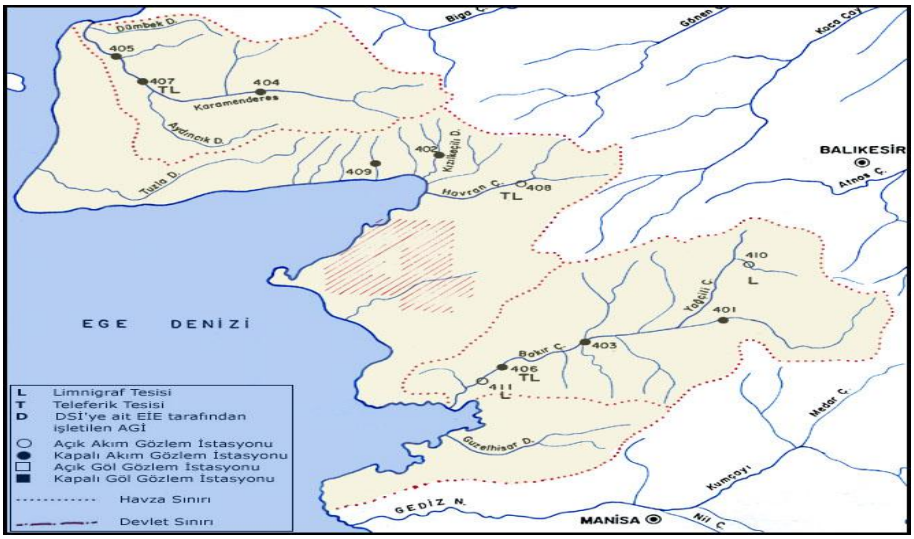
İnşaat yapılarının tasarımında probabilistik metodların kullanımı gün geçtikçe daha yaygın kullanım sahası bulmaktadır. Konusu su ve su yapıları olan hidroloji ile su kaynakları projelerinde istatistik metodların kullanımı hep önem arzetmiştir.

Probabilistik tasarım uygulamalarında kullanışlı hesap metodlarının seçimi ve doğru dağılımların kullanımı gerekmektedir. Bugüne değin probabilistik hesap metodları üzerine birçok çalışma yapılmış ve yeterli bir noktaya ulaşılmıştır. Günümüzde ihtiyaç yeni hesap metodlarının bulunmasından çok uygulama esnasında problem için uygun istatistik modellerin kurulmasından geçmektedir. Çalışmamızda asıl amaç bir bölgede su yapıları tasarımında ihtiyaç duyulacak parametrelerin probabilistik yaklaşımlar ile elde edilmesidir. Bu parametrelerin elde edilmesinde bölgede analizi yapılacak olan istasyon verilerinden faydalanılmıştır. Çalışmamızda yıllık ortalama akım değerleri ile çalışılmıştır. Veri diğer pekçok çalışmada rastlanabileceği üzere istasyonlardan temin edildiği hali ile kullanılmamış önce homojenlik açısından analiz edilerek gerekli durumlarda tezde anlatılacak olan yöntemler yardımı ile homojenize hale getirilerek kullanılmıştır. Daha sonra bu veriye çeşitli parametrik ve parametrik olmayan testler uygulanarak çalışılan konu ile ilgili bölge karakteristikleri elde edilmeye çalışılmıştır. İncelenen karakteristikler sırası ile bölge verilerinde rastgelelik, sıçrama ve trend varlığının araştırılmasıdır. Eldeki veri için en uygun dağılım fonksiyonunun seçilmesi probalistik tasarım aşamasında bir diğer önemli konudur. Çalışmada uygun dağılımın belirlenmesi aşamasında Normal, 2 Parametreli Log – Normal , 3 Parametreli Log – Normal, 1 Parametreli Gamma, 2 Parametreli Gamma, Pearson Tip III, Log – Pearson Tip III, Weibull, Frechet ve Gumbel dağılımları göz önünde bulundurulmuştur. Bu dağılımlara ait parametrelerin hesabında momentler metodunun yanında L – momentleri metodundan da yararlanılmıştır. Tez çalışması için Ege Bölgesi seçilmiş ve bölgedeki havzalarda yeralan ölçüm istasyonlarına ait verilere sözü geçen analizler uygulanmıştır.

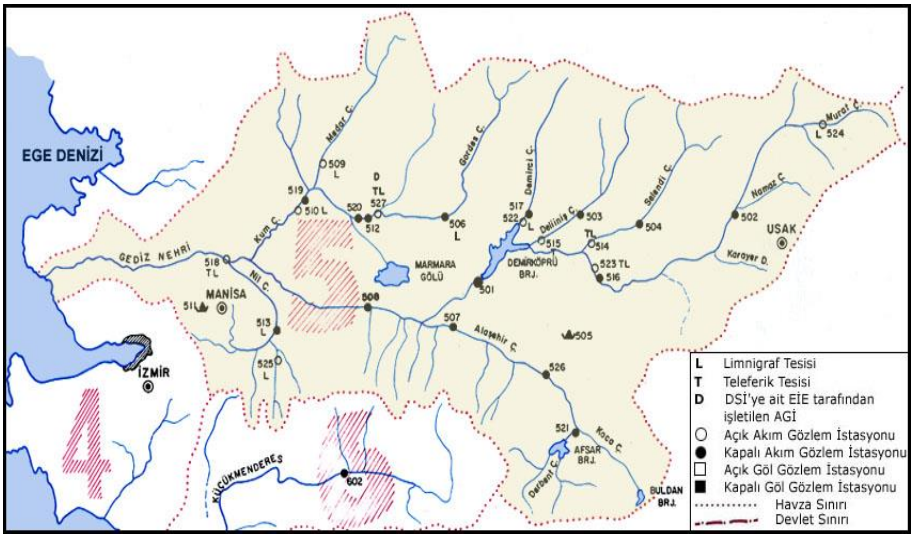
Tez kapsamında Ege Bölgesi'ne ait yıllık ortalama akım değerleri ele alınmıştır.

1.2 ÇALIŞMADA İNCELENEN HAVZA VE İSTASYONLAR

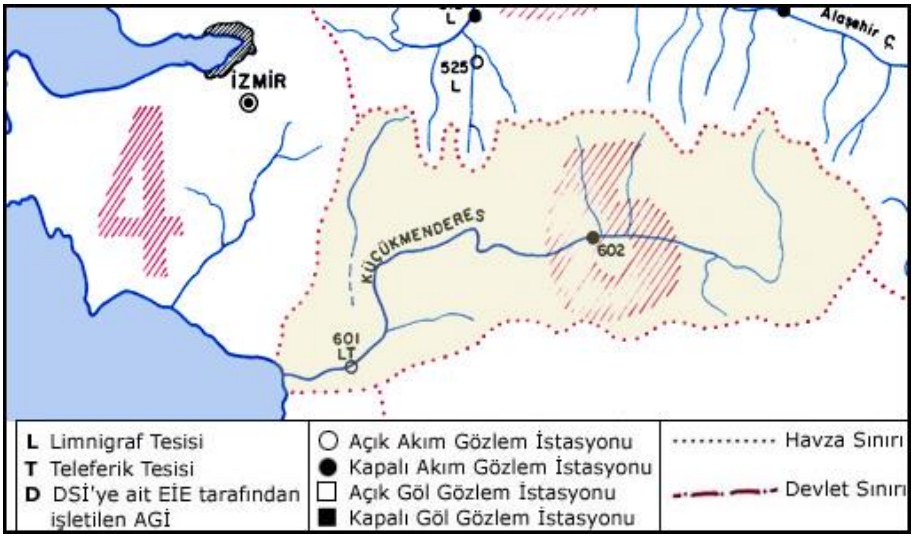
Çalışmada EİE 'nin Ege Bölgesi'nde yeralan istasyonlarına ait değerler kullanılmıştır. Çalışma incelenen veriye müdahele edilip edilmediğini anlamamıza yardım eden testleri de içerdiğinden, istasyon seçiminde müdahele edilmiş yada edilmemiş gözlem değerleri ayrımına gidilmemiştir. İncelenen havzalar Şekil 1.1 ile Şekil 1.4 arasında görülmektedir.



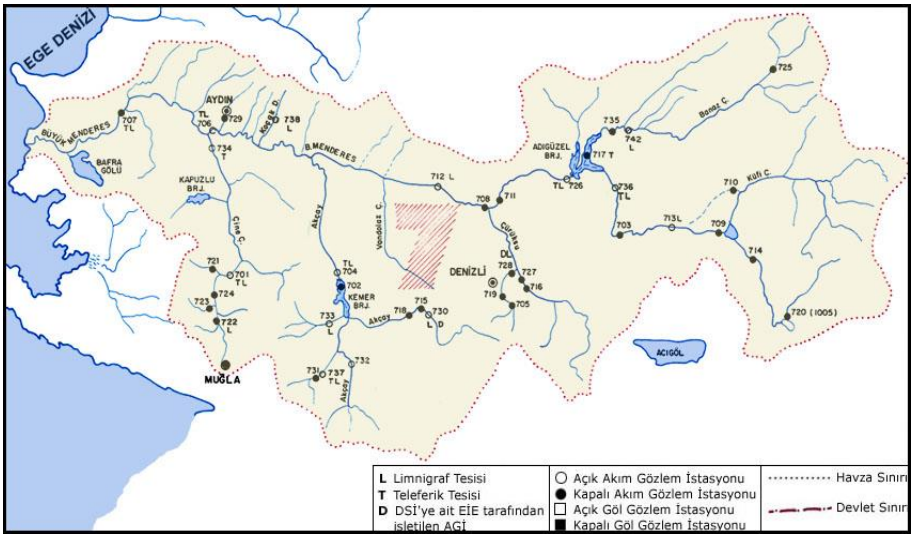
Şekil 1.1 Ege Suları Havzası



Şekil 1.2 Gediz Havzası



Şekil 1.3 Küçük Menderes Havzası



Şekil 1.4 Büyük Menderes Havzası

Seçilen istasyonlar tablo1.1 üzerinde gösterilmektedir.

Tablo 1.1 Ege Bölgesi'nde yeralan istasyonlar

Havza Adı ve Numarası	İncelenen İstasyon Sayısı	Drenaj Alanı (km²)
Ege Suları (4)	3	9032
Gediz (5)	6	17118
Küçük Menderes (6)	1	7165
Büyük Menderes (7)	4	24903

2. BÖLGE KARAKTERİSTİKLERİNİN BELİRLENMESİNDE KULLANILAN İSTATİSTİK TESTLER

Analizi yapılacak herbir durum için farklı parametrik ve parametrik olmayan testlerden yararlanılmıştır. Bu testlerin adımları sırası ile anlatılacak ve H_o hipotezi kabulleri herbir test için gösterilecektir. Tezde parametrik ve parametrik olmayan testleri birarada kullanırken amaçlanan; bu testlerin analizlerde kullanımlarını göstermenin yanında farklı dağılımlara sahip veriler için kullanıldıklarında güçleri hakkında bilgi sahibi olunmasını sağlamaktır. Farklı dağılımların sahip olduğu özelliklere, uygun dağılımın elde edilmesinin anlatılacağı olasılık çizgi korelasyon testi (PPCC Testi) bölümünde ayrıntılı olarak değinilmiştir. Kullanılan testler tablo2.1 üzerinde gösterilmiştir.

Tablo 2.1 Analiz için kullanılan testler

ANALİZ EDİLEN DURUM	KULLANILAN TEST
Homojenlik	Elips Testi (Toplam kalıntı metodu), Bölgesel Frekans Analizi (Hosking - Wallis)
Rastgelelik	Grubbs – Beck Testi Non – Parametrik Wald – Wolfowitz Testi, Non – Parametrik McGhee Testi
Sıçrama	Parametrik t – Testi, Non – Parametrik Mann – Whitney Testi, Schefe Testi
Trend	Non – Parametrik Spearman Testi, Non – Parametrik Mann – Kendall Testi Bölgesel Trend Analizi
Uygun Olasılık Dağılımı	PPCC Testi

Aşağıdaki kısımda sözü geçen istatistik testler yöntemleri ile birlikte anlatılmakta, takip eden bölümde ise parametrik ve parametrik olmayan kavramlarına değinilmektedir. PPCC testinin anlatılacağı ilgili bölümde olasılık dağımlarının özelliklerine ve parametre hesap yöntemlerine ayrıntıları ile değinilecektir.

2.1 PARAMETRİK t – TESTİ

Bu test bilgisayar programı yardımı ile edilen ardışık zaman dilimleri arasında uygulanmıştır[1]. Test ele alınan iki zaman dilimindeki değerlerin aynı toplumdan olup olmadığını göstermektedir. Test için H_o hipotezi kabulü gözlenen seride bir sıçrama olmadığıdır. Test adım adım açıklanmıştır. [2,3]

Analiz yapılacak olan iki zaman dilimine ait ortalamalar $\bar{y}_1$ ve $\bar{y}_2$ olmak üzere elde edilir.

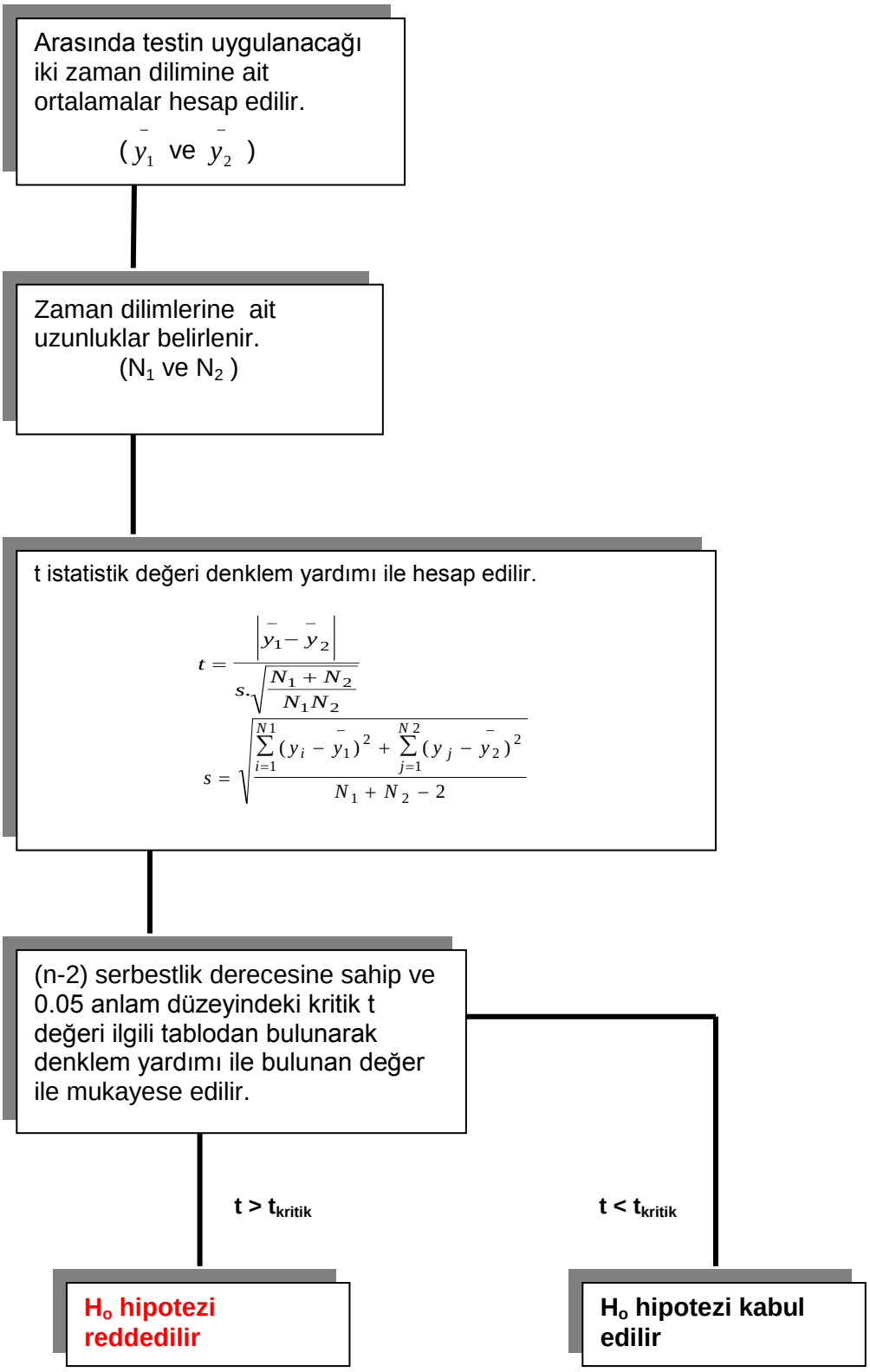
Her zaman dilimine ait uzunluklar 1.zaman diliminin uzunluğu N_1, 2.zaman diliminin uzunluğu N_2 olmak üzere belirlenir.

Gözlenmiş seriye ait t değeri aşağıdaki denklemler yardımı ile elde edilir.

$$t = \frac{\left|\bar{y}_1 - \bar{y}_2\right|}{s.\sqrt{\frac{N_1 + N_2}{N_1 N_2}}} \qquad \textbf{(2.1)}$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N_1}(y_i - \bar{y}_1)^2 + \sum_{j=1}^{N_2}(y_j - \bar{y}_2)^2}{N_1 + N_2 - 2}} \qquad \text{(Varyans Değeri)} \qquad \textbf{(2.2)}$$

Gözlenmiş seriye ait t değeri yukarıdaki denklem yardımı ile elde edildikten sonra *n* veri uzunluğuna bağlı olan, (n-2) serbestlik derecesine sahip ve 0.05 anlam düzeyi için tablodan okunan kritik t değeri ile mukayese edilir.Elde edilen t değeri tablodan okunan kritik değerden küçük ise H_o hipotezi kabul edilir; aksi halde red edilir. Şekil 2.1'de teste ait algoritma üzerinde test adımları ayrıntılı olarak gösterilmiştir.



Şekil 2.1 Parametrik t – testi Akış Diyagramı

2.2 PARAMETRİK OLMAYAN MANN – WHITNEY TESTİ

İki örneğin merkez değerleri bakımından karşılaştırılmasında kullanılabilecek bir diğer test parametrik olmayan Mann – Whitney testidir. Test gözlenmiş x_i değerlerinin düzenlenmiş örnekteki yerlerine dayanmaktadır [4,5]. H_o hipotezimiz t – testinde olduğu gibi seride bir sıçrama olmadığıdır. Testin adımları aşağıda sırası ile gösterilmektedir.

n tane eleman sayısına sahip olan x_i örneği ile , m tane eleman sayısına sahip olan y_j örnekleri biraraya getirilerek N = n+m elemanlı yeni örnek elemanları büyüklük sırasında olacak şekilde düzenlenir.

Düzenlenmiş örnekte yer alan x_i'den gelmiş herbir elemanın sıraları bulunur. Bu sıralar yardımı ile teste ait W istatistiği aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilir.

$$W = \sum_{i=1}^{n} R_i \tag{2.3}$$

n ve m 'nin 10'dan büyük olması durumunda aşağıdaki asimptotik dağılım kullanılabilir.

$$\mu_w = \frac{n(N+1)}{2} \tag{2.4}$$

$$\sigma_w = \sqrt{\frac{nm(N+1)}{12}} \tag{2.5}$$

Gözlenmiş seriye ait z değeri aşağıdaki denklemler yardımı ile elde edilir.

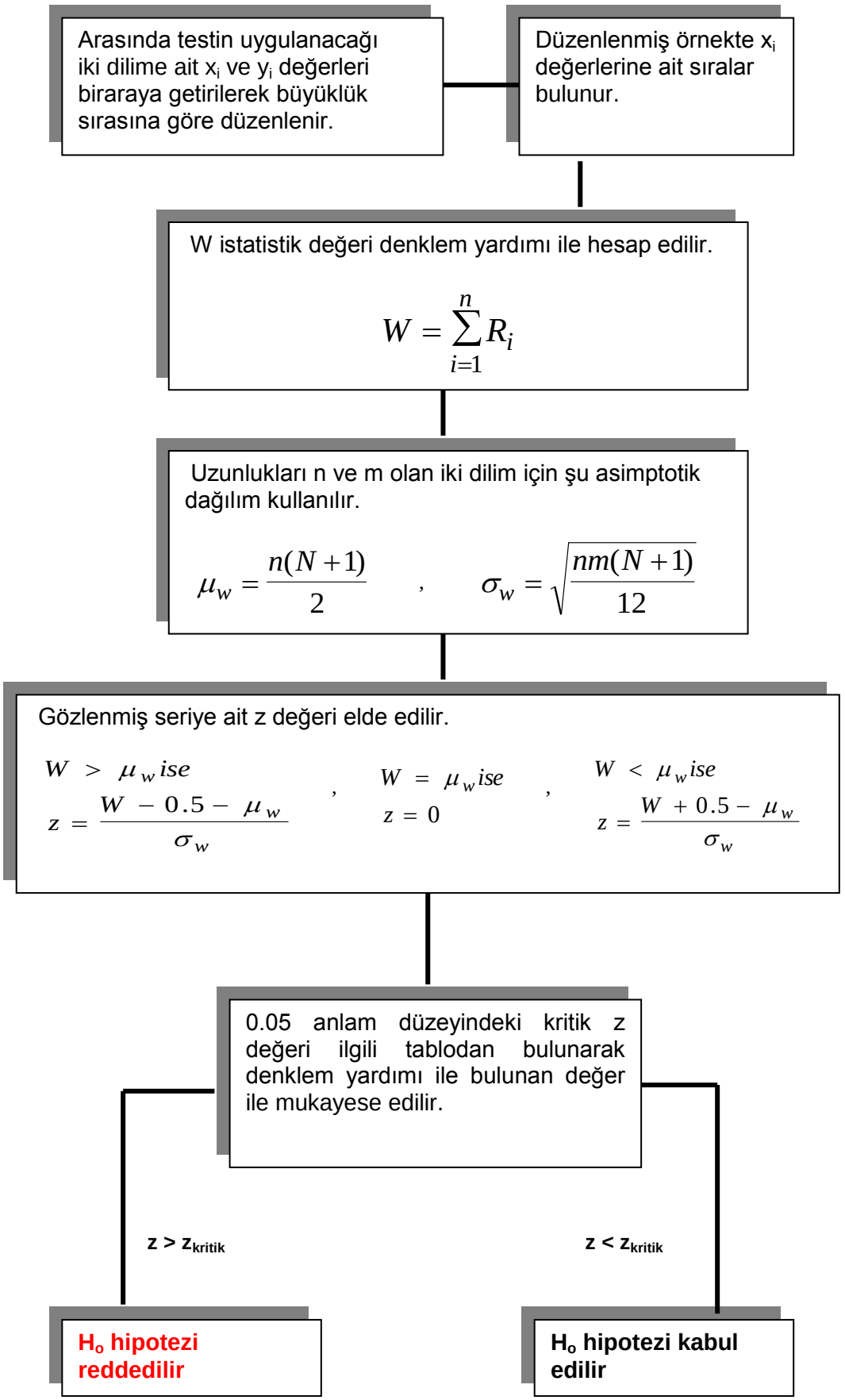
$$W > \mu_w ise$$
$$z = \frac{W - 0.5 - \mu_w}{\sigma_w} \tag{2.6}$$

$$W = \mu_w ise$$
$$z = 0 \tag{2.7}$$

$$W < \mu_w ise$$
$$z = \frac{W + 0.5 - \mu_w}{\sigma_w} \quad \textbf{(2.8)}$$

Gözlenmiş veriye ait z değeri yukarıdaki denklem yardımı ile hesap edildikten sonra seçilen anlam düzeyi için standart normal dağılım tablosundan okunan kritik değer ile mukayese edilerek H_o hipotezinin red yada kabulüne karar verilir.

Elde edilen z ifadesinin değeri standart normal dağılım tablosundan okunan kritik değerden küçük ise H_o hipotezi kabul edilir. Kritik değerden büyük ise red edilir.Çalışmamızda testler için α anlam düzeyi 0.05 seçilmiştir. Bu değere karşı gelen kritik α değeri 1.960 ‘ dır. Şekil 2.2’de yeralan algoritma üzerinde test adımları ayrıntılı olarak gösterilmiştir.



Şekil 2.2 Parametrik olmayan Mann-Whitney Testi Akış Diyagramı

2.3 PARAMETRİK OLMAYAN SPEARMAN TESTİ

Süreçte bir trendin varlığının araştırılmasında kullanılan testlerden ilki Spearman'ın parametrik olmayan testidir. Test gözlenen seri elemanlarının rankları üzerine kuruludur [6]. H_o kabulü süreçte bir trendin olmadığıdır. Test adımları aşağıda sırasıyla anlatılmıştır.

İlk adım olarak seride gözlenen değerlere ait ranklar en büyük değerin rankı bir olacak şekilde (y_{max} için $R_y = 1$) elde edilirler.
Gözlem sırasına göre dizili olan herbir elemanın rank değerinden sıra numarası çıkarılarak di değerleri hesap edilir.

$$d_i = R_{yi} - i \tag{2.9}$$

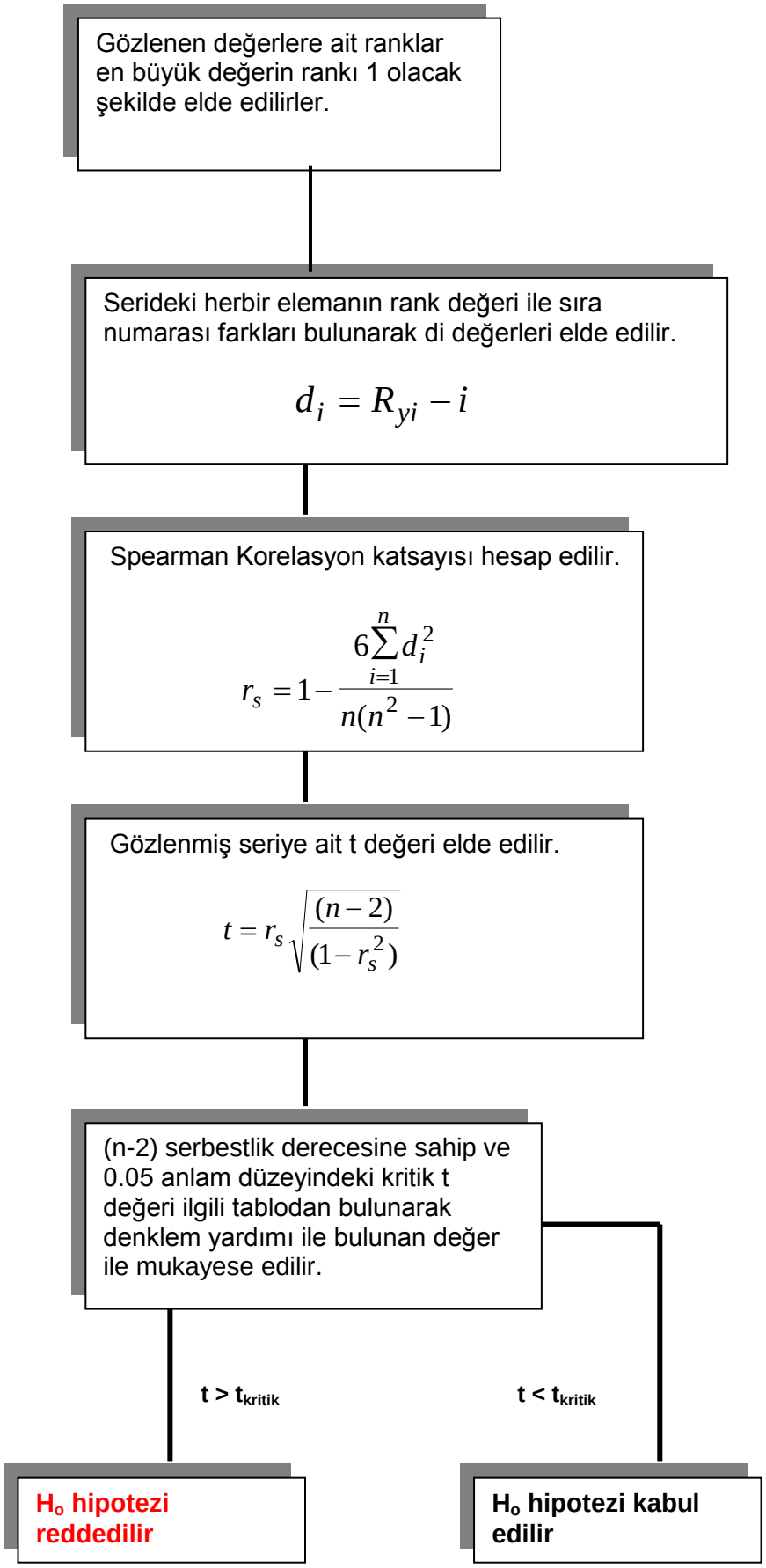
t istatistiğinin elde edilmesinde kullanılacak olan Spearman korelasyon katsayısı aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilir.

$$r_s = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_i^2}{n(n^2-1)} \tag{2.10}$$

Gözlenen seriye ait t değeri aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilir.

$$t = r_s \sqrt{\frac{(n-2)}{(1-r_s^2)}} \tag{2.11}$$

Gözlenmiş seriye ait t değeri yukarıdaki denklem yardımı ile elde edildikten sonra veri uzunluğuna bağlı olan, *n* seri uzunluğu olmak üzere (n-2) serbestlik derecesine sahip ve 0.05 anlam düzeyi için tablodan okunan kritik t değeri ile mukayese edilir. Elde edilen t değeri tablodan okunan kritik değerden küçük ise H_o hipotezi kabul edilir; aksi halde red edilir. Şekil 2.3'de yeralan algoritma üzerinde test adımları ayrıntılı olarak gösterilmiştir.



Şekil 2.3 Parametrik olmayan Spearman Testi Akış Diyagramı

2.4 PARAMETRİK OLMAYAN MANN – KENDALL TESTİ

2.4.1 KLASİK YÖNTEM

Süreçte bir trendin varlığını araştırmak için kullanılan bir diğer test parametrik olmayan Mann – Kendall testidir. Test süreçte gözlenmiş verilerin rank değerleri üzerine kuruludur. S istatistiğinin hesabında ardışık seri elemanlarının farkları toplamından yararlanır. Farkların negatif, pozitif yada sıfıra eşit olmasına göre aşağıda tarif edilecek olan sgn (θ) değeri –1, 0 , 1 değerlerinden birini alır. Çalışmada klasik Mann – Kendall istatistiğine ek olarak yenilenmiş yöntemden de söz edilecek ve aralarındaki farklar ortaya konulmaya çalışılacaktır. Yenilenmiş yöntemin elde edilmesine kısaca değinilerek varılan noktanın daha anlaşılır olmasına çalışılacaktır. Testte H_o hipotezi süreçte bir trend olmadığıdır [4,7,8] .

Klasik metodda ilk olarak S istatistiği değeri aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilir[9,10].

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=ki+1}^{n} \operatorname{sgn}(x_j - x_i) \qquad \textbf{(2.12)}$$

($x_j – x_i$) farkları aşağıdaki hallerde farklı değerler alırlar

$$\begin{aligned} &x_j > x_i \Rightarrow \\ &\operatorname{sgn}(\theta) = 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &x_j = x_i \Rightarrow \\ &\operatorname{sgn}(\theta) = 0 \end{aligned} \qquad \textbf{(2.13)}$$

$$\begin{aligned} &x_j < x_i \Rightarrow \\ &\operatorname{sgn}(\theta) = -1 \end{aligned}$$

Örnek uzunluğu n ≥ 8 ise S istatistiğinin yaklaşık olarak normal dağıldığı kabul edilir ve ortalama ile varyans değerleri aşağıdaki denklemler ile ifade edilir

$$E(S) = 0 \tag{2.14}$$

$$V(S) = \frac{n.(n-1).(2n+5)}{18} \tag{2.15}$$

Veri elemanları arasında eşitlik olması durumunda varyans denklemi aşağıdaki hale gelir. Denklemde t_i değeri eşit durum sayısını göstermektedir.

$$V(S) = \frac{n.(n-1).(2n+5) - \sum_{i=1}^{n} t_i.i.(i-1).(2i+5)}{18} \tag{2.16}$$

Elde edilen varyans değeri yardımı ile aşağıdaki koşullar ışığında standart normal z değeri test için elde edilir.

$$\begin{aligned} &S > 0 \Rightarrow \\ &z_{MK} = \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} \\ &S = 0 \Rightarrow \\ &z_{MK} = 0 \\ &S < 0 \Rightarrow \\ &z_{MK} = \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} \end{aligned} \tag{2.17}$$

Elde edilen z ifadesinin değeri standart normal dağılım tablosundan okunan kritik değerden küçük ise H_o hipotezi kabul edilir. Kritik değerden büyük ise red edilir. Çalışmada testler için α anlam düzeyi 0.05 seçilmiştir. Bu değere karşı gelen kritik α değeri 1.960 ‘ dır.

2.4.2 YENİLENMİŞ YÖNTEM

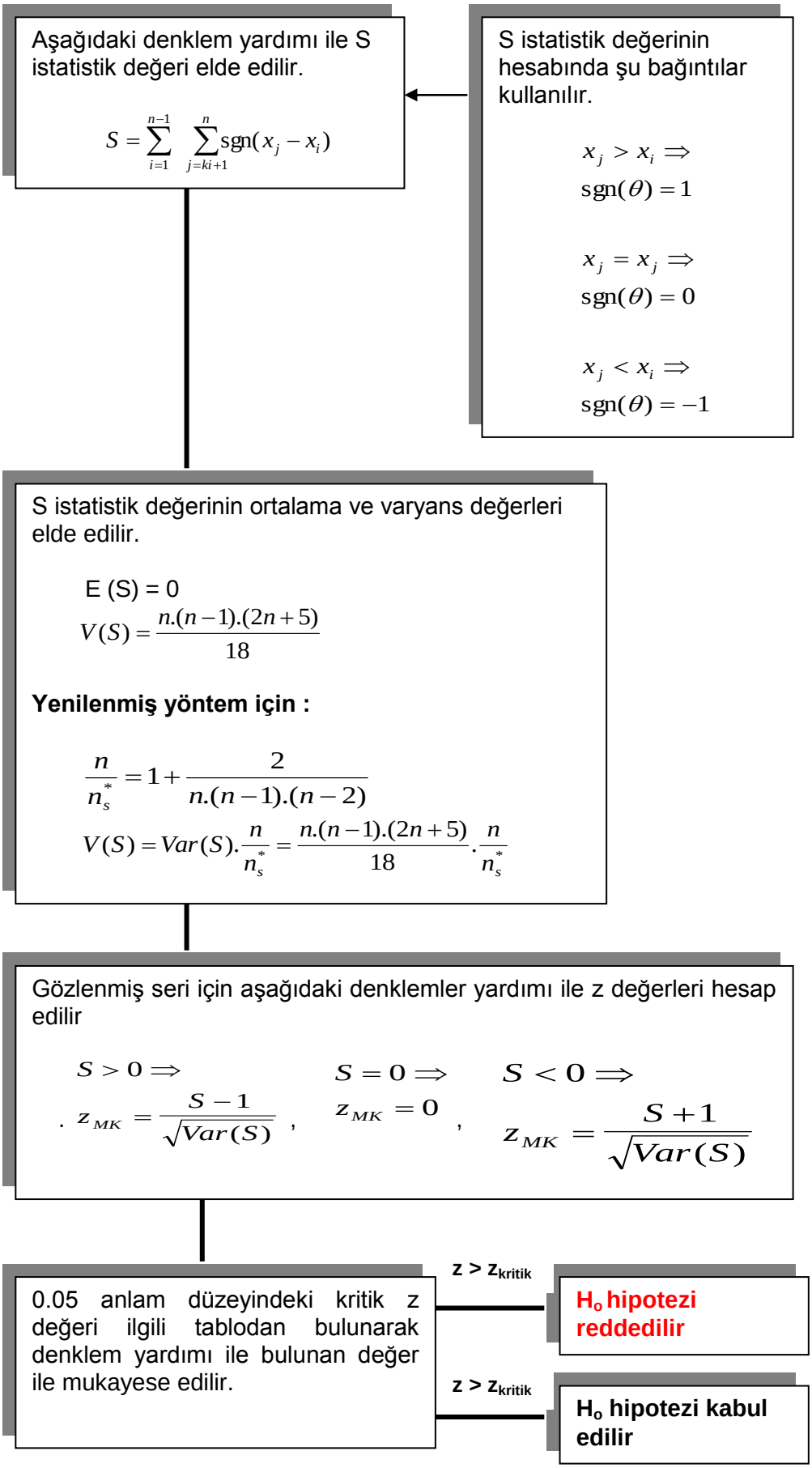
Bu bölümde klasik Mann – Kendall testinin gözönüne almadığı durumlar gösterilecek ve çözüm için yararlı olabilecek yenilenmiş yöntemden bahsedilecektir. Yukarıda anlatıldığı üzere klasik test gözlenmiş serinin elemanlarının rankları arasındaki korelasyona dayalıdır. Test kabulü verinin bağımsız olduğu ve H_o hipotezi süreçte trend olmadığıdır. Halbuki gerçek şartlarda süreçte bir bağımlılık sözkonusudur bu otokorelasyon katsayısı ile ifade edilir. Cox ve Stuart'ın 1955 tarihli çalışmaları süreçteki pozitif seri korelasyonun varlığının süreçte trend olmaması durumunda bile testin var sonucunu verebileceğini göstermiştir[11].

Otokorelasyon katsayısı ρ_i'nin de hesaba katıldığı MA(1) ve AR(1) modelleri yardımıyla seri korelasyonun varlığının testin olumlu bir sonuç verip vermemesini nasıl etkileyeceğine bakacak olursak şu sonuçları elde ederiz. Bu modeller kurularak elde edilen test istatistikleri bize pozitif bir seri korelasyon varlığında klasik testin trend var yönünde; negatif bir seri korelasyon varlığı durumunda ise trend yok yönünde sonuç vermeye yatkın olduğunu göstermiştir. Yapılan çalışmalar klasik V(S) değeri yerine aşağıdaki denklemde verilen ifadenin seri korelasyon varlığında daha iyi sonuçlar verdiğini ortaya koymuştur .

$$V(S) = Var(S).\frac{n}{n_s^*} = \frac{n.(n-1).(2n+5)}{18}.\frac{n}{n_s^*} \qquad \textbf{(2.18)}$$

$$\frac{n}{n_s^*} = 1 + \frac{2}{n.(n-1).(n-2)} \qquad \textbf{(2.19)}$$

Şekil 2.4'de yeralan algoritma üzerinde test adımları ayrıntılı olarak gösterilmiştir.



Şekil 2.4 Parametrik olmayan Mann – Kendall Testi Akış Diyagramı

2.5 PARAMETRİK OLMAYAN McGhee TESTİ

1985 yılında McGhee tarafından tarif edilmiş bu test ile gözlenmiş verinin medyan değerine dayanarak verilerin bir rastgelelik içerip içermediğinin anlaşılmasına çalışılmaktadır[6]. Testte H_o hipotezi veri elemanlarının rastgele olduklarıdır. Analiz için kullanılan test aşağıda adım adım açıklanmıştır.

Seri $x_1 \leq x_2 \leq \ldots\ldots \leq x_n$ olmak üzere düzenlenerek seriye ait medyan değeri aşağıdaki denklemler yardımı ile elde edilir.

$$med_x = x_{(n+1)/2} \qquad \text{(n tek ise)} \qquad \textbf{(2.20)}$$

$$med_x = \frac{1}{2}[x_{n/2} + x_{(n/2)+1}] \qquad \text{(n çift ise)} \qquad \textbf{(2.21)}$$

Düzenlenmiş örnekte herbir verinin medyan değerini aşıp aşmadığı kontrol edilir. Medyan değerinin aşıldığı durumlar başarılı durum (S), medyan değerinden küçük kalınan durumlar ise başarısız durum (F) olarak adlandırılır. Medyan değerine eşit olan durumlar ise testte ihmal edilir.

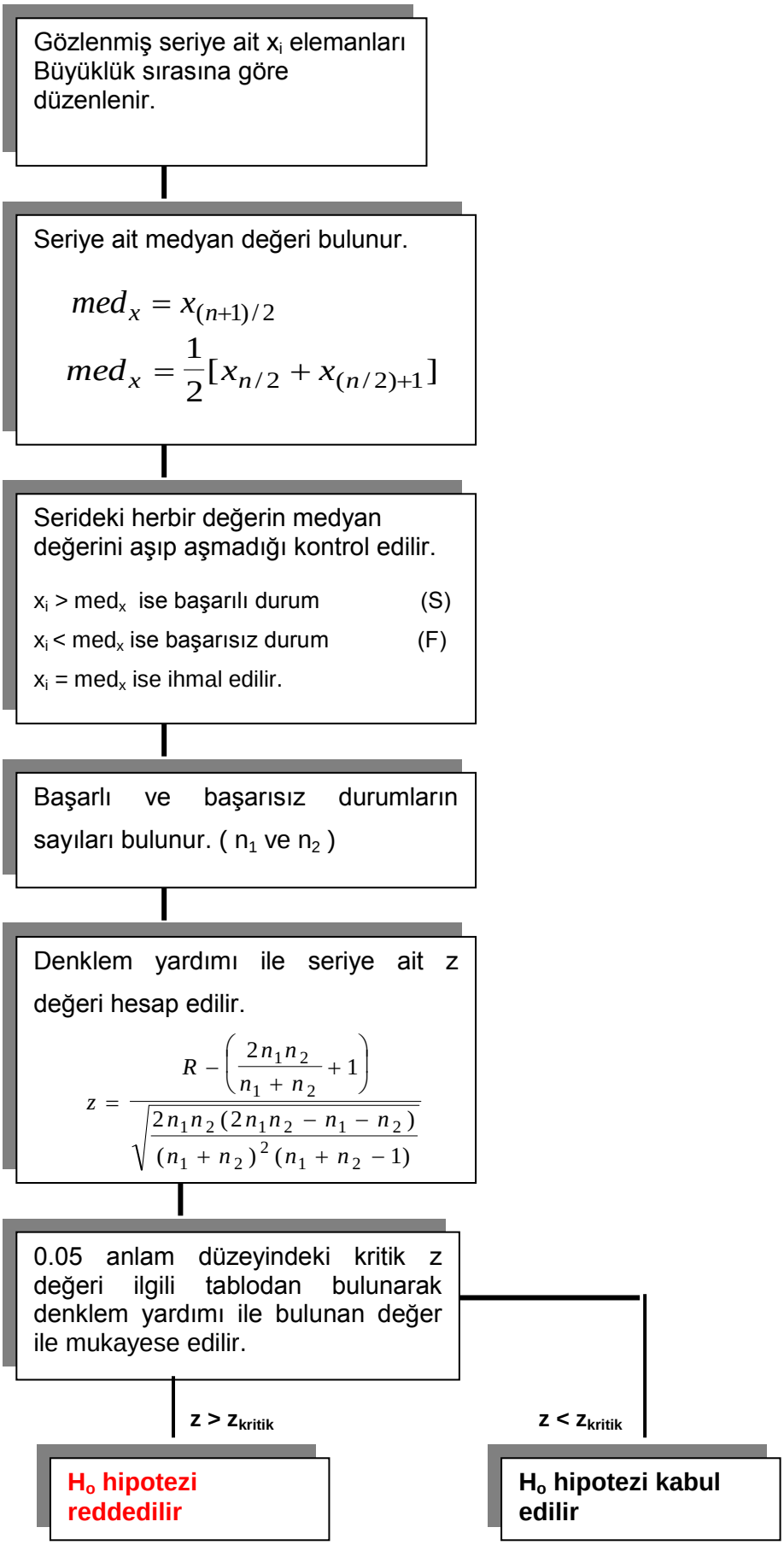
$x_i > med_x$ ise başarılı durum (S)
$x_i < med_x$ ise başarısız durum (F)
$x_i = med_x$ ise ihmal edilir.

Başarılı ve başarısız durumların sayıları bulunur. Başarılı durumların sayısına n_1, başarısız durumların sayısına ise n_2 denilir.
Başarılı ve başarısız durumlardan yararlanarak R ile ifade edilen adım sayısı bulunur. Adım peşpeşe gelen başarılı ve başarısız durumların sayısını ifade eder. Bir durumdan diğerine geçiş bir adımın sonu diğerinin başlangıcıdır.
Aşağıdaki denklem yardımı ile gözlenmiş verilere ait z değeri elde edilir.

$$z = \frac{R - \left(\frac{2n_1n_2}{n_1+n_2} + 1\right)}{\sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1)}}} \qquad \textbf{(2.22)}$$

Gözlenmiş veriye ait z değeri yukarıdaki denklem yardımı ile hesap edildikten sonra seçilen anlam düzeyi için standart normal dağılım tablosundan okunan kritik değer ile mukayese edilerek H_o hipotezinin red yada kabulüne karar verilir.

Elde edilen z ifadesinin değeri standart normal dağılım tablosundan okunan kritik değerden küçük ise H_o hipotezi kabul edilir. Kritik değerden büyük ise red edilir.Çalışmamızda testler için α anlam düzeyi 0.05 seçilmiştir. Bu değere karşı gelen kritik α değeri 1.960 ‘ dır. Şekil 2.5’de yeralan algoritma üzerinde test adımları ayrıntılı olarak gösterilmiştir.



Şekil 2.5 Non – Parametrik McGhee Testi Akış Diyagramı

2.6 PARAMETRİK OLMAYAN WALD – WOLFOWITZ TESTİ

1943 yılında tarif edilen bu test yardımıyla rastgelelik belirlenmeye çalışılmıştır. Testin nasıl uygulandığı aşağıda adım adım açıklanmıştır.[5]

n adet gözlem içeren veri seti için (x_1, ….. , x_n) aşağıdaki denklem yardımı ile R istatistiği hesap edilir [5,6].

$$R = \sum_{i=1}^{n} x_i x_{i+1} + x_1 x_n \qquad \textbf{(2.23)}$$

Elemana ait verilerin rastgele olması kabulünde, R ortalaması ve varyansı aşağıdaki denklemler ile ifade edilen normal dağılım gösterir.

$$\bar{R} = \frac{(S_1^2 - S_2)}{(n-1)} \qquad \textbf{(2.24)}$$

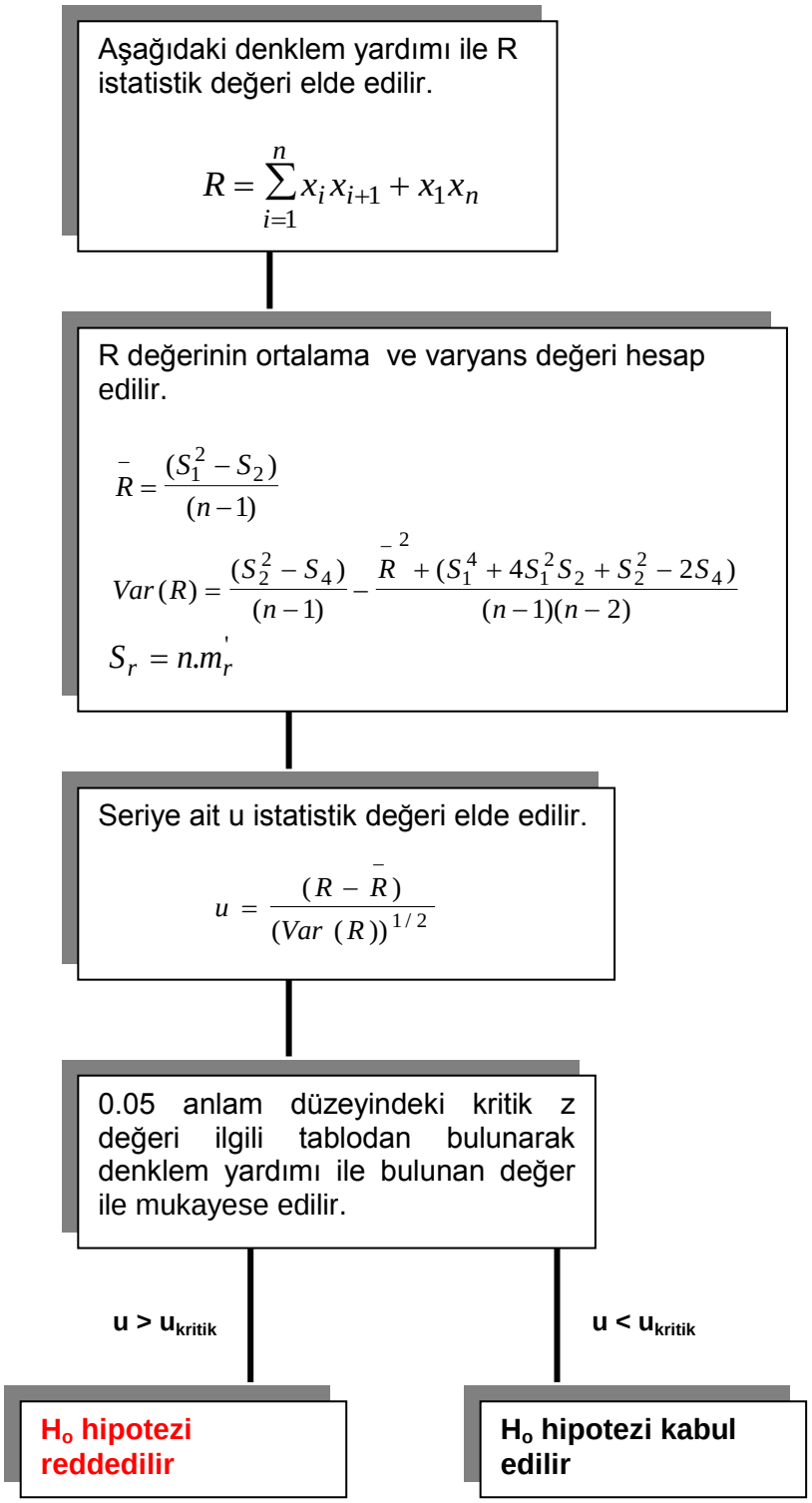
$$Var(R) = \frac{(S_2^2 - S_4)}{(n-1)} - \frac{\bar{R}^2 + (S_1^4 + 4S_1^2 S_2 + S_2^2 - 2S_4)}{(n-1)(n-2)} \qquad \textbf{(2.25)}$$

$$S_r = n.m_r' \qquad \textbf{(2.26)}$$

m_r' değeri örneğin r. mertebe moment değerine karşı gelmektedir.
u değeri aşağıdaki denklem yardımı ile hesap edildikten sonra seçilen anlam düzeyinde standart normal dağılım tablosundan okunan kritik değer ile mukayese edilir ve H_o hipotezinin red yada kabulune karar verilir.

$$u = \frac{(R - \bar{R})}{(Var(R))^{1/2}} \qquad \textbf{(2.27)}$$

Elde edilen u ifadesinin değeri standart normal dağılım tablosundan okunan kritik değerden küçük ise H_o hipotezi kabul edilir.Kritik değerden büyük ise red edilir. Çalışmada testler için α anlam düzeyi 0.05 seçilmiştir. Bu değere karşı gelen kritik α değeri 1.960 ‘ dır. Şekil 2.6’da yeralan algoritma üzerinde test adımları ayrıntılı olarak gösterilmiştir.



Şekil 2.6 Parametrik olmayan Wald-Wolfowitz Testi Akış Diyagramı

2.7 OLASILIK ÇİZGİ KORELASYON TESTİ (PPCC)

Gözlenmiş olan veri için en uygun dağılımın tespitinde PPCC testinden faydalanılmıştır. Çalışma için Normal, 2 Parametreli Log – Normal , 3 Parametreli Log – Normal, 1 Parametreli Gamma, 2 Parametreli Gamma, Pearson Tip III, Log – Pearson Tip III, Weibull, Frechet ve Gumbel dağılımları göz önünde bulundurulmuştur. Kullanılan metod haricinde Kolmogorov – Smirnov ve Ki – Kare testleri de mevcuttur. Ancak bu testlerin ikinci tip hataya müsait olmaları nedeni ile[4]; yani gerçekte H_o hipotezi reddedilecek iken kabul edilmesi durumuna yatkın olduklarından PPCC testi tercih edilmiştir. Çalışmada klasik PPCC testinin tablolara olan ihtiyacının önüne geçebilmek ve bilgisayar programlama diline yatkın hale getirebilmek için klasik testten farklı bir yol izlenmiştir. Klasik testten en belirgin fark test sonucu elde edilen korelasyon katsayılarının kritik değerlerle değil kendi içlerinde mukayese edilmeleridir. Sözü edilen herbir dağılım için test yardımı ile korelasyon katsayıları hesap edilmiş ve eldeki veri için en uygun dağılım tespit edilmeye çalışılmıştır [6].

PPCC testinde önemli noktalardan biride x_i değerinden küçük kalma frekanslarının hesabıdır. Aşağıdaki denklem ile ifade edilen $F(x_i)$'ler hesap edilirken formülde yeralan *a* için farklı değerler önerilmiştir.

$$F(x_i) = p_i = \frac{R_{x_i} - a}{n + 1 - 2a} \qquad \textbf{(2.28)}$$

Bu formülde yeralan a için seçilmesi uygun olan değer rastgele değişkenin incelenen dağılımına bağlıdır. Normal ve Log – Normal dağılımlar için Blom tarafından a = 0.375, Cunnane tarafından ise a = 0.400 değeri önerilmiştir. Ekstrem değer dağılımları için Grigorten tarafından önerilen a = 0.440 değeri, Gamma ailesi dağılımları için ise a = 0.500 değerleri çok kullanılmaktadır[4]. Weibull tarafından önerilen a = 0 değeri sıklıkla kullanılmasına karşın örnekte gözlenmiş küçük ve büyük değerlere karşı gelen $F(x_i)$'lerin hesabında uygun sonuçlar vermediği gözlenmiştir. Testin adımları Normal dağılım üzerinde izah edilmiştir.[6]

Gözlenmiş veriler küçükten büyüğe dizilip denklem (2.28) yardımı ile bu değerden küçük kalma frekansları herbir değer için hesap edilir.
Elde edilen p_i değerlerinden aşağıdaki denklem yardımı ile standart normal z değerleri elde edilir.

$$z_{pi} = \frac{(1-p_i)^{0,135} - (p_i)^{0,135}}{0,1975} \quad \textbf{(2.29)}$$

x_i değerlerine karşı gelen z_i değerleri hesap edildikten sonra bu değerler yardımı ile herbir x_i değerine karşı gelen w_i değerleri aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilir.

$$w_{i,N} = \bar{x} + S_x z_i \quad \textbf{(2.30)}$$

En son denklem ile elde edilen w_i değerleri ile gözlemlenmiş x_i değerleri arasındaki korelasyon katsayısı aşağıdaki denklem yardımı ile hesap edilir.

$$r = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i - \bar{x}}{S_x} \cdot \frac{w_i - \bar{w}}{S_w} \quad \textbf{(2.31)}$$

Elde edilen bu korelasyon katsayısı klasik testte normal dağılım için mevcut olan kritk değer tablosundan seçilen anlam düzeyi için okunur. Okunan kritik değer elde edilen korelasyon katsayısından büyük ise sıfır hipotezi reddedilir. Burada H_o hipotezi dağılımın normal olduğudur.
Çalışmada ise teker teker dağılımlar kritik değerlerle karşılaştırılmamakta, tüm dağılımlar için korelasyon katsayıları elde edildikten sonra aralarında mukayese yoluna gidilmektedir . Ayrıca çalışmada w_i değerleri herbir dağılımın kendi eklenik dağılım fonksiyonlarından nümerik integrasyon yardımı ile elde edilmektedir. Aşağıdaki bölümde tüm dağılımların özellikleri sırası ile tanıtılacak, herbir dağılıma ait olasılık dağılım fonksiyonları ve eklenik dağılım fonksiyonları gösterilecektir. Ayrıca dağılımlara has parametrelerin hesap metodları üzerinde durulacaktır.

2.7.1 OLASILIK DAĞILIMLARININ GENEL ÖZELLİKLERİ

Herhangibir f (x ;α,β, ….) olasılık yoğunluk fonksiyonunun α,β, …. İle gösterilen parametreleri vardır. Bu parametrelerin değerleri incelenen rastgele değişkene göre değişir.İncelenen problemde bir dağılım fonksiyonu seçildikten sonra eldeki örneğe dayanarak bu fonksiyonun parametrelerinin tahmini gerekir, böylece fonksiyon tamamen belirlenmiş olur. Bu bölümde mühendislik uygulamalarında kullanılan başlıca dağılım fonksiyonları tanıtılarak dayandıkları mekanizmalar hakkında bilgi verilecektir.

2.7.1.1 NORMAL DAĞILIM (N)

Pratikteki uygulamalarda karşılaşılan rastgele değişkenlerin büyük bir çoğunluğu normal dağılım adı verilen (Gauss Dağılımı) dağılıma uyar. Bu dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu ve eklenik dağılım fonksiyonu şu şekildedir [5,12,13] :

$$f(x_N) = \sigma^{-1}.\phi.\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \qquad \textbf{(2.32)}$$

$$F(x_N) = \Phi.\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \qquad \textbf{(2.33)}$$

$$\phi(x_N) = (2\pi)^{-1/2}.\exp(-\frac{1}{2}x^2) \qquad \textbf{(2.34)}$$

$$\Phi(x_N) = \int_{-\infty}^{x} \phi(t)dt$$

Eklenik dağılım fonksiyonunu ifadesi sayısal integral metodu ile hesaplanarak tablo haline getirilmiştir. Bu tablonun oluşturulabilmesi için rastgele değişken öncelikle aşağıdaki denklem yardımı ile standart hale getirilir.

$$z = \frac{x - \mu_x}{\sigma_x} \qquad \textbf{(2.35)}$$

Standart değişken boyutsuz olup ortalaması sıfır, standart sapması bire eşittir. Normal dağılım simetrik olduğundan tablolar z nin pozitif değerleri için hazırlanmıştır.Normal dağılmış bir değişkenin alabileceği değerler (-∞, ∞) aralığında değişir. Normal dağılım genelde ölçüm hataları, yıllık yağışlar, malzeme dirençleri, yapı yükleri, elastik sehimler, çerçevelerin çökme dirençleri ve yol kapasiteleri için kullanılır.

2.7.1.2 2 VE 3 PARAMETRELİ LOG – NORMAL DAĞILIM (LN2 VE LN3)

Normal dağılımın özelliklerinin iyi bilinmesi ve kullanılışının kolay oluşu, normal dağılmamış (çarpık dağılmış) değişkenlerin de uygun bir dönüşümle normal dağılıma uydurulmasına çalışılmasına yol açmıştır. Bu amaçla en çok kullanılan dönüşüm logaritmik dönüşümdür. Bu dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu ve eklenik dağılım fonksiyonu şu şekildedir [4,5,13] ;

$$f(x_{LN}) = \sigma^{-1}.\phi.\left(\frac{\log x - \mu}{\sigma}\right) \qquad \textbf{(2.36)}$$

$$F(x_{LN}) = \Phi.\left(\frac{\log x - \mu}{\sigma}\right) \qquad \textbf{(2.37)}$$

$$\phi(x_{LN}) = (2\pi)^{-1/2}.\exp(-\frac{1}{2}x^2)$$

$$\Phi(x_{LN}) = \int_{-\infty}^{x} \phi(t)dt \qquad \textbf{(2.38)}$$

Log-normal dağılımda rastgele değişken sadece pozitif değerler alabildiği ve dağılımın pozitif çarpıklığı olduğu için bu dağılım pratikte karşılaşılan birçok değişkenlere iyi uyar. Lognormal dağılım iki ve üç parametreli lognormal dağılım olmak üzere iki şekildedir. x_o alt sınır değerinin sıfır kabul edildiği hallerde iki parametreli x_o'ın bir değer aldığı durumlarda üç parametreli durum söz konusudur. Parametrelerin elde edilme metodları bir sonraki bölümde ele alınacaktır.

Lognormal dağılım genelde yıllık yağışlar, aylık yağışlar, yıllık akımlar, taşkın debileri, yorulma süreleri, deprem şiddetleri, akarsudaki tanelerin çapları ve en büyük dalga yükseklikleri için kullanılır.

2.7.1.3 PEARSON TİP III DAĞILIMI (P3)

Hidrolojide; önceki bölümlerde açıklanan olasılık fonksiyonu f(x)'in gözlenmiş örnekten bulunan standart değişken z yardımı ile eldesi çoğu zaman bir problem olarak ortaya çıkmaktadır. Bu problem teorik bir dağılımın veriden elde edilen ampirik dağılıma uydurulması esnasında su yüzüne çıkmaktadır. Normal bir dağılımdan söz edildiği takdirde ciddi bir problemden söz edilemez. Buna karşın çoğu hidrolojik uygulamalarda normal dağılım esneklik sağlamamaktadır. Pearson, Charlier ve Edgeworth gibi istatistikçiler gözlenmiş dağılımlar için mümkün olduğunca geniş bir pencerede yaklaşımlar sağlamaya olanak verecek dağılım grupları oluşturmaya çalışmışlardır.

Bu grupların bir avantajı dağılımlar için sistematik bir yaklaşıma olanak verecek dağılım sistemleri meydana getirmeleridir. Pratikte, bir dağılımı matematiksel formül ile ifade edebilmek kullanım ve anlaşılma bakımından kolaylık sağlamaktadır.

Ne kadar parametrenin kullanılması gerektiği sorusu cevaplanması zor olmasına karşın, en az iki yada üç parametrenin gerekliliği kabul görmüştür. Fiziksel limitlerle sınırlanmış bir hidrolojik proseste istatistiksel dağılım da bu limitlerle sınırlanmış olmalıdır. Hidrolojik verilerin analizi göstermiştirki :

Ampirik dağılım y = f(z) çok farklı formlar alan veriyi asimetriklik ve çarpıklık gibi ölçülerle ifade etmektedir [5].

Ampirik dağılım y = f(z) üst,alt yada her iki sınır değerine birden sahip olabilir. Örnek olarak akım değerlerini ele alırsak; bu değerler sadece pozitif değerler alabilirler ve fiziksel bir üst sınır olan zmax değerini aşamazlar. Buna karşın akımlar için üst sınırın elde edilmesinde değerlerin $+\infty$'a yaklaştıkları kabul edilir. Alt sınırın tesbiti daha kolay bir problemdir ve z = 0 yada z = m > 0 değerlerini alırlar.

Ampirik dağılım y = f(z) normalde y = 0'dan başlayarak maksimum bir değere ulaşır ve tekrar y = 0'a döner yada asimptotik olarak sıfıra yaklaşır.

Yukarıda anlatılan özellikler ışığında teorik bir dağılım seçiminde y = f(z) bazı matematiksel ifadelere dönüştürülür. Örneğin; dy/dz değeri z 'nin maksimum olduğu noktalarda sıfır değerini alması. Matematisel ifadeye bir örnek Pearson diferansiyel denklemi olabilir[14,15].

$$(1/y)(dy/dz) = (a-z)(b_o + b_1 z + b_2 z^2) \qquad \textbf{(2.39)}$$

a, b_o, b_1 ve b_2 değerleri ileriki bölümde anlatılacak olan momentler metodu ile elde edilebilen parametrelerdir. Yukarıda gösterilen diferansiyel sistemi yardımı ile farklı birçok dağılım türetilmiştir. Bunlara göz atacak olursak.

Beta dağılımı yada diğer adı ile Pearson Tip I dağılım yukarıdaki denklem yardımı ile elde edilmiştir.$b_o+b_1z+b_2z^2=0$ denkleminin farklı işaretli gerçel kökleri yardımı ile bu dağılıma ulaşılmıştır.

t – dağılımı, yine aynı denklemin aynı işaretli gerçel kökleri yardımı ile oluşmuştur.

Pearson Tip III dağılımına ise $b_2=0$ özel koşulu yardımı ile ulaşılmıştır.

Normal dağılım da Pearson sisteminin bir parçasıdır ve $b_1=b_2=0$ koşulu ile elde edilebilir.

Pearson Tip III dağılımının denklem (2.39) yardımı ile türetilmesini adım adım göstermek gerekirse[15] ($b_2=0$ kabulü ile)

$$(1/y)(dy/dz) = -\alpha + (\lambda - 1)/(z-m) \qquad \textbf{(2.40)}$$

İntegrasyon sonucu :

$$\ln|y| = -\alpha.z + (\lambda-1).\ln|(z-m)| + sabit \qquad \textbf{(2.41)}$$

y değeri pozitif olduğundan :

$$y = f(z_{P3}) = K\exp[-\alpha.z]|z-m|^{\lambda-1} \qquad \textbf{(2.42)}$$

Burada iki durum söz konusudur. Bunlardan ilki pozitif bir çarpıklığın mevcut olması durumudur. (z-m ≥ 0 yada z ≥ m)

$$f(z_{P3}) = \frac{\alpha}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha(z-m)} [\alpha(z-m)]^{\lambda-1} \quad \textbf{(2.43)}$$

Bu denklemde sözü geçen α ölçek ; λ ise şekil parametresidir. İkinci bir durum ise negatif bir çarpıklığın mevcut olması durumudur. (z-m ≤ 0 yada z ≤ m)

$$f(z_{P3}) = \frac{-\alpha}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha(z-m)} [\alpha(z-m)]^{\lambda-1} \quad \textbf{(2.44)}$$

Pearson Tip III dağılımı genelde taşkın debileri ve yorulma süreleri için kullanılmaktadır.

2.7.1.4 1 PARAMETRELİ GAMMA DAĞILIMI (G1)

Bir parametreli Gamma dağılımı Pearson Tip III ve iki parametreli Gamma dağılımlarının özel bir halidir. Yer parametresinin sıfıra; şekil parametresinin ise +1 değerine eşit kabul edilmesi ile elde edilir. Pearson Tip III dağılımına X = α(z-m) transformasyonu uygulanarak elde edilir. Pearson Tip III parametreleri P (α, λ, m) iken bir parametreli Gamma dağılımının parametresi G (λ) 'dır. Bir parametreli Gamma dağılımı için olasılık fonksiyonu denklem (2.45) de görülmektedir. [5,13] ;

$$f_{G1}(x;\lambda) = \frac{e^{-x} x^{\lambda-1}}{\Gamma(\lambda)} \quad \textbf{(2.45)}$$

2.7.1.5 2 PARAMETRELİ GAMMA DAĞILIMI (G2)

İki parametreli Gamma dağılımı Pearson Tip III dağılımının özel bir halidir.Yer parametresi m = 0 alınarak ve Y = (z-m) transformasyonu yardımı ile elde edilir. İki parametreli Gamma dağılımı pozitif veya negatif çarpıklığa sahip olabildiği iki durumda olabilir. Bu da türetildiği Pearson Tip III dağılımının çarpıklığı ile

ilişkilidir.α>0 yada α< 0 olması durumu. İki parametreli Gamma dağılımı için olasılık fonksiyonu denklem (2.46) da görülmektedir. [13] .

$$f_{G2}(y;\alpha,\lambda)=\frac{|\alpha|.e^{-\alpha.y}(\alpha.y)^{\lambda-1}}{\Gamma(\lambda)} \quad \textbf{(2.46)}$$

2.7.1.6 LOG – PEARSON TİP III DAĞILIM (LP3)

Pearson Tip III ve Log – Pearson Tip III dağılımları birbirlerine logaritmik transformasyon ile bağlantılıdırlar.Pratikte transformasyon için 10 tabanında yada e tabanında logaritma kullanılmaktadır.Log – Pearson Tip III için olasılık yoğunluk fonksiyonu denklem (2.47) de görülmektedir. [5,13].

$$f_{LP}(u;\alpha,\lambda,m)=\frac{|\alpha|}{\Gamma(\lambda)}.\frac{e^{\alpha.m}}{u^{1+\alpha}}[\alpha.(\ln u-m)]^{\lambda-1} \quad \textbf{(2.47)}$$

2.7.1.7 EKSTREM DEĞER TİP I DAĞILIM (EV1 , GUMBEL)

Ekstrem değer dağılımlardan olan Gumbel dağılımı genelde taşkın debileri, deprem şiddetleri ve en yüksek rüzgar hızları için kullanılmaktadır. Gumbel dağılımına ait olasılık fonksiyonu ve eklenik dağılım fonksiyonu sırası ile denklem (2.48) ve denklem (2.49) da görülmektedir. [13,16];

$$f(x)=\alpha^{-1}.\exp\{-(x-\xi)/\alpha\}.\exp[-\exp\{-(x-\xi)/\alpha\}] \quad \textbf{(2.48)}$$

$$F(x)=\exp[-\exp\{-(x-\xi)/\alpha\}] \quad \textbf{(2.49)}$$

$$x(F)=\xi-\alpha.\log(-\log F) \quad \textbf{(2.50)}$$

2.7.1.8 EKSTREM DEĞER TİP II DAĞILIM (EV2 , FRECHET)

Ekstrem değer dağılımlarından bir diğeri olan Frechet dağılımı yıllık en yüksek rüzgar hızları ve taşkın debileri için kullanılmaktadır.Frechet dağılımına ait olasılık yoğunluk fonksiyonu ve eklenik dağılım fonksiyonu sırası ile denklem (2.51) ve denklem (2.52) de görülmektedir.[5,12];

$$f(x) = \frac{\delta}{\beta}.(\frac{x-\zeta}{\beta})^{-\delta-1}.\exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{-\delta}] \quad \textbf{(2.51)}$$

$$F(x) = \exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{-\delta}] \quad \textbf{(2.52)}$$

$$x(F) = \zeta + \beta.(-\log(F))^{\frac{1}{\delta}} \quad \textbf{(2.53)}$$

2.7.1.9 EKSTREM DEĞER TİP III DAĞILIM (EV3 , WEIBULL)

Ekstrem değer dağılımlarından bir diğeri olan Weibull dağılımı yapı elemanlarının ömürleri, taşkın debileri, en düşük akımlar, en büyük dalga yükseklikleri için kullanılmaktadır. Weibull dağılımına ait olasılık yoğunluk fonksiyonu ve eklenik dağılım fonksiyonu denklem (2.54) ve denklem (2.55) de görülmektedir.[4,12]

$$f(x) = \frac{\delta}{\beta}.(\frac{x-\zeta}{\beta})^{\delta-1}.\exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{\delta}] \quad \textbf{(2.54)}$$

$$F(x) = 1-\exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{\delta}] \quad \textbf{(2.55)}$$

$$x(F) = \zeta + \beta.(-\log(F))^{\frac{1}{\delta}} \quad \textbf{(2.56)}$$

Son dönemde eldeki veriden parametrelerin hesap edilmesi üzerinde çok durulan konulardan bir tanesidir. Buna karşın dağılımların çeşitliliğinin fazla olması ve parametre tahmin yöntemlerinin çokluğu teori ve pratik uygulamalar arasındaki köprünün kolay kurulmasına müsade etmemektedir. Bu konuya daha pratik bir yaklaşım getirmeye çalıştığımız bu bölümde öncelikle genelde kullanılan dağılımların özellikleri üzerinde durulmuştur. Bir sonraki bölümde ise sözü edilen parametre tahmin metodları izah edilecektir. İnşaat mühendisleri günümüzde geçmişe nazaran daha kesin kararlar verme durumundadırlar. Buna sebep yapının güvenliği kadar optimum maliyet kavramının da çok önemli bir hal almasıdır. Özellikle hidrometeorolojik etkenlere dayalı olan yapıların inşasından önce gözlenmiş verilerden hareketle doğru parametrelerin elde edilmesi çok önemlidir. Doğru olasılık dağılımının elde edilmesi yapılacak olan yapının dizayn parametrelerinin belirlenmesi ve bölge karakteristiklerinin ortaya konması açısından son derece önem arz etmektedir[13].

Sözü edilen dağılımların karakteristikleri tablo 2.2 de görülmektedir.

Tablo 2.2 Dağılımların genel özellikleri

DAĞILIM	*FONKSİYON*
NORMAL	$f(x_N) = \sigma^{-1}.\phi.\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$ $F(x_N) = \Phi.\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$
LOG - NORMAL	$f(x_{LN}) = \sigma^{-1}.\phi.\left(\frac{\log x-\mu}{\sigma}\right)$ $F(x_{LN}) = \Phi.\left(\frac{\log x-\mu}{\sigma}\right)$
PEARSON TİP III	$f(z_{P3}) = \frac{\alpha}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha(z-m)}[\alpha(z-m)]^{\lambda-1}$ $f(z_{P3}) = \frac{-\alpha}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha(z-m)}[\alpha(z-m)]^{\lambda-1}$
GAMMA (1 PAR.)	$f_{G1}(x;\lambda) = \frac{e^{-x}x^{\lambda-1}}{\Gamma(\lambda)}$
GAMMA (2 PAR.)	$f_{G2}(y;\alpha,\lambda) = \frac{\lvert\alpha\rvert.e^{-\alpha.y}(\alpha.y)^{\lambda-1}}{\Gamma(\lambda)}$

LOG - PEARSON TİP III	$f_{LP}(u;\alpha,\lambda,m)=\frac{\lvert\alpha\rvert}{\Gamma(\lambda)}.\frac{e^{\alpha.m}}{u^{1+\alpha}}[\alpha.(\ln u-m)^{\lambda-1}$
GUMBEL	$f(x)=\alpha^{-1}.\exp\{-(x-\xi)/\alpha\}.\exp[-\exp\{-(x-\xi)/\alpha\}]$ $F(x)=\exp[-\exp\{-(x-\xi)/\alpha\}]$
FRECHET	$f(x)=\frac{\delta}{\beta}.(\frac{x-\zeta}{\beta})^{-\delta-1}.\exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{-\delta}]$ $F(x)=\exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{-\delta}]$
WEIBULL	$f(x)=\frac{\delta}{\beta}.(\frac{x-\zeta}{\beta})^{\delta-1}.\exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{\delta}]$ $F(x)=1-\exp[-\{(x-\zeta)/\beta\}^{\delta}]$

2.7.2 MOMENTLER YÖNTEMİ YARDIMI İLE DAĞILIM PARAMETRELERİNİN HESABI

Momentler yönteminde dağılımın parametreleri istatistik momentleri cinsinden yazılır. Normal dağılım dışında bu yöntemle elde edilen parametre tahminleri etkin tahminler değildirler[4]. Ancak uygulanmaları kolay olduğundan çok kullanılan bir yöntemdir. Sırasıyla yukarıda sözü geçen dağılımlar için parametrelerin hesabı gösterilecektir.

2.7.2.1 NORMAL DAĞILIM PARAMETRELERİ

$$\mu_x = \bar{x} = \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{n} \tag{2.57}$$

$$\sigma_x = S_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{(n-1)}} \tag{2.58}$$

2.7.2.2 2 VE 3 PARAMETRELİ LOG – NORMAL DAĞILIMIN PARAMETRELERİ

y = lnx dönüşümü yardımı ile hesaplanan y değerleri normal dağılıma uydurularak parametreler tahmin edilebilir yada aşağıdaki denklemlerden yararlanılabilir[4].

$$\sigma_y = \left[\ln\left(\frac{\sigma_x^2}{\mu_x^2} + 1 \right) \right]^{1/2} \tag{2.59}$$

$$\mu_y = \ln\left[\frac{\mu_x}{\left(\frac{\sigma_x^2}{\mu_x^2} + 1 \right)^{1/2}} \right] \tag{2.60}$$

3 parametreli log – normal dağılımda yukarıdaki denklemlere ek olarak x_o alt sınırının belirlenmesi amacıyla aşağıdaki denklemlere de ihtiyaç duyulur.

$$A = \frac{C_{sx}}{2} + \sqrt{\frac{C_{sx}^2}{4} + 1} \tag{2.61}$$

$$B = \frac{C_{sx}}{2} - \sqrt{\frac{C_{sx}^2}{4} + 1} \tag{2.62}$$

$$x_0 = \mu_x - \frac{\sigma_x}{\sqrt[3]{A} + \sqrt[3]{B}} \quad \textbf{(2.63)}$$

Yukarıdaki denklemlerde geçen C_{sx} terimi çarpıklık katsayısı olup aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilmektedir.

$$C_{sx} = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^3}{S_x^3} \quad \textbf{(2.64)}$$

2.7.2.3 1 PARAMETRELİ GAMMA DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

1 parametreli Gamma dağılımının r. mertebeden moment değerlerini elde etmek istediğimizde bir önceki bölümde gösterilmiş olan olasılık fonksiyonundan yararlanabiliriz. Bu fonksiyonu integre ederek çeşitli mertebelerde moment değerleri bulunabilir. Bunların elde edilişleri aşağıda formüller ile gösterilmektedir.[13,17]

$$\begin{aligned} \mu_r' &= \int_0^{+\infty} x^r \cdot f_{G1}(x;\lambda)dx \\ &= \int_0^{+\infty} x^r \cdot \frac{e^{-x}x^{\lambda-1}}{\Gamma(\lambda)}dx \\ &= \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \int_0^{\infty} x^{\lambda+r-1}e^{-x}dx \\ &= \frac{\Gamma(\lambda+r)}{\Gamma(\lambda)} \end{aligned} \quad \textbf{(2.65)}$$

2.7.2.4 2 PARAMETRELİ GAMMA DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

İki parametreli Gamma dağılımının parametrelerini elde etmek için örneğin ortalama ve varyans değerlerinden yararlanılır. Aşağıdaki denklemler yardımı ile parametreler hesap edilebilir[13,18].

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{n} = \frac{\lambda}{\alpha} \quad \textbf{(2.66)}$$

$$S_x^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2 = \frac{\lambda}{\alpha^2} \quad \textbf{(2.67)}$$

2.7.2.5 PEARSON TİP III DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

Eldeki veriye ait ortalama, varyans ve çarpıklık değerlerini kullanarak Pearson tip III dağımına ait üç adet parametreyi aşağıdaki denklemler yardımı ile elde etmek mümkündür[4,13,19,20].

$$\bar{z} = m + \frac{\lambda}{\alpha} \quad \textbf{(2.68)}$$

$$S^2 = \frac{\lambda}{\alpha^2} \quad \textbf{(2.69)}$$

$$C_s = \frac{2}{\sqrt{\lambda}} \quad \textbf{(2.70)}$$

2.7.2.6 LOG – PEARSON TİP III DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

y=lnx dönüşümü ile elde edilen y değerleri Pearson tip III dağılımına uydurularak dağılıma ait parametreler elde edilir[4].

2.7.2.7 EKSTREM DEĞER TİP I DAĞILIMININ PARAMETRELERİ (GUMBEL)

Eldeki veriye ait ortalama ve standart sapma değerleri kullanılarak Gumbel dağılımına ait parametreler şu denklemler yardımı ile hesaplanır[13,19,20].

$$\mu_x = u + 0.5772.\alpha \quad \textbf{(2.71)}$$

$$\sigma_x = 1.282.\alpha \quad \textbf{(2.72)}$$

2.7.2.8 EKSTREM DEĞER TİP II DAĞILIMININ PARAMETRELERİ (FRECHET)

Eldeki veriye ait ortalama, varyans ve çarpıklık katsayısı değerleri kullanılarak Frechet dağılımına ait parametreler aşağıdaki denklemler yardımı ile elde edilebilir. [19,20]

$$\mu_x = u + \frac{\alpha}{k} - \frac{\alpha}{k}.\mu_y \qquad \textbf{(2.73)}$$

$$\sigma_x^2 = \left(\frac{\alpha}{k}\right)^2 \sigma_y^2 \qquad \textbf{(2.74)}$$

$$C_{sx} = f(k) > 1.14 \qquad \textbf{(2.75)}$$

Yukarıdaki denklemlerde kullanılmak üzere k'nın çeşitli değerleri için μ_y, σ_y ve C_{sx} değerleri tablo 2.3 de verilmiştir[4].

Tablo 2.3 k'nın çeşitli değerlerine karşı gelen parametreler

k	μ_y	σ_y	C_{sx}
-0.05	1.0315	0.0687	1.532
-0.10	1.0686	0.1492	1.903
-0.15	1.1125	0.2458	2.532
-0.20	1.1642	0.3657	3.532
-0.25	1.2254	0.5204	5.605

2.7.2.9 EKSTREM DEĞER TİP II DAĞILIMININ PARAMETRELERİ (WEIBULL)

Eldeki veriye ait ortalama, varyans ve çarpıklık katsayısı değerleri kullanılarak Weibull dağılımına ait parametreler aşağıdaki denklemler yardımı ile elde edilebilir [4,19]

$$\sigma_x^2 = \left(\frac{\alpha}{k}\right)^2 \sigma_y^2 \qquad \textbf{(2.76)}$$

$$\mu_x = u + \frac{\alpha}{k} + \frac{\alpha}{k}.\mu_y \qquad \textbf{(2.77)}$$

$$C_{sx} = f(k) < 1.14 \qquad \textbf{(2.78)}$$

Yukarıdaki denklemlerde kullanılmak üzere k'nın çeşitli değerleri için μ_y, σ_y ve C_{sx} değerleri tablo 2.4 de verilmiştir[4].

Tablo 2.4 k'nın çeşitli değerlerine karşı gelen parametreler

k	μ_y	σ_y	C_{sx}
0.05	-0.9735	0.0604	0.9120
0.10	-0.9514	0.1144	0.6230
0.15	-0.9330	0.1640	0.4360
0.20	-0.9182	0.2103	0.2560
0.25	-0.9064	0.2543	0.0860

2.7.3 L – MOMENTLERİ YARDIMIYLA DAĞILIM PARAMETRELERİNİN HESABI

L – momentlerinin istatistik momentlere olan üstünlüğü örnekteki aykırı değerlerden daha az etkilenmeleri ve genellikle daha az hata payı içeren parametre tahmini yapmaya imkan vermeleridir. L – momentlerinin hesabı için eldeki örnek küçükten büyüğe doğru düzenlenir. Denklemler yardımı ile ilk üç L – momentinin hesabı aşağıda gösterilmektedir.[4,13]

$$l_1 = \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{n} \qquad \textbf{(2.79)}$$

$$l_2 = 2\sum_{i=1}^{n-1} \frac{n-i}{n(n-1)} x_i - l_1 \qquad \textbf{(2.80)}$$

$$l_3 = 6\sum_{i=1}^{n-2} \frac{(n-i)(n-i-1)}{n(n-1)(n-2)} x_i - 3l_2 - 2l_1 \qquad \textbf{(2.81)}$$

2.7.3.1 NORMAL DAĞILIMIN PARAMETRELERİ

Normal dağılım parametrelerinin denklemleri aşağıdaki gibidir[4].

$$\mu_x = l_1 \tag{2.82}$$

$$\sigma_x = \pi^{1/2} l_2 \tag{2.83}$$

2.7.3.2 2 VE 3 PARAMETRELERİ LOG-NORMAL DAĞILIMIN PARAMETRELERİ

Log-Normal dağılım parametrelerinin denklemleri aşağıda gösterilmiştir[4,13,21].

$$\lambda_1 = \xi + \alpha.(1 - e^{k^2/2})/k \tag{2.84}$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{k}.e^{k^2/2}\{1 - 2\Phi.(-k/\sqrt{2})\} \tag{2.85}$$

$$\tau_3 \approx -k.\frac{A_o + A_1.k^2 + A_2.k^4 + A_3.k^6}{1 + B_1.k^2 + B_2.k^4 + B_3.k^6} \tag{2.86}$$

$$\tau_4 \approx \tau_4^0 + k.\frac{C_o + C_1.k^2 + C_2.k^4 + C_3.k^6}{1 + D_1.k^2 + D_2.k^4 + D_3.k^6} \tag{2.87}$$

$$\alpha = \frac{\lambda_2.k.e^{-k^2/2}}{1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})} \tag{2.88}$$

$$k \approx -\tau^3.\frac{E_O + E_1.\tau_3^2 + E_3.\tau_3^4 + E_3.\tau_3^6}{1 + F_1.\tau_3^2 + F_2.\tau_3^4 + E_3.\tau_3^6} \tag{2.89}$$

$$\xi = \lambda_1 - \frac{\alpha}{k}.(1 - e^{k^2/2}) \tag{2.90}$$

2.7.3.3 GAMMA DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

$$l_1 = \alpha.\beta \tag{2.91}$$

$$l_2 = \frac{\pi^{-1/2}.\beta.\Gamma(\alpha+\frac{1}{2})}{\Gamma(\alpha)} \tag{2.92}$$

2.7.3.4 PEARSON TİP III DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

$$l_1 = \xi + \alpha.\beta \tag{2.93}$$

$$l_2 = \pi^{-1/2}.\beta.\Gamma(\alpha+\frac{1}{2})/\Gamma(\alpha) \tag{2.94}$$

$$I_x(p,q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)}\int_0^{\infty} t^{p-1}(1-t)^{q-1}dt \tag{2.95}$$

$$\tau_3 = I_{1/3}(\alpha,2\alpha) - 3 \tag{2.96}$$

Eğer α ≥ 1 ise [22,23]

$$\tau_3 \approx \alpha^{-1/2}.\frac{A_o + A_1.\alpha^{-1} + A_2.\alpha^{-2} + A_3.\alpha^{-3}}{1 + B_1.\alpha^{-1} + B_2.\alpha^{-2}} \tag{2.97}$$

$$\tau_4 \approx \frac{C_o + C_1.\alpha^{-1} + C_2.\alpha^{-2} + C_3.\alpha^{-3}}{1 + D_1.\alpha^{-1} + D_2.\alpha - 2} \tag{2.98}$$

Eğer α < 1 ise[22,23]

$$\tau_3 \approx \frac{1+E_1.\alpha \ +E_2.\alpha^2+E_3.\alpha^3}{1+F_1.\alpha \ +F_2.\alpha^2+F_3.\alpha^3} \quad \textbf{(2.99)}$$

$$\tau_4 \approx \frac{1+G_1.\alpha \ +G_2.\alpha^2+G_3.\alpha^3}{1+H_1.\alpha \ +H_2.\alpha^2+H_3.\alpha^3} \quad \textbf{(2.100)}$$

Eğer 0 < $|\tau_3|$ > 1/3 ise z= $\pi\tau_3^2$ dönüşümü ile

$$\alpha \approx \frac{1+0.2906.z}{z+0.1882.z^2+0.0442.z^3} \quad \textbf{(2.101)}$$

Eğer 1/3 < $|\tau_3|$ < 1 ise z= 1- $|\tau_3|$ dönüşümü ile

$$\alpha \approx \frac{0.36067.z-0.59567.z^2+0.25361.z^3}{1-2.78861.z+2.56096.z^2-0.77045.z^3} \quad \textbf{(2.102)}$$

2.7.3.5 EKSTREM DEĞER TİP I DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

$$\alpha = \frac{l_2}{\log 2} \quad \textbf{(2.103)}$$

$$u = l_1 - 0.5772.\alpha \quad \textbf{(2.104)}$$

2.7.3.6 EKSTREM DEĞER TİP II VE TİP III DAĞILIMININ PARAMETRELERİ

$$z = \frac{2}{3 + \frac{l_3}{l_2}} - \frac{\log 2}{\log 3} \quad \textbf{(2.105)}$$

$$k = 7.589.z + 2.9554.z^2 \quad \textbf{(2.106)}$$

$$\alpha = \frac{l_2 k}{(1 - 2^{-k})\Gamma(1 + k)} \quad \textbf{(2.107)}$$

$$u = \frac{l_1 + \alpha[\Gamma(1 + k) - 1]}{k} \quad \textbf{(2.108)}$$

Şekil 2.7'de yeralan algoritma üzerinde test adımları ayrıntılı olarak gösterilmiştir.

Gözlenmiş örnekteki x_i değerleri büyüklük sırasına dizilir.

Her x_i değerine karşı gelen w_i değeri nümerik integrasyon ve bilgisayar programı yardımı ile araştırılan herbir dağılımın özelliğine uygun olarak bulunur.

Aşağıdaki denklem yardımı ile gözlenmiş seri elemanları x_i'ler ve bunlara karşı gelen w_i değerleri arasındaki korelasyon katsayıları hesap edilir.

$$r = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i - \bar{x}}{S_x} \cdot \frac{w_i - \bar{w}}{S_w}$$

Çalışmamızda kullandığımız 9 adet dağılımdan en büyük korelasyon katsayısına sahip olan gözlenmiş seri için en uygun dağılım olarak seçilir.

Normal Dağılım
Log – Normal Dağılım (2 ve 3 Parametreli)
1 – Parametreli Gamma Dağılımı
2 – Parametreli Gamma Dağılımı
Pearson Tip III Dağılım
Log - Pearson Tip III Dağılım
Weibull Dağılımı
Frechet Dağılımı
Gumbel Dağılımı

Şekil 2.7 PPCC Testi Akış Diyagramı

2.8 GRUBBS – BECK TESTİ

Aykırı değerlerin tespiti ve homojenlik analizi için kullanılan testlerden ilki Grubbs – Beck Testi'dir. Amerikan Su Kaynakları Konseyi tarafından 1981 yılından bu yana aykırı değerlerin tespiti için tavsiye edilen test gözlenen hidrolojik serinin logaritmalarının normal dağılım gösterdiği kabulü üzerine kuruludur. Test adımları sırası ile gösterilmiştir.[5]

Öncelikle gözlenen değerlerin logaritmaları elde edilir.

Yeni serinin ortalama değeri ve K_N katsayısı kullanılarak aykırı değerler için üst ve alt limitler elde edilir. Denklemler aşağıda gösterilmektedir.

$$x_H = \exp(\bar{x} + K_N s) \quad \textbf{(2.109)}$$

$$x_L = \exp(\bar{x} - K_N s) \quad \textbf{(2.110)}$$

N serinin uzunluğu olmak üzere K_N katsayısı aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilmektedir.

$$K_N \approx -3.62201 + 6.28446.N^{1/4} - 2.49835.N^{1/2} + 0.491436.N^{3/4} - 0.037977.N \quad \textbf{(2.111)}$$

Sonuçta X_H'den büyük ve X_L'den küçük değerler aykırı değer olarak elde edilirler.

2.9 ELİPS TESTİ

Grafik yardımı ile aykırı değerlerin saptanmasını sağlayan bir metoddur. Gözlenen verinin dağılım grafiği çizildikten sonra Statistica 6.0 programı yardımı ile seçilen anlam düzeyine göre çizilen elips yardımı ile aykırı değerler bulunur. Elipse teğet olan yada sınırları dışına çıkan değerler aykırı değer olarak bulunurlar.

Elipsin koordinatlarının bulunması denklem (2.112) de gösterilmiştir. [24]

$$((n-p).n)/(p.(n-1).(n+1)).(x-x_M)S^{-1}(x-x_M) \approx F(alpha, p, n-p) \quad \textbf{(2.112)}$$

Denklemde geçen terimler aşağıda gösterilmiştir.

n gözlem sayısı

p değişken sayısı

x	vektör koordinatları
X_m	p boyutlu uzayda ortalamalara ait vektör
S^{-1}	varyans – kovaryans matrisinin inversi
F(alpha,p,n-p)	alpha,p,n-p 'lere ait F değeri

2.10 HOSKING – WALLIS BÖLGESEL FREKANS ANALİZİ

Bölgesel frekans analizi ölçüm yapılan istasyonlardaki veriler üzerine kuruludur. Bölge kavramı ile aynı dağılım frekansına sahip istasyonların meydana getirdiği bir grup kastedilmektedir. Analizden; bölgede olağandışı istasyonların tespitinde, bölge istasyonlarının homojenliklerinin araştırılmasında ve seçilen bir dağılımın bölge için uygunluğunun araştırılmasında istifade edilir. Sözü edilen durumların tespiti için 3 tip istatistikten yararlanılmaktadır. Bunlar[25,26,27,28] ;

1. Bölgede yeralan olağandışı istasyonların tespiti için uyumsuzluk ölçütü.
2. Bölgenin homojenliğinin araştırılmasında heterojenlik ölçütü.
3. Seçilen dağılımın veriye uygunluğunun tespiti analizi.

Tüm bu sözü edilen analizler L – momentleri üzerine kurulmuştur. Analizde kullanılan L – momentlerinin özellikleri aşağıdaki kısımda tarif edilmiştir.

2.10.1 L – momentleri ve Kappa Dağılımı Parametreleri

F dağılım fonksiyonuna sahip bir x rastgele değişkeninin olasılık yoğunluk momentleri β_k lar aşağıdaki denklem yardımı ile ifade edilirler.

$$\beta_k = E\{x[F(x)]^r\} \qquad \textbf{(2.113)}$$

L – momentleri ise sözü edilen bu momentlerin lineer kombinasyonlarından meydana gelirler. Bu momentler denklem yardımı ile ifade edilmiştir[29].

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^{r} p_{r,k} . \beta_k \qquad \textbf{(2.114)}$$

$$p_{r,k} = (-1)^{r-k} . \binom{r}{k} . \binom{r+k}{r} \qquad \textbf{(2.115)}$$

β_k'nın lineer kombinasyonları olacak ilk dört L – momenti elde edilmiştir[30] .

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \beta_o \\ \lambda_2 &= 2\beta_1 - \beta_o \\ \lambda_3 &= 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_o \\ \lambda_4 &= 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_o \end{aligned} \qquad \textbf{(2.116)}$$

Burada sözü geçen β değerleri önceki sayfada bahsedildiği üzere olasılık yoğunluk moment değerleridir. Bu değerlerin elde edilmesinde kullanılan formülasyon aşağıda verilmiştir[25,31].

Büyüklük sırasına dizilmiş $x_1 < x_2 < ..... < x_n$ ler için ;

$$\beta_o = \frac{1}{n} . \sum_{j=1}^{n} x_j \qquad \textbf{(2.117)}$$

$$\beta_r = n^{-1} . \sum_{j=r+1}^{n} \frac{(j-1).(j-2).....(j-r)}{(n-1).(n-2).....(n-r)} . x_j \qquad \textbf{(2.118)}$$

Bulunan λ_1 ve λ_2 değerleri sırasıyla şu anlamlara gelmektedir[25,32] ;

λ_1 : L – ortalama : Merkezi ölçü

λ_2 : L – standart sapma : Yayılım ölçütü

L – momentlerinin oranlarına bakılacak olursa, bu değerler aşağıdaki denklem ile ifade edilebilmektedir.

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, r = 3,4,..... \qquad \textbf{(2.119)}$$

L – momentleri olasılık yoğunluk momentlerine çok benzer olmalarına karşın dağılım şeklinin bir ölçütü olarak daha kolay kullanılabildiklerinden daha elverişli bir durumdadırlar. τ , τ_3 ve τ_4 oranları aşağıdaki şekilde tarif edilmişlerdir[25,33].

$$\tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} = L - CV \qquad \textbf{(2.120)}$$

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} = L - ÇARPIKLIK \qquad \textbf{(2.121)}$$

$$\tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} = L - KURTOSIS \qquad \textbf{(2.122)}$$

Hosking Bölgesel Frekans Analizi çalışması için 4 parametreli bir dağılım olan Kappa Dağılımı'nı tercih etmiştir[25]. Bu dağılımı seçerken parametre sayısının fazlalığını esas almıştır. Daha az parametreli bir dağılım seçerek seçenekleri kısıtlamak istememiştir. Çalışmada adım adım anlatılacak olan kısımlardan biri olan bölgenin heterojenliğinin araştırması bölümünde bu dağılımdan yararlanılacak ve simulasyon değerlerinin türetilmesi için kullanılacaktır. Kappa Dağılımı'na ait eklenik dağılım fonksiyonu ve olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıda gösterilmiştir[13,34].

$$F(x) = \left[1 - h\{1 - k.(x - \xi)/\alpha\}^{1/k}\right]^{1/h} \qquad \textbf{(2.123)}$$

$$f(x) = \alpha^{-1}\{1 - k(x - \xi)/\alpha\}^{1/k - 1}\{F(x)\}^{1-h} \qquad \textbf{(2.124)}$$

Eklenik dağılım fonksiyonu ve olasılık yoğunluk fonksiyonu denklem 2.123 ve 2.124'de verilen Kappa Dağılımı parametrelerinden k ve h'nın negatif yada pozitif olması durumuna göre sınır değerleri aşağıda gösterilmektedir.

k > 0 ise

$$x < \xi + \alpha / k \qquad \textbf{(2.125)}$$

h > 0 ise

$$x > \xi + \alpha.(1-h^{-k})/k \quad \textbf{(2.126)}$$

h < 0 ve k < 0 ise

$$x > \xi + \alpha./k \quad \textbf{(2.127)}$$

L – momentleri yardımı ile Kappa Dağılımına ait parametrelerin hesabı adım adım aşağıdaki kısımda açıklanmıştır.[13]

$$\lambda_1 = \xi + \alpha.(1-g_1)/k \quad \textbf{(2.128)}$$

$$\lambda_2 = \alpha.(g_1 - g_2)/k \quad \textbf{(2.129)}$$

$$\tau_3 = (-g_1 + 3g_2 - 2g_3)/(g_1 - g_2) \quad \textbf{(2.130)}$$

$$\tau_4 = (-g_1 + 6g_2 - 10g_3 + 5g_4)/(g_1 - g_2) \quad \textbf{(2.131)}$$

$$g_r = \begin{cases} \dfrac{r\Gamma(1+k)\Gamma(r/h)}{h^{1+k}\Gamma(1+k+r/h)}, h > 0 \\ \dfrac{r\Gamma(1+k)\Gamma(-k-r/h)}{(-h)^{1+k}\Gamma(1-r/h)}, h < 0 \end{cases} \quad \textbf{(2.132)}$$

Kappa Dağılımı'nın yaygın olarak kullanılan üç adet özel hali bulunmaktadır. Bu haller sırası ile :

1. Genelleştirilmiş Lojistik Dağılım
2. Genelleştirilmiş Ekstrem Değer Dağılım
3. Genelleştirilmiş Pareto Dağılımı ' dır.

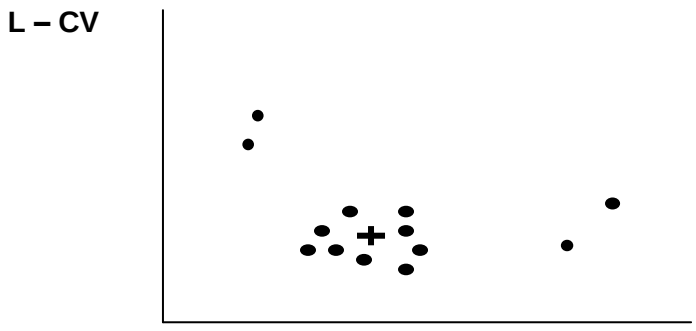
Bu dağılımlar h parametresinin değer kabulüne göre belirlenmektedirler.

h = -1 ise Genelleştirilmiş Lojistik Dağılım
h = 0 ise Genelleştirilmiş Ekstrem Değer Dağılım
h = 1 ise Genelleştirilmiş Pareto Dağılımı

Kappa Dağılımı özellikle yapay serilerin üretilmesinde oldukça kullanışlı bir dağılımdır.

2.10.2 BİR İSTASYONA AİT VERİNİN DİĞER İSTASYON VERİLERİ İLE UYUMUNUN ARAŞTIRILMASI

Bu analizde araştırma yapılan bölgedeki istasyonların bir çoğunluk arzedecek şekilde grup oluşturup oluşturmadıkları incelenir. Bu analiz L – momentleri yardımı ile yapılmaktadır. Üç boyutlu uzayda bir noktayı L – momentlerini (L – CV , L – KURTOSIS , L – ÇARPIKLIK) kullanarak tanımlayabiliriz. Bir grup oluşturan istasyonlar grafik çizimde bir bulut meydana getirirler. Meydana gelen bu buluttan anlamlı derecede uzak bir nokta var ise karşılık geldiği istasyon uyumsuz kabul edilir[25,35].



Şekil 2.8 Aykırı değerlerin L – momentleri yardımı ile grafiksel gösterimi

Grafiksel olarak bir noktanın gruptan uzak düşmesi bir uyumsuzluk olduğunun göstergesi olabilir. Ancak bu istasyonun gruptan çıkarılıp çıkarılmayacağına karar vermek için D_i istatistiğini hesap etmek gerekmektedir. Bu bize araştırılan istasyona ait örneğin L – momentlerinin grubunkilerden anlamlı şekilde farklı olup olmadığını tespit etme olanağı tanır. Bu istatistik değere nasıl ulaşıldığını adım adım anlatacak olursak[25] ;

Önce herbir istasyona ait u_i değerleri elde edilir

$$u_i = \left[L - CV_i \tau_{3i} \tau_{4i} \right]^T \quad \textbf{(2.133)}$$

Daha sonra grup ortalaması $\bar{u}$ ve kovaryans matrisi S aşağıdaki denklemler yardımı ile elde edilir.

$$\bar{u} = \frac{1}{n} . \sum_{i=1}^{n} u_i \quad \textbf{(2.134)}$$

$$S = \frac{1}{n-1} . \sum_{i=1}^{n} (u_i - \bar{u}) . (u_i - \bar{u})^T \quad \textbf{(2.135)}$$

n adet istasyona sahip grupta herbir istasyonun D_i istatistik değeri şu denklem yardımı ile elde edilir.

$$D_i = \frac{1}{3} . (u_i - \bar{u})^T . S^{-1} . (u_i - \bar{u}) \quad \textbf{(2.136)}$$

Bir istasyona ait D_i değeri 3 ‘ den büyük ise bu istasyon diğerleri ile uyumsuz kabul edilir.

2.10.3 HETEROJENLİK ÖLÇÜTÜNÜN ARAŞTIRILMASI

İstasyonlardan oluşan bir bölgenin homojenliğinin derecesini tahmin etmede yararlanılan bu analizde de L – momentlerinden yararlanılmaktadır. Homojen bir bölgede tüm istasyonların aynı toplum L – momentlerine sahip olmaları beklenir. Örnek varyasyonuna bağlı olarak örneklere ait L – momentleri farklılık gösterebilirler. Doğal olarak akla gelecek ilk soru , istasyonlara ait L – momentleri arasındaki çeşitliliğin homojen bir bölgeden beklenenden çok olup olmadığıdır. Homojen bir bölgeden beklenmesi gerekeni ve L – momentleri arasındaki çeşitliliğin ölçütünü açıklamak gerekmektedir. Bu çeşitlilik bir önceki kısımda anlatıldığı üzere grafiksel olarak gözlenebilir. Homojen bir bölgeden bekleneni ortaya koyabilmek için simulasyondan yararlanılmaktadır. Simulasyon sonucu elde edilen veri ile gözlem verileri mukayese edilir. Bu mukayese için aşağıdaki denklemden yararlanılmaktadır[25].

(Gözlenmiş yayılım)–(Simulasyon değerleri ort.)/(Simulasyon değerleri std.sapması)

Bu istatistik değerin büyüklüğü gözlenmiş değerlere ait L – momentlerinin kararlı yapıdan uzak olduklarını yani homojenlikten uzaklaşıldığını gösterir. İstasyonların gözlenmiş verilerine bağlı olarak homojen bir bölge oluşturduklarını söyleyebilmek için toplum L – momentlerinin gözlenmiş verinin L – momentleri ortalamasına yakın olması gerekir. Hosking çalışmasında dört parametreli Kappa dağılımından yararlanmıştır.
Simulasyon yardımı ile 500 adet eşdeğer bölge elde edilmiştir. Ve gözlenen bölge ile simulasyon ile elde edilen bölgeler arasında karşılaştırma yapılarak H – istatistik değerine ulaşılmıştır. Üç adet H – istatistik değeri üç adet L – istatistik değerine karşılık bulunabilir.

L – CV için H_1
L – Cv ve L – ÇARPIKLIK için H_2
L – KURTOSIS VE L – ÇARPIKLIK için H_3

Tüm H – istatistik değerleri şu forma ulaşır ;

$$H = \frac{(V_{gözlenen} - \mu_V)}{\sigma_V} \tag{2.137}$$

$V_{gözlenen}$: Bölgeden gözlem sonucu elde edilen veriden bulunur ve şu denklemlerle ifade edilir.

$$V_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_i.(L-CV_i - \bar{L-CV})^2}{\sum_{i=1}^{n} n_i} \tag{2.138}$$

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_i.\left[(L-CV_i - \bar{L-CV})^2 + (\tau_{3i} - \bar{\tau}_3)^2\right]^{1/2}}{\sum_{i=1}^{n} n_i} \tag{2.139}$$

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_i.\left[(\tau_{3i} - \bar{\tau}_3)^2 + (\tau_{4i} - \bar{\tau}_4)^2\right]^{1/2}}{\sum_{i=1}^{n} n_i} \tag{2.140}$$

μ_V ve σ_V değerleri ise simulasyon sonucu elde edilen istasyonlara ait V değerlerinin standart sapma ve ortalama değerleridir.
Denklemler yardımı ile bölgeye ait H – istatistik değeri belirlendikten sonra sıra karar aşamasına gelir. Bunun için geçerli kriterler şöyledir :

H < 1 ise bölge homojendir

1 ≤ H < 2 ise bölge muhtemelen heterojendir

H ≥ 2 ise bölge heterojendir.

2.10.3.1 SİMULASYON

Bölgesel analiz metodu uygulanırken heterojenliğin araştırılması kısmında hesap edilen H değeri için simulasyon sonucu elde edilen değerlerin standart sapma ve ortalama değerleri gerekmektedir. Simulasyon ele alınan bölgeye eşdeğer bölgeler elde etmede kullanılmaktadır. Gözlenen değerlerden elde edilen V değerlerine karşı gelen simulasyonla elde edilmiş V değerlerine ihtiyaç vardır. Bölgede yeralan istasyonlarındaki gözlem değerlerinden yola çıkarak bölgeyi ifade eden bir V değerine ulaşıldığı yukarıdaki kısımda açıklanmıştı. Bu değerden H istatistiğine geçerken 500 adet simulasyon sonucu elde edilmiş V değerine ihtiyaç vardır. Formülde bu 500 adet simulasyon sonucu elde edilmiş değerin standart sapması ve ortalaması kullanılacaktır[25]. Simulasyonun mantığı arkasında yatan temel metod gerçek sistemin davranışını tahmin edebilecek bilgisayar tabanlı analitik bir model kurmaktır. Her simulasyon döngüsü rastgele seçilmiş şartları kapsamaktadır.Bu rastgele şartlara ait girdi parametrelerinin seçiminde olasılık dağılımları etkili olmaktadır. Simulasyon adımlarını açıklamamız gerekirse[25,36] :

Bilgisayar programı yardımı ile sınırı [0,1] olan ve yapay olarak veri üretilecek olan istasyonun seri uzunluğuna eşit olan sayılar türetilir.

Yukarıda genel özellikleri tanımlanmış olan L – momentleri yardımı ile yine yukarıda açıklanmış olan Kappa Dağılımı'nın parametreleri gözlenmiş değerler için hesap edilir.

Bu işlem yardımı ile Kappa Dağılımı için gözlenmiş serinin herbir elemanına ait eklenik dağılım fonksiyonlarını denklem 2.123 yardımı ile hesap edilebilir. Bu sayede rastgele üretilen 0 ile 1 arasındaki sayıları Kappa Dağılımına uydurmak için gerekli araç elde edilmiş oldu.

Aşağıdaki denklem 0 ile 1 arasındaki bu değerleri Kappa Dağılımına uyan bir yapay seri elde etmede kullanılır[13].

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k}\left\{1 - \left(\frac{1 - F^{h}}{h}\right)^{k}\right\} \qquad \textbf{(2.141)}$$

Bölgede n adet istasyon olduğunu varsayarsak bu işlem her bir istasyonun gözlenmiş seri elemanlarından 500 adet yeni seri elde etmede kullanılır.

Yukarıda gözlenmiş seri elemanları yardımı ile ve tüm istasyonları kullanarak bölge için V değerinin hesabı anlatılmıştı. Herbir istasyonun verisini 500 defa yapay olarak simüle ederek 500 adet yeni eşdeğer bölge için 500 adet yeni V değeri bulunması sağlanmış oldu.

Bu bulunan 500 adet V değerinin ortalama ve standart sapma değerlerini kullanılarak bölgenin H istatistik değerine ulaşılabilir.

2.10.4 BÖLGE İÇİN UYGUN DAĞILIMIN TESPİTİ

Homojen olduğuna karar verilen bölge için uygun dağılımın tespiti analizine geçilebilir. Aday dağılımlar arasından uygun olanın seçilmesine çalışılır. L – momentleri yardımı ile aşağıdaki denklem bize bölgeye ait z değerini verir[25].

$$z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - \bar{\tau}_4 + \beta_4)}{\sigma_4} \qquad \textbf{(2.142)}$$

DIST seçilen dağılımı ifade eder.β_4 ve σ_4 değerleri aşağıdaki denklemler yardımı ile elde edilirler.

$$\beta_4 = \frac{1}{n_{sim}} . \sum_{m=1}^{n_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4) \qquad \textbf{(2.143)}$$

$$\sigma_4 = \sqrt{\frac{1}{n_{sim} - 1} . \sum_{m=1}^{n_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4)^2 - n_{sim} . \beta_4^2} \qquad \textbf{(2.144)}$$

Elde edilen z değeri kritik değer ile mukayese edilerek dağılımın uygunluğu saptanmış olur.

$|z|^{DIST} \leq 1.64$ dağılıma uygunluk kabul edilir.

Bölgesel Analiz Metodunda söz edilen tüm testler Fortran90'da derlenmiş program yardımı ile yapılmıştır [37] .

2.11 SCHEFE TESTİ

Sıçrama analizi kısmında kullandığımız bu test yardımı ile gözlenmiş veriyi zaman dilimlerine ayırırken elde edilen zaman dilimlerinin birbirlerinden anlamlı şekilde farklı olup olmadıkları araştırılmaktadır.

2.11.1 SCHEFE TESTİNİN GENEL ÖZELLİKLERİ

Test ele alınan iki örneğin ortalamalarının mukayesesi üzerine kuruludur. Test istatistiği F'nin formülü denklem (2.145) de verilmiştir.[12]

$$F = \frac{(\bar{x}_i - \bar{x}_j)^2}{M.S_w.\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right).(k-1)} \qquad \textbf{(2.145)}$$

Formülde geçen M, S_w ve k değerleri ANOVA testi sonucu elde edilen değerler olup bir sonraki kısımda bu test adım adım anlatılacaktır. Schefe Testi aynı zamanda bir toplumun ortalama değerini biraya gelmiş iki toplum değerinin ortalaması ilede mukayese edebilir. Bunun için gerekli formülasyon aşağıda verilmiştir.

$$\bar{x}_{jh} = \frac{n_j.\bar{x}_j + n_h.\bar{x}_h}{n_j + n_h} \qquad \textbf{(2.146)}$$

Bu yeni durumda F değerinin hesabı için gerekli formül şu hale gelmektedir :

$$F = \frac{(\bar{x}_i - \bar{x}_{jh})^2}{M.S_w.\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j + n_h}\right).(k-1)} \qquad \textbf{(2.147)}$$

Daha sonra elde edilen F değeri kritik F değeri ile mukayese edilir. H_o hipotezi arasında mukayese yapılan toplum ortalamaları arasında anlamlı bir farkın olmadığıdır. Elde edilen F değeri kritik değerden küçük ise hipotez kabul edilir aksi halde red edilir.

2.11.2 ANOVA TESTİ

Bu test ile elimizdeki grupların hepsi için rastgele değişkenin beklenen değerinin aynı olup olmadığı belirlenmek istenmektedir. Bir faktörlü varyans analizi çalışmamızda yeterli olmuştur. İki grup bulunması durumunda test daha önce tarifi verilmiş olan parametrik t testi ile aynı olup bu testin genelleştirilmiş bir şekli gibi görülebilir[4,12].

Testte amaç grupların ortalamalarını tüm verilerin genel ortalaması ile mukayese etmektir. Testi adım adım açıklamak gerekirse :

H_o hipotezimiz grup ortalamalarının eşit olduğu üzerine kuruludur. Buna karşı olan H_1 karşıt hipotezi eşit olmadıklarıdır.
Test sonucu elde edilecek olan F istatistik değerinin elde edilmesi tablo 2.5 de gösterilmiştir.

Tablo 2.5 F istatistiği hesap adımları

Serbestlik Derecesi	SS	MS	F	P değeri
k-1	SS_b	MS_b	MS_b / MS_w	
N-k	SS_w	MS_w		
N-1	SS_t			

Tabloda görülen değerlerin hesap metodları aşağıdaki denklemlerde görülmektedir:

$$SS_b = \sum_{j=1}^{k} n_j.(x_j - \bar{x})^2 \quad \textbf{(2.148)}$$

$$SS_w = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \quad \textbf{(2.149)}$$

$$SS_t = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x})^2 \quad \textbf{(2.150)}$$

$$MS_b = \frac{SS_b}{(k-1)} \quad \textbf{(2.151)}$$

$$MS_w = \frac{SS_w}{(N-k)} \quad \textbf{(2.152)}$$

(k-1 , N-k) serbestlik dercesine sahip ve 0.05 anlam düzeyindeki kritik F değeri tablodan okunarak elde edilen F değeri ile mukayese edilir. F değeri kritik değerden küçük ise hipotezi kabul edilir aksi halde reddedilir.

P değeri sıfır hipotezinin kabul edilmeye başladığı anlam düzeyini göstermektedir. Bu değerin 0.05'ten büyük olması durumunda sıfır hipotezi kabul edilmiş olur.

2.12 BÖLGESEL TREND ANALİZİ

Önceki bölümlerde anlatılan Mann – Kendall testi sonucu bulunan herbir istasyona ait S değerleri bölgesel trendin araştırılmasında kullanılacaktır. Bir bölgedeki trendin bulunmasında izlenen yöntemin adımları aşağıda açıklanmıştır [38,39].

Bölgedeki istasyonlara ait S değerleri kullanılarak aşağıdaki denklem yardımı ile S_m istatistik değeri elde edilir.

$$\bar{S}_m = \frac{1}{m}.\sum_{k=1}^{m} S_k \qquad \textbf{(2.153)}$$

Denklemde geçen S_k terimi bölgedeki bir istasyona ait Kendall S değerini, m ise istasyon sayısını ifade etmektedir. Kısaca ifade edecek olursak; yukarıdaki istatistik değer Kendall S değerlerinin ortalamasını vermektedir.
Bölgesel bazda trendi araştırdığımız için istasyonlar arasındaki korelasyonuda gözardı etmememiz gerekmektedir. Bunun için bölgedeki k ve k+1 istasyon çiftleri arasındaki çapraz korelasyon katsayılarını aşağıdaki denklem yardımı ile elde edilir.

$$\bar{\rho}_{xx} = \frac{2.\sum_{k=1}^{m-1}.\sum_{l=1}^{m-k} \rho_{k,k+1}}{m.(m-1)} \qquad \textbf{(2.154)}$$

Daha sonra aşağıdaki denklem yardımı ile düzeltilmiş bir varyans değeri elde edilir.

$$Var(\bar{S}_m) = \frac{\sigma^2}{m}.[1+(m-1).\bar{\rho}_{xx}] \qquad \textbf{(2.155)}$$

Son olarak aşağıdaki denklem yardımı ile bölge için bir z değeri elde ederek bu değeri seçilen anlam düzeyindeki kritik z değeri ile mukayese ederek bölgesel bir trend olup olmadığına karar verilir. H_o hipotezi bölgede trend olmadığıdır.

$$z_m = \frac{\bar{S}_m}{\sqrt{Var(\bar{S}_m)}} \qquad \textbf{(2.156)}$$

2.13 PARAMETRİK OLMAYAN VE PARAMETRİK KAVRAMLARI

2.13.1 PARAMETRİK KAVRAMI

Parametrik testler β gibi bir parametrenin seçeceğimiz bir β_o değerine eşit olduğunun kabul edilip edilemeyeceğine karar verebilmek için yapılır. Burada β toplumun ortalaması, standart sapması gibi hehangi bir parametre; β_o ise bu parametrenin bilinmeyen değeri için incelenen probleme göre seçilen bir değerdir. İstatistik hipotezin kontrolü o değişkene ait eldeki örnekten söz konusu parametre için hesaplanan b değeri ile karşılaştırarak yapılır. b değeri β_o'dan fazla uzak değil ise $\beta = \beta_o$ hipotezi kabul edilir; aksi halde ise reddedilir. Yapılan işlemleri standartlaştırmak için sistemli bir yaklaşım kullanılır.Ho hipotezini kontrol etmek için şunları belirlemek gerekir[4,40] :

Hipotezin reddedilmesi halinde kabul edilecek olan H_1 karşıt hipotezi.İncelenen probleme göre H_1 hipotezi $\beta = \beta_o$, $\beta > \beta_o$ veya $\beta < \beta_o$ şeklinde olabilir.

b'nin β_o'dan ne kadar farklı olması halinde H_o hipotezinin reddedileceğinin belirlenmesi. Bu seçilecek olan α anlamlılık düzeyine bağlıdır.

Toplumun tümünü gözlemlemek mümkün olmadığından verilen kararların hatalı olması olasılığı kaçınılmazdır.İki tip hata tipinden söz etmek olasıdır. Gerçekte H_o hipotezi doğru olduğu halde reddedilmesi durumu. Buna 1. Tip hata adı verilir. Gerçekte H_o hipotezi yanlış olduğu halde kabul edilmesi durumu. Buna ise 2. Tip hata adı verilir.

Pratikte testler için genellikle α 0.05 veya 0.10 seçilerek yapılır. Parametrik testlerin gücü normal dağılmış değişkenler için güçlüdür. Normal dağılmamış değişkenler için kullanılmaları durumunda 2. Tip hata olasılığı artar[4].

Tablo 2.6 İstatistik testlerin kontrolünde yapılan hatalar

	GERÇEK DURUM	
VERİLEN KARAR	**H_o Doğru**	**H_o Yanlış**
KABUL	✓	2. TİP HATA
RED	1. TİP HATA	✓

2.13.2 PARAMETRİK OLMAYAN KAVRAMI

İstatistiklerin örnekleme dağılımları genelde normal dağılmış toplumlar için yada büyük örnekler için bilindiğinden normal dağılmış olmayan toplumlardan alınan örneklerin kontrolünde güçlüklerle karşılaşılır. Bu durumlar için toplumun rastgele dağılımından ve parametrelerinden bağımsız olan (parametrik olmayan) testler düzenlenmiştir. Bu gibi testler rastgele değişkenin normal dağılmamış olması durumlarında parametrik testlerden çok daha güçlüdürler.Parametrik olmayan testlerde test istatistiği verilerin düzenlenmiş örnekteki sıraları (rank) ile ilgilidir. Bu testler değişkenlere uygulanan dönüşümlerden etkilenmez[4,40].

Tablo 2.7 İstatistik testlerin gücü

TEST TİPİ	RASTGELE DEĞİŞKENİN DAĞILIMI	
	NORMAL	NORMAL DEĞİL
PARAMETRİK	YÜKSEK	ÇOK DÜŞÜK
NON - PARAMETRİK	BİRAZ DÜŞÜK	YÜKSEK

Çalışmada bölge karakteristiklerinin belirlenmesi için kullanılan istatistik testler hem parametrik hemde parametrik olmayanlardan seçilerek aynı veri setine uygulandıklarında ne kadar güvenilir sonuçlar verdikleri de ortaya konulmaya çalışılmıştır. Parametrik testler içinde çalışmada en çok kullanılan t – testi olmuştur. Parametrik olmayan testler ise daha çok çeşitlilik arzetmektedir.

3. İSTATİSTİK TESTLERİN BÖLGELERE UYGULANMASI

3.1 HOMOJENLİĞİN İNCELENMESİ

Önceki bölümde adımları ile birlikte ayrıntılı olarak anlatılmış olan Grubbs – Beck Testi, Elips Testi ve Hosking – Wallis Bölgesel Frekans Analizi bu bölümde homojenliğin araştırılmasında kullanılacaktır. Bölüm 1 'de harita üzerindeki konumları verilmiş olan 4, 5, 6 ve 7 nolu havzalarda yıllık ortalama akım değerlerinin karakteristiklerinin belirlenmeye çalışılacağı istatistik testler uygulanmadan önce söz konusu bölgelere ait gözlem serilerinin tek tek ve bölgesel olarak homojenliği araştırılacaktır. Grubbs – Beck Testi ile Elips Testi verinin kendi içerisinde aykırı değerler içerip içermediğini anlamamıza yardımcı testlerdir. Hosking – Wallis'in analiz metodu ile bölgenin bir bütün olarak homojen olup olmadığı araştırılacaktır.

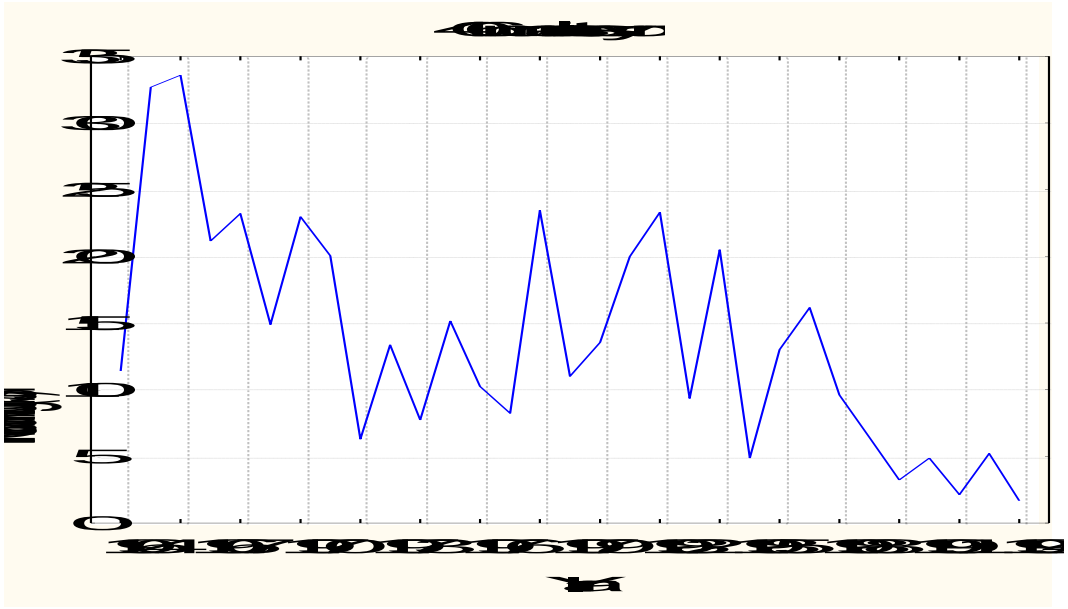
3.1.1 4 NUMARALI EGE SULARI HAVZASINDA HOMOJENLİK ANALİZİ

Ege Suları Havzası'nda teste tabi tutulan istasyon sayısı üçtür. Bu istasyonlar sırası ile 406, 407 ve 408 numaralı istasyonlardır. Bu üç istasyona ait gözlem değerleri yukarıda anlatıldığı üzere kendi içlerinde ve bölgesel olarak homojenlik bakımından incelenmişlerdir. Homojenlik testlerinin uygulama sonuçları bu bölümde tablolar halinde ortaya konulacak ve ne ifade ettikleri açıklanacaktır. Bir önceki bölümde anlatılan testlerin uygulanmasına başlamadan önceki adım olan bu kısım temel teşkil etmesi bakımından önem arzetmektedir. Bölgede yeralan üç istasyona ait gözlem verilerinin istatistik değerleri tablo 3.1'de gösterilmiştir.

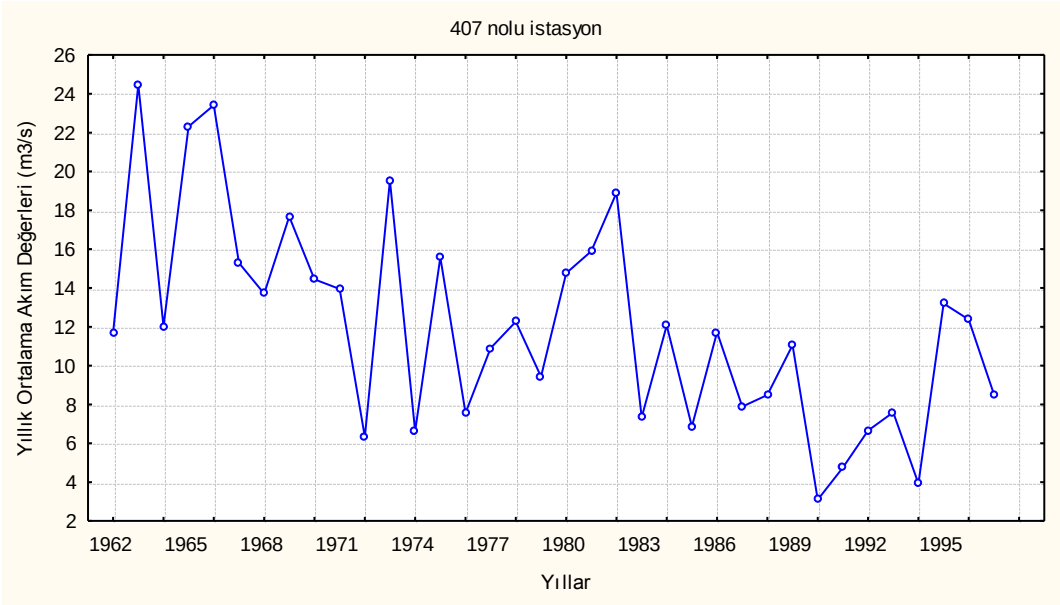
Tablo 3.1 Ege Suları Havzası'nda yeralan istasyonların istatistik parametreleri

İSTASYON	İSTATİSTİK PARAMETRELER	
	Veri Uzunluğu (31 yıl)	1964 – 1994
	Ortalama Değer	13.848
	Standart Sapma	8.484
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.613
406	Medyan Değer	13.367
	Çarpıklık Katsayısı	0.622
	Kurtosis Sayısı	-0.521
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.434
	Maksimum Değer (m^3/s)	33.583
	Minimum Değer (m^3/s)	1.675
	Veri Uzunluğu (36 yıl)	1962 – 1997
	Ortalama Değer	12.007
	Standart Sapma	5.381
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.448
407	Medyan Değer	12.050
	Çarpıklık Katsayısı	0.570
	Kurtosis Sayısı	-0.415
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.236
	Maksimum Değer (m^3/s)	24.465
	Minimum Değer (m^3/s)	3.095
	Veri Uzunluğu (30 yıl)	1969 – 1998
	Ortalama Değer	0.942
	Standart Sapma	0.454
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.482
408	Medyan Değer	0.841
	Çarpıklık Katsayısı	0.982
	Kurtosis Sayısı	0.023
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.013
	Maksimum Değer (m^3/s)	2.184
	Minimum Değer (m^3/s)	0.339

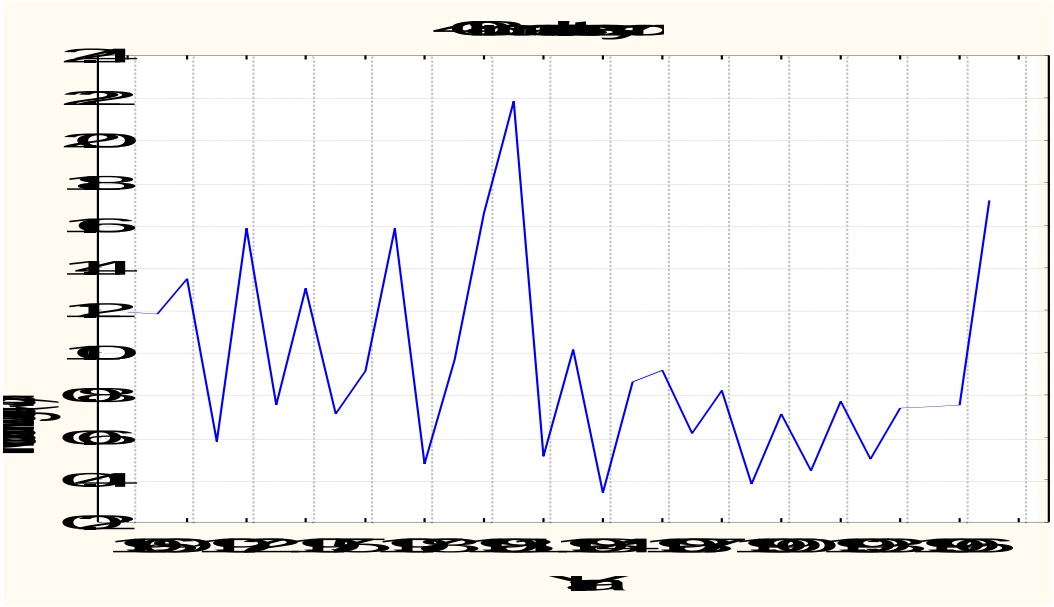
Yukarıdaki tabloda istatistik parametreleri verilen üç adet istasyona ait zaman serisi grafikleri aşağıda gösterilmiştir.



Şekil 3.1 406 nolu istasyona ait zaman serisi



Şekil 3.2 407 nolu istasyona ait zaman serisi



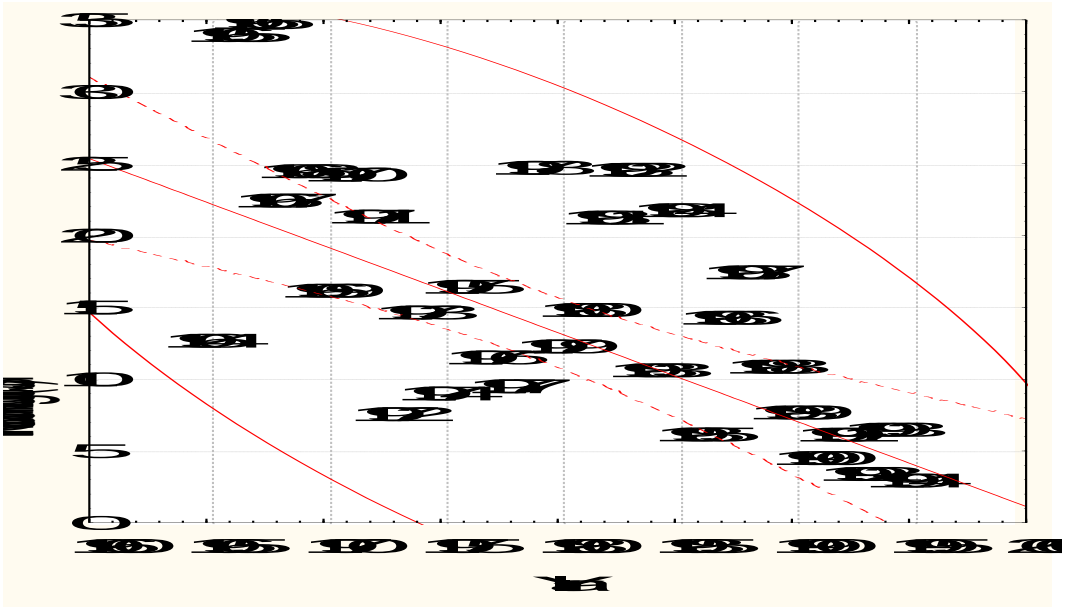
Şekil 3.3 408 nolu istasyona ait zaman serisi

İstatistik parametrelerini ve zaman serisi grafiklerini yukarıda verdiğimiz üç istasyonun aykırı değerler içerip içermediklerini analiz etmek için öncelikle Grubbs – Beck Testi verilere uygulanmıştır. Analiz sonucu sınır değerler elde edilerek herbir istasyona ait veri setinde aykırı değerler var ise tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu teste ait aşağıdaki tabloda sonuçlar birarada görülmektedir.

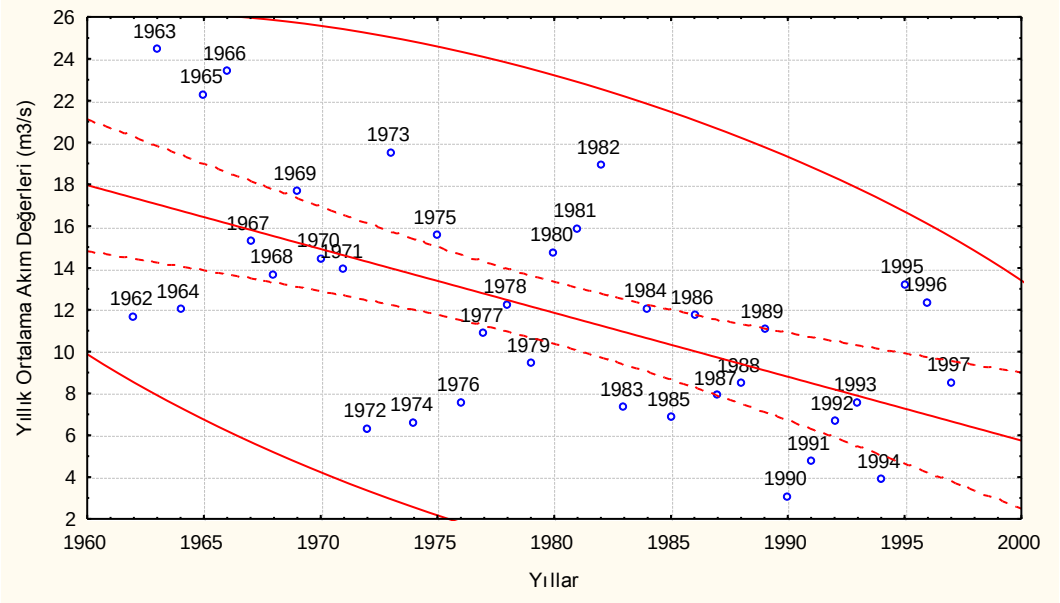
Tablo 3.2 Grubbs – Beck Testi sonuç tablosu

İSTASYON	SINIR DEĞERLER		SONUÇ
406	x_L	1.572	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	77.254	
407	x_L	2.865	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	38.077	
408	x_L	0.252	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	2.840	

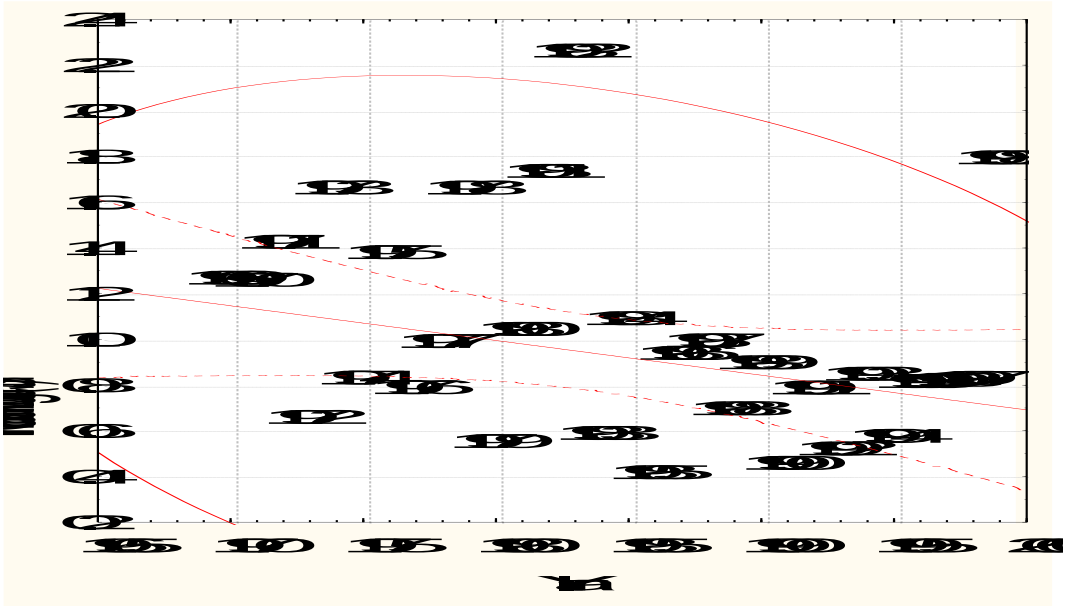
Veriyi kendi içerisinde homojenlik bakımından araştıran bir diğer test grafiksel bir test olan elips testidir. Herbir istasyon için elde edilen grafikler sırası ile aşağıda gösterilmiştir.



Şekil 3.4 406 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.5 407 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.6 408 nolu istasyona ait elips testi grafiği

Aykırılık bakımından istasyonları kendi içlerinde değerlendirdiğimiz iki testin sonuçları yorumlanacak olursa; 406 ve 407 nolu istasyonlarda heriki testinde aykırı değer olmadığı yönünde sonuç verdiği görülür. Buna karşın 408 nolu istasyon için Grubbs – Beck Testi aykırı değer yok sonucunu verirken elips testi bu istasyonda 1982 ve 1998 yıllarına ait gözlemlerin aykırı değer oldukları sonucunu vermiştir.

Veriyi kendi içinde inceleyen bu iki testten sonra bölgesel olarak homojenliğin incelendiği Hosking – Wallis bölgesel frekans analizi havzaya uygulanmıştır. Bölgesel analiz testlerin açıklandığı bölümde üzerinde durulduğu üzere L – momentlerine dayalı bir analizdir. 4 nolu havzada bulunan istasyonlara ait L – moment değerleri tablo 3.3'de gösterilmiştir.

Tablo 3.3 İstasyonlara ait L – moment değerleri

İstasyon No	L1	L - CV	L - ÇARPIKLIK	L-KURTOSIS	τ_5
406	13.850	0.3476	0.1485	0.0873	0.0506
407	12.010	0.2559	0.1345	0.1338	0.0603
408	0.94	0.2681	0.2318	0.1525	0.0378

Yukarıdaki tabloda görülen L – moment değerleri yardımı ile bölgede aykırı bir istasyon olup olmadığı D_i istatistik değerleri ile belirlenmektedir. Bölge istasyonlarına ait D_i değerleri tablo 3.4'de verilmiştir.

Tablo 3.4 İstasyonlara ait D_i değerleri

İstasyon No	D_i	D_{kritik}	SONUÇ
406	1	3	AYKIRI DEĞİL
407	1	3	AYKIRI DEĞİL
408	1	3	AYKIRI DEĞİL

İstasyonların bölge içeresinde aykırı olup olmadıklarına baktıktan sonraki adım bölgeye ait olan H değerlerinin elde edilerek bölgenin homojen olup olmadığına karar verilecek olan heterojenliğin araştırılması aşamasıdır. Bu aşamada bir önceki bölümde adımları açıklanmış olan simülasyondan yararlanılmıştır. Bölgeye ait simülasyon değerlerini ve H istatistik değerleri tablolar halinde verilmiştir.

Tablo 3.5 Bölgeye ait H_1 değeri

Gözlenmiş L – CV Değerlerinin Standart Sapması	Simülasyon L – CV Değerlerinin Ortalaması	Simülasyon L – CV Değerlerinin Standart Sapması	H_1	SONUÇ
0.0405	0.0245	0.0129	1.24	**BÖLGE HOMOJEN DEĞİL**

Tablo 3.6 Bölgeye ait H_2 değeri

Gözlenmiş L – CV / L – ÇARP Ortalaması	Simülasyon L – CV / L – ÇARP Ortalaması	Simülasyon L – CV / L – ÇARP Standart Sapması	H_2	SONUÇ
0.0581	0.0588	0.0255	- 0.03	BÖLGE HOMOJENDİR

Tablo 3.7 Bölgeye ait H_3 değeri

Gözlenmiş L – ÇARP/L - KURT Ortalaması	Simülasyon L – ÇARP/L - KURT Ortalaması	Simülasyon L – ÇARP/L - KURT	H_3	SONUÇ
0.0481	0.0719	0.0280	- 0.85	BÖLGE HOMOJENDİR

H_2 ve H_3 istatistik değerlerinin bölgenin homojen olduğu yönünde sonuç verdiği elde edildikten sonra bölge için uygun bir dağılım bulunmaya çalışılmıştır. Bunun içinde önceki bölümde anlatılan simülasyondan yararlanılmıştır. Bölgesel analiz yönteminin son ayağını oluşturan bu kısma ait bulgular tablo 3.8 ve tablo 3.9'da verilmiştir.

Tablo 3.8 Dağılımlara ait z değerleri

BÖLGE İÇİN UYGUN BULUNAN DAĞILIMLAR	L - KURTOSIS	Dağılıma ait z değeri	SONUÇ
LOJISTIK	0.1900	1.88 *	**RED**
EKSTREM DEĞER	0.1500	0.74	KABUL
NORMAL	0.1450	0.61	KABUL
PEARSON TİP III	0.1320	0.24	KABUL
PARETO	0.0610	-1.76 *	**RED**

Tablo 3.9 Seçilen dağılımlara ait parametreler

SEÇİLEN DAĞILIMLAR	1.PAR.	2.PAR.	3.PAR.	4.PAR.	5.PAR.
WAKEBY	0.1920	1.6620	5.5020	0.6460	-0.1680
EKSTREM DEĞER	0.7600	0.4170	0.0010		
NORMAL	0.9130	0.4870	-0.3480		
PEARSON TİP III	1.000	0.5290	1.0260		

3.1.2 5 NUMARALI GEDİZ HAVZASINDA HOMOJENLİK ANALİZİ

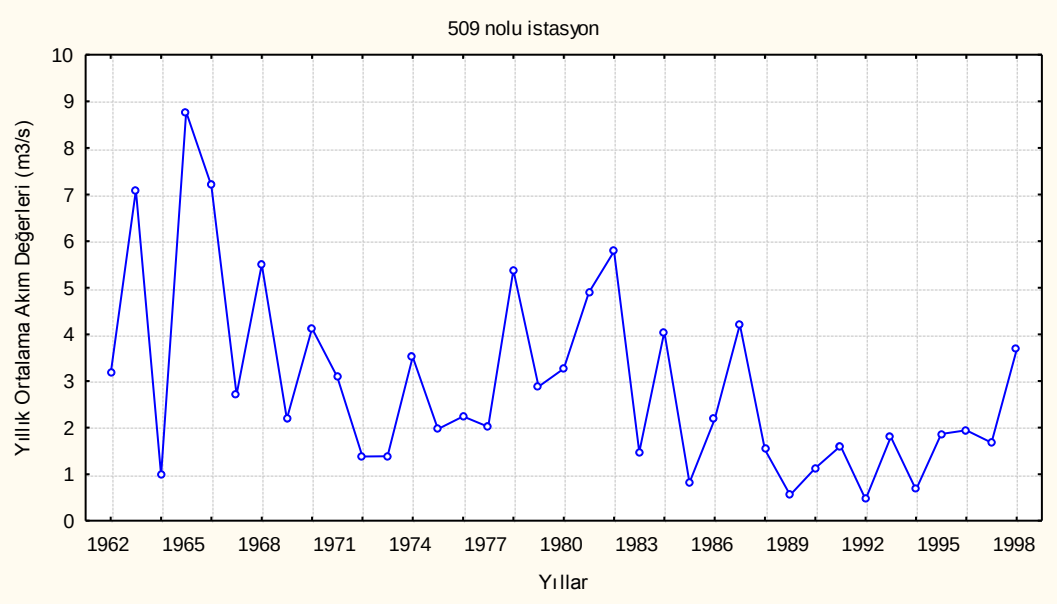
Gediz Havzası'nda teste tabi tutulan istasyon sayısı altıdır. Bu istasyonlar sırası ile 509, 510, 514, 515, 518 ve 523 numaralı istasyonlardır. Bu altı istasyona ait gözlem değerleri yukarıda anlatıldığı üzere kendi içlerinde ve bölgesel olarak homojenlik bakımından incelenmişlerdir. Homojenlik testlerinin uygulama sonuçları bu bölümde tablolar halinde ortaya konulacak ve ne ifade ettikleri açıklanacaktır. Bir önceki bölümde anlatılan testlerin uygulanmasına başlamadan önceki adım olan bu kısım temel teşkil etmesi bakımından önem arzetmektedir. Bölgede yeralan altı istasyona ait gözlem verilerinin istatistik değerleri tablo 3.10'da verilmiştir.

Tablo 3.10 Gediz Havzası'nda yeralan istasyonların istatistik parametreleri

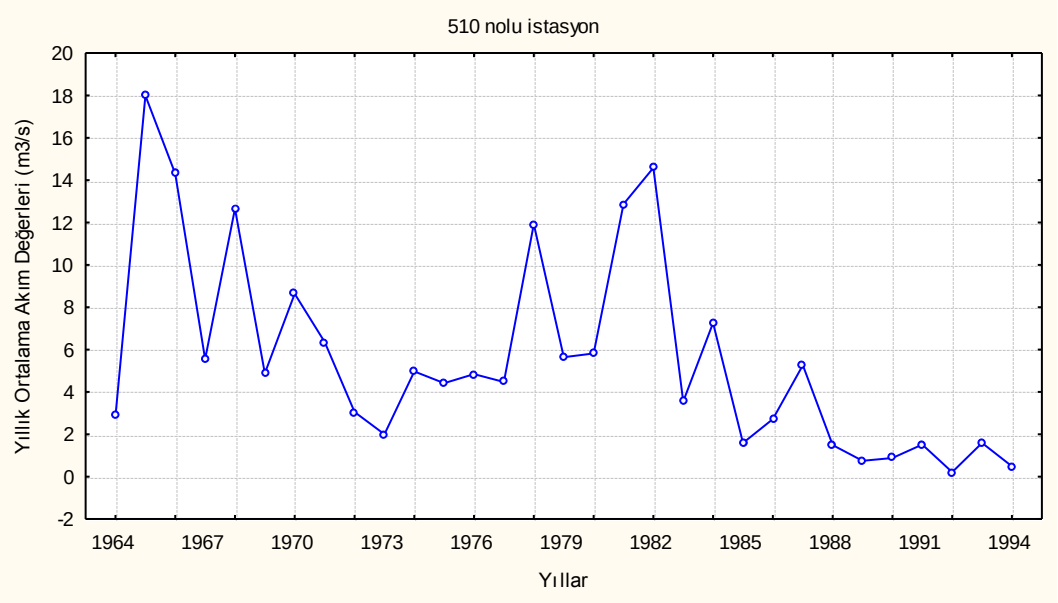
İSTASYON	İSTATİSTİK PARAMETRELER	
	Veri Uzunluğu (37 yıl)	1962 – 1998
	Ortalama Değer	2.950
	Standart Sapma	2.021
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.685
509	Medyan Değer	2.239
	Çarpıklık Katsayısı	1.145
	Kurtosis Sayısı	0.417
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.144
	Maksimum Değer (m^3/s)	8.772
	Minimum Değer (m^3/s)	0.460
	Veri Uzunluğu (31 yıl)	1964 – 1994
	Ortalama Değer	5.650
	Standart Sapma	4.744
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.840
510	Medyan Değer	4.883
	Çarpıklık Katsayısı	1.145
	Kurtosis Sayısı	1.105
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.372
	Maksimum Değer (m^3/s)	17.992
	Minimum Değer (m^3/s)	0.217
	Veri Uzunluğu (31 yıl)	1964 – 1994
	Ortalama Değer	2.672
	Standart Sapma	1.570
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.588
514	Medyan Değer	2.358
	Çarpıklık Katsayısı	0.319
	Kurtosis Sayısı	-1.406
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.310
	Maksimum Değer (m^3/s)	5.392
	Minimum Değer (m^3/s)	0.375
	VeriUzunluğu (33 yıl)	1966 – 1998
	Ortalama Değer	3.487
	Standart Sapma	1.854
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.532
515	Medyan Değer	3.379
	Çarpıklık Katsayısı	0.323
	Kurtosis Sayısı	-1.278
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.086
	Maksimum Değer (m^3/s)	6.831
	Minimum Değer (m^3/s)	0.575

İSTASYON	İSTATİSTİK PARAMETRELER	
	Veri Uzunluğu (31 yıl)	1964 – 1994
	Ortalama Değer	43.866
	Standart Sapma	29.691
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.613
518	Medyan Değer	13.367
	Çarpıklık Katsayısı	0.622
	Kurtosis Sayısı	-0.521
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.434
	Maksimum Değer (m^3/s)	33.583
	Minimum Değer (m^3/s)	1.675
	Veri Uzunluğu (29 yıl)	1970 – 1998
	Ortalama Değer	10.049
	Standart Sapma	5.543
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.552
523	Medyan Değer	8.313
	Çarpıklık Katsayısı	0.893
	Kurtosis Sayısı	-0.611
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.398
	Maksimum Değer (m^3/s)	21.872
	Minimum Değer (m^3/s)	2.688

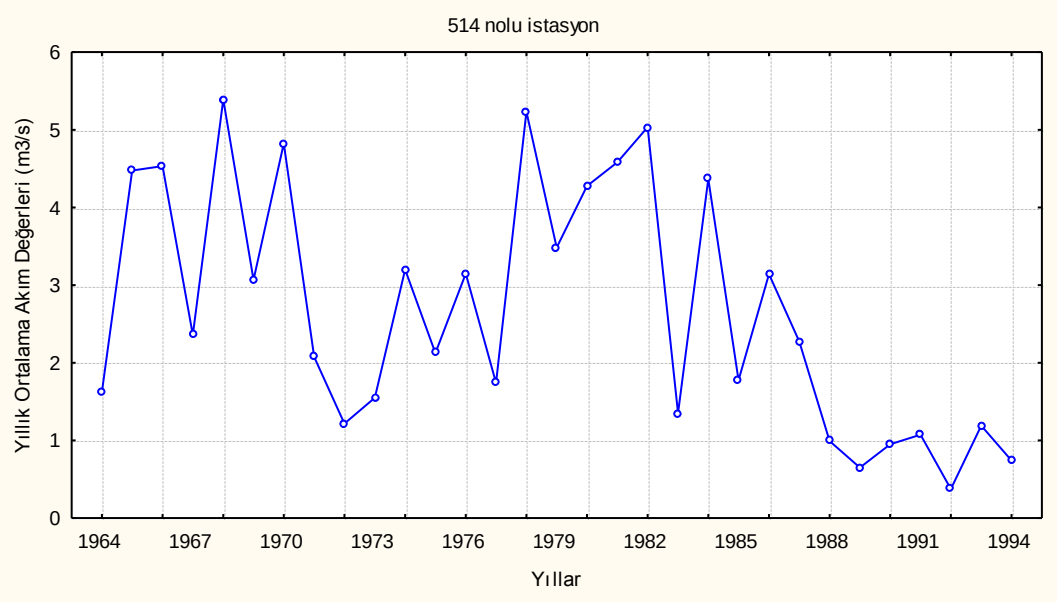
Yukarıdaki tabloda istatistik parametreleri verilen altı adet istasyona ait zaman serisi grafikleri aşağıda gösterilmiştir.



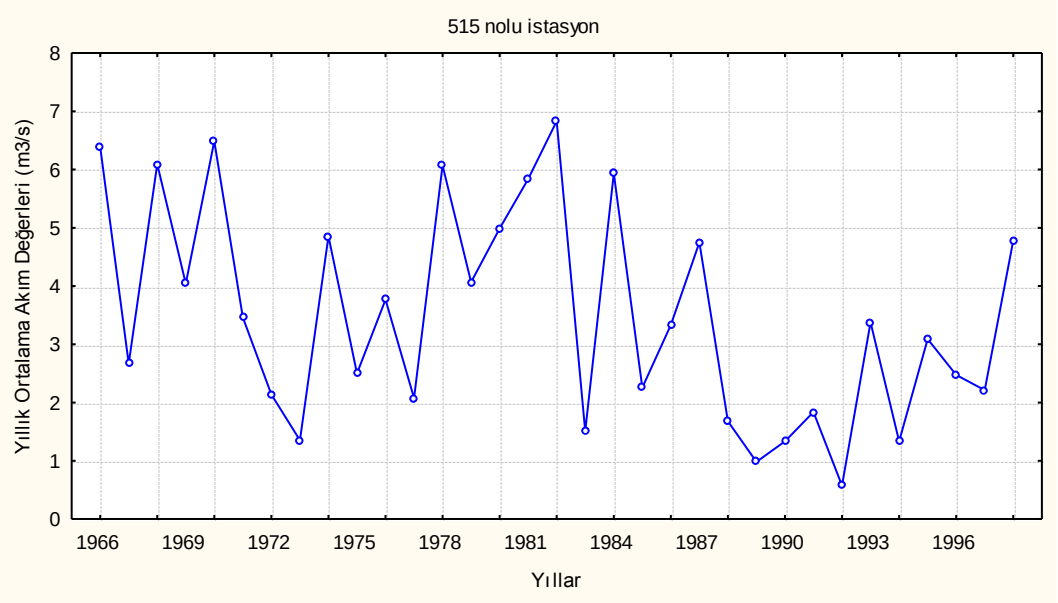
Şekil 3.7 509 nolu istasyona ait zaman serisi



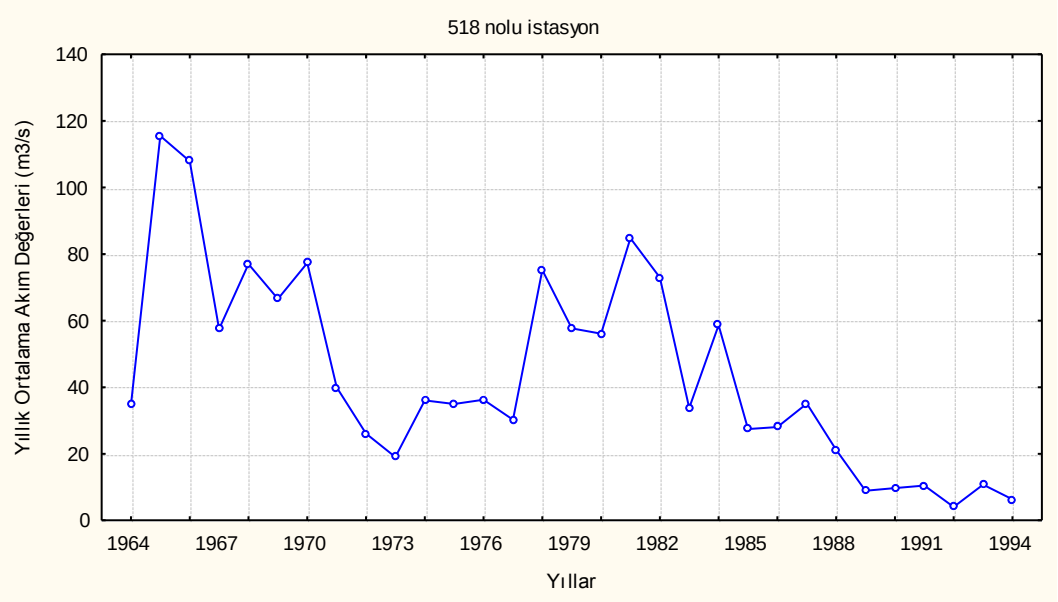
Şekil 3.8 510 nolu istasyona ait zaman serisi



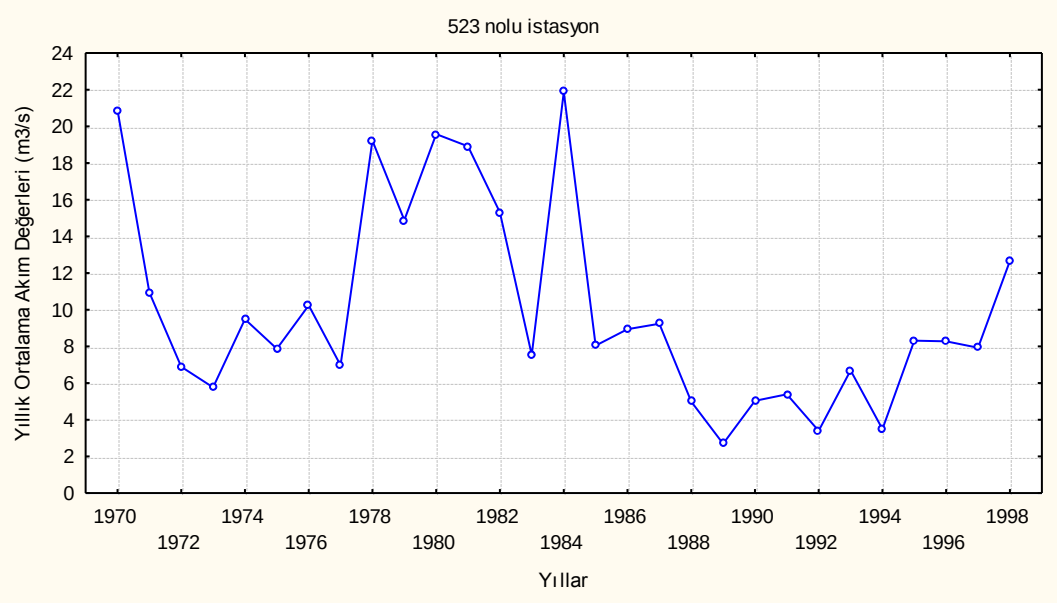
Şekil 3.9 514 nolu istasyona ait zaman serisi



Şekil 3.10 515 nolu istasyona ait zaman serisi



Şekil 3.11 518 nolu istasyona ait zaman serisi



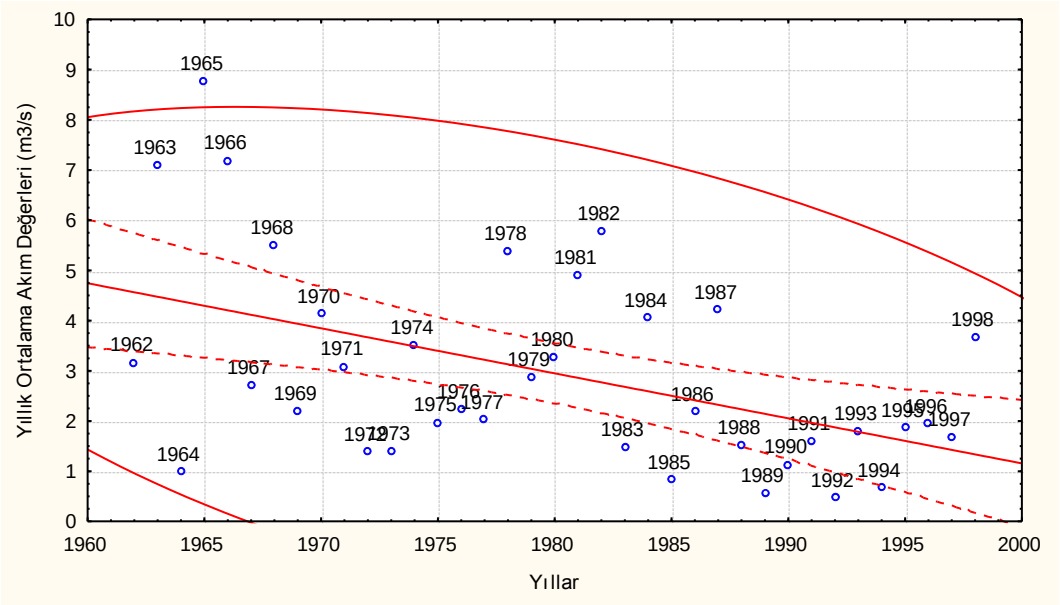
Şekil 3.12 523 nolu istasyona ait zaman serisi

İstatistik parametrelerini ve zaman serisi grafiklerini yukarıda verdiğimiz altı istasyonun aykırı değerler içerip içermediklerini analiz etmek için öncelikle Grubbs – Beck Testi verilere uygulanmıştır. Analiz sonucu sınır değerler elde edilerek herbir istasyona ait veri setinde aykırı değerler var ise tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu teste ait aşağıdaki tabloda sonuçlar birarada görülmektedir.

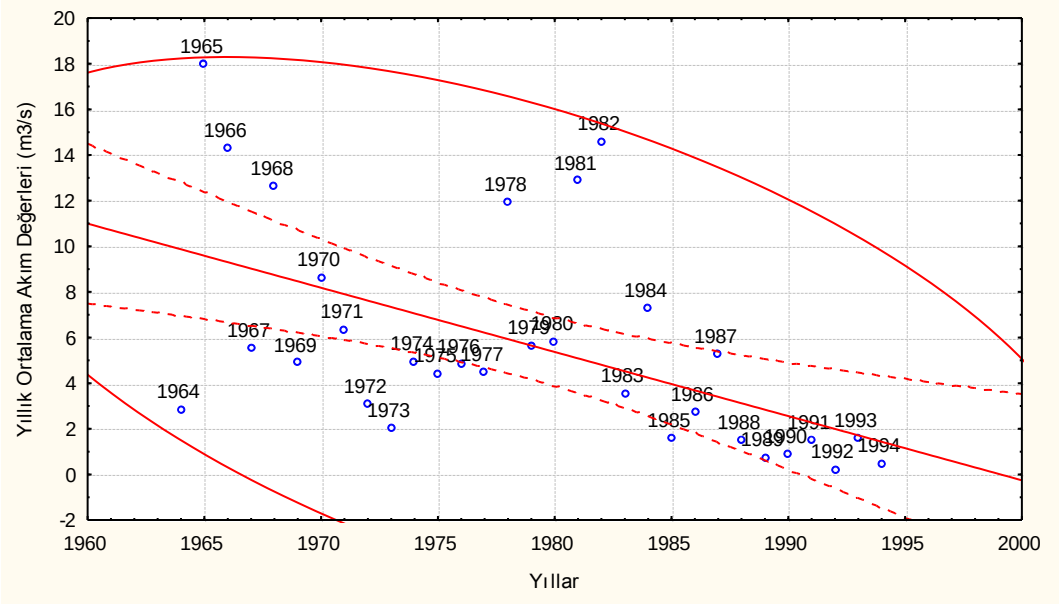
Tablo 3.11 Grubbs – Beck Testi sonuç tablosu

İSTASYON	SINIR DEĞERLER		SONUÇ
509	x_L	0.344	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	15.855	
510	x_L	0.244	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMİŞTİR** *
	x_H	56.333	
514	x_L	0.351	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	13.414	
515	x_L	0.584	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMİŞTİR** *
	x_H	14.976	
518	x_L	3.624	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	299.436	
523	x_L	2.102	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	35.925	

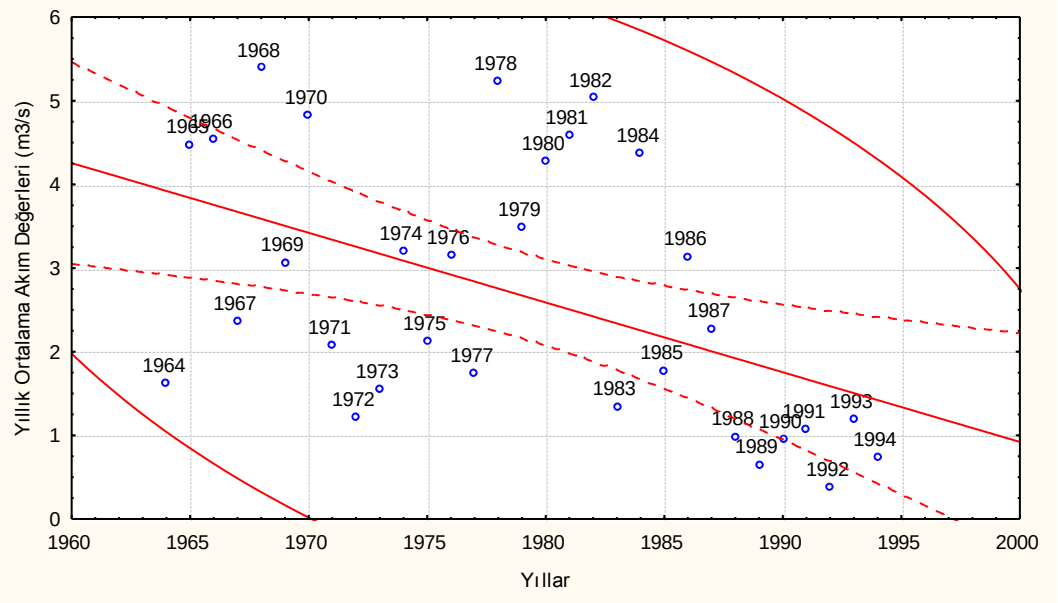
Veriyi kendi içerisinde homojenlik bakımından araştıran bir diğer test grafiksel bir test olan elips testidir. Herbir istasyon için elde ettiğimiz grafikler sırası ile aşağıda gösterilmektedir.



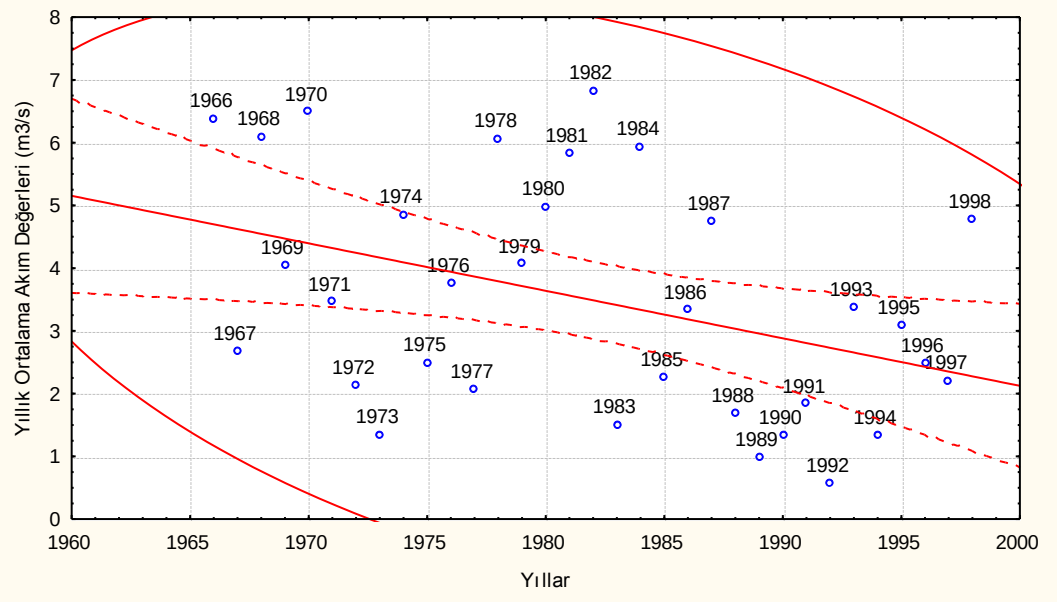
Şekil 3.13 509 nolu istasyona ait elips testi grafiği



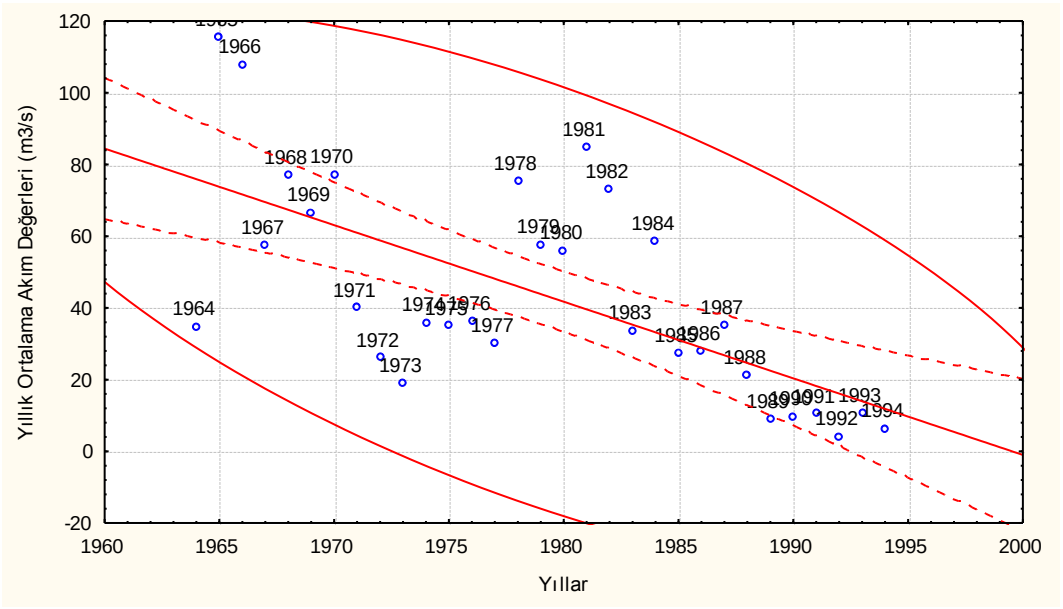
Şekil 3.14 510 nolu istasyona ait elips testi grafiği



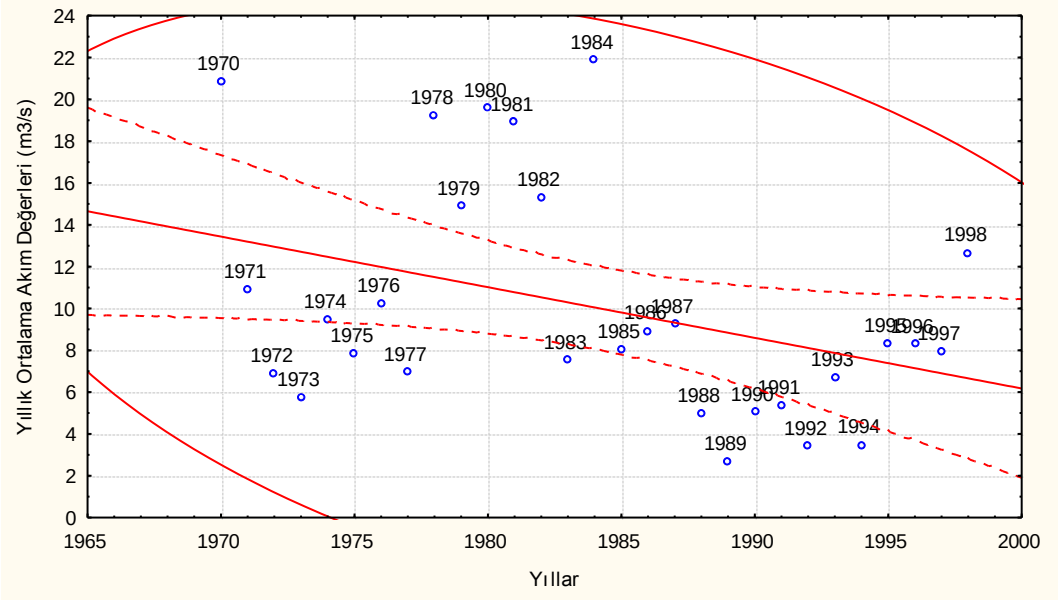
Şekil 3.15 514 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.16 515 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.17 518 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.18 523 nolu istasyona ait elips testi grafiği

Aykırılık bakımından istasyonları kendi içlerinde değerlendirdiğimiz iki testin sonuçlarını yorumlayacak olursak; Grubbs – Beck Testi 510 ve 515 nolu istasyonlarda aykırı değerler olduğu sonucunu vermiştir. Buna karşın elips testi sonucunda sadece 509 nolu istasyonda aykırı değer olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Veriyi kendi içinde inceleyen bu iki testten sonra bölgesel olarak homojenliğin incelendiği Hosking – Wallis bölgesel frekans analizi havzaya uygulanmıştır. Bölgesel analiz testlerin açıklandığı bölümde üzerinde durulduğu üzere l – momentlerine dayalı bir analizdir. 5 nolu havzada bulunan istasyonlara ait l – moment değerleri tablo 3.12'de gösterilmiştir.

Tablo 3.12 İstasyonlara ait L – moment değerleri

İstasyon No	L1	L - CV	L - ÇARPIKLIK	L-KURTOSIS	T_5
509	2.95	0.3715	0.2683	0.1462	0.0533
510	5.65	0.4512	0.2809	0.1389	0.0571
514	2.67	0.3390	0.1181	0.0033	-0.0094
515	3.49	0.3077	0.1138	0.0274	-0.0074
518	43.93	0.3796	0.1810	0.1009	0.0490
523	10.05	0.3045	0.2448	0.1405	-0.0069

Yukarıdaki tabloda görülen l – moment değerleri yardımı ile bölgede aykırı bir istasyon olup olmadığı D_i istatistik değerleri ile belirlenmektedir. Bölge istasyonlarına ait D_i değerleri tablo 3.13'de verilmiştir.

Tablo 3.13 İstasyonlara ait D_i değerleri

İstasyon No	D_i	D_{kritik}	SONUÇ
509	0.36	3	AYKIRI DEĞİL
510	0.92	3	AYKIRI DEĞİL
514	1.60	3	AYKIRI DEĞİL
515	1.66	3	AYKIRI DEĞİL
518	1.09	3	AYKIRI DEĞİL
523	0.36	3	AYKIRI DEĞİL

İstasyonların bölge içeresinde aykırı olup olmadıklarına baktıktan sonraki adım bölgeye ait olan H değerlerinin elde edilerek bölgenin homojen olup olmadığına karar verilecek olan heterojenliğin araştırılması aşamasıdır. Bu aşamada bir önceki bölümde adımları açıklanmış olan simülasyondan yararlanılmıştır. Bölgeye ait simülasyon değerlerini ve H istatistik değerleri aşağıdaki tablolarda gösterilmiştir.

Tablo 3.14 Bölgeye ait H_1 değeri

Gözlenmiş L – CV Değerlerinin Standart Sapması	Simülasyon L – CV Değerlerinin Ortalaması	Simülasyon L – CV Değerlerinin Standart Sapması	H_1	SONUÇ
0.0502	0.0323	0.0094	1.90	**BÖLGE HOMOJEN DEĞİL**

Tablo 3.15 Bölgeye ait H_2 değeri

Gözlenmiş L – CV / L – ÇARP Ortalaması	Simülasyon L – CV / L – ÇARP Ortalaması	Simülasyon L – CV / L – ÇARP Standart Sapması	H_2	SONUÇ
0.0807	0.0323	0.0094	0.84	BÖLGE HOMOJENDİR

Tablo 3.16 Bölgeye ait H_3 değeri

Gözlenmiş L – ÇARP/L - KURT Ortalaması	Simülasyon L – ÇARP/L - KURT Ortalaması	Simülasyon L – ÇARP/L - KURT	H_3	SONUÇ
0.0831	0.0779	0.0208	0.25	BÖLGE HOMOJENDİR

H_2 ve H_3 istatistik değerlerinin bölgenin homojen olduğu yönünde sonuç verdiği elde edildikten sonra bölge için uygun bir dağılım bulunmaya çalışılmıştır. Bunun içinde önceki bölümde anlatılan simülasyondan yararlanılmıştır. Bölgesel analiz metodunun son ayağını oluşturan bu kısma ait bulgular tablo 3.17 ve tablo 3.18'de verilmiştir.

Tablo 3.17 Dağılımlara ait z değerleri

BÖLGE İÇİN UYGUN BULUNAN DAĞILIMLAR	L - KURTOSIS	Dağılıma ait z değeri	SONUÇ
LOJISTIK	0.201	4.29 *	**RED**
EKSTREM DEĞER	0.163	2.82 *	**RED**
NORMAL	0.155	2.47 *	**RED**
PEARSON TİP III	0.136	1.74 *	**RED**
PARETO	0.078	-0.55	KABUL

Tablo 3.18 Seçilen dağılımlara ait parametreler

SEÇİLEN DAĞILIMLAR	1.PAR.	2.PAR.	3.PAR.	4.PAR.	5.PAR.
WAKEBY	0.0000	8.0100	42.8470	1.0570	- 0.2390
PARETO	0.1610	1.1150	0.3280		

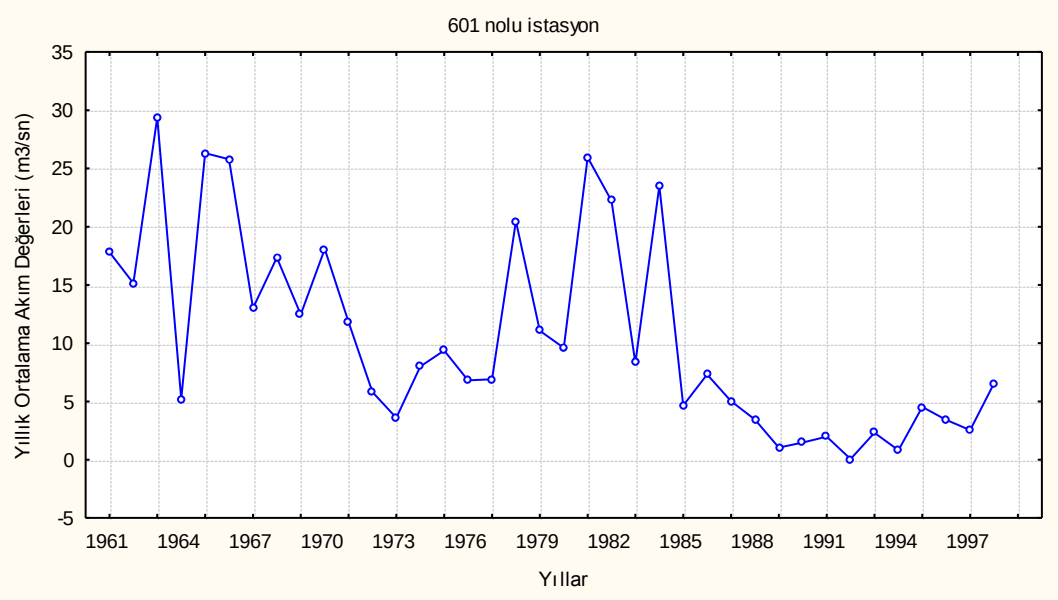
3.1.3 6 NUMARALI KÜÇÜK MENDERES HAVZASINDA HOMOJENLİK ANALİZİ

Küçük Havzası'nda teste tabi tutulan istasyon sayısı birdir. Bu istasyon 601 numaralı istasyondur. Bu istasyona ait gözlem değerleri yukarıda anlatıldığı üzere kendi içinde incelenmişlerdir. Homojenlik testlerinin uygulama sonuçları bu bölümde tablolar halinde ortaya konulacak ve ne ifade ettikleri açıklanacaktır. Bölgede tek istasyon bulunduğundan bölgesel analiz bu havza için uygulanmayacaktır.

Tablo 3.19 Küçük Menderes Havzası'nda yeralan istasyonun istatistik parametreleri

İSTASYON	İSTATİSTİK PARAMETRELER	
601	Veri Uzunluğu (38 yıl)	1961 – 1998
	Ortalama Değer	10.505
	Standart Sapma	8.408
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.800
	Medyan Değer	8.162
	Çarpıklık Katsayısı	0.796
	Kurtosis Sayısı	-0.743
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.416
	Maksimum Değer (m^3/s)	29.368
	Minimum Değer (m^3/s)	0.054

Yukarıdaki tabloda istatistik parametreleri verilen bir adet istasyona ait zaman serisi grafiği aşağıda gösterilmiştir.



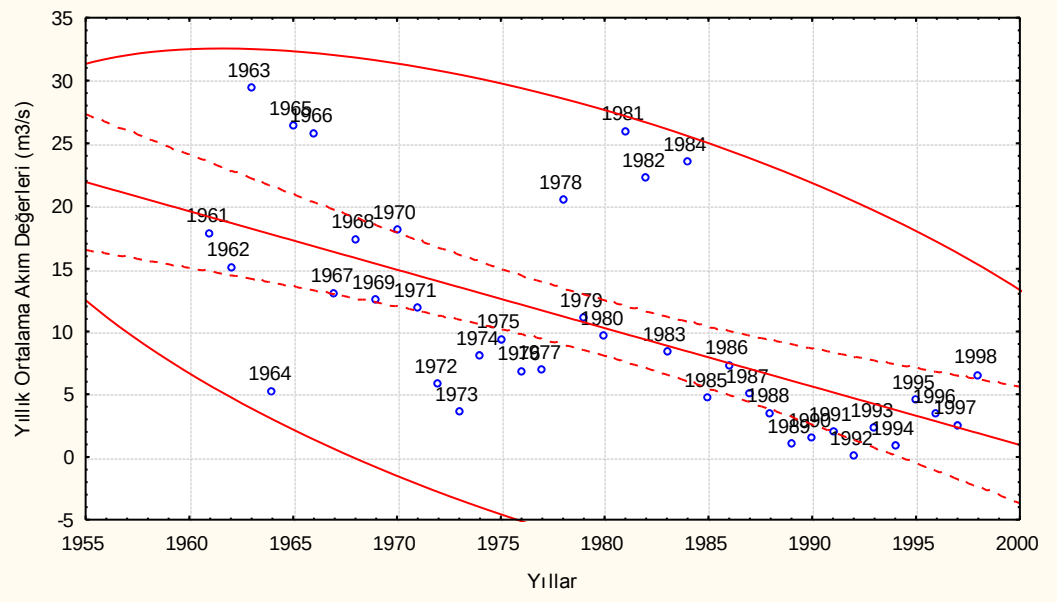
Şekil 3.19 601 nolu istasyona ait zaman serisi

İstatistik parametrelerini ve zaman serisi grafiğini yukarıda verdiğimiz istasyonun aykırı değerler içerip içermediğini analiz etmek için öncelikle Grubbs – Beck Testi verilere uygulanmıştır. Analiz sonucu sınır değerler elde edilerek istasyona ait veri setinde aykırı değerler var ise tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu teste ait aşağıdaki tabloda sonuçlar birarada görülmektedir.

Tablo 3.20 Grubbs – Beck Testi sonuç tablosu

İSTASYON	SINIR DEĞERLER		SONUÇ
601	x_L	0.247	AYKIRI DEĞER GÖZLENMİŞTİR *
	x_H	192.715	

Veriyi kendi içerisinde homojenlik bakımından araştıran bir diğer test grafiksel bir test olan elips testidir. İstasyon için elde ettiğimiz grafik aşağıda gösterilmiştir.



Şekil 3.20 601 nolu istasyona ait elips testi grafiği

3.1.4 7 NUMARALI BÜYÜK MENDERES HAVZASINDA HOMOJENLİK ANALİZİ

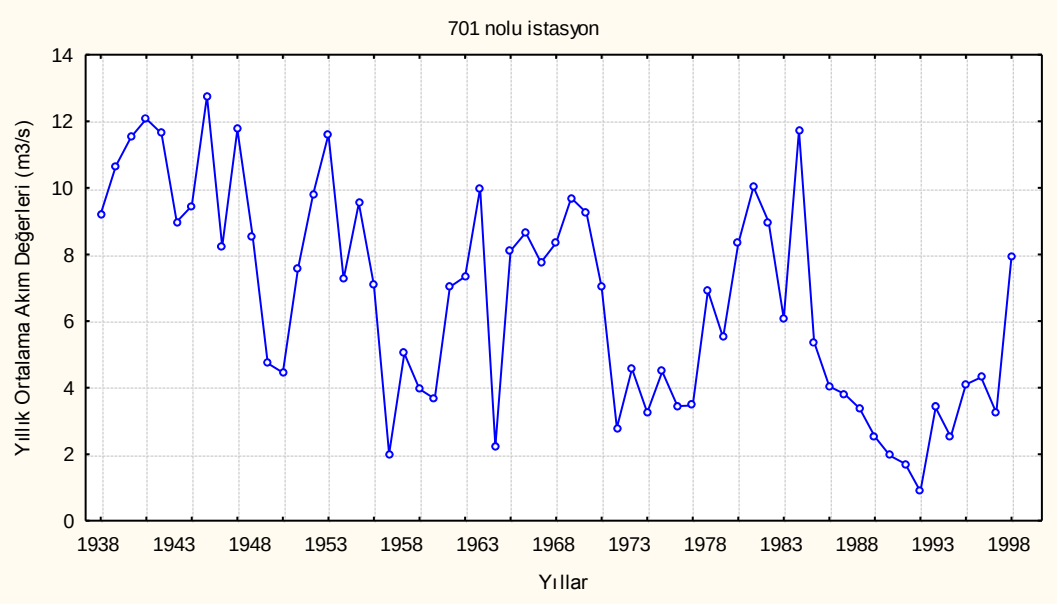
Büyük Menderes Havzası'nda teste tabi tutulan istasyon sayısı dörtdür. Bu istasyonlar sırası ile 701, 706, 713 ve 725 numaralı istasyonlardır. Bu dört istasyona ait gözlem değerleri yukarıda anlatıldığı üzere kendi içlerinde ve bölgesel olarak homojenlik bakımından incelenmişlerdir. Homojenlik testlerinin uygulama sonuçları bu bölümde tablolar halinde ortaya konulacak ve ne ifade ettikleri açıklanacaktır. Bir önceki bölümde anlatılan testlerin uygulanmasına başlamadan önceki adım olan bu kısım temel teşkil etmesi bakımından önem arzetmektedir. Bölgede yeralan dört istasyona ait gözlem verilerinin istatistik değerleri aşağıdaki tablo üzerinde gösterilmektedir.

Tablo 3.21 Büyük Menderes Havzası'nda yeralan istasyonların istatistik parametreleri

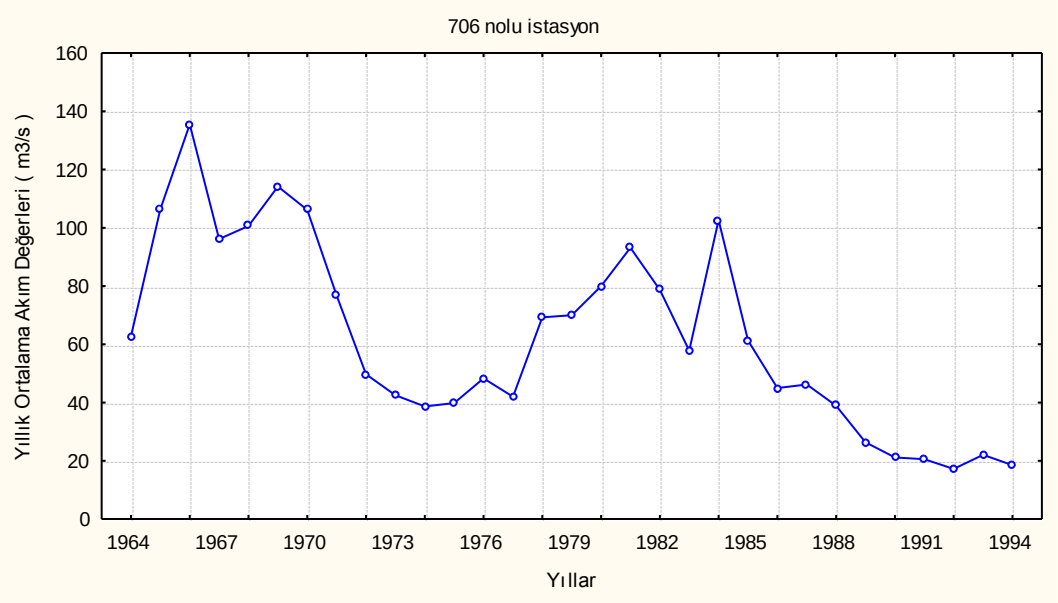
İSTASYON	İSTATİSTİK PARAMETRELER	
701	Veri Uzunluğu (61 yıl)	1938 – 1998
	Ortalama Değer	6.651
	Standart Sapma	3.200
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.481
	Medyan Değer	7.081
	Çarpıklık Katsayısı	0.094
	Kurtosis Sayısı	-1.223
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.624
	Maksimum Değer (m^3/s)	12.753
	Minimum Değer (m^3/s)	0.881
706	Veri Uzunluğu (31 yıl)	1964 – 1994
	Ortalama Değer	62.196
	Standart Sapma	32.479
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.522
	Medyan Değer	61.283
	Çarpıklık Katsayısı	0.435
	Kurtosis Sayısı	-0.964
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.776
	Maksimum Değer (m^3/s)	135.508
	Minimum Değer (m^3/s)	17.208

İSTASYON	İSTATİSTİK PARAMETRELER	
	Veri Uzunluğu (31 yıl)	1964 – 1994
	Ortalama Değer	13.327
	Standart Sapma	6.662
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.500
713	Medyan Değer	13.025
	Çarpıklık Katsayısı	0.564
	Kurtosis Sayısı	-0.702
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.767
	Maksimum Değer (m^3/s)	28.808
	Minimum Değer (m^3/s)	3.883
	Veri Uzunluğu (27 yıl)	1972 – 1998
	Ortalama Değer	2.963
	Standart Sapma	1.585
	Değişim Katsayısı (C_{vx})	0.535
725	Medyan Değer	2.736
	Çarpıklık Katsayısı	1.175
	Kurtosis Sayısı	0.461
	Seri Korelasyon Katsayısı	0.398
	Maksimum Değer (m^3/s)	7.254
	Minimum Değer (m^3/s)	0.917

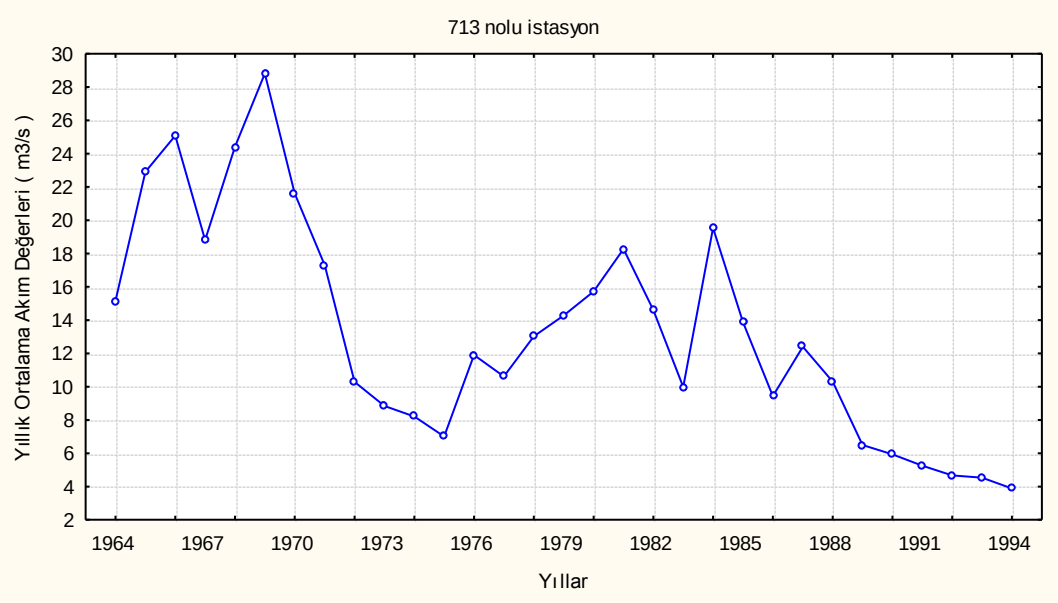
Yukarıdaki tabloda istatistik parametreleri verilen dört adet istasyona ait zaman serisi grafikleri aşağıda gösterilmiştir.



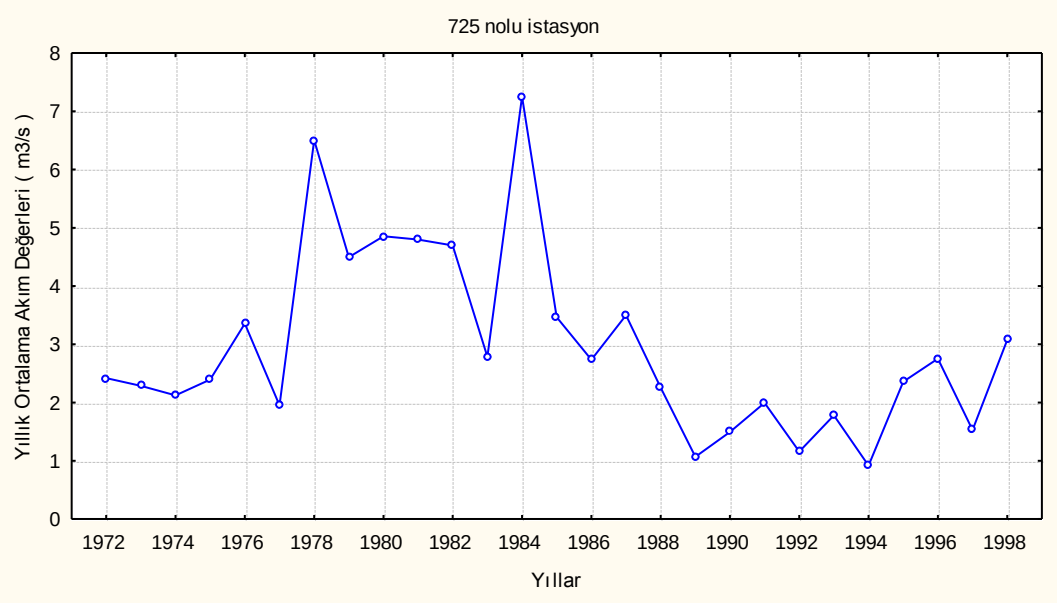
Şekil 3.21 701 nolu istasyona ait zaman serisi



Şekil 3.22 706 nolu istasyona ait zaman serisi



Şekil 3.23 713 nolu istasyona ait zaman serisi



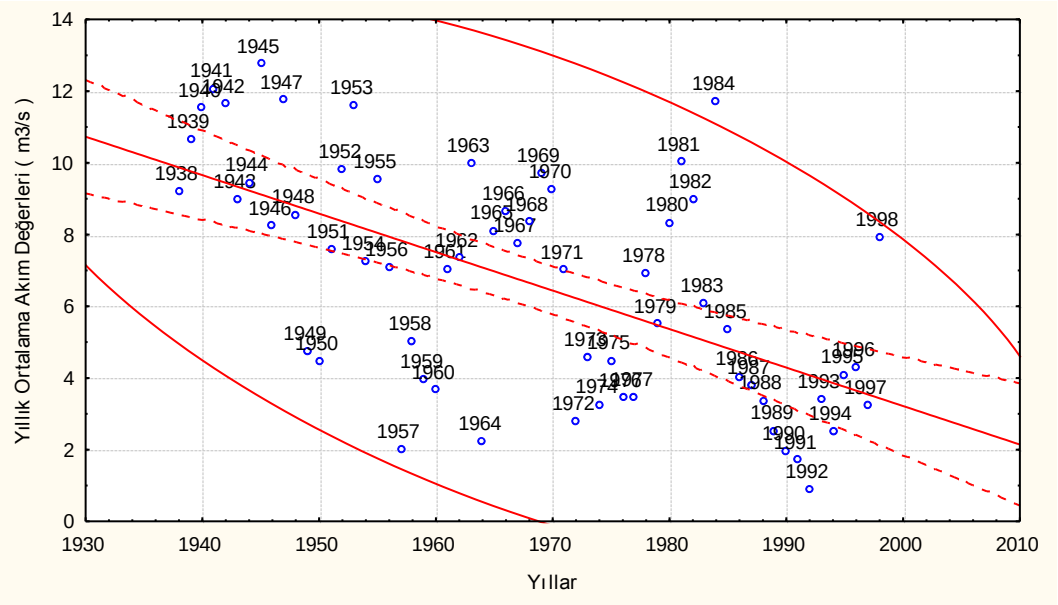
Şekil 3.24 725 nolu istasyona ait zaman serisi

İstatistik parametrelerini ve zaman serisi grafiklerini yukarıda verdiğimiz istasyonların aykırı değerler içerip içermediğini analiz etmek için öncelikle Grubbs – Beck Testi verilere uygulanmıştır. Analiz sonucu sınır değerler elde edilerek herbir istasyona ait veri setinde aykırı değerler var ise tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu teste ait aşağıdaki tabloda sonuçlar birarada görülmektedir.

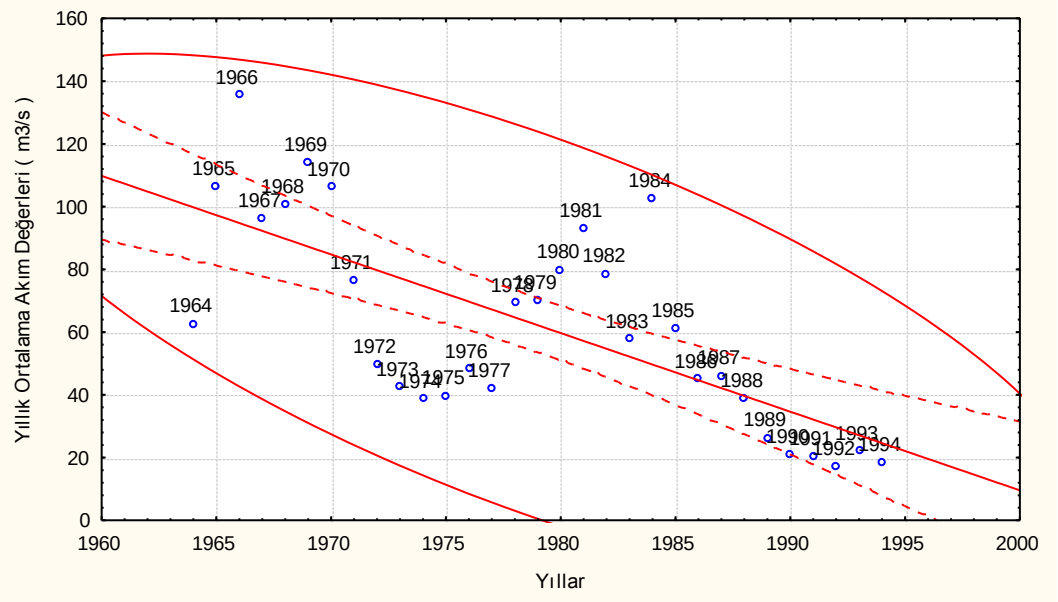
Tablo 3.22 Grubbs – Beck Testi sonuç tablosu

İSTASYON	SINIR DEĞERLER		SONUÇ
701	x_L	1.078	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMİŞTİR** *
	x_H	30.698	
706	x_L	11.685	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	244.175	
713	x_L	2.871	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	47.444	
725	x_L	0.698	**AYKIRI DEĞER GÖZLENMEMİŞTİR**
	x_H	9.704	

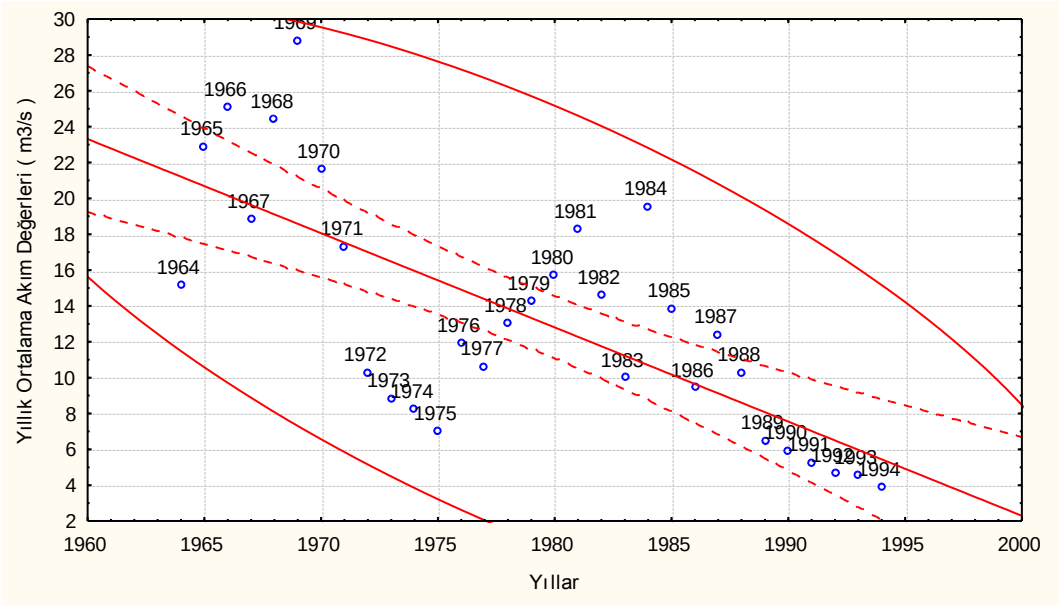
Veriyi kendi içerisinde homojenlik bakımından araştıran bir diğer test grafiksel bir test olan elips testidir. Herbir istasyon için elde ettiğimiz grafikler sırası ile aşağıda gösterilmiştir.



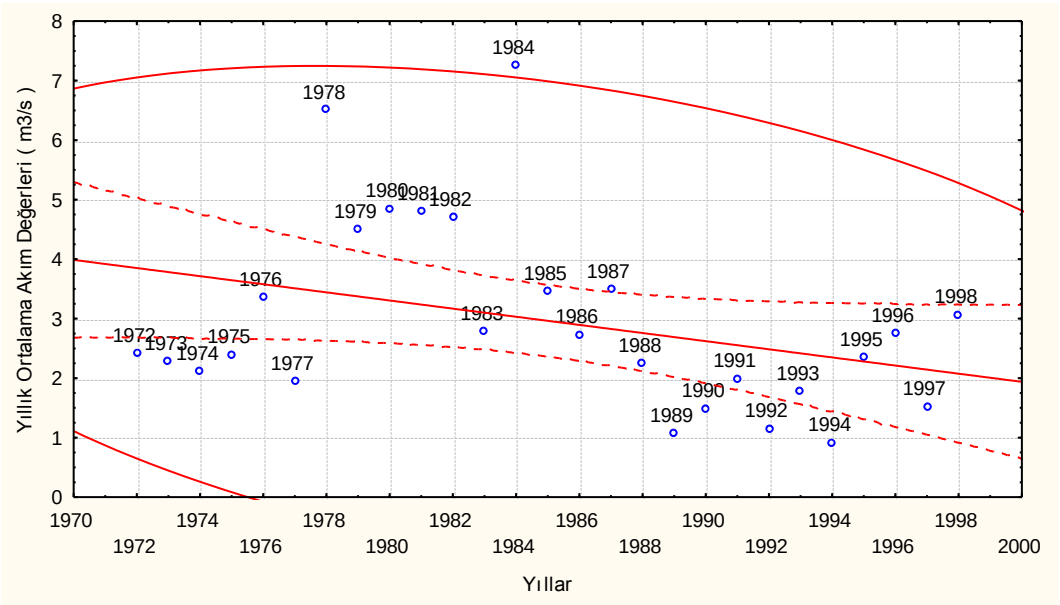
Şekil 3.25 701 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.26 706 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.27 713 nolu istasyona ait elips testi grafiği



Şekil 3.28 725 nolu istasyona ait elips testi grafiği

Aykırılık bakımından istasyonların kendi içlerinde değerlendirildiği iki testin sonuçları yorumlanacak olursak; Grubbs – Beck Testi 701 nolu istasyonda aykırı değerler olduğu sonucunu vermiştir. Buna karşın elips testi sonucunda 701 ve 725 nolu istasyonlarda aykırı değerler olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Veriyi kendi içinde inceleyen bu iki testten sonra bölgesel olarak homojenliğin incelendiği Hosking – Wallis bölgesel frekans analizi havzaya uygulanmıştır. Bölgesel analiz testlerin açıklandığı bölümde üzerinde durulduğu üzere l – momentlerine dayalı bir analizdir. 7 nolu havzada bulunan istasyonlara ait l – moment değerleri tablo 3.23'de verilmiştir.

Tablo 3.23 İstasyonlara ait L – moment değerleri

İstasyon No	L1	L - CV	L - ÇARPIKLIK	L-KURTOSIS	T_5
701	6.6500	0.2788	0.0398	0.0187	0.0269
706	62.2000	0.3011	0.1310	0.0620	0.0255
713	13.3300	0.2875	0.1506	0.1018	0.0473
725	2.9600	0.2922	0.2550	0.1882	0.0642

Yukarıdaki tabloda görülen l – moment değerleri yardımı ile bölgede aykırı bir istasyon olup olmadığı D_i istatistik değerleri ile belirlenmektedir. Bölge istasyonlarına ait D_i değerleri tablo 3.24'de görülmektedir.

Tablo 3.24 İstasyonlara ait D_i değerleri

İstasyon No	D_i	D_{kritik}	SONUÇ
701	1	3	AYKIRI DEĞİL
706	1	3	AYKIRI DEĞİL
713	1	3	AYKIRI DEĞİL
725	1	3	AYKIRI DEĞİL

İstasyonların bölge içeresinde aykırı olup olmadıklarına baktıktan sonraki adım bölgeye ait olan H değerlerinin elde edilerek bölgenin homojen olup olmadığına karar verilecek olan heterojenliğin araştırılması aşamasıdır. Bu aşamada bir önceki bölümde adımları açıklanmış olan simülasyondan yararlanılmıştır. Bölgeye ait simülasyon değerlerini ve H istatistik değerleri aşağıda tablolar halinde gösterilmektedir.

Tablo 3.25 Bölgeye ait H_1 değeri

Gözlenmiş L – CV Değerlerinin Standart Sapması	Simülasyon L – CV Değerlerinin Ortalaması	Simülasyon L – CV Değerlerinin Standart Sapması	H_1	SONUÇ
0.0085	0.0237	0.0098	- 1.55	BÖLGE HOMOJENDİR

Tablo 3.26 Bölgeye ait H_2 değeri

Gözlenmiş L – CV / L – ÇARP Ortalaması	Simülasyon L – CV / L – ÇARP Ortalaması	Simülasyon L – CV / L – ÇARP Standart Sapması	H_2	SONUÇ
0.0670	0.0542	0.0206	0.62	BÖLGE HOMOJENDİR

Tablo 3.27 Bölgeye ait H_3 değeri

Gözlenmiş L – ÇARP/L - KURT Ortalaması	Simülasyon L – ÇARP/L - KURT Ortalaması	Simülasyon L – ÇARP/L - KURT	H_3	SONUÇ
0.0835	0.0640	0.0212	0.92	BÖLGE HOMOJENDİR

Her üç H istatistik değerininde bölgenin homojen olduğu yönünde sonuç verdiğini elde ettikten sonra bir sonraki adıma geçilerek bölge için uygun bir dağılım bulunmaya çalışılmıştır. Bunun içinde önceki bölümde anlatılan simülasyondan yararlanılmıştır. Bölgesel analiz metodunun son ayağını oluşturan bu kısma ait bulgular aşağıdaki tablolarda gösterilmiştir.

Tablo 3.28 Dağılımlara ait z değerleri

BÖLGE İÇİN UYGUN BULUNAN DAĞILIMLAR	L - KURTOSIS	Dağılıma ait z değeri	SONUÇ
LOJISTIK	0.1790	4.41 *	**RED**
EKSTREM DEĞER	0.1330	2.48 *	**RED**
NORMAL	0.1340	2.55 *	**RED**
PEARSON TİP III	0.1270	2.25 *	**RED**
PARETO	0.0380	- 1.47	KABUL

Tablo 3.29 Seçilen dağılımlara ait parametreler

SEÇİLEN DAĞILIMLAR	1.PAR.	2.PAR.	3.PAR.	4.PAR.	5.PAR.
WAKEBY	0.2150	0.9320	2.4100	0.6470	- 0.2660
PARETO	0.2610	1.1610	0.5710		

Homojenliğin araştırıldığı bu bölümde grafiksel ve matematiksel olarak sonuçlar ortaya konulmaya çalışılmıştır. 6 nolu Gediz Havzası hariç diğer üç havzada homojenlik bölgesel olarak araştırılmış; 7 nolu havza dışında H_1 istatistik değerlerinin bölgelerin homojen olmadıkları yönünde sonuç verdikleri gözlenmiştir. Grafikler bize incelediğimiz veri setleri hakkında çok şey söylemeleri bakımından önem arz etmektedirler. Sırası ile verilerdeki anomalileri, 5 ve 11 yıllık MA modelleri yardımı ile hazırlanmış grafikleri elde ederek havza ölçümlerine ait karakteristikler daha belirgin olarak ortaya konmaya çalışılmıştır. Elde edilen grafikler ekler kısmında detaylı olarak verilmiştir. Ayrıca istasyonlara ait histogramlar ve kutu diyagramlar ekler kısmında bulunabilir.

3.2 RASTGELELİK ANALİZİ

İstasyonlardan elde edilen ölçüm verilerinde rastgeleliğin araştırıldığı bu bölümde önceki bölümde ayrıntıları verilmiş olan iki adet istatistik testten faydalanılmıştır. Bu testlerin hesap adımları ve detayları önceki bölümde yeralmaktadır. Bu testler Wald – Wolfowitz Testi ile McGhee Testleridir. Sırası ile her havzada yeralan istasyonlar için sonuçlar tablolar halinde sunulacak ve verilerin karakteristikleri ortaya konulmaya çalışılacaktır.

3.2.1 4 NOLU EGE SULARI HAVZASINDA RASTGELELİK ANALİZİ

İlk olarak bölgede yeralan istasyonlar için McGhee testinin sonuçları tablo 3.30'da ayrıntılı olarak gösterilmiştir.

Tablo 3.30 McGhee Testi istatistik değerleri

İstasyon	n_1	n_2	R	u	$u_{KRİTİK}$
406	14	16	13	- 1.095	± 1.960
407	17	19	17	- 0.660	± 1.960
408	14	16	15	- 0.348	± 1.960

Tablodan da görülebileceği üzere McGhee testi her üç istasyona ait veri içinde verinin rastgele olduğu sonucunu vermiştir. Veri setine bir diğer parametrik olmayan test Wald – Wolfowitz testi de uygulanmıştır. Bu teste ait sonuçlar aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 3.31 Wald – Wolfowitz Testi istatistik değerleri

İstasyon	R	$R_{ORTALAMA}$	$R_{VARYANS}$	u	$u_{KRİTİK}$
406	6912.50	5872.68	141395.23	2.765 *	± 1.960
407	5430.14	5161.32	27012.06	1.634	± 1.960
408	26.89	26.41	1.090	0.454	± 1.960

Tablodan da görülebileceği üzere Wald – Wolfowitz testi 406 nolu istasyona ait verinin rastgele olmadığı sonucunu vermiştir. Diğer iki istasyon için McGhee testi ile aynı sonucu vermiştir.

3.2.2 5 NOLU GEDİZ HAVZASINDA RASTGELELİK ANALİZİ

İlk olarak bölgede yeralan istasyonlar için McGhee testinin sonuçları tablo 3.32'de ayrıntılı olarak gösterilmiştir.

Tablo 3.32 McGhee Testi istatistik değerleri

İstasyon	n_1	n_2	R	u	$u_{KRİTİK}$
509	17	19	15	- 1.338	± 1.960
510	14	16	11	- 1.842	± 1.960
514	14	16	13	- 1.095	± 1.960
515	15	17	15	- 0.699	± 1.960
518	14	16	9	- 2.588 *	± 1.960
523	13	15	13	- 0.747	± 1.960

Yukarıdaki tablodan da görülebileceği üzere McGhee testi 518 nolu istasyona ait veri için verinin rastgele olmadığı sonucunu vermiştir. Veri setine bir diğer parametrik olmayan test, Wald – Wolfowitz testi de uygulanmıştır. Bu teste ait sonuçlar aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 3.33 Wald – Wolfowitz Testi istatistik değerleri

İstasyon	R	$R_{ORTALAMA}$	$R_{VARYANS}$	u	$u_{KRİTİK}$
509	343.21	317.83	538.79	1.094	± 1.960
510	1255.11	967	13569.82	2.474 *	± 1.960
514	246.20	218.82	171.77	2.089 *	± 1.960
515	414.66	397.92	356.23	0.887	± 1.960
518	76378.17	58769.08	21157040.11	3.828 *	± 1.960
523	3299.26	2897.60	23959.21	2.595 *	± 1.960

3.2.3 6 NOLU KÜÇÜK MENDERES HAVZASINDA RASTGELELİK ANALİZİ

İlk olarak bölgede yeralan istasyonlar için McGhee testinin sonuçları tablo 3.34'de ayrıntılı olarak gösterilmektedir.

Tablo 3.34 McGhee Testi istatistik değerleri

İstasyon	n_1	n_2	R	u	$u_{KRİTİK}$
601	18	20	8	- 3.941 *	± 1.960

Yukarıdaki tablodan da görülebileceği üzere McGhee testi 601 nolu istasyon için verinin rastgele olmadığı sonucunu vermiştir. Veri setine bir diğer parametrik olmayan test olan Wald – Wolfowitz testi de uygulanmıştır. Bu teste ait sonuçlar aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 3.35 Wald – Wolfowitz Testi istatistik değerleri

İstasyon	R	$R_{ORTALAMA}$	$R_{VARYANS}$	u	$u_{KRİTİK}$
601	5253.49	4122.38	194113.07	2.721 *	± 1.960

3.2.4 7 NOLU BÜYÜK MENDERES HAVZASINDA RASTGELELİK ANALİZİ

İlk olarak bölgede yeralan istasyonlar için McGhee testinin sonuçları tablo 3.36'da ayrıntılı olarak gösterilmiştir.

Tablo 3.36 McGhee Testi istatistik değerleri

İstasyon	n_1	n_2	R	u	$u_{KRİTİK}$
701	29	31	13	- 4.684 *	± 1.960
706	14	16	6	- 3.708 *	± 1.960
713	14	16	6	- 3.708 *	± 1.960
725	12	14	8	- 2.386 *	± 1.960

Yukarıdaki tablodan da görülebileceği üzere McGhee testi dört istasyona ait veri için verinin rastgele olmadığı sonucunu vermiştir. Veri setine bir diğer parametrik olmayan test olan Wald – Wolfowitz testi de uygulanmıştır. Bu teste ait sonuçlar aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 3.37 Wald – Wolfowitz Testi istatistik değerleri

İstasyon	R	$R_{ORTALAMA}$	$R_{VARYANS}$	u	$u_{KRİTİK}$
701	3085.79	2688.51	6100.94	5.086 *	± 1.960
706	144447.93	118864.68	30916653.36	4.601 *	± 1.960
713	6509.75	5461.18	54145.24	4.506 *	± 1.960
725	263.05	234.58	140.00	2.406 *	± 1.960

3.3 SIÇRAMA ANALİZİ

İstasyonlardan elde edilen ölçüm verilerinde sıçramanın araştırıldığı bu bölümde önceki bölümde ayrıntıları verilmiş olan iki adet istatistik testten faydalanılmıştır. Bu testlerin hesap adımları ve detayları önceki bölümde yeralmaktadır. Bu testler t – Testi ile Mann – Whitney Testleridir. Sırası ile her havzada yeralan istasyonlar için sonuçlar tablolar halinde sunulacak ve verilerin karakteristikleri ortaya konulmaya çalışılacaktır. Bu testler uygulanmadan önce herbir istasyona ait veri Hubert'in zaman dilimi eldesi metoduyla mümkün olduğunca çok zaman dilimine ayrılmış ve ardışık dilimler arasında sözü edilen testler uygulanmıştır. Herbir istasyon için elde edilen zaman dilimleri ve test sonuçları aşağıda tablolar halinde verilmiştir.

3.3.1 4 NOLU EGE SULARI HAVZASINDA SIÇRAMA ANALİZİ

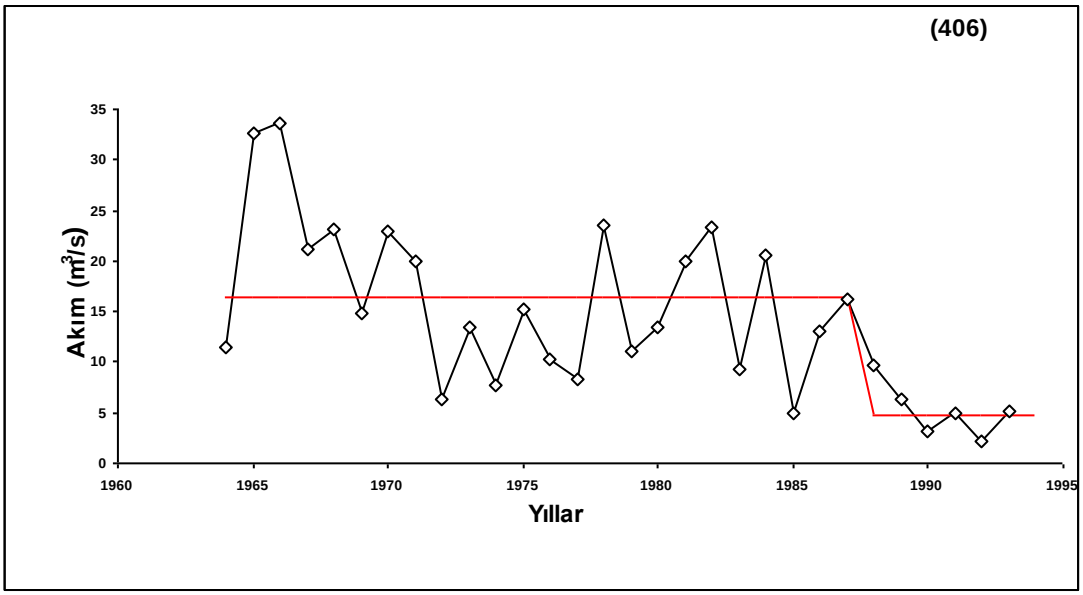
Tablo 3.38 Hubert'in programı yardımı ile elde edilen zaman dilimleri

İstasyon	1. ZAMAN DİLİMİ	2. ZAMAN DİLİMİ	3. ZAMAN DİLİMİ	4. ZAMAN DİLİMİ
406	1964 – 1987	1988 – 1994		
407	1962 – 1966	1967 – 1982	1983 – 1997	
408	1969 – 1980	1981 – 1998		

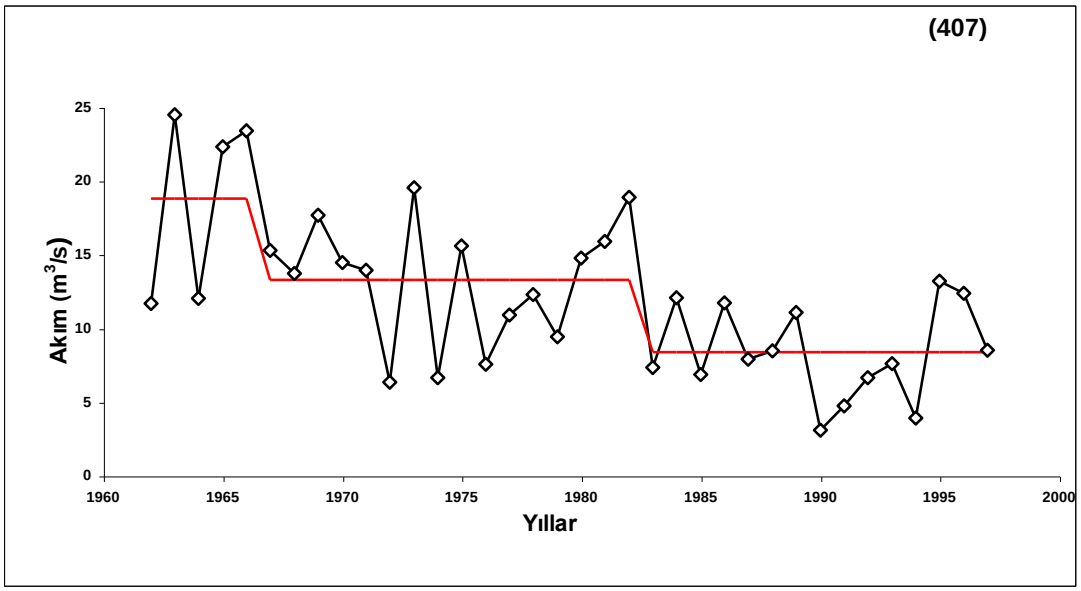
Yukarıda zaman dilimleri görülen herbir istasyon verisine önce parametrik t – testi uygulanmıştır. Bu testin sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 3.39 t – testi istatistik değerleri

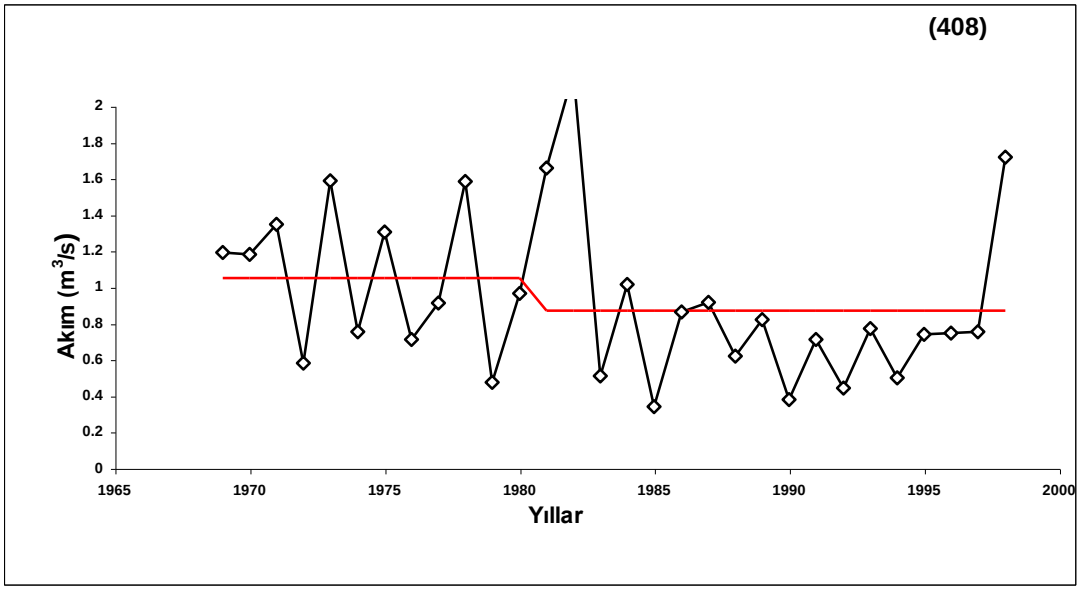
İstasyon	y_1	y_2	N_1	N_2	s	t	$t_{KRİTİK}$
406	16.506	4.736	24	7	14.983	1.829	± 2.045
407 (1 – 2 arası)	18.782	13.301	5	16	30.232	0.354	± 2.093
407 (2 – 3 arası)	13.301	8.369	16	15	14.905	0.921	± 2.045
408	1.049	0.871	12	18	1.380	0.347	± 2.048



Şekil 3.29 406 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.30 407 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.31 408 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği

t – testi sonuçları ve grafikleri yukarıda görülen Ege Suları Havzası'na ait istasyon verilerine parametrik olmayan bir test olan Mann – Whitney Testi de uygulanmıştır. Bu test de ardışık zaman dilimleri arasında uygulanarak sonuçlar ortaya konmuştur. Aşağıda tablo halinde sonuçlar verilmiştir.

Tablo 3.40 Mann – Whitney Testi istatistik değerleri

İstasyon	W	$W_{ORTALAMA}$	$W_{STANDART\ SP.}$	z	$z_{KRİTİK}$
406	22	80	18.62	- 3.089 *	± 1.960
407 (1 – 2 arası)	136	176	12.11	- 3.262 *	± 1.960
407 (2 – 3 arası)	331	256	25.30	2.984 *	± 1.960
408	245	279	23.62	- 1.418	± 1.960

3.3.2 5 NOLU GEDİZ HAVZASINDA SIÇRAMA ANALİZİ

Öncelikle Hubert'in programı yardımı ile elde ettiğimiz zaman dilimleri 5 nolu Gediz Havzası için tablo 3.41'de gösterilmiştir.

Tablo 3.41 Hubert'in programı yardımı ile elde edilen zaman dilimleri

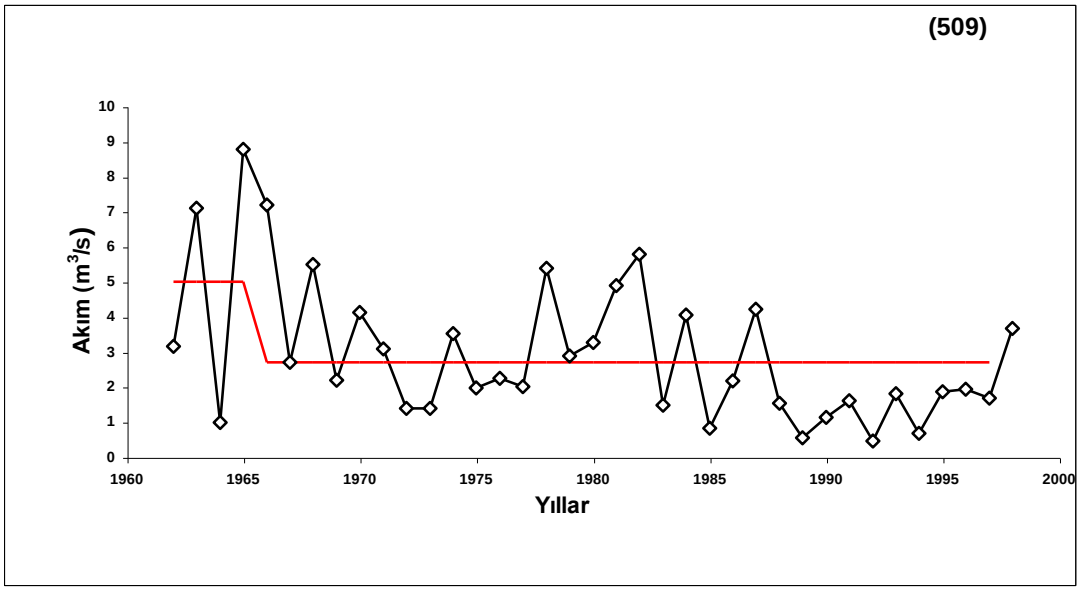
İstasyon	1. ZAMAN DİLİMİ	2. ZAMAN DİLİMİ	3. ZAMAN DİLİMİ	4. ZAMAN DİLİMİ
509	1962 – 1965	1966 – 1998		
510	1964 – 1967	1968 – 1980	1981 – 1994	
514	1964 – 1987	1988 – 1994		
515	1966 – 1987	1988 – 1998		
518	1964 – 1970	1971 – 1977	1978 – 1984	1985 – 1994
523	1970 – 1977	1978 – 1984	1985 – 1998	

Yukarıda zaman dilimleri görülen herbir istasyon verisine önce parametrik t – testi uygulanmıştır. Bu testin sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

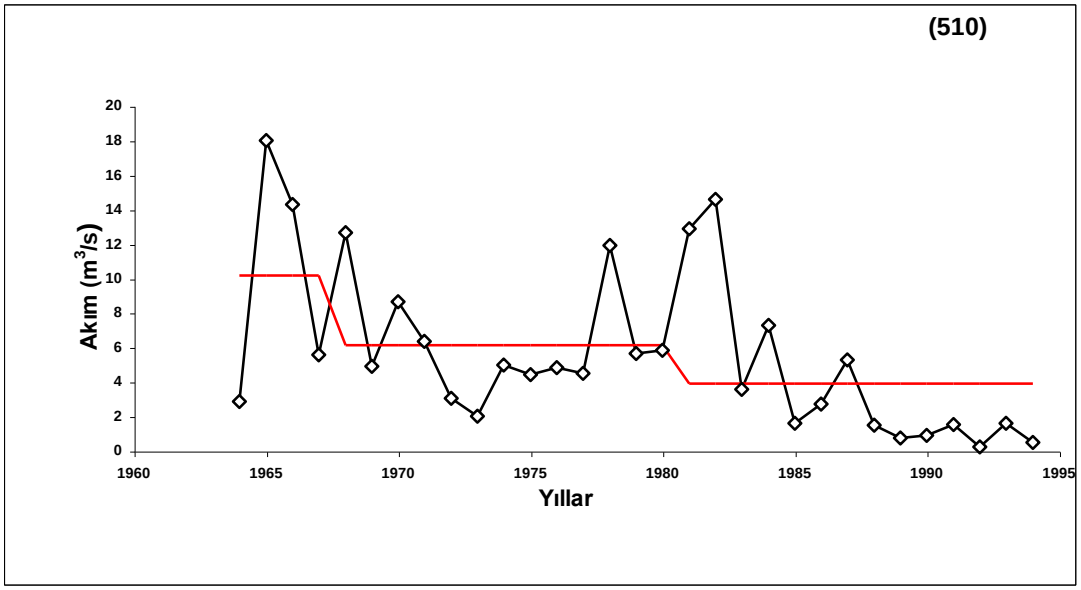
Tablo 3.42 t – testi istatistik değerleri

İstasyon	y_1	y_2	N_1	N_2	s	t	$t_{KRİTİK}$
509	5.001	2.701	4	33	5.618	0.773	± 2.032
510 (1 – 2 arası)	10.177	6.127	4	13	18.472	0.383	± 2.131
510 (2 – 3 arası)	6.127	3.913	13	14	8.541	0.673	± 2.060
514	3.202	0.854	24	7	2.829	1.932	± 2.045
515	4.155	2.153	22	11	4.120	1.316	± 2.021

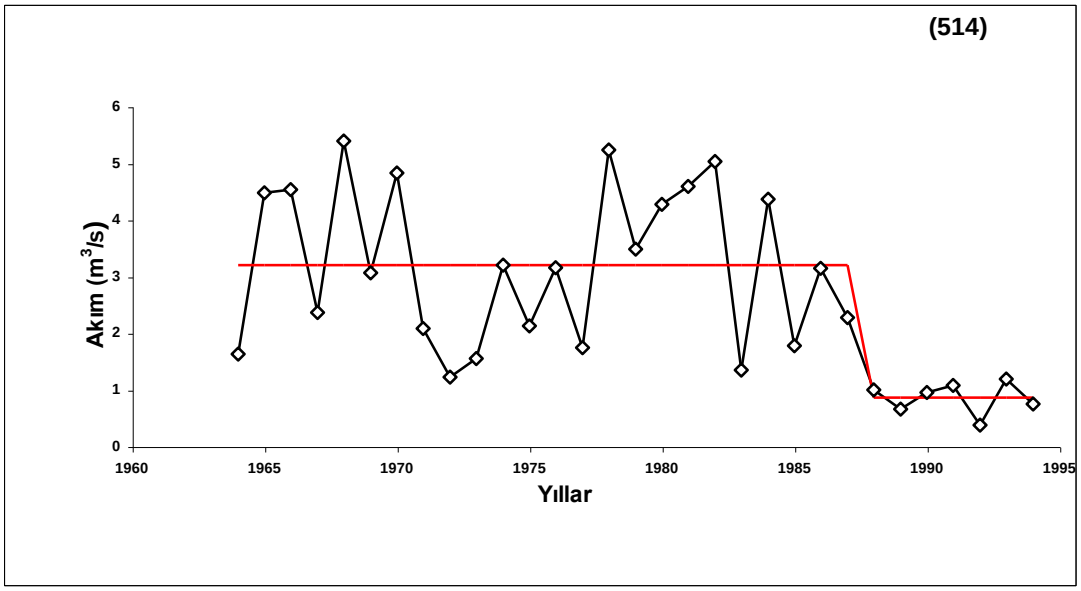
518 (1 – 2 arası)	76.638	31.787	7	7	139.132	0.603	± 2.179
518 (2 – 3 arası)	31.787	62.729	7	7	117.331	0.493	± 2.179
518 (3 – 4 arası)	62.729	16.177	7	10	97.044	0.973	± 2.131
523 (1 – 2 arası)	9.877	16.760	8	7	31.245	0.426	± 2.160
523 (2 – 3 arası)	16.760	6.791	7	14	23.830	0.904	± 2.131



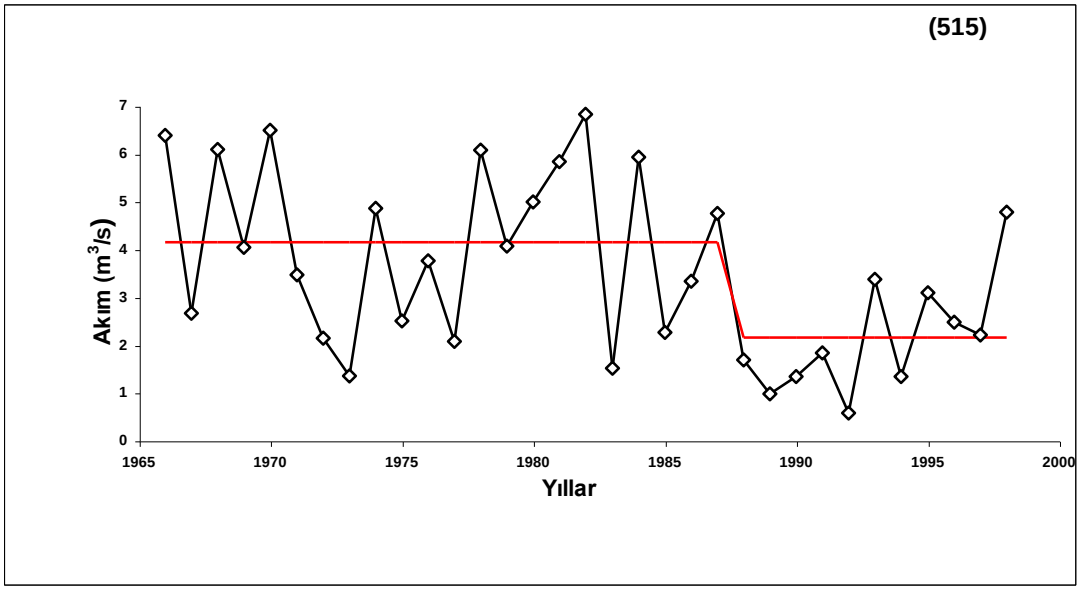
Şekil 3.32 509 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



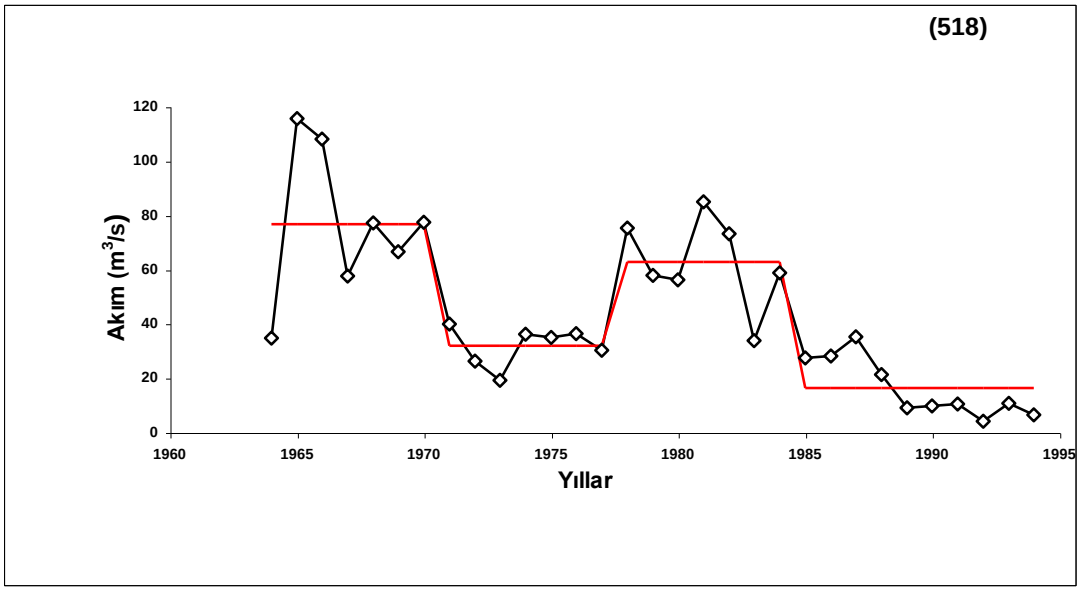
Şekil 3.33 510 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



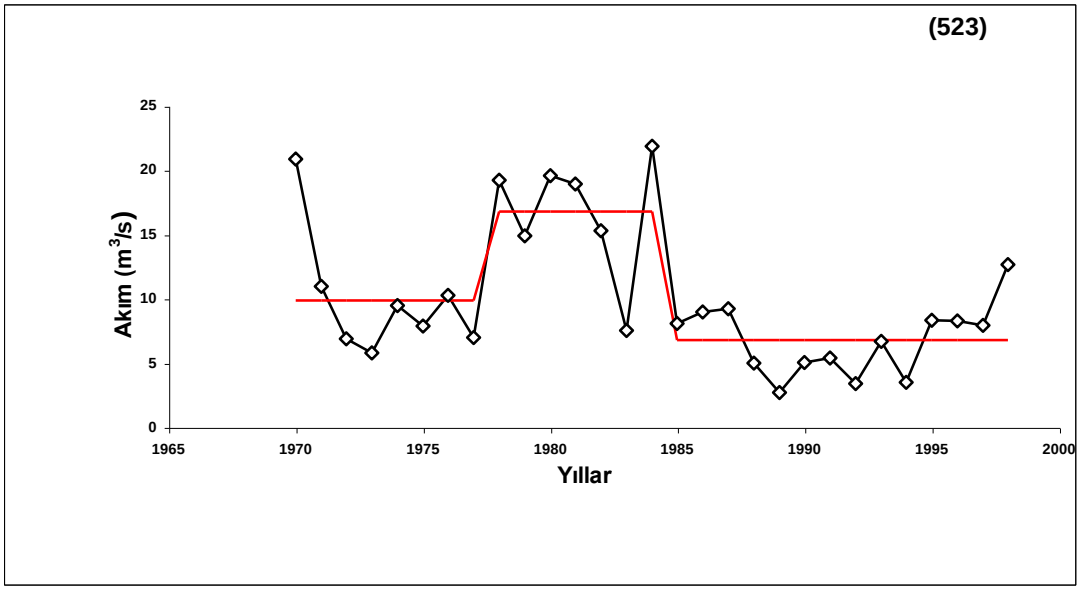
Şekil 3.34 514 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.35 515 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.36 518 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.37 523 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği

t – testi sonuçları ve grafikleri yukarıda görülen Gediz Havzası'na ait istasyon verilerine parametrik olmayan bir test olan Mann – Whitney Testi de uygulanmıştır. Bu test de ardışık zaman dilimleri arasında uygulanarak sonuçlar ortaya konmuştur. Aşağıda tablo halinde sonuçlar verilmiştir.

Tablo 3.43 Mann – Whitney Testi istatistik değerleri

İstasyon	W	$W_{ORTALAMA}$	$W_{VARYANS}$	z	$z_{KRİTİK}$
509	101	76	20.45	1.198	± 1.960
510 (1 – 2 arası)	44	36	8.83	0.849	± 1.960
510 (2 – 3 arası)	220	182	20.61	1.820	± 1.960
514	28	112	21.17	-3.945 *	± 1.960
515	388	374	26.19	0.554	± 1.960
518 (1 – 2 arası)	73	52.5	7.83	2.555 *	± 1.960
518 (2 – 3 arası)	32	52.5	7.83	-2.555 *	± 1.960

518 (3 – 4 arası)	97	63	10.25	3.269 *	± 1.960
523 (1 – 2 arası)	74	56	8.64	2.025 *	± 1.960
523 (2 – 3 arası)	119	77	13.40	3.096 *	± 1.960

3.3.3 6 NOLU KÜÇÜK MENDERES HAVZASINDA SIÇRAMA ANALİZİ

Öncelikle Hubert'in programı yardımı ile elde ettiğimiz zaman dilimleri 6 nolu Küçük Menderes Havzası için tablo 3.44'de gösterilmiştir.

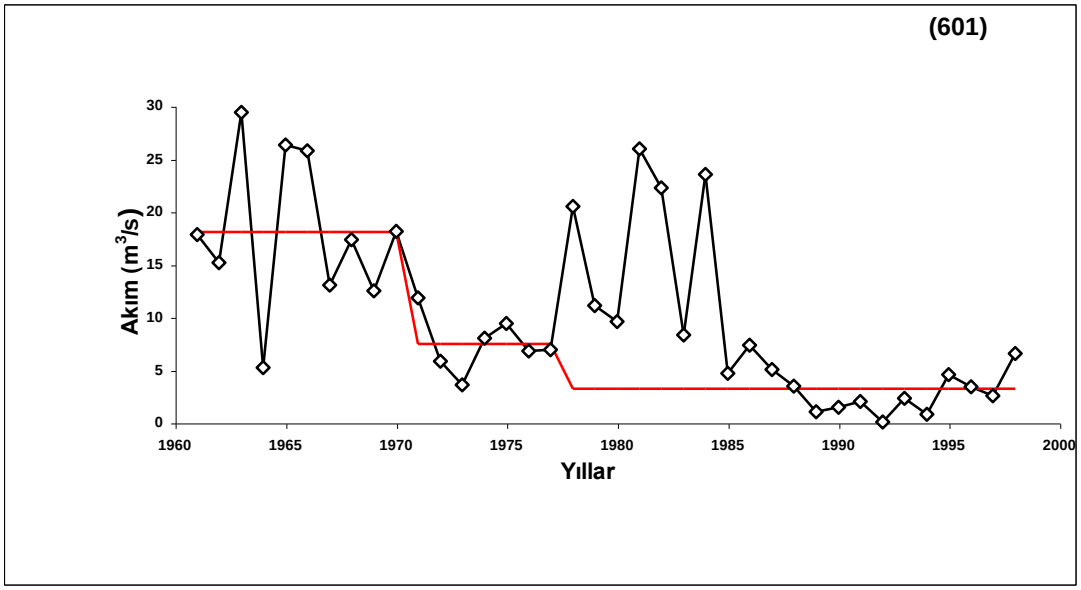
Tablo 3.44 Hubert'in programı yardımı ile elde edilen zaman dilimleri

İstasyon	1. ZAMAN DİLİMİ	2. ZAMAN DİLİMİ	3. ZAMAN DİLİMİ	4. ZAMAN DİLİMİ
601	1961 – 1970	1971 – 1977	1978 – 1984	1985 – 1998

Yukarıda zaman dilimleri görülen istasyon verisine önce parametrik t – testi uygulanmıştır. Bu testin sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 3.45 t – testi istatistik değerleri

İstasyon	y_1	y_2	N_1	N_2	s	t	$t_{KRİTİK}$
601 (1 – 2 arası)	18.055	7.476	10	7	28.533	0.752	± 2.131
601 (2 – 3 arası)	7.476	17.302	7	7	31.743	0.579	± 2.179
601 (3 – 4 arası)	17.302	3.226	7	14	23.640	1.286	± 2.093



Şekil 3.38 601 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği

t – testi sonuçları ve grafikleri yukarıda görülen Küçük Menderes Havzası'na ait istasyon verilerine parametrik olmayan bir test olan Mann – Whitney Testi de uygulanmıştır. Bu test de ardışık zaman dilimleri arasında uygulanarak sonuçlar ortaya konmuştur. Aşağıda tablo halinde sonuçlar verilmiştir.

Tablo 3.46 Mann – Whitney Testi istatistik değerleri

İstasyon	W	$W_{ORTALAMA}$	$W_{VARYANS}$	z	$z_{KRİTİK}$
601 (1 – 2 arası)	34	63	10.25	-2.781 *	± 1.960
601 (2 – 3 arası)	32	52.5	7.83	-2.555 *	± 1.960
601 (3 – 4 arası)	126	77	13.40	3.618 *	± 1.960

3.3.4 7 NOLU BÜYÜK MENDERES HAVZASINDA SIÇRAMA ANALİZİ

Öncelikle Hubert'in programı yardımı ile elde ettiğimiz zaman dilimleri 7 nolu Büyük Menderes Havzası için tablo 3.47'de gösterilmiştir.

Tablo 3.47 Hubert'in programı yardımı ile elde edilen zaman dilimleri

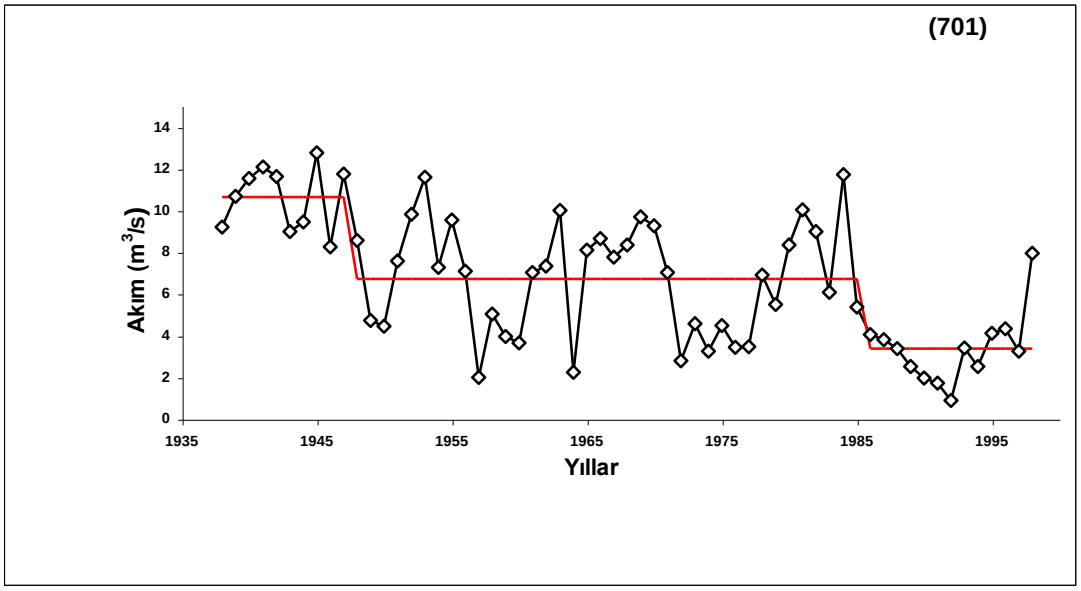
İstasyon	1. ZAMAN DİLİMİ	2. ZAMAN DİLİMİ	3. ZAMAN DİLİMİ	4. ZAMAN DİLİMİ
701	1938 – 1947	1948 – 1985	1986 – 1998	
706	1964 – 1971	1972 – 1977	1978 – 1985	1986 – 1994
713	1964 – 1971	1972 – 1977	1978 – 1985	1986 – 1994
725	1972 – 1977	1978 – 1984	1985 – 1998	

Yukarıda zaman dilimleri görülen herbir istasyon verisine önce parametrik t – testi uygulanmıştır. Bu testin sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

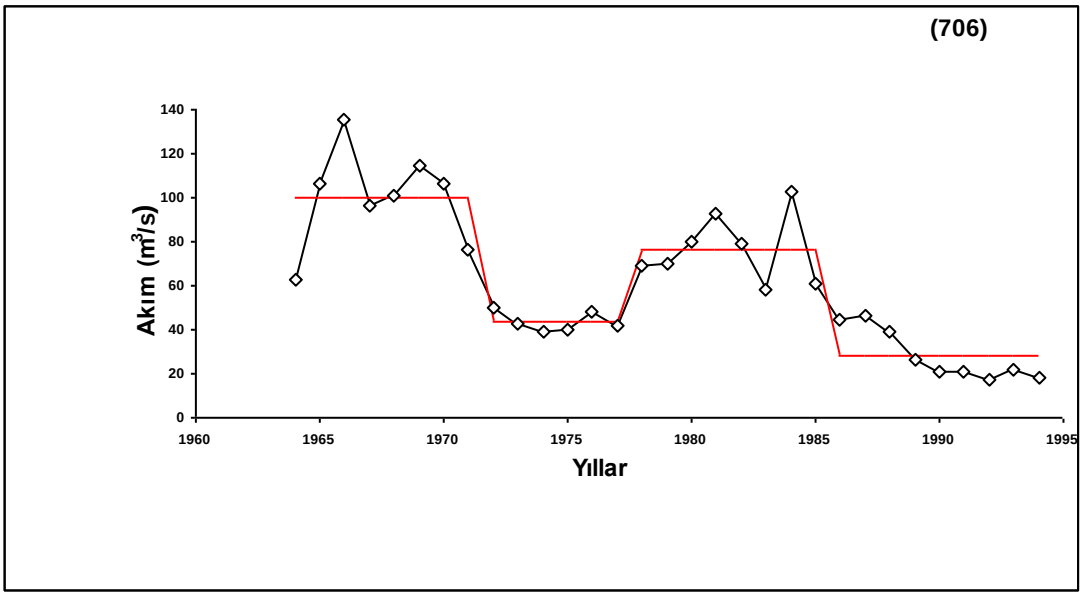
Tablo 3.48 t – testi istatistik değerleri

İstasyon	y_1	y_2	N_1	N_2	s	t	$t_{KRİTİK}$
701 (1 – 2 arası)	10.630	6.727	10	38	9.046	1.214	± 2.008
701 (2 – 3 arası)	6.727	3.369	38	13	3.821	2.735 *	± 2.002
706 (1 – 2 arası)	99.792	43.504	8	6	179.540	0.581	± 2.179
706 (2 – 3 arası)	43.504	76.597	6	8	145.446	0.421	± 2.179
706 (3 – 4 arası)	76.597	28.439	8	9	119.974	0.826	± 2.131
713 (1 – 2 arası)	21.760	9.476	8	6	39.171	0.581	± 2.179
713 (2 – 3 arası)	9.476	14.911	6	8	29.224	0.344	± 2.179
713 (3 – 4 arası)	14.911	6.988	8	9	24.204	0.674	± 2.131

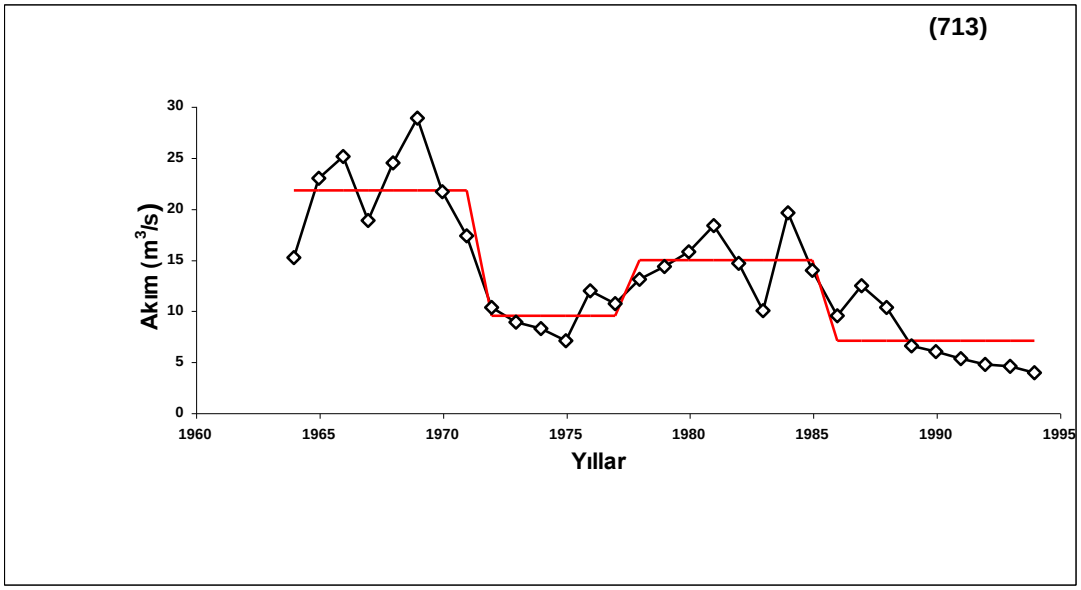
725 (1 – 2 arası)	2.422	5.056	6	7	9.803	0.483	± 2.201
725 (2 – 3 arası)	5.056	2.149	7	14	7.223	0.869	± 2.093



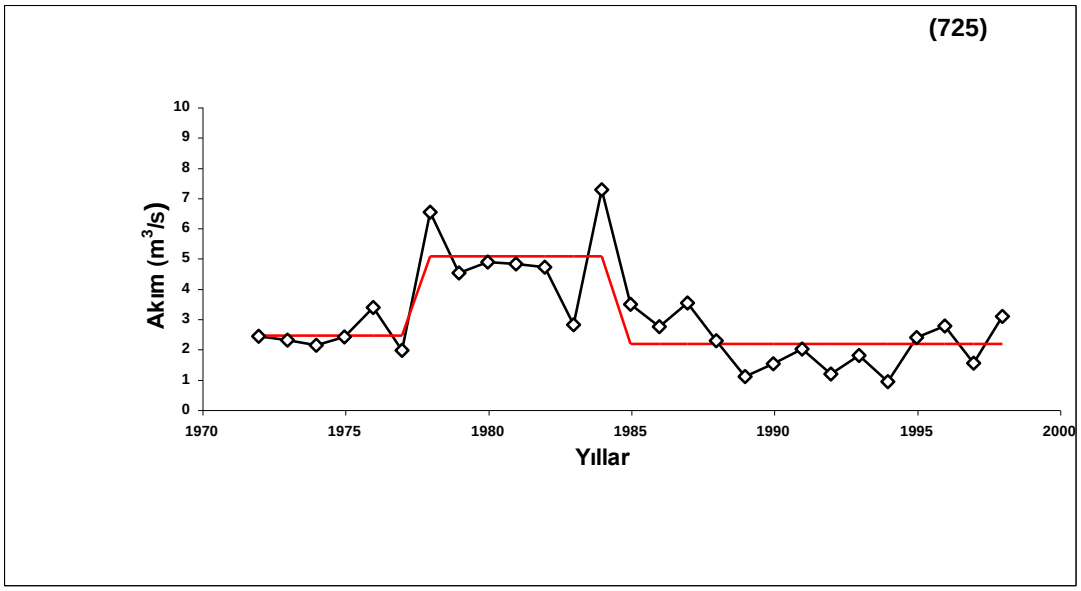
Şekil 3.39 701 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.40 706 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.41 713 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği



Şekil 3.42 725 nolu istasyona ait zaman dilimi grafiği

t – testi sonuçları ve grafikleri yukarıda görülen Büyük Menderes Havzası'na ait istasyon verilerine parametrik olmayan bir test olan Mann – Whitney Testi de uygulanmıştır. Bu test de ardışık zaman dilimleri arasında uygulanarak sonuçlar ortaya konmuştur. Aşağıda tablo halinde sonuçlar verilmiştir.

Tablo 3.49 Mann – Whitney Testi istatistik değerleri

İstasyon	W	$W_{ORTALAMA}$	$W_{VARYANS}$	z	$z_{KRİTİK}$
701 (1 – 2 arası)	394	245	39.39	3.770 *	± 1.960
701 (2 – 3 arası)	161	338	46.27	-3.815 *	± 1.960
706 (1 – 2 arası)	21	45	7.75	-3.034 *	± 1.960
706 (2 – 3 arası)	21	45	7.75	-3.034 *	± 1.960
706 (3 – 4 arası)	108	72	10.39	3.416 *	± 1.960
713 (1 – 2 arası)	21	45	7.75	-3.034 *	± 1.960
713 (2 – 3 arası)	24	45	7.75	-2.645 *	± 1.960
713 (3 – 4 arası)	111	76	11.25	3.065 *	± 1.960
725 (1 – 2 arası)	22	42	7	-2.786 *	± 1.960
725 (2 – 3 arası)	123	77	13.40	3.395 *	± 1.960

3.4 TREND ANALİZİ

İstasyonlardan elde edilen ölçüm verilerinde trendin araştırıldığı bu bölümde önceki bölümde ayrıntıları verilmiş olan üç adet istatistik testten faydalanılmıştır. Bu testlerin hesap adımları ve detayları önceki bölümde yeralmaktadır. Bu testler Spearman Testi, Mann – Kendall Testi ve Bölgesel Trend Analizidir. Sırası ile her havzada yeralan istasyonlar için sonuçlar tablolar halinde sunulacak ve verilerin karakteristikleri ortaya konulmaya çalışılacaktır.

3.4.1 4 NOLU EGE SULARI HAVZASI'NDA TREND ANALİZİ

Tablo 3.50 Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri

İstasyon	r_S	t	$t_{KRİTİK}$	SONUÇ
406	0.646	4.562 *	± 2.060	TREND VAR
407	0.539	3.729 *	± 2.050	TREND VAR
408	0.341	1.920	± 2.060	TREND YOK

Tablodan görülebileceği üzere Spearman testi Ege Suları Havzası'nda yeralan 406 ve 407 nolu istasyon verisinde trend olduğu 408 nolu istasyona ait veride ise olmadığı sonucunu vermiştir. Trendi istasyon bazında araştırmada kullanılan bir diğer test Mann – Kendall Testi'dir. Bu test önceki bölümde açıklandığı üzere iki farklı yöntem yardımıyla kullanılmıştır. İlk yöntem olan klasik yöntemin sonuçları tablo 3.51'de verilmektedir.

Tablo 3.51 Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

İstasyon	S	Var(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
406	- 223	3461.67	- 3.773 *	± 1.960	TREND VAR
407	- 232	5390	- 3.146 *	± 1.960	TREND VAR
408	- 95	3141.67	- 1.677	± 1.960	TREND YOK

Tablodan da görülebileceği üzere klasik Mann – Kendall testi Spearman testi ile aynı sonuçları vermiştir. Yenilenmiş Mann – Kendall testi sonuçları tablo 3.52'de gösterilmektedir.

Tablo 3.52 Yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

İstasyon	S	V*(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
406	- 223	3461.92	- 3.773 *	± 1.960	TREND VAR
407	- 232	5390.25	- 3.146 *	± 1.960	TREND VAR
408	- 95	3141.93	- 1.677	± 1.960	TREND YOK

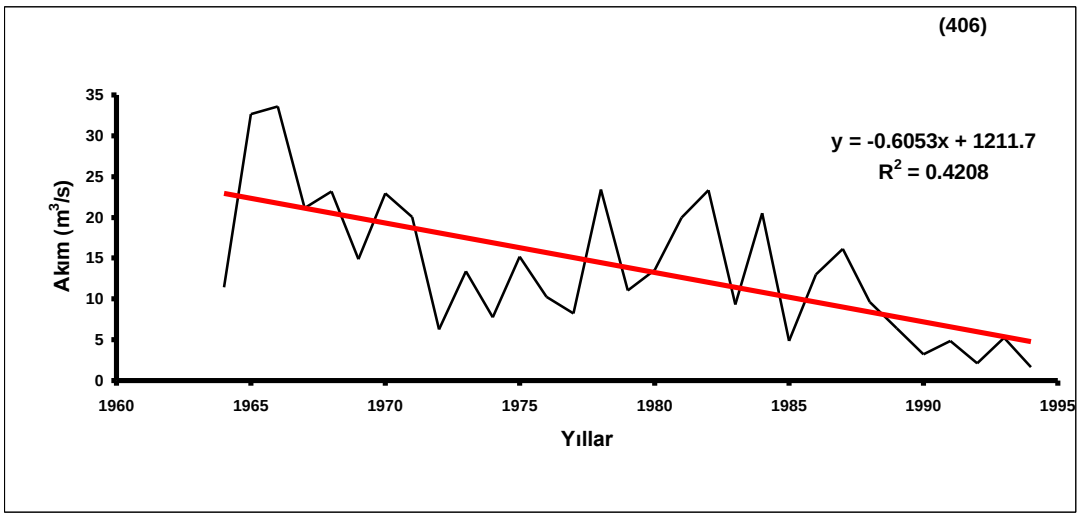
Yukarıda kullanılan yöntemler istasyon bazında trendin varlığının araştırılmasında kullanılmaktedırlar. Bölgesel bazda trendin varlığının araştırıldığı analizin sonuçlarını tablo 3.53'de görmek mümkündür.

Tablo 3.53 Bölgesel Trend Analizi istatistik değerleri

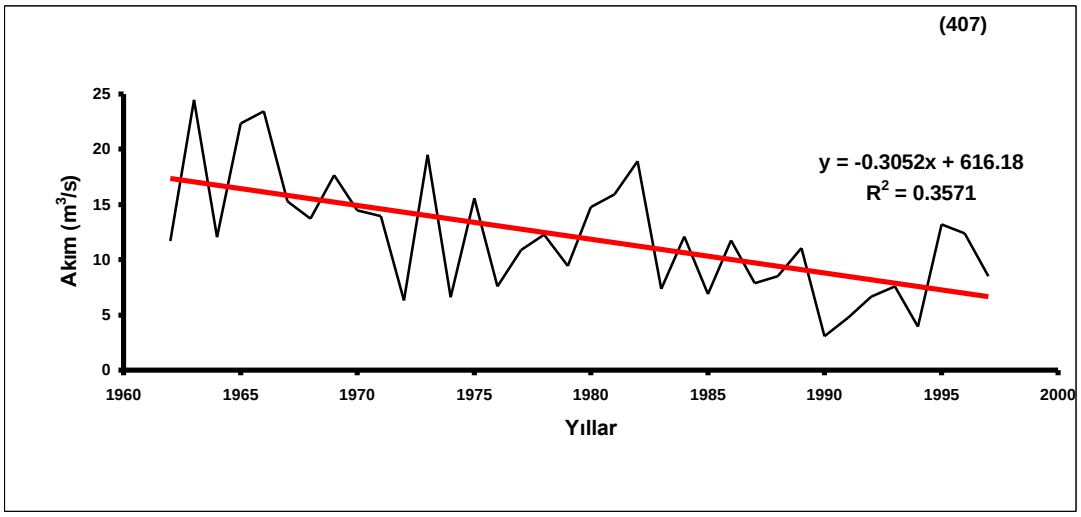
Bölge No	S_m	Var(S_m)	ρ_{xx}	z_m	$z_{KRİTİK}$
4	- 183.33	1425.17	0.539	- 4.836 *	± 1.960

Bölgesel analizde H_o hipotezi kabulü bir trend olmadığıdır. Elde edilen z_m değeri bölgesel bir trend olduğunu göstermektedir.

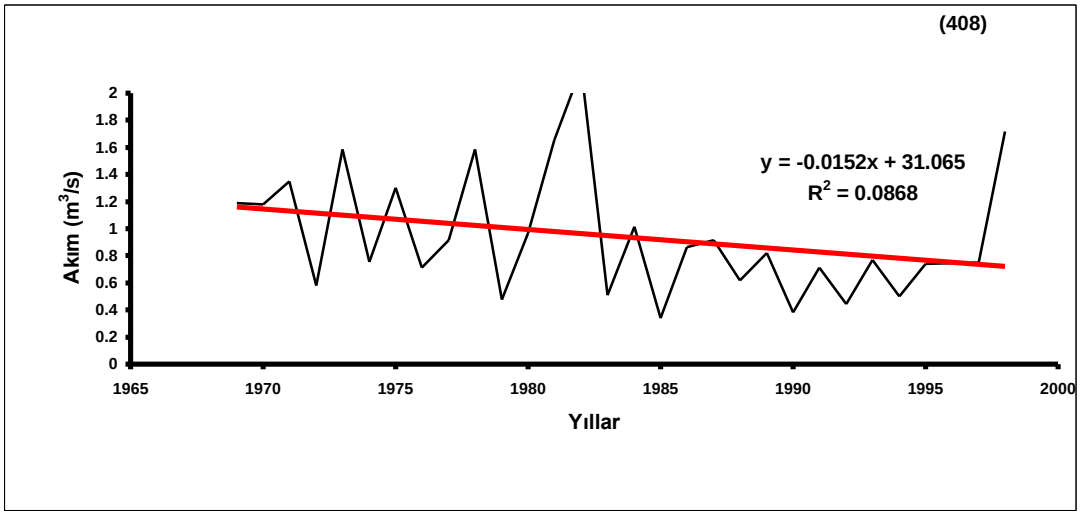
Tablolar halinde verilen trend analizi sonuçlarını grafik halinde de aşağıda gösterilmektedir.



Şekil 3.43 406 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.44 407 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.45 408 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi

3.4.2 5 NOLU GEDİZ HAVZASI'NDA TREND ANALİZİ

5 nolu havzada trend analizinde ilk olarak Spearman Testi sonuçları tablo 3.54'de gösterilmiştir.

Tablo 3.54 Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri

İstasyon	r_S	t	$t_{KRİTİK}$	SONUÇ
509	0.448	2.961 *	± 2.040	TREND VAR
510	0.619	4.240 *	± 2.060	TREND VAR
514	0.541	3.462 *	± 2.060	TREND VAR
515	0.418	2.561 *	± 2.050	TREND VAR
518	0.671	4.868 *	± 2.060	TREND VAR
523	0.367	2.050	± 2.070	TREND YOK

Tablodan görülebileceği üzere Spearman testi Gediz Havzası'nda yeralan 509, 510, 514, 515 ve 518 nolu istasyon verisinde trend olduğu 523 nolu istasyona ait veride ise olmadığı sonucunu vermiştir. Trendin istasyon bazında araştırıldığı bir diğer test Mann – Kendall Testi'dir. Bu test önceki bölümde açıklandığı üzere iki farklı yöntem yardımıyla kullanılmıştır. İlk yöntem olan klasik yöntemin sonuçları tablo 3.55'de gösterilmiştir.

Tablo 3.55 Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

İstasyon	S	Var(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
509	- 196	5846	- 2.550 *	± 1.960	TREND VAR
510	- 206	3461.67	- 3.484 *	± 1.960	TREND VAR
514	- 167	3461.67	- 2.821 *	± 1.960	TREND VAR
515	- 145	4165.33	- 2.231 *	± 1.960	TREND VAR
518	- 233	3461.67	- 3.943 *	± 1.960	TREND VAR
523	- 92	2842	- 1.707	± 1.960	TREND YOK

Tablodan da görülebileceği üzere klasik Mann – Kendall testi Spearman testi ile aynı sonuçları vermiştir. Yenilenmiş olan Mann – Kendall testi sonuçları tablo 3.56'da gösterilmektedir.

Tablo 3.56 Yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

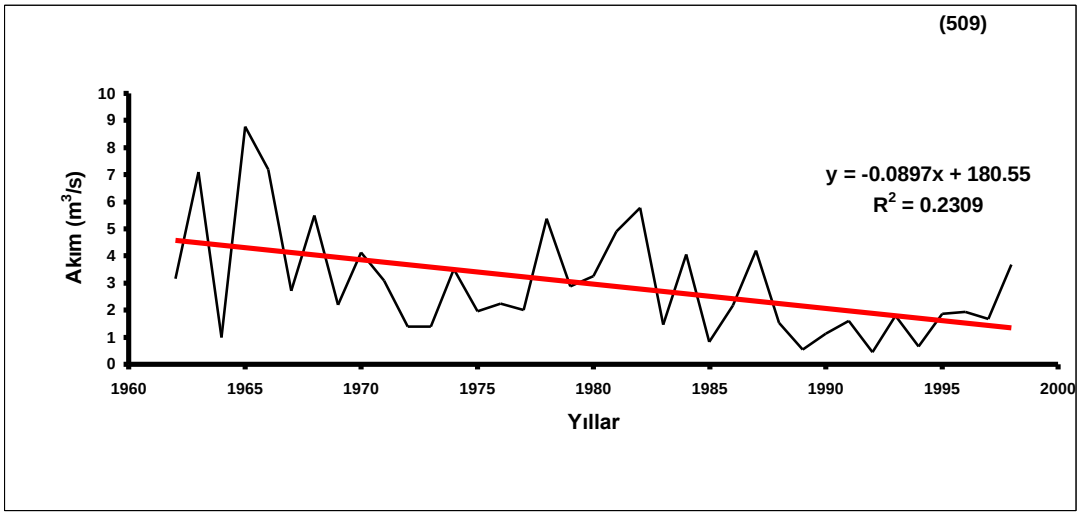
İstasyon	S	V*(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
509	- 196	5846.25	- 2.550 *	± 1.960	TREND VAR
510	- 206	3461.93	- 3.484 *	± 1.960	TREND VAR
514	- 167	3461.93	- 2.821 *	± 1.960	TREND VAR
515	- 145	4165.58	- 2.231 *	± 1.960	TREND VAR
518	- 233	3461.93	- 3.943 *	± 1.960	TREND VAR
523	- 92	2842.13	- 1.707	± 1.960	TREND YOK

Yukarıda kullanılan yöntemler istasyon bazında trendin varlığının araştırılmasında kullanılmaktedırlar. Bölgesel bazda trendin varlığının araştırıldığı analizin sonuçları tablo 3.57 üzerinde gösterilmiştir.

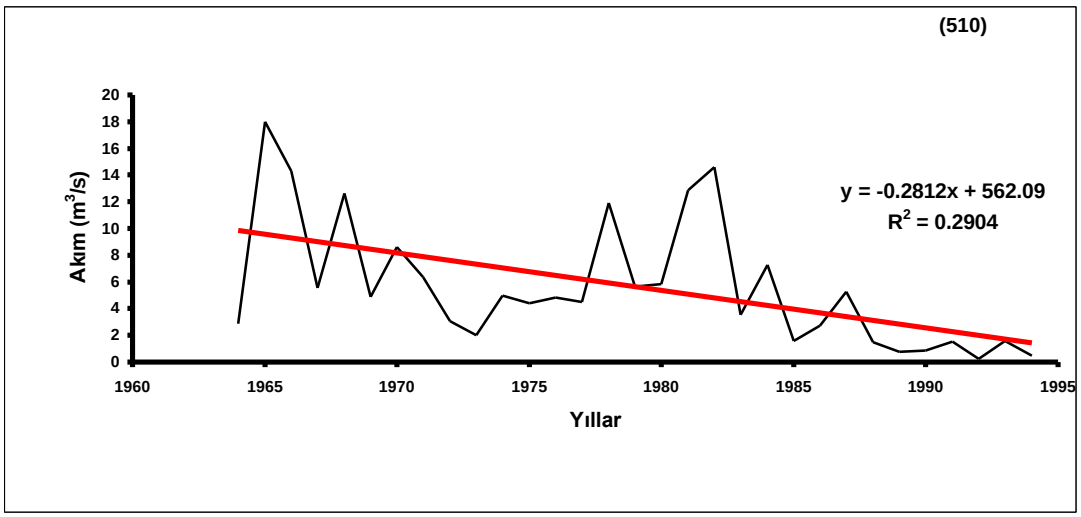
Tablo 3.57 Bölgesel Trend Analizi istatistik değerleri

Bölge No	S_m	$Var(S_m)$	ρ_{xx}	z_m	$z_{KRİTİK}$
5	- 173.17	774.60	0.307	- 6.222 *	± 1.960

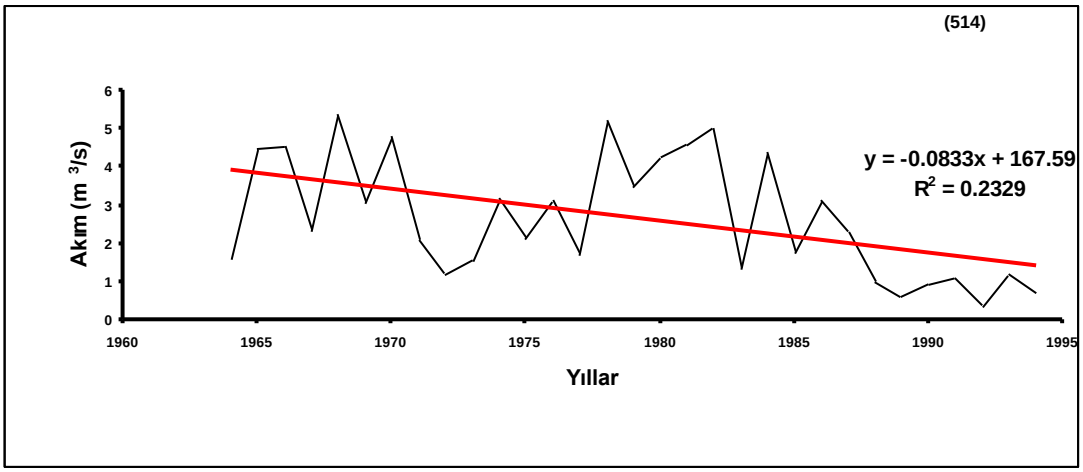
Tablolar halinde sonuçları verilen trend analizi sonuçları grafik halinde de aşağıda gösterilmiştir.



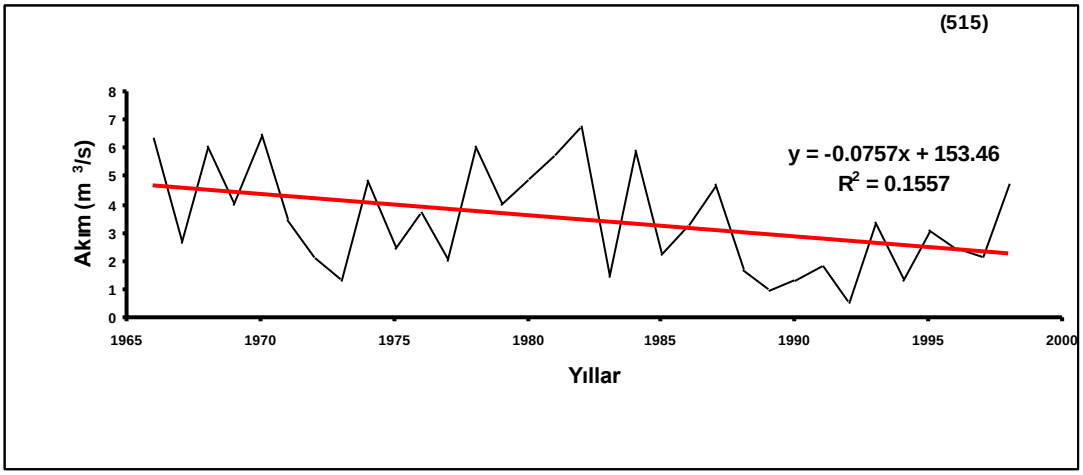
Şekil 3.46 509 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



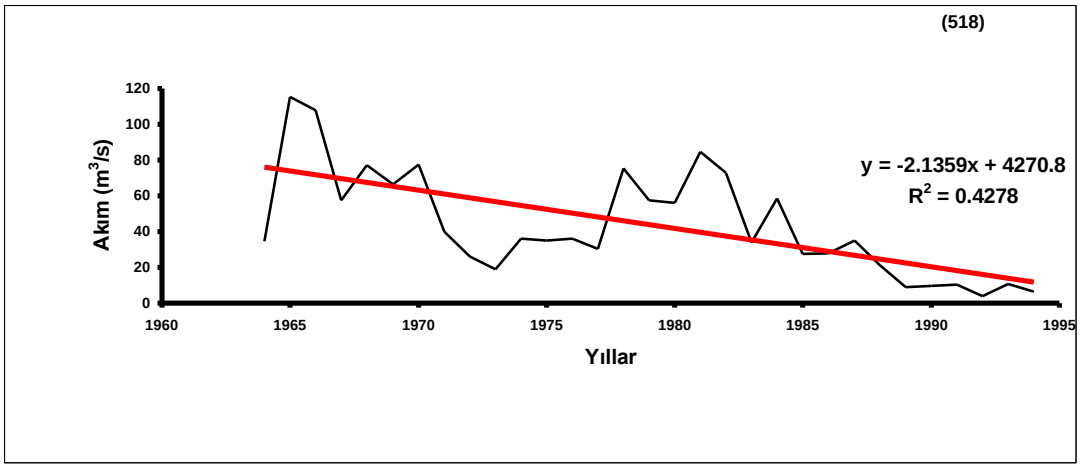
Şekil 3.47 510 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



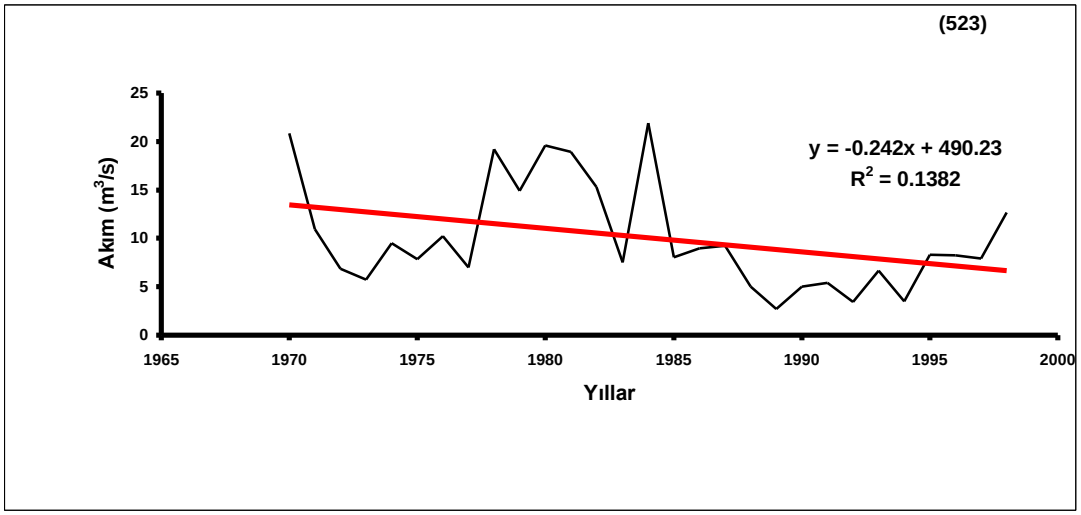
Şekil 3.48 514 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.49 515 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.50 518 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.51 523 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi

3.4.3 6 NOLU KÜÇÜK MENDERES HAVZASI'NDA TREND ANALİZİ

6 nolu havzada trend analizinde ilk olarak Spearman Testi sonuçları tablo 3.58 üzerinde verilmiştir.

Tablo 3.58 Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri

İstasyon	r_S	t	$t_{KRİTİK}$	SONUÇ
601	0.698	5.852 *	± 2.040	TREND VAR

Tablodan görülebileceği üzere Spearman testi Küçük Menderes Havzası'nda yeralan 601 nolu istasyon verisinde trend olduğu sonucunu vermiştir. Trendi istasyon bazında araştırmada kullanılan bir diğer test Mann – Kendall Testi'dir. Bu test önceki bölümde açıklandığı üzere iki farklı yöntem yardımıyla kullanılmıştır. İlk yöntem olan klasik yöntemin sonuçları tablo 3.59'da verilmiştir.

Tablo 3.59 Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

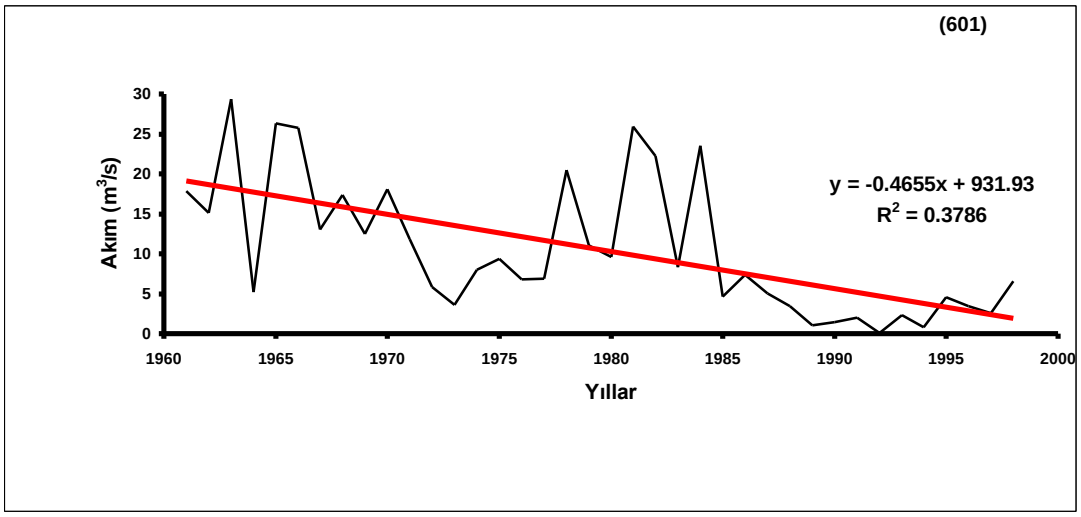
İstasyon	S	Var(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
601	- 353	6327	- 4.425 *	± 1.960	TREND VAR

Tablodan da görülebileceği üzere klasik Mann – Kendall testi Spearman testi ile aynı sonuçları vermiştir. Yenilenmiş Mann – Kendall testi sonuçları tablo 3.60'da gösterilmiştir.

Tablo 3.60 Yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

İstasyon	S	V*(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
601	- 353	6327.25	- 4.425 *	± 1.960	TREND VAR

6 nolu havzada bir adet istasyon bulunduğundan bölgesel trend analizi uygulanmayacaktır. Tablolar halinde sonuçları verilen trend analizi sonuçları grafik halinde de gösterilmiştir.



Şekil 3.52 601 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi

3.4.4 7 NOLU BÜYÜK MENDERES HAVZASI'NDA TREND ANALİZİ

7 nolu havzada trend analizinde ilk olarak Spearman Testi sonuçları tablo 3.61'de gösterilmiştir.

Tablo 3.61 Parametrik olmayan Spearman Testi istatistik değerleri

İstasyon	r_S	t	$t_{KRİTİK}$	SONUÇ
701	0.595	5.692 *	± 2.010	TREND VAR
706	0.708	5.406 *	± 2.060	TREND VAR
713	0.717	5.532 *	± 2.060	TREND VAR
725	0.369	1.983	± 2.070	TREND YOK

Tablodan görülebileceği üzere Spearman testi Büyük Menderes Havzası'nda yeralan 701, 706 ve 713 nolu istasyon verisinde trend olduğu 725 nolu istasyonda ise olmadığı sonucunu vermiştir. Trendi istasyon bazında araştırmada kullanılan bir diğer test Mann – Kendall Testi'dir. Bu test önceki bölümde açıklandığı üzere iki farklı yöntem yardımıyla kullanılmıştır. İlk yöntem olan klasik yöntemin sonuçları tablo 3.62'de verilmiştir.

Tablo 3.62 Klasik Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

İstasyon	S	Var(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
701	- 776	25823.33	- 4.823 *	± 1.960	TREND VAR
706	- 247	3461.67	- 4.181 *	± 1.960	TREND VAR
713	- 251	3461.67	- 4.249 *	± 1.960	TREND VAR
725	- 87	2301	- 1.792	± 1.960	TREND YOK

Tablodan da görülebileceği üzere klasik Mann – Kendall testi Spearman testi ile aynı sonuçları vermiştir. Yenilenmiş Mann – Kendall testi sonuçları tablo 3.63 üzerinde gösterilmiştir.

Tablo 3.63 Yenilenmiş Mann – Kendall Testi istatistik değerleri

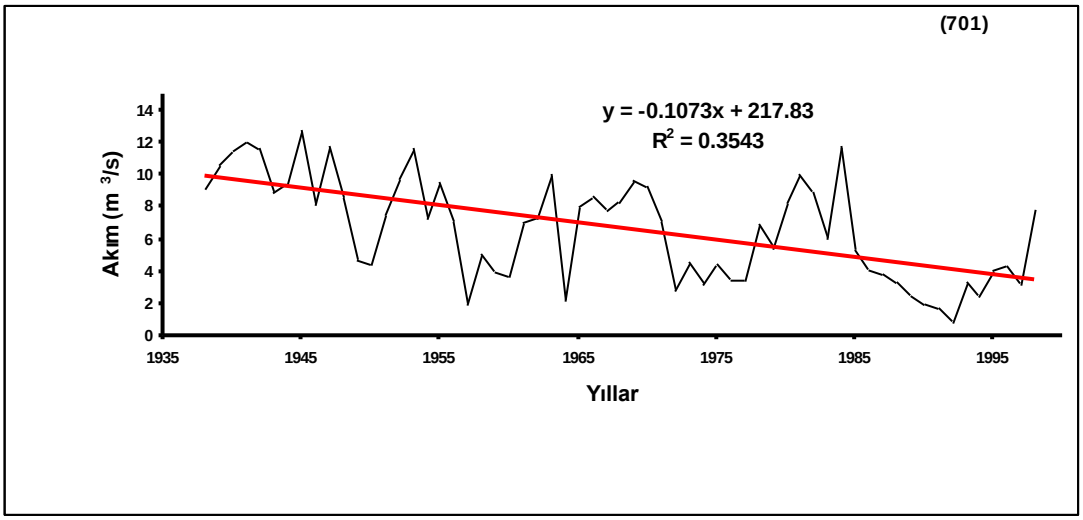
İstasyon	S	V*(S)	u_C	$u_{KRİTİK}$	SONUÇ
701	- 776	25823.57	- 4.823 *	± 1.960	TREND VAR
706	- 247	3461.93	- 4.181 *	± 1.960	TREND VAR
713	- 251	3461.93	- 4.249 *	± 1.960	TREND VAR
725	- 87	2301.26	- 1.792	± 1.960	TREND YOK

Yukarıda kullanılan yöntemler istasyon bazında trendin varlığının araştırılmasında kullanılmaktadırlar. Bölgesel bazda trendin varlığının araştırıldığı analizin sonuçları tablo 3.64 üzerinde gösterilmiştir.

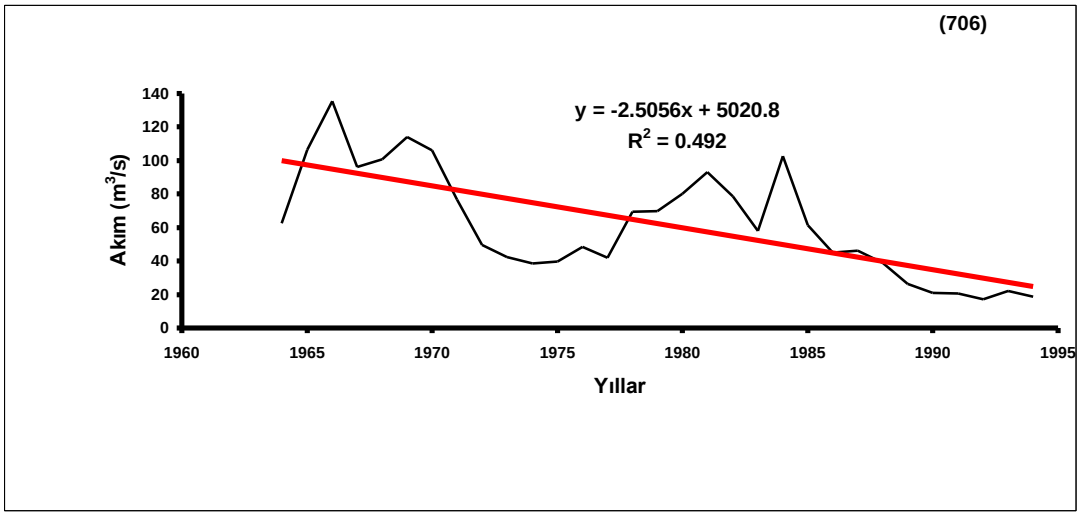
Tablo 3.64 Bölgesel Trend Analizi istatistik değerleri

Bölge No	S_m	Var(S_m)	ρ_{xx}	z_m	$z_{KRİTİK}$
7	- 340.25	860.56	0.467	- 11.597	± 1.960

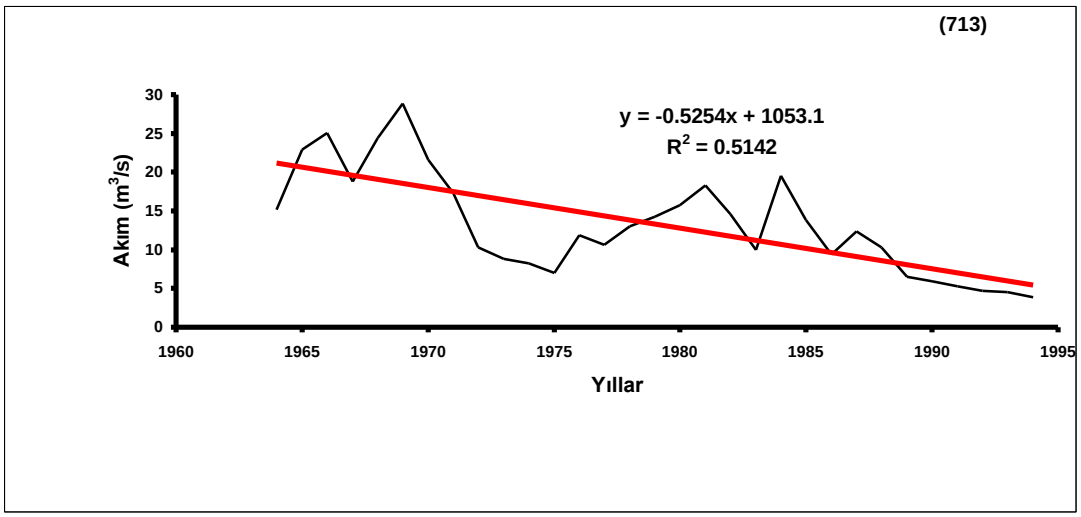
Tablolar halinde sonuçları verilen trend analizi sonuçları grafik halinde de aşağıda gösterilmektedir.



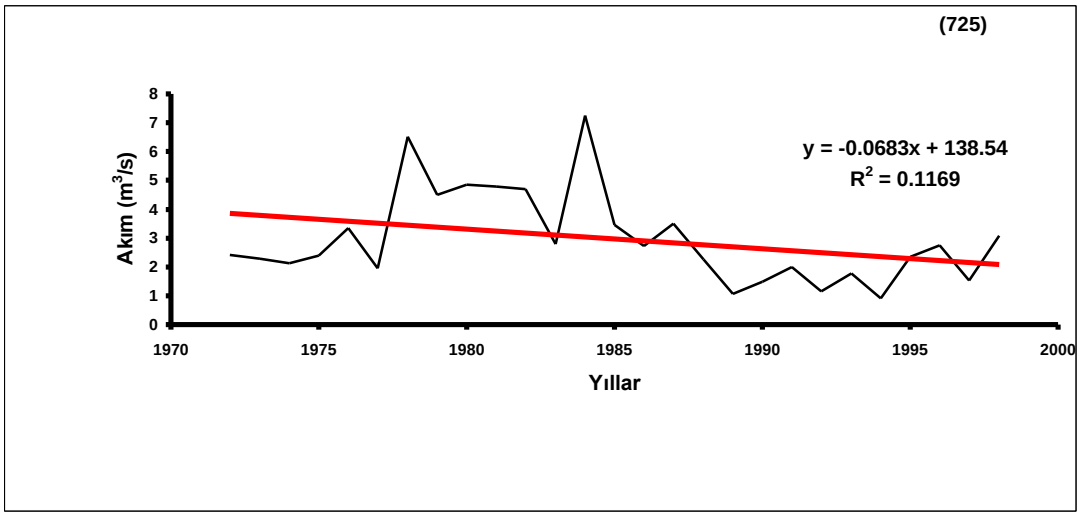
Şekil 3.53 701 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.54 706 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.55 713 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi



Şekil 3.56 725 nolu istasyona ait trend grafiği ve regresyon denklemi

3.5 PPCC TESTİ

İstasyonlara ait verilerin hangi dağılıma uyduğunun araştırıldığı bu bölümde PPCC testinden yararlanılmıştır. Önceki bölümde ayrıntılarıyla görülebileceği üzere verilerin bazı dağılımlara uydurulmasının mümkün olmadığı bilinmektedir. Tablolarda bu gibi durumlarda dağılıma ait korelasyon katsayısının bulunduğu alan boş bırakılmıştır .Aşağıda sırası ile her havzada bulunan istasyon verilerine ait korelasyon katsayıları tablolar halinde sunulmuştur.

3.5.1 4 NOLU EGE SULARI HAVZASI'NA PPCC TESTİNİN UYGULANMASI

İlk olarak 4 nolu havzada yeralan istasyonlara PPCC testi uygulanmıştır. Aşağıdaki tabloda istasyonlara ait sonuçlar görülmektedir.

Tablo 3.65 PPCC Testi'ne ait korelasyon katsayıları tablosu

DAĞILIM	406	407	408
NORMAL	0.9761	0.9834	0.9593
LN2	0.9465	0.9809	**0.9907**
LN3	0.9465	0.9809	**0.9907**
G1	0.9879	0.9937	0.9844
G2	0.9874	**0.9941**	0.9891
P3	$m < 0$	$m < 0$	0.9894
LP3	$C_s < 0$	$C_s < 0$	$C_s < 0$
WEIBULL	**0.9909**	0.9921	0.9864
FRECHET	0.9546	0.9625	0.9819
GUMBEL	0.9770	0.9821	0.9896

Yukarıdaki tabloda herbir istasyona en uygun dağılım görülmektedir. Sonuçlar aşağıda sırası ile görülmektedir.

406 nolu istasyon için : Weibull Dağılımı
407 nolu istasyon için : 2 parametreli Gamma Dağılımı
408 nolu istasyon için : 2 ve 3 parametreli Log – Normal Dağılım

3.5.2 5 NOLU GEDİZ HAVZASI'NA PPCC TESTİNİN UYGULANMASI

5 nolu havzada yeralan istasyonların verilerine uygulanan PPCC Testi sonuçları tablo 3.66'da verilmiştir.

Tablo 3.66 PPCC Testi'ne ait korelasyon katsayıları tablosu

DAĞILIM	509	510	514	515	518	523
NORMAL	0.9500	0.9382	0.9679	0.9753	0.9693	0.9476
LN2	0.9840	0.9320	0.9054	0.9282	0.9417	0.9655
LN3	0.9840	0.9320	0.9054	0.9282	0.9417	0.9655
G1	0.9928	0.9740	0.9641	0.9743	λ BÜYÜK	0.9696
G2	**0.9954**	**0.9854**	0.9654	0.9745	**0.9886**	**0.9768**
P3	m < 0	m < 0	m < 0	m < 0	m < 0	m < 0
LP3	$C_s < 0$	$C_s < 0$	$C_s < 0$	$C_s < 0$	$C_s < 0$	$C_s < 0$
WEIBULL	0.9938	0.9702	**0.9763**	**0.9849**	0.9660	0.9742
FRECHET	0.9833	0.9683	0.9073	0.9168	0.9077	0.9623
GUMBEL	0.9778	0.9669	0.9652	0.9770	0.9526	0.9722

Yukarıdaki tabloda herbir istasyona en uygun dağılım görülmektedir. Bunlar sırası ile aşağıda görülmektedir.

509 nolu istasyon için : 2 parametreli Gamma Dağılımı
510 nolu istasyon için : 2 parametreli Gamma Dağılımı
514 nolu istasyon için : Weibull Dağılımı
515 nolu istasyon için : Weibull Dağılımı
518 nolu istasyon için : 2 parametreli Gamma Dağılımı
523 nolu istasyon için : 2 parametreli Gamma Dağılımı

3.5.3 6 NOLU KÜÇÜK MENDERES HAVZASI'NA PPCC TESTİNİN UYGULANMASI

6 nolu havzada yeralan istasyonun verilerine uygulanan PPCC Testi sonuçları tablo 3.67'de gösterilmiştir.

Tablo 3.67 PPCC Testi'ne ait korelasyon katsayıları tablosu

DAĞILIM	601
NORMAL	0.9547
LN2	0.8512
LN3	0.8512
G1	0.9775
G2	**0.9817**
P3	$m < 0$
LP3	$C_s < 0$
WEIBULL	0.9445
FRECHET	0.9378
GUMBEL	0.9320

Yukarıdaki tabloda 601 nolu istasyona en uygun dağılım görülmektedir.

601 nolu istasyon için : 2 parametreli Gamma Dağılımı

3.5.4 7 NOLU BÜYÜK MENDERES HAVZASI'NA PPCC TESTİNİN UYGULANMASI

7 nolu havzada yeralan istasyonların verilerine uygulanan PPCC Testi sonuçları tablo 3.68 üzerinde gösterilmiştir.

Tablo 3.68 PPCC Testi'ne ait korelasyon katsayıları tablosu

DAĞILIM	701	706	713	725
NORMAL	0.9810	0.9784	0.9823	0.9494
LN2	0.9120	0.9582	0.9784	0.9910
LN3	0.9120	0.9582	0.9784	0.9910
G1	0.9744	λ BÜYÜK	0.9944	0.9879
G2	0.9685	0.9862	0.9959	0.9863
P3	$m < 0$	$m < 0$	$m < 0$	0.9881
LP3	$C_s < 0$	$C_s < 0$	$C_s < 0$	$C_s < 0$
WEIBULL	**0.9838**	**0.9914**	**0.9966**	0.9773
FRECHET	0.8846	0.9621	0.9637	**0.9915**
GUMBEL	0.9322	0.9443	0.9220	0.9332

Yukarıdaki tabloda herbir istasyona en uygun dağılım görülmektedir. Bunlar sırası ile aşağıda gösterilmektedir.

701 nolu istasyon için : Weibull Dağılımı
706 nolu istasyon için : Weibull Dağılımı
713 nolu istasyon için : Weibull Dağılımı
725 nolu istasyon için : Frechet Dağılımı

4. SONUÇLAR VE TARTIŞMA

Yapısal karakteristikleri belirlenmeye çalışılan toplam 4 havzaya ait 14 adet istasyona ait veri önce homojenlik yönünden analiz edilmiştir. İstasyon bazında bakıldığında 4 numaralı Ege Suları Havzası istasyonlarında Grubbs – Beck testi sonucunda aykırı değer gözlenmemiştir. Bir diğer test olan elips testi 408 nolu istasyonda 1982 ve 1998 yıllarına ait verinin aykırı olduğu sonucunu vermiştir. Bölgesel bazda incelendiğinde 4 nolu havzanın homojen olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. 5 numaralı Gediz Havzası'na ait istasyonlar için Grubbs – Beck testi 510 ve 515 nolu istasyonların aykırı değer içerdikleri sonucunu vermiştir. Elips testi sonucunda 509 nolu istasyonun 1965 yılı değerinin aykırı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bölgesel bazda incelendiğinde bölgenin homojen olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. 6 numaralı Küçük Menderes Havzası'na ait 601 nolu istasyonun aykırı değer içerdiğine Grubbs – Beck testi ile ulaşılmıştır. Bir diğer test olan elips testi bu istasyon için aykırı bir değer saptamamıştır. Son olarak 7 numaralı Büyük Menderes Havzası'na ait 4 adet istasyona Grubbs – Beck testi uygulanmış 701 nolu istasyonun aykırı değer bulundurduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elips testi sonucunda 701 ve 725 nolu istasyonların 1984 yılına ait değerlerinin aykırı değer olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bölgesel olarak incelendiğinde 7 nolu bölgenin homojen olduğu anlaşılmıştır. Bir diğer analiz bölge istasyonlarında rastgelelik analizidir.4 nolu bölge için öncelikle McGhee testi uygulanmış ve test sonucunda bölgedeki 3 istasyona ait verinin de rastgele olduğu sonucuna varılmıştır. Wald – Wolfowitz testi ise 406 nolu istasyon verisinin rastgele olmadığı sonucunu vermiştir. 5 nolu bölge için McGhee testi 518 nolu istasyona ait değerlerin rastgele olmadığı sonucunu vermiştir aynı bölge için Wald – Wolfowitz testi sonucunda 510,514,518 ve 523 nolu istasyonlara ait değerlerin rastgele olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. 6 nolu bölge için McGhee ve Wald – Wolfowitz testleri uygulanmış ve 601 nolu istasyon değerlerinin rastgele olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. 7 nolu Büyük Menderes Havzası'na ait tüm istasyonların değerleri için her iki test sonucunda da rastgele değerler içermedikleri sonucuna ulaşılmıştır. Bir diğer analiz istasyonlarda sıçrama analizidir. Bu analiz için parametrik ve parametrik olmayan testlerden yararlanılmıştır.

İstasyonlara ait veri mümkün olduğunca çok sayıda zaman dilimine ayrılmış ve bu dilimler arasında parametrik t – testi ve parametrik olmayan Mann – Whitney testleri yardımıyla sıçrama olup olmadığı araştırılmıştır.Sonuçta parametrik ve parametrik olmayan testlerin farklı sonçlar ortaya koydukları gözlenmiştir. Sonuçlar detaylı olarak ilgili bölümde yeralan tablolarda bulunmaktadır. Bu bize normal dağılmamış değişkenler söz konusu olduğunda parametrik testlerin çokda iyi sonuç vermediklerini göstermesi açısından iyi bir örnek teşkil etmektedir. Sıradaki analiz istasyon bazında ve bölgesel olarak uygulanan trend analizidir.İstasyon bazında uygulanan üç farklı parametrik olmayan test tüm istasyonlar için aynı sonuçları vermiştir. 4 nolu bölgede 406 ve 407 nolu istasyonlarda negatif bir trendin varlığı gözlenmiştir. 408 nolu istasyonda ise trend gözlenmemiştir. Bölgesel olarak bakıldığında 4 nolu bölgede bir trend varlığı gözlenmiştir. 5 nolu bölge istasyonlarında testler uygulanmış 509,510,514,515 ve 518 nolu istasyonlarda azalan yönde bir trend gözlenmiştir. 523 nolu istasyonda bir trend yoktur. Bölgesel olarak bakıldığında 5 nolu bölgede trend gözlenmiştir. 6 nolu bölgeye ait 601 nolu istasyonda azalan yönde bir trend gözlenmiştir. Son olarak 7 nolu Büyük Menderes Havzası'nda testler uygulanmış 701,706 ve 713 nolu istasyonlarda azalan yönde trend gözlenmiştir. 725 nolu istasyonda ise trend gözlenmemiştir.Bölgesel bazda incelendiğinde 7 nolu bölgede trend gözlenmiştir. Bir diğer adım uygun olasılık dağılımı tespitidir. Bunun için PPCC testi kulllanılmış ve herbir istasyonun en çok uyduğu dağılım tipi ortaya konmaya çalışılmıştır. Sonuçlar ilgili bölümdeki tablolarda ayrıntılı olarak yer almaktadırlar. Sonuçlar aşağıda maddeler halinde özetlenmiştir.

1) Toplam 4 adet havzada istasyon bazında yapılan homojenlik analizi sonucunda 408, 509, 510, 515, 601 ve 701 nolu istasyonlara ait gözlem verilerinde aykırı değer saptanmıştır.

2) Bölgesel homojenlik analizi sonucunda H_1 homojenlik ölçütünü sadece 7 nolu B.Menderes Havzası'nın sağladığı saptanmıştır.

3) 4 havzada istasyon bazında yapılan rastgelelik analizi sonucunda 406, 510, 514, 518, 523, 601, 701, 706, 713 ve 725 nolu istasyonlara ait verilerin rastgele olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır.

4) 4 havzada elde edilen zaman dilimleri arasında yapılan sıçrama analizi sonucunda elde edilen değerler ilgili bölüm tablolarında ayrıntılı olarak verilmiştir.

5) İstasyon bazında yapılan trend analizi sonucunda 406, 407, 509, 510, 514, 515, 518, 601, 701, 706 ve 713 nolu istasyonlarda azalan yönde trend gözlenmiştir.

6) Bölgesel olarak 3 havzada trendin varlığı inecelenmiş ve tümünde bölgesel olarak trend gözlenmiştir.

[1] Hubert, P., 2000. The Segmantation Procedure as a Tool for Discrete Modelling of Hydrometeorological Regimes, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 14, pp.297-304

[2] Fanta, B., Zaake, B.T., Kachro, R.K., 2001. A Study of Variability of Annual River Flow of the Southern African Region, *Journal des Hydrologiques,* 46-4, August

[3] Bayazıt, M., Oğuz, B., 1998. Mühendisler İçin İstatistik, Birsen Yayınevi, İstanbul

[4] Bayazıt, M. , 1996.İnşaat Mühendisliği'nde Olasılık Yöntemleri , İTÜ, İnşaat Fakültesi Matbaası

[5] Bobee, B., Ashkar, F., 1991.The Gamma Family and Derived Distributions Applied in Hydrology, Water Resources Publication, Littleton

[6] Adoleye, A.J., Montaseri, M., 2002 Preliminary Streamflow Data Analysis Prior to Water Resources Planning Study, *Journal des Hydrologiques,* 47-5, December

[7] Burn, D.H., Westmacott, J.R., 1997. Climate Change Effects on the Hydrologic Regime within the Churchill-Nelson River Basin, *Journal of Hydrology,* Vol.202, p.263-279

[8] Yue, S., Pilon, P., Cavadias, G., 2002. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho Tests for Detecting Monotonic Trends in Hydrological Series, *Journal of Hydrology,* Vol.259, pp.254-271

[9] Burn, D.H., Elnur, M.A.H, 2002. Detection of Hydrological Trends and Variability *Journal of Hydrology,* Vol.255, pp.107-122

[10] Vogel, R.M., Douglas, E.M., Kroll, C.N., 2000. Trends in Floods and Low Flows in the United States, *Journal of Hydrology,* Vol.240, pp.90-105

[11] Hamed, K.H., Rao, A.R., 1998. A Modified Mann-Kendall Trend Test for Autocorrelated Data, *Journal of Hydrology,* Vol.204, pp.182-196

[12] Ayyub, M.B., McCuen, R.H., 2003. Probability Statistics and Reliability For Engineers and Scientists, Chapman&Hall/CRC

[13] Van Gelder, P.H.A.J.M., 2000. Statistical Methods For The Risk-Based Of Civil Engineering, PhD Thesis, Delft Technical University

[14] Vogel, R.M., Wilson, I., 1996. Probability Distribution of Annual Maximum, Mean and Minimum Streamflows in the United States, *Journal of Hydrologic Engineering,* Vol.1, No.2, ISNN 1084-0699/96/0002-0069 -0076, Paper No.11119

[15] Vogel, R.M., McMartin, D.E., 1991. Probability Plot Goodness-of-Fit and Skewness Estimation for the Pearson Type III, *Water Resources Research,* Vol.27, pp.3149-3158

[16] Vogel, R.M., 1986. The Probability Plot Correlation Coefficient Test for the Normal, Lognormal and Gumbel Distributional Hypotheses, *Water Resources Research,* Vol.22, No.4, pp.587-590

[17] Van Gelder, P.H.A.J.M., Vrijling, J.K., 2001.A Comparative Study of Different Parameter Estimation Methods for Statistical Distribution Functions in Civil Engineering, Technical Paper, Delft Technical University

[18] Jawitz, J.W., 2004. Moments of Truncated Continuous Univariate Distributions,*Advances in Water Resources,* Vol.27,pp.269-281

[19] Lindsay, B.G., Pilla, R.S., Basak, P., 2000. Moment-Based Approximations of Distributions Using Mixtures, *Ann.Inst.Statist.Math.,* Vol.52, No.2 pp.215-230

[20] Koutrouvelis, I.A., Canavos, G.C., 2000. A Comparison of Moment-Based Methods of Estimation for the LogPearson Type III Distribuiton, *Journal of Hydrology.,* Vol.234, pp.71-81

[21] Van Gelder, P.H.A.J.M., Vrijling, J.K., 2001. Assesment of an L-Kurtosis-Based Criterion for Quantile Estimation, *Journal of Hydrologic Engineering* Vol.6 No.4 July/August

[22] Adamowski, K., 2000. Regional Analysis of Annual Maximum and Partial Duration Flood Data by Nonparametric and L-moment Methods, *Journal of Hydrology,* Vol.229, pp.219-231

[23] Durrans, S.R., 1992b. Parameter Estimation for the Pearson Type III Distribution Using Order Statistics, *Journal of Hydrology,* Vol.133, pp.215-232

[24] ARIDE, 1999. Analysis of the European annual precipitation series , Technical Report No.3

[25] Hosking, J.R.M, Wallis, J.R., 1993. Some Statistics Useful in Regional Frequency Analysis, *Water Resources Research,* Vol.29 pp.271-281

[26] ARIDE, 1999. The EOF Method and L-Moments , Technical Report No.2

[27] Hodgkins, G.A., Dudley, R.W., Huntington, T.G., 2003. Changes in the timing of High River Flows in New England over the 20th Century, *Journal of Hydrology,* Vol.278, pp.244-252

[28] Ogden, F.L., Sharif, H.O., Senerath, S.U.S., Smith, J.A., Baeck, M.L., 2000. Hydrologic Analysis of the Fort Collins, Colorado, *Journal of Hydrology,* Vol.228, pp.82-100

[29] Van Gelder, P.H.A.J.M.,Neykov, N.M., 2000.Regional Frequency Analysis of Extreme Water Levels, Technical Paper, Delft Technical University

[30] Ramachandra, A., Hamed, K.H.,1994. Frequency Analysis of Upper Cauvery Flood Data by L-Moments, *Water Resources Management,* 8 , pp.183-201

[31] Burn, D.H., Brath, A., Castellarin, A., 2001.Assesing the Effectiveness of Hydrological Similarity Measures for Flood Frequency Analysis, *Journal of Hydrology,* Vol.241, pp.270-285

[32] Vogel, R.M.,Wang, Q.J., Peel, M.C., McMahon, T.A., 2001. The Utility of L-moment Ratio Diagrams for Selecting a Regional Probability Distribution, *Journal des Sciences Hydrologiques*, Vol.46-1

[33] Van Gelder, P.H.A.J.M., Vrijling, J.K., 2000.Homogeneity Aspects in Statistical Analysis, *Coastal Engineering,* Vol.26, pp.3215-3223

[34] Hosking, J.R.M., 1994. The Four Parameter Kappa Distribution, *IBM J. Research & Development,* 38(3), pp.251-258

[35] Sankarasubramanian, A., Srinivasan, K., 1999. Investigation and Comparison of Sampling Properties of L-Moments and Conventinal Moments,*Journal of Hydrology,* Vol.218, pp.13-34

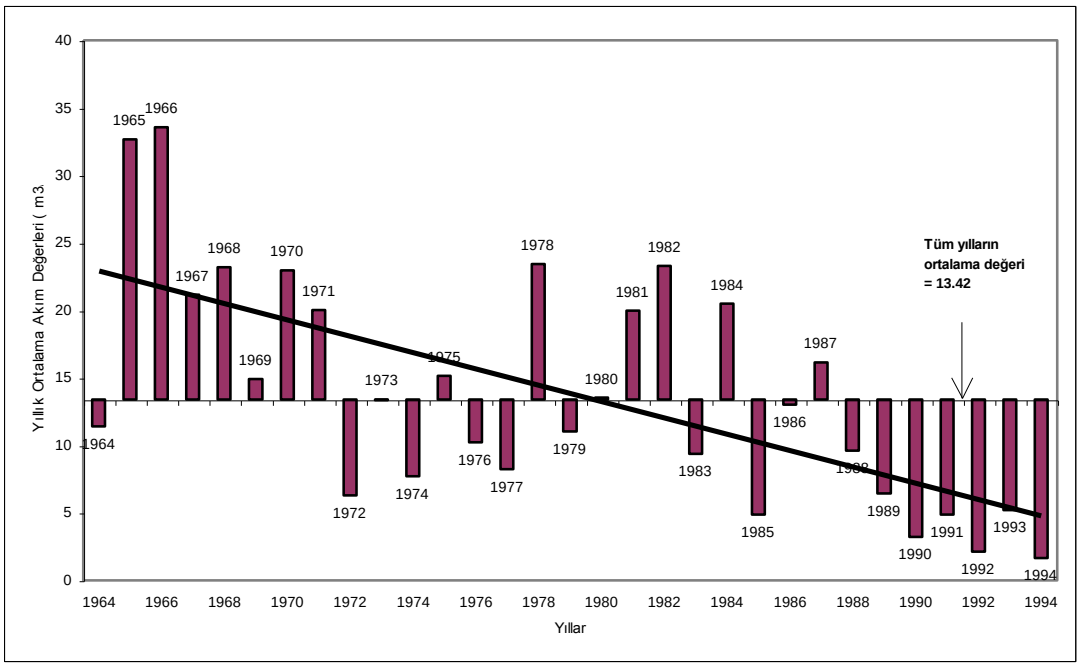
[36] Bobee, B., Bernier, J., Fortin, V., 1997a. Simulation, Bayes, and Bootstrap in Statistical Hydrology, *Water Resources Research,* 33(3), pp.439-448

[37] Hosking, J.R.M., 2000. Fortran Routines for Use with Method of L-Moments Version 3.0.3 Research Report, IBM Research Division

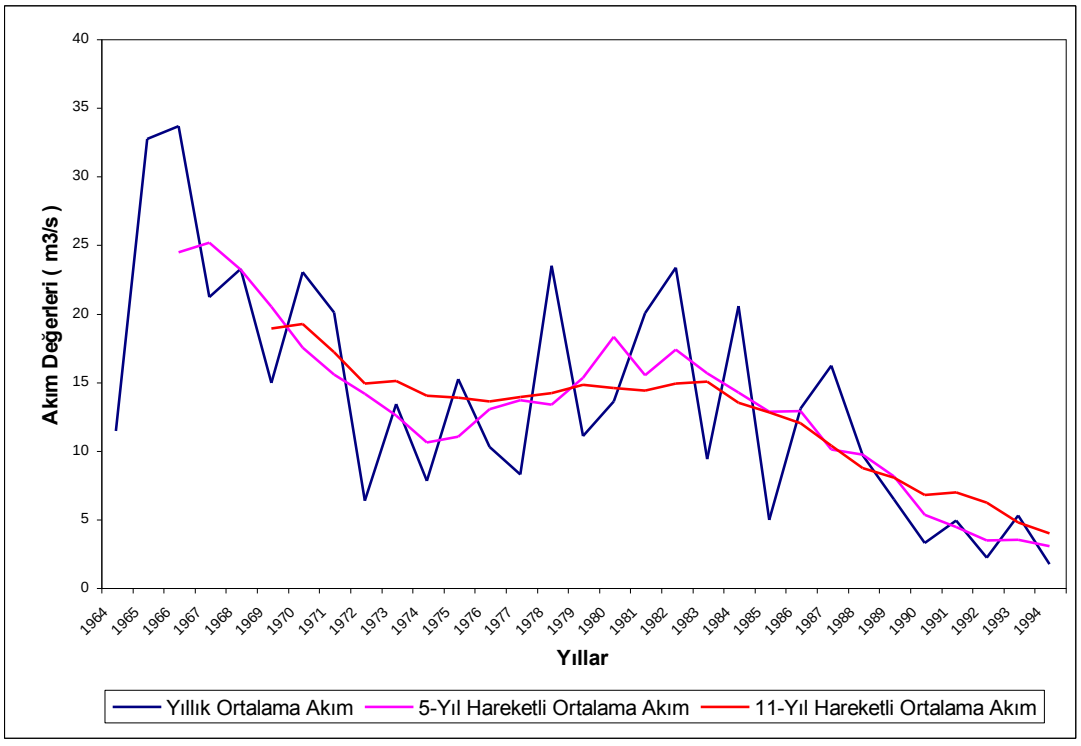
[38] Kahya, E., Kalaycı, S., 2004. Trend Anlaysis of Streamflow in Turkey, *Journal of Hydrology,* Vol.289, pp.128-144

[39] Dağlı,Ö., 2004.Türkiye Akarsularında Bölgesel Trend Analizi,Yüksek Lisans Tezi,İTÜ,İstanbul

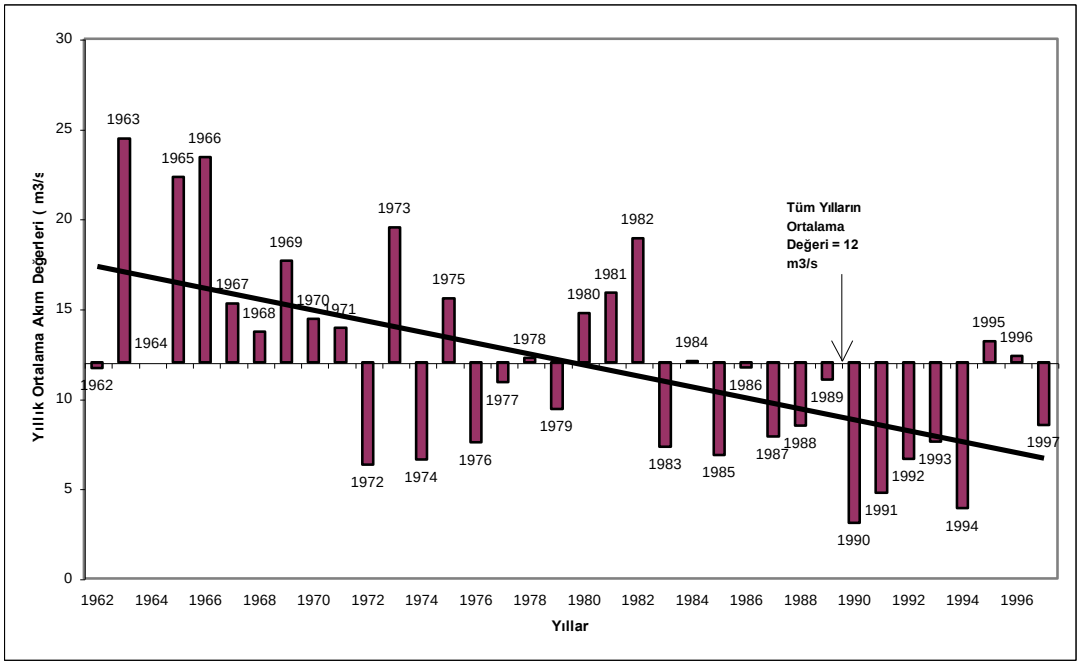
[40] Ang, A.H.S, Tang, W.H., 1990. Probability Concepts in Engineering,Planning and Design, Vol.2



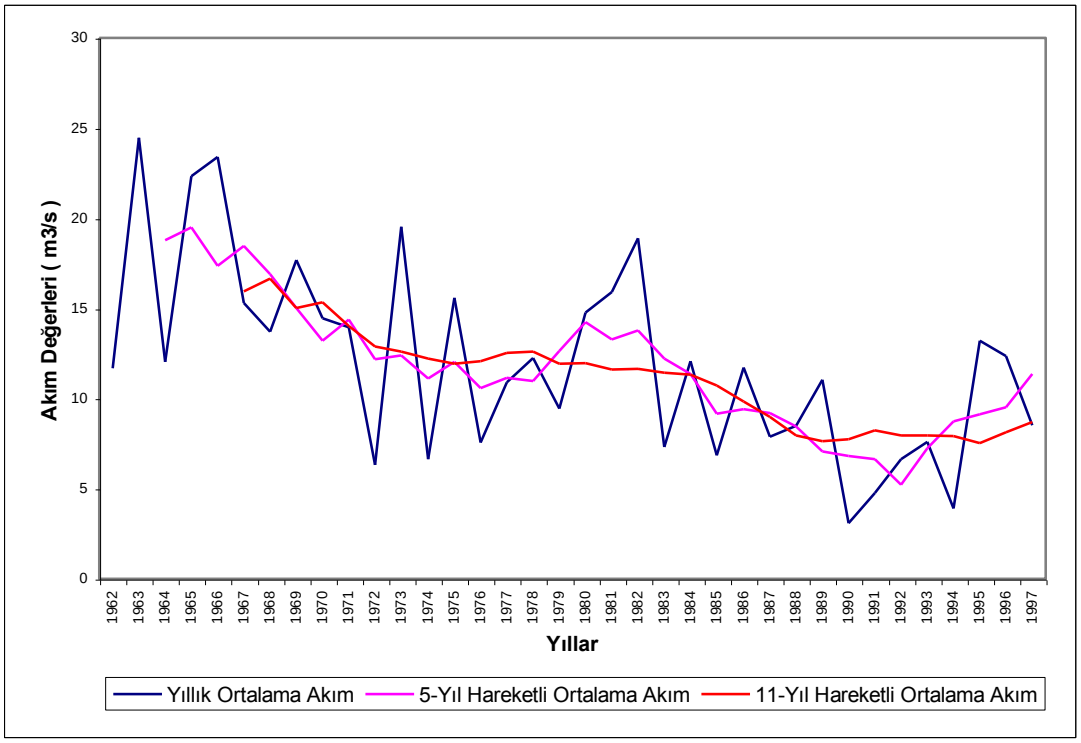
Şekil A.1 406 nolu istasyona ait anomali grafiği



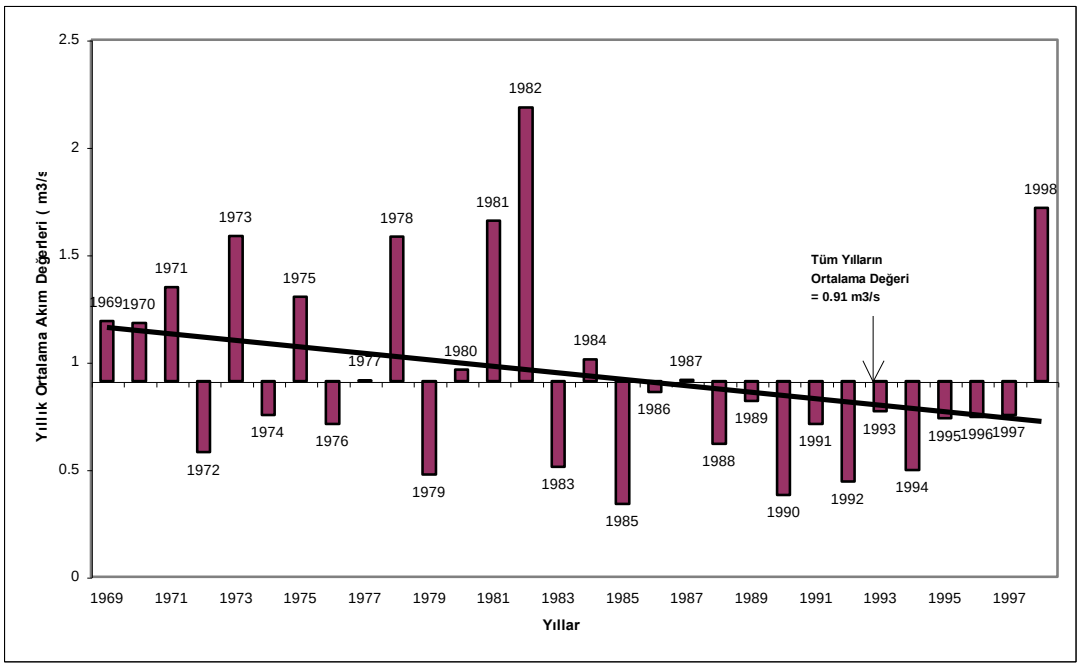
Şekil A.2 406 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



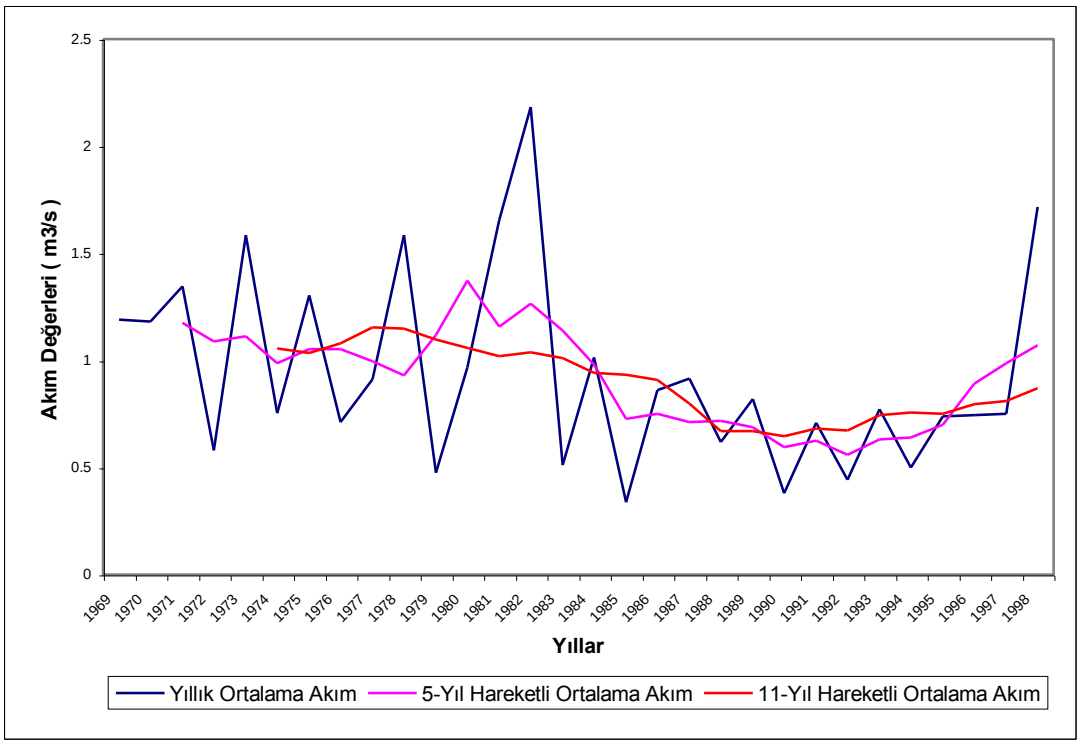
Şekil A.3 407 nolu istasyona ait anomali grafiği



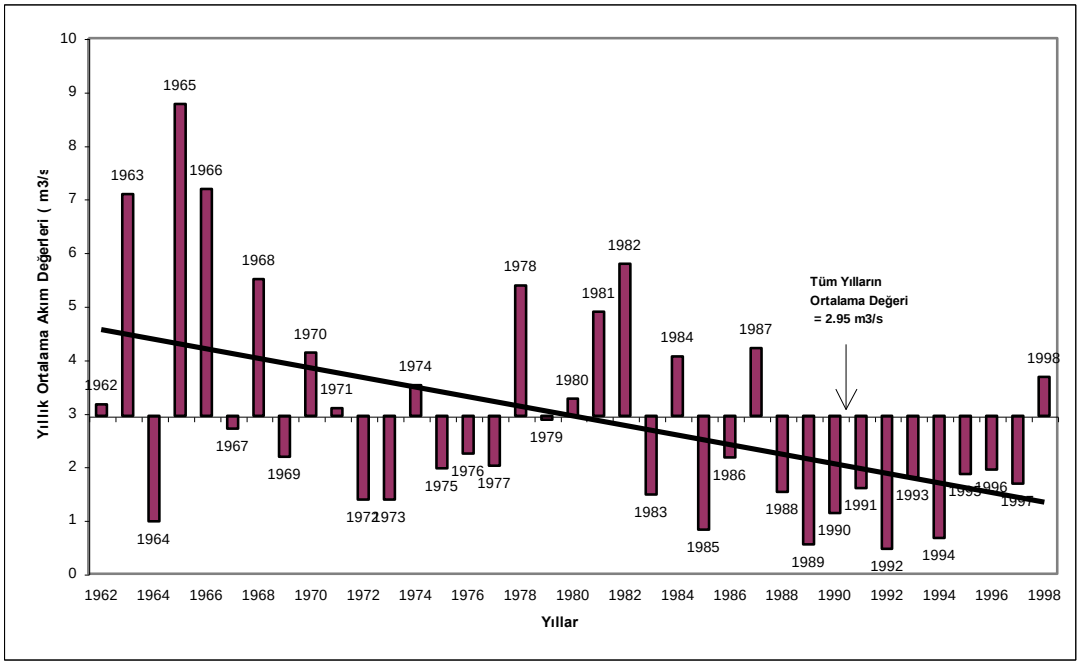
Şekil A.4 407 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiğ



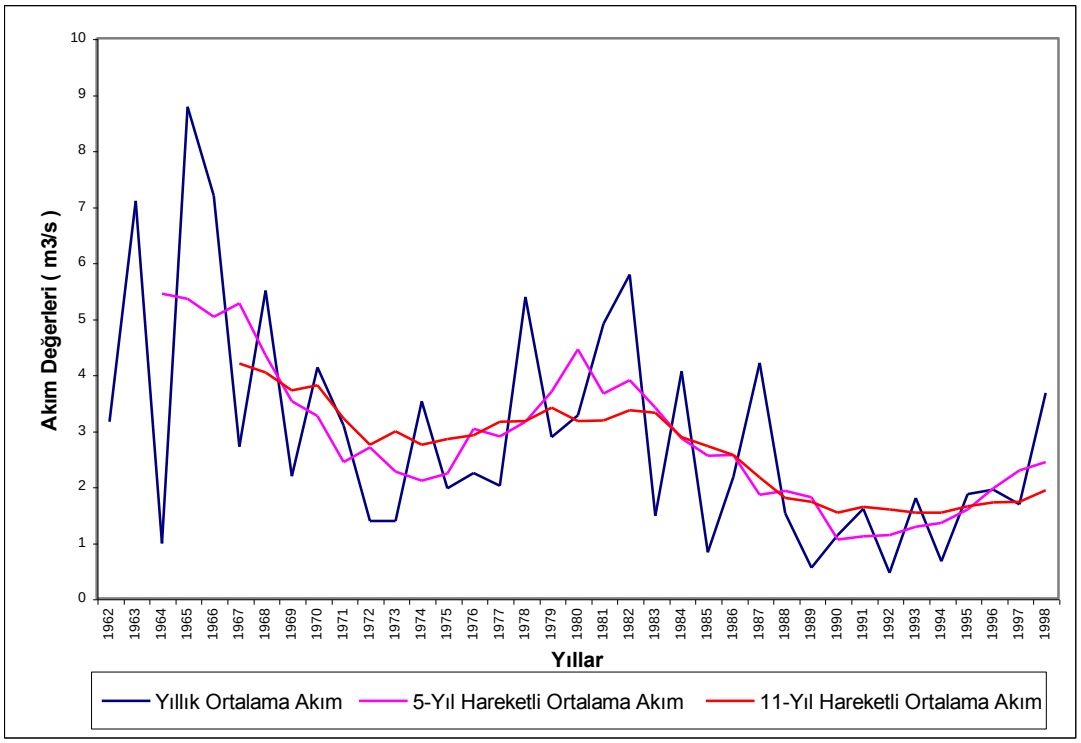
Şekil A.5 408 nolu istasyona ait anomali grafiği



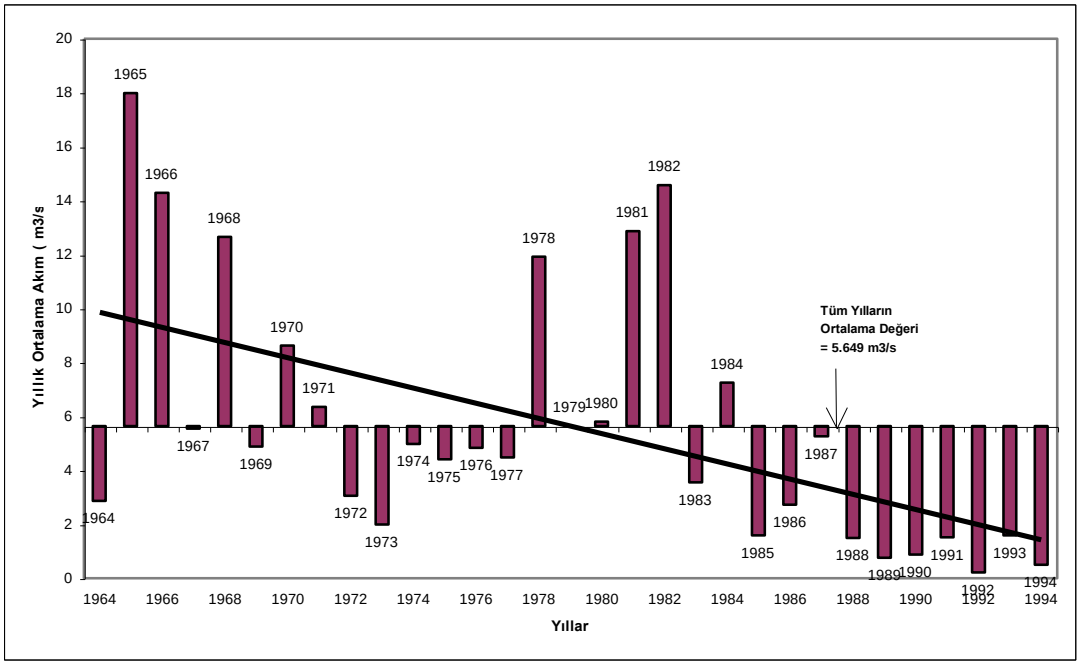
Şekil A.6 408 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



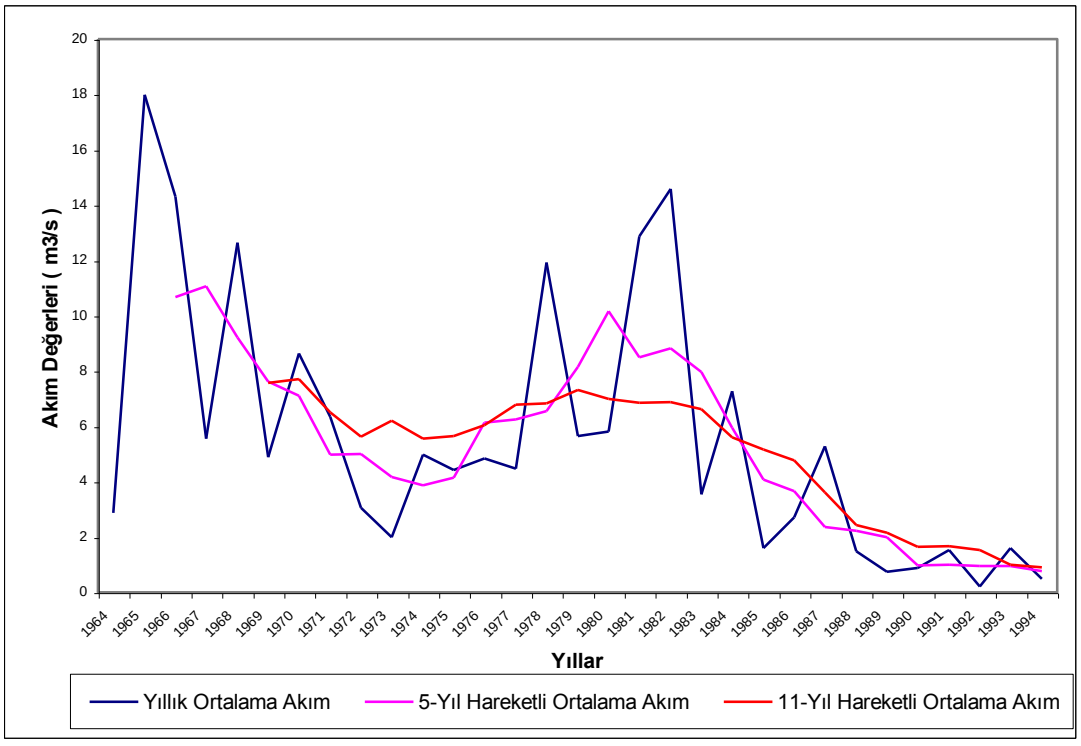
Şekil A.7 509 nolu istasyona ait anomali grafiği



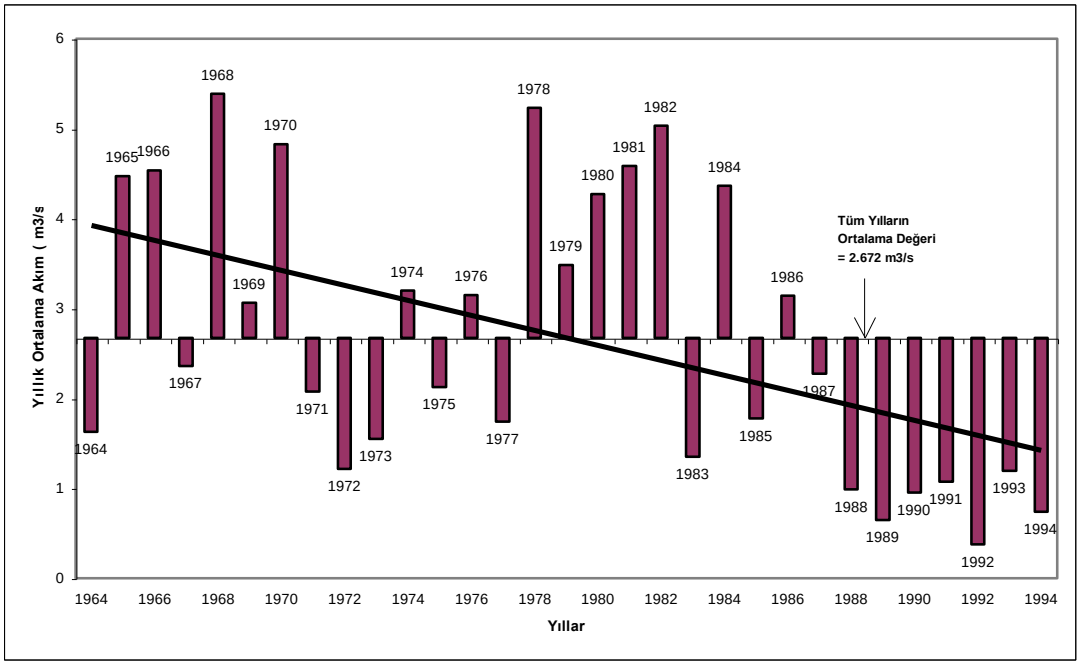
Şekil A.8 509 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



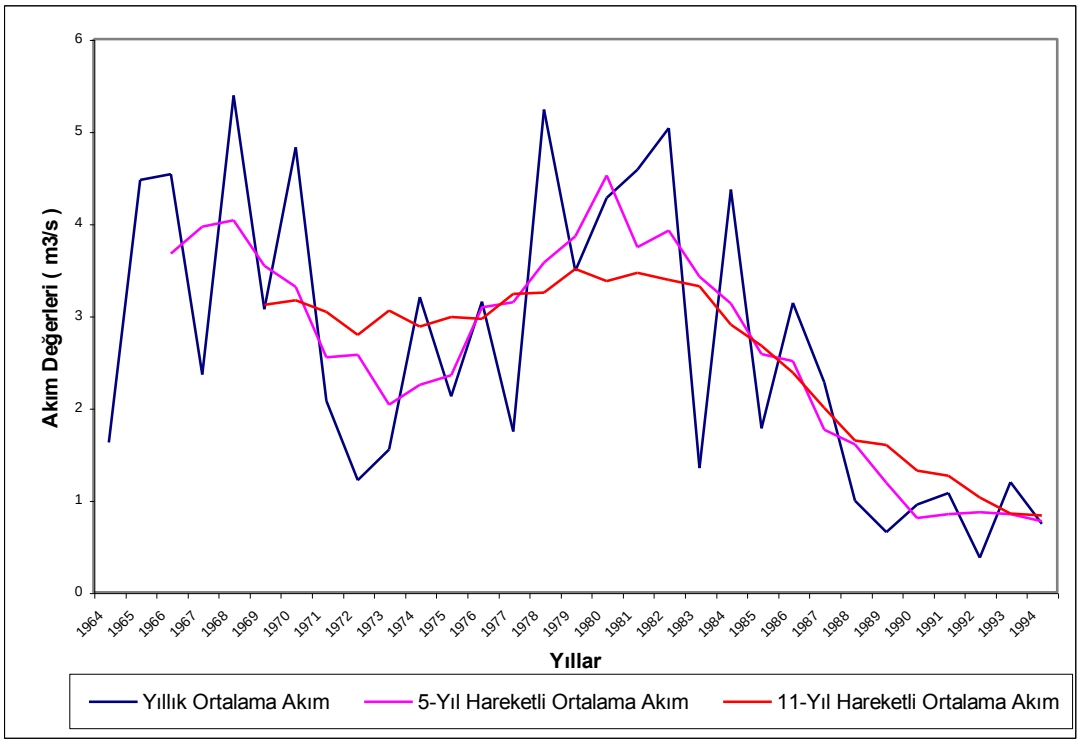
Şekil A.9 510 nolu istasyona ait anomali grafiği



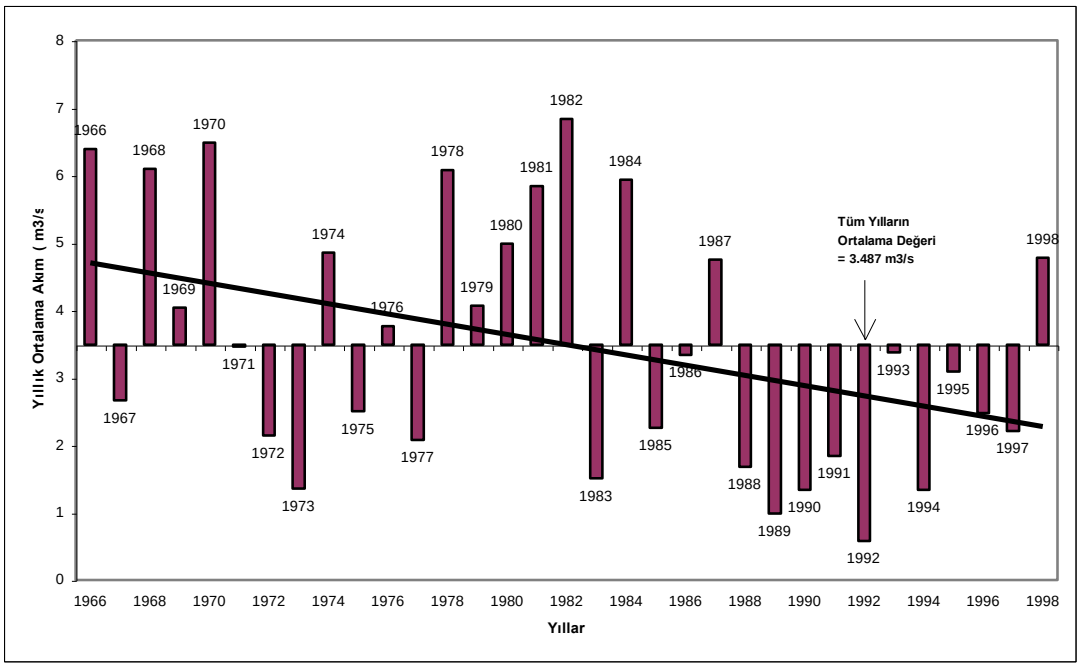
Şekil A.10 510 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



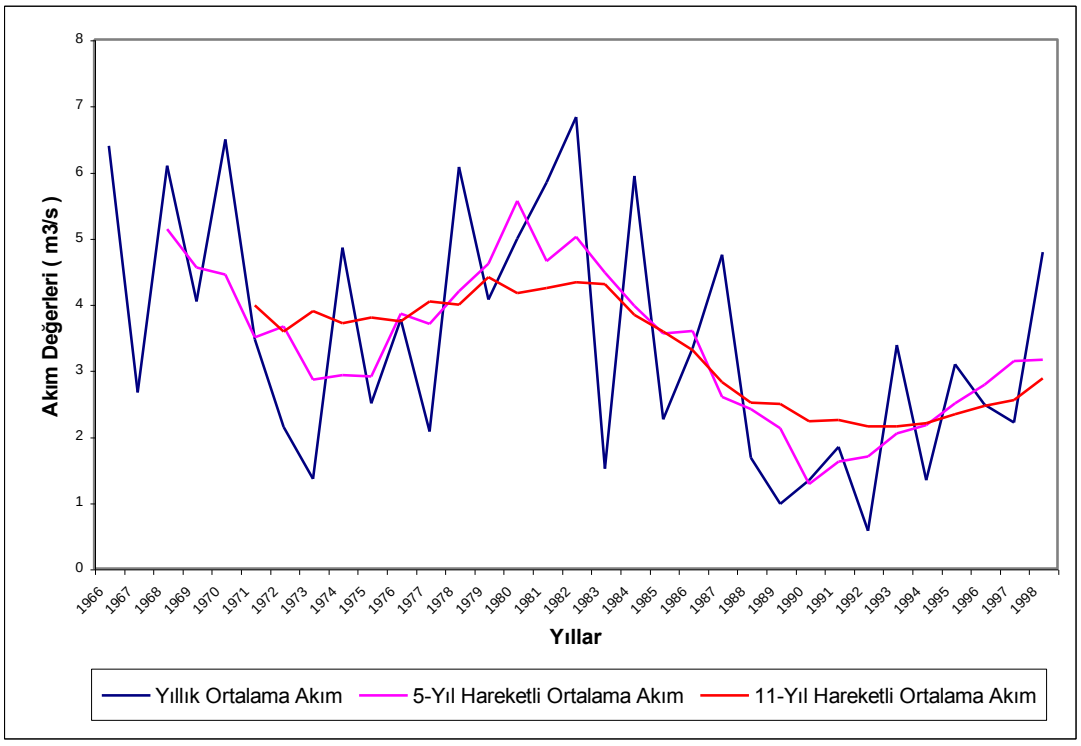
Şekil A.11 514 nolu istasyona ait anomali grafiği



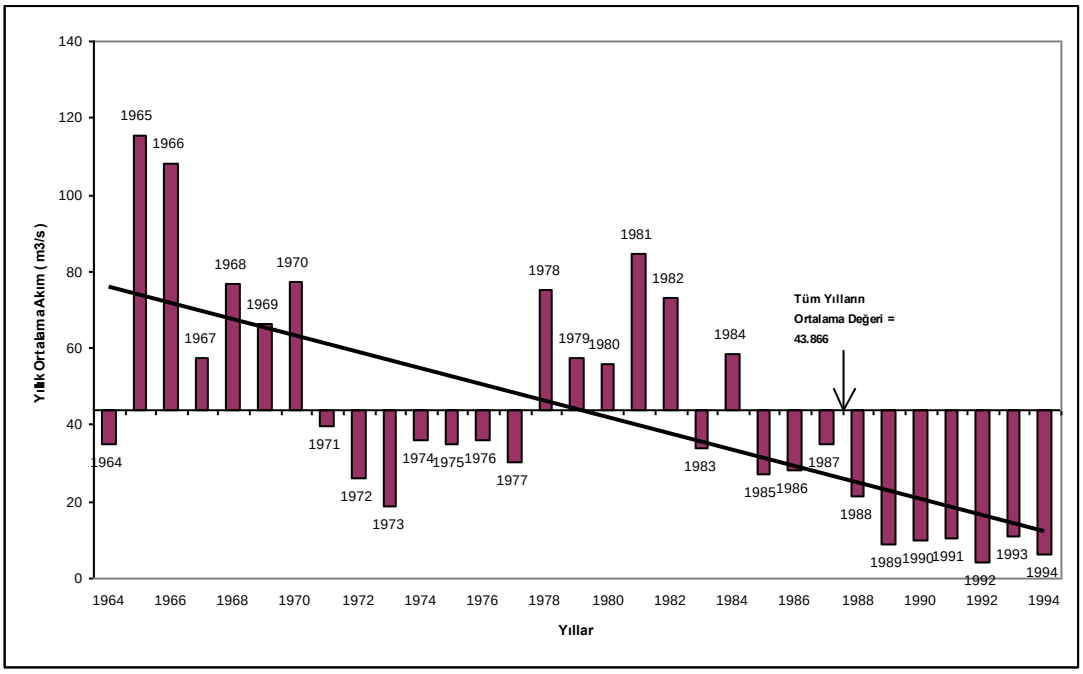
Şekil A.12 514 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



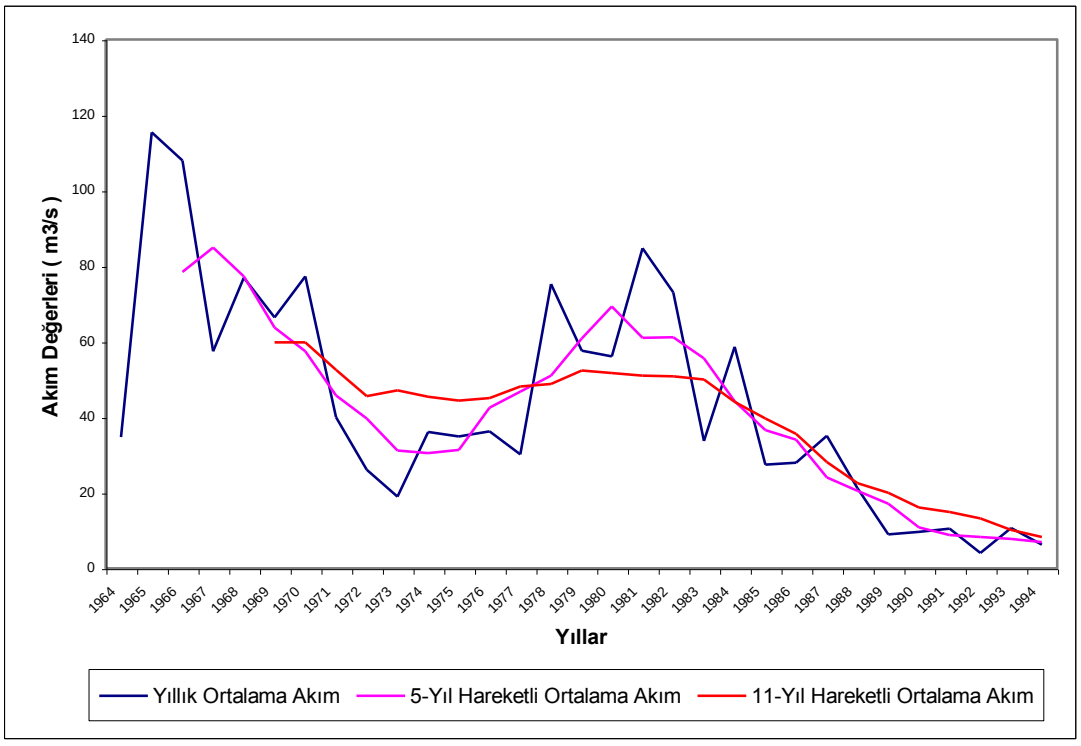
Şekil A.13 515 nolu istasyona ait anomali grafiği



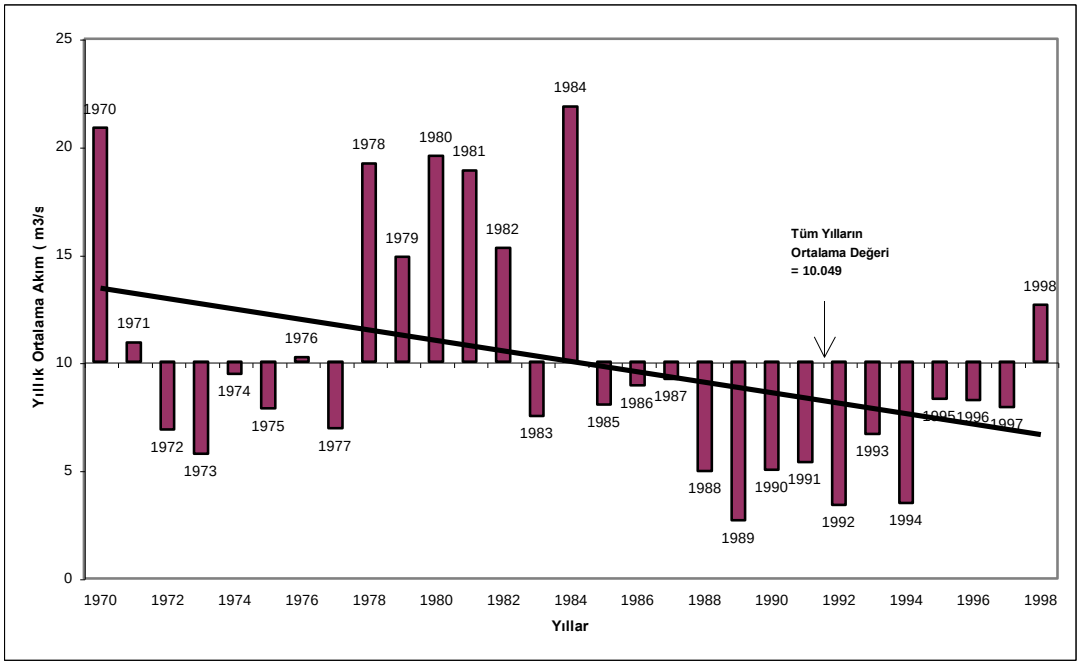
Şekil A.14 515 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



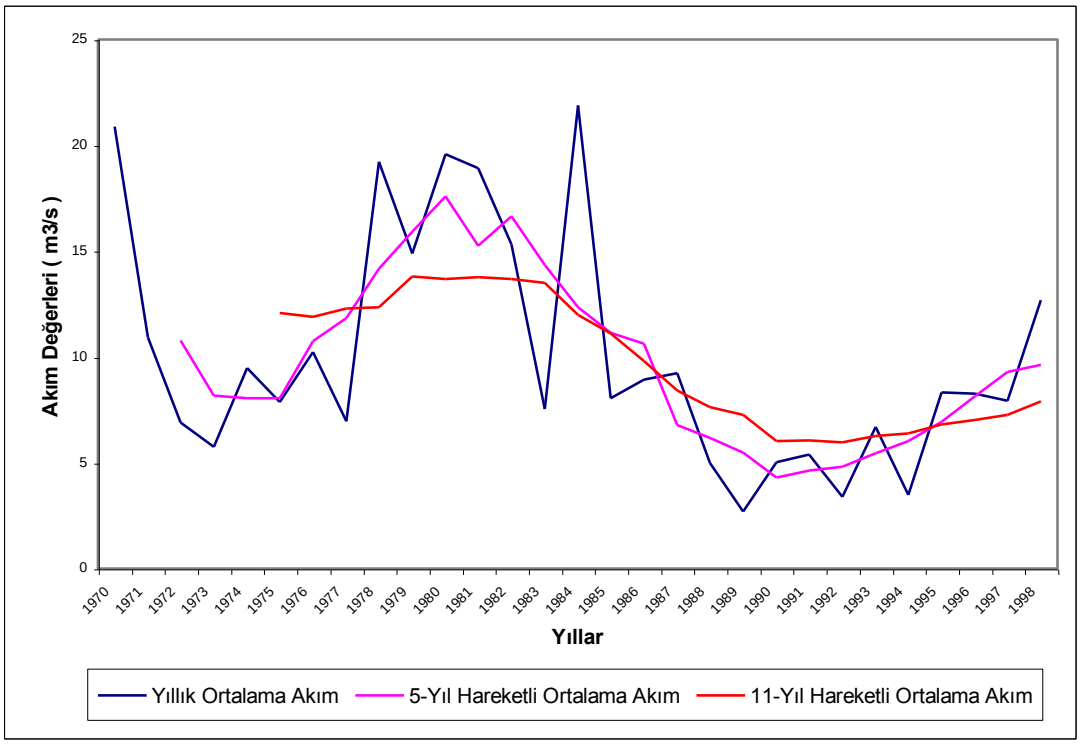
Şekil A.15 518 nolu istasyona ait anomali grafiği



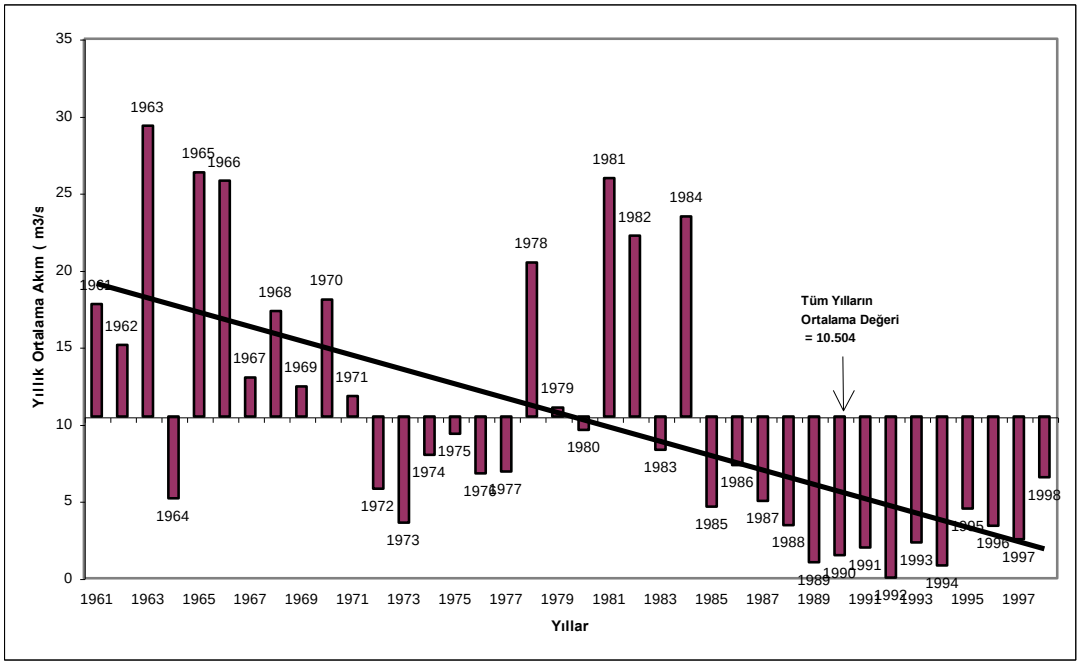
Şekil A.16 518 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



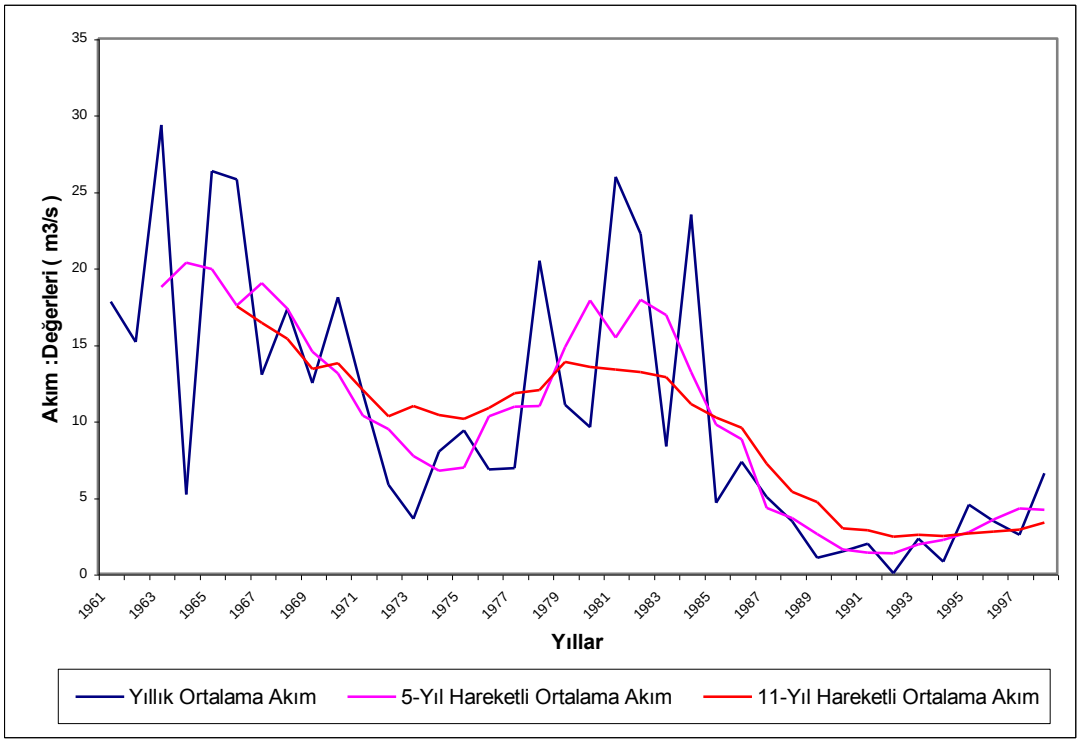
Şekil A.17 523 nolu istasyona ait anomali grafiği



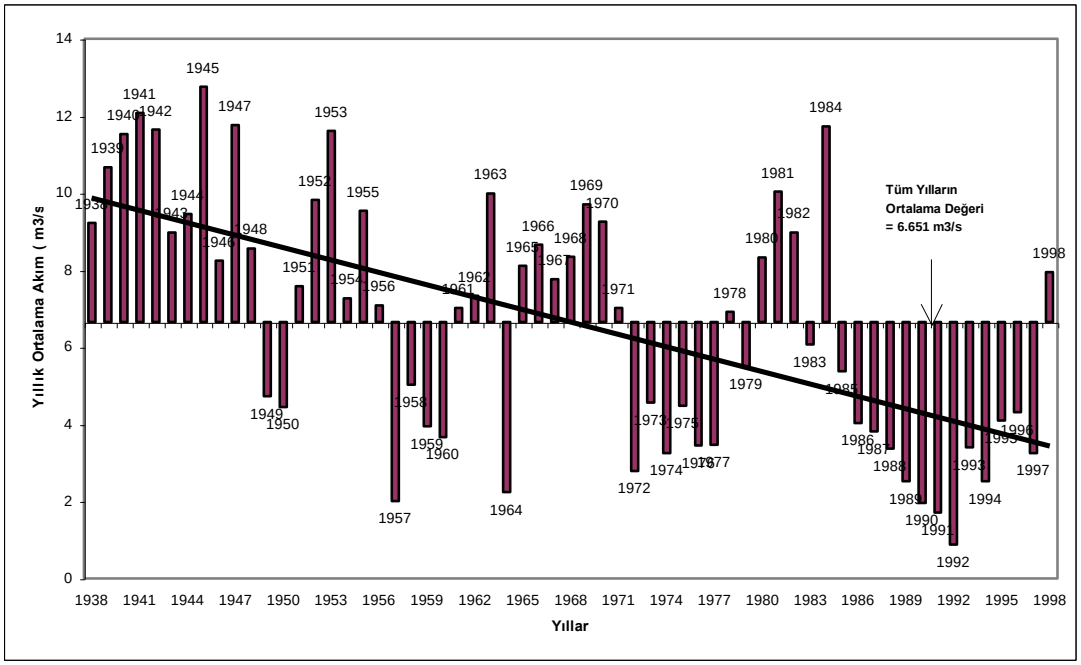
Şekil A.18 523 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



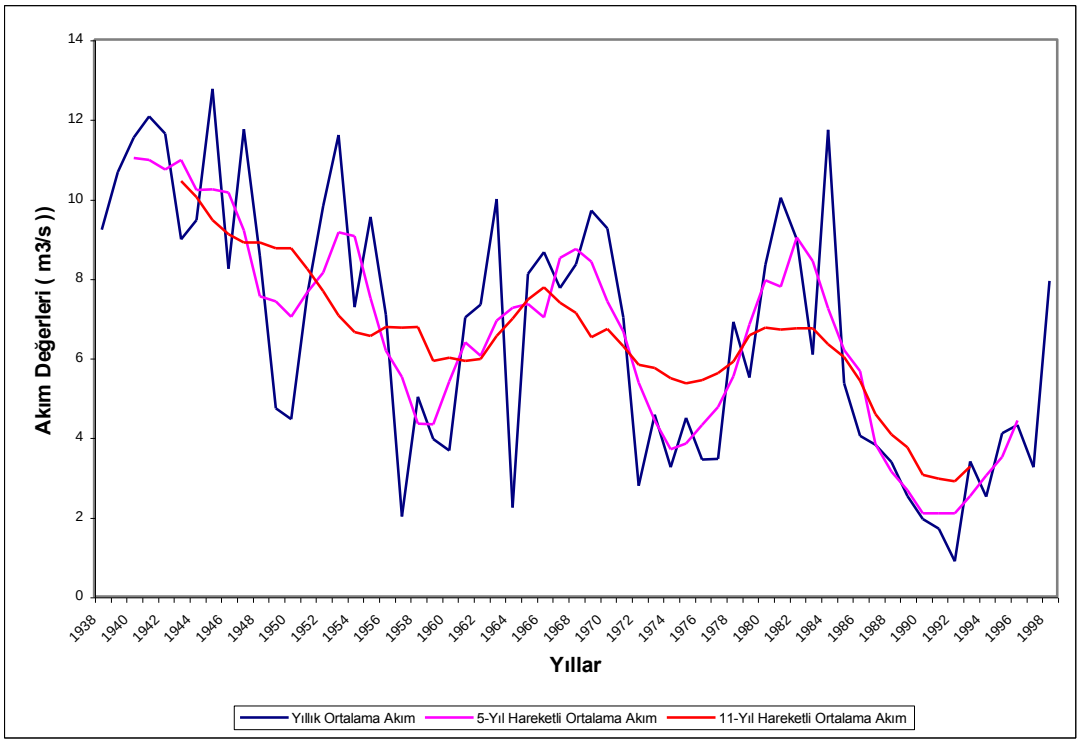
Şekil A.19 601 nolu istasyona ait anomali grafiği



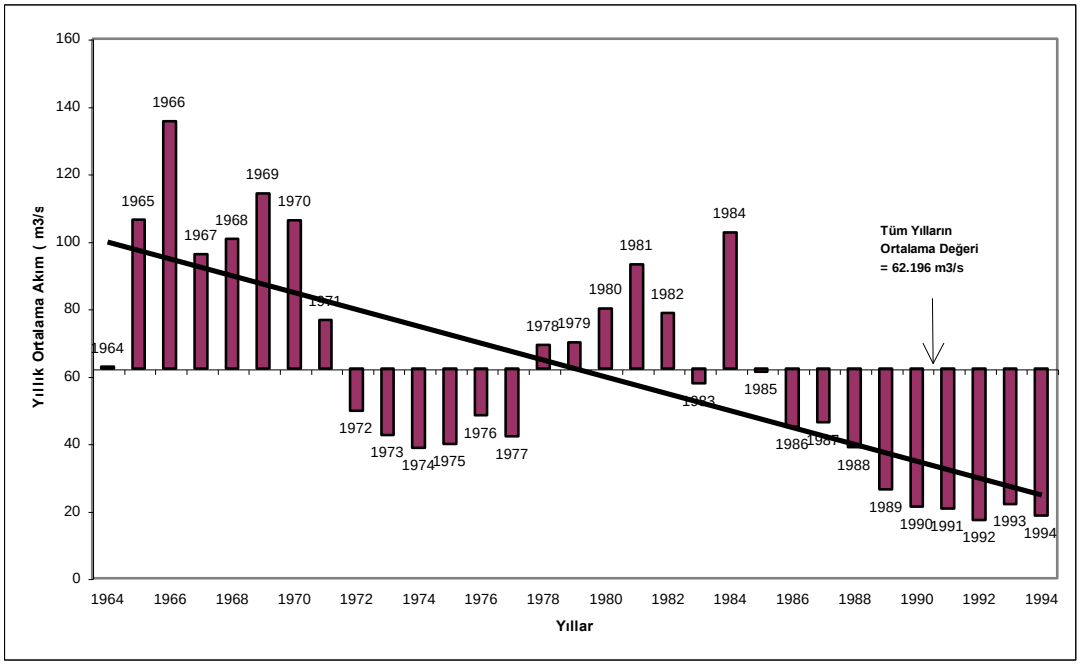
Şekil A.20 601 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



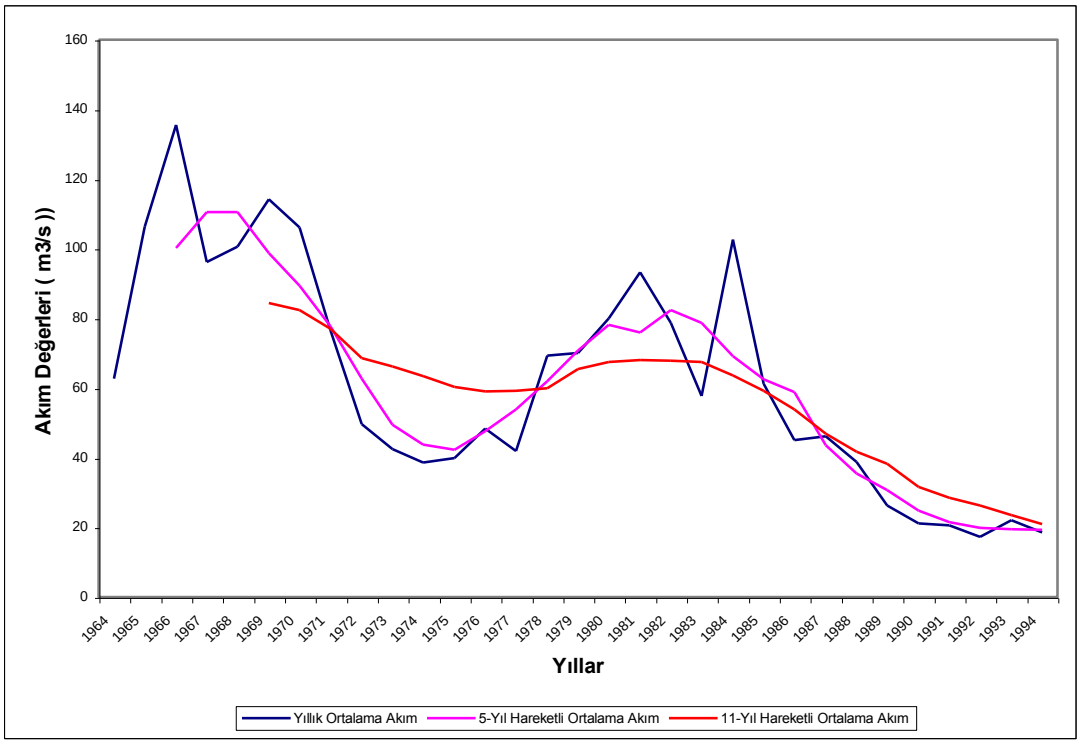
Şekil A.21 701 nolu istasyona ait anomali grafiği



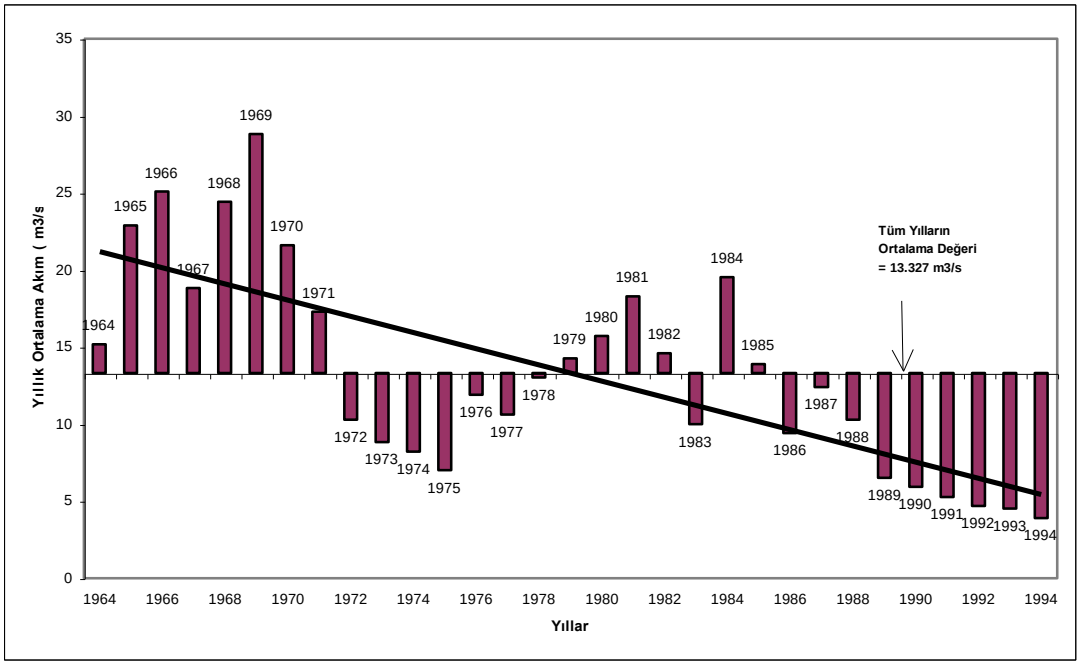
Şekil A.22 701 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



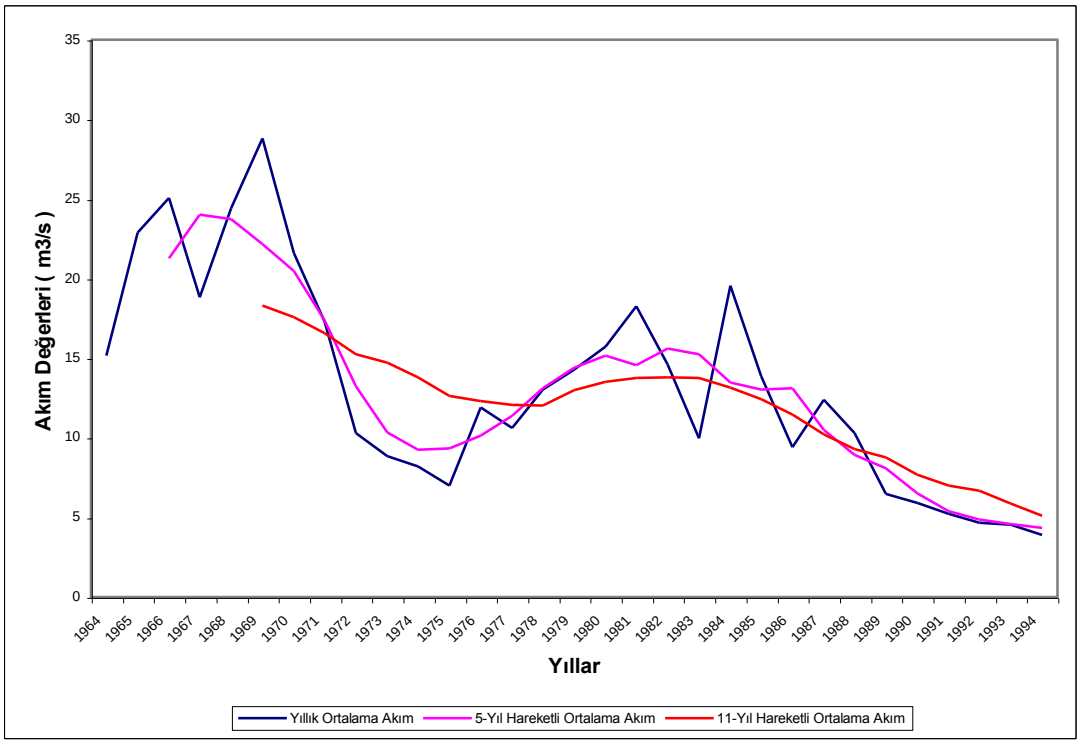
Şekil A.23 706 nolu istasyona ait anomali grafiği



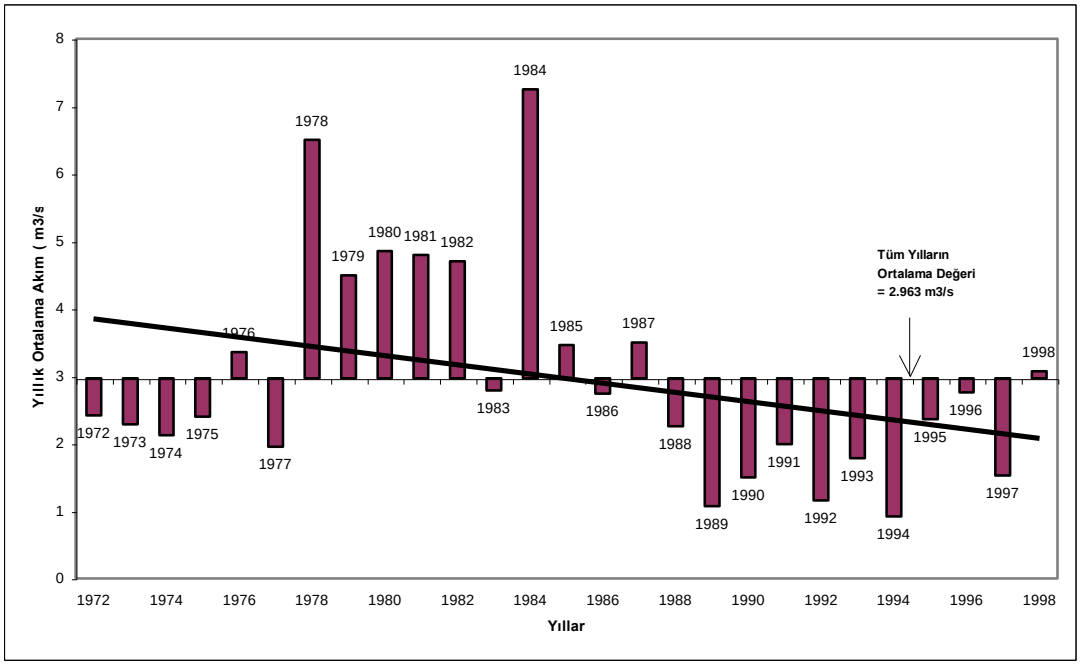
Şekil A.24 706 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



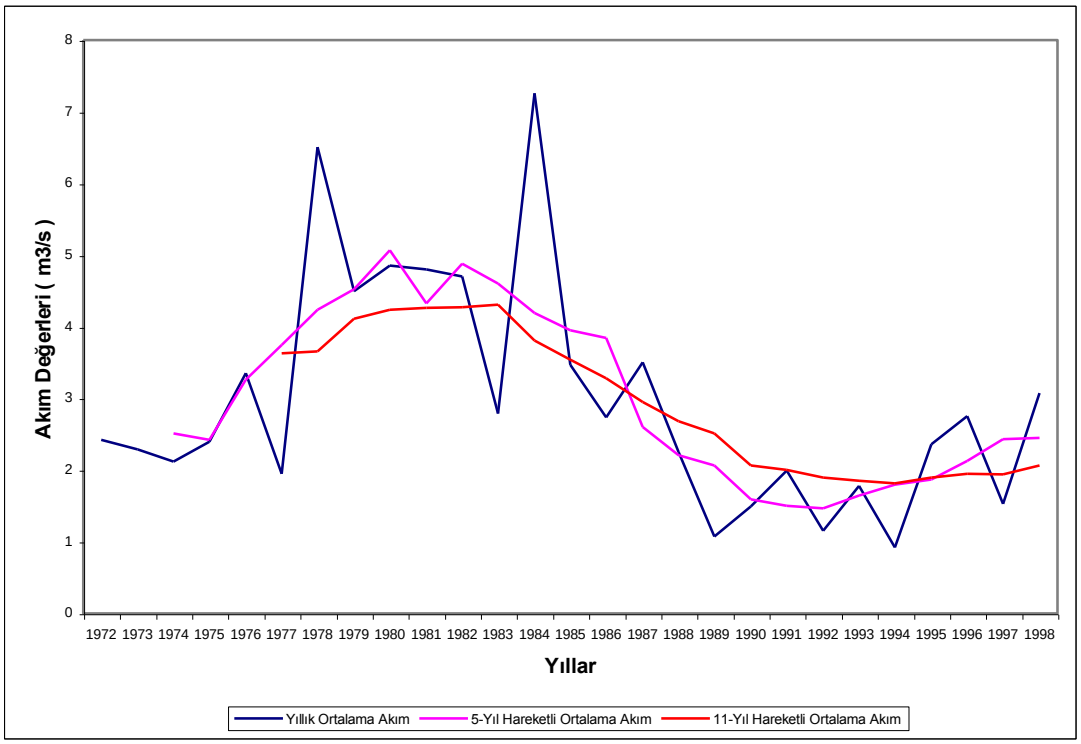
Şekil A.25 713 nolu istasyona ait anomali grafiği



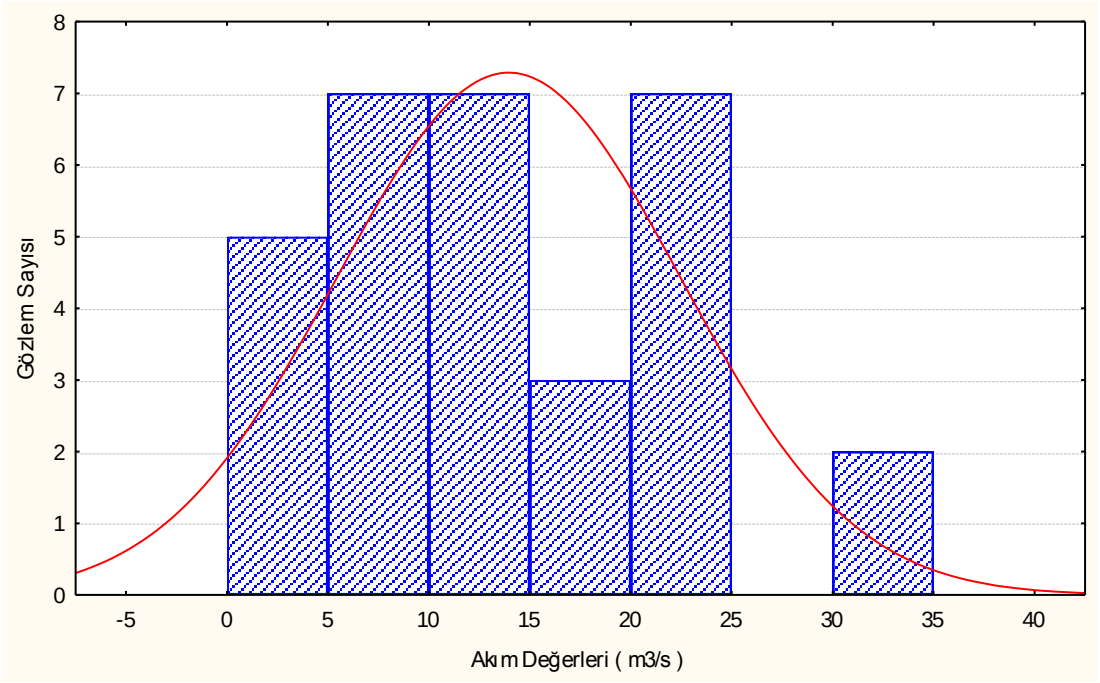
Şekil A.26 713 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



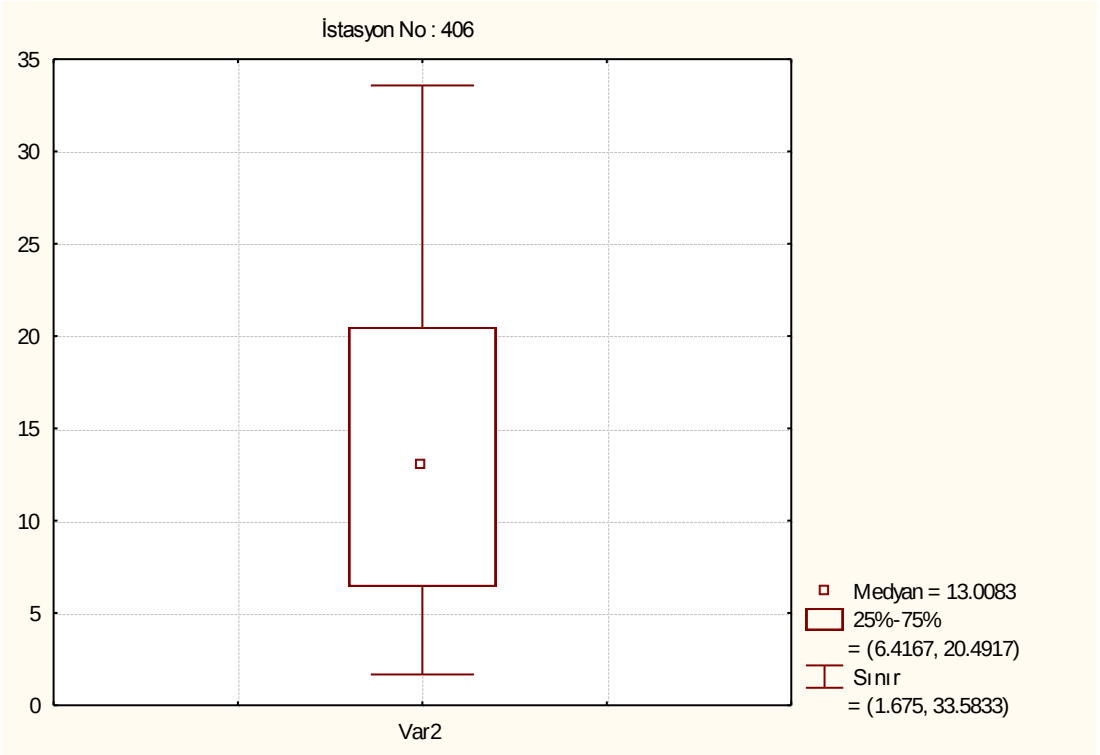
Şekil A.27 725 nolu istasyona ait anomali grafiği



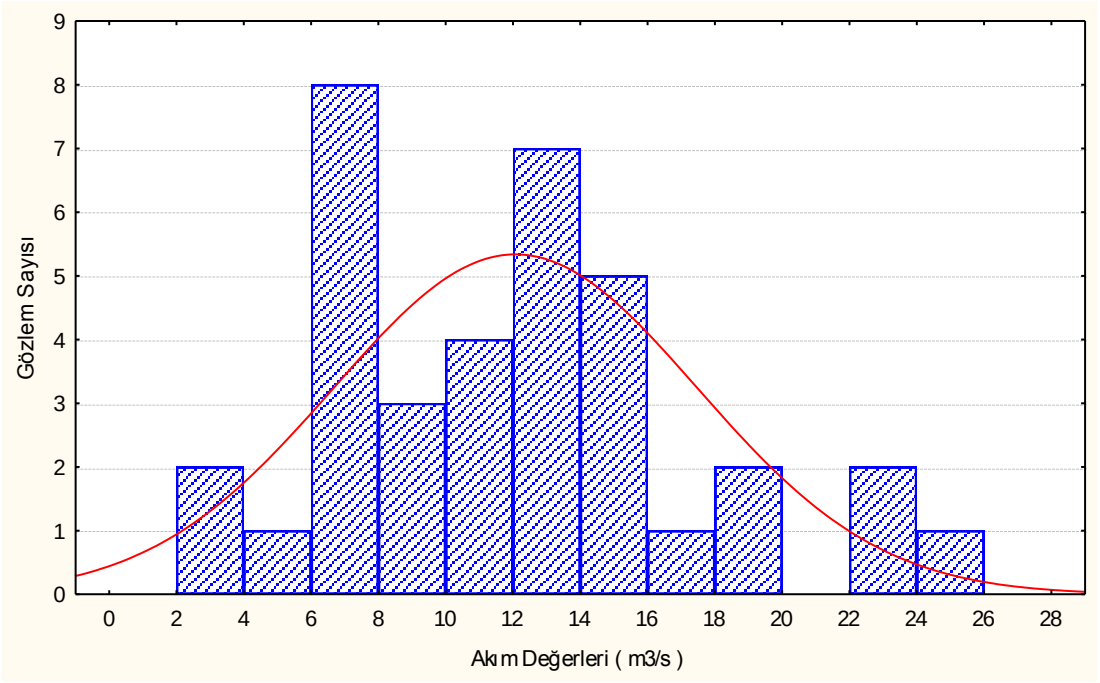
Şekil A.28 725 nolu istasyona ait 5 ve 11 yıl hareketli ortalama grafiği



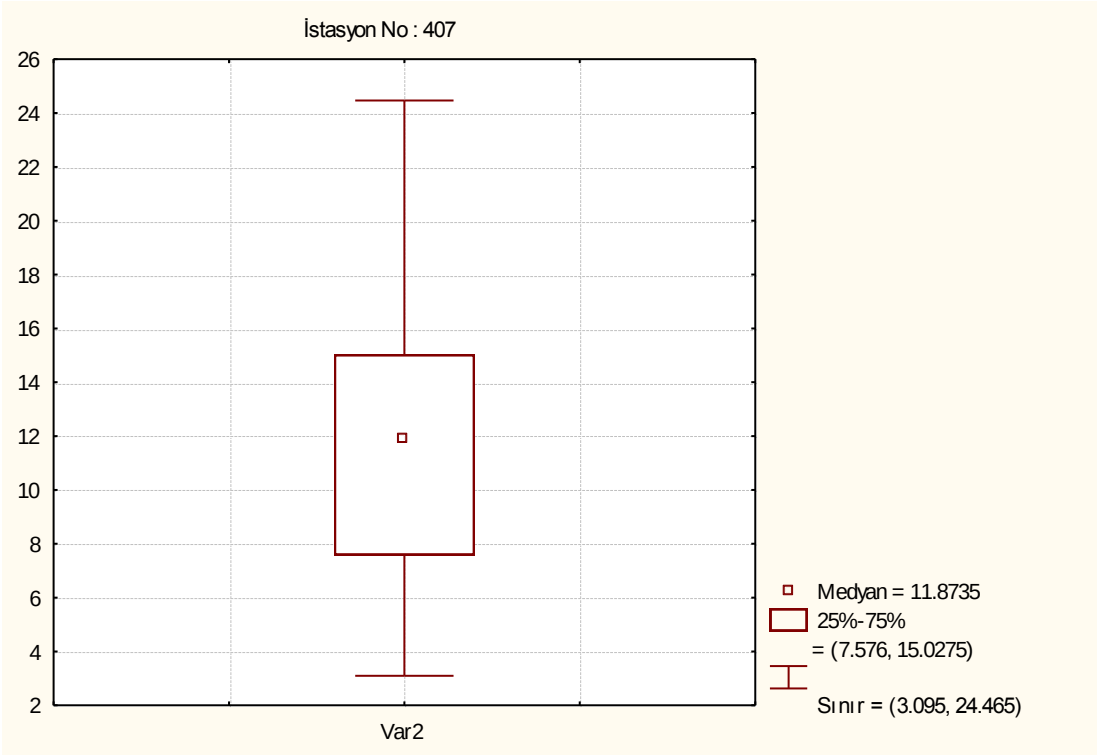
Şekil A.29 406 nolu istasyona ait histogram



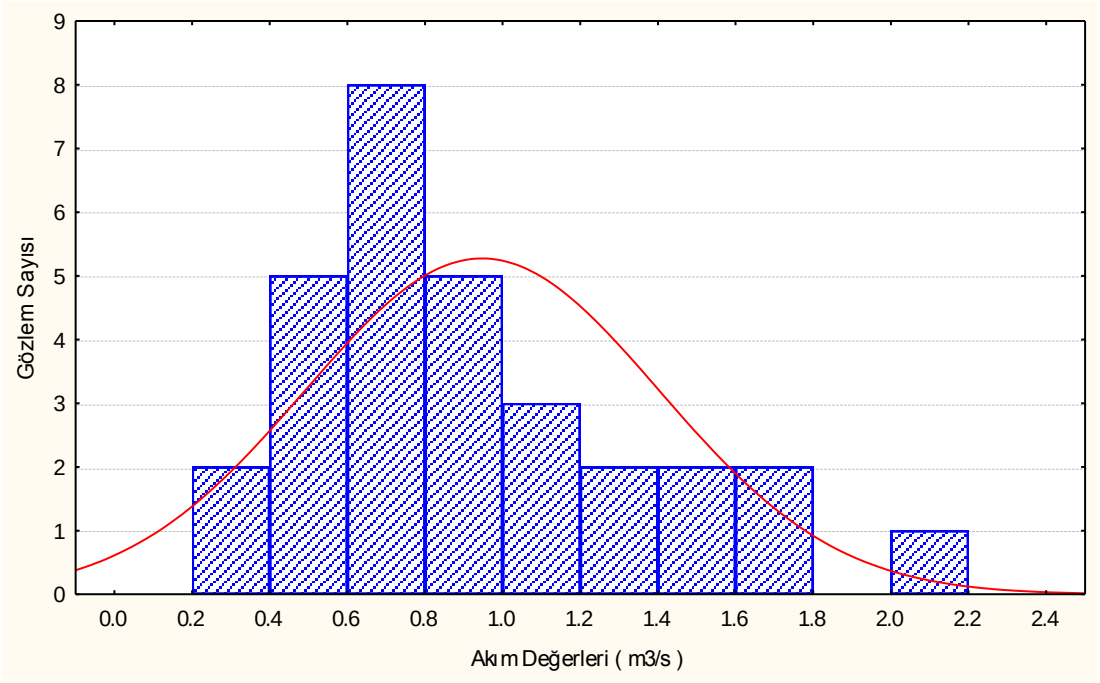
Şekil A.30 406 nolu istasyona ait kutu diyagram



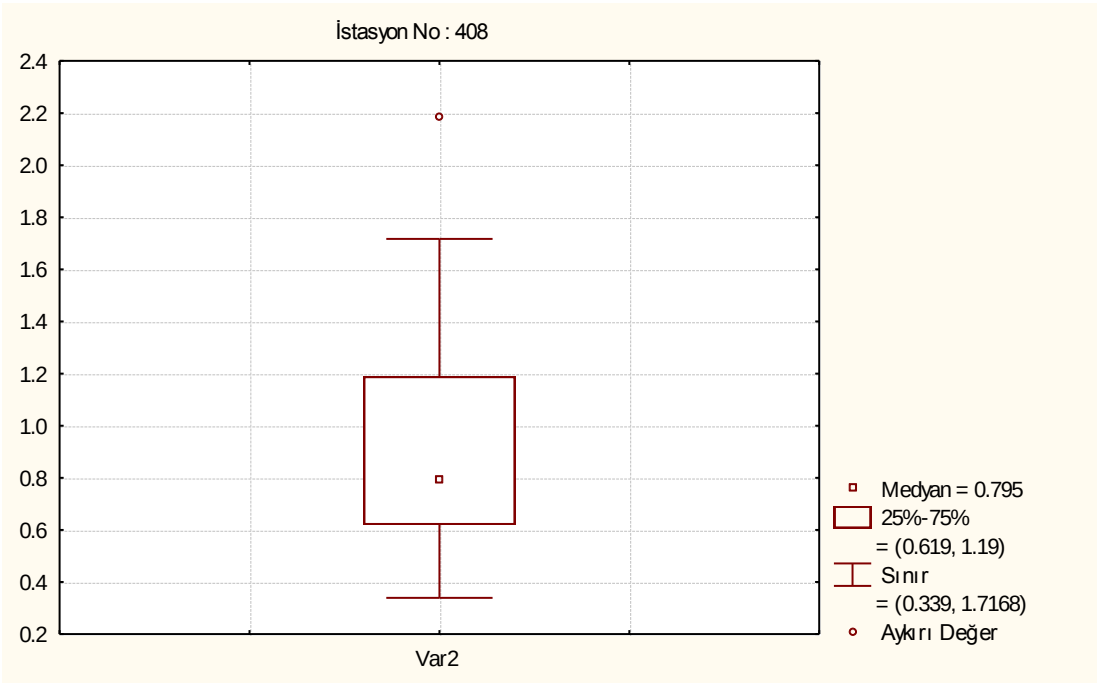
Şekil A.31 407 nolu istasyona ait histogram



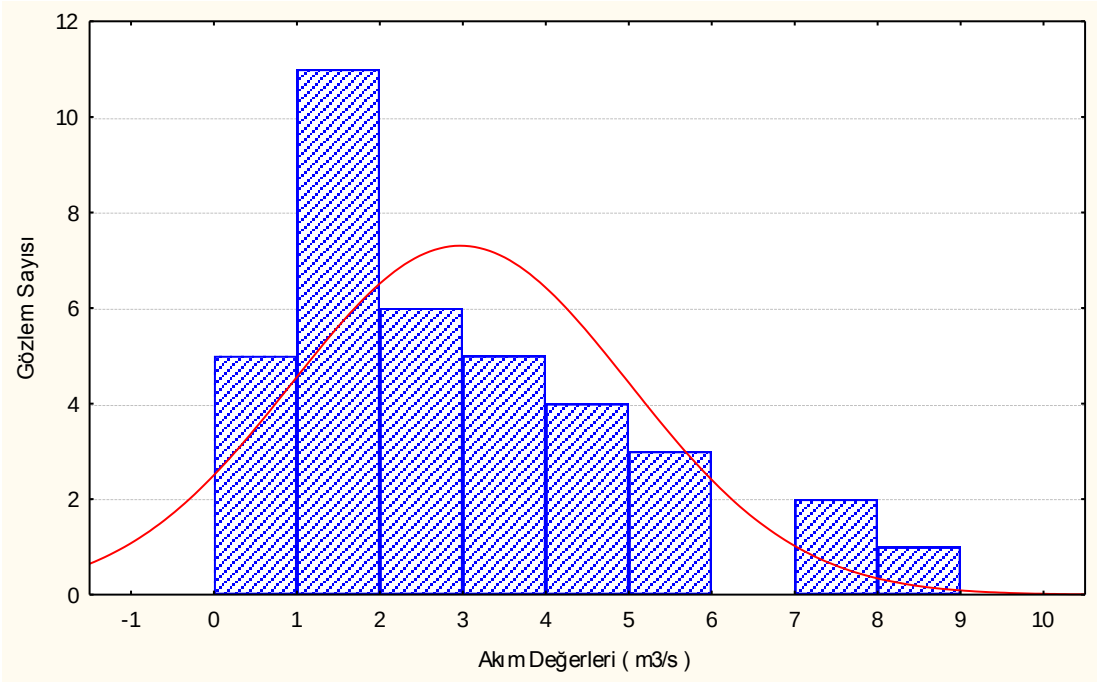
Şekil A.32 407 nolu istasyona ait kutu diyagram



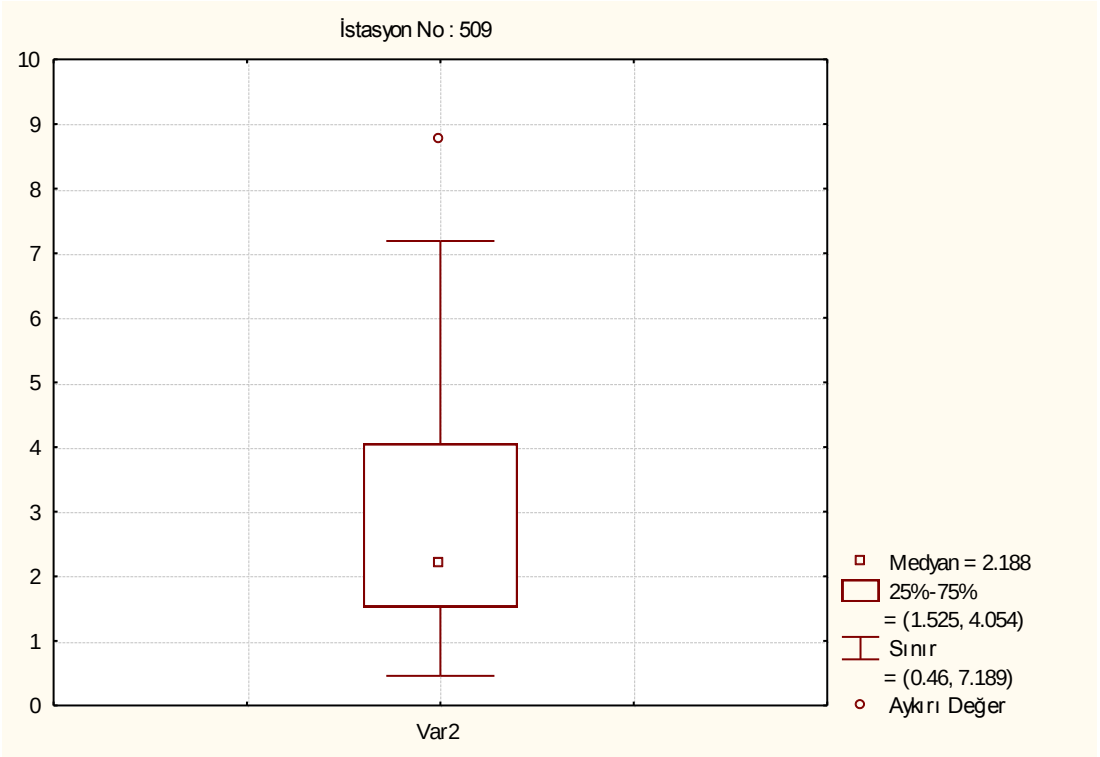
Şekil A.33 408 nolu istasyona ait histogram



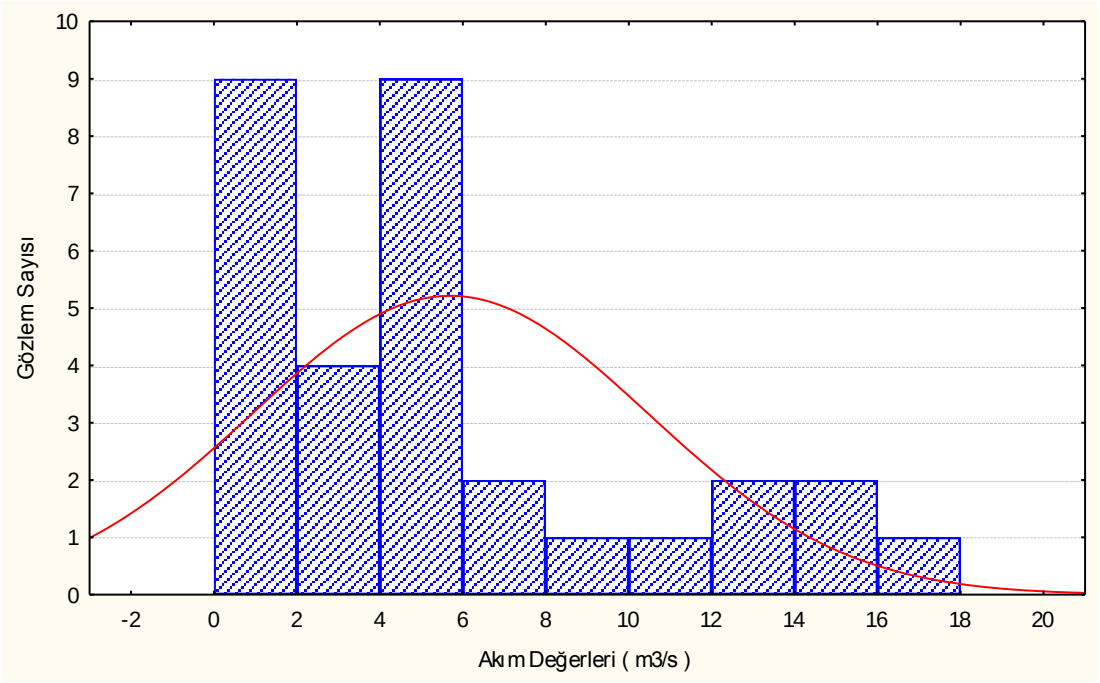
Şekil A.34 408 nolu istasyona ait kutu diyagram



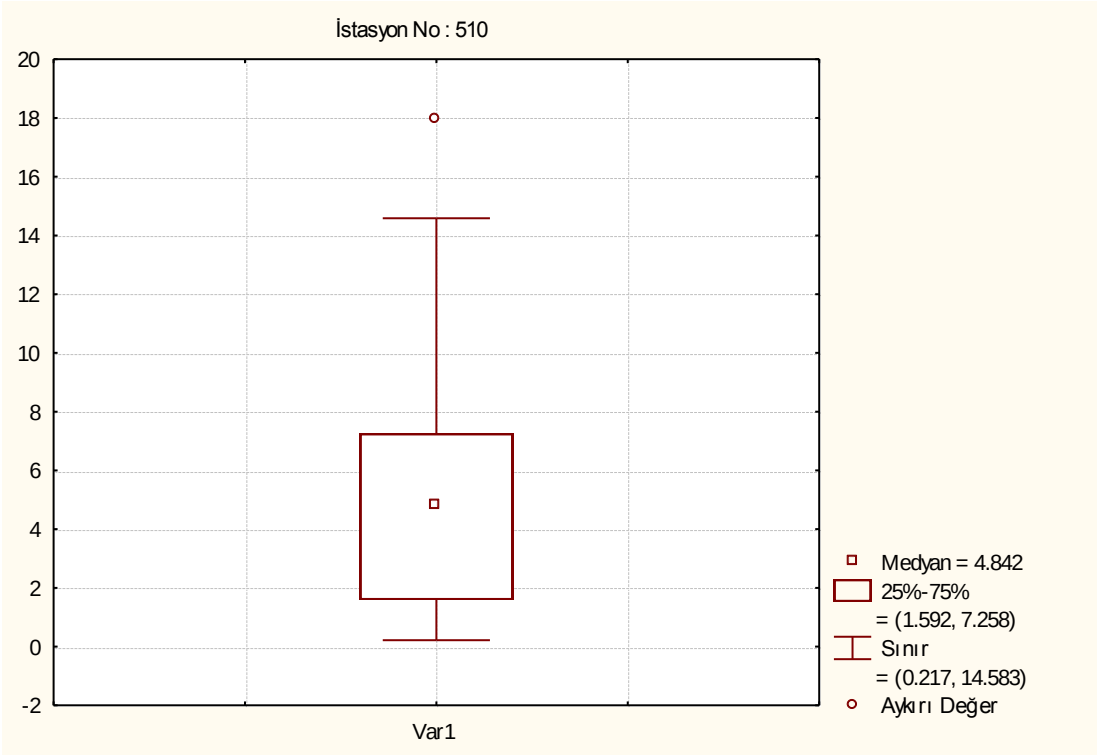
Şekil A.35 509 nolu istasyona ait histogram



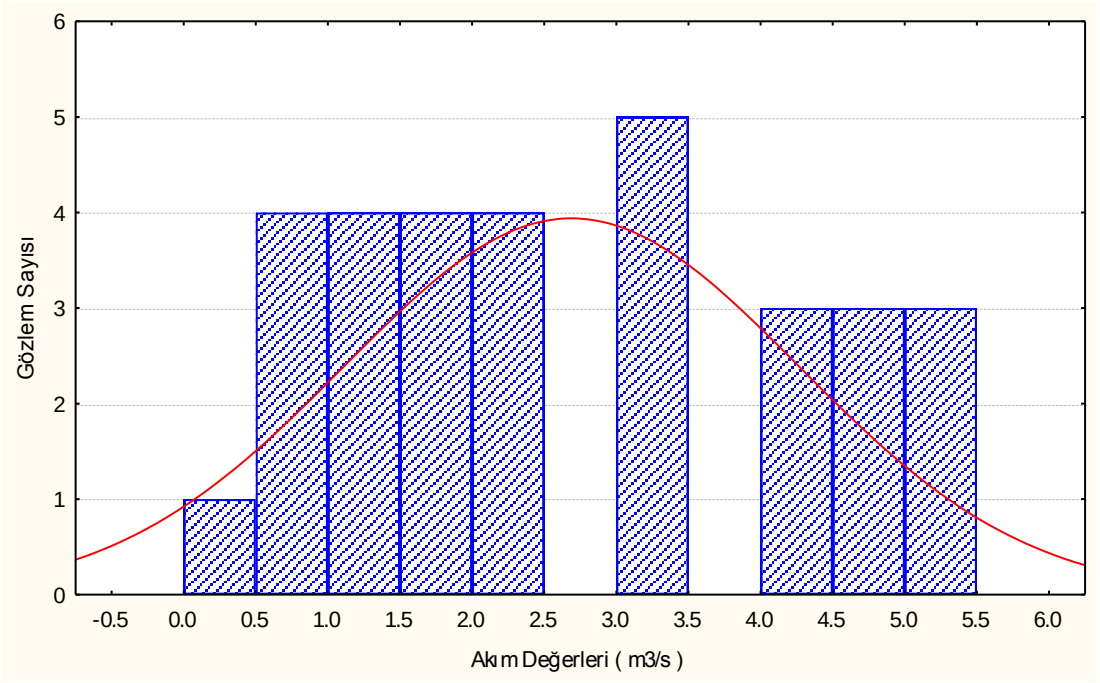
Şekil A.36 509 nolu istasyona ait kutu diyagram



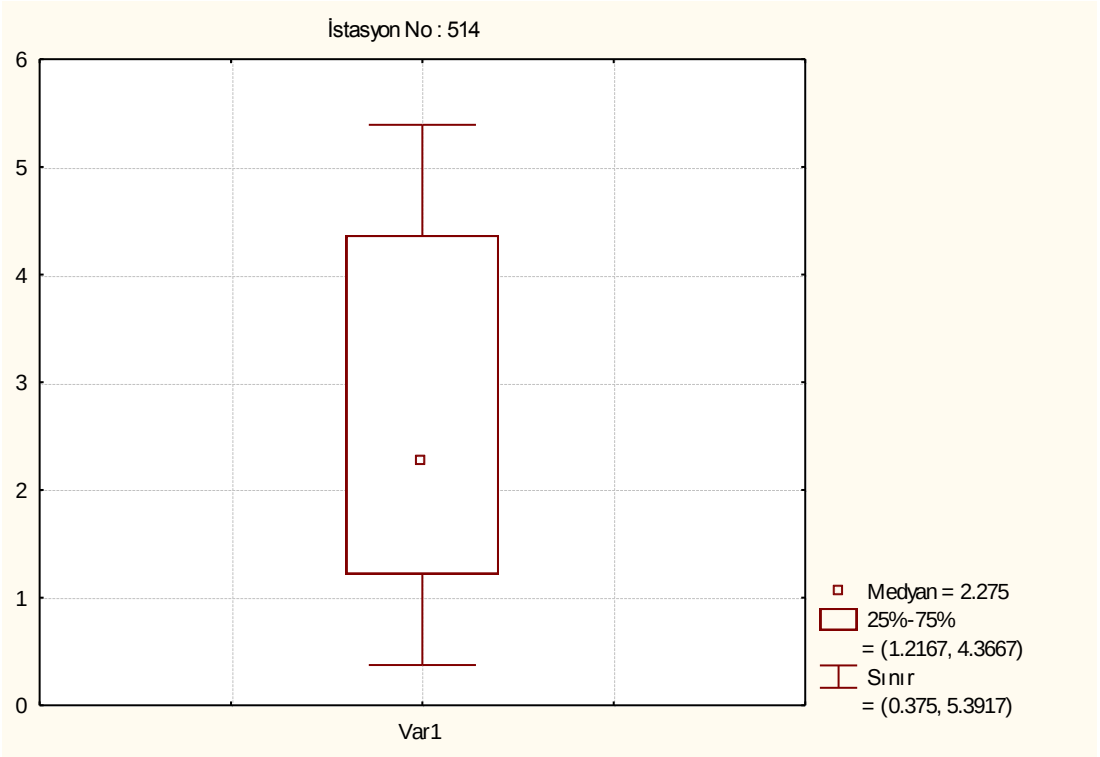
Şekil A.37 510 nolu istasyona ait histogram



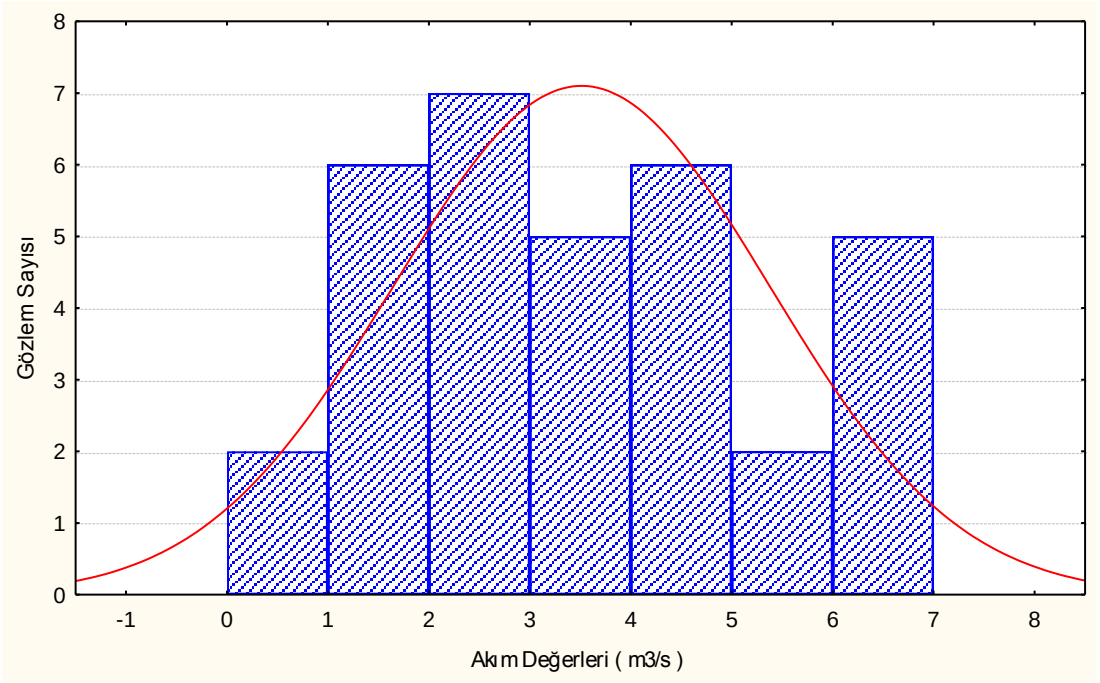
Şekil A.38 510 nolu istasyona ait kutu diyagram



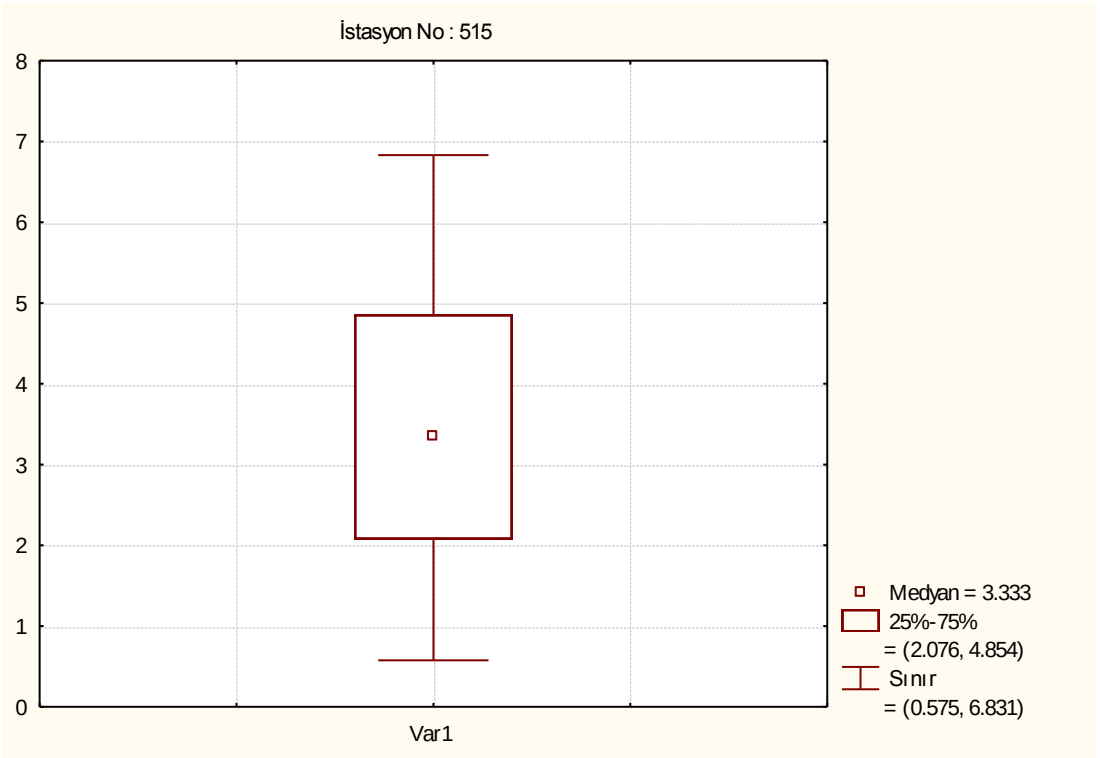
Şekil A.39 514 nolu istasyona ait histogram



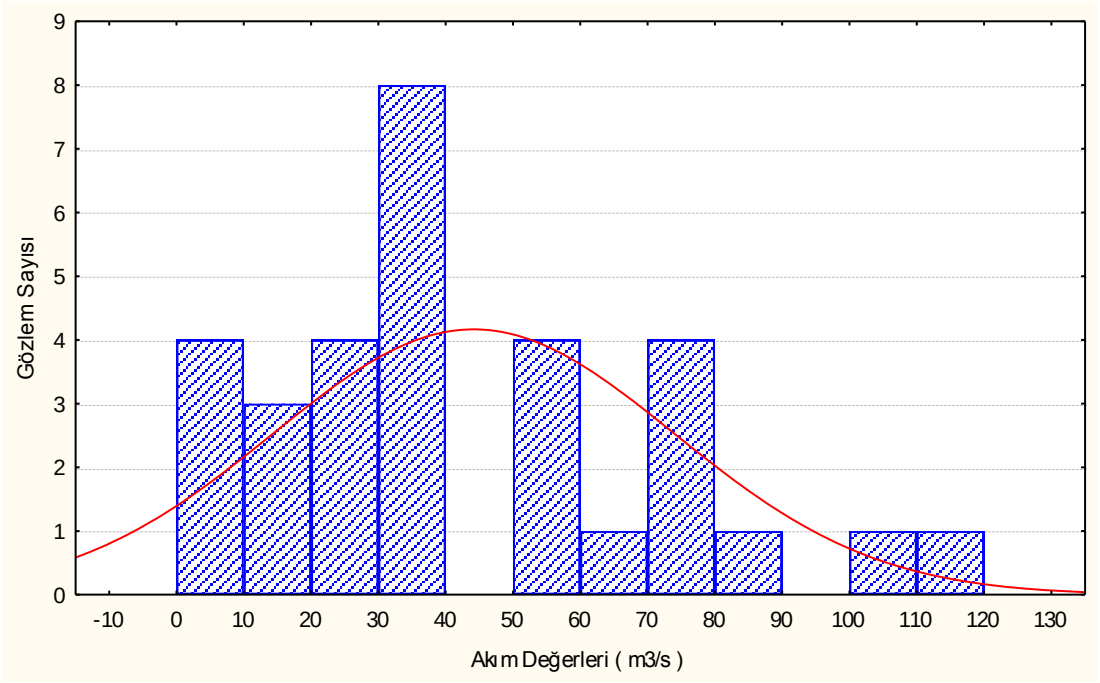
Şekil A.40 514 nolu istasyona ait kutu diyagram



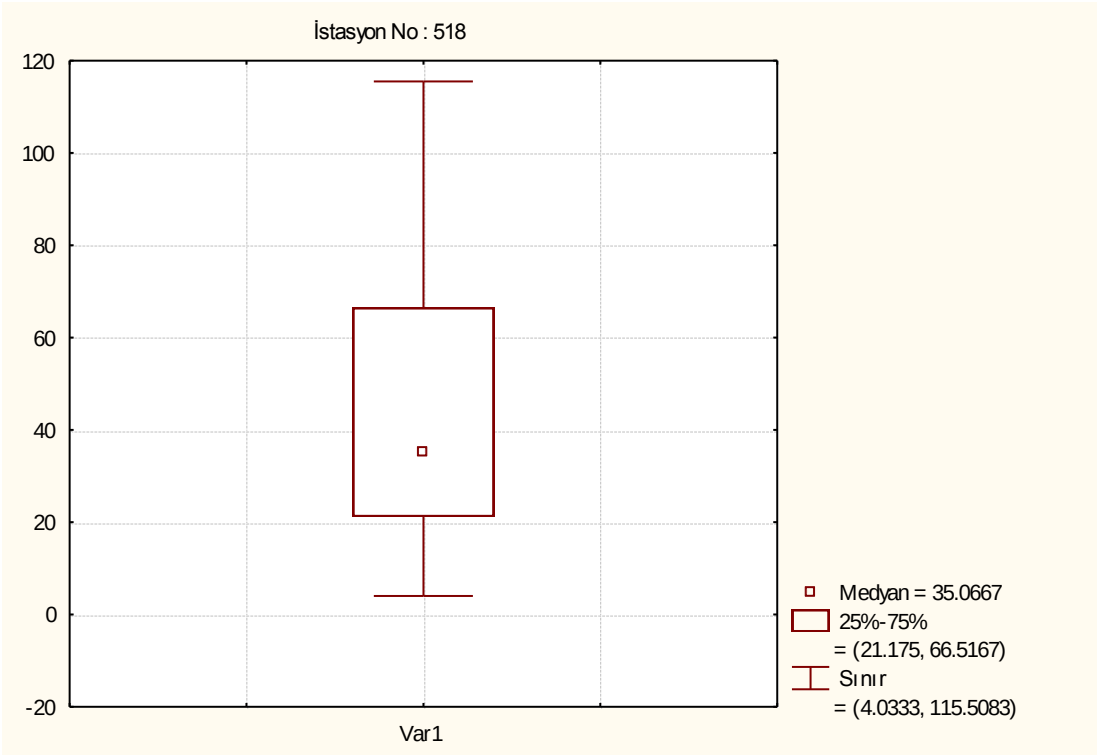
Şekil A.41 515 nolu istasyona ait histogram



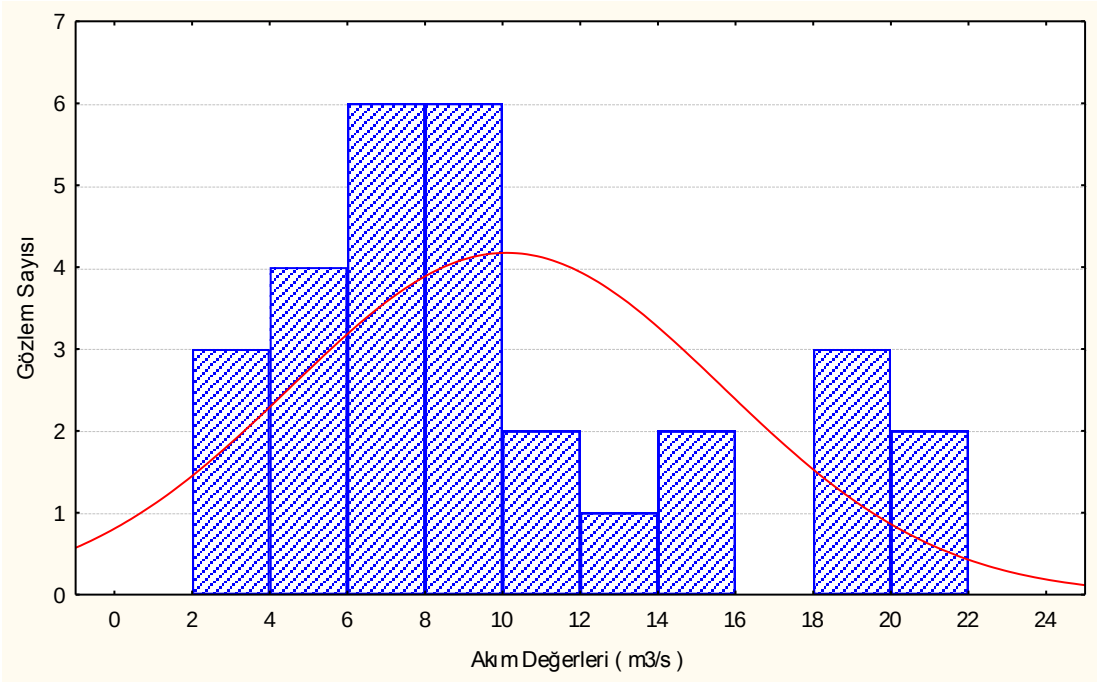
Şekil A.42 515 nolu istasyona ait kutu diyagram



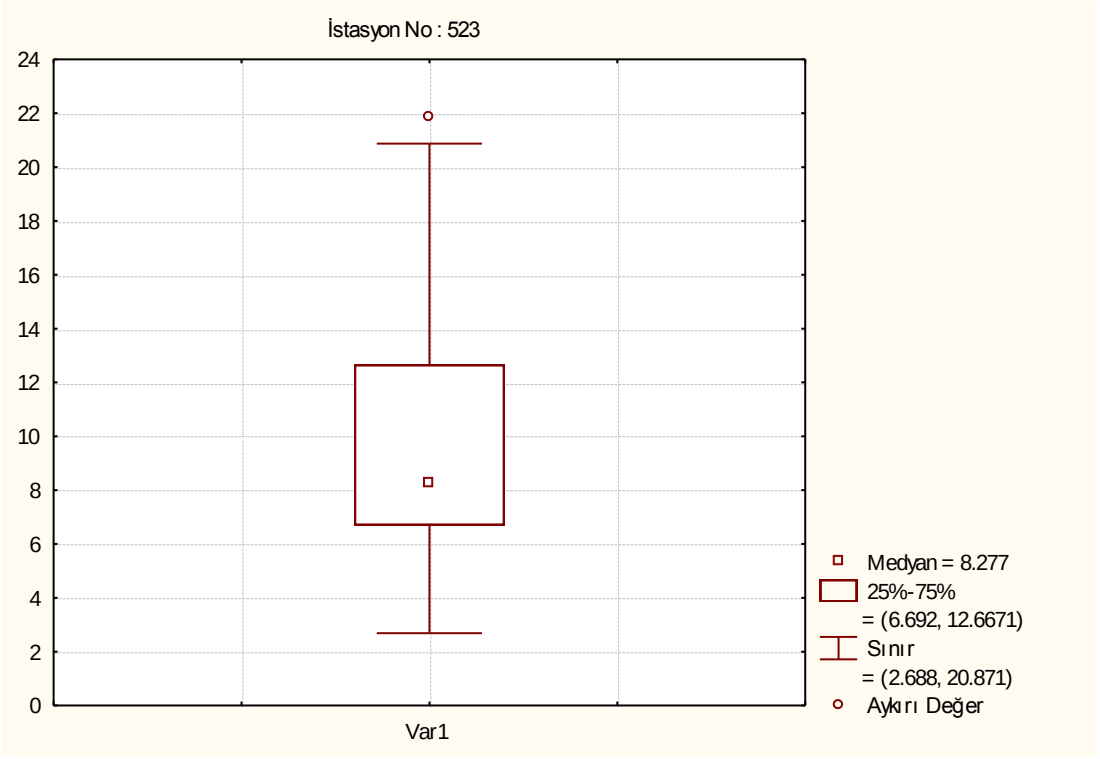
Şekil A.43 518 nolu istasyona ait histogram



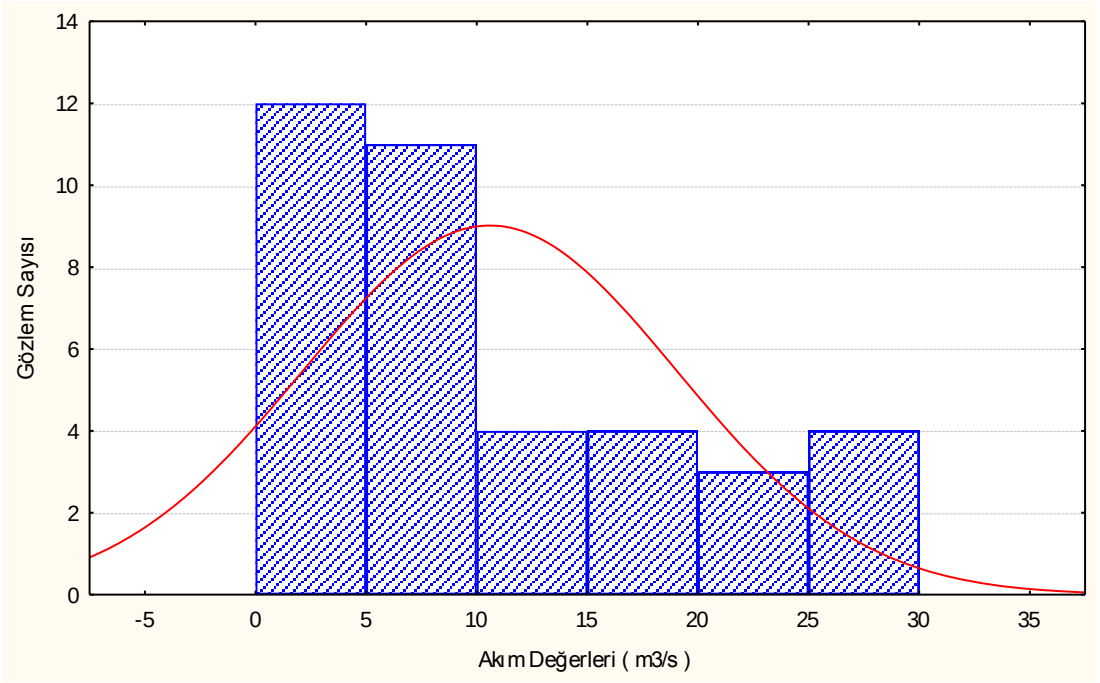
Şekil A.44 518 nolu istasyona ait kutu diyagram



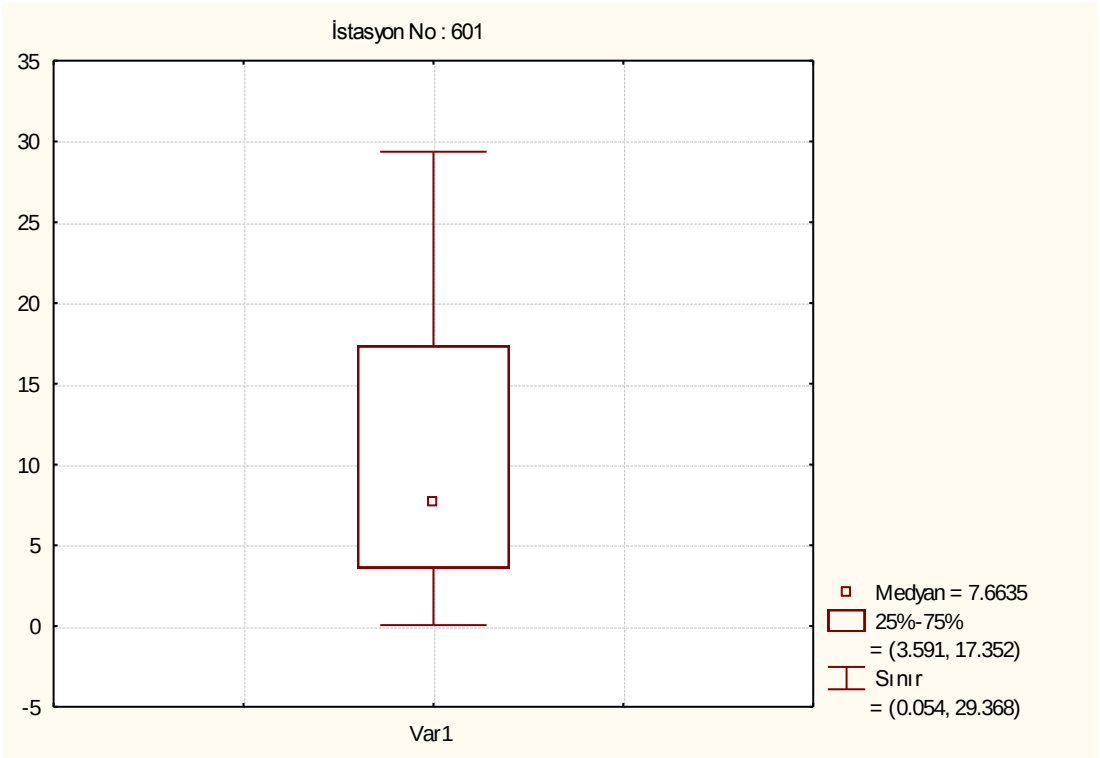
Şekil A.45 523 nolu istasyona ait histogram



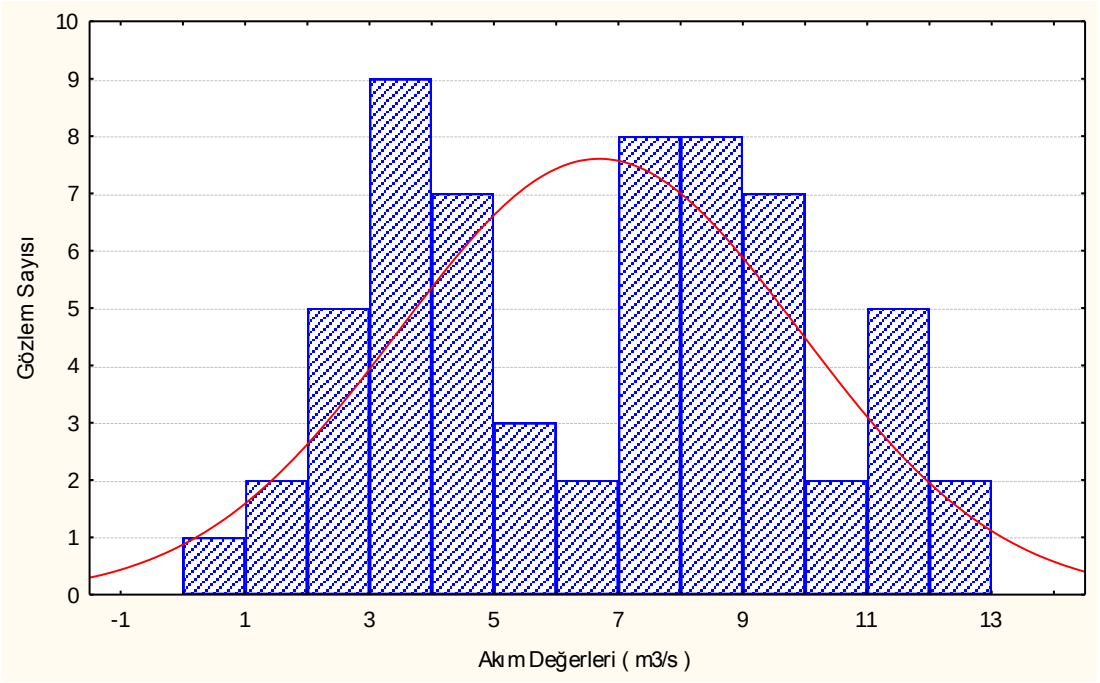
Şekil A.46 523 nolu istasyona ait kutu diyagram



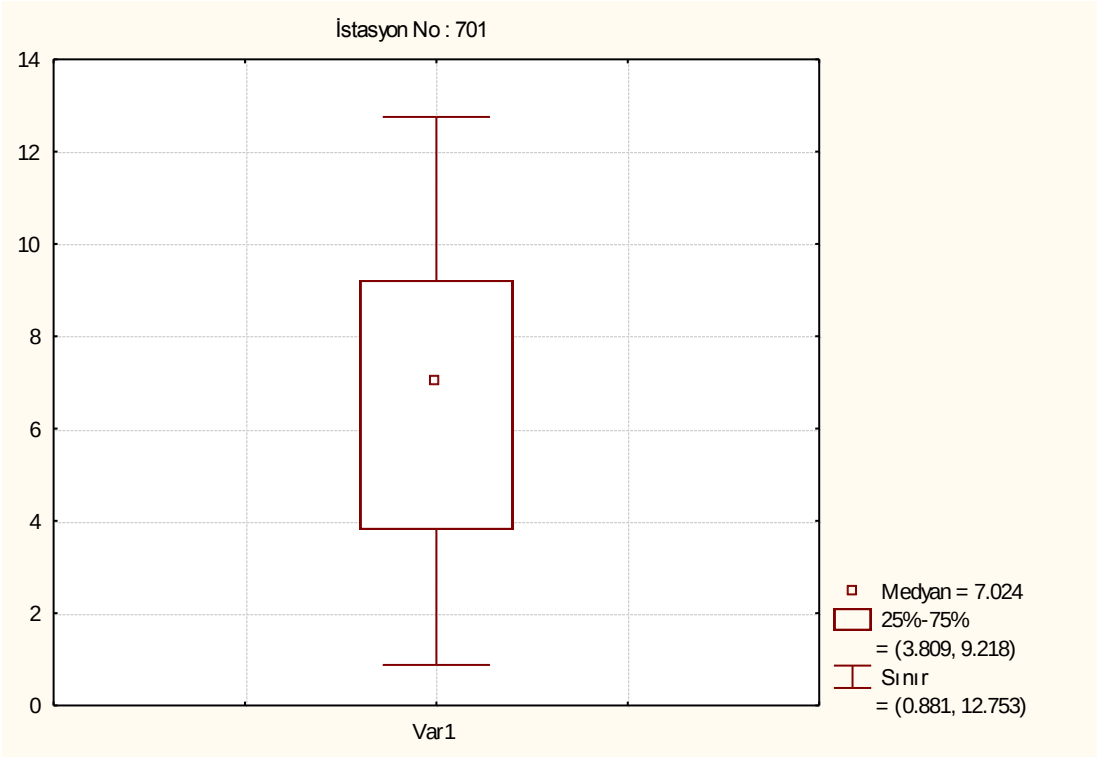
Şekil A.47 601 nolu istasyona ait histogram



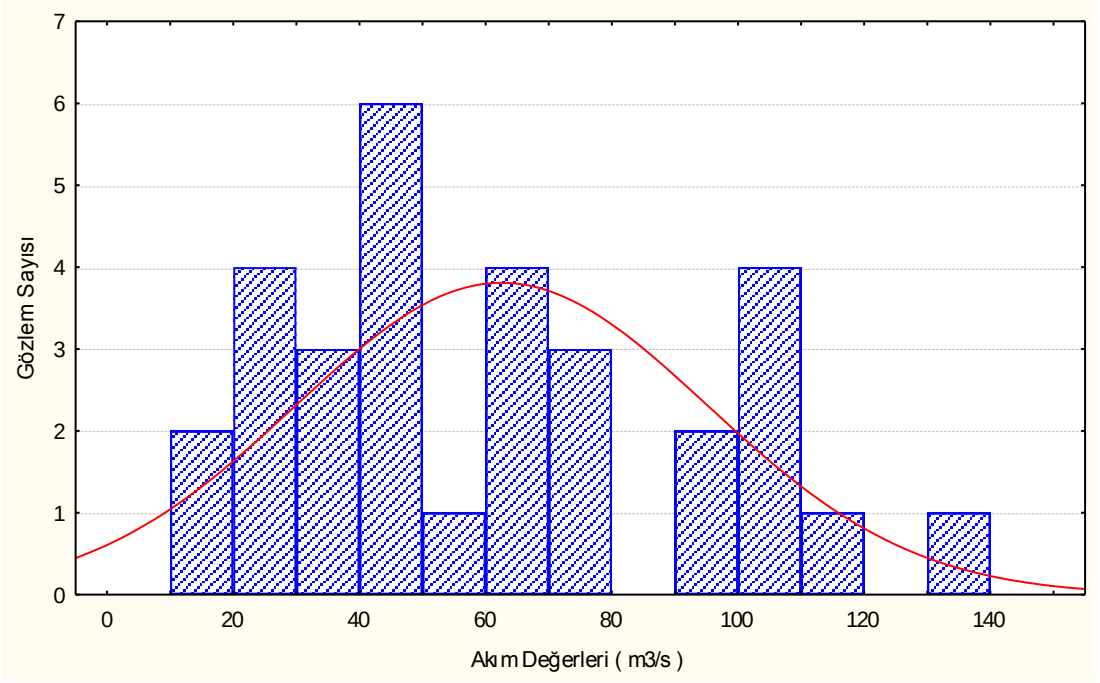
Şekil A.48 601 nolu istasyona ait kutu diyagram



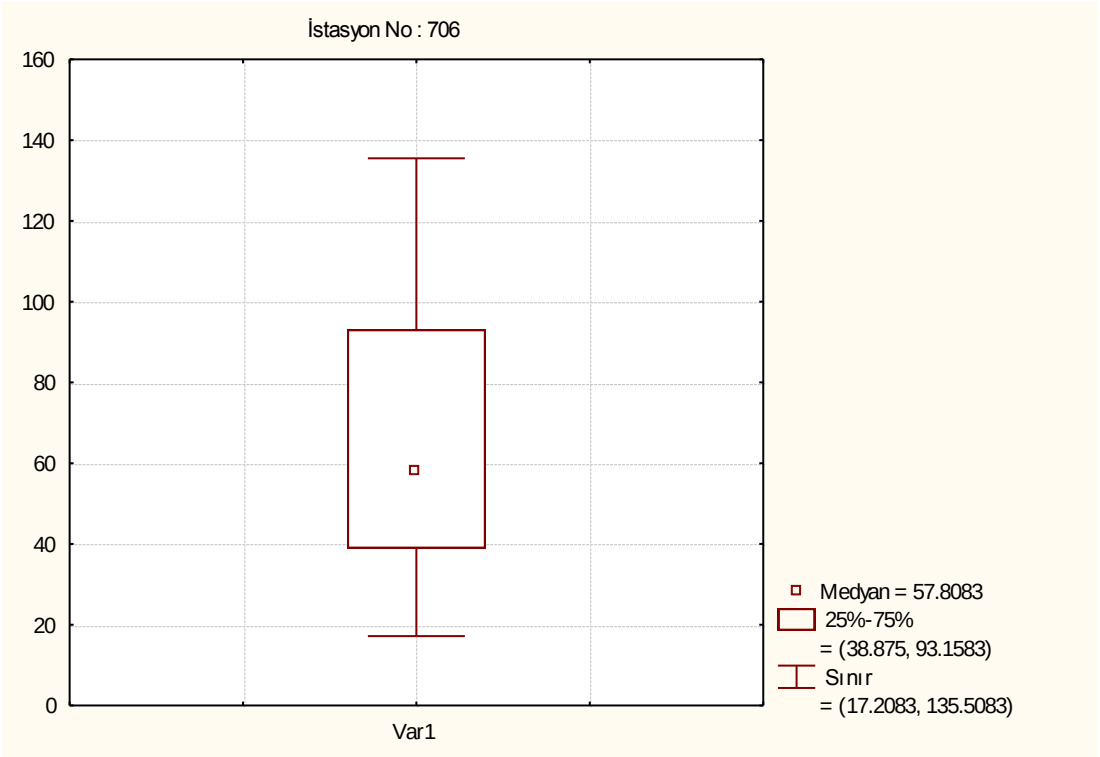
Şekil A.49 701 nolu istasyona ait histogram



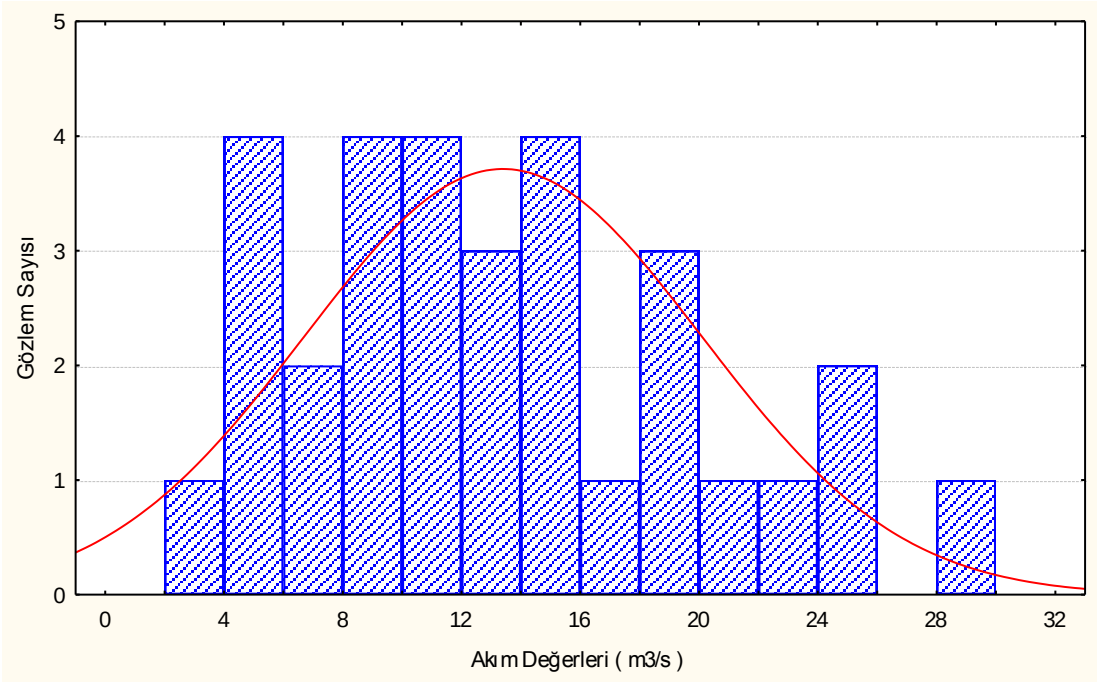
Şekil A.50 701 nolu istasyona ait kutu diyagram



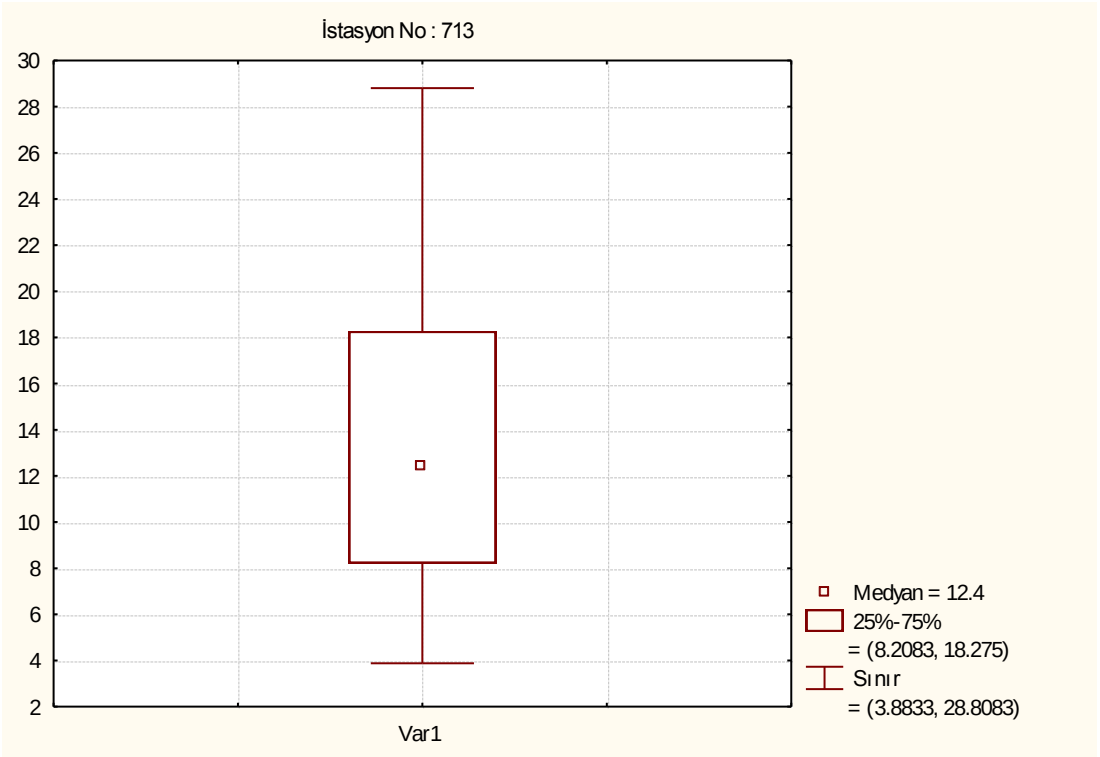
Şekil A.51 706 nolu istasyona ait histogram



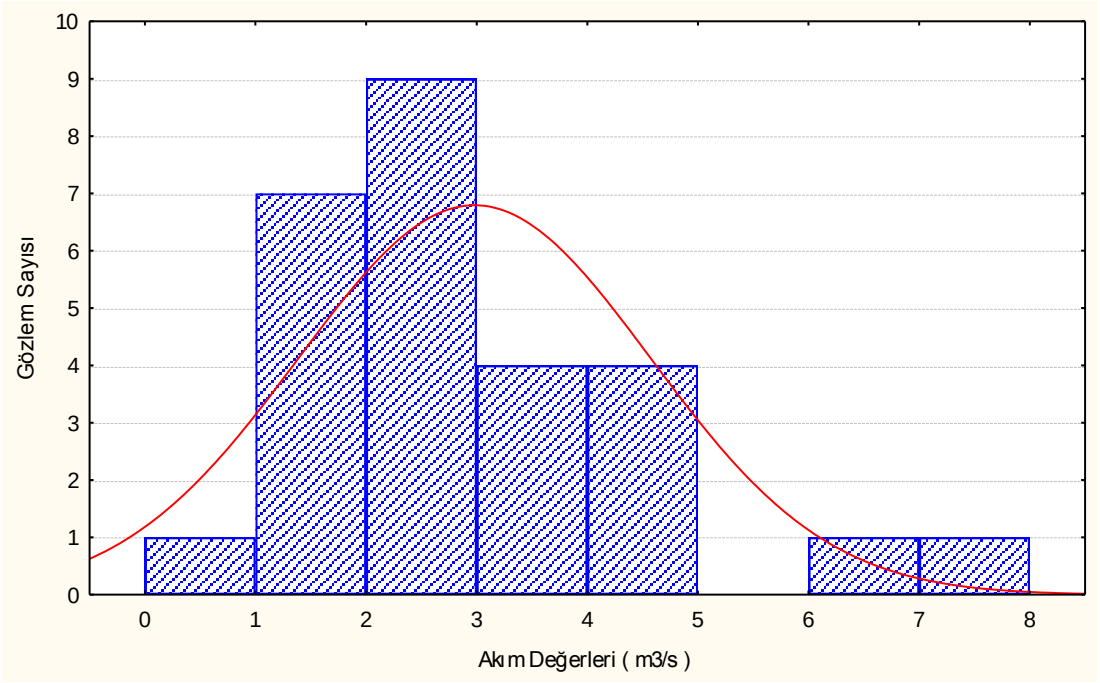
Şekil A.52 706 nolu istasyona ait kutu diyagram



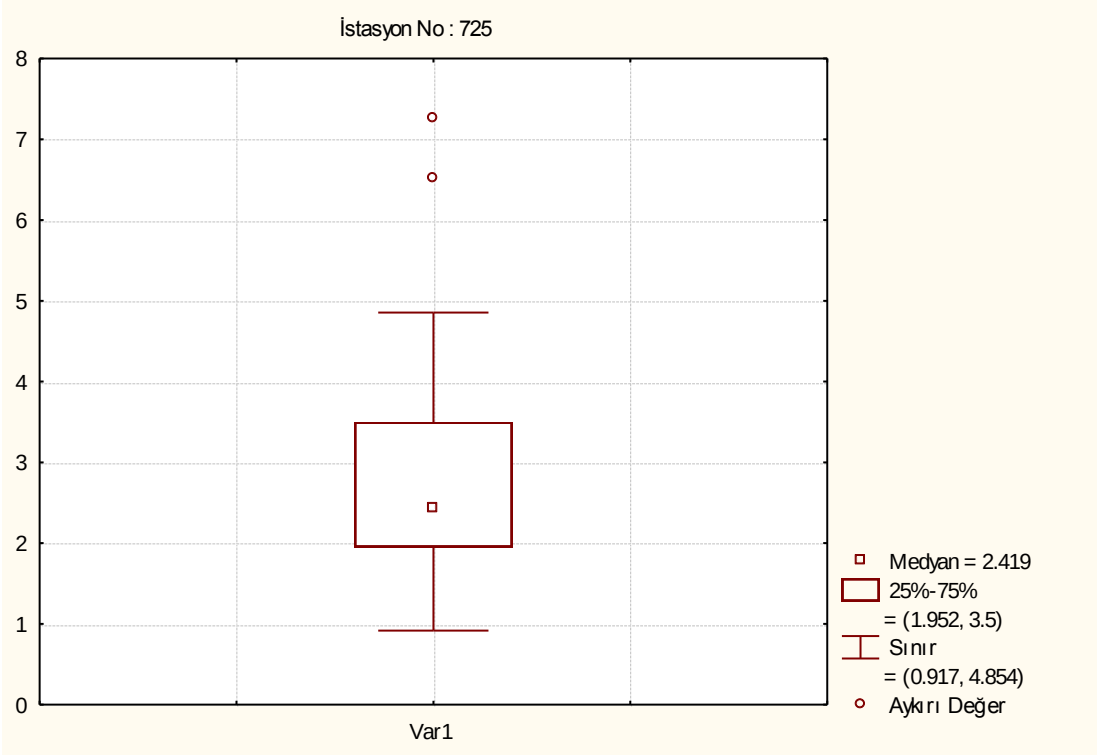
Şekil A.53 713 nolu istasyona ait histogram



Şekil A.54 713 nolu istasyona ait kutu diyagram



Şekil A.55 725 nolu istasyona ait histogram



Şekil A.56 725 nolu istasyona ait kutu diyagram

ÖZGEÇMİŞ

1977 yılında Ankara'da doğan Mustafa Deniz İTİBAR, ilk öğrenimini Nazilli Turan İlkokulu'nda, orta öğrenimini Nazilli Anadolu Lisesi'nde tamamladı. 1997 yılında İstanbul Üniversitesi Mühendislik Fakültesi İnşaat Mühendisliği Bölümü'ne girdi. 2002 yılında bölümünden mezun olarak İTÜ Hidrolik ve Su Kaynakları programında yüksek lisansa başladı.