

**BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS
ANALİZİ**

DOKTORA TEZİ
Yük.Müh. Bihrat ÖNÖZ

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 12 Kasım 1991

Tezin Savunulduğu Tarih : 6 Şubat 1992

Tez Danışmanı : Prof. Dr. Mehmetçik BAYAZIT

**Diğer Jüri Üyeleri : Prof. Dr. Cevat ERKEK
Doç. Dr. Osman BÖREKÇİ**

ŞUBAT 1992

**Y.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**

ÖNSÖZ

Bu çalışmanın gerçekleştirilmesinde her zaman yakın ilgi ve desteğini gördüğüm değerli hocam Sayın Prof. Dr. Mehmetçik BAYAZIT'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Ayrıca çalışmanın çeşitli kademelerinde yardımlarını gördüğüm Sayın Y. Doç. Dr. İsmail DURANYILDIZ'a ve Sayın Doç. Dr. E. Beyhan Oğuz'a teşekkür ederim.

B. ÖNÖZ
Kasım 1991

İÇİNDEKİLER

NOTASYON LİSTESİ.....	vi
ŞEKİL LİSTESİ.....	viii
TABLO LİSTESİ.....	x
ÖZET.....	xiii
SUMMARY.....	xiv
BÖLÜM 1. GİRİŞ VE KONUNUN TANITILMASI.....	1
BÖLÜM 2. TAŞKIN DEBİSİNİN TAHMİNİ.....	5
2.1. İstatistik Yöntemler.....	5
2.2. Dağılımların Parametreleri.....	6
2.3. Parametre Tahmin Yöntemleri.....	9
2.4. Olasılık Dağılım Fonksiyonları.....	12
2.4.1. İki Parametrelili Lognormal Dağılım.....	13
2.4.2. Pearson Tip III Dağılımı.....	15
2.4.3. Log-Pearson Tip III Dağılımı.....	17
2.4.4. Ekstrem Değer Dağılımları (GEV).....	18
2.4.5. Pareto Dağılımı.....	27
2.4.6. Wakeby Dağılımı.....	29
2.4.7. Loglojistik Dağılım.....	32
BÖLÜM 3. DAHA ÖNCE YAPILMIŞ ÇALIŞMALAR.....	36
3.1. Genel.....	36
3.2. BTFA'ne Dayalı Taşkın Tahmin Yöntemleri.....	37
3.2.1. İstasyon-Yıl Yöntemi.....	37
3.2.2. Dalrymple Yöntemi.....	37

3.2.3. Bölgesel Ortalama Katsayılar Yöntemi.....	38
3.2.4. Düzenlenmiş İstatistikler Yöntemi.....	38
3.2.5. Olasılık Ağırlıklı Momentlere Dayalı Yöntemler	40
3.2.6. Sınırlandırılmış Serilere Dayalı Taşkın Tahmin Yöntemleri.....	40
3.3. Ölçüm Olmayan Yerlerde Taşkın Tahmin Yöntemleri.....	41
3.4. Diğer Çalışmalar.....	41
BÖLÜM 4. BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİNDE KULLANILAN YÖNTEM..	45
4.1. Homojen Bölgelerin Belirlenmesi.....	45
4.2. Parametrelerin Bölgesel Tahmini.....	49
4.3. Olasılık Ağırlıklı Momentlerin Bölgesel Tahminleri..	51
BÖLÜM 5. İNCELENEN HAVZANIN BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİ....	53
5.1. Havzanın Tanıtılması.....	53
5.2. Homojen Bölgelerin Belirlenmesi.....	55
5.3. Bölgesel Eğriler.....	59
5.3.1. Bölgesel Parametrelerin Tahmini.....	59
5.3.2. Bölgesel Eğrilerin Elde Edilmesi.....	60
5.3.3. Sonuçlar.....	65
BÖLÜM 6. BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS MODELLERİNİN GÜÇLÜLÜĞÜ.....	70
6.1. Çalışmanın Amacı.....	70
6.2. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi için Modelleme Çalışması.....	72
6.2.1. Ekstrem Değer Dağılımlarına (GEV) Uyan Serilerle Yapılan Modelleme Çalışması.....	74
6.2.2. Log-Pearson Tip III Dağılımına Uyan Serilerle Yapılan Modelleme Çalışması.....	80
6.2.3. Lognormal Dağılıma Uyan Serilerle Yapılan Modelleme Çalışması.....	85

6.2.4. Pearson Tip III Dağılımına Uyan Serilerle Yapılan Modelleme Çalışması.....	89
6.2.5. Wakeby Dağılımına Uyan Serilerle Yapılan Modelleme Çalışması.....	93
6.3. İstasyonlarda (Noktasal) Taşkın Frekans Analizi için Modelleme Çalışması.....	95
6.4. Heterojen Bölge için Modelleme Çalışması.....	101
6.5. Modelleme Sonuçlarının Değerlendirilmesi.....	104
6.5.1. Bölgesel Taşkın Frekans Analizine Toplu Bakış.....	104
6.5.2. Dayanıklılık Model.....	111
6.6. Modelleme Çalışmalarına Örnek Sayısının Etkisi.....	115
SONUÇLAR.....	117
KAYNAKLAR.....	119
ÖZGEÇMİŞ.....	121

NOTASYON LİSTESİ

Sembol	Tarif	Birim
a	Loglojistik ve Wakeby dağılımlarının sınır parametresi.....	[-]
b	Loglojistik ve Wakeby dağılımlarının ölçek parametresi.....	[-]
BC_s	Bölgesel çarpıklık katsayısı.....	[-]
BC_v	Bölgesel değişim katsayısı.....	[-]
c	Loglojistik ve Wakeby dağılımlarının biçim parametresi.....	[-]
C_s	Çarpıklık katsayısı.....	[-]
C_v	Değişim katsayısı.....	[-]
d	Wakeby dağılımının parametresi.....	[-]
$E(.)$	Beklenen değer.....	$[m^3/s]$
EV1, EV2, EV3	Ekstrem değer Tip1, Tip2, Tip3 dağılımları.....	[-]
F	F testi.....	[-]
$F_i, i=1..N$	i'inci değere eşit veya küçük kalma frekansı.....	[-]
$F(.)$	Eklenik dağılım fonksiyonu.....	[-]
$f(.)$	Olasılık dağılım fonksiyonu.....	[-]
$F_i(x u)$	u debisini aşma şartı ile Q debisinden küçük kalma olasılığı.....	[-]
GEV	Ekstrem değer dağılımları.....	[-]
K	Frekans faktörü.....	[-]
k	Ekstrem değer dağılımları ve Pareto dağılımının biçim parametresi.....	[-]
KOK	Karelerin ortalama karekökü.....	[-]
k_x	Kurtosis katsayısı.....	[-]
L	Toplam gözlem sayısı.....	$[yıl]$
M	Bir bölgedeki istasyon sayısı.....	[-]
m	Wakeby dağılımının parametresi.....	[-]
M_k	k'ıncı bölgedeki istasyon sayısı.....	[-]
ML	Maksimum olabilirlik yöntemi.....	[-]
$M_{1,j,k}$	Olasılık ağırlıklı momentler (PWM).....	[-]
m_{j,m_k}	PWM momentlerinin bölgesel değerleri.....	[-]
Mod_x	Mod.....	$[m^3/s]$
MOM	Momentler yöntemi.....	[-]

M_x	Medyan.....	$[m^3/s]$
N	Bir istasyondaki kayıt uzunluğu.....	$[yıl]$
P	Havzadaki bölge sayısı.....	$[-]$
p	Simülasyon sayısı.....	$[-]$
$P(.)$	Olasılık.....	$[-]$
PWM	Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi.....	$[-]$
$Q(T)$	T yıllık dönüş aralığındaki taşkın debisi.....	$[m^3/s]$
Q	Ortalama taşkın debisi.....	$[m^3/s]$
Q_{ij}	j'inci istasyondaki i'inci taşkın debisi.....	$[m^3/s]$
r	Risk.....	$[-]$
s	Pareto dağılımının ölçek parametresi.....	$[-]$
S_k	k'ıncı bölgenin bölge içi değişime katkısı.....	$[-]$
S_{cvj}	Değişim katsayısının standart hatası.....	$[-]$
S_{sj}	Standart sapmanın standart hatası.....	$[-]$
T	Dönüş aralığı.....	$[yıl]$
u	Ekstrem değer dağılımının yer parametresi.....	$[-]$
u_j	Pareto dağılımında j'inci istasyondaki alt sınır....	$[-]$
w_j	Pareto dağılımında j'inci istasyondaki üst sınır....	$[-]$
Var_x	Varyans.....	$[(m^3/s)^2]$
V_j	u_j alt sınırını aşan taşkın sayısı.....	$[-]$
X	Boyutsuz değişken.....	$[-]$
X_{Tpr}	T yıllık türetilmiş boyutsuz taşkın tahmini.....	$[-]$
X_{Tr}	Gözlenmiş seriden elde edilen T yıllık boyutsuz taşkın.....	$[-]$
$Y=\ln X$	Logaritmaları alınmış değişken.....	$[-]$
y	İndirgenmiş değişken (y_1, y_2, y_3).....	$[-]$
z	Standart normal değişken.....	$[-]$
α	Ekstrem değer, Pearson Tip III ve log-Pearson Tip III dağılımlarının biçim parametresi.....	$[-]$
γ	Pearson Tip III ve log-Pearson Tip III dağılımlarının yer parametresi.....	$[-]$
$\Gamma(.)$	Gamma fonksiyonu.....	$[-]$
$\psi(.)$	Digamma fonksiyonu.....	$[-]$
μ_1	Ortalama değer.....	$[m^3/s]$
μ_k	k' ıncı mertebeden merkezsel moment.....	$[(m^3/s)^k]$
σ	Standart sapma.....	$[m^3/s]$
ϵ	Gamma dağılmış değişken.....	$[-]$
τ_r	L-Moment oranları.....	$[-]$

ŞEKİL LİSTESİ

Şekil	Açıklama	Sayfa
2-1	Yıllık maksimum taşkınların olasılık dağılımları.....	5
2-2	Ekstrem değer değişkeninin üç tipinin Tip 1 indirgenmiş değişkeni cinsinden gösterilişi.....	19
2-3	k biçim parametresi ile ekstrem değer değişkeninin çarpıklığı arasındaki fonksiyonel ilişki.....	23
2-4	Taşkın debilerinin eklenik frekans dağılımı.....	27
4-1	Havzadaki bölgeler ve istasyonlar.....	46
5-1	Yeşilırmak Havzası ve homojen bölgelerin sınırları...	54
5-2	1.Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri.....	69
5-3	2.Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri.....	69
6-1	GEV toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	79
6-2	GEV toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	79
6-3	Log-Pearson Tip III toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	84
6-4	Log-Pearson Tip III toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	84
6-5	Lognormal toplum için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	88
6-6	Lognormal toplum için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	88
6-7	Pearson Tip III toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200	

Şekil	Açıklama	Sayfa
	yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	92
6-8	Pearson Tip III toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	92
6-9	Wakeby toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	97
6-10	Wakeby toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	97
6-11	Wakeby toplumu ile 1.Bölgede istasyonlarda yapılan modelleme çalışmasında yöntemlerin taraflılık ve KOK değerlerinin değişim aralıkları ve bölgesel değerlerle karşılaştırılması.....	99
6-12	Wakeby toplumu ile 2.Bölgede istasyonlarda yapılan modelleme çalışmasında yöntemlerin taraflılık ve KOK değerlerinin değişim aralıkları ve bölgesel değerlerle karşılaştırılması.....	100
6-13	Heterojen bölgenin analizinde lognormal yöntemin değişim aralığının iki bölgenin toplum eğrileriyle karşılaştırılması.....	103
6-14	Heterojen bölgenin analizinde GEV(PWM) yönteminin değişim aralığının iki bölgenin toplum eğrileriyle karşılaştırılması.....	103
6-15	1.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin taraflılıkları.....	107
6-16	2.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin taraflılıkları.....	107
6-17	1.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin KOK değerleri.....	110
6-18	2.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin KOK değerleri.....	110

TABLO LİSTESİ

Tablo	Açıklama	Sayfa
2-1	k'nın fonksiyonu olarak y_2 'nin çarpıklık ve momentleri.....	22
2-2	k'nın fonksiyonu olarak y_3 'ün çarpıklık ve momentleri.....	25
2-3	Wakeby dağılımı için geçerli ve geçersiz parametre kombinasyonları.....	33
5-1	Yeşilırmak Havzası'na ait bilgiler.....	53
5-2	Yeşilırmak Havzası'ndaki istasyonlara ait bilgiler.....	56
5-3	Yeşilırmak Havzası'da homojen olarak belirlenen iki bölgeye ait istatistiksel bilgiler.....	57
5-4	Bölgesel değişim ve çarpıklık katsayıları.....	60
5-5	1.Bölgedeki istasyonlardan elde edilen y ve $Q/\bar{Q}$ değerlerinin ortalamaları.....	62
5-6	2.Bölgedeki istasyonlardan elde edilen y ve $Q/\bar{Q}$ değerlerinin ortalamaları.....	62
5-7	Boyutsuz bölgesel PWM momentleri.....	65
5-8	GEV(MOM), GEV(PWM), Pareto, Wakeby, loglojistik dağılımlarının parametrelerinin bölgesel tahminleri..	66
5-9	GEV(MOM), GEV(PWM), Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, Pareto ve Wakeby dağılımlarıyla hesaplanan $T=2, 5, 10, 25, 50, 100, 200$ yıllık $Q/\bar{Q}$ değerleri.....	68
6-1	1.Bölgede GEV dağılımı ile yapılan simülasyonda kullanılan parametrelerin değerleri.....	75
6-2	2.Bölgede GEV dağılımı ile yapılan simülasyonda kullanılan parametrelerin değerleri.....	76
6-3	GEV toplumuyla 1.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	78

Tablo	Açıklama	Sayfa
6-4	GEV toplamıyla 2.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	78
6-5	Log-Pearson Tip III toplamıyla 1.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	83
6-6	Log-Pearson Tip III toplamıyla 2.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	83
6-7	Lognormal toplumla 1.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	87
6-8	Lognormal toplumla 2.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	87
6-9	Pearson Tip III toplamıyla 1.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	91
6-10	Pearson Tip III toplamıyla 2.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	91
6-11	Simülasyonda kullanılan Wakeby dağılımının parametreleri.....	94
6-12	Wakeby toplumıyla 1.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	96
6-13	Wakeby toplumıyla 2.Bölgede GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, Wakeby ve loglojistik dağılımları için hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.....	96
6-14	Heterojen bölgede elde edilen taraflılık ve KOK değerlerinin bölgesel değerlerle karşılaştırılması..	102

Tablo	Açıklama	Sayfa
6-15	1.Bölgede farklı toplumlardaki taraflılıkların karşılaştırılması.....	105
6-16	2.Bölgede farklı toplumlardaki taraflılıkların karşılaştırılması.....	106
6-17	1.Bölgede farklı toplumlardaki KOK değerlerinin karşılaştırılması.....	108
6-18	2.Bölgede farklı toplumlardaki KOK değerlerinin karşılaştırılması.....	109
6-19	1.Bölge için KOK değerleri.....	112
6-20	1.Bölge için maksimum ve ortalama KOK değerleri.....	113
6-21	2.Bölge için maksimum ve ortalama KOK değerleri.....	113
6-22	2.Bölge için KOK değerleri.....	114
6-23	1.Bölgede örnek sayısının Pearson Tip III(MOM) yönteminde KOK değerlerine etkisi.....	116
6-24	2.Bölgede örnek sayısının Pearson Tip III(MOM) yönteminde KOK değerlerine etkisi.....	116
6-25	1.Bölgede örnek sayısının lognormal(MOM) yöntemde KOK değerlerine etkisi.....	116
6-26	2.Bölgede örnek sayısının lognormal (MOM) yöntemde KOK değerlerine etkisi.....	116

ÖZET

Birçok hidrolik yapının planlanmasında ve taşkın yatağındaki riskin belirlenmesinde taşkın frekans analizi önemli bilgiler sağlamaktadır. Taşkın frekans analizinin amacı belli bir dönüş aralığına karşı gelen taşkın debisinin tahminidir. Bu tahminin yapılması, kabul edilen taşkın frekans dağılımının fiziksel bir temele dayanmaması ve gözlenmiş kayıtlardan daha uzun süreli dönüş aralıklarındaki taşkın riskinin belirlenmesinde karşılaşılan zorluklar nedeniyle oldukça karışıktır. Taşkın debisinin dönüş aralığı ile olan ilişkisinin gerçekçi tahminini, bir istasyondaki yüksek örnekleme hatalarına sahip küçük bir örnekle elde etmek mümkün değildir. Bölgesel bilgilerin kullanılmasının gerekliliği, istasyonlardaki tahminlerin iyileştirilmesi veya ölçüm olmayan havzalarda taşkın tahmin ihtiyacından doğmaktadır.

Bu çalışmada, bölgesel taşkın frekans analizi (BTFA) incelenmiş ve güçlü (robust,duyarsız) taşkın tahminlerine imkan veren modeller araştırılmıştır.

Bölüm 1'de BTFA'nin amaçları açıklanmış ve Bölüm 2'de taşkın frekans analizi için gerekli teorik bilgiler verilmiştir.

Bölüm 3'de BTFA'nde kullanılan çeşitli yöntemler ortak bir notasyonla açıklanmış ve bu konuda yapılan çalışmalar özetlenmiştir.

Bölüm 4'de BTFA'de homojen bölgelerin belirlenmesi için önerilen bir yöntem ile kullanılan dağılımların yapısı hakkında fikir veren değişim katsayısı ve çarpıklık katsayısının bölgesel ortalama değerlerinin elde edilmesi için gerekli ifadeler verilmiştir.

Bölüm 5'de çeşitli yöntemlerin bir uygulaması Yeşilırmak Havzası'nda belirlenen iki homojen bölgede yapılmış ve bölgesel taşkın frekans eğrileri çeşitli modeller kullanılarak elde edilmiştir.

Bölüm 6'da güçlü bir modelin belirlenebilmesi için çalışmalar yapılmıştır. Taşkın debilerinin toplumları için çeşitli olasılık dağılımları kabul edilerek homojen bölgelerde taşkın serileri türetilmiş ve yeni serilerin BTFA çeşitli modeller ile yapılmıştır. Seçilen dönüş aralıklarında yapılan taşkın tahminleri, toplum eğrileriyle taraflılık (bias) ve değişkenlik (karelerin ortalama karekökü, KOK, RMS) açısından karşılaştırılmıştır. Ayrıca modelleme çalışmalarında örnek sayısının, taşkın tahminlerinde kullanılan modellerin performanslarına etkisi araştırılmıştır.

Çalışmanın sonunda elde edilen neticeler çeşitli yönlerden karşılaştırılmış ve bölgesel yöntemlerin istasyon yöntemlerinden, homojen bölgelerdeki taşkın frekans analizinin ise heterojen bölgelerdekinden daha az taraflı ve değişken sonuçlar verdiği görülmüştür. Homojen bölgelerde beş ayrı taşkın toplumu kabulüyle yapılan BTFA'de lognormal (MOM) modelin en yüksek performansa sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

REGIONAL FLOOD FREQUENCY ANALYSIS

SUMMARY

Flood frequency analysis provides vital information for the planning of many hydraulic structures and for determining the risk of flooding in flood plain. The objective of flood frequency analysis is to estimate the flood magnitude corresponding to a certain return period. Estimation of this magnitude is quite complex due to lack of physical basis in choosing the flood frequency distribution that will be accepted and due to difficulties in determining flood peaks at longer return periods than that of the observed record. It is not possible to determine a realistic estimation of flood return period relation by means of a small sample at a site which would be associated with high sampling error. The requirement for using regional information arises from the possibility of improvement of at-site estimation or the need of flood estimation for ungauged basins.

In this study, Regional Flood Frequency Analysis (RFFA) has been investigated and robust models which would allow flood estimation for basins especially with short records, have been analysed.

In Part 1, methods used in flood frequency analysis and then basic approaches are considered, the aims of RFFA are explained and the subject of the study is introduced.

In Part 2, statistical methods have been widely investigated since the study regards flood peaks statistically and some parameter estimation methods such as method of moments (MOM), method of maximum likelihood (ML), method of probability weighted moments (PWM) have been explained. Some commonly used distributions in hydrology, especially in flood frequency analysis, namely lognormal, Pearson Type III, log-Pearson Type III, extreme value, Pareto, Wakeby and loglogistic distributions have been analysed and estimations of parameters according to various methods have been given.

In Part 3, the following methods in RFFA have been discussed:

- Station-year method
- Dalrymple's method
- Methods based on regional average coefficients
- Methods based on order statistics
- Method based on standardised probability weighted moments (PWMs)
- Threshold and censored sample methods

In RFFA methods, where series of annual maximums are used, the following common notation is adopted :

Q_{ij} , $\{i=1,2,\dots,N_j ; j=1,2,\dots,M\}$ being the i^{th} year's maximum value at the j^{th} station, at M stations $L=\sum_{j=1}^M N_j$ observed values are present in total. $\{Q_{ij}, i=1,2,\dots,N_j\}$ values at any j^{th} station constitute a random sample taken from the flood population. In many methods the flood series are standardized. Methods in which this standardization is made by the median or mean of the flood series are named as index flood methods. In case the standardization is made by the mean, the statistics of the new variable in $X=Q/\bar{Q}$ form are:

$$E(X)=1 \quad , \quad \sigma_x=C_v(Q) \quad , \quad C_{sx}=C_{sq}$$

In this study, the flood series is standardized by its mean and the assumption that the distribution of variable X at all stations in the region remains same, is defined as " Regional Homogeneity ". When homogeneity assumption is made in many of the RFFA methods, the more homogeneous a region is the greater is the gain in using regional instead of at-site estimation.

In Part 4, a method used in determination of homogeneous regions given by Wiltshire (1986) is explained. In this method the variance of C_v 's at sites in a region is minimized and the variance of regional mean C_v 's for P regions is maximized. For this reason Fisher F test, which is a variance ratio test, is used. In this method the F statistic is expressed as follows:

$$F = \frac{(\text{Variance of regional mean } C_v\text{'s at } P \text{ regions})}{(\text{Variance of } C_v\text{'s at sites within a region})}$$

For an efficient subdivision of basins into significantly different groups the F statistic should be large. This means that the numerator is made maximum and the denominator is made minimum. The homogeneity test of each subregion within itself can be done by means of S_k . S_k which is distributed as χ^2 statistic with M_k-1 degrees of freedom and can be used as a test of region homogeneity under the null hypothesis that there is no difference between site C_v 's within a region.

In this part, regional averages of dimensionless coefficients of variation and of coefficients of skewness are defined which would give an idea about the structure of the selected distribution to be used in regional average coefficients method. Also the necessary expressions for regional estimation of probability weighted moments are given.

In part 5, an application of RFFA is made. For this purpose the 11-year annual maximums in Yeşilırmak Basin have been chosen since there are longer records at relatively more sites. The sites having records over 20 years have been used, the ones having shorter records have not been included in the study with the thought that they would give biased results.

Firstly, the basin is tested for homogeneity by the method given in

Part 4 and it is concluded that the basin cannot be accepted homogeneous as a whole. By analysing the position of sites and coefficients of variation, the basin is divided into two parts in north south direction. By repeating the tests it is concluded that the two regions are homogeneous within themselves and they are significantly different from each other.

The following expressions of regional coefficient of variation and coefficient of skewness have been adopted in order to obtain flood frequency curves:

$$BC_v = \{(\sum_{j=1}^M (N_j - 1) \cdot C_{vj}^2) / \sum_{j=1}^M (N_j - 1)\}^{1/2}$$

$$BC_s = C3 / BC_v^3$$

$$C3 = \sum_{j=1}^M ((N_j / (N_j - 2)) \cdot S3_j) / \sum_{j=1}^M (N_j - 1)$$

$$S3_j = \sum_{i=1}^{N_j} [(Q_{ij} - \bar{Q}_j) / \bar{Q}_j]^3 = \sum_{i=1}^{N_j} (X_{ij} - 1)^3$$

To obtain $Q/\bar{Q} - T$ relation from observed data, the annual maximums at sites have been arranged from low to high values forming an ordered sample, after being standardized by the site means. The distribution of these values have been expressed as a function of y (Gumbel variable). The value of y depends on sample length and the form of the distribution. The frequency of the random variable being equal or less than the i^{th} value is assessed by Gringorten formula:

$$F_{ij} = (i - 0.44) / (N_j + 0.12)$$

Thus by using these F_{ij} values, in case the EVI distribution is assumed the y_{ij} values can be found by the following expression:

$$y_{ij} = -\ln[-\ln(F_{ij})]$$

The y_{ij} values calculated at sites are brought together at homogeneous region and the y axis being divided into $k=1,2,\dots$ intervals of width 0.5, average X_k and y_k pairs are defined falling into each interval. In this way it is provided that the graph of X_k versus y_k has a smooth form. This relation between X and y values is at the same time an estimation of the relation between $X-T$.

Among the probability distributions, extreme value distributions (GEV), log-Pearson Type III, lognormal, Wakeby, Pearson Type III, loglogistic and Pareto distributions have been selected to present the observed values and by calculation of $Q/\bar{Q}$ values corresponding to return periods of $T=2,5,10,25,50,100,200$ regional flood frequency curves have been obtained. When the curves are compared to observed values; following conclusions are drawn:

- Regional flood frequency curves obtained in both regions fit well to observed data generally.
- As the return period increases, differences between the curves increase also.

- Differences between flood frequency curves for longer return periods are greater for Region 1 whose coefficient of variation is larger.

By using different methods varying estimates for RFFA of observed data have been obtained at various return periods. In general interpretation of these differences is difficult, and it is not possible to decide which one of the methods is better since real values are unknown. In flood frequency analysis the recent approaches in the selection of the distribution to which the maximum series fits, depend on behaviour and robustness analyses. While behaviour analysis involves testing of the selection of the probability distribution fitting best to the observed series, the objective of the robustness analysis is the testing of the estimation abilities. While in behaviour analysis observed values are used, in robustness analysis generated flood series are used. This generation is made by selecting a probability distribution which presents the flood population.

In Part 6, robustness analysis is explained aiming to test estimation abilities of different methods. In these analyses, a distribution function together with a parameter estimation method is taken into consideration as a " model ". Investigation of robust modelling carries importance for being able to make reliable estimates especially for basins with short records. Studies can be categorized in 3 groups:

- 1) Modelling for regional flood frequency analysis.
- 2) Modelling for at-site flood frequency analysis.
- 3) Modelling in heterogeneous region.

1) MODELLING FOR REGIONAL FLOOD FREQUENCY ANALYSIS:

In this section flood population is thought respectively as extreme value, log-Pearson Type III, lognormal, Pearson Type III and Wakeby population. For each population:

- a) For 2 regions determined as homogeneous, 18 flood series each consisting of 25-years at 5 sites for Region 1, 30-years at 6 sites for Region 2 have been generated, meanwhile preserving the present number of sites and average record periods at the 2 regions.
- b) Regional flood frequency curves have been obtained by determining regional $Q/\bar{Q}$ -T relation of each series using pre-selected methods.
- c) The assessed regional curves have been compared to the regional curve assumed for the population with regard to bias and variability (RMS) at different return periods.

The following expressions have been used for bias and variability:

$$\text{Bias} = (1/t) \cdot \sum_{p=1}^t (\hat{X}_{Tpr} - X_{Tr})$$

$$RMS = [(1/t) \cdot \sum_{p=1}^t (\hat{X}_{Tpr} - X_{Tr})^2]^{1/2}$$

In the expressions p is the simulation number, t is the total number of simulation runs, $\hat{X}_{Tpr}$ is the T-year dimensionless flood estimate obtained by regional analysis of generated series and X_{Tr} is the T-year dimensionless flood (population value) calculated according to the distribution accepted for the flood population.

2) MODELLING FOR AT-SITE FLOOD FREQUENCY ANALYSIS:

Lognormal and GEV(PWM) methods have been used for at-site flood frequency analysis of the series generated by using Wakeby distribution selected as the flood population, which is needed for being able to compare estimates obtained by RFFA with at-site estimates. The means of bias and RMS values of estimates have been compared with regional values, the variation intervals of at-site estimates have been analysed.

3) MODELLING IN HETEROGENEOUS REGION:

Lognormal and GEV(PWM) methods have been used in regional flood frequency analysis in heterogeneous region by bringing together the series generated under the assumption that they fit Wakeby distribution in homogeneous regions. The bias and RMS values of estimates with both regions' population curves have been evaluated and these have been compared to those found in homogeneous regions. Separately, in modelling, the effect of sample number on the performance of the methods used has been investigated.

CONCLUSIONS:

- 1) In homogeneous regions, among 5 different flood populations used in the modelling, the performance of lognormal (MOM) distribution is the highest.
- 2) Pareto (ML), Wakeby (PWM), Pearson Type III (MOM), GEV (PWM), are alternative distributions which give reliable estimates.
- 3) The loglogistic distribution gives always the greatest positive bias and variability.
- 4) The performances of regional methods are much higher than average performances at sites.
- 5) Application of RFFA by dividing the basin into homogeneous regions results in decrease of variabilities of estimates.
- 6) In modelling studies the performance of methods are only slightly effected by an increase of sample number.

BÖLÜM 1. GİRİŞ ve KONUNUN TANITILMASI

Su kaynaklarının geliştirilmesi açısından bir taşkın en önemli özelliği insan yaşamıyla olan ilişkisidir. Bu ilişki, insan hayatı için yarattığı tehlike ve ekonomik kayıplar cinsinden ölçülür. Taşkın frekans analizinin amacı bu ilişkinin sıklığını ve büyüklüğünü belirlemektir. Bu nedenle taşkın frekans analizi; köprü, dolusavak, menfez gibi hidrolik yapıların planlanmasında ve taşkın yatağının kullanımındaki riskin belirlenmesinde önemli bilgiler sağlar. Proje taşkını $Q(T)$, politik kararlar doğrultusunda yapılan ekonomik değerlendirmeye belirlenir ve yapının ekonomik ömrü (L) boyunca r ile gösterilen bir aşılma olasılığı vardır. Burada r , kabul edilebilecek riski ifade etmektedir. Taşkın dönüş aralığı T ile gösterildiğine göre:

$$r = 1 - (1 - 1/T)^L \quad (1.1)$$

Risk için bir değer seçilemiyorsa muhtemel maksimum yağışa göre taşkın belirlenmesinin gerekli olduğu kabul edilebilir. Verilen bir bölgede T yıl içerisinde ortalama bir defa aşılması mümkün $Q(T)$ taşkının hesaplanmasında kullanılan yöntemler iki yaklaşıma dayanmaktadır. Birincisi, çeşitli istasyonlarda akış ve yağış ölçümlerinin incelendiği ve aralarında matematiksel bağıntıların kurulduğu yöntemlerdir. İkinci yaklaşım ise akım ölçüm istasyonlarındaki yıllık maksimum değerlerin istatistik yöntemlerle analizini esas almaktadır.

İki yaklaşımdan hangisinin seçileceği kullanım amaçlarına bağlıdır. Taşkın hidrografının veya muhtemel maksimum taşkın bilinen gerekli olduğu durumlarda birinci yaklaşım olan deterministik yöntemlerin kullanılması uygun olmaktadır. Belirli bir dönüş aralığındaki $Q(T)$ taşkın debisi tahmininin gerekli olduğu hallerde ise ikinci yaklaşım olan istatistik yöntemler kullanılmaktadır. Mühendislik amaçları için genelde $Q(T)$ taşkın debisinin tahmini gereklidir. Tamamen rastgele karaktere sahip yağış neticesinde oluşan taşkın tahmininde,

deterministik yaklaşımlar yerine olasılıkçı yaklaşımların esas alındığı istatistik yöntemlerin kullanılması tercih edilmektedir. Ancak olayın rastgele niteliğini etkileyen değişkenler hakkındaki bilgiler çoğaldıkça deterministik yaklaşımların öneminin artacağı söylenebilirse de, pek çok değişkenin etkilediği taşkın tahminlerinin tamamen bu yaklaşımla yapılması mümkün olmayacaktır. Bu çalışmada taşkın debisi sadece istatistik yöntemlerle incelenmiştir.

Bu yöntemler ile taşkın tahminleri için gözlenmiş değerlerden seriler iki şekilde oluşturulabilir:

- 1) Yıllık maksimum seriler
- 2) Kısmi süreklilik serileri

Yıllık maksimum seriler zaman biriminin bir yıl olduğu bir zaman serisi olup her yılki en büyük akım değerlerinden oluşmaktadır ve her bir değer birbiriyle bağımsız olduğu kabul edilmektedir. Kısmi süreklilik serileri, daha fazla veriden faydalanabilmek amacıyla her yılın en büyük değeri yerine gözlem süresince belli bir değerden daha büyük olan bütün akım değerleri alınarak oluşturulan serilerdir. Bu çalışmada yıllık maksimum serilerle çalışılmıştır.

Uzun kayıtların bulunduğu bir istasyonda yukarıda tanımlanan seriler kullanılarak taşkın frekans analizi yapılabilir. Bunun için özellikle taşkın debilerine uygunluğu bilinen olasılık dağılımları seçilip, çeşitli istatistiksel testlerle en uygun dağılıma karar verilir. Bu dağılımların çoğu asimtotiktir; yani serideki değerlerin sonsuza gitmesi halinde bunların dağılımının asimtotik olarak bazı olasılık dağılımlarına uyduğu kabul edilebilir. Bu dağılımlardan taşkın frekans analizinde önemli bir yeri olan ekstrem değer dağılımlarıyla T yıllık güvenilir taşkın tahminleri yapabilmek için $T=2N$ (N gözlem süresi) şartının sağlanması tavsiye edilmektedir (NERC,1975).

Taşkın debisinin daha büyük dönüş aralıklarında tahmin edilmesinin gerektiği veya eldeki kayıtların kısa olduğu durumlarda $Q-T$ ilişkisinin gerçekçi bir tahmini tek bir istasyondaki bilgilerle yapılamaz. Özellikle seçilen dağılım üç veya daha fazla parametrelili ise bu

parametrelerin kısa bir örnekten tahminleri yüksek örnekleme hataları nedeniyle gerçekçi olmaz.

Yukarıda belirtilen sakıncaların giderilebilmesi için bölgeselleştirme-ye dayalı yöntemler geliştirilmiştir. Bölgeselleştirme en genel anlamda istasyonlar arasında bilgi iletimi olup bu yöntemlerin gerekliliği eldeki sınırlı datayla istasyonlarda yapılan taşkın tahminlerinin iyileştirilmesi ihtiyacından doğmaktadır. Bölgesel yöntemler bir bölgedeki tüm verilerin çeşitli yöntemlerle bir araya getirilmesi ilkesine dayanmaktadır. Bu sayede örnekleme hataları azaltılarak, daha güvenilir tahminlere ulaşmak ve aynı bölgede ölçüm olmayan yerler için de tahminler yapabilmek mümkün olmaktadır. Tüm kayıtların bir araya getirilmesiyle elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri taşkın kayıtlarının tümünün ortalama bir dağılımı olmaktadır.

Taşkınlar, havzanın fiziksel ve iklim özellikleri, yağış süresi ve şiddeti, havza alan ve biçimi, drenaj yapısı, biriktirmenin varoluşu veya olmayışı, zemin cinsi gibi çok sayıda değişkenden etkilenirler. Bütün bu faktörlerin yerel olarak değişmesi nedeniyle bir havzadaki tüm istasyonlar için taşkın frekans dağılımının aynı olarak seçimi uygun değildir. Bu nedenle havza içerisinde homojen alt bölgelerin oluşturulması gereklidir. Homojen bölge, daha alt gruplara ayrıldığında yapılan taşkın tahminlerinde iyileşmenin olmadığı bölge olarak tanımlanabilir. Birçok bölgesel taşkın frekans analiz (BTFA) yöntemi bölgesel homojenlik kabulüne dayanmaktadır. Bu kabul bölgesel yöntemlerle yapılan tahminlerin daha güvenilir olduğu şeklinde değerlendirilebilir. Genelde bir bölge ne kadar homojen ise bölgesel yöntemlerin kullanılmasıyla hesaplanan taşkın tahminlerinin güvenilirliği artmaktadır. Bununla birlikte tam bir homojenlikten olan sapmalar BTFA 'nin sağladığı faydayı azaltmamaktadır (Lettenmaier ve Potter, 1985; Lettenmaier ve diğerleri, 1987). Heterojenliğin yüksek olduğu yerlerde yapısındaki eksikliklere rağmen istasyonlarda yapılan taşkın tahminleri bölgesel tahminlere tercih edilmektedir.

Yukarıdaki açıklamalardan BTFA 'nden güvenilir taşkın tahminleri elde edebilmenin doğru yöntemin seçimiyle ve homojen bölgelerin belirlenmesi ile mümkün olabileceği görülmektedir.

Bu çalışmanın amacı, istasyon sayısının az olduğu havzalarda kısa süreli gözlemlere dayanarak güvenilir taşkın tahminleri yapabilmek için mevcut BTFA yöntemleri içerisinde güçlü (duyarsız) olanların belirlenbilmesidir. Güçlü yöntemler, kurulması sırasında yapılmış olan kabullere karşı fazla duyarlı değildir. Bu kabullerin doğru olmaması halinde yöntemin vereceği tahminler fazla değişmeyecektir. Yöntemler seçilirken BTFA 'nde performansı yüksek olan yöntemlerin yanı sıra çok yeni alternatif yöntemlere ve klasik dağılımların kullanıldığı yöntemlere de yer verilmiştir. Güçlü model araştırması için yapılan modelleme çalışmasında taşkın toplumu temsil etmek üzere çeşitli dağılımlar kullanılmıştır. Bu amaçla ekstrem değer, log-Pearson Tip III, Pearson Tip III, lognormal ve Wakeby dağılımları çalışmada taşkın toplumu olarak kabul edilmiş ve bu dağılımlara uyan toplumlardan gelen yeni taşkın serileri homojen bölgelerde türetilmiştir. Bu serilerin BTFA yapılarak kullanılan yöntemler içerisinde güvenilir taşkın tahminleri veren ve yapılan kabullere fazla duyarlı olmayan güçlü modeller araştırılmıştır.

Ayrıca istasyonlarda türetilen serilerin istasyon (noktasal) taşkın frekans analizleri yapılarak elde edilen tahminlerin bölgesel tahminle karşılaştırması yapılmıştır. Homojen bölge kavramının BTFA 'ndeki öneminin araştırılması amacıyla da heterojen bir bölgede BTFA yapılarak hesaplanan taşkın tahminleri homojen bölge tahminleriyle karşılaştırılmıştır. Güçlü bölgesel taşkın frekans modellerini araştırmak için yapılan modelleme çalışmalarında örnek sayısının etkisini araştırmak amacıyla örnek sayısı arttırılarak yöntemlerin değişkenlikleri izlenmiştir.

BÖLÜM 2. TAŞKIN DEBİSİNİN TAHMİNİ

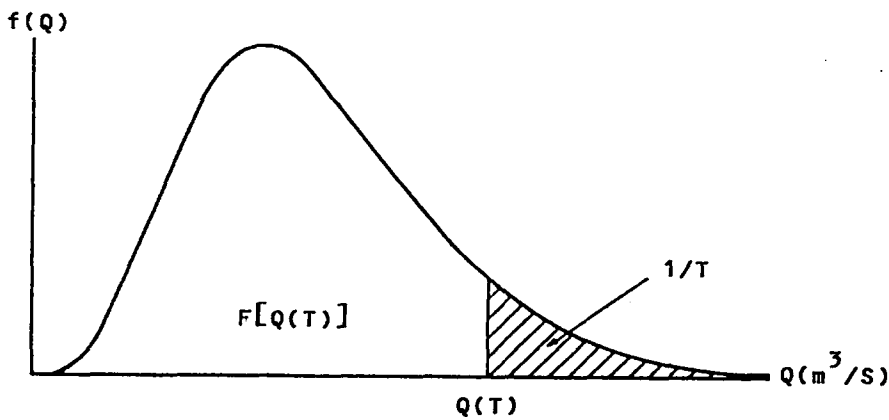
Bu bölümde, taşkın debisinin tahmininde akışın rastgele bir değişken olarak kabul edildiği, frekanslarının bilinen olasılık dağılım fonksiyonlarına uydurulduğu istatistiksel yöntemler anlatılmıştır.

2.1. İSTATİSTİK YÖNTEMLER

Bu yöntemlerdeki ana düşünce taşkın verilerinin istatistiksel bir toplum oluşturduğu düşüncesine dayanmaktadır. Bu verilerin frekans analizindeki amaç ise, T yıl içinde ortalama olarak bir defa aşılması beklenen taşkın değerini hesaplamaktır. T süresi dönüş aralığı olarak tanımlanır ve $F(Q)$ taşkının aşılmama olasılığı olmak üzere aşılmama olasılığı ile dönüş aralığı arasındaki ilişki aşağıdaki şekilde verilir (Şekil 2-1).

$$F(Q(T)) = (1 - 1/T) \quad (2.1)$$

$$P(Q \geq Q(T)) = 1/T = \int_{Q(T)}^{\infty} f(Q) dQ = 1 - F(Q(T)) \quad (2.2)$$



Şekil 2.1. Yıllık Maksimum Taşkınların Olasılık Dağılımları

Dönüş aralığı T olan bir taşkın debisi de, T yıllık taşkın debisi

olarak adlandırılır. $f(Q)$ veya $F(Q)$ fonksiyonlarının bilinmesi halinde $Q-T$ ilişkisi (2.2) denkleminde dayanarak belirlenebilir.

2.2. DAĞILIMLARIN PARAMETRELERİ

İstatistikte bir rastgele değişkenin toplumu bilinmediğinden, eldeki örneğin frekans analizi yapılarak analitik ifadeleri bilinen olasılık dağılım fonksiyonlarına uydurulur. Bu nedenle seçilen dağılımın parametrelerinin eldeki örnekten tahmin edilmeleri gerekir. Bir rastgele değişkenin toplum parametreleri, olasılık dağılımının başlıca özelliklerini ifade ederler. Bu özellikler:

- 1- Dağılımın merkezi,
- 2- Merkez çevresindeki yayılmanın büyüklüğü,
- 3- Dağılımın çarpıklığı,
- 4- Dağılımın sivriliğidir.

Bu özelliklerin bir ölçüsü olan parametreler çeşitli şekillerde belirlenebilir. En çok kullanılan parametreler istatistik moment şeklinde olanlardır.

İSTATİSTİK MOMENTLER

Bir rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(x)$ ile absis eksenini arasındaki alanın çeşitli noktalar etrafındaki momentleri istatistik momentler olarak tanımlanır. $x=x_0$ noktası etrafındaki k 'inci dereceden moment şu şekilde yazılır:

$$\mu_k = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \cdot (x-x_0)^k \cdot dx \quad (2.3)$$

x_0 noktası μ ortalama değeri alınarak, k 'inci dereceden merkezsel istatistik moment ise ;

$$\bar{\mu}_k = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \cdot (x-\mu)^k \cdot dx \quad (2.4)$$

şeklinde yazılabilir.

DAĞILIMIN MERKEZİNİ İFADE EDEN PARAMETRE

Bir rastgele değişkenin merkezini göstermek için en çok kullanılan parametre orijin etrafındaki birinci mertebeden momenttir. Bu büyüklüğe aritmetik ortalama veya beklenen değer denir:

$$\mu_x = E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) \cdot dx \quad (2.5)$$

Ortalama, olasılık yoğunluk fonksiyonu (oyf) eğrisinin altında kalan alanın ağırlık merkezinin absisi olmaktadır.

DAĞILIMIN YAYILIMINI İFADE EDEN PARAMETRELER

VARYANS:

Bir rastgele değişkenin dağılımının, merkez etrafındaki yayılımını ifade etmek için kullanılan parametre ikinci mertebeden merkezsel momenttir ve varyans adını alır:

$$\text{Var}_x = E(x - E(x))^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(x))^2 \cdot f(x) \cdot dx \quad (2.6)$$

Varyans oyf eğrisinin altında kalan alanın ağırlık merkezinden geçen dikey bir eksene göre atalet momentidir.

STANDART SAPMA:

Varyansın boyutu rastgele değişkenin karesi boyutundadır. Rastgele değişkenle aynı boyutta bir büyüklük elde etmek için varyansın karekökü alınarak standart sapma tanımlanır.

$$\sigma_x = \sqrt{\text{Var}_x} \quad (2.7)$$

Bu değer büyük olması, rastgele değişkenin ortalama etrafındaki dağılımının fazla olduğunu gösterir.

DEĞİŞİM (VARYASYON) KATSAYISI:

Standart sapmayı ortalamaya bölerek elde edilen boyutsuz bir parametredir:

$$C_{vx} = \sigma_x / \mu_x \quad (2.8)$$

Değişim katsayısı ortalamaları farklı olan iki rastgele değişkenin yayılımlarının karşılaştırılmasına imkan verir. Değişim katsayısının büyük olması, rastgele değişkenin, zaman içinde, ortalama etrafındaki değişiminin büyük olması anlamındadır.

DAĞILIMIN ÇARPIKLIĞINI İFADE EDEN PARAMETRE

Bir rastgele değişkenin dağılımının simetrik olması halinde üçüncü mertebeden merkezsel moment sıfır olacaktır. Çarpıklığın iyi bir ölçüsü olan bu moment yardımıyla boyutsuz çarpıklık katsayısı aşağıdaki şekilde tanımlanır :

$$C_{sx} = \bar{\mu}_3 / \sigma_x^3 \quad (2.9)$$

C_{sx} 'in pozitif olması dağılımın pozitif çarpık olduğunu, negatif olması ise dağılımın negatif çarpık olduğunu gösterir. Pozitif çarpık dağılımın sağa doğru, negatif çarpık dağılımın sola doğru uzayan kuyruğu bulunmaktadır.

DAĞILIMIN SİVRİLİĞİNİ İFADE EDEN PARAMETRE

Bir rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunun tepesinin düz veya sivri oluşu dördüncü mertebeden merkezsel moment ile belirlenebilir:

$$k_x = \bar{\mu}_4 / \sigma_x^4 \quad (2.10)$$

k_x , kurtosis katsayısı olarak adlandırılır.

2.3. PARAMETRE TAHMİN YÖNTEMLERİ

Bir rastgele değişkenin toplum parametrelerinin gerçek değerleri tam olarak belirlenemeyeceğinden eldeki örnekten tahmin edilmeleri gerekir. Tahminlerin iyi bir yöntemle yapılmasıyla toplum parametrelerine yakın değerler elde edilebilir.

Parametrelerin tahminlerinde istenen en önemli özellik tahminlerin tarafsız olmasıdır. Tarafsız tahmin, tahmin edilen parametrenin beklenen değerinin, parametrenin gerçek değerine eşit olduğu tahmindir. Ayrıca parametre tahminleri içerisinde örnekleme varyansı en küçük olan etkin tahminlerin kullanılması uygun olmaktadır. Başlıca tahmin yöntemleri şunlardır:

MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM):

Rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunun çeşitli parametreleriyle merkezsel momentler arasındaki ilişkilere dayalı bir yöntemdir. Momentlerin eldeki örnekten tarafsız tahminleri yapıldıktan sonra,

$$\alpha = f_1(\mu_1, \mu_2, \mu_3, \dots) , \quad \beta = f_2(\mu_1, \mu_2, \mu_3, \dots) \quad (2.11)$$

denklemlerinden α, β parametrelerinin $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ tahminleri elde edilir.

MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML):

Olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(x; \alpha, \beta, \dots)$ olan bir rastgele değişkene ait örnekteki $x = x_i$ olayının meydana gelme olasılığı $f(x_i; \alpha, \beta, \dots)$ ile orantılı olduğundan $x = x_1, x = x_2, \dots, x = x_N$ bağımsız olaylarının meydana gelme olasılığı da,

$$L = \prod_{i=1}^N f(x_i; \alpha, \beta, \dots) \quad (2.12)$$

ifadesi ile orantılıdır. L 'ye olabilirlik fonksiyonu denir ve bu fonksiyonu maksimum yapan $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \dots$ değerleri $\alpha, \beta, \dots$ parametrelerinin tahminleri olmaktadır. Pratikte L için tanımlanan çarpımı, toplam haline

getirmek için L yerine $\ln L$ ile çalışılır. Bu taktirde $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \dots$ tahminleri için aşağıdaki denklemler çözülmelidir.

$$\partial(\ln L)/\partial \hat{\alpha} = \partial(\ln L)/\partial \hat{\beta} = \dots = 0 \quad (2.13)$$

Bu yöntemle yapılan tahminler daha etkin tahminler olmakla birlikte (2.13) denklemlerinin çözümü ancak ardışık yaklaşımlarla mümkündür (Bayazıt, 1981).

OLASILIK AĞIRLIKLI MOMENTLER YÖNTEMİ (PWM):

$x=x(F)$ şeklinde ters formu ifade edilebilen dağılımların parametrelerinin belirlenmesinde yeni bir yöntem olan olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (Probability Weighted Moments, PWM) Greenwood ve diğerleri (1979) tarafından geliştirilmiştir.

Bu momentler, $F=F(x)=p(X \leq x)$ ve l, j, k tam sayılar olmak üzere

$$M_{l,j,k} \equiv E[x^l \cdot F^j (1-F)^k] \quad (2.14)$$

veya

$$M_{l,j,k} = \int_0^1 [x(F)]^l \cdot F^j \cdot (1-F)^k \cdot dF \quad (2.15)$$

şeklinde ifade edilmişlerdir. Eğer $j=k=0$ ve l pozitif tam sayı ise $M_{l,0,0}$ moment, l 'inci mertebeden merkezsel momente eşit olmaktadır.

$M_{l,j,0}$ ve $M_{l,0,k}$ momentlerinin tarafsız örnek tahminleri Landwehr ve diğerleri (1979a) tarafından aşağıdaki şekilde verilmiştir :

$$M_{l,j,0} = (1/N) \cdot \sum_{i=1}^N [({}^{i-1}_{j-1}) / ({}^{N-1}_{j-1})] \cdot x(i) \quad (2.16)$$

$$M_{l,0,k} = (1/N) \cdot \sum_{i=1}^N [({}^{i-1}_{k-1}) / ({}^{N-1}_{k-1})] \cdot x(i) \quad (2.17)$$

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

Olasılık ağırlıklı momentlerin örnek tahmini için bir başka yol da rastgele değişkenin, i 'inci değere eşit veya daha küçük kalma

frekansının aşağıdaki ifade ile hesabına dayanır.

$$F(i)=(i-0.35)/N \quad (2.18)$$

Bu ifadenin kullanılmasıyla (2.16-17) denklemleri

$$M_{1,j,0}=(1/N) \cdot \sum_{i=1}^N x(i) \cdot F(i)^j \quad (2.19)$$

$$M_{1,0,k}=(1/N) \cdot \sum_{i=1}^N x(i) \cdot [1-F(i)]^k \quad (2.20)$$

şekillerini alırlar. Bu denklemlerin her biri bir olasılık dağılım fonksiyonunu tanımlamaya yeterlidir ve birbiri cinsinden yazılabilir.

$$M_{1,0,k}=\sum_{j=0}^k \binom{k}{j} \cdot (-1)^j \cdot M_{1,j,0} \quad (2.21)$$

$$M_{1,j,0}=\sum_{k=0}^j \binom{j}{k} \cdot (-1)^k \cdot M_{1,0,k} \quad (2.22)$$

(2.20) denklemiyle hesaplanan $M_{1,0,k}$ değerlerinden, $M_{1,j,0}$ değerleri ($j=0,1,2,3$ için) (2.22) denklemi yardımıyla aşağıdaki şekilde bulunur.

$$\begin{aligned} M_{100} &= M_{100} \\ M_{110} &= M_{100} - M_{101} \\ M_{120} &= M_{100} - 2M_{101} + M_{102} \\ M_{130} &= M_{100} - 3M_{101} + 3M_{102} - M_{103} \end{aligned} \quad (2.23)$$

Teorik açıdan merkezsel istatistik momentlerle aynı özelliklere sahip olan olasılık ağırlıklı momentlerin örnek tahminleri, merkezsel istatistik momentlerin örnek tahminlerinden daha az taraflıdır. Bu momentlerin önemli bir avantajları da datanın lineer fonksiyonu olmalarıdır. Bu özellikleri nedeniyle diğer momentlere göre örnekleme değişimlerinden daha az etkilenmektedirler. Özellikle küçük örneklerle yapılan parametre tahminlerinde bu yöntemle daha etkin tahminler elde edilmektedir. Olasılık ağırlıklı momentlerle parametre tahmini oldukça yeni bir yöntem olmasına rağmen merkezsel istatistik momentlere göre daha kolay hesaplanması ve maksimum olabilirlik yöntemi kadar etkin tahminler vermesi son senelerde geniş olarak kullanılmasını sağlamıştır. Bu yöntemin diğer bir ilgi çekici özelliği de bölgesel tahminlerde

kolaylıkla kullanılabilmesidir.

L-MOMENTLERİNİN TAHMİNLERİ:

Olasılık ağırlıklı momentler (PWM) bir dağılımı belirleyebildikleri halde kendi başlarına diğer momentler gibi bir anlam taşımamaktadırlar. Bu nedenle olasılık dağılımlarının biçimlerinin belirlenebilmesi için PWM momentlerinin başka fonksiyonlarına da ihtiyaç vardır. Bu amaçla Hosking (1986) tarafından elde edilen L-momentleri, bilinen momentlere benzer olup PWM momentleri cinsinden ifade edilebilirler (Gebeyehu, 1989).

$$L_{r+1} = (-1)^r \cdot \sum_{k=0}^r (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \cdot M_{1,0,k} \quad (2.24)$$

İlk birkaç L-momentleri:

$$\begin{aligned} L_1 &= M_{100} \\ L_2 &= M_{100} - 2M_{101} \\ L_3 &= M_{100} - 6M_{101} + 6M_{102} \\ L_4 &= M_{100} - 12M_{101} + 30M_{102} - 20M_{103} \end{aligned} \quad (2.25)$$

Yüksek mertebeden momentler standartlaştırılarak ölçümlerin birimlerinden bağımsız hale getirilebilirler. L-moment oranları olarak bilinen bu büyüklükler:

$$\tau_r = L_r / L_2 \quad r=3,4,\dots \quad (2.26)$$

L-momentleri ve L-moment oranları bir olasılık yoğunluk fonksiyonunu tanımlamak için kullanılabilirler ve τ_3, τ_4 çarpıklık, kurtosis değerlerinin tahminleri olarak alınabilirler.

2.4. OLASILIK DAĞILIM FONKSİYONLARI

Aldığı değer $F(-\infty)=0$ dan $F(\infty)=1$ 'e doğru sürekli olarak artan her $F(x)$ fonksiyonu bir eklenik dağılım fonksiyonu, bunun türevi $f(x)$ ise olasılık dağılım fonksiyonu olabilir. Ancak hidrolojide özellikle taşkın

frekans analizinde uygunluğu bilinen dağılımlar vardır. Bu bölümde çeşitli amaçlarla çalışmada kullanılan dağılımlardan bahsedilecektir.

2.4.1. İKİ PARAMETRELİ LOGNORMAL DAĞILIM

x rastgele değişkenine $y=\ln x$ şeklinde bir dönüşüm uygulandığında dönüştürülmüş y değişkeninin dağılımı normal dağılmış ise x 'in dağılımı lognormal olarak adlandırılır. Bu durumda $x>0$ için olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$f(x)=(1/x.\sigma_y.\sqrt{2\pi}).\exp[-(\ln x-\mu_x)^2/2\sigma_y^2] \quad (2.27)$$

Bu denklemdeki μ_y ve σ_y , y değişkeninin ortalama ve standart sapması olup x 'in parametreleriyle ilişkileri aşağıda verilmiştir.

$$\mu_x=E(x)=\exp(\mu_y+\sigma_y^2/2) \quad (2.28)$$

$$\text{var}x=E(x-E(x))^2=\exp(2\mu_y+\sigma_y^2).(\exp(\sigma_y^2)-1) \quad (2.29)$$

$$\sigma_x=\mu_x.(\exp(\sigma_y^2)-1)^{1/2} \quad (2.30)$$

Lognormal dağılım x 'in pozitif değerleri için tanımlı olup, çarpıklık katsayısı pozitifdir ve σ_y ile artar:

$$C_{sx}=(\exp(\sigma_y^2)-1)^{3/2}+3(\exp(\sigma_y^2)-1)^{1/2} \quad (2.31)$$

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

1) MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM)

Lognormal dağılımın parametrelerini bu yöntemle hesaplamak için eldeki örneğe $y=\ln x$ dönüşümü uygulanır ve elde edilen y değişkeninin $\hat{\mu}_y$ ve $\hat{\sigma}_y$ parametreleri tahmin edilir. Bir başka yol da eldeki örnekten ortalama ($\bar{x}$) ve değişim katsayısının ($\hat{C}_{vx}$) tahmin edilip, aşağıdaki ilişkilerde yerlerine konularak $\hat{\mu}_y$ ve $\hat{\sigma}_y$ parametrelerinin tahmin edilmesidir:

$$\hat{\sigma}_y^2 = \ln(\hat{C}_{vx}^2 + 1) \quad (2.32)$$

$$\hat{\mu}_y = \ln \bar{x} - (\hat{\sigma}_y^2 / 2) \quad (2.33)$$

x rastgele değişkeninin istatistiklerini koruma açısında genelde ikinci yol tercih edilmektedir.

2) MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML)

Lognormal dağılım için olabilirlik fonksiyonu ve logaritması:

$$L = \prod_{i=0}^N (1/\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_y \cdot x_i) \cdot \exp[-1/2((\ln x_i - \mu_y)/\sigma_y)^2] \quad (2.34)$$

$$\ln L = (-N/2) \cdot \ln(2\pi\sigma_y^2) - \sum_{i=0}^N \ln x_i - (1/2) \sum_{i=0}^N ((\ln x_i - \mu_y)/\sigma_y)^2 \quad (2.35)$$

$\hat{\mu}_y$ ve $\hat{\sigma}_y^2$ tahminleri için aşağıdaki denklemler çözülmelidir.

$$\partial(\ln L)/\partial \hat{\mu}_y = 0 \quad \partial(\ln L)/\partial \hat{\sigma}_y^2 = 0 \quad (2.36)$$

Bu denklemlerden

$$(1/\hat{\sigma}_y^2) \cdot \sum_{i=1}^N (\ln x_i - \hat{\mu}_y) = 0 \quad (2.37)$$

$$\hat{\mu}_y = (1/N) \cdot \sum_{i=1}^N \ln x_i \quad (2.38)$$

$$-N/2\hat{\sigma}_y^2 + 1/2(\hat{\sigma}_y^2)^2 \cdot \sum_{i=1}^N (\ln x_i - \hat{\mu}_y) = 0 \quad (2.39)$$

$$\hat{\sigma}_y^2 = \sum (\ln x_i - \hat{\mu}_y)^2 / N \quad (2.40)$$

ifadeleri elde edilir. (2.40) denklemi ile tahmin edilen $\hat{\sigma}_y^2$ tarafı olduğundan yerine,

$$\hat{\sigma}_y^2 = \sum (\ln x_i - \hat{\mu}_y)^2 / (N-1) \quad (2.41)$$

bağıntısının kullanılması uygun olmaktadır. Yukarıdaki ifadelerden görüldüğü gibi momentler ve maksimum olabilirlik yöntemleri ile yapılan $\hat{\mu}_y$ ve $\hat{\sigma}_y$ tahminleri lognormal dağılımda aynıdır.

FREKANS FAKTÖRÜ

Taşkın debilerinin logaritmaları için

$$Y_T = \hat{\mu}_y + K \cdot \hat{\sigma}_y \quad (2.42)$$

bağıntısı yazılıp, $\hat{\mu}_y$ ve $\hat{\sigma}_y$ tahminleri kullanılarak önce Y değeri belirlenir ve antilogaritmaları alınarak Q(T) taşkın debisi hesaplanır. (2.42) denkleminde K frekans faktörüdür ve taşkın debisinin olasılık dağılımı ile T dönüş aralığının fonksiyonudur. Lognormal dağılımda Y değişkeni normal dağılmış olduğu için K normal dağılımdaki $z = (x - \mu_y) / \sigma_y$ standart değişkeniyle aynıdır. Bu değer, normal dağılım tablosundan T dönüş aralığının aşılma olasılığına bağlı olarak okunur.

2.4.2. PEARSON TİP III DAĞILIMI

Bu dağılım, γ parametresinin ilavesiyle genelleştirilmiş üç parametrelî gamma dağılımıdır. Dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$f(x) = 1 / (\alpha \cdot \Gamma(\beta)) \cdot \{(x - \gamma) / \alpha\}^{\beta-1} \cdot \exp\{-(x - \gamma) / \alpha\} \quad (2.43)$$

Denklemden Γ gamma fonksiyonunu göstermektedir. α , β , γ sırasıyla dağılımın ölçek, biçim ve yer parametresidir. Bu dağılımın özellikleri:

$$\mu_x = E(x) = \gamma + \alpha \cdot \beta \quad (2.44)$$

$$\text{var}x = E[x - E(x)]^2 = \alpha^2 \cdot \beta \quad (2.45)$$

$$C_{sx} = 2 / \sqrt{\beta} \quad (2.46)$$

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

1) MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM)

$\bar{x}$, $\hat{\sigma}_x$ ve $\hat{C}_s$ ortalama, standart sapma ve çarpıklık katsayılarının örnek tahminleri olmak üzere dağılımın parametrelerinin $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$ tahminleri

aşağıdaki denklemlerden elde edilir.

$$\hat{\beta} = 4 / \hat{C}_s^2 \quad (2.47)$$

$$\hat{\alpha} = \hat{\sigma}_x / \sqrt{\hat{\beta}} \quad (2.48)$$

$$\hat{\gamma} = \bar{x} - \hat{\alpha} \cdot \hat{\beta} = \bar{x} - \hat{\sigma}_x / \sqrt{\hat{\beta}} \quad (2.49)$$

2) MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML)

Dağılımın olabilirlik fonksiyonu ve logaritması:

$$L = \prod_{i=1}^N [(x_i - \gamma) / \alpha]^{\beta-1} \cdot \exp(-(x_i - \gamma) / \alpha) / \alpha \cdot \Gamma(\beta) \quad (2.50)$$

$$\ln L = -N \cdot \beta \cdot \ln \beta - N \cdot \ln \Gamma(\beta) - \sum_{i=1}^N (x_i - \gamma) / \alpha + (\beta - 1) \sum_{i=1}^N \ln(x_i - \gamma) \quad (2.51)$$

$\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$ örnek tahminleri için aşağıdaki denklemler çözülmelidir.

$$\partial(\ln L) / \partial \hat{\alpha} = (1 / \hat{\alpha}^2) \cdot \sum_{i=1}^N (x_i - \hat{\gamma}) - (N \cdot \hat{\beta}) / \hat{\alpha} = 0 \quad (2.52)$$

$$\partial(\ln L) / \partial \hat{\beta} = -N \cdot \Gamma'(\hat{\beta}) / \Gamma(\hat{\beta}) + \sum_{i=1}^N \ln(x_i - \hat{\gamma}) - N \cdot \ln \hat{\alpha} = 0 \quad (2.53)$$

$$\partial(\ln L) / \partial \hat{\gamma} = N / \hat{\alpha} - (\hat{\beta} - 1) \sum_{i=1}^N [1 / (x_i - \hat{\gamma})] = 0 \quad (2.54)$$

Bu denklemler nonlinear olduklarından ardışık yaklaşımlarla çözülürler. (2.53) ifadesindeki $\psi(\hat{\beta}) = \Gamma'(\hat{\beta}) / \Gamma(\hat{\beta})$ terimi digamma fonksiyonudur.

FREKANS FAKTÖRÜ

Pearson Tip III dağılımı için K frekans faktörü çarpıklığa ve dönüş aralığına bağlı olarak tablolaştırılmıştır. Bu K değerleri ile taşkın debilerinin eldeki örnekten hesaplanan ortalama ($\bar{x}$) ve standart sapmalarıyla ($\hat{\sigma}_x$) T yıllık taşkın debisi $Q(T)$, aşağıdaki ifade ile bulunabilir.

$$Q(T) = \bar{x} + K \cdot \hat{\sigma}_x \quad (2.55)$$

2.4.3. LOG-PEARSON TİP III DAĞILIMI

x rastgele değişkenine $y=\ln x$ dönüşümü yapıldığında y değişkeninin dağılımı Pearson Tip III dağılımına uyuyorsa, x'in dağılımı log-Pearson Tip III olarak adlandırılır. Bu dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$f(x)=1/(x.\alpha.\Gamma(\beta)).\{(\ln x-\gamma)/\alpha\}^{\beta-1}.\exp\{-((\ln x-\gamma)/\alpha)\} \quad (2.56)$$

Denklemdaki α , β , ve γ dağılımın ölçek, biçim ve yer parametreleridir (Kite, 1976).

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

1) MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM)

Log-Pearson Tip III dağılımı sadece logaritmik alanda ifade edilebilmektedir. Bu nedenle dağılımın logaritmik alandaki parametreleri ile x rastgele değişkeninin momentleri arasında basit ifadeler yazmak mümkün değildir. Bu tür ifadelerin lognormal dağılım için yazılabildiği Bölüm 2.4.1'de gösterilmiştir.

Momentler yöntemiyle parametre tahmini yapılabilmesi için x rastgele değişkeninin logaritmalarına Pearson Tip III dağılımı uygulanarak y değişkeninin $\hat{\alpha}_y$, $\hat{\beta}_y$ ve $\hat{\gamma}_y$ parametre tahminleri Bölüm 2.4.2 de anlatıldığı şekliyle yapılır:

2) MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML)

Log-Pearson Tip III dağılımın olabilirlik fonksiyonunun logaritması:

$$\begin{aligned} \ln L = & -\sum_{i=1}^N \ln x_i - N \cdot \ln \Gamma(\beta) - \sum_{i=1}^N (\ln x_i - \gamma) / \alpha \\ & + (\beta - 1) \cdot \sum_{i=1}^N \ln (\ln x_i - \gamma) - N \cdot \beta \cdot \ln \alpha \end{aligned} \quad (2.57)$$

$\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$ tahminleri için (2.57) denkleminin parametrelere göre birinci mertebe kısmi türevleri alınıp sıfıra eşitlenmesi gerekir.

$$\sum_{i=1}^N (\ln x_i - \hat{\gamma}) = N \cdot \hat{\alpha} \cdot \hat{\beta} \quad (2.58)$$

$$N.\psi(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^N ((\ln x_i - \hat{\gamma}) / \hat{\alpha}) \quad (2.59)$$

$$N = \hat{\alpha}(\hat{\beta} - 1) . \sum_{i=1}^N [1 / (\ln x_i - \hat{\gamma})] \quad (2.60)$$

Elde edilen nonlinear denklemler ardışık yaklaşım yöntemleriyle çözülürler.

FREKANS FAKTÖRÜ:

x rastgele değişkeninin logaritmalarına Pearson Tip III dağılımı uydu-
rularak önce Y_T değeri hesaplanır.

$$Y_T = \hat{\mu}_y + K . \hat{\sigma}_y \quad (2.61)$$

$\hat{\mu}_y$ ve $\hat{\sigma}_y$, x değişkeninin logaritmalarının ortalama ve standart sapmalarının tahminleridir. Frekans faktörü K, Pearson Tip III için hazırlanmış tablolardan çarpıklık katsayısı ve dönüş aralığına bağlı olarak elde edilir. Y değeri hesaplandıktan sonra Q(T) taşkın debisi

$$Q(T) = \exp(Y_T) \quad (2.62)$$

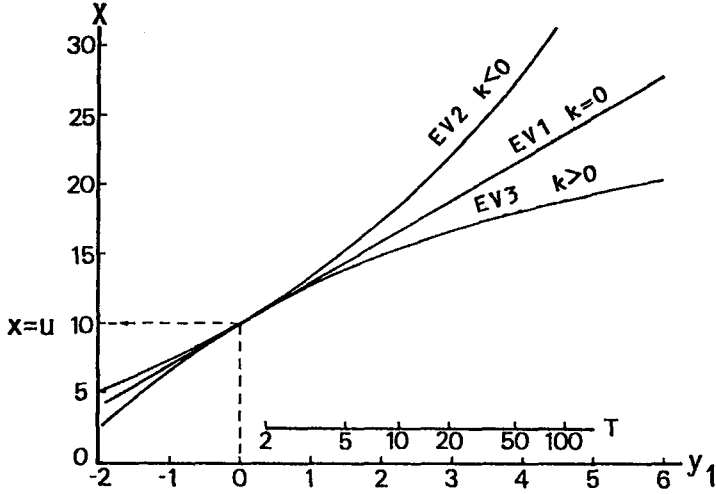
dönüşümü ile elde edilir.

2.4.4. EKSTREM DEĞER DAĞILIMLARI (GEV)

Yıllık maksimum debilerin dağılımlarının teorik olarak ele alındığı durumlarda ekstrem değer dağılımlarının önemli bir yeri vardır. Ekstrem değer dağılımları k parametresi ile belirlenen bir toplumdur. Bu parametrenin farklı aralıkları için toplum üç sınıfa ayrılır. Pratikte k değerleri -0.6 ile +0.6 arasında değişmektedir. k'nın negatif değerleri Tip 2'ye, k'nın sıfır değeri Tip 1'e ve k'nın pozitif değerleri Tip 3'e karşı gelmektedir.

Şekil 2-2 'de görüldüğü gibi aynı dönüş aralığına sahip standartlaştırılmış Tip 1 değişkeni y_1 ile x_1 arasındaki ilişki doğrusaldır. y_1 ile Tip 2 değişkeni x_2 arasındaki ilişki konveks bir eğri ve Tip 3

değişkeni x_3 ile konkav bir eğridir. Tip 1 değişkeni alt ve üstten sınırsız, Tip 2 değişkeni alttan sınırlı, Tip 3 değişkeni ise üstten sınırlıdır.



Şekil 2-2 Ekstrem Değer Değişkeninin Üç Tipinin Tip 1 İndirgenmiş Değişkeni Cinsinden Gösterilişi

TİP 1 VEYA GUMBEL (EV1) DAĞILIMI:

Dağılım $k=0$ için Fisher-Tippett 1 veya kısaca EV1 olarak anılır. Bu dağılım daha yaygın olarak Gumbel adıyla anılmaktadır. Dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$f(x_1) = (1/\alpha) \cdot \exp[-(x_1 - u)/\alpha - \exp(-(x_1 - u)/\alpha)] \quad (2.63)$$

İfadedeki u , α dağılımın yer ve ölçek parametreleridir. Eklenik dağılım fonksiyonu ve indirgenmiş Gumbel değişkeni veya standart değişken y_1 şu ifadelerle verilmiştir:

$$F(x_1) = \exp(-(\exp(-y_1))) \quad (2.64)$$

$$y_1 = (x_1 - u)/\alpha \quad (2.65)$$

Dağılımın ortalama, varyans ve çarpıklığı:

$$\begin{aligned}
\mu_{x1} &= E(x_1) = u + 0.5772\alpha \\
\text{var}x_1 &= E[x_1 - E(x_1)]^2 = \pi^2 \cdot \alpha^2 / 6 \\
C_{sx1} &= 1.14
\end{aligned} \tag{2.66}$$

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

1) MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM)

$\bar{x}$ ve $\hat{\sigma}_x$ toplumun örnekten tahmin edilen ortalama ve standart sapması olmak üzere,

$$\hat{\alpha} = (\sqrt{6}/\pi) \cdot \hat{\sigma}_x = 0.78\hat{\sigma}_x \tag{2.67}$$

$$\hat{u} = \bar{x} - 0.5772\hat{\alpha} = \bar{x} - 0.45\hat{\sigma}_x \tag{2.68}$$

u ve α parametrelerinin tahminleri olarak elde edilir.

1) MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML)

$$L = \prod_{i=1}^N (1/\alpha) \cdot \exp[-(x_i - u)/\alpha - \exp(-(x_i - u)/\alpha)] \tag{2.69}$$

yukarıdaki şekilde ifade edilen olabilirlik fonksiyonunun logaritması alınarak yazılırsa:

$$\ln L = -N \ln \alpha - \sum_{i=1}^N y_i - \sum_{i=1}^N \exp(-y_i) \tag{2.70}$$

$\hat{u}$ ve $\hat{\alpha}$ tahminleri (2.70) denkleminin u ve α parametrelerine göre kısmi türevlerinin alınıp sıfıra eşitlenmesi ile elde edilen nonlineer denklemlerin çözümü ile bulunur.

$$\partial(\ln L) / \partial \hat{u} = (-N + \sum_{i=1}^N \exp(-y_i)) / \hat{\alpha} = 0 \tag{2.71}$$

$$\partial(\ln L) / \partial \hat{\alpha} = (N - \sum_{i=1}^N y_i + \sum_{i=1}^N y_i \cdot \exp(-y_i)) / \hat{\alpha} = 0 \tag{2.72}$$

3) OLASILIK AĞIRLIKLILIK MOMENTLER YÖNTEMİ (PWM)

Gumbel dağılımının eklenik dağılım fonksiyonunu x_1 cinsinden yazmak

mümkündür:

$$x_1 = u - \alpha \cdot \ln\{-\ln F(x_1)\} \quad (2.73)$$

Bu şekilde invers formu yazılabilen dağılımların parametrelerinin tahmininde etkin tahminler veren olasılık ağırlıklı momentler yöntemi kullanılabilir. (2.19) denklemi ile tanımlanan $M_{1,j,0} = M_j$ ($j=0,1$) momentleri sırasıyla M_0 , M_1 olmak üzere u ve α parametrelerinin tahminleri Landwehr ve diğerleri (1979a) tarafından

$$\hat{\alpha} = (M_0 - 2M_1) / \ln(2) \quad (2.74)$$

$$\hat{u} = M_0 - 0.5772 / \hat{\alpha} \quad (2.75)$$

denklemleriyle verilmiştir.

TİP 2 (EV2) VEYA FRECHET DAĞILIMI:

$k < 0$ için tanımlanan bu dağılım log-Gumbel adıyla da anılır. Olasılık dağılım fonksiyonu:

$$f(x_2) = (1/\alpha) \cdot (1 - (k(x_2 - u)/\alpha))^{1/k-1} \cdot \exp[-(1 - k(x_2 - u)/\alpha)^{1/k}] \quad (2.76)$$

Bu dağılım alttan sınırlı olup ($u + \alpha/k \leq x_2 \leq \infty$), indirgenmiş y_2 değişkeni aşağıdaki şekilde yazılır.

$$y_2 = 1 - k \cdot (x_2 - u) / \alpha \quad 0 \leq y_2 \leq \infty \quad (2.77)$$

Üçüncü parametre olan k biçim parametresi, y_2 değişkeninin çarpıklılığının bir fonksiyonu olup k 'nın bazı değerleri için Tablo 2-1'deki değerler verilebilir.

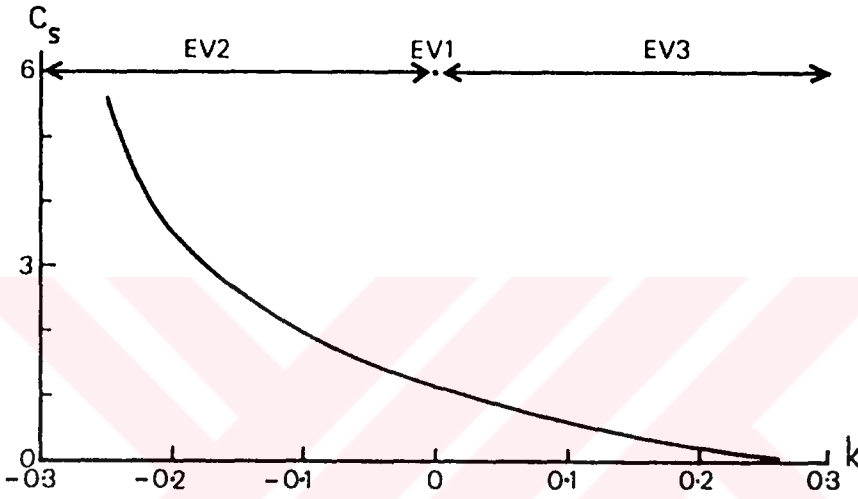
x_2 değişkeni y_1 cinsinden yazılırsa,

$$x_2 = u + \alpha((1 - \exp(-k \cdot y_1))/k) \quad (2.78)$$

bağıntısı elde edilir.

Tablo 2-1 k 'nin Fonksiyonu Olarak y_2 'nin Çarpıklık ve Momentleri

k	$E(y_2)=\mu_1$	$\mu_2=Vary_2$	$\sigma=\sqrt{\mu_2}$	$C_v=\sigma/\mu_1$	C_s
-0.05	1.03145	0.00473	0.0687	0.0666	1.532
-0.10	1.06862	0.02227	0.1492	0.1396	1.903
-0.15	1.11248	0.06043	0.2458	0.2209	2.532
-0.20	1.16423	0.13376	0.3657	0.3141	3.535
-0.25	1.22541	0.27080	0.5204	0.4247	5.605

Şekil 2-3 k Biçim Parametresi ile Ekstrem Değer Değişkeninin Çarpıklığı Arasındaki Fonksiyonel İlişki**PARAMETRELERİN TAHMİNİ:****1) MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM)**

y_2 değişkeninin momentleri sadece k 'ya bağlıdır. Aynı k değerleri için x_2 ve y_2 değişkenlerinin çarpıklıkları aynıdır ve birbirleriyle ilişkileri doğrusaldır. Örnek momentlerinden hesaplanan çarpıklıklarla Tablo 2-1 'den k parametresinin $\hat{k}$ tahmini ve y_2 değişkeninin ortalaması, variansı elde edilebilir. $y_2=0$ noktası etrafındaki y_2 'nin momentleri:

$$E(y_2)=\Gamma(1+k), \quad k < 0 \quad (2.79)$$

$$E(y_2^2)=\Gamma(1+2k), \quad k < 0 \quad (2.80)$$

ve r'inci mertebeden:

$$E(y_2^r) = \Gamma(1+rk), \quad k < 0 \quad (2.81)$$

$$\text{vary}_2 = \Gamma(1+2k) - \Gamma^2(1+k) \quad (2.82)$$

Boyutsuz C_s çarpıklık katsayısı da sadece k'ya bağlıdır.

$$\begin{aligned} C_s &= \mu_3 / \mu_2^{3/2} \\ \mu_2 &= \text{vary}_2 \\ \mu_3 &= E[y_2 - E(y_2)]^3 = E(y_2^3) - 3E(y_2^2) \cdot E(y_2) + 2[E(y_2)]^3 \end{aligned} \quad (2.83)$$

r=1,2 ve 3 değerleri için (2.81) ifadesi kullanılarak

$$\mu_3 = \Gamma(1+3k) - 3\Gamma(1+2k) \cdot \Gamma(1+k) + 2\Gamma^3(1+k) \quad (2.84)$$

elde edilir. İfadelerde kullanılan gamma (Γ) fonksiyonu tablolaştırılmıştır.

Rastgele değişkenin doğrusal bir fonksiyonu için şu ifadeler geçerlidir:

$$x_2 = A + B \cdot y_2 \quad \text{ise} \quad (2.85)$$

$$E(x_2) = A + B \cdot E(y_2) \quad (2.86)$$

$$\text{var}x_2 = B^2 \cdot \text{vary}_2 \quad (2.87)$$

$\bar{x}$ ve $\hat{\sigma}$ örnekten tahmin edilen ortalama ve varyans olmak üzere:

$$\hat{B} = (\hat{\sigma}^2 / \text{vary}_2)^{1/2} \quad (2.88)$$

$$\hat{A} = \bar{x} - \hat{B} \cdot E(y_2) \quad (2.89)$$

$$\hat{\alpha} = -\hat{k} \cdot \hat{B} \quad (2.90)$$

$$\hat{u} = \hat{A} + \hat{B} \quad (2.91)$$

$\hat{\alpha}$ ve $\hat{u}$ tahminleri elde edilir.

2) MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML)

Ekstrem değer dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki şekilde yazıldığında,

$$f(x) = (1/\alpha) \cdot \exp(-\exp(-y)) \cdot \exp(-y(1-k)) \quad (2.92)$$

olabilirlik fonksiyonunu daha basit şekilde ifade etmek mümkündür (NERC, 1975).

$$L = (1/\alpha^N) \cdot \exp(-\sum_{i=1}^N \exp(-y_i)) \cdot \exp(-\sum_{i=1}^N y_i(1-k)) \quad (2.93)$$

$$\ln L = -N \cdot \ln \alpha - (1-k) \sum_{i=1}^N y_i - \sum_{i=1}^N \exp(-y_i) \quad (2.94)$$

$$y_i = (-1/k) \cdot \ln(1 - k(x_i - u)/\alpha) \quad (2.95)$$

u, α ve k parametrelerinin tahminleri aşağıdaki nonlineer denklemlerin iteratif çözümleriyle elde edilebilir.

$$-\partial(\ln L)/\partial \hat{u} = 0 \quad -\partial(\ln L)/\partial \hat{\alpha} = 0 \quad -\partial(\ln L)/\partial \hat{k} = 0 \quad (2.96)$$

3) OLASILIK AĞIRLIKLI MOMENTLER YÖNTEMİ (PWM)

İnvers formu yazılabilen bir dağılım olan GEV dağılımının parametreleri Hosking ve diğerleri (1984) tarafından aşağıdaki ifadelerle verilmiştir:

$$c = (2M_1 - M_0) / (3M_2 - M_0) - \log(2) / \log(3) \quad (2.97)$$

$$\hat{k} = 7.8590c + 2.9554c^2 \quad (2.98)$$

$$\hat{\alpha} = (2M_1 - M_0) \hat{k} / \{\Gamma(1 + \hat{k}) \cdot (1 - 2^{-\hat{k}})\} \quad (2.99)$$

$$\hat{u} = M_0 + \hat{\alpha} \{\Gamma(1 + \hat{k}) - 1\} / \hat{k} \quad (2.100)$$

İfadelerdeki M_0, M_1, M_2 (2.19) denklemiyle verilen $M_{1,j,0}=M_j$ ($j=0,1,2$) olasılık ağırlıklı momentlerin örnekten elde edilen tahminleridir.

TİP 3 (EV3) DAĞILIMI:

$k>0$ için dağılım EV3 adını almaktadır. Dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$f(x_3)=(1/\alpha) \cdot (1-k \cdot (x_3-u)/\alpha)^{1/k-1} \cdot \exp(-(1-k(x_3-u)/\alpha)^{1/k}) \quad (2.101)$$

şeklindedir. Dağılımın indirgenmiş y_3 değişkeni

$$-y_3=1-[k(x_3-u)/\alpha] \quad -\infty \leq y_3 \leq 0 \quad (2.102)$$

olup, dağılım üstten sınırlıdır ($-\infty \leq x_2 \leq u+\alpha/k$). Pozitif olan k parametresi y_3 değişkeninin çarpıklığının bir fonksiyonudur. Bu ilişki Tablo 2-2 'de k 'nın bazı değerleri için verilmiştir.

Tablo 2-2 k 'nın Fonksiyonu Olarak y_3 'ün Çarpıklık ve Momentleri

k	$E(y_3)=\mu_1$	$\mu_2=\text{vary}_3$	$\sigma=\sqrt{\mu_2}$	$C_v= \sigma/\mu $	C_s
0.05	-0.97350	0.003650	0.06042	0.06206	0.911500
0.10	-0.95135	0.013093	0.11442	0.12028	0.623041
0.15	-0.93304	0.026906	0.16403	0.17580	0.436171
0.20	-0.91816	0.044242	0.21034	0.22909	0.255755
0.25	-0.90640	0.064659	0.25428	0.28054	0.086610

x_3 değişkeni y_1 cinsinden yazılırsa:

$$x_3=u+\alpha \cdot [(1-\exp(-k \cdot y_1))/k] \quad (2.103)$$

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

1) MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM)

Aynı k değerleri için x_3 ve y_3 değişkenlerinin de çarpıklıkları eşit

olup birbirleriyle ilişkileri doğrusaldır. Tablo 2-2 'ye örnekten hesaplanan çarpıklık katsayısı ile girilerek $\hat{k}$ tahmini ve y_3 değişkeninin momentleri elde edilir.

$y_3=0$ noktası etrafındaki y_3 'ün momentleri:

$$E(y_3^r) = (-1)^r \cdot \Gamma(1+rk) \quad (2.104)$$

$$\text{Ortalama} = E(y_3) = -\Gamma(1+k) \quad (2.105)$$

$$\text{vary}_3 = \mu_2 = \Gamma(1+2k) - \Gamma^2(1+k) \quad (2.106)$$

$$\begin{aligned} \mu_3 &= E(y_3 - E(y_3))^3 \\ &= -\Gamma(1+3k) + 3\Gamma(1+2k) \cdot \Gamma(1+k) - 2\Gamma^3(1+k) \end{aligned} \quad (2.107)$$

$E(x_3)$ ve $\text{var}(x_3)$, (2.86-87) denklemlerine göre benzer şekilde yazılabilir. Tablo 2-2 kullanılarak örnek çarpıklığına göre bu değerler belirlenip α , u parametrelerinin tahminleri aşağıdaki şekilde yapılır.

$$\hat{B} = (\hat{\sigma}^2 / \text{vary}_3)^{1/2} \quad (2.108)$$

$$\hat{A} = \bar{x} - \hat{B} \cdot E(y_3) \quad (2.109)$$

$$\hat{\alpha} = \hat{k} \cdot \hat{B} \quad (2.110)$$

$$\hat{u} = \hat{A} - \hat{B} \quad (2.111)$$

2) MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML)

Ekstrem değer dağılımı için yazılmış olan olabilirlik fonksiyonu (2.94) ile u , α , k parametrelerini verecek olan (2.96) denklemleri çözüldüğünde $\hat{k}$ 'nin aldığı değer negatif veya pozitif olmasına bağlı olarak dağılımın tipi ve parametrelerin tahminleri elde edilmiş olur.

3) OLASILIK AĞIRLIKLI MOMENTLER YÖNTEMİ (PWM)

Ekstrem değer dağılımının parametre tahmini için verilmiş olan (2.97-100) denklemleri kullanılarak bulunan tahminlerden $\hat{k}$ 'nin işaretine göre

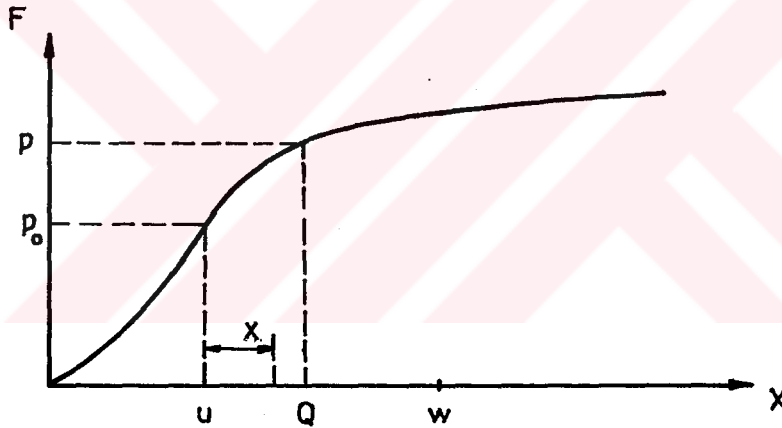
dağılımın tipi ve diğer parametreleri belirlenir.

2.4.5. PARETO DAĞILIMI

Büyük dönüş aralıklarında taşkın tahmini yapmak üzere geliştirilen bir başka taşkın frekans analiz modelinde, büyük debilerin dağılımlarının genelleştirilmiş Pareto dağılımına uyduğu kabul edilmektedir (Smith, 1989).

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

$$F(x|u) = p(X \leq Q | X > u) = p(X \leq u+x | X > u) \quad (2.112)$$



Şekil 2-4 Taşkın Debilerinin Eklenik Frekans Dağılımı

$$F(x|u) = F(X \leq u+x | X > u) / F(X > u) \quad (2.113)$$

$$F(x|u) = (F(u+x) - F(u)) / (1 - F(u)) \quad (2.114)$$

p_0 'ın büyük değerleri için yukarıdaki ifade genelleştirilmiş Pareto dağılımına eşit olmaktadır:

$$F(x|u) = F(x|s, k) \quad (2.115)$$

Genelleştirilmiş Pareto dağılımının koşullu eklenik dağılım fonksiyonu:

$$F(x|s,k)=1-(1-k.s^{-1}.x)^{1/k}, \quad k \neq 0 \quad \text{için} \quad (2.116)$$

$$F(x|s,k)=1-\exp(-s^{-1}.x), \quad k=0 \quad \text{için} \quad (2.117)$$

İfadelerde k dağılımın biçim parametresi, s ise ölçek parametresidir. Modelde k 'nın bölge içinde değişmediği s 'in ise çeşitli havza özelliklerinin bir fonksiyonu olduğu kabul edilmektedir. Dağılımın şartlı olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x|s,k)=s^{-1}.(1-k.s^{-1}.x)^{1/k-1}, \quad k \neq 0 \quad \text{için} \quad (2.118)$$

$$f(x|s,k)=s^{-1}.\exp(-s^{-1}.x), \quad k=0 \quad \text{için} \quad (2.119)$$

olup sınırları aşağıdaki şekilde verilir.

$$\begin{array}{lll} k \leq 0 & \text{ise} & 0 \leq x \\ k > 0 & \text{ise} & 0 \leq x \leq k^{-1}.s \end{array}$$

k 'nın pozitif olduğu durumlarda dağılım üstten sınırlıdır. Bu sınır $v=u+k^{-1}.s$ dir. k 'nın sıfıra eşit olduğu durumlarda dağılımın üst sınırı üstel, k 'nın negatif değerlerinde ise dağılım sınırsızdır. Bu dağılımı kullanarak taşkın tahminleri yapabilmek için (2.114, 2.116-117) bağıntıları yardımıyla aşağıdaki ifadeler elde edilmiştir.

$$\begin{aligned} (F(u+x)-F(u))/(1-F(u)) &= 1-(1-k.s^{-1}.x)^{1/k} \\ (p-p_0)/(1-p_0) &= 1-[1-k.s^{-1}.(Q_p-u)]^{1/k} \\ 1-(p-p_0)/(1-p_0) &= (1-k.s^{-1}.Q_p+k.s^{-1}.u)^{1/k} \\ [(1-p)/(1-p_0)]^k &= 1-k.s^{-1}.Q_p+k.s^{-1}.u \\ Q_p &= u+s.k^{-1}[1-((1-p)/(1-p_0))^k], \quad k \neq 0 \quad \text{için} \end{aligned} \quad (2.120)$$

Benzer şekilde:

$$\begin{aligned} (F(u+x)-F(u))/(1-F(u)) &= 1-\exp(-s^{-1}.x) \\ (p-p_0)/(1-p_0) &= 1-\exp[-s^{-1}.(Q_p-u)] \\ 1-(p-p_0)/(1-p_0) &= \exp[-s^{-1}.Q_p+s^{-1}.u] \\ \ln[(1-p)/(1-p_0)]-u.s^{-1} &= -s^{-1}.Q_p \\ Q_p &= u-s.\ln[(1-p)/(1-p_0)], \quad k=0 \end{aligned} \quad (2.121)$$

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

Smith (1989) tarafından geliştirilen modelde kullanılan Pareto dağılımının parametrelerinin tahminleri maksimum olabilirlik yöntemi (ML) ile yapılmıştır.

j'inci istasyonda u_j alt sınırını aşan taşkın sayısı V_j ise k'inci yıldıki normalize edilmiş taşkın değeri $Z_{ij}=X_{ik}-u_j$ ($i=1,2..V_j$, $j=1,2..M$) olarak tanımlanır. İstasyonlar arasındaki bağımsızlık kabulü ile M tane istasyonda Pareto dağılımının logaritmik olabilirlik fonksiyonu:

$$\ln L(k,s)=\sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{V_j} \ln[f(Z_{ij}|s_j,k)] \quad (2.122)$$

$\hat{k}, \hat{s}$ tahminleri (2.122) denkleminin parametrelere göre birinci mertebe kısmi türevleri alınarak bulunan denklem takımının ardışık yaklaşım yöntemleriyle çözülmesi sonucu bulunur.

$$\partial(\ln L)/\partial \hat{k}=0 \quad \partial(\ln L)/\partial \hat{s}=0 \quad (2.123)$$

2.4.6. WAKEBY DAĞILIMI

Houghton (1978) tarafından bölgesel taşkın frekans analizi için önerilen bir dağılım da Wakeby dağılımıdır. Bu dağılım beş parametrelili olup olasılık yoğunluk fonksiyonu ve eklenik dağılım fonksiyonu açık olarak verilememektedir. Greenwood ve diğerleri (1979) tarafından verilen şekliyle ters formu x :

$$x=m+a[1-(1-F)^b]-c[1-(1-F)^{-d}] \quad (2.124)$$

Wakeby dağılımının sol ucu b , sağ ucu ise genelde d parametresinden etkilenmektedir. Gerçekte sağ uç, b yeteri kadar büyük bir pozitif değerse b parametresinden bağımsızdır. Ancak b değeri kabul edilen b_{max} dan küçük alınarak, $(1-F)^b$ teriminin (2.124) denklemine katkısının tamamen yok edilmemesi uygun olmaktadır.

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

Wakeby dağılımı, bilinen parametre tahmin yöntemlerine iyi uymamaktadır. Maksimum olasılık yöntemi çok fazla iterasyon gerektirmektedir. Momentler yöntemi de, dağılımın parametreleri momentlerin bir fonksiyonu olarak ifade edilemediğinden iteratif çözümler gerektirmektedir. Bu nedenle parametrelerin tahmini Landwehr ve diğerleri (1979 b,c) tarafından önerilen, parametrelerin açık olarak ifade edilebildiği olasılık ağırlıklı momentler (PWM) yardımıyla mümkündür.

Wakeby parametrelerinin tahmininde kullanılan bu yöntem ile geçerli parametre kombinasyonları her zaman sağlanamadığı için bu gibi durumlarda çözüm bulunamamaktadır. Ancak dağılımın alt sınırının ($m=0$) bilindiği kabulünün yapıldığı dört parametrelilik için çözümün bulunamadığı durumlar ile çok seyrek karşılaşılmaktadır. Dağılımın alt sınırının sıfır olarak alınması dağılımın yapısında bir kayıp yaratmamaktadır (Landwehr ve diğerleri, 1979b).

PWM momentleri kullanılarak a , b , c , d , m parametrelerinin tahminleri şu şekilde yapılabilir (Gebeyehu, 1989):

A) 4-PARAMETRELİ WAKEBY ($m=0$ hali)

1) N_1, N_2, N_3 hesabı:

$$\begin{aligned} N_1 &= -27\hat{M}_2 + 16\hat{M}_1 - \hat{M}_0 \\ N_2 &= -9\hat{M}_2 + 8\hat{M}_1 - \hat{M}_0 \\ N_3 &= -3\hat{M}_2 + 4\hat{M}_1 - \hat{M}_0 \end{aligned} \quad (2.125)$$

2) C_1, C_2, C_3 hesabı:

$$\begin{aligned} C_1 &= -64\hat{M}_3 + 54\hat{M}_2 - 8\hat{M}_1 \\ C_2 &= -16\hat{M}_3 + 18\hat{M}_2 - 4\hat{M}_1 \\ C_3 &= -4\hat{M}_3 + 6\hat{M}_2 - 2\hat{M}_1 \end{aligned} \quad (2.126)$$

3) b parametresinin tahmini:

$$\hat{b} = ((N_3 \cdot C_1 - N_1 \cdot C_3) \mp H) / 2(N_2 \cdot C_3 - N_3 \cdot C_2) \quad (2.127)$$

$$H = [(N_1 \cdot C_3 - N_3 \cdot C_1)^2 - 4(N_1 \cdot C_2 - N_2 \cdot C_1)(N_2 \cdot C_3 - N_3 \cdot C_2)]^{1/2} \quad (2.128)$$

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

4) d parametresinin tahmini:

$$\hat{d}=(N_1+\hat{b}.N_2)/(N_2+\hat{b}.N_3) \quad (2.129)$$

5) Diğer hesaplar:

$$\begin{aligned} \{0\} &= (1+\hat{b}).(1-\hat{d})\hat{M}_0 \\ \{1\} &= 2(2+\hat{b}).(2-\hat{d})\hat{M}_1 \end{aligned} \quad (2.130)$$

6) a ve c parametrelerinin tahmini:

$$\hat{a}=(\hat{b}+1)(\hat{b}+2)/\hat{b}(\hat{b}+\hat{d}).[\{1\}1/(2+\hat{b})-\{0\}/(1+\hat{b})] \quad (2.131)$$

$$\hat{c}=(1-\hat{d})(2-\hat{d})/\hat{d}(\hat{b}+\hat{d}).[-\{1\}/(2-\hat{d})+\{0\}/(1-\hat{d})] \quad (2.132)$$

B) 5-PARAMETRELİ WAKEBY ($m \neq 0$ hali)

1) N_1, N_2, N_3 hesabı:

$$\begin{aligned} N_1 &= +64\hat{M}_3 - 81\hat{M}_2 + 24\hat{M}_1 - \hat{M}_0 \\ N_2 &= +16\hat{M}_3 - 27\hat{M}_2 + 12\hat{M}_1 - \hat{M}_0 \\ N_3 &= +4\hat{M}_3 - 9\hat{M}_2 + 6\hat{M}_1 - \hat{M}_0 \end{aligned} \quad (2.133)$$

2) C_1, C_2, C_3 hesabı:

$$\begin{aligned} C_1 &= +125\hat{M}_4 - 192\hat{M}_3 + 81\hat{M}_2 - 8\hat{M}_1 \\ C_2 &= +25\hat{M}_4 - 48\hat{M}_3 + 27\hat{M}_2 - 4\hat{M}_1 \\ C_3 &= +5\hat{M}_4 - 12\hat{M}_3 + 9\hat{M}_2 - 2\hat{M}_1 \end{aligned} \quad (2.134)$$

3) b parametresinin tahmini:

$$\hat{b}=(N_3.C_1-N_1.C_3)\mp H/2(N_2.C_3-N_3.C_2) \quad (2.135)$$

$$\begin{aligned} H &= [(N_1.C_3-N_3.C_1)^2 - 4(N_1.C_2-N_2.C_1).(N_2.C_3-N_3.C_2)]^{1/2} \\ \hat{b} &= \max(b_1, b_2) \end{aligned} \quad (2.136)$$

4) d parametresinin tahmini:

$$\hat{d}=(N_1+\hat{b}.N_2)/(N_2+\hat{b}.N_3) \quad (2.137)$$

5) Diğer hesaplar:

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

$$\begin{aligned}
\{1\} &= 2(2+\hat{b}) \cdot (2-\hat{d})\hat{M}_1 \\
\{2\} &= 3(3+\hat{b}) \cdot (3-\hat{d})\hat{M}_2 \\
\{3\} &= 4(4+\hat{b}) \cdot (4-\hat{d})\hat{M}_3
\end{aligned} \tag{2.138}$$

6) m, a, c parametrelerinin tahmini:

$$\hat{m} = [\{3\} - \{2\} - \{1\} + \{0\}] / 4 \tag{2.139}$$

$$\hat{a} = ((\hat{b}+1) \cdot (\hat{b}+2)) / (\hat{b}(\hat{b}+\hat{d})) \cdot [\{1\} / (2+\hat{b}) - \{0\} / (1+\hat{b}) - \hat{m}] \tag{2.140}$$

$$\hat{c} = ((1-\hat{d}) \cdot (2-\hat{d})) / (\hat{d}(\hat{b}+\hat{d})) \cdot [-\{1\} / (2-\hat{d}) + \{0\} / (1-\hat{d}) + \hat{m}] \tag{2.141}$$

a, b, c, d parametrelerinin tüm kombinasyonları 0 ile 1 arasında değişen bir F(x) dağılımı için geçerli bir çözüm oluşturmaz. Landwehr ve diğerleri (1979b) tarafından açıklanan geçerli ve geçersiz parametre kombinasyonları Tablo 2-3' de verilmiştir. Bu şartlara ilave olarak Wakeby ortalamasının ($=M_0$) mevcut olabilmesi için $b > -1$ ve $d < 1$ şartlarının da sağlanması gerekmektedir.

2.4.7 LOGLOJİSTİK DAĞILIM

Ahmad ve diğerleri (1988) tarafından taşkın frekans analizinde yeni bir yöntem olarak loglojistik dağılımın kullanılması önerilmiştir.

x rastgele değişkenine $y = \ln(x-a)$ dönüşümü uygulandığında dönüştürülmüş y değişkeninin dağılımı lojistik ise x'in loglojistik dağıldığı kabul edilir. Dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu, eklenik dağılım fonksiyonu ve bunun invers formu $c > 0$, $b > 0$, $x > a$ için:

$$f(x) = [(x-a)/b]^{-1/c} / [c(x-a) \cdot \{1 + ((x-a)/b)^{-1/c}\}^2] \tag{2.142}$$

$$F(x) = 1 / \{1 + [(x-a)/b]^{-1/c}\} \tag{2.143}$$

$$x = a + b[F/(1-F)]^c \tag{2.144}$$

a dağılımın sınır parametresi, b ölçek parametresi, c biçim parametresidir.

Tablo 2-3 Wakeby Dağılımı için Geçerli ve Geçersiz Parametre Kombinasyonları

Parametrenin işareti	Geçerli dağılım			Geçerlilik Şartları
a b c d	Geçerli	Şartlı	Geçersiz	
+ + + +	x			1) $(ab+cd)>0$ ise
- + + +		1		
+ + - +			x	2) $(ab+cd)>0$ ve
- + - +			x	$a>c$ ve $b\leq d $ ise
+ + + -		2		
- + + -			x	3) $(ab+cd)>0$ ve
+ + - -	x			$a>c$ ve $b\geq d $ ise
- + - -		3		
+ - + +		4		4) $(ab+cd)>0$ veya
- - + +	x			$ b < d $; $ b = d $
+ - - +			x	için $c>a$ ise
- - - +		5		
+ - + -			x	5) $(ab+cd)>0$ veya
- - + -		1		$ b > d $; $ b = d $
+ - - -			x	için $c>a$ ise
- - - -	x			

Lojistik indirgenmiş değişken $z=[y-\ln(b)]/c$ 'nin ortalaması, varyansı ve çarpıklık katsayısı:

$$E(z)=0 \quad (2.145)$$

$$\text{Var}(z)=\pi^2/3 \quad (2.146)$$

$$C_s(z)=0 \quad (2.147)$$

Loglojistik değişken x 'in momentlerinin hesabında j tamsayı olmak üzere $c>0$ için yeni bir $A(j,c)$ fonksiyonunun tanımlanması uygundur:

$$A(j,c)=B(1+jc,1-jc) \quad (2.148)$$

İfadede $B(m,n)=(\Gamma(m).\Gamma(n))/\Gamma(m+n)$ şeklinde tanımlanan beta fonksiyonu, $\Gamma(m)$ ise gamma fonksiyonudur.

Loglojistik dağılımın ortalama, varyans ve çarpıklığı:

$$E(x)=a+bA(1,c) \quad (2.149)$$

$$\text{Var}(x)=b^2[A(2,c)-A^2(1,c)] \quad (2.150)$$

$$C_s(x)=(A(3,c)-3A(2,c)A(1,c)+2A^3(1,c))/[A(2,c)-A^2(1,c)]^{3/2} \quad (2.151)$$

$c>1/3$ için çarpıklık sonsuz, $c>1/2$ ise varyans ve $c>1$ için de ortalama sonsuzdur. Ancak bu durum loglojistik dağılımın kullanımına bir sınırlama getirmez.

PARAMETRELERİN TAHMİNİ:

1) MOMENTLER YÖNTEMİ (MOM)

Bu yöntem ile (2.149-151) denklemlerinden hesaplanan örnek çarpıklık, varyans ve ortalama tahminlerini kullanarak dağılımın parametreleri tahmin edilir. Üç denklemin $0<c<1$ için yaklaşık çözümü aşağıdaki şekilde yapılır.

$\kappa=\ln(C_s)$ olmak üzere

$$c=\exp(-2.246+0.848\kappa-0.1272\kappa^2+0.04008\kappa^3) \quad C_s<2.5 \text{ için} \quad (2.152)$$

$$c=C_s^2/(4.007+3.411C_s+2.985C_s^2) \quad C_s>2.5 \text{ için} \quad (2.153)$$

c 'nin $1/3$ değerini aştığı durumlarda parametrenin bu yöntemle tahmini mümkün değildir. Özellikle küçük örneklerde ve c 'nin büyük değerler aldığı durumlarda bu parametrenin küçük tahmin edilmesi söz konusudur. Sonuç olarak parametre tahmin yöntemlerinden momentler yönteminin

loglojistik dağılım için kullanılması tavsiye edilmemektedir (Ahmad, 1988).

2) MAKSİMUM OLABİLİRLİK YÖNTEMİ (ML)

Olasılık yoğunluk fonksiyonundan olabilirlik fonksiyonunun logaritması aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$\ln L = (N/c) \cdot \ln b - N \cdot \ln c - (1+1/c) \cdot \sum_{i=1}^N \ln(x_i - a) - 2 \cdot \sum_{i=1}^N \ln[1 + ((x_i - a)/b)^{-1/c}] \quad (2.154)$$

$\ln L$ denkleminin üç parametreye göre birinci mertebeden kısmi türevleri alınıp, sıfıra eşitlenerek elde edilen üç nonlineer denklemin çözümü ile, parametrelerin maksimum olabilirlik yöntemiyle tahminleri elde edilmiş olur.

2) OLASILIK AĞIRLIKLI MOMENTLER YÖNTEMİ (PWM)

Loglojistik dağılımın parametrelerinin tahmini için alternatif bir yöntem de PWM yöntemidir. (2.20) denklemi ile örnek tahminleri bulunan $M_{1,0,k} = M_k$ ($k=0,1,2$) momentleri kullanılarak a , b , c parametrelerinin tahminleri elde edilebilir.

$$\hat{c} = 3 - 2(\hat{M}_0 - 3\hat{M}_2) / (\hat{M}_0 - 2\hat{M}_1) \quad (2.155)$$

$$\hat{b} = (\hat{M}_0 - 2\hat{M}_1) / \hat{c} \cdot A(1, c) \quad (2.156)$$

$$\hat{a} = \hat{M}_0 - \hat{b} \cdot A(1, c) \quad (2.157)$$

$A(1, c)$ içindeki gamma fonksiyonunun yaklaşık hesabı $0 < c < 1$ için, virgülden sonra üç basamak doğrulukta aşağıdaki ifade ile hesaplanabilir:

$$A(1, c) = 1 / (0.9993 + 0.0164c - 1.74337c^2 + 0.2321c^3 + 0.6c^4 - 0.10444c^6) \quad (2.158)$$

BÖLÜM 3. DAHA ÖNCE YAPILMIŞ ÇALIŞMALAR

3.1. GENEL

Tek bir istasyonda yapılan taşkın tahminleri o istasyondaki dataya dayanırken, bölgesel taşkın tahminleri hem bir istasyondaki dataya hem de bölgedeki diğer istasyonların datalarına dayanmaktadır. Bölgesel taşkın tahminlerinin diğer bir türü de kayıtların olmadığı yerlerde sadece mevcut istasyonlardaki dataya dayanılarak yapılanıdır.

Yıllık maksimum serilere dayanan bölgesel taşkın frekans analiz (BTFA) yöntemleri aşağıdaki ortak notasyon kullanılarak açıklanabilir:

Q_{ij} , ($i=1,2,\dots,N_j$; $j=1,2,\dots,M$) j'inci istasyonda i'inci yılın maksimum değerleri olmak üzere, M istasyonda toplam olarak $L=\sum_{j=1}^M N_j$ gözlenmiş değer mevcuttur. Herhangi bir j'inci istasyondaki ($Q_{ij}, i=1,2,\dots,N_j$) değerleri taşkın toplumundan alınan rastgele bir örnektir. Birçok BTFA yönteminde verileri boyutsuzlaştırma yoluna gidilmiştir. Boyutsuzlaştırma Q/QI şeklinde yapılırsa indeks taşkın yöntemi olarak adlandırılır ve QI olarak taşkın serisinin medyan veya ortalaması kullanılır. Eğer $QI=\bar{Q}$ alınırsa, $X=Q/\bar{Q}$ değişkeninin istatistikleri aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$E(X)=1 \quad , \quad \sigma_x=C_v(Q) \quad , \quad C_{sx}=C_{sQ} \quad (3.1)$$

X değişkeninin dağılımının bir bölgedeki tüm istasyonlarda aynı olduğu kabulü " Bölgesel Homojenlik " olarak tanımlanır. Bugün için bilinen BTFA yöntemlerinden en çok geçerlilik kazanmış olanlarıyla bu çalışmada kullanılanlar aşağıda açıklanmıştır:

A) BTFA'ne dayalı taşkın tahmin yöntemleri:

- İstasyon-yıl yöntemi
- Dalrymple yöntemi

- Bölgesel ortalama katsayılar yöntemi
- Düzenlenmiş istatistikler yöntemi
- Standartlaştırılmış olasılık ağırlıklı momentler (PWM) yöntemi
- Sınırlandırılmış serilere dayalı yöntemler

B) Ölçüm olmayan yerlerde sadece bölgesel değerlere dayanan tahmin yöntemleri

3.2. BTFA'NE DAYALI TAŞKIN TAHMİN YÖNTEMLERİ

3.2.1. İSTASYON-YIL YÖNTEMİ

Bölgesel taşkın analizinde kullanılan en eski yöntemdir. Burada X_{ij} ($i=1,2,\dots,N_j$, $j=1,2,\dots,M$) değerleri, X toplumundan alınmış L uzunluğunda tek bir örnek olarak ele alınmakta ve X - T ilişkisi için taşkın debisine uygun olasılık dağılım fonksiyonlarından (odf) biri seçilmektedir. Ancak bu yöntemde istasyonlar arasındaki karşılıklı iç bağımlılıklar gözönüne alınmadığı için büyük dönüş aralıklarındaki tahminler taraflı olmaktadır.

3.2.2 DALRYMPLE YÖNTEMİ

Dalrymple (1960), eşit uzunluktaki kayıtları kullanarak bölgesel indeks taşkın analizi yapmaya uygun bir yöntem önermiştir (Cunnane, 1988). Bu yöntemin adımları aşağıdaki şekilde özetlenebilir:

- 1) Her bir istasyonda Q - T ilişkisi Gumbel dağılımı kabulüyle belirlenir. Grafiklerde bu ilişkiye uyan eğriler geçirilir.
- 2) $T=2.33$ yıl dönüş aralığına karşı gelen $\bar{Q}_j$ ortalama değerleri $j=1,2,\dots,M$ istasyon için grafiklerden okunur.
- 3) $T=2,5,10,25,50,100,200$ yıllık dönüş aralıkları için Q_{ij} tahminleri grafiklerden okunarak belirlenir.
- 4) $X_{Tj}=Q_{Tj}/\bar{Q}_j$ standartlaştırılmış değerleri her istasyonda hesaplanır.

- 5) $\tilde{X}_T$ =Medyan ($X_{T1}, X_{T2}, \dots, X_{Tj}, \dots, X_{TM}$) değerleri belirlenir.
- 6) EVI(Gumbel) olasılık kağıdına T değerlerine karşı $\tilde{X}_T$ değerleri noktalanır.
- 7) Bu noktalar arasından bölgedeki tüm istasyonlarda aynı olduğu kabul edilen X-T ilişkisi için uygun bir eğri geçirilir. Bu eğriden herhangi bir T dönüş aralığına karşı gelen X_T değeri okunabilir.
- 8) $Q_{Tj}=X_T \cdot \bar{Q}_j$ ifadesinden herhangi bir istasyondaki taşkın değerleri hesaplanır (kayıtların olmadığı yerlerde $\bar{Q}_j$ ortalama debisi havza karakteristiklerinden tahmin edilir).

3.2.3. BÖLGESEL ORTALAMA KATSAYILAR YÖNTEMİ

Bir başka alternatif yöntem de X değişkeninin, değişim katsayısı ve çarpıklık katsayısının bölgesel ortalama değerlerinin kullanılarak çeşitli olasılık dağılımlarının, parametrelerinin bölgesel değerlerinin tahmin edilmesidir. Değişim katsayısı ve çarpıklık katsayısının bölgesel tahminlerinin elde edilmesinde kullanılan çeşitli ifadeler Bölüm 4.2'de verilmiştir. BTFA'nin bu yönteminde çeşitli dağılımların parametre tahmininde momentler yönteminin kullanılmasıyla taraflı tahminler elde edilebilmektedir. Özellikle çarpıklık tahminlerinde karşılaşılan bu taraflılığın düzeltilmesi gerekmektedir. Wallis ve diğerleri (1974) bu taraflılığın toplum çarpıklığına, toplum dağılımının formuna ve örnek büyüklüğüne bağlı olarak önemli ölçüde arttığını göstermişlerdir. Çarpıklık katsayısını düzeltmek için önerilen ifadelerle rağmen BTFA'nin bu yönteminde parametre tahmin yöntemi olarak daha tarafsız ve etkin tahminler veren (PWM) yönteminin kullanılması önerilmektedir.

3.2.4. DÜZENLENMİŞ İSTATİSTİKLER YÖNTEMİ

BTFA'nde kullanılan diğer bir yöntem, düzenlenmiş istatistiklere dayanmaktadır. Bu yöntemde amaç düzenlenmiş örneğin analiziyle bölgesel taşkın frekans dağılımının belirlenmesidir. Kayıtların tüm istasyonlarda eşit uzunlukta olup olmamasına göre yöntemi iki şekilde ele almak mümkündür:

TÜM İSTASYONLARDA KAYITLARIN EŞİT UZUNLUKTA OLMASI HALİ

Her istasyonda $N_j=N$ olmak üzere Q_{ij} , $i=1,2,\dots,N$ değerleri, küçükten büyüğe dizilerek düzenlenmiş örnek haline getirilir. j 'inci istasyondaki düzenlenmiş örnek istasyon ortalamalarına bölünerek $X_{ij}=Q_{ij}/\bar{Q}_j$ düzenlenmiş boyutsuz büyüklükleri elde edilir. i 'in belli bir değeri için boyutsuz büyüklüklerin M istasyondaki ortalama değeri $\bar{X}_i$ dir. $\bar{X}_i$, $i=1,2,\dots,N$ büyüklüğündeki örnekte i 'inci değerin toplum ortalamasını veya beklenen değerini $E(X_i)$ göstermektedir. Bu yöntemde $\bar{X}_i$ 'nin dağılımı EVI(Gumbel) değişkeni y 'nin bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. $\bar{X}_i$ değerlerine karşı gelen y değerleri ($y_1 < y_2 < \dots < y_{i-1} < y_i$) noktalandığında bu ilişki EVI(Gumbel) dağılımı için bir doğruya yakındır. y 'nin değeri örnek uzunluğuna ve dağılımın formuna bağlıdır. Rastgele değişkenin i 'inci değere eşit veya küçük kalma frekansı için önerilen ifadeler Bölüm 5'de verilmiştir. $\bar{X}_i$ ve y_i arasında kurulan bu ilişki aynı zamanda X - T arasındaki ilişkinin bir tahmini olup grafikten veya sayısal olarak elde edilebilir.

Bölüm 2'de geniş olarak anlatılan olasılık ağırlıklı momentler (PWM) yöntemi de düzenlenmiş istatistiklere dayalı bir parametre tahmin yöntemidir. Kayıt uzunluklarının eşit olduğu durumlarda $\bar{X}_i$, $i=1,2,\dots,N$ ortalama değerlerinden elde edilen PWM momentleri, $j=1,\dots,M$ istasyonda hesaplanmış momentlerin bölgesel ortalamalarına eşittir.

KAYITLARIN EŞİT UZUNLUKTA OLMAMASI HALİ

Bu durumda $\bar{X}_i$ yukarıda anlatıldığı şekilde belirlenemez. Bu hal için istasyonlardaki X_{ij} değerlerine karşı y_{ij} değerleri benzer şekilde hesaplanır. y eksenini 0.5 genişlikte $k=1,2,\dots$ aralığa bölünür ve her aralığa düşen ortalama (X_k, y_k) çiftleri belirlenir. Bu şekilde X_k 'ya karşı çizilen y_k değerlerinin grafiğinin düzgün bir şekil alması sağlanmış olur. Daha sonra X - T ilişkisi sayısal veya grafik olarak belirlenir. İngiltere'de yapılan taşkın frekans analiz çalışması, (NERC, 1975) bu düşünce doğrultusunda hazırlanmıştır. Hosking ve diğerleri (1985), NERC yönteminde en küçük kareler ile elde edilen X - T ilişkisi kullanılarak yapılan taşkın tahminlerinin, PWM yöntemiyle yapılanlara

göre daha taraflı olduklarını göstermişlerdir. NERC yöntemi özellikle küçük örneklerde taraflı netice verirken, PWM yöntemi örnek uzunluğundan çok az etkilenmektedir.

3.2.5. OLASILIK AĞIRLIKLI MOMENTLERE DAYALI YÖNTEMLER

Wallis (1980) tarafından BTFA'nde kullanılması önerilen olasılık ağırlıklı momentler (PWM) yöntemi, Greenwood ve diğerleri (1979) tarafından geliştirilmiş bir parametre tahmin yöntemidir. Bölüm 2.3'de hesaplarına ait detaylı bilgi verilmiş olan bu yöntem, momentler ve maksimum olasılrlık yöntemlerine alternatiftir. Landwehr ve diğerleri (1979a) bu yöntemi Gumbel dağılımının parametre tahmininde diğer yöntemlerle karşılaştırmışlardır. Greis ve diğerleri (1981), PWM yöntemini BTFA'nde Gumbel dağılımına uygulamışlardır. Hosking ve diğerleri (1984) PWM teorisini detaylı olarak araştırmışlar ve merkezsel momentlerle eşdeğer olduğunu ortaya koymuşlardır. Bu yöntem, X dağılımı için Wakeby dağılımı seçilerek yapılan simülasyon testlerinde (Lettenmaier ve diğerleri, 1985) güçlü tahminler vermiştir. Hosking ve diğerleri (1985) ekstrem değer dağılımı ile yapılan büyük dönüş aralıklarındaki tahminlerde ($T > 100$) PWM yönteminin maksimum olasılrlık yöntemine göre daha etkin tahminler verdiğini göstermişlerdir.

3.2.6. SINIRLANDIRILMIŞ SERİLERE DAYALI YÖNTEMLER

Smith (1989), BTFA'nde yeni bir indeks taşkın yöntemi önermiştir. Bu yöntemde her istasyondaki yıllık maksimum taşkın değerlerinin küçükten büyüğe dizilmesi ile elde edilen düzenlenmiş örnekte seçilen bir aşılma olasılığının altında kalan değerler seriden çıkarılmakta ve her istasyonda geriye kalan yıllık maksimum taşkın değerleri tüm bölgede birleştirilmektedir. Bu değerlerin Pareto dağılımına uyduğu kabul edilerek dağılımın parametreleri çeşitli havza karakteristiklerinin bir fonksiyonu olarak maksimum olasılrlık yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bu şekilde hesaplanan bölgesel parametre tahminlerine simültane (eş zamanlı) tahminler denilmektedir. Smith (1989) bu çalışmasında büyük taşkınlardan, küçük ve orta şiddetteki taşkınlardan farklı hidrolojik ve

meteorolojik olaylar sonucunda meydana geldiği düşüncesini savunmaktadır. Pareto dağılımına ait geniş bilgi Bölüm 2.4.5'de verilmiştir.

3.3. ÖLÇÜM OLMAYAN YERLERDE TAŞKIN TAHMİN YÖNTEMLERİ

Bölgesel analizlere dayanarak bölge içinde ölçümlerin olmadığı yerlerde de taşkın tahmini yapmak mümkündür. Bunun için bölgesel ilişki yukarıda açıklanan indeks taşkın yöntemlerinden biri kullanılarak hesaplanabilir. Bu şekilde X-T ilişkisi belirlendikten sonra ölçüm olmayan bir yerde taşkın tahmini yapabilmek için bu yere ait ortalama debiye ($\bar{Q}$) ihtiyaç vardır. Bu değer, $\bar{Q}$ ile havza karakteristikleri arasındaki ilişkiye dayanarak komşu istasyonlardaki verilerden elde edilebilir. NERC (1975) tarafından önerilen bir ifade:

$$\bar{Q}=c.A^a.R^r.S^s \quad (3.2)$$

Denklemden A havza alanını, R dönüş aralığı beş yıl olan bir günlük bir yağıştan kayıpların çıkarılması ile elde edilen artık yağış miktarını ve S zemin cinsini ifade etmektedir.

Bir başka alternatif yöntem de, ölçümlerin olduğu istasyonlarda Q_T , $T=2,5,10,25,50,100$ tahminlerinin yapılarak her T için ifadelerdeki parametrelerin tahmin edilmesidir:

$$Q_T=c.A^a.R^r.S^s \quad (3.3)$$

3.4. DİĞER ÇALIŞMALAR

Yıllık maksimum serilerin kullanıldığı bir başka yöntem de Ahmad ve diğerleri (1987) tarafından önerilmiştir. Loglojistik dağılımın kullanıldığı bu yöntemde elde edilen neticeler ekstrem değer (GEV), Pearson Tip III, lognormal 3 ve Wakeby dağılımları ile karşılaştırılmıştır. Bu yöntem ve loglojistik dağılıma ait bilgiler Bölüm 2.4.7'de verilmiştir. Yapılan testler sonucunda bu dağılım ile gözlenmiş değerlerin çarpıklığının daha iyi korunduğu düşüncesi savunulmaktadır. Ayrıca;

- a) Loglojistik dağılımının verilerdeki ekstrem değerlerin varlığından etkilenmediği,
- b) Olasılık yoğunluk ve eklenik dağılım fonksiyonlarının ve bunların açık formlarının oldukça basit ifadelerle verilebildiği,
- c) Uzun taşkın serileriyle (>24) tek bir istasyonda yapılan analizlerde, ekstrem değer dağılımına göre gözlenmiş serilere daha iyi uyduğu,
- d) Bölgesel analizlerde de ekstrem değer, lognormal 3 ve Pearson Tip III dağılımlarına göre gözlenmiş değerlere yakınlığı gösterilmiştir.

Bayes yöntemlerinde ise bilinmeyen bir parametre, sabit bir değer yerine rastgele bir değişken olarak gözönüne alınmaktadır. Şayet bir istasyondaki yıllık maksimum debilerin toplumu $f(q; \theta)$ ile ifade edilirse, bu yöntemlerde parametre vektörü θ 'nın ilk dağılımı $\phi(\theta|c)$ dir ve havza karakteristikleri c 'nin şartlı fonksiyonu olarak bölgesel bilgileri içerir. Daha sonra istasyonlardaki gözlenmiş değerlerle bu parametreler $L(Q|\theta)$ olabilirlik fonksiyonu ile düzeltilerek sonraki $\psi(\theta)$ dağılımı belirlenir. Bu dağılım bölgesel bilgilerle gözlenmiş değerleri kapsamaktadır. Ancak havza karakteristikleri ile bölgesel regresyondan elde edilen parametrelerin ilk dağılımı gerçekten çok uzaktır ve örnekten elde edilen tahminlere ilave bir iyileşme getirmemektedir (Cunnane, 1988). Kuczera (1982) tarafından önerilen bir Bayes yöntemi de iki parametrelili lognormal dağılımının parametrelerinin istasyondan istasyona değişimine imkan veren bölgesel bir taşkın frekans analiz yöntemidir. Lettenmaier ve Potter (1985), bu yöntemi istasyon tahmin yöntemleri ve bölgesel tahmin yöntemleriyle karşılaştırmışlar ve indeks taşkın tipindeki bölgesel yöntemler kadar iyi netice vermediğini göstermişlerdir.

İki bileşenli ekstrem değer (TCEV) yöntemi, yıllık maksimum taşkınların frekans analizinin dört parametrelili bir dağılım kullanılarak yapılması esasına dayanmaktadır (Rossi ve diğerleri, 1984). Parametre tahmin yöntemi olarak standartlaştırılmış yıllık maksimumların bölgesel kombinasyonuna dayalı maksimum olabilirlik yöntemi kullanılmaktadır. Model, taşkın piklerinin tek bir toplumdaki gelmediği düşüncesine dayanır ve çok büyük taşkınlarla, diğer taşkınlar ayrı dağılımlarla temsil edilirler. Ancak yapılan araştırmalar (Gabrielle, 1985) bu yöntemin Wakeby (PWM) yöntemi kadar etkin tahminler vermediğini, ayrıca uygulamasının

da zor olduğunu göstermiştir (Cunnane, 1988).

Lettenmaier ve diğerleri (1987) yaptıkları çalışmada BTFA yöntemlerinin üstünlüklerini ve bölgesel heterojenliğin yöntemler üzerine etkisini araştırmışlardır. Çalışmada taşkın toplumu olarak GEV (EV1, EV2, EV3) dağılımları kullanılmıştır. Yapılan simülasyon çalışmasında türetilen seriler ilk olarak her bir istasyonda EV1(PWM) ve GEV(PWM) yöntemleriyle incelenmiştir. Daha sonra serilerin bölgesel analizleri yapılmıştır. Bunun için kullanılan yöntemler, EV1(PWM) $C_s=1.14$, EV2(PWM) $C_s=3$, EV3 (PWM) $C_s=0.9$, GEV1(PWM), WAK(PWM), GEV2(PWM) dir. Bunların ilk üçünde çarpıklık sabit olup iki parametrelili dağılımlardır. GEV1(PWM) ve WAK (PWM), bölgesel PWM momentleri kullanılarak dağılımların parametrelerinin bölgesel değerlerinin hesaplandığı yöntemlerdir. GEV2(PWM) yönteminde sadece çarpıklık bölgesel olarak hesaplanıp, diğer iki parametre istasyonlarda ayrı ayrı hesaplanmaktadır.

Sonuçlar iki parametrelili bölgesel GEV dağılımlarının taşkın toplumu kabul edilen topluma benzediği takdirde iyi netice verdiğini göstermektedir. Şayet bu benzerlik yoksa tahminlerde çok büyük taraflılıklar ortaya çıkmaktadır. Üç parametrelili GEV(PWM) dağılımının istasyon taşkın tahminlerinde kullanılması ile elde edilen taşkın tahminleri, çok değişken bir yapı göstermiştir. Ancak üç parametrelili GEV dağılımları bölgesel analizlerde kullanıldığında performansın bir ölçüsü olarak kabul edilen karelerin ortalama kare kökü (KOK) değerleri iki parametrelili GEV dağılımlarının ki kadar iyi olup taraflılık değerleri onlardan daha iyidir. Bir başka nokta da bölgesel ortalama değişim katsayısının, yöntemlerin rölatif performanslarına etkisidir. Yüksek bölgesel ortalama değişim katsayılarıyla karşılaşılan kurak bölgelerde, homojenlik kabulüne dayalı yöntemlerin sağladığı faydalar azalırken bu bölgelerde heterojenliğe izin veren GEV2(PWM) yöntemi tavsiye edilmektedir. Ayrıca bu yöntem ile örnek büyüklüğü arttıkça istasyonlardaki PWM momentlerinin düzelmesiyle KOK değerlerinin azaldığı sonucuna varılmıştır.

İlk çalışmaların 1960'lı yıllara dayandığı bölgesel taşkın frekans analiz (BTFA) yöntemlerinin pek çoğu yıllık maksimum serilere dayanmaktadır. Bu yöntemlerin bir kısmında, istasyonlar arasındaki iç bağımlılık gözönüne alınırken, bazılarında etkisiz olduğu düşünülmektedir.

Örneğin istasyon-yıl yönteminde bu bağımlılık tamamen ihmal edilirken, indeks taşkın yöntemlerinde kısmen ihmal edilmektedir. Ayrıca yöntemlerin bir kısmında, özellikle indeks taşkın yöntemlerinde, bölgesel homojenlik kabulü yapılırken bazılarında bu kabule gerek duyulmamaktadır (Bayes yöntemi). Ancak bölgenin homojenliğinin artması ile tek bir istasyonda yapılan tahminler yerine bölgesel yöntemlerin kullanılmasıyla elde edilen kazancın arttığı söylenebilir.

BTFA'nin bazı yöntemlerinde ise belli bir sınır değerinin üzerindeki debiler kullanılmaktadır (Sınırlandırılmış serilere dayalı yöntemler). Her yıl en az bir değerin, seçilen bir taban değerinin üstünde kalması düşüncesiyle oluşturulan bu seriler kısmi süreklilik serileri olarak tanımlanmaktadır.



BÖLÜM 4. BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİNDE KULLANILAN YÖNTEM

4.1. HOMOJEN BÖLGELERİN BELİRLENMESİ

Bölgesel taşkın frekans analizinin yapılabilmesi için havza içerisinde homojen bölgelerin belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmanın bu bölümünde homojen bölgelerin belirlenmesinde kullanılan istatistiksel bir yöntem verilmiştir. Homojen bölge, daha alt gruplara ayrıldığında tahminlerde iyileşmenin olmadığı bölge olarak tanımlanabilir. Bölge ne kadar homojen ise bölgesel yöntemlerin kullanılmasıyla elde edilen sonuçların da o kadar güvenilir olduğu bilinmektedir.

Bir bölgeye ait bölgesel taşkın frekans eğrisinin yeterli doğrulukta elde edilebilmesi için taşkın frekans karakteristiklerinin homojen olması ve bölgenin diğer bölgelerden yeterince farklı olması gereklidir. Taşkın serilerinin özelliklerinin gerek bölge içerisinde, gerekse bölgeler arasındaki değişimi, çeşitli varyans analiz yöntemleri kullanılarak belirlenebilir.

Herhangi bir taşkın serisinin değişkenliği boyutsuz değişim katsayısı C_{vx} ile karakterize edilebilir:

$$C_{vx} = \hat{\sigma}_x / \bar{x} \quad (4.1)$$

İfadede $\hat{\sigma}_x$, serinin örnekten tahmin edilen standart sapması, $\bar{x}$ ise aritmetik ortalamasıdır.

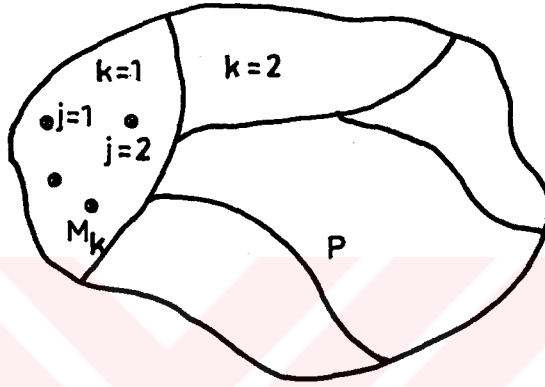
Bir havzadaki homojen bölgeler, bölgedeki istasyonların C_v 'lerinin varyansı minimum ve havzadaki P bölge için bölgesel ortalama C_v 'lerinin varyansı maksimum yapılarak belirlenebilir (Wiltshire, 1986).

Bu amaçla bir varyans oran testi olan F testi kullanılabilir. Bölgeler arasındaki anlamlı farklılıkları belirlemede kullanılan bu yöntemde F

istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilmiştir:

$$F = \frac{\text{(Bölgesel ortalama } C_v \text{'lerin } P \text{ bölgedeki varyansı)}}{\text{(İstasyonlardaki } C_v \text{'lerin bölge içindeki varyansı)}} \quad (4.2)$$

Bu şekilde bir havzada birbirinden anlamlı ölçüde farklı bölgelerin oluşturulabilmesi için F istatistiğinin büyük olması gerekmektedir. Bu da payın maksimum, paydanın minimum yapılmasıyla sağlanabilir. F istatistiği şu şekilde belirlenir:



Şekil 4-1 Havzadaki Bölgeler ve İstasyonlar

Bir havzada k , bölgeleri ve j , bu bölgelerdeki istasyonları göstermek üzere, k 'ıncı bölgedeki istasyonların sayısı M_k ve j 'inci istasyondaki kayıt uzunluğu N_{jk} dır (Şekil 4-1). C_{vjk} , k 'ıncı bölgede j 'inci istasyondaki örneğin değişim katsayısıdır. İstasyonlardaki değişim katsayılarının herbiri rastgele bir değişken olup birer örneklem dağılımları vardır. Bu örneklem dağılımlarının varyansı aşağıdaki şekilde elde edilebilir (Wiltshire, 1986).

k 'ıncı bölgedeki j 'inci istasyonda, N_{jk} adet bağımsız yıllık maksimum taşkın değerlerinden sırasıyla biri atılarak $N_{jk}-1$ uzunluğunda $Q'_{1,jk}$, $l=1,2,\dots,N_{jk}$ serileri elde edilir. i 'inci serinin ($1 \leq i \leq N_{jk}$) elemanları i 'inci debi atılmış olarak $Q'_{i,jk} = Q_{1,jk}, \dots, Q_{i-1,jk}, Q_{i+1,jk}, \dots, Q_{N_{jk}}$ dır. C'_{vj} bu yeni serilerin değişim katsayıları olmak üzere j 'inci istasyondaki değişim katsayısının varyansı aşağıdaki şekilde tanımlanabilir. Parr (1983) tarafından varyansın " Jackknife " tahmini olarak tanımlanan bu ifade:

$$v_{jk} = (N_{jk} - 1) \sum_{l=1}^{N_{jk}} [C'_{vl} - \bar{C}'_v]^2 / N_{jk} \quad (4.3)$$

$$\bar{C}'_v = \sum_{l=1}^{N_{jk}} (C'_{vl} / N_{jk}) \quad (4.4)$$

Bir bölgedeki M_k istasyonda v_{jk} 'ların ağırlıklı ortalamaları alınarak,

$$v_k = \sum_j (N_{jk} \cdot v_{jk}) / M_k \quad (4.5)$$

C_{vjk} 'ların " Jackknife " varyanslarının bölgesel ortalama değeri bulunur. Bu değer yardımıyla istasyonlardaki C_{vjk} 'ların bölgesel analizle bulunmuş örnekleme dağılımlarının varyansları aşağıdaki şekilde belirlenebilir:

$$u_{jk} = v_k / N_{jk} \quad (4.6)$$

u_{jk} değeri k 'ıncı bölgedeki taşkınların istatistiksel özelliklerine bağlı olup örnek büyüklüğü ile ters orantılıdır.

Örnek değişim katsayısının toplam değişimi T , A ve B değişimlerinin toplamından oluşmaktadır. Herbir bölge içindeki değişimlerin toplamı A terimi, bölgeler arasındaki değişimin toplamı da B terimiyle ifade edilmiştir:

$$T = A + B$$

$$T = \sum_k \sum_j (C_{vjk} - C_{v..})^2 / u_{jk} \quad (4.7)$$

$$A = \sum_k \sum_j (C_{vjk} - C_{v.k})^2 / u_{jk} \quad (4.8)$$

$$B = \sum_k (\sum_j 1/u_{jk}) (C_{v.k} - C_{v..})^2 \quad (4.9)$$

İfadelerdeki $C_{v.k}$ ve $C_{v..}$ değerleri:

$$C_{v.k} = \sum_j (C_{vjk} / u_{jk}) / \sum_j (1/u_{jk}) = k' \text{ inci bölgedeki } C_v' \text{ lerin ortalaması} \quad (4.10)$$

$$C_{v..} = \sum_k (C_{v.k} \sum_j 1/u_{jk}) / \sum_k \sum_j (1/u_{jk}) = \text{Tüm bölgelerdeki } C_v \text{'lerin ortalaması} \quad (4.11)$$

C_v 'nin bölge içindeki değişimi A ve bölgeler arasındaki değişimini ifade eden B terimleri ile P tane bölge için F istatistiği:

$$F = (B/(p-1)) / (A/(\sum_k M_k - p)) \quad (4.12)$$

Bölgeler arasındaki farklılığın bir ölçüsü olan F istatistiğinin dağılımı, payının serbestlik derecesi (p-1), paydasının serbestlik derecesi $\sum M_k - p$ olan F (Fisher) dağılımıdır. Gözlenmiş değerlerden hesaplanan F değeri, seçilen aşılma olasılığına göre F için verilen tablolardan serbestlik dereceleri için bulunan kritik değerlerden büyüğe bölgeler arasında anlamlı ölçüde farklılık olduğu kabul edilir. Farklı olarak kabul edilen her bir bölgenin içinde homojenlik testinin yapılabilmesi tanımlanan S_k büyüklüğüyle mümkündür. C_v 'lerin tek bir bölge içindeki değişimlerini ifade eden bu büyüklük k'ıncı bölgenin A terimine olan katkısını göstermektedir.

$$S_k = \sum_j [(C_{vjk} - C_{v.k})^2 / u_{jk}] \quad (4.13)$$

S_k 'nın dağılımı serbestlik derecesi ($\sum M_k - 1$) olan χ^2 dağılımıdır. Bölge içi homojenlik testi olarak kullanılan bu yöntem, bir bölgedeki istasyon C_{vj} 'leri arasında farklılık olmadığı kabulüne dayanan sıfır hipotezine göre yapılır. Eğer gözlenmiş değerlerden hesaplanan S_k değeri, χ^2 için verilen tablodan ($M_k - 1$) serbestlik derecesine göre okunan kritik değeri aşıyorsa kabul edilen sıfır hipotezi red edilir. Bu da bir bölgedeki istasyon C_v 'leri arasında önemli farklılıklar olduğunu ve bölgenin homojen olarak kabul edilemeyeceğini gösterir.

Yukarıda tanımlanan F ve S_k testleriyle, havzalarda birbirinden farklı olan bölgeler belirlenebilir ve bu bölgelerin kendi içlerindeki homojenlikleri araştırılabilir.

4.2. PARAMETRELERİN BÖLGESEL TAHMİNİ

Bu alt bölümde, BTFA'nin indeks taşkın yöntemlerinden olan bölgesel ortalama katsayılar yönteminde kullanılmak üzere değişim katsayısı C_v ve çarpıklık katsayısı C_s 'in bölgesel ortalama değerleri elde edilmiştir. Bu boyutsuz parametreler, dağılımın yapısı hakkında fikir vermektedirler. Bölüm 2'de açıklanan diğer dağılım parametreleri ise ortak bir anlama sahip değildirler. Örneğin bir dağılım için yer parametresi alt sınırı ifade ederken, bir başkası için ortalamayı belirtmektedir. Benzer özellikler ölçek ve biçim parametreleri için de geçerlidir. Ancak C_v ve C_s gibi boyutsuz parametreler tüm dağılımlarda aynı anlamdadır.

DEĞİŞİM KATSAYISI: M adet istasyonun bulunduğu bir bölgede j'inci istasyondaki kayıtların uzunluğu N_j , yıllık maksimumlar Q_{ij} , $i=1,2,\dots,N_j$ ve $\bar{Q}_j$ bunların ortalaması olmak üzere değişim katsayısı:

$$C_{vj} = \left\{ \sum_{i=1}^{N_j} (Q_{ij} - \bar{Q}_j)^2 / (N_j - 1) \right\}^{1/2} / \bar{Q}_j \quad (4.14)$$

Bu büyüklük $X_{ij} = Q_{ij} / \bar{Q}_j$ şeklinde tanımlanan boyutsuz değişkenin standart sapması olmaktadır. Başka bir deyişle Q'un değişim katsayısı, X'in standart sapmasına eşit olmaktadır (3.1). Bu değer in karesi $\text{Var}X_j$ 'nin M istasyondaki bölgesel ortalama değeri aşağıdaki ifadeyle elde edilir:

$$B\text{Var}X = (\text{Varyansların bütün istasyonlar için ağırlıklı toplamı}) / (\text{Tüm istasyonlar için serbestlik derecesi}) \quad (4.15)$$

$$B\text{Var}X = [\sum_{j=1}^M (N_j - 1) \cdot \text{Var}X_j] / \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \quad (4.16)$$

$\text{Var}X_j = C_{vj}^2$ eşitliği nedeniyle yukarıdaki ifade aynı zamanda C_v^2 'nin bölgesel ortalama değeri olmaktadır:

$$BC_v = \left\{ [\sum_{j=1}^M (N_j - 1) C_{vj}^2] / \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \right\}^{1/2} \quad (4.17)$$

C_v büyüklüğü için diğer ortalama değerler, aritmetik ortalama:

$$\bar{C}_v = (1/M) \sum_{j=1}^M C_{vj} \quad (4.18)$$

ve ağırlıklı ortalamadır. Ağırlık faktörü olarak kayıtlardaki serbestlik derecesi alınmıştır:

$$\text{Ağırlıklı } \bar{C}_v = [\sum_{j=1}^M (N_j - 1) C_{vj}] / \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \quad (4.19)$$

Yukarıda verilen C_v 'nin üç ortalama değeri içinde (4.17) denklemiyle verileni tercih edilmektedir (NERC, 1975).

ÇARPIKLIK KATSAYISI: Bu büyüklük üçüncü mertebe merkezsel istatistik momentin $(Q_{ij} - \bar{Q}_j)^3$ hesabına dayanmaktadır. Bir istasyondaki $\sum_{j=1}^{N_j} (Q_{ij} - \bar{Q}_j)^3$ toplamı, $N_j - 1$ serbestlik derecesi ile elde edilmektedir. Bu momentin tahmini:

$$\hat{\mu}_3 = [1/(N_j - 1)] \sum_{i=1}^{N_j} (Q_{ij} - \bar{Q}_j)^3 \quad (4.20)$$

Ancak bu tahmin taraflıdır. Tarafsız bir tahmin aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$\hat{\mu}_3 = [N_j / ((N_j - 1)(N_j - 2))] \sum_{i=1}^{N_j} (Q_{ij} - \bar{Q}_j)^3 \quad (4.21)$$

Çarpıklık katsayısı $C_s = \mu_3 / \sigma^3$ için pay ve paydanın boyutsuz olduğu bir ifade yazılabilir:

$$C_s = (\mu_3 / (\mu_1)^3) / (\sigma / \mu_1)^3 = (\mu_3 / (\mu_1)^3) / C_v^3 \quad (4.22)$$

Farklı uzunlukta kayıtları olan birçok istasyonun bulunduğu bir bölgede ortalama bir C_s elde etmek için pay ve payda ayrı ayrı değerlendirilmelidir. Paydada bulunan C_v yukarıda tanımlanan bölgesel ortalama C_v olarak alınabilir. Herhangi bir istasyonda N_j adet gözlem için yazılan aşağıdaki denklem,

$$S3_j = \sum_{i=1}^{N_j} ((Q_{ij} - \bar{Q}_j) / \bar{Q}_j)^3 = \sum_{i=1}^{N_j} (X_{ij} - 1)^3 \quad (4.23)$$

kullanılarak payın bölgesel ortalaması için üç ifade verilebilir:

$$(1) \quad A3 = \sum_{j=1}^M S3_j / \sum_{i=1}^M (N_j - 1) \quad (4.24)$$

Bu eşitlikte taraflılık için bir düzeltme bulunmamaktadır.

$$(2) \quad B3 = \bar{N} / (\bar{N} - 2) \cdot A3 \quad (4.25)$$

$\bar{N} = \sum N_j / M$ toplam kayıt uzunluğunun ortalaması olmak üzere (2) ifadesi taraflılığı kaldırmak için bir düzeltme içermektedir.

$$(3) \quad C3 = [\sum_{j=1}^M S3_j \cdot N_j / (N_j - 2)] / \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \quad (4.26)$$

(3) nolu ifadede taraflılık için ağırlıklı bir düzeltme bulunmaktadır. Çarpıklığın bölgesel ortalaması için C_v 'nin de bölgesel ortalamasının kullanıldığı aşağıdaki ifadeler önerilebilir:

$$BC_s = A3 / BC_v^3, \quad BC_s = B3 / BC_v^3, \quad BC_s = C3 / BC_v^3 \quad (4.27)$$

$A3$, $B3$ ve $C3$ kullanılmasıyla yapılan tahminlerde elde edilen farklılıklar çok olmamakla birlikte $C3 / BC_v^3$ büyüklüğünün kullanılması tercih edilmektedir (NERC, 1975).

j 'inci istasyondaki örnek çarpıklığı C_{sj} olmak üzere çarpıklık katsayısının bölgesel ağırlıklı ortalaması:

$$\bar{C}_s = \sum_{j=1}^M (N_j - 1) C_{sj} / \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \quad (4.28)$$

Yukarıdaki ifadeden bulunan bölgesel çarpıklık değeri (4.27) denklemleri ile elde edilenden oldukça küçüktür. (4.27) ifadeleri iki ortalamanın oranı şeklinde iken (4.28) denklemi örnek ortalamasıdır. İstatistiksel olarak ilk verilen denklemler son verilen denkleme göre daha tarafsız neticeler verdiğinden tercih edilmektedir.

4.3 OLASILIK AĞIRLIKLILIK MOMENTLERİN BÖLGESEL TAHMİNLERİ

Bölüm 2.3'de (2.19-20) denklemleriyle verilen $M_{1,j,0}$ ve $M_{1,0,k}$ momentlerinin bölgesel analizlerde kullanılabilmesi için Wallis (1980)

tarafından her istasyonun ortalamasına bölünerek standartlaştırılması önerilmiştir.

$$m_{(j)} = M_{1,j,0} / M_{1,0,0} \quad (4.29)$$

$$m_{(k)} = M_{1,0,k} / M_{1,0,0} \quad (4.30)$$

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

$$\bar{m}_{(j)} = \sum_{i=1}^M m_{(j)i} \cdot [N_i / L] \quad (4.31)$$

$$\bar{m}_{(k)} = \sum_{i=1}^M m_{(k)i} \cdot [N_i / L] \quad (4.32)$$

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

BÖLÜM 5. İNCELENEN HAVZANIN BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİ

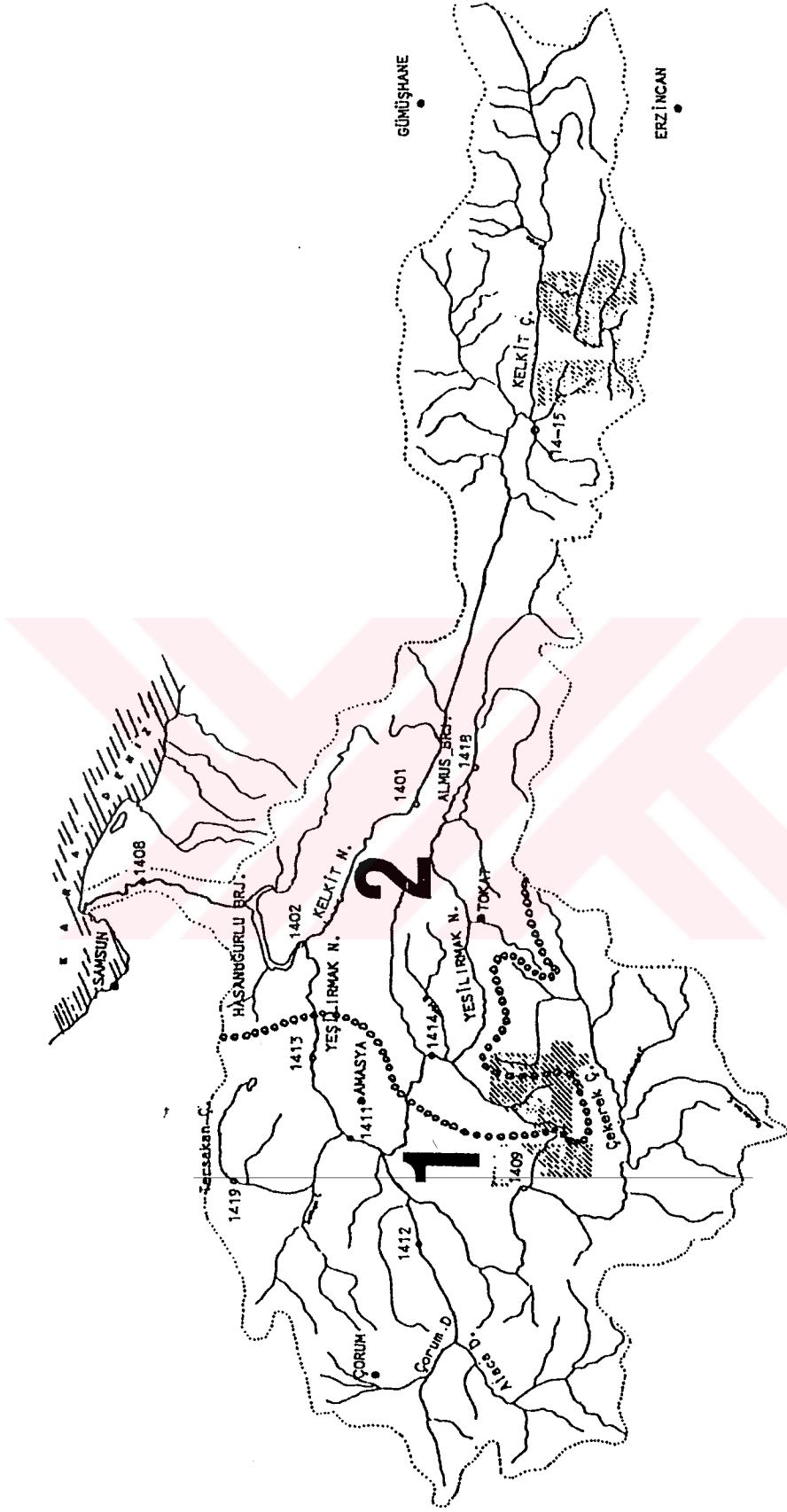
5.1 HAVZANIN TANITILMASI

Bölgesel taşkın frekans analizinin bir uygulaması akım ölçümlerinin oldukça uzun süreli ve istasyon sayısının fazla olduğu havzalardan biri olan Yeşilırmak Havzası'ndaki 11 akım istasyonunun yıllık maksimum debileri kullanılarak yapılmıştır. Şekil 5-1'de görülen bu istasyonlardan 10'u Elektrik İşleri Etüd İdaresi (Eİİİ)'nin, bir tanesi de Devlet Su İşleri (DSİ)'nin işlettiği akım istasyonlarıdır.

Çalışmada, havzadaki mevcut istasyonlardan 20 yılın üzerinde kayıtları olanlar kullanılmış, daha kısa kayıtları olanlar taraflı netice

Tablo 5-1 Yeşilırmak Havzası'na ait Bilgiler

İSTASYON ADI	NO	SUYUN ADI	GÖZLEM SÜRESİ YIL	YAĞIŞ ALANI KM ²	KOT (M)
FATLI	1401	Kelkit Neh.	47	10048.8	375
KALE	1402	Yeşilırmak Neh.	43	33904.0	190
ÇARŞAMBA	1408	Yeşilırmak Neh.	20	35958.0	10
AKÇAK.KÖP.	1409	Çekerek Çayı	28	5267.6	732
AMASYA	1411	Yeşilırmak Neh.	21	18758.0	385
ŞEHOĞLU	1412	Çorum Çat İrm.	27	3668.8	530
DURACASU	1413	Yeşilırmak Neh.	29	21666.2	301
SÜTLÜCE	1414	Yeşilırmak Neh.	30	5409.2	470
GÖMELÖNÜ	1418	Yeşilırmak Neh.	21	1608.0	865
HAVZA	1419	Tersakan Çayı	20	513.2	630
ROSKİ	14-15	Çobanlı Suyu	18	725.5	1307



Şekil 5-1 Yeşilırmak Havzası ve homojen bölgelerin sınırları.

vereceği düşüncesiyle çalışmaya katılmamıştır. 14-15 nolu DSİ akım istasyonu Kelkit Nehri menbaında kayıtları uzun tek istasyon olduğundan 18 yıllık kayıtlarıyla çalışmaya dahil edilmiştir. İstasyonlara ait bazı bilgiler Tablo 5-1'de verilmiştir.

5.2 HOMOJEN BÖLGELERİN BELİRLENMESİ

Seçilen havzada bölgesel taşkın frekans analizinin yapılabilmesi için ilk adım bölgenin homojenlik açısından test edilmesidir. Çalışmada homojenlik testi için Bölüm 4.1'de anlatılan yol izlenmiştir. Ana düşünce, bir bölgedeki istasyonların değişim katsayılarının varyansının minimum yapılmasıdır. Bunun bir ölçüsü olan ve (4.13) ifadesiyle verilen S_k büyüklüğünün dağılımı serbestlik derecesi $\sum M_k - 1$ olan χ^2 dağılımıdır. Bölgenin homojenliğine bakıldıktan sonra bölgeler arasındaki farklılık bölgelerin ortalama değişim katsayılarının varyansının maksimum yapılması esasına dayalı F testiyle kontrol edilmektedir.

Yukarıda kısaca açıklanan yöntem Yeşilırmak Havzası'ndaki 11 akım istasyonuna uygulanmış ve havzaya ait bazı bilgiler Tablo 5-2'de verilmiştir.

Havzanın tümünün tek bir bölge olarak ele alındığı ilk durumda bölge içi homojenliğin bir ölçüsü olan S_k değeri (4.13) ifadesinden 52.2 olarak bulunmuştur. Serbestlik derecesi $sd=11-1=10$ ve anlamlılık düzeyi $\alpha=0.01; (0.05)$ için χ^2 tablosundan sırasıyla 23.21 (21.16) olarak okunan değerlerle hesaplanan değer karşılaştırıldığında

$$52.2 > 23.21 \text{ (21.16)}$$

olduğundan kabul edilen bölgedeki değişim katsayıları arasında fark olmadığı kabulünün yapıldığı sıfır hipotezi her iki düzeyde de reddedilir. Bu da, havzadaki istasyonların değişim katsayıları arasında önemli farklılıklar olduğunu ve havzanın tümünün homojen bir bölge olarak kabul edilemeyeceğini göstermektedir.

Tablo 5-2 Yeşilırmak Havzası'ndaki İstasyonlara ait İstatistiksel Bilgiler

İSTASYON NO	N YIL	ORTALAMA DEBİ (M ³ /S)	DEĞİŞİM KATSAYISI C_v
1401	47	533.36	0.268
1402	43	795.92	0.334
1408	20	908.15	0.383
1409	28	136.12	0.609
1411	21	275.43	0.540
1412	27	77.92	0.560
1413	29	342.32	0.458
1414	30	139.26	0.377
1418	21	156.02	0.296
1419	20	91.67	0.788
14-15	18	51.67	0.434

Şekil 5-1'den istasyonların konumları ve Tablo 5-2'den değişim katsayıları incelendiğinde havzanın batısında Yeşilırmak üzerinde yer alan istasyonların değişim katsayılarının daha yüksek, doğuda Kelkit üzerindeki istasyonların değişim katsayılarının ise daha küçük değerler aldığı görülmüştür. Bu gözleme dayanarak havza kuzey-güney doğrultusunda iki bölgeye ayrılarak her bir bölge için yukarıda yapılan homojenlik testi tekrarlanmıştır. 1. Bölge olarak ayrılan havzanın batısında 5 istasyon doğusundaki 2.Bölgede ise 6 istasyon yer almaktadır (Şekil 5-1).

Belirlenen iki bölgenin homojenlik testi için momentler yöntemiyle yapılan çalışmanın sonuçları Tablo 5-3'de verilmiştir.

Bölge içi homojenliğin testinde kullanılan S_k değeri 1.Bölge için 5.38 olarak hesaplanmıştır. $sd=5-1=4$ ve $\alpha=0.01$ (0.05) anlamlılık düzeyleri için tablodan okunan 13.28 (9.49) değerleri hesaplanan değerle karşılaştırıldığında

$$5.38 < 13.28 \text{ (9.49)}$$

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

Tablo 5-3 Yeşilırmak Havzası'nda Homojen Olarak Belirlenen İki Bölgeye ait İstatistiksel Bilgiler

BÖLGE	İSTASYON NO	C_v	S_k	F
1	1409	0.609	5.38	75.1
	1411	0.540		
	1412	0.560		
	1413	0.458		
	1419	0.788		
2	1401	0.268	5.64	
	1402	0.334		
	1408	0.383		
	1414	0.377		
	1418	0.296		
	14-15	0.434		

2.Bölgede S_k değeri, 5.64 olarak hesaplanmış olup, $sd=6-1=5$ için tablo-
dan $\alpha=0.01$ (0.05) anlamlılık düzeylerinde okunan 15.09 (11.07) değerle-
rinden küçük olduğundan bu bölge de değişim katsayıları açısından homo-
jen olarak kabul edilmiştir.

Daha sonraki aşamada Yeşilırmak Havzası'nda homojen olarak belirlenen
iki bölgenin birbirinden olan farklılığının araştırması yapılmıştır.
Bölgeler arasındaki anlamlı farklılıkların bir ölçüsü olan F istatisti-
ği :

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

Bölüm 4.1'de anlatılan yöntem izlenerek iki bölge için F değeri (4.12)
ifadesinden 75.1 olarak hesaplanmıştır. F istatistiğinin dağılımı
payının serbestlik derecesi (P-1), paydasının serbestlik derecesi $\sum k-P$

olan Fisher dağılımıdır (P havzadaki bölge, M_k toplam istasyon sayısıdır). $\alpha=0.01$ (0.05) anlamlılık düzeyleri için hazırlanmış olan tablolardan payın $sd=2-1=1$ ve paydanın $sd=11-2=9$ için okunan 10.6 (5.12) değerleri hesaplanan F değerinden

$$75.1 > 10.6 \text{ (5.12)}$$

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

Bölüm 4.1'de anlatılan yöntemle homojen olarak belirlenen iki bölge ayrıca varyanslar açısından da Fisher F testiyle kontrol edilmiştir. Çalışmada istasyonlardaki taşkın değerleri istasyon ortalamalarıyla boyutsuzlaştırıldığından bu yeni değişkenin standart sapması değişim katsayısına (3.1) eşit olmaktadır. Bu nedenle değişim katsayılarıyla yapılan homojenlik testinde, istasyonlardaki değişim katsayılarının, ortalaması bölgesel değişim katsayısına eşit olan bir toplumdan geldiği kabulü yapılmıştır. Bölgelerdeki en büyük ve en küçük değişim katsayıları (Tablo 5-3) ile bölgesel değişim katsayıları (Tablo 5-4) arasında yapılan test sonucunda 1.Bölgede bulunan

$$F=(0.788/0.589)^2=1.79 \quad ; \quad F=(0.589/0.458)^2=1.65$$

değerleri, tablolardan $\alpha=0.01$ (0.05) anlamlılık düzeylerinde pay ve paydanın $sd=20$ için 2.94 (2.12) ve $sd=30$ için 2.39 (1.84) olarak okunan değerlerden küçük olduğundan bu bölgenin varyanslar açısından da homojen olduğu görülmüştür.

2.Bölgede aynı düşünceyle yapılan F testinde hesaplanan

$$F=(0.434/0.339)^2=1.64 \quad ; \quad F=(0.339/0.268)^2=1.60$$

değerleri, $\alpha=0.01$ (0.05) anlamlılık düzeylerinde tablolardan pay ve paydanın $sd=20$ için 2.94 (2.12) ve $sd=40$ için 2.11 (1.69) olarak okunan değerlerden küçük olduklarından bu bölgenin de varyanslar açısından homojen olduğu görülmüştür.

Havzanın tümü bölgelere ayrılmadan, bölgesel değişim katsayılarının ortalaması ile test tekrarlandığında

$$F=(0.788/0.464)^2=2.88 \quad ; \quad F=(0.464/0.268)^2=3.00$$

olarak hesaplanan F değerleri, aynı serbestlik değerleri için daha önce tablodan okunan değerlerden büyük olduklarından havzanın tümünün tek bir homojen bölge olarak kabul edilemeyeceği bu test sonucunda da görülmüştür.

5.3 BÖLGESEL EĞRİLER

5.3.1 BÖLGESEL PARAMETRELERİN TAHMİNİ

Bu bölümde, Yeşilırmak Havzası'nda homojen olarak belirlenen iki bölgede bölgesel taşkın frekans eğrilerinin elde edilişinde düzenlenmiş istatistiklere ve bölgesel parametrelere dayalı yöntemler kullanılmış olup tüm dağılımlar için aynı anlamı taşıyan değişim ve çarpıklık katsayılarının bölgesel tahminleri Bölüm 4.2'de verilen ifadelerden hesaplanmıştır. Değişim katsayılarının bölgesel değeri için önerilen ifadelerden,

$$BC_v = \left\{ \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \cdot C_{vj}^2 / \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \right\}^{1/2} \quad (5.1)$$

çarpıklık katsayılarının bölgesel değeri için,

$$BC_s = C3 / BC_v^3 \quad (5.2)$$

$$C3 = \sum_{j=1}^M \left[(N_j / (N_j - 2)) \cdot S3_j \right] / \sum_{j=1}^M (N_j - 1) \quad (5.3)$$

$$S3_j = \sum_{i=1}^{N_j} \left[(Q_{ij} - \bar{Q}_j) / \bar{Q}_j \right]^3 = \sum_{i=1}^{N_j} (X_{ij} - 1)^3 \quad (5.4)$$

ifadeleri seçilerek kullanılmıştır. Momentler yöntemiyle hesaplanan değerler Tablo 5-4'de verilmiştir.

Tablo 5-4 Bölgesel Değişim ve Çarpıklık Katsayıları

BÖLGE	BC_v	BC_s
1	0.589	1.406
2	0.339	0.980

5.3.2 BÖLGESEL EĞRİLERİN ELDE EDİLMESİ

Bölgesel taşkın frekans eğrisi, $Q/\bar{Q}$ 'nın frekans dağılımı olup dönüş aralığı T ile $Q/\bar{Q}$ arasındaki ilişkiyi ifade eder. Bu eğrinin homojen bir bölgedeki tüm istasyonlar için geçerli olduğu kabul edilmektedir. Bir başka deyişle bu ilişki bir bölgedeki T ve $Q/\bar{Q}$ ilişkilerinin ortalaması olarak tanımlanabilir.

Düzenlenmiş istatistikler ve bölgesel parametrelere dayalı yöntemlerin kullanıldığı çalışmada $Q/\bar{Q}$ 'nın dağılımı Gumbel değişkeni y 'nin bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir (mevcut gözlemlerin Gumbel EVI dağılımına uyduğunun kabul edildiği durumlarda bu ilişki doğrusaldır).

İlk olarak homojen bölgede yer alan istasyonlardaki yıllık maksimum debiler, $X_{ij}=Q_{ij}/\bar{Q}_j$ ($i=1,2,\dots,N_j$; $j=1,2,\dots,M$) formunda küçükten büyüğe doğru dizilerek düzenlenmiş örnek haline getirilirler. X_{ij} , $X_{i-1,j} \leq X_{ij} \leq X_{i+1,j}$ olmak üzere X düzenlenmiş örneğine karşı gelen y_{ij} değerleri aşağıdaki şekilde belirlenebilir.

y_{ij} değeri, örnek uzunluğuna ve dağılımın formuna bağlıdır. Tam olarak hesaplanması zor olsa da çok iyi yaklaşımları bulunabilmektedir. Rastgele değişkenin i 'inci değere eşit veya küçük kalma frekansını hesaplamak için kullanılan en yaygın ifade Weibull formülüdür:

$$F_{ij}=i/(N_j+1) \quad (5.5)$$

Ekstrem değer dağılımları için Gringorten formülü NERC (1975) tarafından tavsiye edilmektedir:

$$F_{ij}=(i-0.44)/(N_j+0.12) \quad (5.6)$$

EV1 dağılımının geçerli olduğu kabul edilirse F_{ij} değerleri yukarıdaki ifadelerden biri ile hesaplanıp aşağıdaki denklemlerle y_{ij} değerlerine geçilir.

$$F_{ij}=\exp(-\exp(-y_{ij})) \quad (5.7)$$

$$y_{ij}=-\ln[-\ln(F_{ij})] \quad (5.8)$$

Bu şekilde istasyonlardaki X_{ij} ve y_{ij} çiftlerinin birlikte grafik kağıdına noktalanmasıyla elde edilen bu ilişki X-T bağıntısının bir tahmini olmaktadır.

Eldeki örneğin büyük olduğu durumlarda nokta sayısı arttıkça eğrinin görünümü düzensiz olacağından y_{ij} değerlerini gruplara bölmek ve bunların ortalama değerlerini kullanmak, eğrinin görünümünü düzgünleştirdiği için tercih edilebilir. Düzenlenmiş örneğin bu şekilde gruplanması tümünün sahip olduğu tarafsızlık özelliğini bozmaz.

Çalışmada (5.6) ifadesi ile verilen Gringorten formülü kullanılarak istasyonlarda hesaplanan y_{ij} değerleri biraraya getirilerek 0.5 genişliğinde $k=1,2,\dots$ aralığa bölünmüş ve bu aralıklara düşen değerlerin X_k ve y_k ortalamaları grafikte gösterilmiştir (Şekil 5-3,5-4).

Noktalar $y=2$ 'ye ($T=8$) kadarlık kısımda genelde bir doğru üzerindedir. y 'nin büyük değerlerindeki noktalar sadece birkaç noktanın ortalamasından elde edilmiştir. $y=5.5$ veya 6'ya ($T=200-400$) kadar nokta sayısını artırmak mümkünse de, eldeki kayıtlar kısa olduğu için gruplara bölerek yapılacak bir uzatmadan, sağlıklı olmayacağı düşüncesiyle vazgeçilmiştir. 1. ve 2. Bölge için hesaplanan X_k ve y_k çiftleri Tablo 5-5,5-6'da verilmiştir. Bu şekilde noktalar belirlendikten sonra aralarından geçirilebilecek uygun bir eğri toplum eğrisinin bir tahmini olacaktır. Gözlenmiş değerleri temsil etmek üzere seçilen olasılık yoğunluk fonksiyonları aşağıda tanıtılmıştır.

Tablo 5-5 1.Bölgedeki İstasyonlardan Elde Edilen y ve $Q/\bar{Q}$ Değerlerinin Ortalamaları

y Aralığı	Aralıktaki Göz.Sayısı	Ortalama y	Ortalama $Q/\bar{Q}$
-1.5 -1.0	8	-1.230	0.250
-1.0 -0.5	16	-0.720	0.430
-0.5 -0.0	22	-0.240	0.630
0.0 0.5	22	0.250	0.860
0.5 1.0	19	0.750	1.020
1.0 1.5	13	1.240	1.260
1.5 2.0	9	1.730	1.480
2.0 2.5	6	2.190	1.720
2.5 3.0	5	2.730	2.260
3.0 3.5	-	-	-
3.5 4.0	5	3.770	2.520
	Σ 125		

Tablo 5-6 2.Bölgedeki İstasyonlardan Elde Edilen y ve $Q/\bar{Q}$ Değerlerinin Ortalamaları

y Aralığı	Aralıktaki Göz.Sayısı	Ortalama y	Ortalama $Q/\bar{Q}$
-1.5 -1.0	11	-1.250	0.480
-1.0 -0.5	23	-0.730	0.660
-0.5 0.0	32	-0.240	0.790
0.0 0.5	31	0.240	0.930
0.5 1.0	28	0.730	1.050
1.0 1.5	18	1.240	1.160
1.5 2.0	14	1.740	1.310
2.0 2.5	8	2.240	1.460
2.5 3.0	6	2.710	1.540
3.0 3.5	3	3.380	1.870
3.5 4.0	3	3.720	1.830
4.0 4.5	2	4.380	1.920
	Σ 179		

Ekstrem deęer daęılımları, ekstrem olayların daęılımlarının incelenmesindeki önemi ve log-Gumbel adı ile bilinen EV2 daęılımının saę kuyruğunun Wakeby daęılımına benzemesi nedeniyle alıřmada kullanılmıřtır. Log-Pearson Tip III daęılımı tařkın frekans analizinde USWRC arařtırıcıları tarafından tavsiye edilen üç parametrelili bir daęılım olması nedeniyle seilmiřtir (USWRC,1976). Lognormal daęılımının seimindeki ama parametre hesabının basit, ok kullanılan bir daęılım olması ve 200 yıllık dönüř aralıęına kadar Wakeby daęılımına benzer kuyruk özelliklerine sahip olmasıdır (Kuczera,1982). Wakeby daęılımı da son yıllarda tařkın frekans analizinde kazandıęı önem nedeniyle alıřmaya dahil edilmiřtir (Houghton,1978). Ayrıca Pearson Tip III, loglojistik ve Pareto daęılımları gibi tařkın frekans analizinde kullanılan daęılımlar da alternatif yöntemler olarak bölgesel tařkın frekans eęrilerinin elde edilmesinde kullanılmıřtır (Ahmad,1988; Smith,1989).

Ekstrem deęer deęiřkeninin ařaęıdaki formu bölgesel eęrilerin elde edilmesinde tercih edilmiřtir:

$$Q/\bar{Q}=u+\alpha[(1-\exp(-ky))/k] \quad (5.9)$$

$y=0$ için $u=Q/\bar{Q}$ ve α 'da eęrinin eęimine eřit olmaktadır. k ise eęrilik parametresidir. alıřmada, daęılımın parametrelerinin bölgesel tahminleri momentler ve PWM yöntemiyle ayrı ayrı yapılarak daęılım, farklı iki yöntem olarak ele alınmıřtır.

İki parametrelili lognormal ve Pearson Tip III daęılımlarının parametrelerinin bölgesel tahminleri ile, log-Pearson Tip III daęılımında boyutsuz deęerlerin logaritmalarının bölgesel ortalama deęeri, kayıtların serbestlik derecesine baęlı aęırlıklı ortalama ile, standart sapmasının bölgesel deęeri ise (4.16) ifadesi kullanılarak momentler yöntemiyle belirlenmiřtir. Belli dönüř aralıklarına karřı gelen $Q/\bar{Q}$ deęerlerine K frekans faktörü kullanılarak geilmiřtir.

Bölüm 2.4.5'de aıklanan Pareto daęılımı bölgesel analize uygulanırken bazı kabuller yapılmıř ve daęılımın parametreleri maksimum olabilirlik yöntemiyle hesaplanmıřtır. eřitli havza özelliklerinin bir fonksiyonu

olan s ölçek parametresi her istasyondaki ortalama debinin bir fonksiyonu olarak $s_j = \alpha \cdot \bar{Q}_j$ ($j=1,2,\dots,M$) şeklinde seçilmiştir. İstasyonlarda alt sınır olan u_j değeri için aşma olasılığı 0.20 kabul edilmiştir. İstasyonlar arasında yapılan bağımsızlık kabulüyle M tane istasyonda Pareto dağılımının logaritmik olabilirlik fonksiyonu belirlenmiştir.

$$\ln L(k, s) = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{V_j} \ln[f(Z_{ij}|s_j, k)] \quad (5.10)$$

$$Z_{ij} = X_{ij} - u_j \quad \{Z_{ij}; i=1,2,\dots,V_j, j=1,2,\dots,M\} \quad (5.11)$$

$$f(Z_{ij}|s_j, k) = s_j^{-1} \cdot (1 - k \cdot s_j^{-1} \cdot Z_{ij})^{(1-k)/k} \quad k \neq 0 \quad (5.12)$$

$$f(Z_{ij}|s_j, k) = s_j^{-1} \cdot \exp(-s_j^{-1} \cdot Z_{ij}) \quad k=0 \quad (5.13)$$

$$\ln(k, \alpha) = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{V_j} [\ln(1/\alpha \cdot \bar{Q}_j) + ((1-k)/k) \cdot \ln(1 - (k \cdot Z_{ij}/\alpha \cdot \bar{Q}_j))] \quad k \neq 0 \quad (5.14)$$

$$\ln(\alpha) = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{V_j} [\ln(1/\alpha \cdot \bar{Q}_j) - Z_{ij}/\alpha \cdot \bar{Q}_j] \quad k=0 \quad (5.15)$$

Olabilirlik fonksiyonunun birinci merteye kısmi türevleri alınarak ortaya çıkan denklemler bir bilgisayar programı yardımıyla (Aktaş, Z. ve diğerleri, 1984) çözülmüş ve parametrelerin tahminleri hesaplanmıştır. Belli dönüş aralıkları için boyutsuz $Q/\bar{Q}$ değerleri (2.120-121) denklemleriyle elde edilmiştir.

Bölüm 2.4.6'da anlatılan beş parametrelili Wakeby dağılımının parametrelerinin uygun çözüm kombinasyonu, her zaman bulunamadığından bu durumun çok daha az karşılaşıldığı dağılımın alt sınırının bilindiği kabulüne dayalı ($m=0$) hali çalışmada kullanılmıştır.

Dağılımın parametreleri ancak PWM momentlerinin kullanımıyla açık olarak elde edilebildiğinden parametre tahmininde kullanılmak üzere (2.20) ifadesine dayanılarak istasyonlarda hesaplanan PWM momentlerinden (4.32) ifadesiyle hesaplanan tarafsız bölgesel ortalama momentler Tablo 5-7'de verilmiştir.

Dağılımın a,b,c,d parametreleri Tablo 2-3'deki geçerli-geçersiz parametre kombinasyonlarının irdelendiği bir bilgisayar programıyla tahmin edilmiştir (Wallis, J.R., 1980). Belli dönüş aralıklarına karşı gelen $Q/\bar{Q}$ değerleri (2.124) ifadesi kullanılarak hesaplanmıştır.

Tablo 5-7 Boyutsuz Bölgesel PWM Momentleri

BÖLGE	M_0	M_1	M_2	M_3
1	1.000	0.344	0.189	0.125
2	1.000	0.406	0.244	0.171

Bölüm 2.4.7 'de anlatılan loglojistik dağılımın a,b,c parametreleri, Tablo 5-7'deki bölgesel ortalama PWM momentleri kullanılarak (2.156 -157) ifadeleriyle her iki bölgede eldeki örnekten tahmin edilmiş ve (2.144) ifadesiyle belli dönüş aralıkları için boyutsuz taşkın tahminleri hesaplanmıştır.

Tablo 5-8'de, çalışmada kullanılan GEV(MOM), GEV(PWM), Pareto, Wakeby, loglojistik dağılımlarının yukarıda açıklanan yöntemlerle yapılan bölgesel parametre tahminleri verilmiştir.

Kullanılan çeşitli yöntemler ile T=2,5,10,25,50,100,200 yıllık dönüş aralıklarına karşı gelen $Q/\bar{Q}$ değerleri hesaplanmış ve bu değerler toplu olarak Tablo 5-9'da, bölgesel eğriler Şekil 5-2 ve 5-3'de verilmiştir.

5.3.3 SONUÇLAR

1.Bölgedeki neticeler incelendiğinde çeşitli dönüş aralıklarındaki $Q/\bar{Q}$ boyutsuz değerlerinin en küçükleri Pearson Tip III, en büyükleri ise Pareto (k=0) ve loglojistik dağılımlarıyla yapılan bölgesel taşkın frekans analizinde (BTFA) elde edilmiştir. GEV(MOM), GEV(PWM) dağılımına göre daha büyük taşkın tahminlerine götürmektedir. Genelde 50 yıllık dönüş aralığına kadar eğriler birbirine çok yakın olup, daha büyük dönüş aralıklarında farklılıklar ortaya çıkmaktadır (Şekil 5-2).

2.Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrilerinde en büyük $Q/\bar{Q}$ boyutsuz değerleri loglojistik dağılım için bulunurken, en küçük değerler log-Pearson Tip III dağılımıyla elde edilmiştir. Loglojistik dağılım hariç, kullanılan diğer dağılımlar ile elde edilen neticeler

Tablo 5-8 GEV(MOM), GEV(PWM), Pareto, Wakeby, Loglojistik Dağılımların Parametrelerinin Bölgesel Tahminleri

DAĞILIMLAR	PARAMETRE	1.BÖLGE	2.BÖLGE
GEV(MOM)	u	0.732	0.850
	α	0.435	0.280
	k	-0.040	0.040
GEV(PWM)	u	0.721	0.848
	α	0.407	0.279
	k	-0.100	0.033
PARETO	k	0	0
	α	0.673	0.286
	k	0.308	0.142
	α	0.878	0.328
WAKEBY	a	0.458	0.673
	b	13.717	28.508
	c	-99.417	-3.816
	d	-0.006	-0.101
	m	0	0
LOG LOJİSTİK	a	-0.391	-0.262
	b	1.279	1.309
	c	0.224	0.149

birbirine çok yakın değerler vermiştir (Şekil 5-3). 1. Bölgeden daha farklı bir yapıya sahip olan bu bölgede akım değerleri ve istasyonların su toplama havzaları genellikle daha büyüktür (Tablo 5-1). Buna bağlı olarak bölgesel değişim katsayısı ve çarpıklık katsayısı daha küçüktür.

Yeşilırmak Havzası'nda belirlenen iki homojen bölgede dokuz farklı yöntemle yapılan BTFA neticesinde:

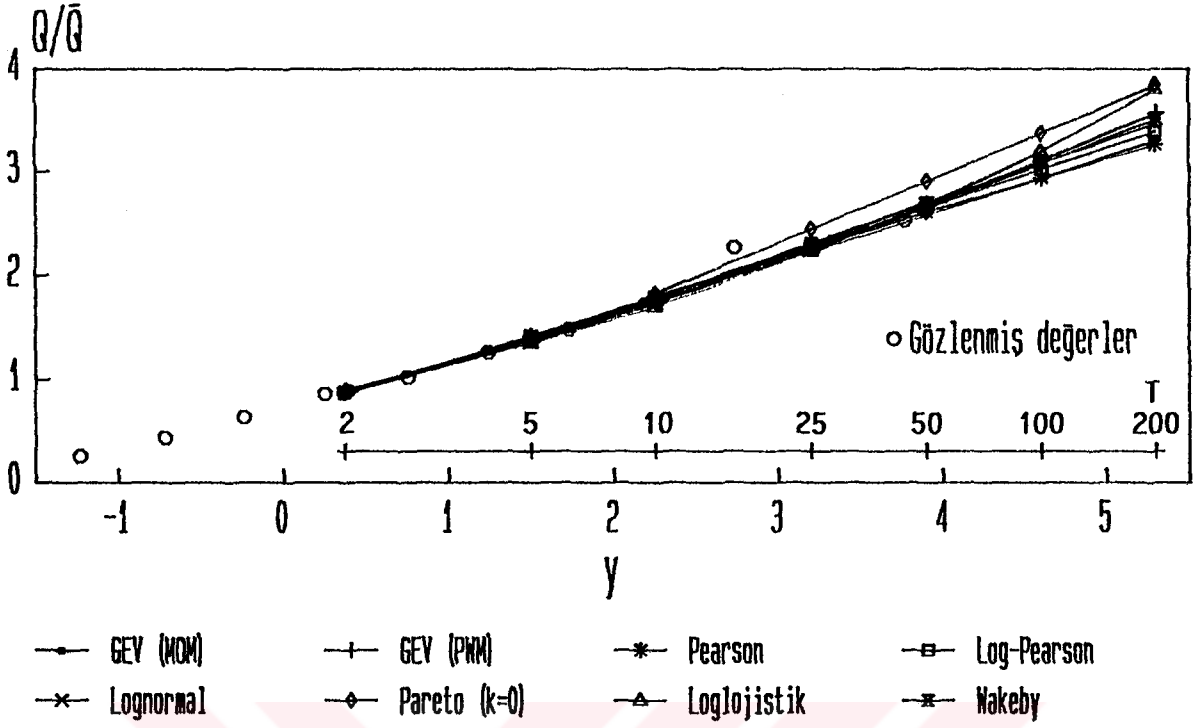
- 1) Her iki bölgede genelde çeşitli dağılımlar için bulunan boyutsuz taşkın frekans eğrileri gözlenmiş dataya iyi uymaktadır.
- 2) Dönüş aralığı büyüdükçe eğriler arasındaki farklılıklar artmaktadır.
- 3) Büyük dönüş aralıklarında eğriler arasında ortaya çıkan farklılıklar 1. Bölgede daha fazladır.

Gözlenmiş datanın BTFA'nde, değişik yöntemlerin kullanılmasıyla çeşitli dönüş aralıklarında farklı tahminler elde edilmektedir. Bu farklılıkların yorumlanması genelde zordur. Gerçek değerler bilinmediği için yöntemlerden hangisinin daha iyi olduğuna karar vermek mümkün değildir. Bu nedenle güçlü (robust, duyarsız) model araştırmasının yapılması özellikle kısa kayıtların olduğu havzalarda güvenilir tahminler yapma açısından önem taşımaktadır.

Tablo 5-9 GEV(MOM), GEV(PWM), Pearson Tip III, Log-Pearson Tip III, Lognormal, Pareto ve Wakeby dağılımları ile Hesaplanan T=2,5,10,25,50,100,200 yıllık Q/Q̄ değerleri.

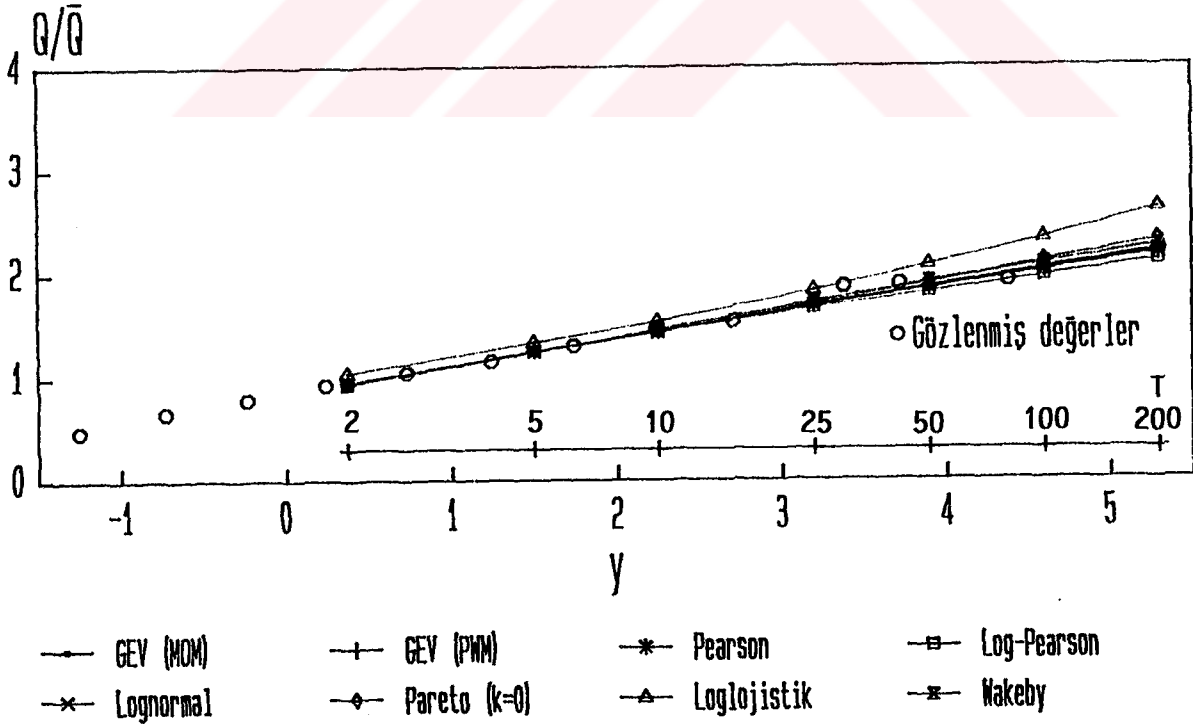
BÖLGE	DÖNÜŞ A. T	GEV(MOM)	GEV(PWM)	PEARSON	LOG PEARSON	LOG NORMAL	PARETO k=0	PARETO k≠0	WAKEBY	LOG LOJİSTİK
1	2	0.89	0.87	0.87	0.87	0.86	-	-	0.86	0.89
	5	1.40	1.38	1.42	1.42	1.36	-	-	1.38	1.35
	10	1.76	1.75	1.79	1.79	1.73	1.82	1.90	1.78	1.70
	25	2.22	2.26	2.26	2.28	2.24	2.44	2.45	2.30	2.22
	50	2.57	2.66	2.60	2.65	2.64	2.90	2.83	2.69	2.67
	100	2.93	3.10	2.93	3.02	3.07	3.37	3.10	3.08	3.19
	200	3.30	3.57	3.26	3.39	3.51	3.84	3.33	3.47	3.80
2	2	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	-	-	0.93	1.05
	5	1.26	1.26	1.26	1.26	1.25	-	-	1.25	1.35
	10	1.45	1.45	1.45	1.44	1.44	1.45	1.45	1.47	1.55
	25	1.69	1.70	1.69	1.67	1.69	1.71	1.71	1.73	1.84
	50	1.86	1.87	1.86	1.82	1.86	1.91	1.88	1.92	2.08
	100	2.03	2.04	2.02	1.97	2.04	2.11	2.04	2.09	2.33
	200	2.19	2.21	2.18	2.12	2.21	2.31	2.19	2.26	2.62

1. BÖLGE



Şekil 5-2 1.Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri.

2. BÖLGE



Şekil 5-3 2.Bölge için elde edilen bölgesel taşkın frekans eğrileri.

BÖLÜM 6. BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS MODELLERİNİN GÜÇLÜLÜĞÜ

6.1 ÇALIŞMANIN AMACI

Taşkın frekans modellerinde bir bölgedeki taşkınlar için bir edf kabul edilmektedir. Yıllık taşkınların bağımsız olarak kabul edildiği modelleme çalışmalarında hidrolojistleri en çok ilgilendiren olay taşkın dalımının büyük dönüş aralıklarına karşı gelen uç kısmındaki şeklidir. Gözlenmiş dataya iyi uyduğu kabul edilen çeşitli dağılımlarla yapılan taşkın tahminleri gözlemlerin genelde kısa olması nedeniyle büyük dönüş aralıklarında birbirinden çok farklı olabilmekte ve bazı modellerle yapılan tahminlerin doğruluğu hakkında şüpheler ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle taşkın frekans analizinde yıllık maksimum serilere uyan dağılımın seçimi güncelliğini koruyan bir problem olmaya devam etmektedir. Bu konuda en son yaklaşımlar davranış ve güçlülük analizlerine dayanmaktadır. Davranış analizi, gözlenmiş seriye en iyi uyan olasılık dağılımının seçiminin test edilmesini içerirken, güçlülük analizleri tahmin kabiliyetinin test edilmesini hedeflemektedir. Davranış analizlerinde gözlenmiş değerlerle çalışılırken, güçlülük analizlerinde Q-T ilişkisi tam olarak bilinemediği için taşkın toplumunu temsil edecek uygun bir olasılık dağılım fonksiyonu seçilerek türetilen taşkın serileri kullanılır. Bu analizlerde bir dağılım fonksiyonu parametre tahmin yöntemiyle birlikte bir "model" olarak ele alınmaktadır.

Güçlü (robust, duyarsız) bir modelin sahip olması gereken bazı özellikler vardır. Herşeyden önce güçlü bir model tahmin aracı olarak kullanıcı açısından güvenilir olmalıdır. Güçlü bir model, kurulması sırasında yapılmış olan kabullere karşı fazla duyarlı değildir (yani bu kabullerin doğru olmaması halinde de modelin vereceği tahminler fazla değişmeyecektir). Tabii bilimlerde kurulan pekçok model için güçlü oldukları söylenebilir. Bu modellerin sistemleri çok iyi tanındığı için modeller tam olarak kurulmuş olup yeterli verilere sahiptirler ve güvenilir tahminler vermektedirler. Ancak hidrolojide çok büyük veya

heterojen havzaları temsil edecek modellerin kurulmasında veri ve sistemin karakterize edilmesinde birçok zorluklar bulunmaktadır. Özellikle akarsu havzalarındaki hidrolojik sistemlerin tümüyle tanımlanması çok zordur ve de veriler modelleme için çok yetersizdir. Kullanılan modellerde parametreler, ancak eldeki sınırlı veriler kullanılarak istatistik yöntemlerle tahmin edilmektedir.

Yukarıda bahsedilen nedenlerle kullanılan modellerin güçlülüğünün araştırılması gereklidir. Bu araştırma özellikle, modele dayanarak yapılacak tahminleri etkileyen, modelin yapısı ve parametre tahmin yöntemleri açısından olmalıdır. Ancak güçlü model tanımı kullanım açısından birçok belirsizlikleri içermektedir. Model güçlülüğünün pratikte açık ve anlamlı bir şekilde tariflenmesi gerekmektedir. Bu da güçlülük kavramının bazı özelliklerinin tanımlanması ile yapılabilir. Bu özellikler şunlardır (Kuczera, 1982):

DAYANIKLILIK: Dayanıklı bir model, gerçeği eniyi temsil eden dağılım ne olursa olsun, taşkın tahminini çok büyük bir performans kaybı olmadan yapabilmelidir. Performans genellikle biraz sonra tanımlanacak olan **KOK** cinsinden ifade edilmektedir. Taşkın dağılımlarının kuyruk davranışlarının belirlenmesinin zorluğu nedeniyle bu özelliğin model için gerekli bir şart olduğu söylenebilir. Bu özellik daha çok modelin kurulmasında yapılan kabullerde belirsizliklerin olduğu durumlarda aranmaktadır.

ETKİNLİK: Bir modelin dayanıklı olarak kabul edilmesi performansının kabul edilir düzeyde olmasını gerektirmez. En uygun kabullere rağmen kullanılan yöntemlerdeki örnekleme değişimleri pratik uygulamalar için çok büyük olabilir. Bu nedenle yöntemlerin etkinliklerinin arttırılmasına ihtiyaç duyulmaktadır.

Etkinliğin iyileştirilmesi çeşitli şekillerde olabilir. Şayet etkinlikteki eksikliğin sebebi verilerin azlığından kaynaklanıyorsa iyileştirme iki şekilde yapılabilir. İlk olarak modelin yapısındaki zayıf yönlerin düzeltilmesine, ikinci olarak ta verilerin içerdiği bilgilerin genişletilmesine çalışılır. Örnek olarak havzadaki mevcut bilgilerin bölgesel olarak birleştirilmesi ve tahmin yöntemlerinin

performanslarının iyileştirilmesi verilebilir.

Sonuçta modelin kurulmasında yapılan yanlış bir kabule rağmen modelin vereceği Q_T tahminlerinin taraflılığını az, model dayanıklı ve etkinliği yüksekse bu model güçlüdür denilir. Öte yandan çok az farklı kabullere dayanarak yapılan tahminler birbirinden çok farklı olabiliyorsa bu modeller güçlü olmayan modeller olarak nitelendirilirler.

Yukarıdaki düşünceler doğrultusunda çalışmanın bu bölümünde çeşitli dağılımlar kullanılarak kurulan bölgesel taşkın frekans modelleri arasından güçlü olanlarını araştırmak için yapılan çalışma anlatılmıştır. Bu çalışmada bölgesel taşkın toplumu için belli bir dağılım seçildikten sonra bilgisayarda simülasyon yapılarak bu toplumdan geldiği kabul edilebilecek istatistik örnekler türetilmiş ve bu örneklerle dayanarak BTFA yapılmıştır.

6.2 BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİ İÇİN MODELLEME ÇALIŞMASI

Çalışmanın bu bölümünde taşkınların sırasıyla ekstrem değer, log-Pearson Tip III, lognormal, Pearson Tip III, ve Wakeby dağılmış toplumlarından geldiği kabul edilerek yapılan modelleme çalışmasının algoritması verilmiştir:

- 1) Çalışma Bölüm 5'de gözönüne alınan havzanın homojen olarak belirlenen 2 bölgesinde mevcut istasyon ve ortalama gözlem sayıları korunarak 5 farklı taşkın toplumu için yapılmıştır.
- 2) Her toplum için:
 - a) 1.Bölgede 5 istasyonda 25'er yıllık, 2.Bölgede 6 istasyonda 30'ar yıllık 18 adet taşkın serileri türetilmiştir.
 - b) Her seri için $Q/\bar{Q}$ -T ilişkisi GEV(MOM), GEV(PWM), lognormal(MOM), log-Pearson Tip III(MOM), Pearson Tip III(MOM), Pareto($k=0$,ML), loglojistik(PWM), Wakeby(PWM) yöntemleriyle belirlenmiş ve bölgesel eğriler elde edilmiştir.
 - c) Hesaplanan bölgesel eğriler toplum için kabul edilen bölgesel eğriyle çeşitli dönüş aralıklarında taraflılık (bias) ve değişkenlik

(karelerin ortalama karekökü, KOK, RMS) açısından karşılaştırılmıştır.

Çalışmada taraflılık ve değişkenlik için aşağıdaki ifadeler kullanılmıştır:

$$\text{Taraflılık} = (1/t) \sum_{p=1}^t (\hat{X}_{Tpr} - X_{Tr}) \quad \text{veya} \quad (6.1)$$

$$= [\sum_{p=1}^t \hat{X}_{Tpr}/t] - X_{Tr} \quad (6.2)$$

$$\text{Değişkenlik (KOK)} = \{(\text{Taraflılık})^2 + (\text{Standart hata})^2\}^{1/2} \quad (6.3)$$

$$= [\sum \hat{X}_{Tpr}^2/t^2 - 2 \cdot (\sum \hat{X}_{Tpr}/t) \cdot X_{Tr} + X_{Tr}^2 + \sum \hat{X}_{Tpr}^2/t - \sum \hat{X}_{Tpr}^2/t^2]^{1/2} \quad (6.4)$$

$$= [\sum \hat{X}_{Tpr}^2/t - 2 \cdot (\sum \hat{X}_{Tpr}/t) \cdot X_{Tr} + X_{Tr}^2]^{1/2} \quad (6.5)$$

$$= [(1/t) \sum_{p=1}^t (\hat{X}_{Tpr} - X_{Tr})^2]^{1/2} \quad (6.6)$$

İfadelerde p simülasyon numarasını, t toplam simülasyon sayısını, $\hat{X}_{Tpr}$ türetilen serilerin bölgesel analizi ile elde edilen T yıllık boyutsuz taşkın tahminini ve X_{Tr} taşkın toplumu için kabul edilen dağılıma göre hesaplanan T yıllık boyutsuz taşkını (toplum değerini) göstermektedir.

Bir rastgele değişkenin toplumunun herhangi bir parametresini tam olarak belirlememiz mümkün olmadığından eldeki örnekten parametrenin istatistik değeri tahmin edilmektedir. Ancak elimizde o topluma ait birden fazla örnek varsa her bir örnekten elde edilen istatistik değerler de birbirinden farklı olacaktır. Bu nedenle herhangi bir istatistik değer de bir rastgele değişkendir. Bu istatistiğin çeşitli örneklerden hesaplanan değerlerinin bir olasılık dağılımı vardır ve buna istatistiğin örnekleme dağılımı denilmektedir. Bu dağılımın özellikleri istatistiğe, örnek büyüklüğüne ve rastgele değişkenin dağılımına bağlıdır. Örnekteki eleman sayısı arttıkça istatistiğin çeşitli örneklerden hesaplanan değerlerinin toplum parametresi etrafındaki yayılımı yani standart hatası azalır. Bu da parametrenin belli bir olasılıkla içinde kalacağı güven aralığının daralacağını gösterir.

Moment şeklindeki istatistiklerin dağılımları, örnekteki eleman sayısının büyük olması halinde bellidir. Bu dağılımların hepsi normal dağılımdır ve toplumun bilinmeyen parametre değeri istatistiğin beklenen değerine eşittir. Varyansı ise C/N şeklindedir. C'nin değeri çeşitli istatistikler için verilmiştir.

Yukarıda açıklanan bilgiler doğrultusunda istasyonlardaki değişim katsayılarının da birer rastgele değişken olduğu düşüncesiyle her istasyonda değişim katsayılarının standart hataları belirlenmiştir. Değişim katsayısının C/N şeklinde verilen varyansının karekökü olan standart hata aşağıdaki ifadeyle hesaplanmıştır ($j=1.....M$).

$$S_{Cvj} = C_{vj} [(1 + 2C_{vj}^2) / 2N_j]^{1/2} \quad (6.7)$$

N_j : j'inci istasyondaki verilerin sayısıdır.

İstasyonlardaki değişim katsayılarının standart hataları hesaplandıktan sonra bu değerlerin ağırlıklı ortalamaları alınmıştır. Ortalaması bölgesel değer olarak hesaplanmış ve ortalama standart hatası da yukarıda anlatıldığı şekilde belirlenmiş olan normal dağılmış sayılar bilgisayar aracılığıyla türetilmiş ve istasyonlarda taşkın verileri türetilirken kullanılacak değişim katsayıları olarak kabul edilmiştir. Böylece türetilecek örneklerin değişim katsayılarını sabit bir değer almak yerine rastgele değişken karakteri gözönüne alınmış olmaktadır.

Gözlenmiş değerlerden (5.2) ifadesiyle hesaplanan bölgesel çarpıklık katsayısı ise korunmuştur.

6.2.1 EKSTREM DEĞER DAĞILIMLARINA (GEV) UYAN SERİLERLE YAPILAN MODELLEME ÇALIŞMASI

Taşkın toplumu olarak ekstrem değer dağılımlarının kullanıldığı bu bölümde , istasyon değişim katsayılarının örnekleme dağılımının normal dağılım olduğu kabulüyle türetilen değerler arasından her bir istasyon için bir değer seçilmiş ve bu değerler istasyonlarda yeni değişim katsayıları olarak alınmıştır. Çalışmada gözlenmiş değerlerden elde edilen

bölgesel çarpıklık katsayısının bir fonksiyonu olan k biçim parametresinin değeri korunmuştur. Yeni değişim katsayılarıyla her istasyonda dağılımın u ve α parametreleri yeniden hesaplanmıştır (Tablo 6-1,6-2). Gözlenmiş serinin ekstrem değer dağılımıyla (GEV) yapılan bölgesel analizinde dağılımın k parametresinin aldığı değerler nedeniyle dağılımın 1.Bölgede EV2 ve 2.Bölgede EV3 tipine uyduğu görülmüştür. Bu nedenle taşkın serilerinin türetilmesinde EV2 ve EV3 dağılımlarının analitik ifadeleri kullanılmıştır. Bu dağılımlar için eklenik dağılım fonksiyonu:

$$F(X)=\exp\{[-(1-k.(X-u)/\alpha)]^{1/k}\} \quad (6.8)$$

İfade X 'e göre düzenlenirse aşağıdaki şekli alır.

$$X=u-(\alpha/k).[(-\ln F(X))^k-1] \quad (6.9)$$

Denklemden $F(X)$ için 0 ile 1 arasında üniform dağılmış sayılar türetilerek her istasyonda daha önce belirlenmiş olan u ve α parametreleriyle ekstrem değer dağılımına uyan bir toplumdan gelen yeni taşkın serileri elde edilmiştir.

Tablo 6-1 1.Bölgede GEV Dağılımı ile Yapılan Simülasyonda Kullanılan Parametrelerin Değerleri

İSTASYON	BÖLGESEL k	C_v	u	α
1	-0.04	0.610	0.722	0.450
2		0.514	0.766	0.379
3		0.485	0.779	0.358
4		0.632	0.712	0.466
5		0.519	0.764	0.383

Elde edilen yeni taşkın serilerinin lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, ekstrem değer, Wakeby ve loglojistik dağılımları kullanılarak her iki bölgede yeniden bölgesel analizleri yapılmıştır. Ekstrem değer dağılımları, parametrelerinin momentler ve olasılık

ağırlıklı momentler yöntemiyle belirlendiği iki ayrı şekliyle gözönüne alınmıştır. Kullanılan her yöntem ve türetilen her bir seri için elde edilen bölgesel eğriler, toplum eğrisi olarak kabul edilen eğriyle taraflılık ve değişkenlik (KOK) açısından karşılaştırılmıştır. BTFA'nde

Tablo 6-2 2.Bölgede GEV Dağılımı ile Yapılan Simülasyonda Kullanılan Parametrelerin Değerleri

İSTASYON	BÖLGESEL k	C_v	u	α
1	0.04	0.323	0.858	0.264
2		0.318	0.860	0.260
3		0.290	0.872	0.238
4		0.289	0.873	0.236
5		0.410	0.819	0.336
6		0.364	0.839	0.298

kullanılan yöntemler arasındaki farklılıklar özellikle büyük dönüş aralıklarında gözleendiğinden karşılaştırmalar 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında yapılmış ve neticeler Tablo 6-3 ve 6-4' de verilmiştir

Sonuçlar incelendiğinde, 1.Bölgede taşkın frekans dağılımı için log-Pearson Tip III kabulü yapıldığında, gerek taraflılık gerekse değişkenlik diğer dağılımlara göre çok daha büyük değerler almaktadır. Loglojistik dağılım pozitif taraflılık verirken diğer dağılımlar için taraflılıklar negatiftir. Bu da yapılan tahminlerin genellikle toplum değerinden küçük değerler olduğunu göstermektedir. 200 yıllık dönüş aralığında mutlak değerce en küçük taraflılıklar sırasıyla lognormal, Pareto, GEV(PWM), GEV(MOM), Wakeby, Pearson Tip III ve loglojistik dağılımıyla elde edilmiştir. Aynı dönüş aralığı için en küçük KOK değerleri sırasıyla Pareto, lognormal, GEV(PWM), Wakeby, GEV(MOM), loglojistik ve Pearson Tip III dağılımları için bulunmuştur. Bu dönüş aralığı için büyük taraflılık ve değişkenlik veren loglojistik dağılımı 100 yıllık dönüş aralığında daha iyi değerlere sahiptir. Bu dönüş aralığında da lognormal ve Pareto dağılımları üstünlüklerini korumaktadırlar (Şekil 6-1).

2.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında en büyük taraflılık ve değişkenlik taşkın frekans dağılımının loglojistik dağılımına uyduğu kabulüyle yapılan analizde elde edilmiştir. 100 yıl için ise en büyük taraflılık ve KOK değerleri log-Pearson Tip III dağılımı ile yapılan analizlerde görülmüş olup loglojistik için elde edilen değerler onu izlemektedir. Lognormal, loglojistik, Pareto, GEV(PWM) her iki dönüş aralığında pozitif taraflılık verirken Wakeby dağılımı 100 yıl için pozitif, 200 yıl için negatif taraflılığa sahiptir. Bu değerlere mutlak değer açısından bakılırsa en küçük taraflılıklar 200 yıl için sırasıyla GEV(MOM), Wakeby, lognormal, Pearson Tip III, GEV(PWM), Pareto dağılımlarıyla elde edilmiştir. KOK değerleri 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında benzerlik gösterirken en küçük değerler sırasıyla 200 yıl için lognormal, Pearson Tip III, GEV(PWM), Wakeby, GEV(MOM) ve Pareto dağılımlarıyla belirlenmiştir. 100 yıl için sıralamada GEV(MOM) ile Wakeby dağılımlarının yerleri değişmektedir (Şekil 6-2).

Sonuç olarak, taşkın toplumunun GEV kabul edilmesi halinde:

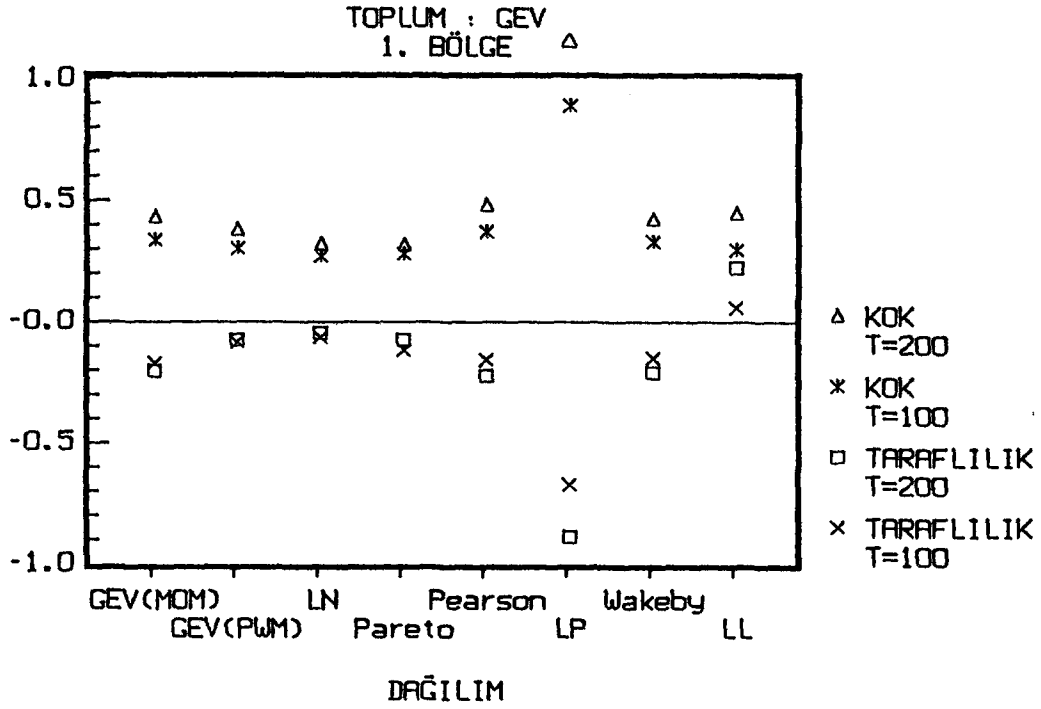
- 1) Log-Pearson Tip III genellikle çok büyük taraflılık ve değişkenlik gösteren tahminler vermektedir.
- 2) Lognormal heriki bölgede de küçük taraflılık ve değişkenliği olan tahminlere götürmektedir.
- 3) Diğer dağılımlar için elde edilen tahminlerin davranışları bölgeye ve taşkın dönüş aralığına göre biraz farklı olabilmektedir.
- 4) 1.Bölgede taşkın tahminlerindeki hata genellikle negatif, 2.Bölgede ise pozitifdir.

Tablo 6-3 GEV(MOM), GEV(PWM), Lognormal, Pareto, Pearson Tip III, Log-Pearson Tip III, Wakeby ve Loglojistik Dağılımları için Hesaplanan Taraflılık ve KOK Değerleri
GEV toplumu, 1.Bölge

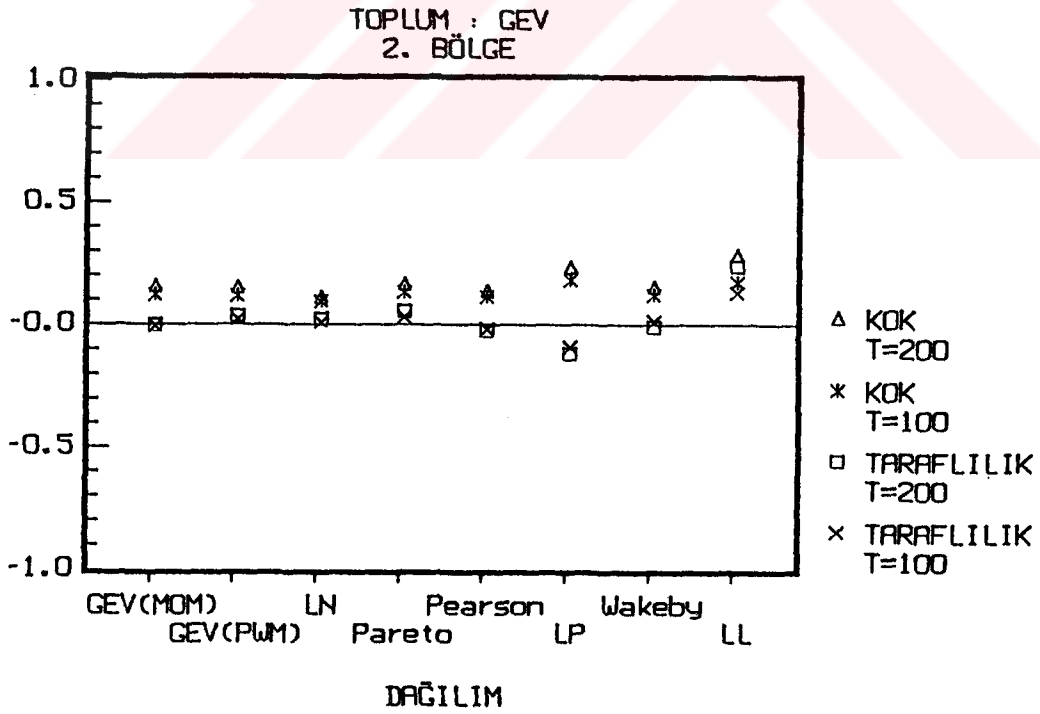
Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	-0.1709	-0.2030	0.3373	0.4337
GEV(PWM)	-0.0840	-0.0756	0.3024	0.3807
LN	-0.0642	-0.0471	0.2712	0.3226
Pareto	-0.1164	-0.0753	0.2810	0.3197
Pearson	-0.1558	-0.2226	0.3716	0.4823
LP	-0.6728	-0.8889	0.8910	1.1442
Wakeby	-0.1477	-0.2078	0.3327	0.4262
LL (Loglojistik)	0.0594	0.2241	0.2991	0.4492

Tablo 6-4 GEV Toplumu, 2.Bölge

Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	-0.0086	-0.0044	0.1186	0.1541
GEV(PWM)	0.0210	0.0332	0.1151	0.1496
LN	0.0078	0.0214	0.0916	0.1100
Pareto	0.0287	0.0522	0.1304	0.1639
Pearson	-0.0192	-0.0259	0.1117	0.1353
LP	-0.0923	-0.1180	0.1805	0.2326
Wakeby	0.0121	-0.0103	0.1194	0.1521
LL (Loglojistik)	0.1294	0.2392	0.1724	0.2838



Şekil 6-1 GEV toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.



Şekil 6-2 GEV toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.

6.2.2 LOG-PEARSON TİP III DAĞILIMINA UYAN SERİLERLE YAPILAN MODELLEME ÇALIŞMASI

Taşkın toplumunun log-Pearson Tip III dağılımına uyduğunun kabul edildiği bu bölümde istasyonlardaki gözlenmiş serilerin logaritmalarının ortalamaları korunmuştur. Standart sapmaların örnekleme dağılımının normal olduğu kabulüyle türetilen sayıların içinden herbir istasyon için bir değer seçilerek bu değerler istasyonlarda yeni standart sapmalar olarak alınmıştır. Bu işlem yapılırken standart sapmanın standart hatası için aşağıdaki ifade kullanılmış olup değişim katsayısının türetilmesindeki yol izlenmiştir ($j=1.....M$).

$$S_{sj}=S_j/\sqrt{2N_j} \quad (6.10)$$

$N_j=j$ 'inci istasyondaki verilerin sayısıdır.

Pearson Tip III dağılımı 3 parametrelili gamma dağılımı olduğundan log-Pearson Tip III dağılımına uyan sayılar aşağıdaki ifade kullanılarak türetilmiştir.

$$\epsilon_i=(2/C_{se}).[1+C_{se}.z_i/6-C_{se}^2/36]^3-2/C_{se} \quad (6.11)$$

İfadede z_i , standart normal dağılmış rastgele değişken $N(0,1)$ olup, bu değişkene $(0-1)$ aralığında üniform dağılmış η rastgele değişkenlerinden geçilmiştir. Merkez Limit Teoremine göre 12 tane üniform dağılmış η toplanmakla normal dağılmış sayılar elde edilebilmektedir. Ancak bu sayıların dağılımı $N(6,1)$ olduğundan 6 çıkartılarak $N(0,1)$ standart normal dağılmış sayılar elde edilebilir:

$$z_i=\sum_{j=1}^{12} (\eta_j-6) \quad (6.12)$$

(6.11) ifadesindeki C_{se} değeri, gözlenmiş serinin çarpıklığının ve birinci mertebe otokorelasyon katsayısının fonksiyonudur. Yıllık maksimum değerlerin birbirinden bağımsız olduğu kabulüyle C_{se} değeri bölgesel çarpıklık değerine eşit olmaktadır. Bu değer simülasyonda korunmuştur. (6.11) denklemiyle gamma dağılmış sayılar daha sonra da istasyonlarda korunan ortalama ve türetilen standart sapmalar kullanılarak

logaritmaları gamma dağılmış sayılar türetilmiştir. Log-Pearson dağılımına uyan bir toplumdan gelen yeni taşkın serileri ise bu değerlerin eksponansiyelleri alınarak elde edilmiştir.

Elde edilen yeni taşkın serilerinin lognormal, Pareto, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, ekstrem değer, Wakeby, loglojistik dağılımları kullanılarak bölgesel analizleri yapılmış, elde edilen bölgesel eğriler, gözlenmiş serinin bölgesel taşkın frekans dağılımına log-Pearson Tip III dağılımının uyduğu kabulüyle elde edilmiş olan toplum eğrisiyle taraflılık ve değişkenlik açısından çeşitli dönüş aralıklarında karşılaştırılmıştır. 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarındaki neticeler Tablo 6-5 ve 6-6' da verilmiştir.

1.Bölgede sonuçlar incelendiğinde, taraflılık açısından 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında en büyük değerler loglojistik dağılımla elde edilirken en büyük değişkenliği 100 yıl için Pearson Tip III, 200 yıl için loglojistik dağılım vermiştir. Bu toplumda da loglojistik dağılım 100 yıl için performans açısından üstün bir yöntem özellikleri gösterirken 200 yıllık dönüş aralığında kullanılan yöntemler içerisinde en zayıfı olmaktadır. Taraflılıklar genelde negatiftir. 200 yıllık dönüş aralığında mutlak değerce en küçük taraflılıklar sırasıyla GEV(PWM), lognormal, Pareto, log-Pearson Tip III, GEV(MOM), Pearson Tip III, Wakeby dağılımlarıyla elde edilmiştir. Aynı dönüş aralığında değişkenlik için bu sıralama lognormal, Pareto, GEV(PWM), Wakeby, GEV(MOM), log-Pearson Tip III, Pearson Tip III şeklindedir (Şekil 6-3).

2.Bölgede loglojistik dağılım heriki dönüş aralığında taraflılık ve değişkenlik açısından en büyük değerleri veren dağılım olmuştur. 100 ve 200 yıllık dönüş aralıkları için elde edilen neticeler çok benzer olup, 200 yıllık dönüş aralığında mutlak değerce en küçük taraflılıklar sırasıyla log-Pearson Tip III, GEV(MOM), Wakeby, Pearson Tip III, GEV(PWM), Pareto ve lognormal dağılımlarıyla elde edilmiştir. Bu sıralama KOK değerleri için lognormal, Pearson Tip III, GEV(MOM), Pareto, log-Pearson Tip III, Wakeby ve GEV(PWM) şeklindedir (Şekil 6-4).

Sonuç olarak taşkınların toplumunun log-Pearson Tip III kabul edilmesi halinde:

- 1) Loglojistik dağılım genellikle taraflılığı ve değişkenliği çok büyük tahminler vermektedir.
- 2) 1.Bölgede GEV(PWM), 2.Bölgede log-Pearson Tip III taraflılığı en küçük olan tahminlere götürmektedir. Heriki bölgede de en az değişken tahminler lognormal dağılımla elde edilmiştir.
- 3) 1.Bölgede taşkın tahminlerindeki hata genelde negatiftir. 2.Bölgede bazı dağılımlar pozitif, diğerleri negatif hatalar vermektedir.

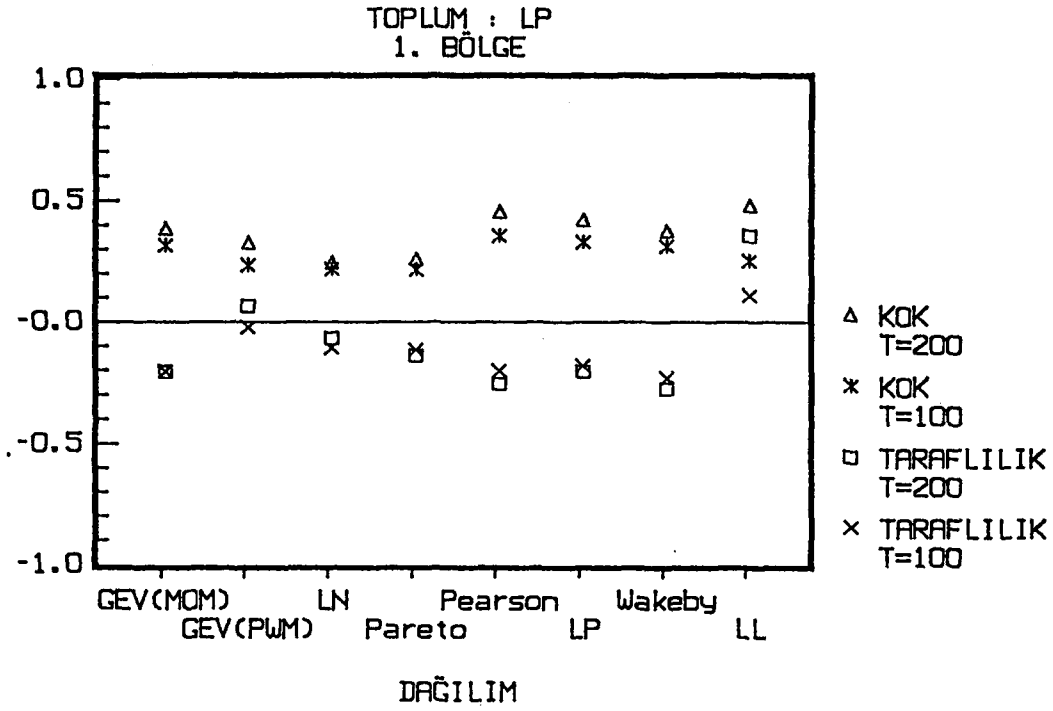


Tablo 6-5 GEV(MOM), GEV(PWM), Lognormal, Pareto, Pearson Tip III, Log-Pearson Tip III, Wakeby ve Loglojistik Dağılımları için Hesaplanan Taraflılık ve KOK Değerleri
Log-Pearson Tip III Toplumu 1.Bölge

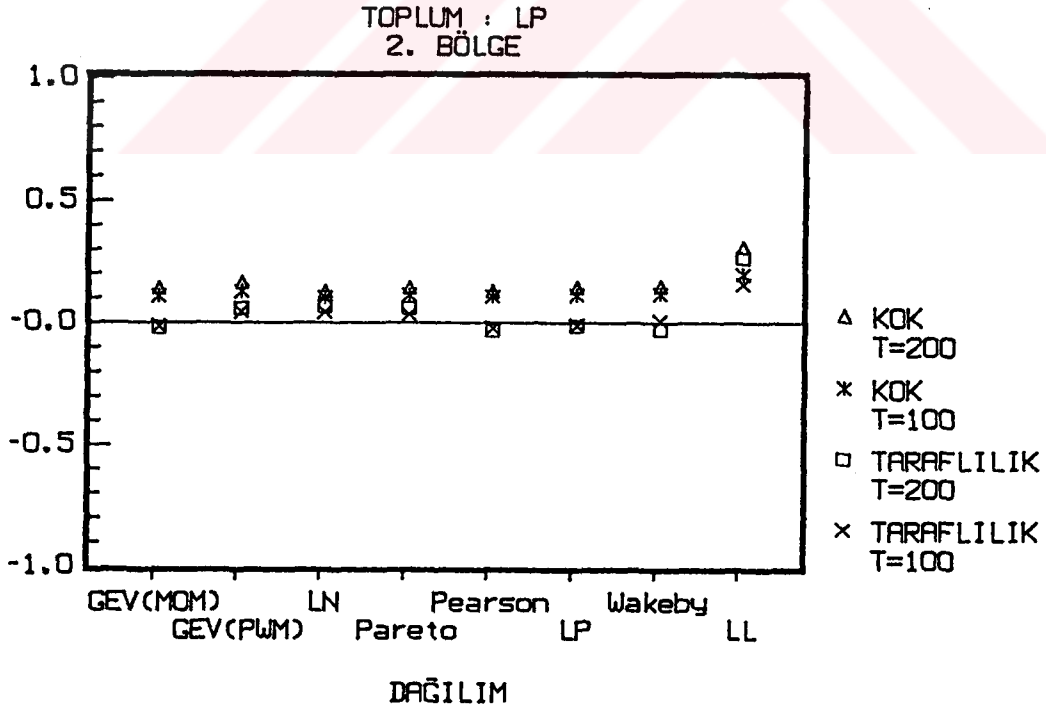
Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	-0.2074	-0.2075	0.3140	0.3839
GEV(PWM)	-0.0256	0.0630	0.2325	0.3249
LN	-0.1108	-0.0716	0.2158	0.2413
Pareto	-0.1179	-0.1418	0.2137	0.2581
Pearson	-0.2036	-0.2574	0.3539	0.4520
LP	-0.1820	-0.2062	0.3288	0.4198
Wakeby	-0.2314	-0.2776	0.3124	0.3757
LL (Loglojistik)	0.1059	0.3543	0.2502	0.4779

Tablo 6-6 Log-Pearson Tip III Toplumu 2.Bölge

Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	-0.0183	-0.0230	0.1045	0.1369
GEV(PWM)	0.0428	0.0553	0.1251	0.1598
LN	0.0392	0.0634	0.0974	0.1228
Pareto	0.0317	0.0563	0.1107	0.1387
Pearson	-0.0251	-0.0337	0.1034	0.1237
LP	-0.0125	-0.0148	0.1107	0.1402
Wakeby	0.0051	-0.0292	0.1155	0.1457
LL (Loglojistik)	0.1548	0.2639	0.1950	0.3074



Şekil 6-3 Log-Pearson Tip III toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.



Şekil 6-4 Log-Pearson Tip III toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.

6.2.3 LOGNORMAL DAĞILIMA UYAN SERİLERLE YAPILAN MODELLEME ÇALIŞMASI

Bu bölümde taşkın toplumunun ekstrem değer ve log-Pearson Tip III dağılımına uyduğu kabulüyle yapılan modelleme çalışmalarında değişkenlik açısından en küçük değerleri veren ve genelde küçük taraflılığa sahip lognormal dağılım taşkın toplumu olarak ele alınmıştır.

Çalışmada istasyonlardaki boyutsuz değerlerin logaritmalarının ortalamaları korunmuş, standart sapmaların örnekleme dağılımlarının normal dağılım olduğu kabulüyle türetilen değerler arasından herbir istasyon için bir değer seçilmiş ve bu değerler istasyonlarda yeni standart sapmalar olarak alınmıştır. Bu değerlerle logaritmaları normal dağılmış sayılar türetildikten sonra eksponansiyelleri alınarak lognormal dağılımına uyan bir toplumdan gelen yeni taşkın serileri elde edilmiştir.

Lognormal dağılımda çarpıklık katsayısı değişim katsayısına bağlıdır ve aşağıdaki ifade ile verilmektedir.

$$C_s = C_v^3 + 3C_v \quad (6.13)$$

Bu nedenle lognormal toplum kabulüyle türetilen taşkın serilerinin çarpıklık katsayısı, ekstrem değer ve log-Pearson Tip III toplum kabulüyle yapılan çalışmalardan farklı olarak korunamamaktadır.

Türetilen yeni serilerin diğer toplumlarda olduğu gibi bölgesel analizleri kullanılan tüm yöntemlerle yapılmış, elde edilen bölgesel eğriler toplum eğrisiyle taraflılık ve değişkenlik açısından karşılaştırılmıştır. Bu çalışmaya ait 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarındaki sonuçlar Tablo 6-7 ve 6-8'de verilmiştir.

1.Bölgedeki sonuçlar incelendiğinde tüm dağılımların taraflılıklarının pozitif olduğu, en büyük taraflılık ve KOK değerlerinin loglojistik dağılımda olduğu görülmüştür. 200 yıllık dönüş aralığındaki mutlak değerce en küçük taraflılıklar sırasıyla GEV(MOM), Pearson Tip III, Wakeby, Pareto, lognormal, log-Pearson Tip III, GEV(PWM) dağılımlarıyla elde edilmiştir. Aynı dönüş aralığında değişkenlik için bu sıralama

GEV(MOM), Pearson Tip III, lognormal, Pareto, Wakeby, log-Pearson Tip III ve GEV(PWM) şeklindedir (Şekil 6-5).

2.Bölge için de en büyük taraflılık ve KOK değerleri loglojistik dağılımla elde edilirken tüm yöntemlerin pozitif taraflılıklar verdikleri görülmektedir. 200 yıllık dönüş aralığındaki mutlak değerce en küçük taraflılıklar sırasıyla Wakeby, Pearson Tip III, GEV(MOM), Pareto, lognormal, log-Pearson Tip III, GEV(PWM) dağılımlarıyla elde edilirken bu dönüş aralığındaki en küçük değişkenlik için sıralama Wakeby, Pearson Tip III, Pareto, GEV(MOM), lognormal, GEV(PWM), log-Pearson Tip III, şeklindedir (Şekil 6-6).

Taşkınların toplumunun lognormal kabul edilmesi halinde:

- 1) Bütün dağılımlar için tahminlerin hataları pozitiftir.
- 2) En büyük taraflık ve KOK değerlerini veren tahminler loglojistik dağılıma aittir. Log-Pearson Tip III ve GEV(PWM)'in de hataları büyüktür.
- 3) 1.Bölgede GEV(MOM) ve Pearson Tip III, 2.Bölgede Wakeby ve Pearson Tip III en az hatalı sonuçlara götürmektedir. Lognormal dağılımın hataları biraz daha büyük olmakla birlikte çok farklı değildir.

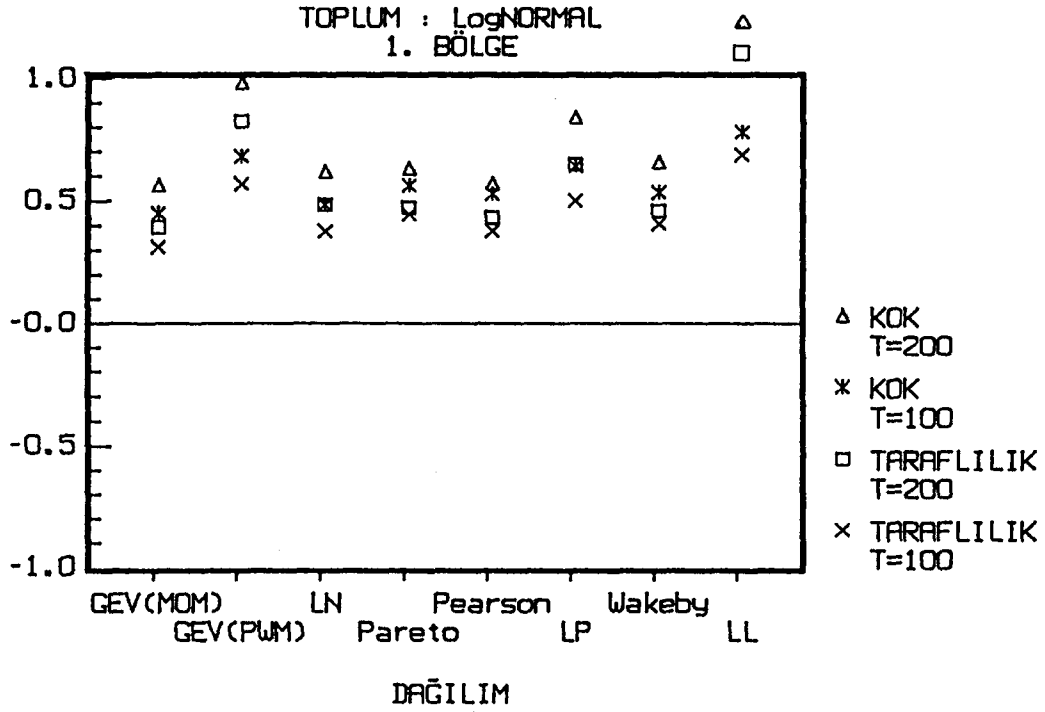
Tablo 6-7 GEV(MOM), GEV(PWM), Lognormal, Pareto, Pearson Tip III Log-Pearson Tip III, Wakeby ve Loglojistik Dağılımları için Taraflılık ve KOK Değerleri

Lognormal Toplum 1.Bölge

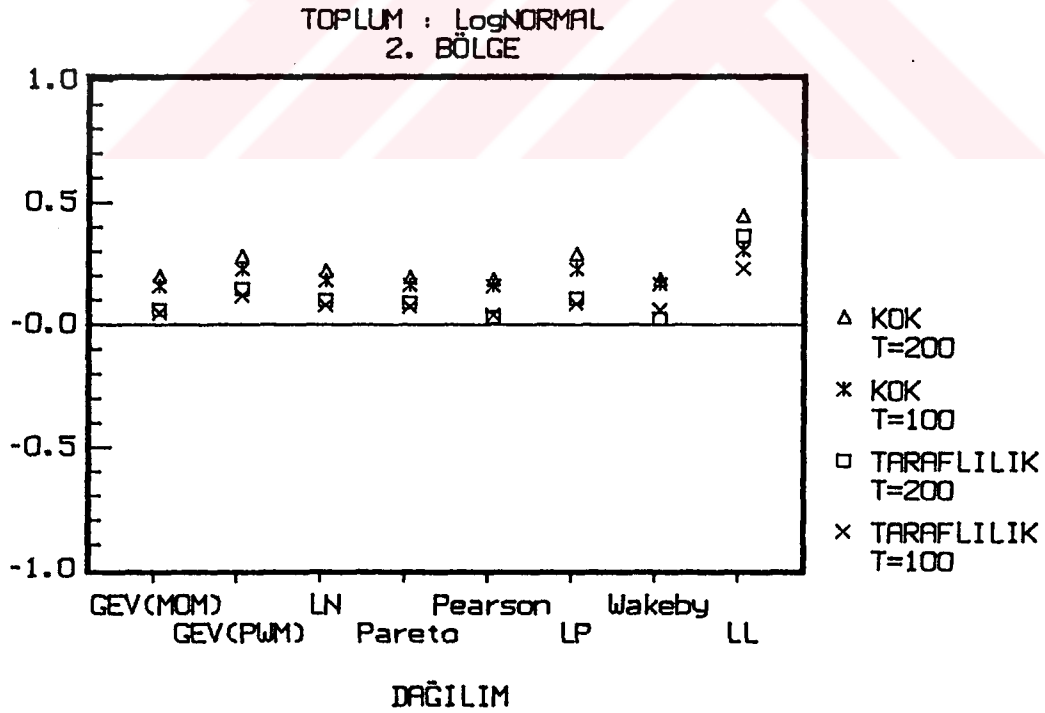
Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	0.3092	0.3911	0.4469	0.5609
GEV(PWM)	0.5643	0.8210	0.6780	0.9790
LN	0.3756	0.4814	0.4827	0.6139
Pareto	0.4432	0.4693	0.5599	0.6275
Pearson	0.3767	0.4306	0.5259	0.5661
LP	0.4986	0.6439	0.6382	0.8370
Wakeby	0.4058	0.4570	0.5318	0.6521
LL (Loglojistik)	0.6842	1.1205	0.7767	1.2393

Tablo 6-8 Lognormal Toplum 2.Bölge

Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	0.0454	0.0591	0.1564	0.1963
GEV(PWM)	0.1156	0.1434	0.2253	0.2788
LN	0.0762	0.0972	0.1782	0.2174
Pareto	0.0709	0.0870	0.1601	0.1898
Pearson	0.0368	0.0292	0.1565	0.1822
LP	0.0827	0.1044	0.2251	0.2888
Wakeby	0.0578	0.0216	0.1631	0.1808
LL (Loglojistik)	0.2286	0.3626	0.3044	0.4458



Şekil 6-5 Lognormal toplum için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.



Şekil 6-6 Lognormal toplum için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.

6.2.4 PEARSON TİP III DAĞILIMINA UYAN SERİLERLE YAPILAN MODELLEME ÇALIŞMASI

Bu bölümde taşkın toplumu olarak kabul edilen Pearson Tip III dağılımı, 3 parametrelili gamma dağılımı olup, gamma dağılmış rastgele değişkenler (6.11) ifadesiyle elde edilebilmektedir. Modelde istasyonlardaki gözlenmiş serilerin boyutsuz ortalamaları bu toplum için de korunmuş olup standart sapmaları veya bunlara eşit olan değişim katsayıları GEV toplumuyla yapılan çalışmada anlatıldığı şekilde türetilmiştir. Bölgesel çarpıklıklar burada da korunarak her iki bölgede türetilen serilerin çalışmada kullanılan tüm yöntemlerle bölgesel analizleri yapılmış ve yöntemlerin performans araştırması için, elde edilen bölgesel eğriler, her bölgenin toplum eğrisiyle karşılaştırılmıştır. Bu çalışmaya ait sonuçlar Tablo 6-9 ve 6-10'da verilmiştir.

1.Bölgede bu toplumda da loglojistik dağılım 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında en büyük taraflılık ve KOK değerlerini vermiştir. 200 yıllık dönüş aralığı için hesaplanan taraflılıklar mutlak değerce incelendiğinde en küçük değerler sırasıyla GEV(MOM), Pearson Tip III, Wakeby, log-Pearson Tip III, Pareto, GEV(PWM) ve lognormal dağılımları için bulunmuştur. Bu dönüş aralığı için en küçük KOK değerlerini veren sıralama Pearson Tip III, GEV(MOM), Pareto, Wakeby, lognormal, GEV(PWM) log-Pearson Tip III şeklindedir (Şekil 6-7).

2.Bölgedeki sonuçlar incelendiğinde loglojistik dağılım burada da en büyük taraflılık ve KOK değerlerini vermiştir. Mutlak değerce 200 yıllık dönüş aralığındaki en küçük taraflılıklar sırasıyla Wakeby, Pearson Tip III, GEV(MOM), log-Pearson Tip III, Pareto, lognormal, GEV(PWM) dağılımları ile elde edilmiştir. KOK değerleri için bu sıralama lognormal, Wakeby, Pearson Tip III, Pareto, log-Pearson Tip III, GEV(PWM), GEV(MOM) şeklindedir (Şekil 6-8).

Taşkınların toplumunun Pearson Tip III dağılımına uyduğunun kabul edilmesi halinde sonuçlar:

1) Tarafsızlığı en küçük tahminleri Wakeby, Pearson Tip III ve GEV(MOM) dağılımları vermektedir. Değişkenlik açısından Pearson Tip III, Wakeby Pareto ve lognormal dağılımları performans kayıpları az olan dağılımlardır.

2) Tahminlerin hatası genelde pozitifdir.

3) Loglojistik dağılım bu toplumda da en hatalı ve değişken tahminleri vermiştir.

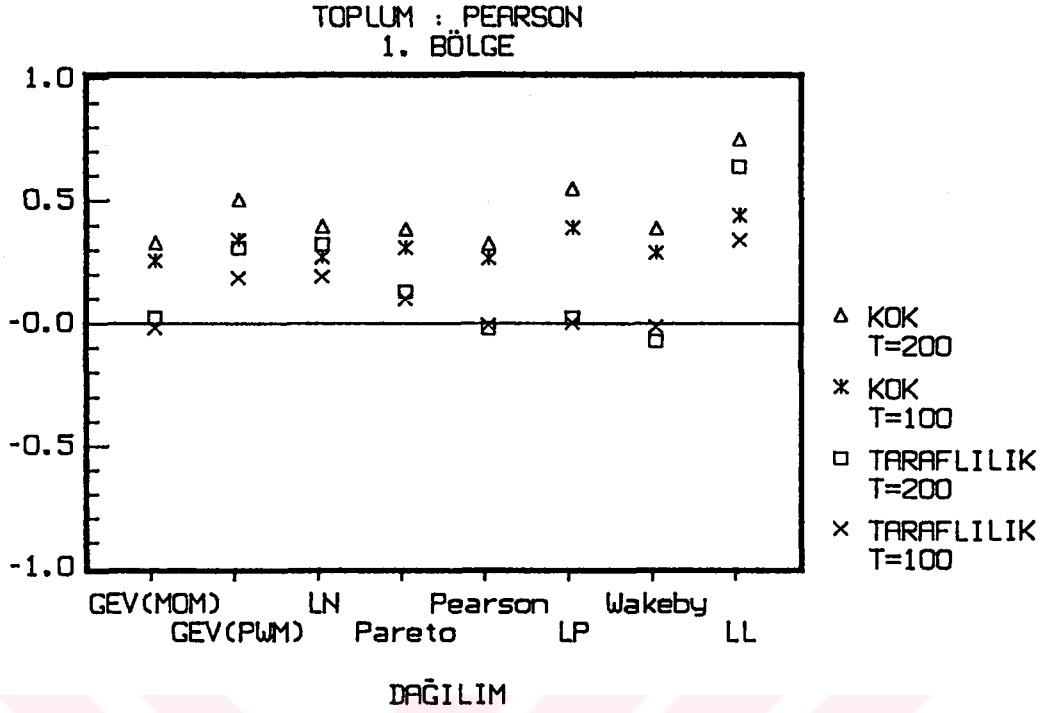


Tablo 6-9 GEV(MOM), GEV(PWM), Lognormal, Pareto, Pearson Tip III, Log-Pearson Tip III, Wakeby ve Loglojistik Dağılımları için Hesaplanan Taraflılık ve KOK değerleri
Pearson Tip III Toplumu 1.Bölge

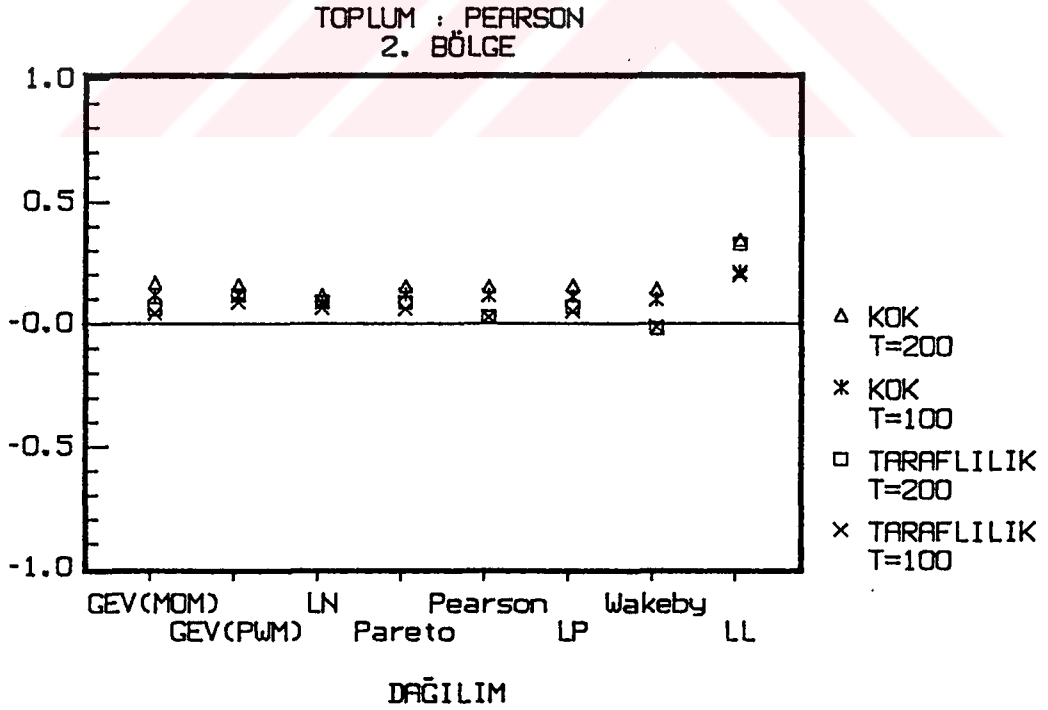
Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	-0.0216	0.0196	0.2536	0.3270
GEV(PWM)	0.1836	0.3061	0.3386	0.4989
LN	0.1886	0.3205	0.2690	0.3924
Pareto	0.0963	0.1265	0.3071	0.3817
Pearson	-0.0089	-0.0235	0.2631	0.3221
LP	-0.0002	0.0205	0.3870	0.5433
Wakeby	-0.0157	-0.0747	0.2859	0.3839
LL (Loglojistik)	0.3378	0.6344	0.4362	0.7460

Tablo 6-10 Pearson Tip III Toplumu 2.Bölge

Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	0.0389	0.0568	0.1138	0.1638
GEV(PWM)	0.0846	0.1134	0.1135	0.1557
LN	0.0602	0.0856	0.0844	0.1111
Pareto	0.0566	0.0833	0.1146	0.1488
Pearson	0.0236	0.0257	0.1122	0.1483
LP	0.0474	0.0657	0.1074	0.1526
Wakeby	0.0158	-0.0217	0.0955	0.1389
LL (Loglojistik)	0.1950	0.3253	0.2079	0.3417



Şekil 6-7 Pearson Tip III toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan tarafılılık ve KOK değerleri.



Şekil 6-8 Pearson Tip III toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan tarafılılık ve KOK değerleri.

6.2.5 WAKEBY DAĞILIMINA UYAN SERİLERLE YAPILAN MODELLEME ÇALIŞMASI

Bu bölümde taşkın toplumu olarak kullanılan Wakeby dağılımı son yıllarda literatürde sıkça kullanım alanı bulmuş bir dağılımdır. Parametre sayısının fazla oluşu nedeniyle dağılım fonksiyonunun uzayında diğer bilinen dağılımların ulaşamadığı bölgelere rahatlıkla yayılmakta olup bu dağılımların yayıldıkları bölgelere de aynı ölçüde iyi uymaktadır (Kuczera, 1982). Ayrıca taşkın frekans analizinde "Ayrılma Şartı" olarak adlandırılan şartı da gerçeklemektedir. Matalas ve diğerleri (1975) tarafından taşkın serilerini karakterize etmede ayrılma şartı kullanılmıştır. Bu şart, taşkın toplumu olarak seçilen pek çok bilinen dağılım için türetilen serilerin, çarpıklık tahminlerinin standart sapmalarının, tarihi serilerinkinden daha küçük olmasıdır. Wakeby dağılımı ile türetilen serilerin çarpıklık katsayı tahminlerinin standart sapması ise tarihi serilerinkine eşit veya daha büyük olmaktadır. Bu durum ancak Wakeby parametresi $b > 1$ için sağlanmaktadır (Landwehr ve diğerleri, 1979 b,c). Bu özellikleri nedeniyle araştırmacılar tarafından taşkın toplumu olarak kullanılması tavsiye edilmektedir. Genelde Wakeby gibi çok parametrelili dağılımları tek bir istasyonda kullanmak yerine bölgesel analizlerde kullanmak uygun olmaktadır (Gebeyehu, 1989). Bu nedenle Wakeby dağılımına uyan taşkın serilerinin türetilmesinde dağılımın parametrelerinin bölgesel tahminleri kullanılmıştır (Tablo 6-11).

Çalışma Wakeby dağılımının alt sınırının sıfır olduğu kabulüyle ($m=0$) yapılmış ve dört parametrenin bölgesel değerlerinin tahminleri, tarihi seriden Bölüm 2.4.6'da anlatılan PWM yöntemi kullanılarak yapılmıştır. Yeni taşkın serilerinin türetilmesinde dağılımın Greenwood ve diğerleri (1979) tarafından önerilen aşağıdaki şekli kullanılmıştır.

$$X=a[1-(1-F)^b]-c[1-(1-F)^{-d}] \quad (6.14)$$

İfadede eklenik dağılım fonksiyonu F için (0-1) arasında üniform dağılmış sayılar türetilerek Wakeby dağılımına uyan bir toplumdan gelen yeni taşkın serileri elde edilmiştir.

Tablo 6-11 Simülasyonda Kullanılan Wakeby Dağılımının Parametreleri

Bölge	a	b	c	d
1	0.458	13.717	-99.417	-0.006
2	0.673	28.508	-3.816	-0.101

Diğer taşkın toplumlarına uygulanan lognormal(MOM), Pareto(ML), Pearson Tip III(MOM), loglojistik(PWM), Wakeby(PWM), GEV(MOM), GEV(PWM) yöntemleri için performans araştırması bu toplum için de yapılmıştır. Ancak log-Pearson Tip III(MOM) yöntemi çarpıklıkların çok büyük değerler alması nedeniyle uygulanamamıştır.

Türetilen serilerin bölgesel eğrileri çeşitli yöntemler için toplum eğrisiyle karşılaştırılmış ve yöntemlerin performansları değerlendirilmiştir (Tablo 6-12,6-13).

Sonuçlar incelendiğinde 1.Bölgede loglojistik dışında tüm yöntemler ile elde edilen taraflılıklar negatiftir. 200 yıllık dönüş aralığında en büyük KOK değerleri diğer toplumlarda olduğu gibi burada da loglojistik dağılıma aittir. Bu dönüş aralığında mutlak değerce en küçük taraflılıklar sırasıyla GEV(PWM), lognormal, Pareto, Wakeby, loglojistik, Pearson Tip III dağılımlarıyla elde edilmiştir. En büyük taraflılığı ise GEV(MOM) yöntemi vermiştir. Aynı dönüş aralığındaki değişkenlik için sıralama lognormal, Pareto, Wakeby, Pearson Tip III, GEV(MOM), GEV(PWM) şeklindedir (Şekil 6-9).

2.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında en büyük taraflılık ve KOK değerleri loglojistik dağılım için bulunurken mutlak değerce en küçük taraflılıklar sırasıyla Pareto, GEV(PWM), Wakeby, lognormal, GEV(MOM), Pearson Tip III dağılımlarıyla elde edilmiştir. Aynı dönüş aralığında, KOK değerleri için bu sıralama lognormal, Pearson Tip III, Wakeby, Pareto, GEV(PWM), GEV(MOM) şeklindedir (Şekil 6-10).

Taşkın toplumunun Wakeby dağılımı olarak kabul edilmesi halinde sonuçlar:

- 1) En az taraflı tahminleri GEV(PWM), Pareto(ML) ve lognormal(MOM) yöntemleri vermektedir. En az değişken tahminler ise lognormal(MOM) yöntemle elde edilmiştir.
- 2) En hatalı tahminleri loglojistik(PWM) yöntemi vermektedir (Log-Pearson Tip III yöntemi uygulanamamıştır).
- 3) Hatalar genellikle negatiftir.

6.3 İSTASYONLARDA (NOKTASAL) TAŞKIN FREKANS ANALİZİ İÇİN MODELLEME ÇALIŞMASI

Çalışmanın bu bölümünde BTFA ile elde edilen tahminlerin, istasyonlardaki tahminlerle karşılaştırılabilmesi için yapılan modelleme çalışması anlatılmıştır.

BTFA'inde güçlü olan modellerin araştırılması için kullanılan 5 taşkın toplumundan Wakeby dağılmış toplum, parametre sayısının fazla ve dağılım fonksiyonunun uzayına iyi yayılabilme özellikleri nedeniyle tercih edilmiştir. Herbir istasyonda dağılımın gözlenmiş değerlerden PWM yöntemiyle belirlenen parametreleri kullanılarak Bölüm 6.2.5'de anlatıldığı şekilde Wakeby dağılımına uyan bir toplumdan geldiği kabul edilebilecek yeni taşkın serileri türetilmiştir. Bu serilerin istasyonlardaki frekans analizlerinde, kullanılacak yöntemlerin seçimi aşağıda verilmiştir.

Lognormal dağılım, bölgesel analizlerde genellikle en az değişkenlik ve taraflılığa sahip olması, Wakeby dağılımının kuyruğuna 200 yıllık dönüş aralığına kadar benzerlik göstermesi (Kuczera, 1982), GEV(PWM) dağılım ise Wakeby toplumuyla yapılan bölgesel analizlerde en az taraflı tahminleri veren dağılım olmasından dolayı seçilmişlerdir.

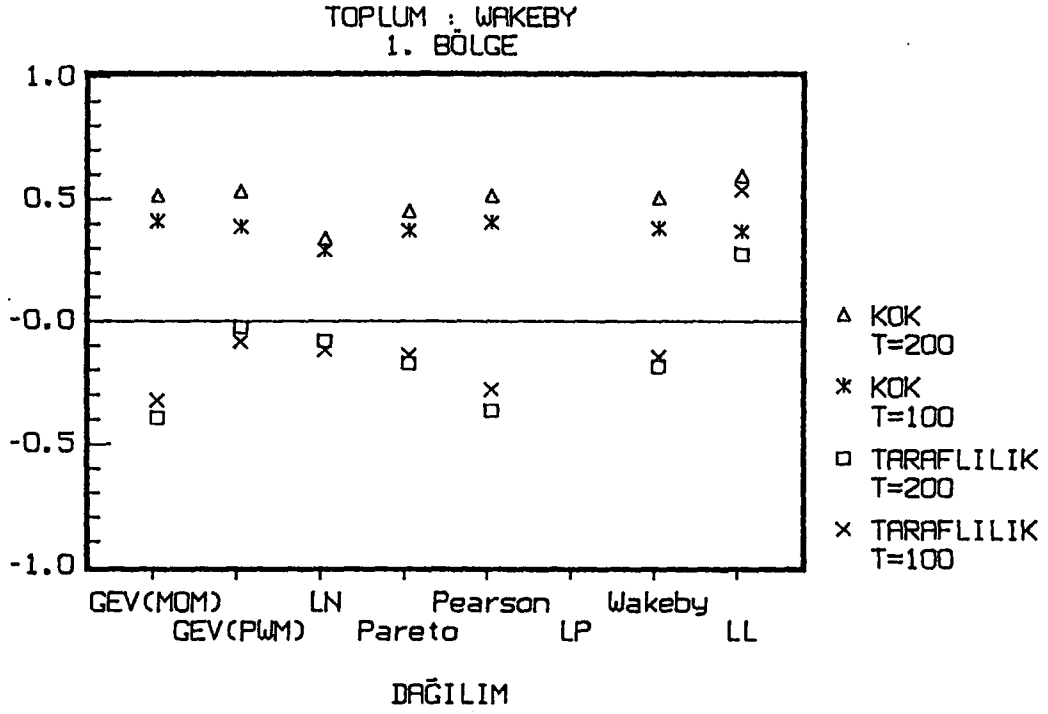
Seçilen lognormal(MOM) ve GEV(PWM) yöntemleriyle 1.Bölgede 5 istasyonda 25 yıllık, 2.Bölgede 6 istasyonda 30 yıllık olarak türetilen 18 adet serinin frekans analizleri yapılmış, elde edilen değerler toplum değerleriyle taraflılık ve değişkenlik açısından karşılaştırılmıştır.

Tablo 6-12 GEV(MOM), GEV(PWM), Lognormal, Pareto, Pearson Tip III, Log-Pearson Tip III, Wakeby ve Loglojistik Dağılımları için Hesaplanan Tarafllılık ve KOK Değerleri
Wakeby Toplumu 1.Bölge

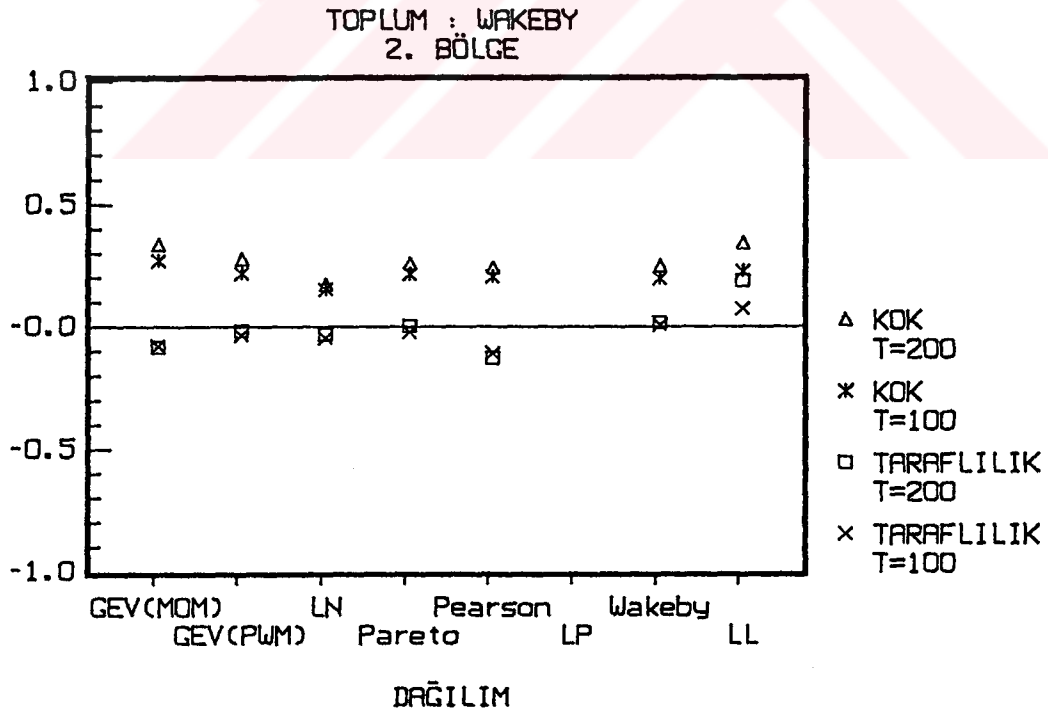
Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	-0.3231	-0.3922	0.4107	0.5155
GEV(PWM)	-0.0849	-0.0231	0.3893	0.5327
LN	-0.1186	-0.0812	0.2929	0.3417
Pareto	-0.1386	-0.1733	0.3733	0.4513
Pearson	-0.2783	-0.3639	0.4061	0.5130
LP	-	-	-	-
Wakeby	-0.1462	-0.1859	0.3819	0.5044
LL (Loglojistik)	0.5380	0.2771	0.3707	0.5958

Tablo 6-13 Wakeby Toplumu 2.Bölge

Dağılım	Taraflılık		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	-0.0789	-0.0815	0.2729	0.3391
GEV(PWM)	-0.0325	-0.0155	0.2191	0.2787
LN	-0.0448	-0.0306	0.1532	0.1733
Pareto	-0.0206	0.0037	0.2172	0.2596
Pearson	-0.1070	-0.1257	0.2057	0.2428
LP	-	-	-	-
Wakeby	0.0070	0.0171	0.1976	0.2492
LL (Loglojistik)	0.0743	0.1887	0.2273	0.3437



Şekil 6-9 Wakeby toplumu için 1.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.



Şekil 6-10 Wakeby toplumu için 2.Bölgede T=100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında hesaplanan taraflılık ve KOK değerleri.

Ayrıca çeşitli dönüş aralıklarında, istasyonlardaki taraflılıkların ve KOK değerlerinin ortalamalarıyla, bölgesel değerler ve istasyonlardaki değerlerin değişim aralıkları Şekil 6-11a,b; 6-12a,b'de verilmiştir.

Şekil 6-11a,b incelendiğinde 1.Bölgede 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarındaki sonuçlar benzerlik gösterirken, bölgesel yöntemlerin taraflılıkları, istasyonlardaki tahminlerin taraflılıklarının ortalamasına genellikle çok yakındır. Yöntemlerin etkinliklerinin arttırılması amacıyla yapılan bölgesel taşkın frekans analizinin getirdiği iyileştirme, değişkenlik analizinde her iki yöntemde de açıkça görülmektedir. Ayrıca lognormal dağılımla istasyonlarda yapılan taşkın frekans analizlerinde KOK değerlerinin ortalaması, diğer dağılıma göre daha küçük olup değişim aralığı taraflılık ve değişkenlik analizlerinde daha dardır.

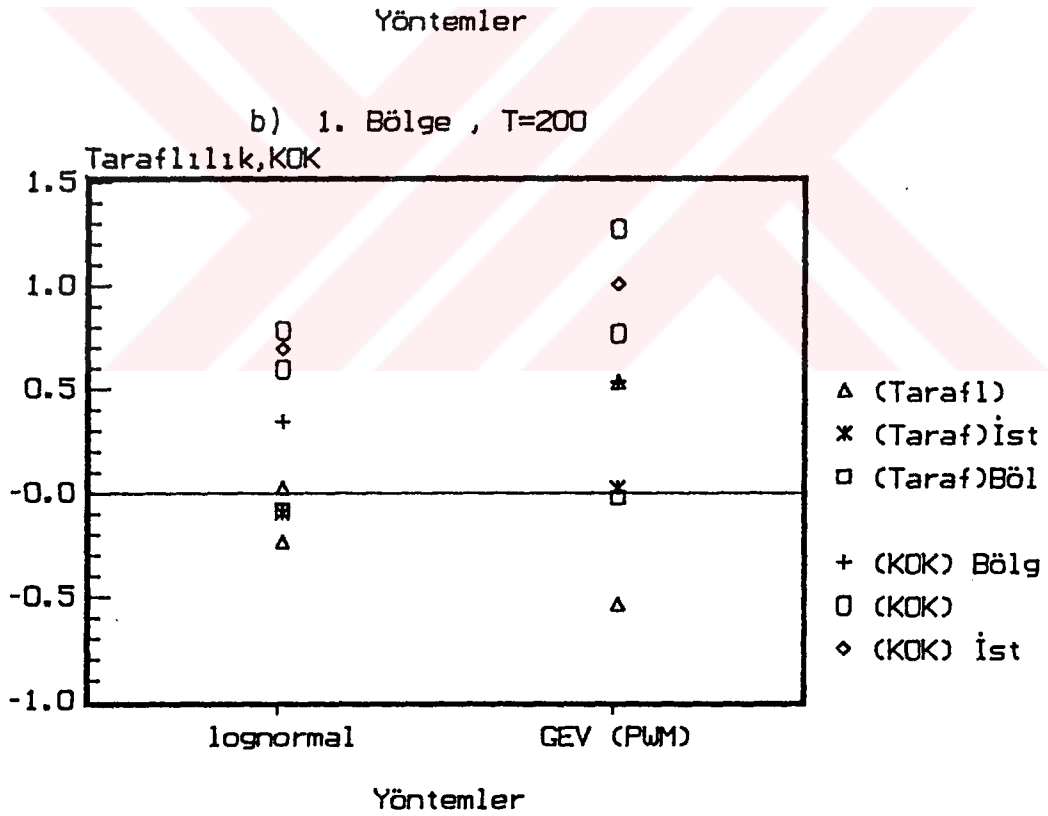
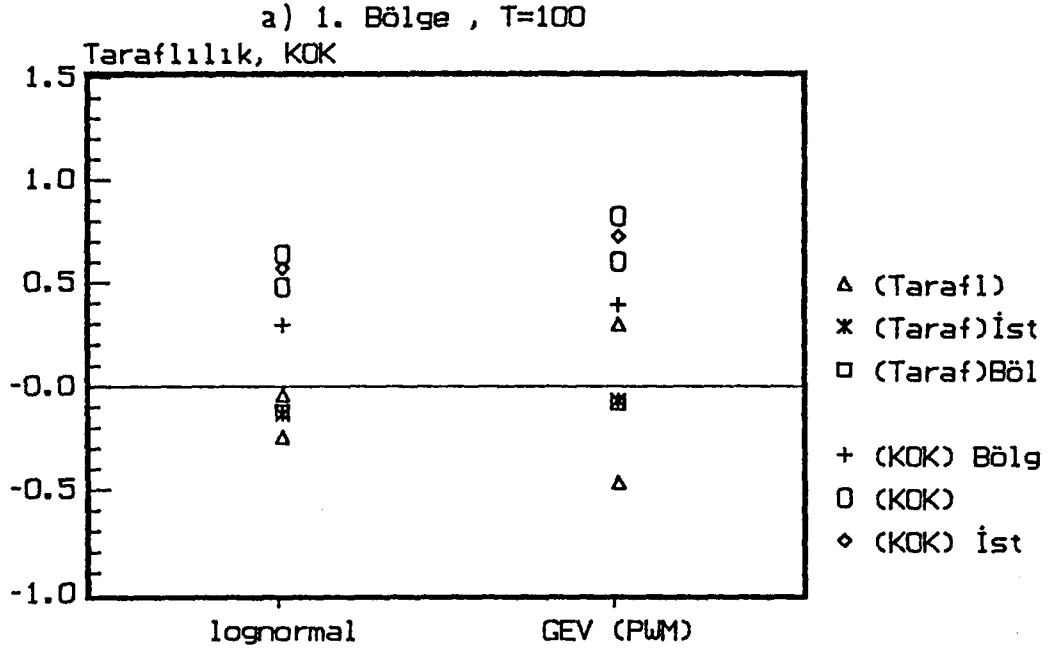
2.Bölgede, bölgesel tahminlerin taraflılıkları, istasyon tahminlerinin taraflılıklarının ortalamalarından çok az büyük olup, KOK değerleri önemli ölçüde küçüktür. Burada da lognormal dağılımın değişkenliği daha az olup, değişim aralığı daha dardır (Şekil 6-12a,b).

Sonuç olarak, taşkın toplumunun Wakeby dağılımına uyduğu kabulüyle istasyonlarda yapılan çalışmada:

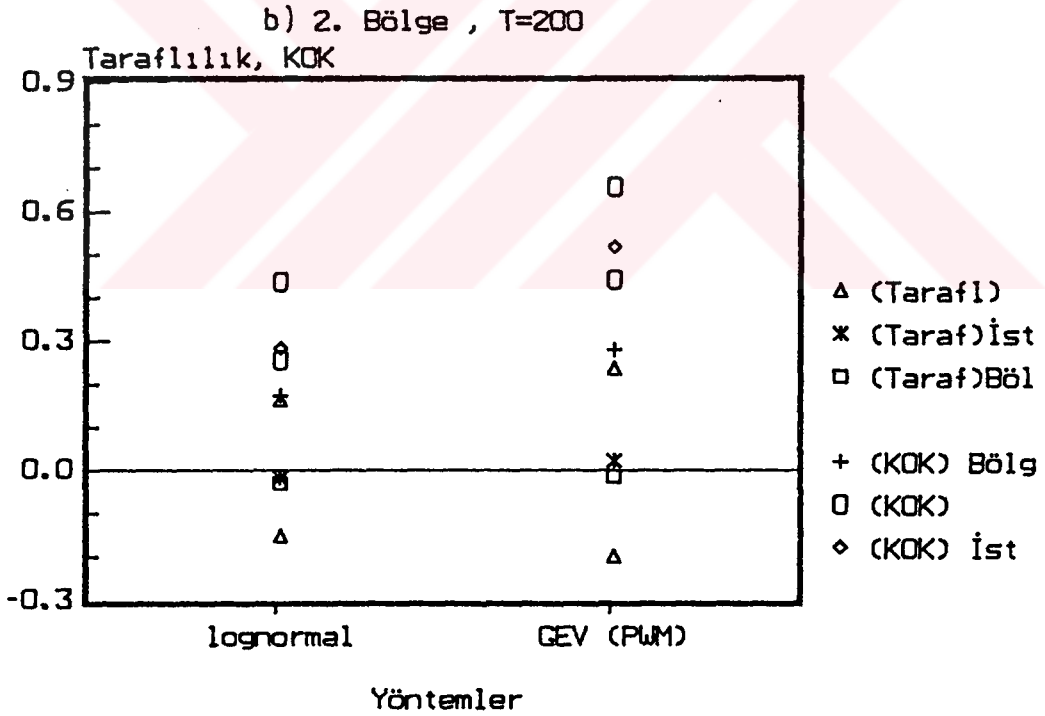
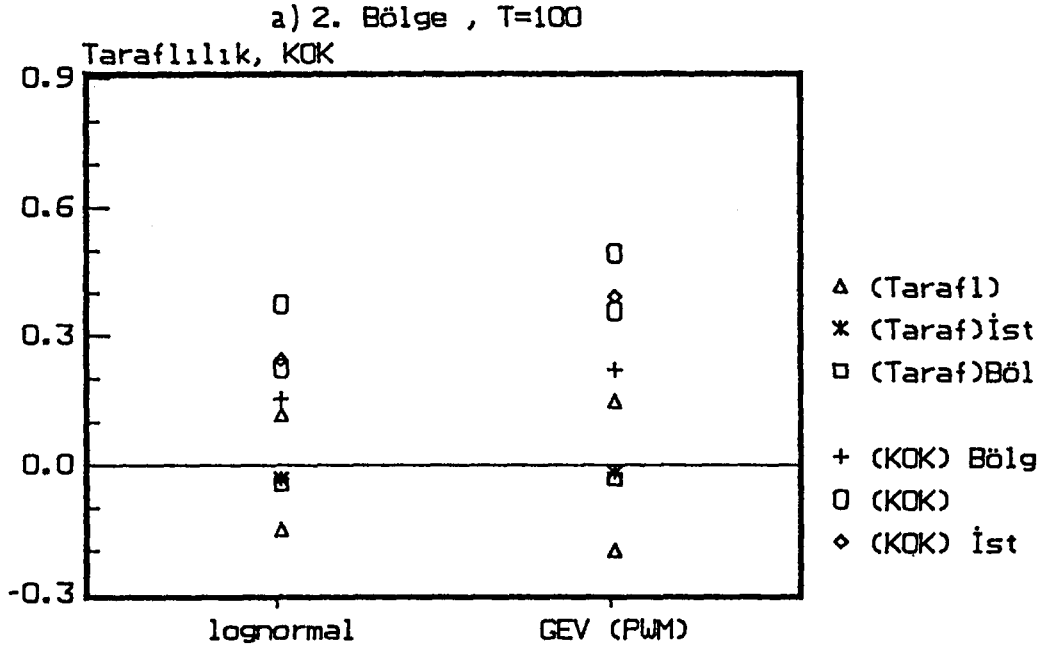
1) GEV(PWM) yöntemiyle istasyonlarda yapılan taşkın frekans tahminlerinin taraflılıkları genelde daha küçük olup, lognormal(MOM) yönteminin performansı daha iyidir. Bu sonuç Kuczera (1982) ile de uyusmaktadır.

2) İstasyonlarda yapılan tahminlerin taraflılık ve KOK değerlerinin değişim aralıkları çok geniştir.

3) Bölgesel yöntemlerin performansları, istasyonlarda her iki yöntemle yapılan noktasal analizlerin performanslarından daha iyidir.



Şekil 6-11 Wakeby toplumu ile 1.Bölgede istasyonlarda yapılan modelleme çalışmasında yöntemlerin taraflılık ve KOK değerlerinin değişim aralıkları ve bölgesel değerlerle karşılaştırılması.



Şekil 6-12 Wakeby toplumu ile 2.Bölgede istasyonlarda yapılan modelleme çalışmasında yöntemlerin taraflılık ve KOK değerlerinin değişim aralıkları ve bölgesel değerlerle karşılaştırılması.

6.4. HETEROJEN BÖLGE İÇİN MODELLEME ÇALIŞMASI

Bu bölümde homojen bölge kavramının BTFA'ndeki önemini araştırmak amacıyla yapılan modelleme çalışması anlatılmıştır.

Daha önceki bölümlerde iki homojen bölgeye ayrılarak incelenen istasyonlar bir araya getirilerek tek bir bölge gibi düşünülmüş ve bölgesel taşkın frekans analizi yapılmıştır.

Taşkın toplumunun Wakeby dağılımına uyduğu kabulüyle Bölüm 6.2.5'de anlatıldığı şekilde 1.Bölgede 5 istasyonda 25'er yıllık, 2.Bölgede 6 istasyonda 30'ar yıllık olarak türetilen taşkın serileri bir araya getirilerek tek bir heterojen bölge olarak bölgesel taşkın frekans analizleri lognormal(MOM), GEV(PWM) yöntemleriyle yapılmıştır. Elde edilen bölgesel eğriler, her iki homojen bölgenin toplum eğrileriyle ayrı ayrı taraflılık ve değişkenlik açısından karşılaştırılmıştır.

Bu neticeler homojen bölge kabulüyle bölgelerde elde edilmiş olan taraflılık ve KOK değerleriyle birlikte incelendiğinde, heterojenliğin taşkın tahminlerinde önemli bir taraflılık artışına ve performans kaybına sebep olduğu görülmüştür (Tablo 6-14a,b).

Ayrıca heterojen bölge için elde edilen eğrilerin değişim aralıkları, iki bölgenin toplum eğrileriyle, her iki yöntem için karşılaştırılmıştır (Şekil 6-13,6-14). Lognormal dağılım kullanılarak yapılan bölgesel analiz sonucunda elde edilen eğrilerin değişim aralığı, GEV(PWM) için elde edilenden daha dardır.

Sonuç olarak, taşkın toplumu için Wakeby dağılımı kabulüyle heterojen bölgede yapılan modelleme çalışmasında:

1) BTFA yöntemlerinin heterojen bölgeye uygulanmasıyla taraflılıklar, önemli ölçüde artmakta ve büyük performans kayıpları ortaya çıkmaktadır.

2) Bölgesel analizlerde kullanılan lognormal(MOM) ve GEV(PWM) yöntemlerinin taraflılıkları, 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında benzerlik gösterirken, lognormal dağılım değişkenliği daha az tahminler vermektedir.

3) Havzada heterojen bölge kabulüyle yapılan taşkın tahminleri, havza'nın batısında yer alan 1.Bölgede, o bölgenin BTFA eğrisine göre yapılan tahminlerden daha küçük kalırken, doğuda yer alan 2.Bölgede ise genelde daha büyük tahminler elde edilmektedir.

Tablo 6-14 Heterojen Bölgede Elde Edilen Taraflılık ve KOK Değerlerinin Bölgesel Değerlerle Karşılaştırılması

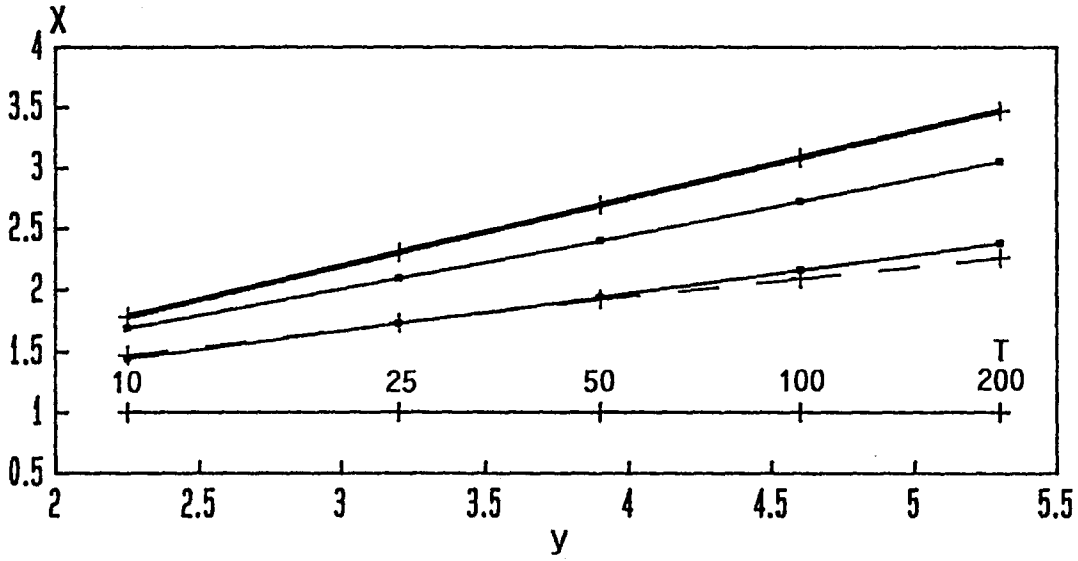
a) 1.BÖLGE

YÖNTEM	TARAFILIK		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(PWM)	-0.0849	-0.0231	0.3893	0.5327
LN	-0.1186	-0.0812	0.2929	0.3417
HETEROJEN BÖLGE				
GEV(PWM)	-0.6061	-0.7012	0.6517	0.7694
LN	-0.6165	-0.7244	0.6405	0.7539

b) 2.BÖLGE

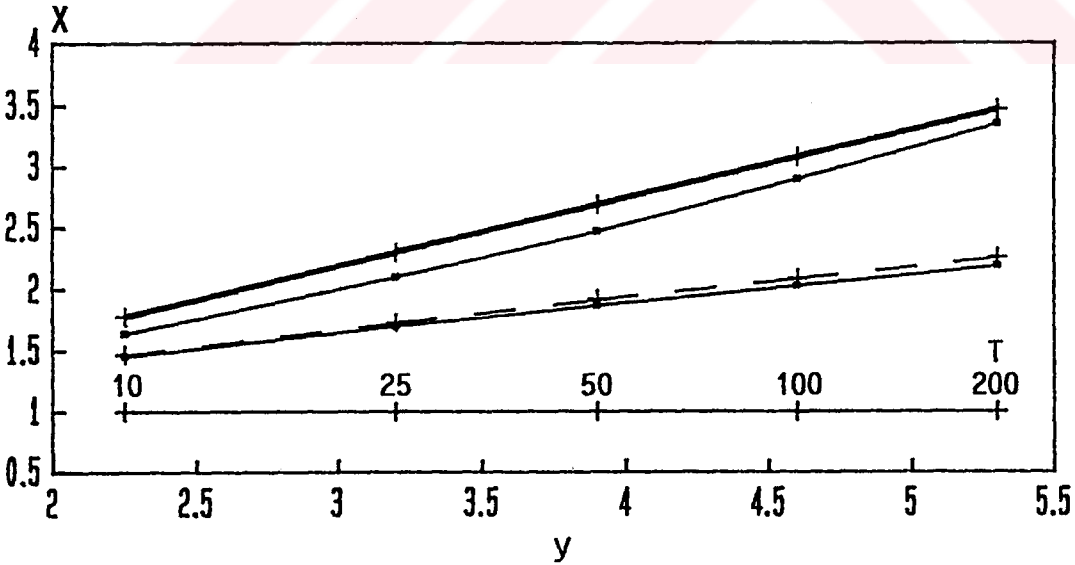
YÖNTEM	TARAFILIK		KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(PWM)	-0.0325	-0.0155	0.2191	0.2787
LN	-0.0448	-0.0306	0.1532	0.1733
HETEROJEN BÖLGE				
GEV(PWM)	0.3778	0.5087	0.4474	0.5992
LN	0.3674	0.4855	0.4063	0.5285

HETEROJEN BÖLGE



Şekil 6-13 Heterojen bölgenin analizinde lognormal yöntemin değişim aralığının iki bölgenin toplum eğrileriyle karşılaştırılması

HETEROJEN BÖLGE



Şekil 6-14 Heterojen bölgenin analizinde GEV(PWM) yönteminin değişim aralığının iki bölgenin toplum eğrileriyle karşılaştırılması.

6.5 MODELLEME SONUÇLARININ DEĞERLENDİRİLMESİ

6.5.1 BÖLGESEL TAŞKIN FREKANS ANALİZİNE TOPLU BAKIŞ

Bölüm 6.2'de, seçilen taşkın toplumundan türetilen seriler kullanılarak seçilen yöntemlerle yapılan BTFA sonucunda elde edilen bölgesel eğriler toplum eğrileriyle taraflılık ve performansın bir ölçüsü olan KOK değerleri açısından karşılaştırılmıştır.

Bu bölümde, çeşitli toplumlar için bulunan sonuçlar bir araya getirilmiştir. 200 yıldan daha büyük dönüş aralıklarında küçük örneklerle taşkın tahminleri yapılmasının gerçekçi olmayacağı görüşüyle sonuçlar 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarında irdelenmiştir.

1) Daha önce mutlak değerce ele alınan taraflılık değerleri gayri müsaait durumların gözlenebilmesi için en büyük negatif taraflılıktan en büyük pozitif taraflılığa doğru sıralanarak incelendiğinde:

Her iki bölgede de log-Pearson Tip III ve Pearson Tip III toplumlarıyla yapılan çalışmada kullanılan sekiz BTFA yönteminin taraflılıkları yukarıdaki kritere göre sıralandığında, ortaya çıkan sıralama benzerdir (Tablo 6-15a,b;6-16a,b). Aynı tür bir ilişki GEV, Wakeby toplumlarında da görülmektedir. Loglojistik dağılım her iki bölgede ve incelenen iki dönüş aralığında en büyük pozitif taraflılığı vermiştir (Şekil 6-15; 6-16). Lognormal toplumda, kullanılan tüm yöntemlerin taraflılıkları pozitif ve diğer toplumlara göre daha büyüktür. Özellikle 1.Bölgede daha belirgin olan bu durum, türetmede çarpıklık katsayısının diğer toplumların aksine korunamamış olmasına bağlanabilir. Bu toplumda çarpıklık katsayısı (6.13) ifadesinde verildiği gibi değişim katsayısına bağlı olarak değişmektedir.

2) Güçlü bir modelin sağlaması gereken en önemli şartlardan biri yapılan tahminlerde performans kaybının çok az olmasıdır. Bunun bir ölçüsü olan KOK değerlerinin bir karşılaştırması Tablo 6-17a,b; 6-18a,b' de yapılmıştır. Tüm toplumlarda kullanılan yöntemler için elde edilen

TABLO 6-15 1.Bölgede Farklı Toplumlardaki Taraflılıkların Karşılaştırılması

a) T=100

GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
LP -	-	Wakeby -	GEV(MOM) +	GEV(MOM) -
GEV(MOM) -	GEV(MOM) -	GEV(MOM) -	LN +	Wakeby -
Pearson -	Pearson -	Pearson -	Pearson +	Pearson -
Wakeby -	Wakeby -	LP -	Wakeby +	LP -
Pareto -	Pareto -	Pareto -	Pareto +	Pareto +
GEV(PWM) -	LN -	LN -	LP +	GEV(PWM) +
LN -	GEV(PWM) -	GEV(PWM) -	GEV(PWM) +	LN +
LL +	LL +	LL +	LL +	LL +

b) T=200

GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
LP -	-	Wakeby -	GEV(MOM) +	Wakeby -
Pearson -	GEV(MOM) -	Pearson -	Pearson +	Pearson -
GEV(MOM) -	Pearson -	GEV(MOM) -	Wakeby +	GEV(MOM) +
Wakeby -	Wakeby -	LP -	Pareto +	LP +
GEV(PWM) -	Pareto -	Pareto -	LN +	Pareto +
Pareto -	LN -	LN -	LP +	GEV(PWM) +
LN -	GEV(PWM) -	GEV(MOM) +	GEV(PWM) +	LN +
LL +	LL +	LL +	LL +	LL +

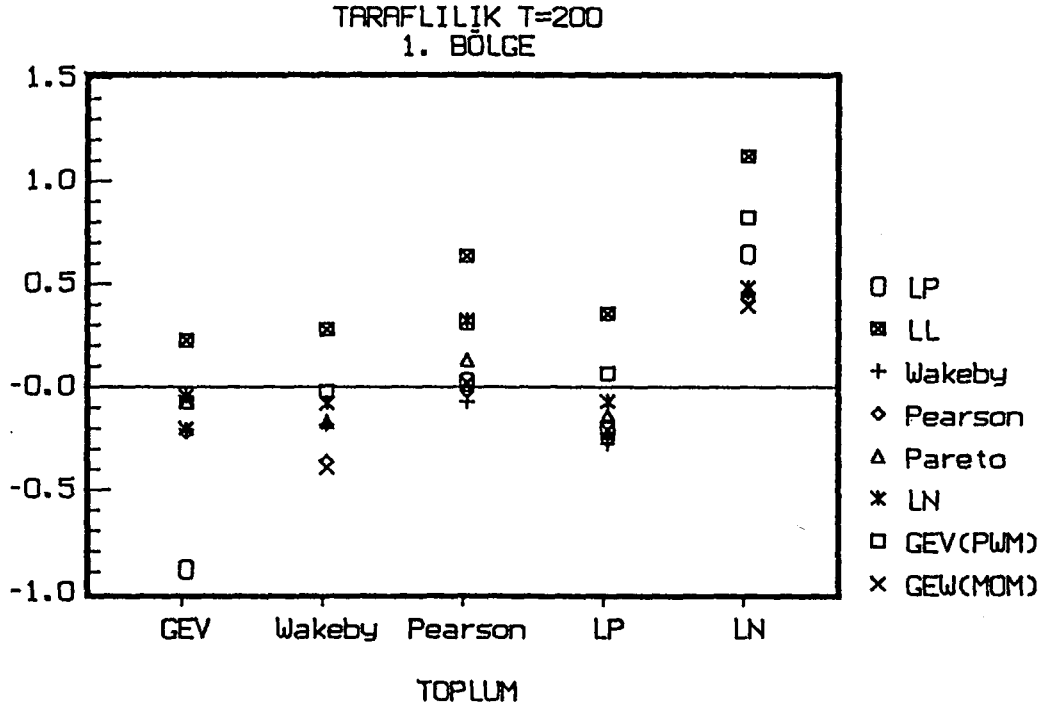
Tablo 6-16 2.Bölgede Farklı Toplumlardaki Tarafllılıkrların Karşılaştırılması

a) T=100

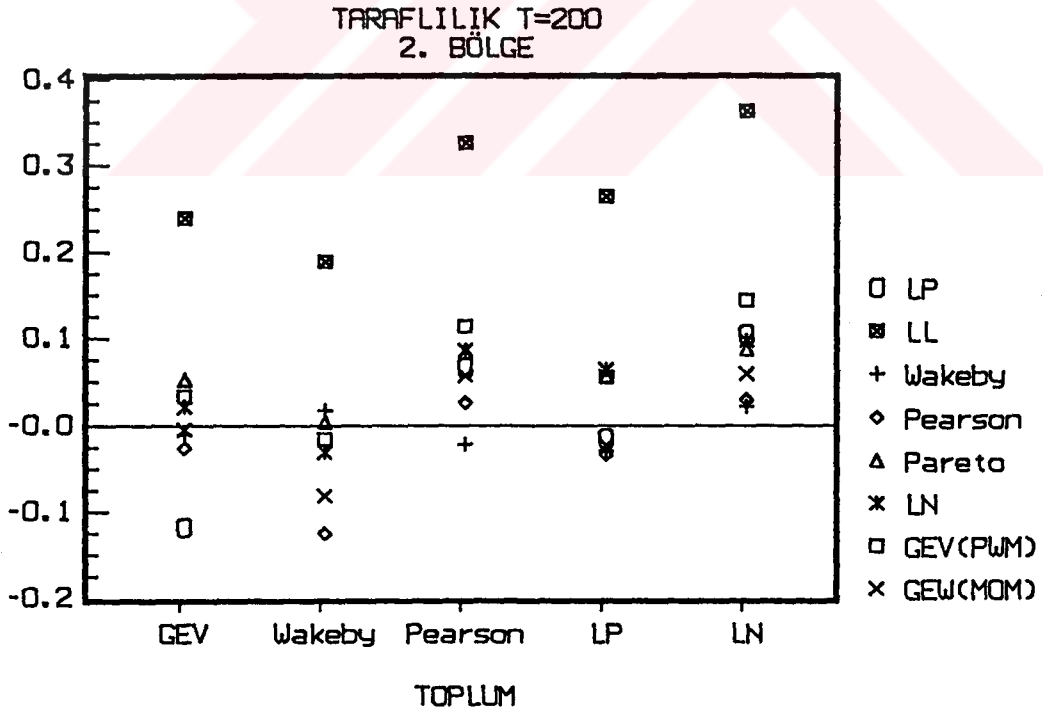
GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
LP -	-	Pearson -	Pearson +	Wakeby -
Pearson -	Pearson -	GEV(MOM) -	GEV(MOM) +	Pearson +
GEV(MOM) -	GEV(MOM) -	LP -	Wakeby +	GEV(MOM) +
LN +	LN -	Wakeby +	Pareto +	LP +
Wakeby +	GEV(PWM) -	Pareto +	LN +	Pareto +
GEV(PWM) +	Pareto -	LN +	LP +	LN +
Pareto +	Wakeby +	GEV(PWM) +	GEV(PWM) +	GEV(PWM) +
LL +	LL +	LL +	LL +	LL +

b) T=200

GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
LP -	-	Pearson -	Wakeby +	Wakeby -
Pearson -	Pearson -	Wakeby -	Pearson +	Pearson +
Wakeby -	GEV(MOM) -	GEV(MOM) -	GEV(MOM) +	GEV(MOM) +
GEV(MOM) -	LN -	LP -	Pareto +	LP +
LN +	GEV(PWM) -	GEV(PWM) +	LN +	Pareto +
GEV(PWM) +	Pareto +	Pareto +	LP +	LN +
Pareto +	Wakeby +	LN +	GEV(PWM) +	GEV(PWM) +
LL +	LL +	LL +	LL +	LL +



Şekil 6-15 1.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin tarafilılıkları.



Şekil 6-16 2.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin tarafilılıkları.

Tablo 6-17 1.Bölgede Farklı Toplumlardaki KOK Değerlerinin Karşılaştırılması

a) T=100

GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
LN	LN	Pareto	GEV(MOM)	GEV(MOM)
Pareto	LL	LN	LN	Pearson
LL	Pareto	GEV(PWM)	Pearson	LN
GEV(PWM)	Wakeby	LL	Wakeby	Wakeby
Wakeby	GEV(PWM)	Wakeby	Pareto	Pareto
GEV(MOM)	Pearson	GEV(MOM)	LP	GEV(PWM)
Pearson	GEV(MOM)	LP	GEV(PWM)	LP
LP	-	Pearson	LL	LL

b) T=200

GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
Pareto	LN	LN	GEV(MOM)	Pearson
LN	Pareto	Pareto	Pearson	GEV(MOM)
GEV(PWM)	Wakeby	GEV(PWM)	LN	Pareto
Wakeby	Pearson	Wakeby	Pareto	Wakeby
GEV(MOM)	GEV(MOM)	GEV(MOM)	Wakeby	LN
LL	GEV(PWM)	LP	LP	GEV(PWM)
Pearson	LL	Pearson	GEV(PWM)	LP
LP	-	LL	LL	LL

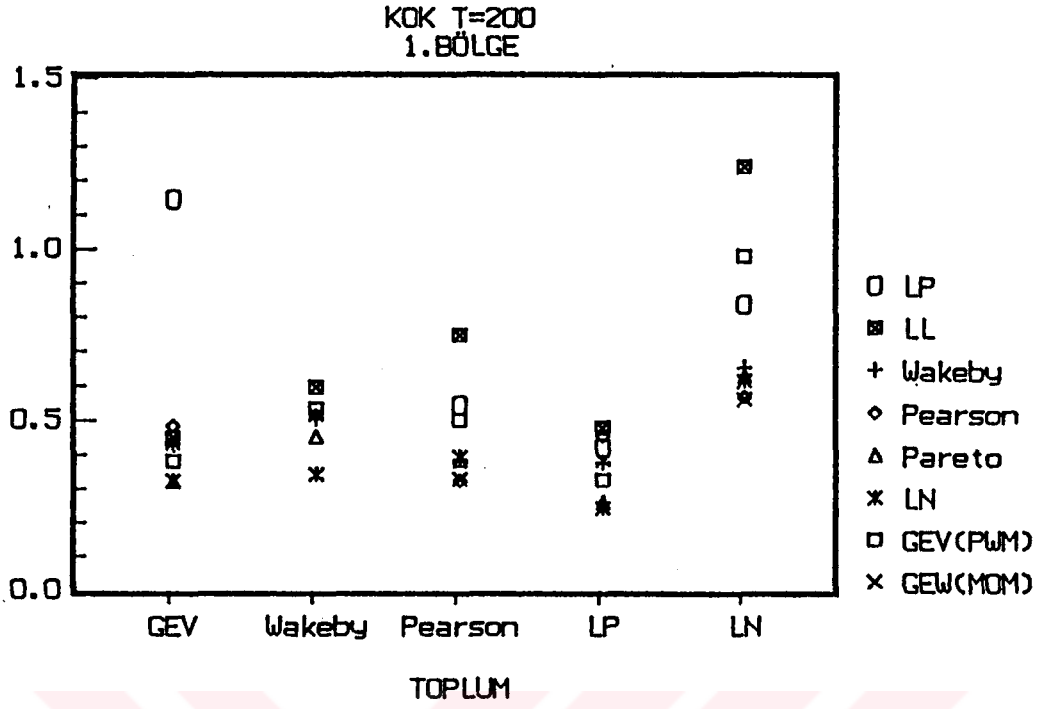
Tablo 6-18 2.Bölgede Farklı Toplumlardaki KOK Değerlerinin Karşılaştırılması

a) T=100

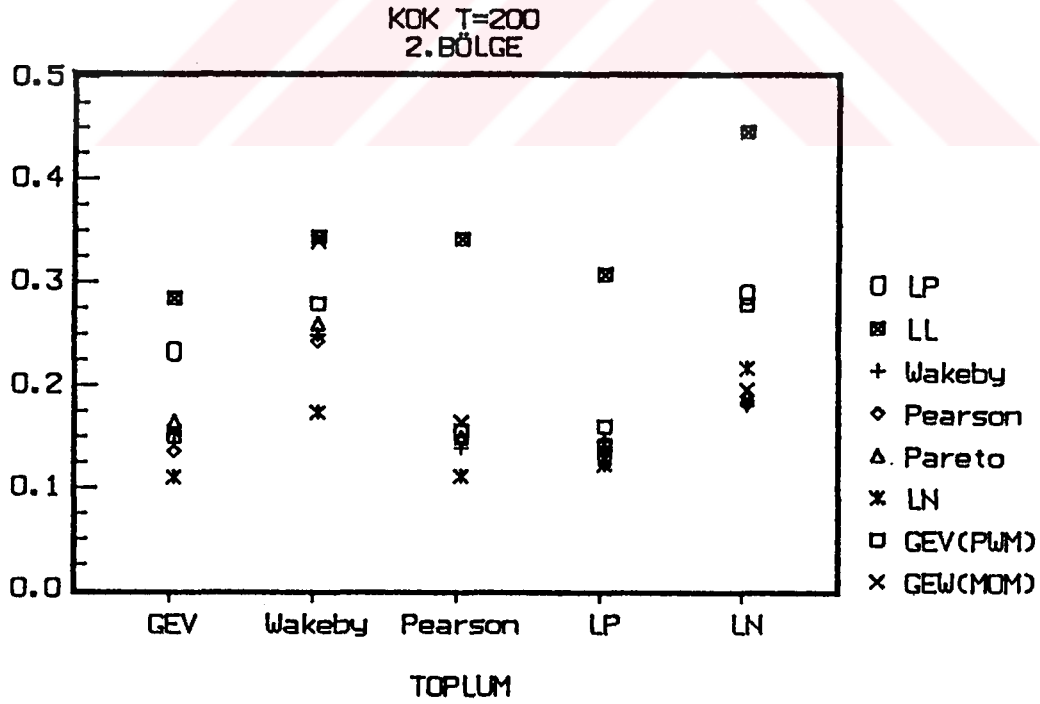
GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
LN	LN	LN	GEV(MOM)	LN
Pearson	Wakeby	Pearson	Pearson	Wakeby
GEV(PWM)	Pearson	GEV(MOM)	Pareto	LP
GEV(MOM)	Pareto	Pareto,LP	Wakeby	Pearson
Wakeby	GEV(PWM)	-	LN	GEV(PWM)
Pareto	LL	Wakeby	LP	GEV(MOM)
LL	GEV(MOM)	GEV(PWM)	GEV(PWM)	Pareto
LP	-	LL	LL	LL

b) T=200

GEV	WAKEBY	LP	LN	PEARSON
LN	LN	LN	Wakeby	LN
Pearson	Pearson	Pearson	Pearson	Wakeby
GEV(PWM)	Wakeby	GEV(MOM)	Pareto	Pearson
Wakeby	Pareto	Pareto	GEV(MOM)	Pareto
GEV(MOM)	GEV(PWM)	LP	LN	LP
Pareto	GEV(MOM)	Wakeby	GEV(PWM)	GEV(PWM)
LP	LL	GEV(PWM)	LP	GEV(MOM)
LL	-	LL	LL	LL



Şekil 6-17 1.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin KOK değerleri.



Şekil 6-18 2.Bölgede 200 yıllık dönüş aralığında GEV, Wakeby, Pearson Tip III, log-Pearson Tip III, lognormal, toplumlara uygulanan çeşitli BTFA yöntemlerinin KOK değerleri.

tahminlerin KOK değerlerinin küçükten büyüğe dizilerek bir araya getirildiği bu tablolar incelendiğinde:

Her iki bölgede de GEV, Wakeby, log-Pearson Tip III toplumlarının BTFA' de kullanılan yöntemlerin değişkenlikleri yukarıdaki şekilde dizildiğinde ortaya çıkan sıralama önemli ölçüde benzerdir. 1.Bölgede lognormal(MOM) ve Pareto(ML), 2.Bölgede lognormal(MOM) ve Pearson Tip III (MOM) en az değişken tahminleri veren yöntemler olmuştur (Şekil 6-17; 6-18). GEV(PWM) ve Wakeby(PWM) alternatif yöntemler olup neticeler her iki dönüş aralığında benzerlik göstermektedir. Dikkati çeken diğer bir nokta 100 yıllık dönüş aralığında adı geçen toplumlarda kullanılan loglojistik(PWM) yöntemin değişkenliğinin daha az, 200 yıllık tahminlerde ise fazla oluşudur. Her iki bölgede lognormal toplum için kullanılan yöntemlerin değişkenlikleri en büyüktür.

6.5.2 DAYANIKLI MODEL

Bu bölümde dayanıklı bir model seçilebilmesi için Matalas ve Fiering (1977) tarafından önerilen iki kriter, çalışmada kullanılan BTFA yöntemlerine uygulanmıştır (Kuczera, 1982).

Bu kriterler mini-max ve ortalama KOK'tur. Mini-max kriterine göre, her bir yöntemin kabul edilen taşkın toplumlarında aldığı KOK değerleri içerisinde maksimum olanı alınmakta ve bu maksimumlardan minimum KOK değerini veren model dayanıklı model olarak kabul edilmektedir. Diğer kritere göre ise bu seçim modellerin çeşitli toplumlardaki ortalamalarının içinden minimum KOK değerini veren model yapılmaktadır.

Bölüm 6.2'de homojen bölgelerde çeşitli taşkın toplumları için yapılan modelleme çalışmasının sonuçları, yukarıdaki iki kritere göre değerlendirilmiştir. Lognormal toplum ile yeni taşkın serilerinin türetilmesinde çarpıklıkların korunamaması ve tahminlerin çok büyük taraflılık ve değişkenlik göstermesi nedeniyle bu toplum değerlendirmeye dahil edilmemiştir (Tablo 6-19a,b; 6-22a,b).

Tablo 6-19 1.Bölge için KOK Değerleri

a) T=100

TOPLUM YÖNTEM	GEV	WAKEBY	LP	PEARSON
GEV(MOM)	0.3373	<u>0.4107</u>	0.3140	0.2536
GEV(PWM)	0.3024	<u>0.3893</u>	0.2325	0.3386
LN(MOM)	0.2712	<u>0.2929</u>	0.2158	0.2690
Pareto(ML)	0.2810	<u>0.3733</u>	0.2137	0.3071
Pearson(MOM)	0.3716	<u>0.4061</u>	0.3539	0.2631
LP(MOM)	0.8910	-	0.3288	0.3870
Wakeby(PWM)	0.3327	<u>0.3819</u>	0.3124	0.2859
LL(PWM)	0.2991	0.3707	0.2502	<u>0.4362</u>

b) T=200

TOPLUM YÖNTEM	GEV	WAKEBY	LP	Pearson
GEV(MOM)	0.4337	<u>0.5155</u>	0.3839	0.3270
GEV(PWM)	0.3807	<u>0.5327</u>	0.3249	0.4989
LN(MOM)	0.3226	0.3417	0.2413	<u>0.3924</u>
Pareto(ML)	0.3197	<u>0.4513</u>	0.2581	0.3817
Pearson(MOM)	0.4823	<u>0.5130</u>	0.4520	0.3221
LP(MOM)	1.1442	-	0.4198	0.5433
Wakeby(PWM)	0.4262	<u>0.5044</u>	0.3757	0.3839
LL(PWM)	0.4492	0.5958	0.4779	<u>0.7460</u>

Tablo 6-20 1.Bölge için Maksimum ve Ortalama KOK Değerleri

YÖNTEM	MAKSİMUM KOK		ORTALAMA KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	0.4107	0.5155	0.3289	0.4150
GEV(PWM)	0.3893	0.5327	0.3157	0.4343
LN(MOM)	<u>0.2929</u>	<u>0.3924</u>	<u>0.2622</u>	<u>0.3245</u>
Pareto(ML)	0.3733	0.4513	0.2938	0.3527
Pearson(MOM)	0.4061	0.5130	0.3487	0.4424
LP(MOM)	-	-	-	-
Wakeby(PWM)	0.3819	0.5044	0.3282	0.4226
LL(PWM)	0.4362	0.7460	0.3391	0.5672

Tablo 6-21 2.Bölge için Maksimum ve Ortalama KOK Değerleri

YÖNTEM	MAKSİMUM KOK		ORTALAMA KOK	
	T=100	T=200	T=100	T=200
GEV(MOM)	0.2729	0.3391	0.1525	0.1985
GEV(PWM)	0.2191	0.2787	0.1432	0.1860
LN(MOM)	<u>0.1532</u>	<u>0.1733</u>	<u>0.1067</u>	<u>0.1293</u>
Pareto(ML)	0.2172	0.2596	0.1432	0.1778
Pearson(MOM)	0.2057	0.2428	0.1333	0.1625
LP(MOM)	-	-	-	-
Wakeby(PWM)	0.1976	0.2492	0.1320	0.1715
LL(PWM)	0.2273	0.3437	0.2007	0.3192

Tablo 6-22 2.Bölge için KOK Değerleri

a) T=100

TOPLUM YÖNTEM	GEV	WAKEBY	LP	Pearson
GEV(MOM)	0.1186	<u>0.2729</u>	0.1045	0.1138
GEV(PWM)	0.1151	<u>0.2191</u>	0.1251	0.1135
LN(MOM)	0.0916	<u>0.1532</u>	0.0974	0.0844
Pareto(ML)	0.1304	<u>0.2172</u>	0.1107	0.1146
Pearson(MOM)	0.1117	<u>0.2057</u>	0.1034	0.1122
LP(MOM)	0.1805	-	0.1107	0.1074
Wakeby(PWM)	0.1194	<u>0.1976</u>	0.1155	0.0955
LL(PWM)	0.1724	<u>0.2273</u>	0.1950	0.2079

b) T=200

TOPLUM YÖNTEM	GEV	WAKEBY	LP	Pearson
GEV(MOM)	0.1541	<u>0.3391</u>	0.1369	0.1638
GEV(PWM)	0.1496	<u>0.2787</u>	0.1598	0.1557
LN(MOM)	0.1100	<u>0.1733</u>	0.1228	0.1111
Pareto(ML)	0.1639	<u>0.2596</u>	0.1387	0.1488
Pearson(MOM)	0.1353	<u>0.2428</u>	0.1237	0.1483
LP(MOM)	0.2326	-	0.1402	0.1526
Wakeby(PWM)	0.1521	<u>0.2497</u>	0.1457	0.1389
LL(PWM)	0.2838	<u>0.3437</u>	0.3074	0.3417

Tablo 6-20;6-21 her iki bölgede 100 ve 200 yıllık dönüş aralıklarındaki maksimum ve ortalama KOK değerlerini göstermektedir. Değerler incelendiğinde lognormal(MOM) yöntemin, mini-max ve ortalama KOK kriterine göre her iki dönüş aralığı ve bölgede daha dayanıklı tahminleri veren yöntem olduğu görülmektedir. Diğer taraftan Pareto(ML), Wakeby(PWM), Pearson Tip III(MOM) alternatif yöntemler olmaktadır.

6.6 MODELLEME ÇALIŞMALARINA ÖRNEK SAYISININ ETKİSİ

Güçlü model araştırması amacıyla yapılan modelleme çalışmalarında homojen iki bölgede mevcut istasyon ve gözlem sayıları korunarak kabul edilen taşkın toplumlarında örnek sayısı 18 olarak seçilmiştir. Bu sayının taşkın tahminlerinde kullanılan yöntemlerin performansına etkisini araştırmak amacıyla, çalışmanın bu bölümünde 1.Bölgede 5 istasyonda 25'er yıllık, 2.Bölgede 6 istasyonda 30'ar yıllık 50 adet taşkın serisi türetilmiş ve taşkınların sırasıyla ekstrem değer (GEV), log-Pearson Tip III ve Wakeby dağılmış toplumlardan geldiği kabul edilmiştir. Türetilen her serinin BTFA, çalışmada güçlü tahminler veren lognormal (MOM) ve Pearson Tip III(MOM) yöntemleriyle yapılmış, 100 ve 200 yıllık dönüş aralıkları için hesaplanan taşkın tahminleri, toplum değerleriyle değişkenlik (KOK) açısından karşılaştırılmıştır.

50 örnek için hesaplanan KOK değerleri Bölüm 6.2'deki neticelerle birlikte incelendiğinde örnek sayısının artmasıyla yöntemlerin performanslarında görülen değişiklikler her iki yöntemde de benzer olup, lognormal(MOM) yöntem üstünlüğünü korumaktadır (Tablo 6-25;6-24). GEV toplumunda örnek sayısının artışı performans kaybına sebep olurken, Wakeby toplumunda performansda iyileşme gözlenmiştir. Log-Pearson Tip III toplumunda ise lognormal(MOM) yöntemle yapılan analizlerde performansta iyileşme izlenirken, Pearson Tip III(MOM) yöntemiyle performans kaybı çok küçük değerlerdedir (Tablo 6-23,6-24). Sonuç olarak:

- a) Modelleme çalışmasında, örnek sayısının artışı yöntemlerin değişkenliğini çok az etkilemektedir.
- b) Lognormal(MOM) yöntem değişkenlik açısından güçlü bir model olma özelliğini, Pearson Tip III(MOM) yöntemine karşı korumaktadır.

Tablo 6-23 1.Bölgede Örnek Sayısının Pearson Tip III(MOM) Yönteminde KOK Değerlerine Etkisi

	GEV		LP		WAKEBY	
	T=100	T=200	T=100	T=200	T=100	T=200
1	0.3716	0.4823	0.3539	0.4520	0.4061	0.5130
2	0.3989	0.5117	0.3556	0.4492	0.3843	0.4921

Tablo 6-24 2.Bölgede Örnek Sayısının Pearson Tip III(MOM) Yönteminde KOK Değerlerine Etkisi

	GEV		LP		WAKEBY	
	T=100	T=200	T=100	T=200	T=100	T=200
1	0.1117	0.1353	0.1034	0.1237	0.2057	0.2428
2	0.1351	0.1638	0.1112	0.1359	0.1753	0.2105

Tablo 6-25 1.Bölgede Örnek Sayısının Lognormal(MOM) Yöntemde KOK Değerlerine Etkisi

	GEV		LP		WAKEBY	
	T=100	T=200	T=100	T=200	T=100	T=200
1	0.2712	0.3226	0.2158	0.2413	0.2929	0.3417
2	0.2942	0.3528	0.2274	0.2606	0.2749	0.3391

Tablo 6-26 2.Bölgede Örnek Sayısının Lognormal(MOM) Yöntemde KOK Değerlerine Etkisi

	GEV		LP		WAKEBY	
	T=100	T=200	T=100	T=200	T=100	T=200
1	0.0916	0.1100	0.0974	0.1228	0.1532	0.1733
2	0.1018	0.1179	0.0911	0.1168	0.1204	0.1391

1 : Örnek büyüklüğü 18

2 : Örnek büyüklüğü 50

SONUÇLAR

Bu çalışmada, bugün için bilinen başlıca bölgesel taşkın frekans analiz (BTFA) yöntemleri ele alınmış, bunlardan bazıları Yeşilırmak Havzası'na uygulanmıştır. Türkiye genelinde taşkın kayıtlarının kısa olması ve çeşitli mühendislik yapılarının planlanmasında gözlenmiş sürelerden daha uzun sürelerde, güvenilir taşkın tahminlerinin taşıdığı önem nedeniyle güçlü tahminler veren bir bölgesel taşkın frekans modeli belirleyebilmek amacıyla modelleme çalışmaları yapılmış ve aşağıdaki sonuçlara varılmıştır :

- 1) Homojen iki bölgede 5 ayrı taşkın toplumu kabulüyle yapılan bölgesel modelleme çalışmasında lognormal(MOM) model ile elde edilen tahminlerin en yüksek performansa sahip oldukları görülmüştür.
- 2) Lognormal(MOM) modelin diğer üç ve dört parametrelili modellere göre daha az değişken tahminler vermesi çok kullanılan iki parametrelili bir dağılım olması açısından önem taşımaktadır. Ayrıca Pareto(ML;k=0) da bölgesel taşkın tahminleri için güvenilir bir modeldir. Heriki modelin de parametre sayısının az olması parametre tahminlerinden kaynaklanan hataların azalması ve modellerin performanslarının artması şeklinde yorumlanabilir.
- 3) Wakeby(PWM), Pearson Tip III(MOM) ve GEV(PWM) modelleri, çalışmada değişkenliği az güvenilir tahminler veren alternatif modeller olmuşturlardır.
- 4) Loglojistik(PWM) model genelde en büyük pozitif taraflılık ve değişkenlikleri vermiştir.
- 5) Taşkınların lognormal dağılıma uyan bir toplumdaki geldiği kabulüyle yapılan modelleme çalışmasında, çarpıklık katsayıları korunamamış olup tüm yöntemlerde en büyük taraflılık ve değişkenliklerle bu toplumda

karşılaşılmıştır. Bu nedenle taşkın toplumu olarak modelleme çalışmalarında kullanılmasının uygun olmadığı düşünülmektedir.

6) İstasyonlarda yapılan taşkın frekans analizlerinin iyileştirilmesi amacıyla yapılan bölgesel taşkın frekans analizlerinin tahminlere getirdiği iyileşmeyi görmek için yapılan çalışmada, bölgesel yöntemlerin taraflılıklarının istasyonlardaki ortalama taraflılıklara yakın değerler aldığı, performanslarının ise çok daha üstün olduğu görülmüştür. Ayrıca istasyonlardaki tahminlerin taraflılık ve KOK değerlerinin değişim aralıkları çok geniştir. Lognormal(MOM) modelin istasyon tahminlerinde dayanıklı model olarak bulunması Kuczera(1982) ile de uyushmaktadır.

7) Bölgesel taşkın frekans analizinin homojen bölgelerde yapılmasının getireceği faydaların araştırılması amacıyla heterojen bölgede yapılan modelleme çalışması sonucunda, havzaları bölgelere ayırarak bölgesel taşkın frekans analizinin yapılması elde edilen tahminlerin değişkenliklerinin ve hatalarının azalmasını sağlamaktadır.

8) Modelleme çalışmalarında örnek sayısının kullanılan BTFA yöntemlerinin performanslarına etkisini araştırmak amacıyla yapılan çalışmanın sonucunda, örnek sayısının arttırılmasının yöntemlerin değişkenliklerini çok az etkilediği görülmüştür.

KAYNAKLAR

- AHMAD, M.I., SINCLAIR, C.D., WERRITT, A., (1988), Loglojistik Flood Frequency Analysis, J.Hydrol., 98, 205-224.
- AKTAŞ, Z., ÖNCÜL, H., URAL, S., (1984), Sayısal Çözümleme, O.D.T.Ü., 1984.
- BAYAZIT, M., (1981), Hidrolojide İstatistik Yöntemler, İ.T.Ü.
- CUNNANE, C., (1988), Methods and Merits of Regional Flood Frequency Analysis, J.Hydrol., 100, 269-290.
- GEBEYEHU, A., (1989), Regional Flood Frequency Analysis, The Royal Institute of Technology, Stockholm, Sweden, Bulletin No. TRIVA-VBI-148.
- GREENWOOD, J.A., LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C and WALLIS, J.R., (1979), Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Distributions Expressible in Inverse Form, Water Resour. Res., 15(5), 1049-1054.
- GREIS, N.P., (1981), Regional Flood Frequency Estimation and Network Design, Water Resour. Res., 17(4), 1167-1177.
- HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R. and WOOD, E.F., (1984), Estimation of the Generalised Extreme-Value Distribution by the Method of Probability Weighted Moments, Institute of Hydrology, London, Report No. 89.
- HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R. and WOOD, E.F., (1985), An appraisal of the Regional Flood Frequency Procedure in the UK Flood Studies Report, Hydrol. Sci. J., 30(1), 85-109.
- HOUGHTON, J.C., (1978), Birth of a Parent: The Wakeby Distribution for Modelling Flood Flows, Water Resour. Res., 14(6), 1105-1109.
- KITE, G.W., (1976), Frequency and Risk Analysis in Hydrology, Ottawa, Canada.
- KUCZERA, G., (1982), Robust Flood Frequency Models, Water Resour. Res., 18(2), 315-324.
- LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. and WALLIS, J.R., (1979a), Probability Weighted Moments Compared with some Traditional Techniques in Estimating Gumbel Parameters and Quantiles, Water Resour. Res., 15(5), 1055-1064.

- LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. and WALLIS, J.R., (1979b), Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions. 1. Know Lower Bounds, *Water Resour. Res.*, 15(6), 1361-1372.
- LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. and WALLIS, J.R., (1979c), Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions. 2. Unknown Lower Bounds, *Water Resour. Res.*, 15(6), 1373-1379.
- LETTENMAIER, D.P. and POTTER, K.W., (1985), Testing Flood Frequency Estimation Methods Using a Regional Flood Generation Model, *Water Resour. Res.*, 21(12), 1903-1914.
- LETTENMAIER, D.P., WALLIS, J.R. and WOOD, E.F., (1987), Effect of Regional Heterogeneity on Flood Frequency Estimation, *Water Resour. Res.*, 23(2), 313-323.
- NERC, (1975), Flood Studies Report, Nat. Environ. Res. Council, London, (Vols. 1-5).
- PARR, W.C., (1983), A Note on the Jackknife, the Bootstrap and the Delta Method Estimators of Bias and Variance, *Biometrika*, 70 (3), 719-722.
- ROSSI, F., FIORENTINO, M. and VERSACE, P., (1984), Two Component Extreme Value Distribution For Flood Frequency Analysis, *Water Resour. Res.*, 20(7), 847-856.
- SMITH, J.A., (1987), Estimating the Upper Tail of Flood Frequency Distribution, *Water Resour. Res.*, 23(8), 1657-1666.
- SMITH, J.A., (1989), Regional Flood Frequency Analysis Using Extreme Order Statistics of the Annual Peak Record, *Water Resour. Res.*, 25(2), 311-317.
- USWRC, (1976), Guidelines for Determining Flood Flow Frequency, Bulletin 17, Hydrology Committee, Water Resources Council, Washington.
- WALLIS, J.R., MATALAS, N.C. and SLACK, J.R., (1974), Just a Moment!, *Water Resour. Res.*, 10(2), 211-219.
- WALLIS, J.R., (1980), Risk and Uncertainties in the Evaluation of Flood Events for the Design of Hydraulic Structures, " Seminar on Extreme Hydrological Events-Floods and Droughts " , Erice, Italy.
- WILTSHIRE, S.W., (1986), Identification of Homogeneous Regions for Flood Frequency Analysis, *J. Hydrol.*, 84, 287-302.

ÖZGEÇMİŞ

Bihrat Önöz, 1955 yılında İzmir'de doğmuştur. Lise öğrenimini İzmir Kız Lisesi'nde yapmıştır. 1973 yılında Ege Üniversitesi Mühendislik Bilimleri Fakültesi İnşaat Bölümü'nde başladığı eğitimini 1977 yılında tamamlamıştır. 1978-1983 yılları arasında Braunschweig Teknik Üniversitesi (Almanya) Hidroloji Bölümü'nde araştırma mühendisi olarak görev almıştır. 1984 yılında İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi Çevre Bölümü'nde araştırma görevlisi olarak çalışmaya başlamıştır. Aynı yıl İ.T.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü İnşaat Dalı Su Programı'nda yüksek lisans yapmaya hak kazanmış ve 1986 yılında Yüksek Mühendis ünvanını almıştır.

1985 yılından beri İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi Hidrolik Anabilim Dalı'nda araştırma görevlisi olarak çalışmaktadır. Evli ve bir çocuk annesidir.