

Batı Akdeniz Bölgesi Taşkın Tahminlerinde Homojenlik İrdelemesi

Betül SAF*

ÖZ

Su kaynaklarının tasarım ve yönetiminde güvenilir taşkın tahminleri yapabilmek amacıyla kullanılan bölgesel taşkın frekans analizindeki temel faktör homojen bölgenin tanımlanmasıdır. Bu çalışmada Batı Akdeniz havzasının yıllık maksimum taşkın serilerinin bölgesel taşkın frekans analizi Dalrymple ve L-momentler homojenlik yaklaşımları kullanılarak yapılmıştır. Bölge; Antalya, Aşağı-Batı Akdeniz ve Yukarı-Batı Akdeniz olmak üzere üç homojen alt bölgeye bölünmüştür. Homojenlik testlerine bağlı olarak homojen bölgeler belirlendikten sonra akım gözlem istasyonlarına ait çeşitli yineleme aralıklarına sahip tasarım taşkın değerleri hesaplanarak sonuçlar karşılaştırılmıştır. Homojenlik testlerine göre çeşitli yineleme aralıkları için elde edilen tasarım taşkın değerleri arasındaki farkın, küçük yineleme aralıklarında önemsiz olduğu büyük yineleme aralıklarında özellikle değişkenlik ve çarpıklık katsayılarının yüksek olduğu istasyonlarda ise artış gösterdiği sonucu elde edilmiştir.

Anahtar kelimeler: Homojenlik, bölgesel analiz, taşkın, tasarım taşkın tahminleri.

ABSTRACT

Effect of Homogeneity on Flood Estimation at the West Mediterranean Region

In regional flood frequency analysis, identification of homogeneous sub-regions is a fundamental factor for reliable flood quantile estimation in hydrologic modeling, engineering practice for water structures design and management. In this study, regional flood frequency analysis is carried out for annual maximum flood series of stream gauging stations with Dalrymple and L-moments homogeneity approaches for the West Mediterranean River basins in Turkey. The studied region is divided into three homogeneous sub-regions namely Antalya, Lower West Mediterranean and Upper West Mediterranean based on Dalrymple and L-moment homogeneity tests. Design floods with various recurrence intervals are calculated for stream gauging stations in each homogeneous sub-region. The results showed that the difference between design floods

Not: Bu yazı

- Yayın Kurulu'na 30.04.2008 günü ulaşmıştır.
- 31 Aralık 2011 gününe kadar tartışmaya açıktır.

* Pamukkale Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Denizli - bsaf@pau.edu.tr

with various recurrence intervals according to the homogeneity tests is not significant at small recurrence intervals but this difference increases at large recurrence periods especially for stations that have high coefficient of variation and skewness.

Keywords: Homogeneity, regional analysis, flood, design flood estimations.

1. GİRİŞ

Herhangi bir havza içindeki akım gözlem istasyonlarında ve/veya akım gözlem istasyonu olmayan yerlerde güvenilir tasarım taşkın tahminlerinin elde edilmesi, baraj ve bağlama gibi çeşitli su yapılarının tasarımı ve işletilmesindeki temel problemlerden biri olma özelliğini günümüzde de devam ettirmektedir. Güvenilir tasarım taşkınlarının elde edilmesinde kullanılan çeşitli istatistiksel yöntemlerden en basiti noktasal frekans analizidir. Noktasal frekans analizi basit olmasına karşın bazı dezavantajlara sahiptir. Bu dezavantajlardan en önemlisi akım gözlem istasyonundaki gözlenmiş veri uzunluğunu aşan yineleme aralıklarındaki taşkın değerlerinin noktasal olarak tahmin edilmesi sırasında, verilerin havzadaki tek bir istasyona ait olması ve dolayısıyla tahminlerin güvenilirliğinin doğrudan veri uzunluğuna bağlı olmasıdır [31, 10]. Ayrıca herhangi bir istasyonun tasarım taşkın değerlerini belirlemek için kullanılan çeşitli olasılık dağılım modelleri içinden birden fazla modelin o istasyona ait verilere uygun olması da söz konusudur, bu durumda aynı yineleme aralığı için farklı taşkın tahminleri elde edilebilmektedir [9]. Üstelik yetersiz uzunlukta gözlemlere sahip istasyonlardaki taşkın gibi ekstrem özellikteki olayların büyüklüklerinin tahmin edilmesinde tek bir dağılımın kullanılması ile ilgili teorik bir temel de bulunmamaktadır [23]. Noktasal taşkın frekans analizinin sahip olduğu bu gibi dezavantajlar yüzünden tasarım taşkın tahminlerinin güvenilirliğini artırmak üzere bölgesel taşkın frekans analizi sıklıkla tercih edilen bir yöntemdir.

Bölgesel taşkın frekans analizi, noktasal tahminlere göre herhangi bir havza içindeki akım gözlem istasyonlarının gözlenmiş taşkın değerleri yardımıyla ilgili havzada yer alan ve ölçümleri yetersiz olan diğer istasyonlarda daha güvenilir sonuçlar vermesi ve yine bölge içinde akım gözlemleri olmayan yerlerde de tahmin yapabilmeyi sağlaması nedeniyle sıklıkla tercih edilmektedir. Bölgesel analiz, homojen bir bölge içinde ölçümleri mevcut olan akım gözlem istasyonlarından, akım gözlem istasyonu olmayan veya çok az veriye sahip istasyonlara hidrolojik bilginin aktarılmasına dayalıdır. Bu konuda yapılan çalışmalarda bölgenin ortalama olarak homojen olması durumunda bile bölgesel taşkın tahminlerinin noktasal taşkın tahminlerine göre daha güvenilir sonuçlar verdiği belirtilmektedir [37, 38, 29, 55, 51, 54]. Bölgesel taşkın frekans analizi genellikle noktasal frekans analizi, homojen bölgelerin tanımlanması ve bölgesel ilişkilerin geliştirilmesi şeklinde 3 kısımdan oluşmaktadır.

Bölgesel taşkın frekans analizinde güvenilir tahminlerin elde edilmesindeki en önemli faktör homojen bölge veya alt bölgelerin tanımlanmasıdır [6, 3, 5, 20, 27, 38]. Homojen bölgelerin belirlenmesi ve bölgesel tahminlerle ilgili çeşitli yaklaşımları kullanarak yapılan çalışmalar mevcuttur [69, 7, 4, 5, 72, 73, 11, 28, 16, 46, 67]. Cunnane [10] taşkın frekans analiziyle ilgili genel bir değerlendirme yapmış, GREYHS (Groupe de Recherche en

Hydrologie Statistique) a,b [21, 22] ise çeşitli bölgesel tahmin yaklaşımlarını teorik ve nümerik olarak karşılaştırmıştır.

Dalrymple [11] tarafından geliştirilen taşkın indeks yöntemi bölgesel taşkın frekans modelleri için de halen sıklıkla kullanılan bir modeldir [41]. Taşkın indeks yönteminin temel kabulleri homojen bölge içindeki istasyonların aynı dağılımlı olduğu, bölge içindeki taşkın frekans dağılımının noktadan noktaya sadece bir ölçek faktörü oranında değiştiği ve istasyonların değişkenlik katsayılarının sabit olduğu şeklindedir [66]. Dalrymple [11] Gumbel kümülatif dağılım fonksiyonundan elde edilen noktasal parametreler yardımıyla 10 yıllık bölgesel taşkın tahminlerinin tanımlanan güven aralıklarıyla test edilmesini önermiştir. Bölgesel dağılım olarak Gumbel yerine Genelleştirilmiş Ekstrem Değer (GED) [43, 28], Wakeby (WAK) [36] ve Log-Pearson III (LP3) [66] dağılımlarını kullanarak yapılmış taşkın indeks çalışmaları da vardır.

Günümüzde taşkın indeks yönteminin tarafından geliştirilen L-momentler yöntemine dayalı homojenlik yaklaşımıyla birleştirilmesiyle daha güvenilir tasarım taşkınları yapılabilir hale gelinmiştir [32]. Hosking ve arkadaşları [31] homojen bir bölge içindeki tüm istasyonların aynı toplum L-moment istatistiklerine (L-değişkenlik ($L-C_v$), L-çarpıklık ($L-C_s$), ve L-basıklık ($L-C_k$)) sahip oldukları varsayımına dayalı bir homojenlik testi önermişlerdir. Bu testte, havzayı en iyi şekilde L-moment istatistiklerinin ağırlıklı ortalamalarının tanımlayacağı düşünülmektedir. Bir grup istasyonun homojenliği, gözlenmiş grup ve bu değerlerden yararlanarak sentetik olarak oluşturulan grup arasındaki çeşitli L-momentlerin örnekleme değişkenliğindeki farkın belirlenmesiyle sınanmaktadır. İki grubun L-momentler örnekleme değişkenliklerindeki farkın istatistiksel olarak anlamlılığı Monte Carlo simülasyonu ile değerlendirilmektedir [31]. Bu yöntem pek çok araştırmacı tarafından çeşitli ülkelerde kullanılmıştır; Amerika [68, 52], Yeni Zelanda [40, 48, 49], Güney Afrika [42, 34, 33], Kanada [70, 71], Portekiz [53], Hindistan [35, 47, 56], Malezya [39], ve Nil Nehri kolları (Mavi Nil, Beyaz Nil ve Atbara Nehri) [2], Türkiye [59].

Ülkemizde de taşkın tahminleri ile ilgili noktasal ve bölgesel ölçekte çeşitli çalışmalar mevcuttur. Haktanır ve arkadaşları [24] tarafından ülkemiz akarsularındaki uzun dönemli veriye sahip 112 istasyonda çeşitli olasılık dağılım modelleri (Gumbel, 2 ve 3 parametrelili Lognormal, 3 parametrelili Gama, Log-pearson tip III, Smemaks ve Log-Boughton) Ki-kare ve Kolmogorov-Smirnov uygunluk testleriyle sınanmış ve ülkemiz akarsu istasyonları için tek bir dağılımın önerilemeyeceği ancak yaygın olarak kullanılan Gumbel dağılımının Log-Pearson Tip III ve Log-Lojistik gibi dağılımlar kadar güvenilir tahminler vermediği sonucuna ulaşılmıştır. Haktanır [25] Anadolu'daki yıllık taşkın değerlerinin olasılık dağılım modellerini araştırmıştır. Daha sonraki yılda Haktanır ve Horlacher [26] taşkın frekans analizinde kullanılan çeşitli olasılık dağılım modellerini değerlendirmişlerdir.

Ülkemizde bölgesel analizle ilgili en eski çalışma Dinçer [13] tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada ülkemizdeki 5 yıl ve daha fazla gözlemlere sahip istasyonlardaki ortalama taşkın verimi-yağış alanı ilişkilerinin bölgesel değişimleri irdelenmiştir. Önöz [44] Yeşilirmak havzası için yaptığı bölgesel taşkın frekans analizi çalışması sonucunda bu havza için iki homojen bölge belirlemiştir. Ege bölgesi için Fıstıkoğlu ve Tariyan[17], Batı Akdeniz bölgesi için Saf [58], Büyük Menderes havzası için Akyer [1], Doğu Akdeniz Bölgesi için Tariyan [63] Dalrymple homojenlik testine dayalı bölgesel taşkın frekans analizlerini

yaparak söz konusu havzaların homojen alt bölgelerini tanımlayarak her bir homojen bölge için belirli tekerrür sürelerindeki boyutsuz taşkın büyüklüklerini elde etmişlerdir. Gedikli [18], Dicle ve Fırat havzaları için yaptığı bölgesel analizde ise bölgeyi iki alt bölgeye ayırmıştır. Topaloğlu ve arkadaşları [64], Seyhan havzasında; Topaloğlu [65], Doğu Akdeniz havzalarında; Özen [45], Gediz havzasında; Şirin [60], Bakırçay havzasında; Demirelli [12], Doğu Akdeniz bölgesinde L-momentlere dayalı bölgesel taşkın frekans analizlerini yapmışlardır. Şorman [62], Batı Karadeniz bölgesi için parametre tahmin yöntemlerinin taşkın tahminleri üzerindeki etkisini incelemiş ve istasyonlar arası korelasyon katsayısını da dikkate alarak bölgesel taşkın frekans analizi yapmıştır.

Bu çalışmada Batı Akdeniz akarsu havzalarındaki en az 10 yıllık gözleme sahip 48 akım gözlem istasyonunun taşkın değerleri kullanılarak, Dalrymple ve L-momentlere dayalı homojenlik testlerine göre belirlenen homojen alt bölgelerin bölgesel dağılım modelleri belirlenmektedir. Çalışmanın temel amacı homojen bölgeleri tanımlamak ve boyutsuz bölgesel frekans eğrilerini elde etmek ve iki homojenlik testinin bölgesel tahminlerdeki etkisini araştırmaktır. Çalışmada öncelikle taşkın indeks yöntemi kavramı kısaca özetlenerek Dalrymple ve L-momentlere dayalı homojenlik testleri açıklanmıştır. Daha sonra analizler Batı Akdeniz havzası akım gözlem istasyonlarına uygulanmış ve homojen alt bölgelerin boyutsuz taşkın değerleri elde edilmiştir. Çalışmanın bölge içindeki su yapılarının tasarım ve boyutlandırılmasında yararlı olacağı düşünülmektedir.

2. YÖNTEM

2.1. Taşkın İndeks Yöntemi ile Bölgesel Analiz

Taşkın indeks yönteminde, N istasyona sahip homojen bir bölgedeki n_i adet verisi olan i istasyonundaki belirli bir taşkın değerinin aşılması olasılığını F ve gözlenmiş yıllık taşkın serilerini $Q_{ij}, j=1, \dots, n_i$ şeklinde tanımlayarak, bu bölgedeki taşkın serilerinin her istasyona ait ve "indeks" olarak tanımlanan belirli bir ölçek dışında aynı dağılıma sahip olduğu kabul edilir. Taşkın indeksinin tanımlanmasını sağlayan bu ölçek genellikle istasyonların yıllık taşkın gözlemlerinin ortalaması olarak dikkate alınır [61, 3, 57, 32]. Taşkın indeks değeri ile bölgedeki tüm istasyon gözlemleri aynı ortalamaya ve farklı değişkenlik katsayılarına sahip hale getirilmiş olmaktadır. Ayrıca taşkın dizilerinin boyutsuzlaştırılması ile bölge içindeki istasyonların taşkın değerlerinin ve uygunluğu belirlenen olasılık dağılımlarından elde edilen tasarım taşkın değerlerinin karşılaştırılabilmesi de sağlanmaktadır. Herhangi bir i istasyonundaki taşkın indeksini μ_i ve bölgedeki T yıllık boyutsuz taşkın değerini de $q(F)$ ile belirttiğimizde ilgili istasyonun T -yıllık tahmin değeri $Q_i(F)$ aşağıdaki gibi tanımlanabilir [11]:

$$Q_i(F) = \mu_i q(F) \quad (1)$$

Hosking ve Wallis [31, 32], bölgesel (2 eşitliğinde R ile ifade edilmiştir) taşkın indeks değerini ($\hat{\theta}_k^R$) istasyon tahminlerinin ağırlıklı ortalamasını kullanarak aşağıdaki gibi tanımlamışlardır:

$$\hat{\theta}_k^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \hat{\theta}_k^i}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (2)$$

Bu eşitlikte N homojen bölge içindeki istasyon sayısını, bölgesel $\hat{\theta}_k^i$ (L -ortalama, L -değişkenlik, L -çarpıklık için ise k sırasıyla 1, 2 ve 3 olmaktadır) istasyonunun ilgili L -moment değerini ve n_i her bir istasyondaki veri uzunluğunu belirtmektedir. Bu değer $q(F)$ de yerine konulduğunda $q(F) = q(F; \theta_1^R, \dots, \theta_p^R)$ bölgesel taşkın değerleri elde edilmektedir [31].

2.2 Bölgesel Homojenlik Testleri

2.2.1 Dalrymple Homojenlik Testi

Dalrymple [11] tarafından önerilen bu yöntemde öncelikle akım gözlem istasyonlarının veri uzunlukları bölge içindeki uzun veriye sahip istasyonlarla doğrusal ve doğrusal olmayan regresyon ilişkileri yardımıyla ortak süreye tamamlanır. Bunun nedeni küçükten büyüğe sıralanmış istasyon gözlem değerlerine gerçek ölçüm değerinden farklı frekansların atanmasını önlemektir. N yıl gibi ortak süreye sahip ve küçükten büyüğe sıralanmış olan taşkın gözlemlerinin (Q_i) her biri kendi ortalamaları (\bar{Q}_i) ile boyutsuzlaştırılarak ($q_i = Q_i / \bar{Q}_i$) beklenen değer (\bar{b}_j) ve varyans kurallarına göre ortalaması bir ($\bar{b}_j = 1, i=1, 2, \dots, m$) ve standart sapmaları değişkenlik katsayısına eşit ($S_{q_i} = C_{vi}$) (her istasyon için farklı değişkenlik katsayısı) q_i taşkın serileri elde edilir. Bu boyutsuz dizilerin çarpıklıkları (C_s) taşkın dizilerinin çarpıklıklarına eşittir ($C_s(q_i) = C_s(Q_i)$). Bu dönüşümden sonra herhangi bir i istasyonundaki T yıllık boyutsuz taşkın değeri (q_{Ti}) aşağıdaki formülle hesaplanır:

$$q_{Ti} = 1 + \hat{K}_{Ti} C_{vi} \quad (3)$$

(3) eşitliğindeki \hat{K}_{Ti} değeri i istasyonunun T yinelemeli frekans faktörünü ifade etmektedir. Bölgedeki tüm istasyonlar için, ortak dağılım olarak; dağılım özellikleri değişkenlik katsayısına bağlı olan Gumbel dağılımının kullanılması durumunda bölgesel dağılım fonksiyonu sadece bölgesel değişkenlik katsayısına bağlı olacaktır [43]. Homojen bölge içindeki değişkenlik katsayılarının beklenen değeri olan bölgesel değişkenlik katsayısı (RC_v):

$$RC_v = \left(\frac{\sum_{j=1}^m (N_j - 1) * C_{vj}^2}{\sum_{j=1}^m (N_j - 1)} \right)^{1/2} \quad (4)$$

ile hesaplandığında Gumbel dağılımının bölgesel parametreleri (α ve β)

$$\alpha = \frac{1.2825}{RC_v}, \quad \beta = 1 - 0.45RC_v \quad (5)$$

şeklinde elde edilir. Dalrymple [11]'in homojen bir bölge içindeki her bir istasyonda Gumbel frekans eğrisinden elde edilen 10 yıllık taşkın tahminlerine bağlı olarak bölgenin homojenliğinin test edilmesiyle ilgili önerdiği yöntemde, 10 yıl yinelemeli bölgesel taşkın eğrileri için güven aralıkları ($AGLT_{ei}$ ve \bar{UGLT}_{ei}) olarak tanımlamaktadır. Bunun için öncelikle her bir i istasyonunda ortalama boyutsuz taşkın değerleri (q_i) hesaplandıktan sonra belirlenen 10 yıl yinelemeli boyutsuz taşkın değerlerine (q_{i10}) göre 10 yıllık boyutsuz taşkın değerleri (\bar{q}_{10}) M adet istasyon için aşağıdaki eşitlikle hesaplanır:

$$\bar{q}_{10} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M q_{i10} \quad (6)$$

Her bir istasyon için elde edilen (\bar{q}_{10}) değerine karşılık gelen yineleme süreleri (T_{ei}) hesaplanır. Böylece ortak süreye sahip istasyonların yineleme sürelerinin alt ve üst güven limitleri ($AGLT_{ei}$ ve \bar{UGLT}_{ei}) elde edilmiş olur. Bunun için öncelikle eksik verileri tamamlanmış istasyonların ortalama (\bar{Q}_{oi}), standart sapma (S_{oi}) ve değişkenlik katsayıları (C_{v0i}) hesaplanır. İstasyonların tümünde örnek büyüklükleri eşit olduğu için, bu taşkın serilerinin ortalama bölgesel değişkenlik katsayıları bölgedeki istasyonların değişkenlik katsayılarının ortalamasına eşittir.

$$\hat{C}_{v0} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{C}_{v0i} \quad (7)$$

Eşitlik (3), (7) eşitliğine göre yeniden aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\bar{q}_T = 1 + K_T \hat{C}_{v0} \quad (8)$$

Eşitlik (8)'de tanımlanan \bar{q}_T değeri 10 yıllık yineleme için aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$\bar{q}_{10} = 1 + K_{10} \hat{C}_{v0} \quad (9)$$

(8) eşitliğindeki K_T , T yıl yinelemeli bölgesel frekans faktörünü ifade etmektedir. Her bir istasyondaki \bar{q}_{10} değerine karşılık gelen yineleme süreleri ise (T_{ei}) aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$T_{ei} = (1 - \exp(-\exp(-(\bar{q}_{10} - 1)/C_{voi} + 0.45)/0.7797)))^{-1} \quad (10)$$

Dalrymple [11] indirgenmiş (standardize) değişkenin (y_T) standart sapmasının güven aralıklarını aşağıdaki gibi tanımlamıştır:

$$\sigma_i(y_T) \approx \exp(y_T) / (\sqrt{T-1} \sqrt{N_i}) \quad (11)$$

Bu eşitlikteki y_T değerlerinin beklenen değerlerinin $E(y_T)$ etrafında normal dağılımlı oldukları kabul edilir:

$$y_{Ti}(GL) = E(y_T) \pm z_c \frac{e^{y_T}}{\sqrt{N_i} \sqrt{T-1}} \quad (12)$$

Gumbel dağılımına göre y_T indirgenmiş (standardize) değişkeninin $T=10$ yıl için beklenen değeri $E(y_{10})$; 2.25 ve %95 anlamlılık düzeyinde standardize normal değişkenin değeri $z_c = 2$ 'dir. Eşitlik (12)'de tanımlanan bu değişkenin alt ve üst güven limitleri:

$$y_{10i}(GL) = 2.25 \pm \frac{6.33}{\sqrt{N_j}} \quad (13)$$

şeklinde dir. Dalrymple [11], alt ve üst güven sınırlarının tanımlanmasında efektif örnek ortalama büyüklüğünü (N_{ei}) tanımlamıştır (Eşitlik 14). Bu değer; gerçek kayıt uzunluğu N_i yerine kullanıldığında (15) eşitliği elde edilir.

$$N_{ei} = (N + N_i) / 2 \quad (14)$$

$$y_{10i}(GL) = 2.25 \pm \frac{6.33}{\sqrt{N_{ei}}} \quad (15)$$

(15) eşitliğine bağlı olarak %95 güven düzeyinde T_{ei} 'nin alt ve üst sınırları sırasıyla aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$AGL(T_{ei}) = (1 - \exp(-\exp AGL(y_{10i})))^{-1} \quad (16a)$$

$$\ddot{UGL}(T_{ei}) = (1 - \exp(-\exp \ddot{UGL}(y_{10i})))^{-1} \quad (16b)$$

Eşitliklerdeki AGL ve ÜGL ifadeleri T_{ei} 'nin alt ve üst güven limitlerini ifade etmektedirler. Bölgesel homojenlik hipotezi i ninci istasyonun T_{ei} değerinin yukarıda tanımlanan güven aralıkları dışında kalması durumunda reddedilir.

2.2.2 Hosking ve Wallis Homojenlik Testi

2.2.2.1 L-moment İstatistikleri

L-momentlerin teorisi ve kullanımı ile ilgili detaylı bilginin pek çok çalışmada ayrıntılı olarak verilmesi nedeniyle [30, 61, 32] bu çalışmada teorik detaylar özet bilgi halinde aşağıdaki gibi verilmiştir.

Greenwood ve arkadaşları [19] tarafından geliştirilen olasılık ağırlıklı momentler yöntemi L-momentlerin doğrusal fonksiyonlarıdır ve aşağıdaki eşitlikle tanımlanırlar:

$$\beta_r = \int_0^1 x(F)F^r dF \quad (17)$$

Bu eşitlik şu şekilde de ifade edilebilir:

$$\beta_r = E[x\{F(x)\}^r] \quad (18)$$

Burada E beklenen değer operatörü, $F = F(x)$, x değişkeni için kümülatif olasılık yoğunluk fonksiyonunu (KOYF), $x(F)$ ise F olasılığında değerlendirilen X 'in kümülatif olasılık yoğunluk fonksiyonunun tersini ve r değeri de momentin mertebesini ($r = 0, 1, 2, \dots, s$ (pozitif tamsayı)) ifade etmektedir. r değerinin sıfır olması durumunda; (β_0), dağılımın ortalamasına $\mu = E[x]$ eşittir. r ninci mertebeden L-moment değeri λ_r olasılık ağırlıklı momentlerin r ninci değeriyle bağlantılıdır [30]. İlk dört L-moment istatistikleri [30]:

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (19)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (20)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (21)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (22)$$

şeklindedir. L-moment oranlarını (*L-değişkenlik*; $t^{(i)}$ ($L-C_v$ veya τ_2), *L-çarpıklık*; $t_3^{(i)}$ ($L-C_s$ veya τ_3) ve *L-basıklık*; $t_4^{(i)}$ ($L-C_k$ veya τ_4) aşağıdaki gibi tanımlamıştır [30]:

$$L-C_v = \tau_2 = \lambda_2/\lambda_1 \quad (23)$$

$$L-C_s = \tau_3 = \lambda_3/\lambda_2 \quad (24)$$

$$L-C_k = \tau_4 = \lambda_4/\lambda_2 \quad (25)$$

2.2.2.2 Homojen Bölge Belirleme Adımları

L-momentlere dayalı Hosking ve Wallis'in homojenlik testi son yıllarda çok sıklıkla kullanılan standart bir test halini almıştır [6, 8]. Bu testte sadece örnekleme değişkenliğinden etkilenen homojen grupların simülasyonlarından belirlenen L-moment oranlarının beklenen değerleri ile bölge içindeki istasyonların bölgesel L-moment oranları karşılaştırılmaktadır. Bunun için hesaplanan H_k ($k=1,2,3$) test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$H_k = (V_k - \mu_v)/\sigma_v \quad (26)$$

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}, \quad t_3^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_3^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}, \quad t_4^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_4^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (27)$$

$$V_1 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (28a)$$

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left\{ n_i \left[(t^{(i)} - t^R)^2 + (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 \right]^{0.5} \right\}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (28b)$$

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N \left\{ n_i \left[(t_3^{(i)} - t_3^R)^2 + (t_4^{(i)} - t_4^R)^2 \right]^{0.5} \right\}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (28c)$$

Bu eşitliklerde N bölge içindeki n_i veri uzunluğuna sahip i istasyon sayısını; μ_v ve σ_v ise V_k simülasyon değerlerinin ortalama ve standart sapmasını ifade etmektedir. Ayrıca eşitlik 28a, b ve c eşitliklerindeki t^R , t_3^R ve t_4^R değerleri de örnek L-moment oranlarının bölgesel ortalamasını ifade etmektedirler. Bölgesel veri seti için 4 parametrelili Kappa dağılımına göre 500 adet simülasyonla sentetik seriler elde edilir ve bu seriler bölgenin gerçek L-

moment istatistikleri ile karşılaştırılır. L-değişkenlik istatistiğine göre H_1 , L-değişkenlik ve L-çarpıklık istatistiklerine göre H_2 ve L-çarpıklık ve L-basıklık istatistiklerine göre de H_3 homojenlik istatistikleri tanımlanır. Eğer homojenlik istatistiğinin değeri 1 den küçükse ($H < 1$) bölge kabul edilebilir ölçekte homojen, 1 ve 2 değerleri arasında $1 \leq H < 2$ ise olası olarak heterojen ve 2 den büyükse $H \geq 2$ kesin olarak heterojen olarak kabul edilir [31].

2.2.2.3 En uygun dağılımın seçilmesi

Hosking ve Wallis [32], uygunluğu araştırılan dağılımın ve istasyonların veri uzunluklarının ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanan L-basıklık değerleri arasındaki farka dayalı olarak bir yöntem geliştirmişlerdir. Bunun için tanımlanan (Z) istatistiği bölgesel ortalamalara eşit L-moment oranlarına sahip çok sayıda Kappa dağılımlı bölgelerin simülasyonu ile belirlenir. Simülasyonla oluşturulan bölgeler, uygun dağılımın araştırıldığı homojen bölge içinde gerçekte yer alan istasyon sayısına eşittir ve veriler istasyonların gerçekte ölçülmüş veri uzunluklarına sahiptirler. m inci simülasyondaki bölgesel L-basıklık ortalaması, (τ_4^{DIST}) ile ifade edilir. Simülasyonlardan sonra, taraflılık (β_4) ve standart sapma değerleri (σ_4) aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\beta_4 = \frac{1}{N_{sim}} \sum_{m=1}^{N_{sim}} \left(\tau_4^m - \bar{\tau}_4 \right) \quad (29)$$

$$\sigma_4 = \left[\left(\frac{1}{N_{sim}} \right) \left\{ \sum_{i=1}^{N_{sim}} \left(\tau_4^i - \bar{\tau}_4 \right)^2 - (N_{sim} \beta_4)^2 \right\} \right]^{0.5} \quad (30)$$

Her bir dağılım için, uygunluk test ölçütü ise

$$Z^{DIST} = \left(\tau_4^{DIST} - \tau_4^R + \beta_4 \right) / \sigma_4 \quad (31)$$

şeklinde elde edilir. Burada uygunluğu araştırılan dağılım $DIST$ ile gösterilir. $\bar{\tau}_4$ bölge içindeki veriden elde edilen ortalama L-basıklık değerini ve N_{sim} ise Kappa dağılımına göre türetilen bölgesel veri setinin sayısını belirtmektedir. %90 güven düzeyinde $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ ise dağılımın uygun olduğu sonucuna varılır.

3. UYGULAMA VE SONUÇLAR

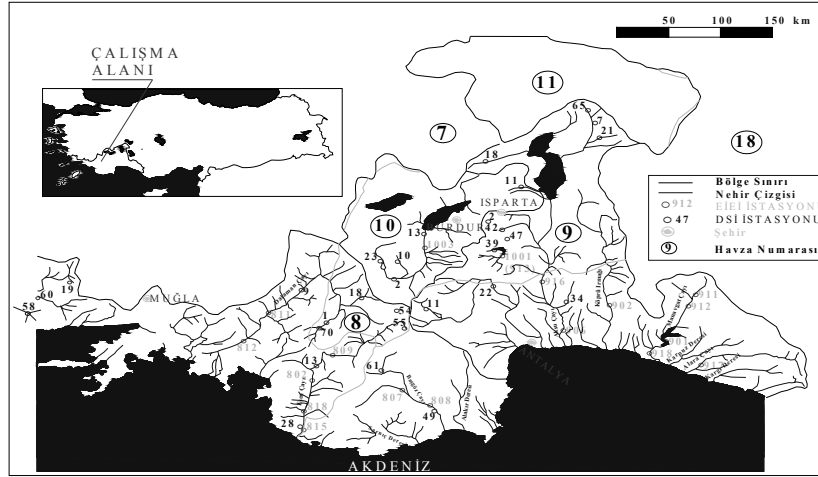
3.1 Veri

Çalışmanın yapıldığı Batı Akdeniz havzası Türkiye'nin batısında yer alan (8) nolu Batı Akdeniz havzası, (9) nolu yer Antalya havzası ve (10) nolu Burdur kapalı göller havzasını içermektedir (Şekil 1). Çalışmada kullanılan 1940-2000 periyoduna sahip taşkın verileri Elektrik İşleri Etüd İdaresi [15] ve Devlet Su İşleri yıllıklarından [14] temin edilmiştir.

Bölge içindeki ana akarsu kolları 8 nolu havza için Dalaman, Eşençay ve Başgöz; 9 nolu havza için Aksu, Köprüçay, Manavgat ve Alara, Burdur kapalı göller havzası için ise Bozçay'dır. Toplam alanı yaklaşık olarak 48 000 km² olan bu üç akarsu havzasındaki 48 akım gözlem istasyonununun 18 tanesi EİE'ye geri kalan 29 tanesinde DSİ'ye aittir. EİE istasyonları üç haneli sayılar ile (802 gibi), DSİ istasyonları ise aralarında tire işareti olan sayılarla (09-002 gibi) belirtilmişlerdir.

3.2 Akım gözlem istasyonlarının istatistiksel özellikleri

Çalışmada öncelikle bölge içindeki 1940-2000 yılları arasında veriye sahip 48 akım gözlem istasyonunun ortalama (Q_0), standart sapma (S), değişkenlik ve çarpıklık katsayıları (C_v , C_s) ve L-moment istatistikleri (L -değişkenlik ($L - C_v$), L -çarpıklık ($L - C_s$), ve L -basıklık ($L - C_k$)) hesaplanmıştır. 701 nolu istasyon, Batı Akdeniz havzası içinde yer almamasına karşın komşu istasyon olması ve aynı zamanda uzun dönemli veriye de sahip olması nedeniyle istasyon verilerinin sürelerinin ortak süreye tamamlanmasında kullanılmıştır. Bu işlemden sonraki aşamalarda bu istasyon analizlere dahil edilmemiştir.



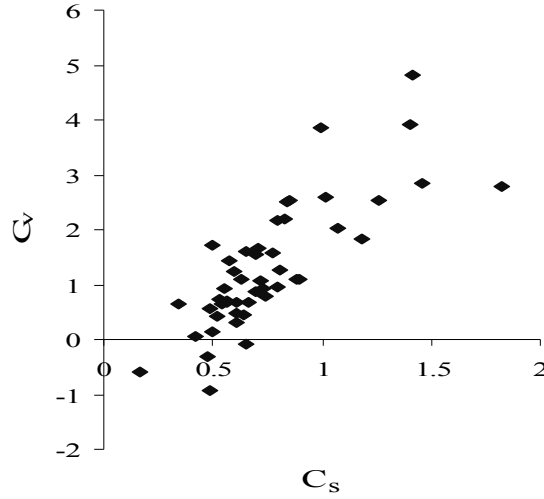
Şekil 1. Bölge haritası

Drenaj alanları 36-6472 km² arasında olan istasyonların değişkenlik katsayıları 0.167-1.823 aralığında, ortalama değişkenlik katsayıları ise 0.756'dır. Bölge içindeki 9 istasyon (906, 08-018, 09-007, 09-022, 09-039, 1003, 10-010 ve 10-011) dışındaki istasyonların değişkenlik katsayıları 0.3-1 aralığındadır. Ayrıca 4 istasyon dışında (807, 906, 09-021 ve 10-023) kalan istasyonlar negatif çarpıklığa, 09-011 ve 09-042 istasyonları ise diğer istasyonlara göre yüksek çarpıklığa sahiptirler. Benzer şekilde bölgenin L-moment istatistiklerinden $L - C_v$ değerleri 0.1062-0.7334 aralığında hesaplanmıştır. Negatif $L - C_s$ değerine sahip 906 nolu istasyon dışındaki diğer istasyonlar pozitif $L - C_s$ değerli olup bu

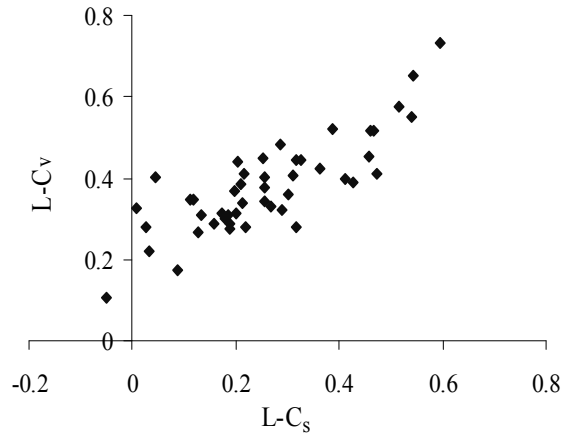
istatistiğin değişim aralığı -0.0505 ila 0.5946 şeklindedir. Bölgedeki istasyonlar için $C_s - C_v$ ve $(L - C_s) - (L - C_v)$ lineer ilişkileri (r) Excel veri çözümüleme eklenti programı ile belirlenerek ve korelasyon katsayıları eşitlik (32) ve (33)'deki gibi elde edilmiştir (Şekil 2 ve 3). Ayrıca bir diğer L-moment istatistiği olan $L - C_k$ 'ın değişim aralığı da 0.0418-0.3843 olarak belirlenmiş olup sadece 10-023 nolu istasyon negatif $L - C_k$ (-0.0039) değerine sahiptir.

$$C_s = 2.928(C_v) - 0.908 , \quad r = 0.79 \quad (32)$$

$$L - C_s = 1.0823(L - C_v) - 0.1506 , \quad r = 0.81 \quad (33)$$



Şekil 2. Çarpıklık-Değişkenlik katsayıları arası ilişkiler



Şekil 3. $(L - C_s) - (L - C_v)$ katsayıları arası ilişkiler

3.3. Bölgesel Homojenlik Testleri

3.3.1 Dalrymple Yöntemi ile Homojen Bölgelerin Belirlenmesi

Bölgesel homojenliği test etmeye başlamadan önce istasyonların coğrafi yakınlıklarına bağlı olarak kabaca alt bölgeler belirlenmiştir. Bu alt bölgeler için bölgesel homojenlik koşulları irdelenerek Aşağı-Batı Akdeniz, Yukarı-Batı Akdeniz ve Antalya şeklinde alt bölgeler tanımlanmıştır. Bu alt bölgelerde Dalrymple T_{ei} değerleri hesaplanarak, T_{ei} 'nin alt ve üst sınırlar arasında kalıp kalmadığı incelenmiştir. Aşağı-Batı Akdeniz alt bölgesinde 818 ve 08-058 nolu akım gözlem istasyonlarının, Yukarı-Batı Akdeniz alt bölgesinde 08-055, 09-018, 09-021, 09-047 ve 10-013 istasyonlarının ve Antalya alt bölgesinde 906 nolu istasyonunun güven limitleri dışında kaldığı sonucu elde edilmiştir (Tablo1, 2 ve 3). Söz konusu istasyonlar ÜGL(T_e) sütununda (.) * şeklinde gösterilmiştir.

Tablo 1. Aşağı-Batı Akdeniz alt bölgesi için Dalrymple Homojenlik Test sonuçları

İstasyon No	q_{10}	N_e	T_e	AGL (T_e)	ÜGL (T_e)
802	1.6645	44	15	4	25
807	1.9680	36	8	4	28
808	2.0204	50	8	4	24
809	1.8778	53	9	4	23
811	1.7253	50	13	4	24
812	1.5784	49	21	4	24
815	1.8487	45	10	4	25
818	1.4060	42	58	4	26 *
08-001	2.6698	44	5	4	25
08-009	1.6481	46	16	4	25
08-013	1.9032	43	9	4	26
08-019	1.8668	47	10	4	24
08-028	1.7655	49	12	4	24
08-049	1.8241	46	10	4	25
08-058	1.4911	37	32	4	28 *
08-060	1.9800	42	8	4	26
08-061	2.1842	45	6	4	25
08-070	1.9053	45	9	4	25

Batı Akdeniz Bölgesi Taşkın Tahminlerinde Homojenlik İrdelemesi

Tablo 2. Yukarı-Batı Akdeniz alt bölgesi için Dalrymple Homojenlik Test sonuçları

İstasyon No	q_{10}	N_e	T_e	$AGL (T_e)$	$\ddot{U}GL (T_e)$
08-018	2.5244	49	8	4	24
08-054	3.1110	47	5	4	24
08-055	1.6098	43	58	4	26 *
09-002	1.9352	51	18	4	24
09-007	2.3900	41	9	4	26
09-011	2.6216	49	7	4	24
09-018	1.5589	36	80	4	28 *
09-021	1.5763	36	71	4	28 *
09-022	2.2343	37	10	4	27
09-039	2.0455	45	14	4	25
09-042	2.1811	42	11	4	26
09-047	1.5557	40	82	4	26 *
09-065	2.3074	43	10	4	25
1001	2.3376	36	9	4	28
1003	2.5423	42	8	4	26
10-002	2.3403	45	9	4	25
10-010	2.5034	41	8	4	26
10-011	3.1908	42	5	4	26
10-013	1.6387	44	50	4	25 *
10-023	3.1700	42	5	4	26

Tablo 3. Antalya alt bölgesi için Dalrymple Homojenlik Test sonuçları

İstasyon No	q_{10}	N_e	T_e	$AGL (T_e)$	$\ddot{U}GL (T_e)$
901	1.3783	53	15	4	23
902	1.6828	61	6	5	22
906	1.1684	39	187	4	27 *
911	1.4983	36	9	4	28

Tablo 3. Antalya alt bölgesi için Dalrymple Homojenlik Test sonuçları (devam)

912	1.4157	49	12	4	24
916	1.4611	42	10	4	26
917	1.5721	42	8	4	26
918	1.5387	44	8	4	25
09-034	1.4951	37	9	4	27

3.3.2. Heterojenlik testi ve uygunluk ölçütü

Homojen bölgelerin tanımlanmasından önce Batı Akdeniz bölgesinde yer alan 3 akarsu havzası bir bütün olarak değerlendirilerek H_1 , H_2 ve H_3 heterojenlik ölçütleri hesaplandığında bu değerler; 3.37, 6.27 ve 4.53 şeklinde elde edilmişlerdir. Bu değerlerin 2 (H_{kritik})'den büyük olmaları nedeniyle bölgenin tamamen heterojen olduğu görülmüştür. Bunun sebebi taşkın gözlemlerinin yapıldığı bazı istasyonların bozunulurluğu olabilir. Bununla beraber, bölgeden bu uyumsuz istasyonların çıkartılması bölgeyi bir bütün olarak homojen hale getirmemiştir. Bu yüzden bölge, coğrafi yakınlık ve $(L - C_s) - (L - C_r)$ [50] grafiğinden de yararlanarak kabaca Aşağı-Batı Akdeniz (ABA), Yukarı-Batı Akdeniz (YBA) ve Antalya (ANT) şeklinde 3 alt bölgeye ayrılmış ve alt bölgeler içindeki istasyonlar heterojenliği minimum kılacak şekilde oluşturulmuştur. Kesin olarak oluşturulan alt bölgelerin L-momentlere dayalı homojenlik ölçütleri Tablo 5' de sunulmuştur.

Tablo 5'den görüleceği üzere ABA ve YBA alt bölgelerinin H değerleri $1 < H < 2$ aralığında olmaları nedeniyle olası heterojen; ANT alt bölgesi ise $1 < H$ nedeniyle de tamamen homojendir. Bundan sonraki aşamada boyutsuz taşkın büyüklüklerinin belirlenmesi için homojen alt bölgelerin bölgesel olasılık dağılım modellerinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla homojen alt bölgelere L-momentlere dayalı Z testi uygulandığında; ABA ve ANT alt bölgeleri için Pearson Tip III (P3) ve Antalya alt bölgesi için Genelleştirilmiş Lojistik (GLOJ) dağılımlarının en uygun dağılımlar olduğu sonucu elde edilmiştir (Tablo 5).

Havza içindeki bütün akım gözlem istasyonlarındaki taşkın ölçümlerinin Gumbel dağılımı olduğuna dayanan Dalrymple homojenlik testine göre %95 güven düzeyinde homojenlik testini sağlamayan istasyonlar (818 ve 08-058 Aşağı-Batı Akdeniz alt bölgesi; 08-055, 09-018, 09-021, 09-047 ve 10-023 Yukarı-Batı Akdeniz alt bölgesi; 906 Antalya alt bölgesi) bölgesel analizden çıkartıldıktan sonra geriye kalan istasyonlar için 5, 10, 20, 50 ve 100 yıllık yinelenmeli boyutsuz taşkın değerleri elde edilmiştir (Tablo 6,7,8).

Çalışmada kullanılan diğer analiz L-momentler yöntemine göre belirlenen homojen alt bölgelerin bölgesel olasılık dağılım modelleri ANT ve ABA alt bölgeleri için P3; YAB alt bölgesi için ise GLOJ olarak belirlendikten sonra boyutsuz taşkın değerleri hesaplanmıştır (Tablo 6,7,8).

Tablo 4. Alt bölgeler için L-moment istatistikleri ve Uyumsuzluk İstatistikleri

Bölge	No	AGİ	N	$L - C_V$	$L - C_S$	$L - C_k$
Aşağı Batı Akdeniz	1	802	27	0.3006	0.1790	0.1113
	2	807	10	0.2809	0.0272	0.1147
	3	808	38	0.4063	0.3111	0.2100
	4	809	44	0.3584	0.3030	0.2321
	5	811	39	0.3697	0.1962	0.0757
	6	812	37	0.2861	0.1569	0.1347
	7	815	29	0.4019	0.2555	0.1243
	8	818	23	0.2656	0.1284	0.0907
	9	08-001	27	0.4446	0.3269	0.0832
	10	08-009	30	0.3454	0.1117	0.1265
	11	08-013	24	0.3220	0.2901	0.2559
	12	08-019	33	0.3864	0.2086	0.0746
	13	08-028	36	0.3390	0.2136	0.0994
	14	08-049	30	0.3753	0.2562	0.1093
	15	08-058	12	0.2790	0.3176	0.2845
	16	08-061	22	0.2892	0.1877	0.2465
	17	08-070	28	0.4413	0.2033	0.0724
	18	08-054	33	0.4234	0.3630	0.2485
	19	08-055	24	0.3284	0.2675	0.1609
Ağırlıklı ortalama				0.3574	0.2335	0.1473
Yukarı Batı Akdeniz	1	08-018	37	0.5206	0.3885	0.2301
	2	09-002	41	0.3876	0.4283	0.2588
	3	09-011	37	0.5181	0.4657	0.3641
	4	09-018	10	0.4832	0.2863	0.0808
	5	09-022	13	0.5754	0.5146	0.2998
	6	09-039	28	0.4520	0.4589	0.3470
	7	09-042	23	0.4095	0.4728	0.3843
	8	09-047	18	0.3464	0.1186	0.1127

Tablo 4. Alt bölgeler için L-moment istatistikleri ve Uyumsuzluk İstatistikleri (devam)

Yukarı Batı Akdeniz	9	09-065	25	0.3971	0.4113	0.2952
	10	1001	11	0.4093	0.2153	0.2441
	11	1003	23	0.5504	0.5400	0.3611
	12	10-002	28	0.3084	0.1863	0.0718
	13	10-011	23	0.5147	0.4596	0.2608
	14	10-013	27	0.3418	0.2565	0.2424
	15	10-023	22	0.4017	0.0442	-0.0039
	Ağırlıklı ortalama			0.4387	0.3643	0.2479
Antalya	1	901	45	0.1726	0.0878	0.1771
	2	902	61	0.2797	0.2201	0.1718
	3	906	16	0.1062	-0.0505	0.2861
	4	912	36	0.2191	0.0330	0.0418
	5	917	23	0.3137	0.1717	0.0724
	6	918	27	0.2751	0.1894	0.0665
	7	9-034	13	0.3274	0.0072	0.1010
	Ağırlıklı ortalama			0.2412	0.1218	0.1326

Tablo 5. L-momentlere bağlı tanımlanan alt bölgelerin heterojenlik ve uygunluk test sonuçları

Bölge	Heterojenlik Ölçütü			Uygunluk testi	Dağılım tipi
	H ₁	H ₂	H ₃		
Tüm bölge	3.37	6.27	4.53	Z < 1.64	GNOR*
ABA	1.53	0.40	0.29	0.14	P3
YBA	1.03	1.73	0.026	0.07	GLOJ
ANT	0.10	0.14	0.93	0.33	P3

* GNOR: Genelleştirilmiş Normal dağılım

4. BULGULAR

Bu çalışmanın temel amacı Dalrymple ve L-momentler homojenlik testlerine göre belirlenen homojen alt bölgeler için bölgesel taşkın frekans tahminleri yapmak ve farklı iki homojenlik test sonuçlarına göre elde edilen homojen alt bölgelerdeki istasyonların çeşitli yineleme aralıklarındaki boyutsuz taşkın değerlerini karşılaştırmaktır. Bölgesel analize başlamadan önce istasyonlara ait istatistiksel ve dağılımsal özellikler araştırılmış ve bölgesel ilişkileri irdelenmiştir. Uzun yıllardır kullanılagelen Dalrymple homojenlik testi ve son yıllarda daha sıklıkla tercih edilen L-momentler homojenlik testlerine göre tanımlanan 3 homojen alt bölge Aşağı-Batı Akdeniz, Yukarı-Batı Akdeniz ve Antalya alt bölgeleri şeklinde elde edilmiştir. Dalrymple homojenlik testine dayalı analizde uzun dönemli akım ölçümleri olan istasyonların yanı sıra istasyonların taşkın gözlemlerinin birbirleriyle olan regresyonel ilişkileri kullanılarak ortak süreye uzatılan en az 10 yıllık veriye sahip kısa süreli gözlemleri olan istasyonlarda dikkate alınmıştır. Bazı istasyonlar arasında belirlenen bu ilişkiler zayıf olsa bile ortak veri uzunluğu 1940-2000 periyoduna sahip olacak şekilde tamamlanmıştır. L-momentlere göre ise öncelikle düzensizlik istatistiği hesaplanmış ve Hosking ve Wallis'in homojenlik testi bölgenin tamamına uygulanmış ancak bölgenin tamamı için homojen bölgenin tanımlanamadığı sonucu elde edilmiştir. Bu yüzden Dalrymple homojenlik testine benzer şekilde bölge 3 homojen alt bölgeye ayrılmıştır. Bundan sonraki aşamada bu bölgelerin, bölgesel olasılık dağılım modelleri Antalya ve Aşağı Batı Akdeniz bölgeleri için P3 dağılımı; Yukarı Batı Akdeniz bölgesi için GLOJ dağılımı şeklinde tanımlanmış ve bu dağılımlara göre boyutsuz taşkın değerleri hesaplanmıştır. L-momentler yöntemine göre elde edilen boyutsuz taşkın değerleri Dalrymple yöntemine göre elde edilen değerlerden her yineleme süresi için daha büyük değerlere sahip olarak elde edilmiştir. Dalrymple ve L-momentler homojenlik testlerine belirlenmiş homojen alt bölgelerdeki istasyonlar için 5, 10, 20, 50 ve 100 yıl yinelemeli boyutsuz taşkın değerleri karşılaştırıldığında özellikle 100 yıl gibi yüksek yinelemeli değerlerdeki farkın arttığı sonucu elde edilmiştir. Her iki homojenlik testi içinde 5 yıllık yineleme aralığından 100 yıllık yineleme aralığına doğru gidildikçe, değişkenlik ve çarpıklık katsayıları yüksek ve yetersiz veriye sahip istasyonlarda boyutsuz taşkın değerlerindeki farkın arttığı görülmektedir. Bu durum Şekil 3'de sadece 13 yıllık verisi olan ve çarpıklık katsayısı (2.528) yüksek olan 09-022 nolu akım gözlem istasyonu için gösterilmiştir. Bu sonuç veri uzunluğunun yetersiz olduğu durumlarda detaylı analizlerin yapılma gerekliliğini bir kez daha ortaya koymaktadır.

Tablo 6. Aşağı-Batı Akdeniz alt bölgesinin PE3 dağılımına göre çeşitli yineleme aralıkları için boyutsuz taşkın değerleri

İstasyon No	T=5		T=10		T=20		T=50		T=100	
	D	LM	D	LM	D	LM	D	LM	D	LM
802	1.366	1.413	1.665	1.741	1.95	2.045	2.32	2.425	2.598	2.701
807	1.534	1.415	1.968	1.647	2.384	1.843	2.923	2.067	3.327	2.22
808	1.563	1.506	2.02	2.051	2.459	2.591	3.028	3.298	3.453	3.831
809	1.484	1.45	1.878	1.925	2.255	2.393	2.744	3.006	3.11	3.466

Tablo 6. Aşağı-Batı Akdeniz alt bölgesinin PE3 dağılımına göre çeşitli yineleme aralıkları için boyutsuz taşkın değerleri (devam)

811	1.400	1.503	1.725	1.918	2.037	2.306	2.441	2.795	2.744	3.151
812	1.319	1.398	1.578	1.699	1.827	1.975	2.149	2.316	2.391	2.561
815	1.468	1.525	1.849	2.02	2.214	2.498	2.686	3.113	3.041	3.569
818	-	1.375	-	1.641	-	1.881	-	2.173	-	2.382
08-001	1.921	1.545	2.67	2.156	3.388	2.765	4.318	3.568	5.015	4.174
08-009	1.357	1.492	1.648	1.828	1.927	2.127	2.288	2.49	2.558	2.746
08-013	1.498	1.409	1.903	1.827	2.292	2.238	2.795	2.772	3.172	3.172
08-019	1.478	1.521	1.867	1.964	2.24	2.381	2.722	2.907	3.084	3.293
08-028	1.422	1.456	1.766	1.847	2.095	2.217	2.521	2.685	2.841	3.028
08-049	1.454	1.49	1.824	1.953	2.179	2.4	2.638	2.975	2.981	3.401
08-058	-	1.345	-	1.723	-	2.098	-	2.592	-	2.963
08-060	1.540	-	1.98	-	2.402	-	2.947	-	3.356	-
08-061	1.653	1.395	2.184	1.716	2.694	2.014	3.353	2.388	3.847	2.66
08-070	1.499	1.597	1.905	2.099	2.295	2.569	2.799	3.163	3.177	3.597
08-054	-	1.499	-	2.112	-	2.734	-	3.564	-	4.196
08-055	-	1.425	-	1.837	-	2.237	-	2.754	-	3.138
Ortalama	1.469	1.461	1.851	1.879	2.218	2.28	2.692	2.792	3.047	3.171

Tablo 7. Yukarı-Batı Akdeniz alt bölgesinin GLOJ dağılımına göre çeşitli yineleme aralıkları (T, yıl) için boyutsuz taşkın değerleri

İstasyon No	T=5		T=10		T=20		T=50		T=100	
	D	LM	D	LM	D	LM	D	LM	D	LM
08-018	1.841	1.427	2.524	2.081	3.18	2.897	4.029	4.337	4.665	5.807
08-054	2.164	-	3.111	-	4.019	-	5.195	-	6.076	-
08-055	-	-	1.61	-	1.872	-	2.212	-	2.466	-
09-002	1.516	1.282	1.935	1.775	2.337	2.409	2.858	3.567	3.248	4.787
09-007	1.767	-	2.39	-	2.988	-	3.762	-	4.342	-
09-011	1.894	1.329	2.622	1.991	3.319	2.866	4.222	4.518	4.899	6.313
09-018	-	1.497	1.559	2.068	1.799	2.726	2.11	3.789	2.344	4.788
09-021	-	-	1.576	-	1.824	-	2.145	-	2.386	-

Batı Akdeniz Bölgesi Taşkın Tahminlerinde Homojenlik İrdelemesi

Tablo 7. Yukarı-Batı Akdeniz alt bölgesinin GLOJ dağılımına göre çeşitli yineleme aralıkları (T, yıl) için boyutsuz taşkın değerleri (devam)

09-022	1.681	1.292	2.234	2.022	2.765	3.026	3.453	5.001	3.968	7.233
09-039	1.577	1.295	2.045	1.872	2.495	2.632	3.077	4.057	3.514	5.596
09-042	1.651	1.253	2.181	1.776	2.689	2.471	3.347	3.792	3.84	5.235
09-047	-	1.443	1.556	1.782	1.795	2.126	2.104	2.607	2.336	3.001
09-065	1.721	1.305	2.307	1.808	2.87	2.446	3.598	3.595	4.143	4.79
1001	1.738	1.47	2.338	1.923	2.913	2.415	3.658	3.166	4.216	3.831
1003	1.851	1.241	2.542	1.933	3.206	2.904	4.065	4.856	4.708	7.108
10-002	1.739	1.368	2.34	1.697	2.917	2.049	3.663	2.571	4.223	3.023
10-010	1.829	-	2.503	-	3.15	-	3.987	-	4.615	-
10-011	2.208	1.335	3.191	1.992	4.133	2.858	5.353	4.482	6.267	6.238
10-013	1.352	1.37	1.639	1.763	1.913	2.206	2.269	2.905	2.536	3.545
10-023	-	1.543	-	1.895	-	2.23	-	2.671	-	3.011
Ortalama	1.699	1.363	2.268	1.892	2.814	2.551	3.520	3.728	4.050	4.954

Tablo 8. Antalya alt bölgesinin PE3 dağılımına göre çeşitli yineleme aralıkları (T, yıl) için boyutsuz taşkın değerleri

İstasyon No	T=5		T=10		T=20		T=50		T=100	
	D	LM	D	LM	D	LM	D	LM	D	LM
901	1.209	1.249	1.378	1.409	1.541	1.55	1.752	1.719	1.909	1.837
902	1.377	1.375	1.683	1.701	1.977	2.01	2.357	2.402	2.642	2.691
906	-	1.161	1.498	1.235	1.713	1.293	1.99	1.356	2.198	1.396
912	1.229	1.323	1.416	1.506	1.594	1.661	1.826	1.84	1.999	1.962
916	1.254	-	1.461	-	1.659	-	1.916	-	2.109	-
917	1.316	1.433	1.572	1.771	1.818	2.084	2.137	2.472	2.376	2.754
918	1.297	1.376	1.539	1.681	1.77	1.966	2.07	2.323	2.295	2.583
9034	1.273	1.487	1.495	1.746	1.708	1.962	1.984	2.206	2.190	2.369
Ortalama	1.278	1.343	1.505	1.578	1.722	1.789	2.004	2.045	2.214	2.227

Kaynaklar

- [1] Akyer, M. K., Regional Flood Frequency Analysis of the Büyük Menderes River Basin. DEU Graduate School of Natural and Applied Sciences, M.Sc. Thesis in Civil Engineering (Yön.: E. Benzeden), İzmir, 1995.
- [2] Atiem, A. and Harmancıoğlu, N. B., Assessment of Regional Floods Using L-Moments Approach: The Case of The River Nile. *Water Resources Management*, 20, 723–747, 2006.
- [3] Bobe'e, B. and Rasmussen, P. F., Recent Advances in Flood Frequency Analysis. U.S National Report to International Union of Geodesy and Geophysics 1991–1994, *Reviews of Geophysics*, 1111–1116, 1994.
- [4] Burn, D. H., Evaluation of Regional Flood Frequency Analysis with a Region of Influence Approach. *Water Resour. Res.*, 26, 10, 2257–2265, 1990.
- [5] Burn, D. H., Zrinji, Z., and Kowalchuck, M., Regionalization of Catchments for Regional Flood Frequency Analysis. *ASCE, Journal of Hydrologic Engineering*, 2, 2, 76-82, 1997.
- [6] Burn, D. H. and Goel, N. K., The Formation of Groups for Regional Flood Frequency Analysis. *Hydrological Science Journal*, 45, 1, 97-112, 2000.
- [7] Cavadias, G. S., The Canonical Correlation Approach to Regional Flood Estimation in Regionalization in Hydrology. IAHS Publication No.191, 171-178, edited by M. A. Beran, M. Brilly, A. Becker and O. Bonacci, International Association of Hydrological Sciences, Wallingford, Oxon, 1990.
- [8] Castellarin, A., Burn, D. H., and Brath, A., Assessing the Effectiveness of Hydrologic Similarity Measures for Flood Frequency Analysis. *Journal of Hydrology*, 241, 270-285, 2001.
- [9] Coulson, C. H., *Manual of Operational Hydrology in B.C.*, second edition, B.C. Ministry of Environment, Lands and Parks, Water Management Division, Hydrology Section, BC, Canada, 1991.
- [10] Cunnane, C., Methods and Merits of Regional Flood Frequency Analysis. *Journal of Hydrology*, 100, 269-290, 1988.
- [11] Dalrymple, T., *Flood Frequency Methods*. U.S. Geological Survey, Water Supply Paper, 1543A, 1960.
- [12] Demirelli, M., Doğu Akdeniz Bölgesindeki Taşkınların Bölgesel Frekans Analizi. DEÜ İnşaat Müh. Bölümü Hidroloji ve Su Yapıları Diploma Projesi, n.253 (Yön.: T. BARAN), İzmir, 2003.
- [13] Dinçer, T., *Feyezan Tekerrür Hesapları Etüd ve Planlama Rehberi*. Ankara, DSİ Genel Müdürlüğü, 1959.
- [14] DSİ, Akım rasat yıllıkları. Ankara, DSİ, 1961/2000.
- [15] EİE, Su yılları akım neticeleri. Ankara, EİE, 1956/2000.

- [16] Fill, H. D., and Stedinger J. R., L-moment and Probability Plot Correlation Coefficient Goodness-of-fit Tests for the Gumbel Distribution and Impact of Autocorrelation. *Water Resources Research*, 31, 225-229, 1995.
- [17] Fıstıkoğlu, O., ve Tariyan, Ş., Ege Bölgesindeki Taşkınların Bölgesel Frekans Analizi. DEÜ İnşaat Müh. Böl., Hidroloji ve Su Yapıları Bitirme Projesi, N.95, (Yön.: E. Benzedem), İzmir, 1992.
- [18] Gedikli, D., Analysis of Floods in the Scope of GAP. DEU Graduate School of Natural and Applied Sciences, M.Sc. Thesis in Civil Engineering (Adv: E. Benzedem), İzmir, 1994.
- [19] Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C., and Wallis, J. R., Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several Distributions Expressible in Inverse Form. *Water Resour. Res.* 15, 5, 1049–1054, 1979.
- [20] Greis, N. P., and Wood, E. F., Regional Flood Frequency Estimation and Network Design. *Water Resources Research*, 17, 4, 1167-1177, 1981.
- [21] GREHYS, Presentation and Review of Some Methods for Regional Flood Frequency Analysis. *Journal of Hydrology*, 186, 63-84, 1996a.
- [22] GREHYS, Inter-comparison of Regional Flood Frequency Procedures for Canadian Rivers. *Journal of Hydrology*, 186, 85-103, 1996b.
- [23] Gumbel, E. J., *Statistics of Extremes*, Columbia University Pres, New York, 1958.
- [24] Haktanır, T., Özcan, Z., Çapar, Ö.F., Türkiye Akarsularının Taşkın Pimleri Frekans Analizi. Su Mühendisliği Problemleri Semineri IV, Seminer Tebliğleri, DSİ Genel Müdürlüğü Teknik Araştırma ve Kalite Kontrol Daire Başkanlığı, Fethiye, 11, 1-34, 1990.
- [25] Haktanır, T., Comparison of Various Flood Frequency Distributions using Annual Flood Peaks Data of Rivers in Anatolia. *Journal of Hydrology*, 136, 1-4, 1-31, 1992.
- [26] Haktanır, T. and Horlacher, H.B., Evaluation of Various Distributions for Flood Frequency Analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 38, 1, 15-32, 1993.
- [27] Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., and Wood, E. F., An Appraisal of the Regional Flood Frequency Procedure in the UK Flood Studies Report. *Hydrological Sciences Journal*, 30, 85-109, 1985b.
- [28] Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., and Wood, E. F., Estimation of the Generalized Extreme Value Distribution by the Method of Probability Weighted Moments. *Technometrics*, 27, 3, 251–261, 1985.
- [29] Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., and Wood, E. F., The Effect of Intersite Dependence on Regional Flood Frequency Analysis. *Water Resources Research*, 24, 588-600, 1988.
- [30] Hosking, J. R. M., L-moments: Analysis and Estimation of Distributions Using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of Royal Statistics. Soc., Ser. B* 52, 105–124, 1990.

- [31] Hosking, J. R. M., and Wallis, J. R., Some Statistics Useful in Regional Frequency Analysis. *Water Resour. Res.*, 29, 2, 271–281, 1993.
- [32] Hosking, J. R. M., and Wallis, J. R., *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments*. Cambridge University Press, Cambridge, U.K., 1997.
- [33] Kachroo, R. K., and Mkhandi, S. H., Flood Frequency Analysis of Southern Africa: I. Delineation of Homogeneous Regions. *Hydrological Sciences*, 45, 3, 437-447, 2000.
- [34] Kjeldsen, T. R., Smithers, J. C., and Schulze, R. E., Flood Frequency Analysis at Ungauged Sites in the KwaZulu-Natal Province, South Africa. *Water SA*, 27, 315-423, 2001.
- [35] Kumar, R., Chatterjee, C., Kumar, S., Lohani, A. K. and Singh, R. D., Development of Regional Flood Frequency Relationships Using L-Moments for Middle Ganga Plains Subzone 1(f) of India. *Water Resour. Mgmt.*, 17, 4, 243–257, 2003.
- [36] Landwehr, J. M., Matalas, N. C., and Wallis, J. R., Probability Weighted Moments Compared with Some Traditional Techniques in Estimating Gumbel Parameters and Quantiles. *Water Resources Research*, 15, 5, 1055-1064, 1979.
- [37] Lettenmaier, D. P., and Potter, K. W., Testing Flood Frequency Estimation Methods Using a Regional Flood Generation Model. *Water Resources Research*, 21, 12, 1903–1914, 1985.
- [38] Lettenmaier, D. P., Wallis, J. R., and Wood, E. F., Effect of Regional Heterogeneity on Flood Frequency Estimation. *Water Resources Research*, 23, 2, 313–323, 1987.
- [39] Lim, Y. H., and Lye, L. M., Regional Flood Estimation for Ungauged Basins in Sarawak, Malaysia. *Hydrological Sciences*, 48, 1, 79-94, 2003.
- [40] Madsen, H., Pearson, C. P., and Rosbjerg, D., Comparison of Annual Maximum Series and Partial Duration Methods for Modelling Extreme Hydrologic Events, 2. *Regional Modelling*. *Water Resources Research*, 33, 4, 759–769, 1997.
- [41] Maidment, D. R., *Handbook of Hydrology*. McGraw Hill, New York, 1993.
- [42] Mkhandi, S. and Kachroo, R. K., Regional Flood Frequency Analysis for Southern Africa. *Southern Africa FRIEND:IHP IV Technical documents in Hydrology*, 15, 130-150, 1997.
- [43] Natural Environmental Research Council (N.E.R.C), *Flood Studies Report*, vol.1. Hydrological Studies, London, 1975.
- [44] Önöz, B., Bölgesel Taşkın Frekans Analizi. Şanlıurfa, "Su Mühendisliğinde Bilgisayar Uygulamaları Semineri", 3.1-3.23, 1991.
- [45] Özen, S., Gediz Havzasında L-momentler yöntemi ile taşkın analizi. DEÜ İnşaat Müh. Bölümü Hidroloji ve Su Yapıları Bitirme Projesi, n.218 (Yön.: N. Harmancıoğlu), İzmir, 2001.
- [46] Pandey, G. R. and Nguyen, V. T., A Comparative Study of Regression Based Methods in Regional Flood Frequency Analysis. *Journal of Hydrology*, 225, 92-101, 1999.

- [47] Parida, B. P., Kachroo, R. K., and Shrestha, D. B., Regional Flood Frequency Analysis of Mahi-Sabarmati Basin (Subzone 3-a) Using Index Flood Procedure with L-moments. *Water Resources Management*, 12, 1-12, 1998.
- [48] Pearson, C. P., New Zealand Regional Flood Frequency Analysis Using L-Moments. The New Zealand Hydrological Society. *J. Hydrol.*, 30, 2, 53–64, 1991.
- [49] Pearson, C. P., Regional Frequency Analysis of Low Flows in New Zealand Rivers. The New Zealand Hydrological Society, *J. Hydrol.*, 33, 2, 94–122, 1995.
- [50] Peel, M. C., Wang, Q. J., Vogel, R., and McMahon, T. A., The Utility of L-moment Ratio Diagrams for Selecting a Regional Probability Distribution. *Hydrol. Sci. J.*, 46, 1, 147–155, 2001.
- [51] Pilon, P. J., and Adamowski, K., The Value of Regional Information to Flood Frequency Analysis Using the Method of L-moments, *Can. J. Civil Engrg.*, 19, 137–147, 1992.
- [52] Pitlick, J., Relation Between Peak Flows, Precipitation, and Physiography for Five Mountains Regions in the Western USA. *Journal of Hydrology*, 158, 219-240, 1994.
- [53] Portela, M. M., and Dias, A. T., Application of the Index-flood Method to the Regionalization of Flood Peak Discharges on the Portugal Mainland. *River Basin Management*, 83, 2005.
- [54] Potter, K. W., Research on Flood Frequency Analysis: 1983–1986. *Reviews of Geophysics*, 25, 2, 113–118, 1987.
- [55] Potter, K. W. and Lettenmaier, D. P., A Comparison of Regional Flood Frequency Estimation Methods Using a Resampling Method, *Water Resources Research*, 26, 3, 415–424, 1990.
- [56] Rakesh K., Chatterjee, C., Kumar, S., Lohani, A. K., and Singh, R. D., Development of Regional Flood Frequency Relationships Using L-moments for Middle Ganga Plains Subzone 1(f) of India. *Water Resources Management*, 17, 243–257, 2003.
- [57] Rossi, F., and Villani, P., Regional Flood Estimation Methods. in G. Rossi, N. B. Harmancioglu, and V. Yevjevich (eds), *Coping with Floods*, Kluwer Academic Publishers, Chap. 8, NATO ASI Series, Series E257, pp.135–169, 1994.
- [58] Saf, B., Regional Flood Frequency Analysis of West Medditeranean River Basins. DEÜ Graduate School of Natural and Applied Sciences, M.Sc. Thesis in Civil Engineering (Adv: E. BENZEDEN), İzmir, 1995.
- [59] Saf, B., Dikbaş, F., and Yaşar, M., Determination of Regional Frequency Distributions of Floods in West Mediterreanean River Basins in Turkey. *Fresenius Environmental Bulletin*, 16, 10, 1300-1308, 2007.
- [60] Şirin, M., Bakırçay Havzasında L-momentler Tekniği ile Taşkın Hesabı. DEÜ İnşaat Müh. Bölümü Hidroloji ve Su Yapıları Bitirme Projesi, n.222 (Yön.: Sevinç Özkul ve Gülay Onuşluel), İzmir, 2001.
- [61] Stedinger, J. R., Vogel, R. M., and Georgiou, E. F., Frequency Analysis of Extreme Events. in D. R. Maidment (ed), *Handbook of Hydrology*, Chap. 18, McGraw-Hill, 1993.

- [62] Şorman, A. Ü., Bölgesel Frekans Analizindeki Son Gelişmeler ve Batı Karadenizde bir Uygulama. İMO Teknik Dergi, 212, 3155-3169, 2004.
- [63] Tariyan, Ş., Regional Flood Frequency Analysis of the East Mediterranean River Basins. DEU Graduate School of Natural and Applied Sciences, M.Sc. Thesis in Civil Engineering (Adv: T. BARAN), İzmir, 1996.
- [64] Topaloğlu, F., İrvem, A., Yücel, A., ve Tülücü, K., Taşkın Büyüklüklerinin Bölgesel Taşkın Frekans Analizi ile Belirlenmesi: Seyhan Havzası Örneği. MKU Ziraat Fakültesi Dergisi 8(1-2): 73-82, 2003.
- [65] Topaloğlu, F., Regional Flood Frequency Analysis of the Basins of the East Mediterranean Region. Turkish Journal of Agriculture and Forestry, Published by Scientific and Technical Research Council of Turkey (TUBITAK), Vol. 29, Issue 4, 287-295, 2005.
- [66] USWRC U.S. Water Resources Council, Guidelines for Determining Flood Flow Frequency. Bulletin 17B., U.S: Department of the Interior, U.S. Geological Survey, Washington, DC, USA, 1981.
- [67] Vogel, R. M., and Wilson, I., Probability Distribution of Annual Maximum, Mean, and Minimum Streamflows in the United States. ASCE, Journal of Hydrologic Engineering, 69-76, 1996.
- [68] Vogel, R. M., Thomas, W. O., and McMahon, T. A., Flood-flow Frequency Model Selection in Southwestern United States. J. Water Resources Planning and Management, 119, 3, 353-366, 1993.
- [69] Wiltshire, S. E., Regional Flood Frequency Analysis I: Homogeneity statistics. Hydrological Sciences Journal, 31, 321-333, 1986.
- [70] Yue, S., and Wang, C. Y., Regional Probability Distributions of Canadian Flood Flows by L-moments. J. Hydrol., 43, 1, 59-73, 2004a.
- [71] Yue, S., and Wang, C. Y., Possible Regional Probability Distribution Type of Canadian Annual Streamflow by L-moments. Water Resources Management, 18, 425-438, 2004b.
- [72] Zrinji, Z., and Burn, D. H., Flood Frequency Analysis for Ungauged Sites Using a Region of Influence Approach. Journal of Hydrology, 153, 1-21, 1994.
- [73] Zrinji, Z., and Burn, D. H., Regional Flood Frequency with Hierarchical Region of Influence, J. Water Resour. Planning and Management, 122, 4, 245-252, 1996.