

# Batı Akdeniz Havzalarının L-Momentlere Dayalı Bölgesel Taşkın Frekans Analizi

## Regional Flood Frequency Analysis Based on L-Moments of West Mediterranean Basins

Betül SAF\*

Pamukkale Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, 20020, Denizli

Geliş Tarihi/Received : 08.01.2008, Kabul Tarihi/Accepted : 10.03.2009

### ÖZET

Bu çalışmada Batı Akdeniz havzasının yıllık maksimum taşkın serilerinin bölgesel taşkın frekans analizi L-moment parametre tahminlerine dayalı olarak taşkın indeks yöntemiyle yapılmıştır. Bölge; Antalya, Aşağı-Batı Akdeniz ve Yukarı-Batı Akdeniz olmak üzere üç homojen alt bölgeye bölünmüştür. L-momentler homojenlik testine bağlı olarak homojen bölgelerin belirlenmesinden sonra akım gözlem istasyonlarına ait çeşitli yineleme aralıklarına sahip tasarım taşkın değerleri hesaplanmıştır.

**Anahtar kelimeler :** Bölgeselleştirme, Gumbel dağılımı, Taşkın indeks yöntemi, Bölgesel homojenlik.

### ABSTRACT

In this study, regional flood frequency analysis is carried out for annual maximum flood series of stream gauging stations in the West Mediterranean River basins in Turkey based on an index flood method with L-moments parameter estimation. The region is divided into three homogeneous subregions; Antalya, Lower West Mediterranean and Upper West Mediterranean subregion using L-moment homogeneity test. After determining the homogeneous subregions, design floods with various recurrence intervals are calculated for stream gauging stations in each homogeneous subregions.

**Keywords :** Regionalization, Gumbel distribution, Flood-index method, Regional homogeneity.

### 1. GİRİŞ

Taşkın, ekonomi ve insan hayatı açısından önemli kayıplar oluşturan doğal afetlerden biridir. Özellikle son yıllarda yaşanan küresel iklim değişimine de bağlı olarak taşkın şiddeti ve süresindeki değişimler, daha önceden taşkın koruma önlemi gerekli olmayan alanlarda bile taşkın tahmin çalışmalarının yapılmasını ve gerekli önlemlerin alınmasını zorunlu hale getirmiştir. Taşkın tahminlerinden elde edilen belli yinelemeye sahip tasarım taşkın değerleriyle, su yapılarının ve toprak kaynaklarının korunması ve geliştirilmesi için birtakım önlemlerin ve tekniklerin geliştirilmesi amaçlanır.

Güvenilir tasarım taşkınlarının belirlenmesinde noktasal ve bölgesel frekans analizi sıklıkla kullanılan yöntemlerdir. Noktasal frekans analizi basit ve kolayca uygulanabilir bir yöntemdir. Ancak

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

\* Yazışılan yazar/Corresponding author. E-posta adresi/E-mail address: bsaf@pau.edu.tr (B. Saf)

bölge içinde ölçümleri mevcut olan akım gözlem istasyonlarından akım gözlem istasyonu olmayan veya çok az veriye sahip olan istasyonlara hidrolojik bilginin aktarılmasına dayalıdır. Bölgesel taşkın frekans analizi ile yapılan taşkın tahminleri tek bir istasyonun verisini dikkate alan noktasal analizlerdeki örnekleme hatalarını azalttığı için daha güvenilir sonuçlar vermekte ve yine bölge içinde akım gözlemleri olmayan yerlerde de tahmin yapabilmeyi sağlamaktadır. Bölgesel taşkın frekans analiziyle ilgili çalışmalarda bölgenin ortalama olarak homojen olması durumunda bile bölgesel taşkın tahminlerinin noktasal taşkın tahminlerine göre daha güvenilir sonuçlar verdiği belirtilmektedir (Lettenmaier ve Potter, 1985; Lettenmaier v.d., 1987; Hosking v.d., 1988; Pilon ve Adamowski, 1992). Bölgesel taşkın frekans analizi genellikle homojen bölgelerin tanımlanması, bölgesel dağılım modellerinin belirlenmesi ve bu dağılımlara göre bölgesel ilişkilerin geliştirilmesi şeklinde üç kısımdan oluşmaktadır.

Tasarım taşkın tahminleri için bölgesel taşkın frekans analizinin kullanıldığı durumda homojen bölge veya alt bölgelerin tanımlanması tahminlerin güvenilirliğini önemli oranda etkilemektedir. (Greis ve Wood, 1981; Hosking v.d., 1985b; Lettenmaier v.d., 1987; Bobee ve Rasmussen, 1995; Burn v.d., 1997; Burn ve Goel, 2000). İlgili havza içindeki homojen bölge veya alt bölgelerinin belirlenmesi ve bölgesel tahminlerle ilgili çeşitli yaklaşımları kullanan çalışmalar mevcuttur (Dalrymple, 1960; Hosking v.d., 1985a,b; Wiltshire, 1986; Cavadias, 1990; Burn, 1990-1997; Zrinji ve Burn, 1994, 1996b, Fill ve Stedinger, 1995; Pandey ve Nguyen, 1999). Cunnane (1988) taşkın frekans analiziyle ilgili genel bir değerlendirme yapmış. Adamowski v.d., (1996a,b) ise çeşitli bölgesel tahmin yaklaşımları teorik ve nümerik olarak karşılaştırmıştır. Dalrymple (1960) tarafından geliştirilen taşkın indeks yöntemi bölgesel taşkın frekans modelleri içinde halen sıklıkla kullanılan bir modeldir (Maidment, 1993).

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 (USWRC, 1981). Dalrymple (1960), Gumbel kümülatif dağılım fonksiyonunu ile elde edilen noktasal parametrelerle tahmin edilen 10 yıllık bölgesel taşkın tahminlerinin, tanımlanan güven aralıkları içinde

kalıp kalmamasına göre değerlendirilmesini önermiştir. Bölgesel dağılım olarak Gumbel yerine Genelleştirilmiş Ekstrem Değer (GED) (NERC, 1975; Hosking v.d., 1985a,b), Wakeby (WAK) (Landwehr v.d., 1979) ve log-Pearson III (LP3) (USWRC, 1981) dağılımlarını kullanarak yapılmış taşkın indeks çalışmaları da vardır. Günümüzde Dalrymple (1960) tarafından geliştirilen taşkın indeks yöntemi, Hosking ve Wallis (1997) tarafından geliştirilen L-momentler yöntemine dayalı homojenlik yaklaşımıyla birleştirilerek daha güvenilir tasarım taşkınları yapılabilir hale gelmiştir. L-moment tahminleri sıralı gözlemlerin doğrusal kombinasyonlarıdır ve örnek içindeki en büyük gözlem değerlerine karşı daha az hassastırlar. Ayrıca klasik momentler yöntemindeki gibi varyans için gözlem değerlerinin karesi ve çarpıklık için kübü şeklinde hesaplanan parametreler yerine gözlemlerin ortalamadan olan uzaklıklarını kullanmaktadır. Bu nedenle L-momentlerle elde edilen tahminler klasik momentler yöntemine göre elde edilen tahminlere göre daha tarafsızdırlar. Hosking ve Wallis (1993) tarafından önerilen homojenlik testi, homojen bir bölge içindeki tüm istasyonların aynı toplum L-moment istatistiklerine (L-değişkenlik (L-Cv), L-çarpıklık (L-Cs), ve L-basıklık (L-Ck)) sahip oldukları varsayımına dayanmaktadır. 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 sınırlanmaktadır. İki grubun L-momentler örnekleme değişkenliklerindeki farkın istatistiksel olarak anlamlılığı Monte Carlo simülasyonu ile değerlendirilmektedir (Hosking ve Wallis, 1993).

Bu yöntem pek çok araştırmacı tarafından çeşitli ülkelerde kullanılmıştır; Amerika (Vogel v.d., 1993; Pitlick, 1994), Avustralya (Pearson, 1991- 1995), Yeni Zelanda (Madsen v.d., 1997), Güney Afrika (Mkhandi ve Kachroo, 1997; Kjeldsen v.d., 2001, Kachroo ve Mkhandi, 2000), Kanada (Yue ve Wang (2004a, b), Portekiz (Portela ve Dias, 2005), Hindistan (Rakesh v.d., 2003; Kumar v.d., 2003; Parida v.d., 1998), Malezya (Lim ve Lye, 2003), ve Nil nehri kolları (Mavi Nil, Beyaz Nil, ve Atbara Nehri) (Atiem ve Harmancıoğlu, 2006). Ülkemizde de taşkın tahminleri ile ilgili noktasal ve bölgesel ölçekte çeşitli çalışmalar mevcuttur. Haktanır v.d., (1990) 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.

Bölgesel analizle ilgili en eski çalışma Dinçer (1959) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada ülkemizdeki 5 yıl ve daha fazla gözlemlere sahip istasyonlardaki ortalama taşkın verimi-yağış alanı ilişkilerinin bölgesel değişimleri irdelenmiştir. Önöz (1991) Yeşilirmak havzası için yaptığı bölgesel taşkın frekans analizi çalışması sonucunda bu havza için iki homojen bölge belirlemiştir. Lisansüstü tez çalışması kapsamında Ege bölgesi için Fıstıkoğlu ve Tarıyan (1992), Batı Akdeniz bölgesi için Saf (1995), Büyük Menderes havzası için Akyer (1995), Doğu Akdeniz Bölgesi için Tarıyan (1996) Dalrymple homojenlik testine dayalı bölgesel taşkın frekans analizlerini yaparak söz konusu havzaların homojen alt bölgelerini tanımlamış ve her bir homojen bölge için belirli tekerrür sürelerindeki boyutsuz taşkın büyüklüklerini elde etmişlerdir.

Benzer çalışma Gedikli (1994) tarafından Dicle ve Fırat havzaları için yapılmıştır. Bu çalışmalar dışında Saf v.d., (2007) Batı Akdeniz havzasının noktasal ve bölgesel dağılım modellerini araştırmıştır. Topaloğlu v.d., (2003) Seyhan havzasında, Topaloğlu (2005) Doğu Akdeniz havzalarında, Özen (2001) Gediz havzasında, Demirelli (2003) Doğu Akdeniz bölgesinde L-momentlere dayalı bölgesel taşkın frekans analizlerini yapmışlardır. Şorman (2004) Batı Karadeniz için parametre tahmin yöntemlerinin taşkın tahminleri üzerindeki etkisini incelemiş ve istasyonlar arası korelasyon katsayısını da dikkate alarak bölgesel taşkın frekans analizi yapmıştır.

Türkiye’de geçmiş taşkınlara ilişkin verilerin değerlendirilmeleri sonucunda, Akdeniz bölgesinin Karadeniz ve Batı Anadolu bölgeleriyle beraber taşkına hassas bölgeler olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu yüzden çalışma bölgesi olarak Batı Akdeniz bölgesi seçilmiştir. Ayrıca bölge hem coğrafi konumu hemde sosyo-kültürel yapısı açısından taşkın tahminlerinin yapılması önemli ve gerekli olan bir yerdedir. Bölgede yer alan akarsu havzalarındaki en az 10 yıllık gözleme sahip 47 akım gözlem istasyonunun taşkın değerleri kulla-

nılarak L-momentlere dayalı homojenlik testine göre belirlenen homojen alt bölgeler için bölgesel taşkın frekans analizi yapılmıştır. Yukarıda önemi ve nedeni açıklanmaya çalışıldığı üzere bölgenin bölgesel olarak analiz edilmesiyle elde edilen sonuçlar bölge içindeki az sayıda veriye sahip istasyonlarda ve gözlemi olmayan yerlerde de tasarım taşkın tahminlerinin güvenilirliğinin artmasına katkı sağlayacaktır. Bunun için öncelikle bölge içindeki homojen alt bölgelerin tanımlanması ve bu alt bölgeler için boyutsuz bölgesel frekans eğrilerini elde edilmesi amaçlanmaktadır. Bu şekilde özellikle büyük yinelemeli tasarım taşkın tahminleri sırasında 10 yıl gibi az bir veriden elde edilen tasarım taşkın değerlerinin daha güvenilir hale getirilmesi de sağlanacaktır. Çalışmada öncelikle taşkın indeks yöntemi kavramı kısaca özetlenerek L-momentler yöntemi özetlenmiştir. 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 boyutlandırılmasının yanı sıra taşkın kontrolü ile ilgili yapısal ve yapısal olmayan çalışmalarda da yararlı olacağı ve bölge içinde gözlemi olmayan yerlerde de tahmin yapma olanağı sağlayacağı düşünülmektedir.

## 2. YÖNTEM

### 2. 1. Taşkın İndeks Yöntemi ile Bölgesel Analiz

N istasyona sahip homojen bir bölgedeki  $n_i$  adet verisi olan  $i$  istasyonundaki belirli bir taşkın değerinin aşılması olasılığı  $F$  ve gözlenmiş yıllık taşkın serileri  $Q_{ij}$ ,  $j=1, \dots, n_i$  şeklinde tanımlanırsa, bu bölgedeki taşkın serilerinin her istasyona ait ve "indeks" olarak tanımlanan belirli bir ölçek dışında aynı dağılıma sahip olduğu kabul edilmektedir. Taşkın indeksinin tanımlanmasını sağlayan bu ölçek genellikle istasyonların yıllık taşkın gözlemlerinin ortalaması olarak dikkate alınır (Stedinger v.d., 1993; Bobee ve Rasmussen, 1995; Rossi ve Villani, 1994; Hosking ve Wallis, 1997). 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  $\mu_i$  ve bölgedeki  $T$  yıllık boyutsuz taşkın değerini de

$q(F)$  ile belirttiğimizde ilgili istasyonun T-yıllık tahmin değeri  $Q_i(F)$  aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

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

Hosking ve Wallis (1993, 1997) taşkın indeks değerini ( $\mu_i$ ) 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  $\hat{\theta}_k^i$  istasyonunun ilgili L-moment değerini ( $k=1, 2$  ve  $3$  için sırasıyla L-ortalama, L-değişkenlik, L-çarpıklık) 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 (Hosking and Wallis, 1993).

## 2. 2. Hosking ve Wallis Homojenlik Testi

### 2. 2. 1. L-Moment İstatistikleri

L-momentlerin teorisi ve kullanımı ile ilgili detaylı bilginin pek çok çalışmada ayrıntılı olarak verilmesi nedeniyle (Hosking, 1990; Stedinger v.d., 1993; Hosking ve Wallis, 1997) bu çalışmada teorik detaylar özet bilgi halinde aşağıdaki gibi verilmiştir. Greenwood v.d., (1979) tarafından geliştirilen olasılık ağırlıklı momentler yöntemi L-momentlerin doğrusal fonksiyonlarıdır ve aşağıdaki eşitlikle tanımlanır:

$$\beta_r = E\{x\{F(x)\}^r\} \quad (3)$$

Bu eşitlik şu şekilde de ifade edilebilir:

$$\beta_r = \int_0^1 x(F) F^r dF \quad (4)$$

Burada,  $F = F(x)$ ,  $x$  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; ( $\beta_0$ ), dağılımın ortalamasına  $\mu = E[x]$  eşittir.  $r$ 'inci mertebeden L-moment değeri  $\lambda_r$  olasılık ağırlıklı momentlerin  $r$ 'inci değeriyle bağlantılıdır (Hosking, 1990).

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r \beta_k (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \quad (5)$$

Bu eşitliğe göre ilk dört L-moment istatistikleri:

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (6)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (7)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (8)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (9)$$

şeklinde dir. Hosking (1990) L-moment oranlarını (L-değişkenlik;  $t^{(i)}$  ( $L-C_v$  veya  $\tau_2$ ), L-çarpıklık;  $t_3^{(i)}$  ( $L-C_s$  veya  $\tau_3$ ) ve L-basıklık;  $t_4^{(i)}$  ( $L-C_k$  veya  $\tau_4$ ) aşağıdaki gibi tanımlamıştır:

$$L-C_v = \tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (10)$$

$$L-C_s = \tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2 \quad (11)$$

$$L-C_k = \tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2 \quad (12)$$

### 2. 2. 2. Homojen Bölge Belirleme Adımları

L-momentlere dayalı Hosking ve Wallis (1997)'in homojenlik testi son yıllarda çok sıklıkla kullanılan standart bir test halini almıştır (Castellarin v.d., 2001; Burn ve Goel, 2000). Bu testte sadece örneklem 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:

$$H_k = (V_k - \mu_v) / \sigma_v \quad (13)$$

$$V_1 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (14a)$$

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left\{ n_i \left[ (t^{(i)} - t^R)^2 + (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 \right]^{0.5} \right\}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (14b)$$

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N \left\{ n_i \left[ (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 + (t_4^{(i)} - t_4^R)^2 \right]^{0.5} \right\}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (14c)$$

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (15a)$$

$$t_3^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_3^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (15b)$$

$$t_4^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_4^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (15c)$$

Burada;  $N$  bölge içindeki  $n_i$  veri uzunluğuna sahip  $i$  istasyon sayısını;  $\mu_v$  ve  $\sigma_v$  ise  $V_k$  simülasyon değerlerinin ortalama ve standart sapmasını ifade etmektedir. Ayrıca eşitlik 15a, 15b ve 15c'deki  $t^R$ ,  $t_3^R$  ve  $t_4^R$  değerleri de örnek L-moment oranlarının bölgesel ortalamasını göstermektedir. Bölge-



sel 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 (Hosking ve Wallis, 1993). 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 (Hosking ve Wallis (1993)).

### 2. 2. 3. En Uygun Dağılımın Seçilmesi

Bölgesel olasılık dağılım modellerinin belirlenmesi ve belirlenen olasılık dağılımına göre tasarım taşkın değerlerinin elde edilmesi ilgili bölge içindeki taşkın gözlemleri olan veya olmayan yerlerdeki su yapılarının tasarım ve planlanması açısından oldukça önemlidir. Bu amaçla, Hosking ve Wallis (1997) uygunluğu araştırılan dağılımın ve istasyonların veri uzunluklarının ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanan L-basıklık değerleri arasındaki farka dayalı bir yöntem geliştirmiştir. 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, ( $\tau_4^{DIST}$ ) ile ifade edilir. Simülasyonlardan sonra, tarafsızlık ( $\beta_4$ ) ve standart sapma değerleri ( $\sigma_4$ ) aşağıdaki gibi hesaplanır:

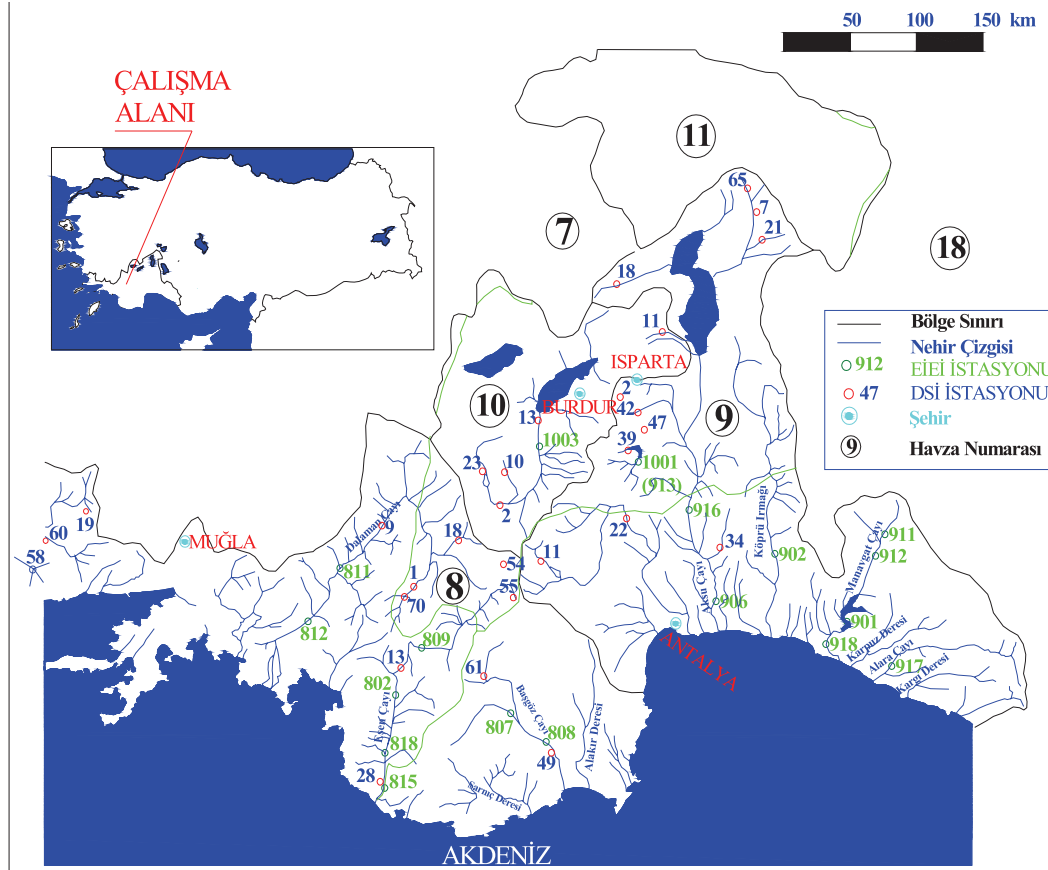
$$\beta_4 = \frac{1}{N_{sim}} \sum_{m=1}^{N_{sim}} \left( \tau_4^m - \bar{\tau}_4 \right) \quad (16)$$

$$\sigma_4 = \left[ \left( \frac{1}{N_{sim}} \right) \left\{ \sum_{i=1}^{N_{sim}} \left( \tau_4^i - \bar{\tau}_4 \right)^2 - (N_{sim} \beta_4)^2 \right\} \right]^{0.5} \quad (17)$$

Her bir dağılım için, uygunluk test ölçütü ise

$$Z^{DIST} = \left( \tau_4^{DIST} - \tau_4^R + B_4 \right) / \sigma_4 \quad (18)$$

şeklinde elde edilir. Burada uygunluğu araştırılan dağılım DIST ile gösterilir.  $\tau_4$  bölge içindeki veriden elde edilen ortalama L-basıklık değerini ve  $N_{sim}$  ise Kappa dağılımına göre türetilen bölgesel veri setinin sayısını belirtmektedir.  $|Z^{DIST}| \leq 1.64$  durumunda % 90 güven düzeyinde dağılımın uygun olduğu sonucuna varılır.



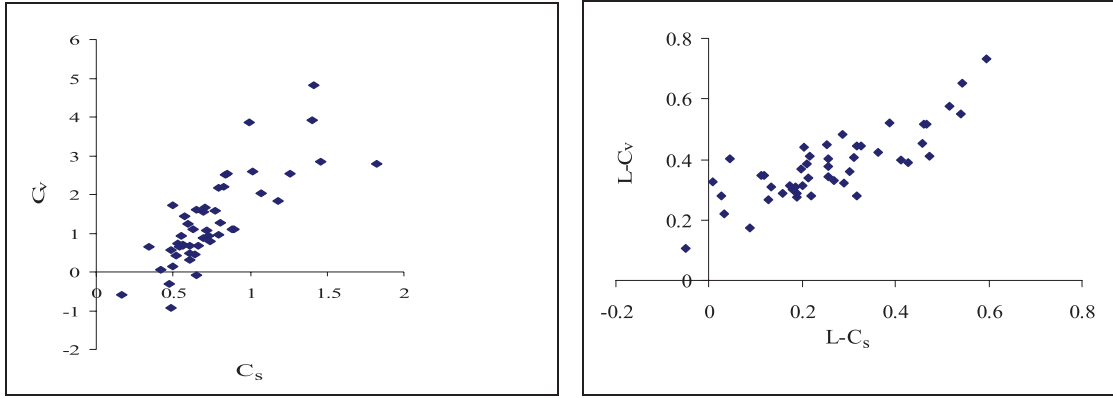
Şekil 1. Batı Akdeniz havzaları haritası.

### 3. UYGULAMA VE SONUÇLAR

#### 3.1. Veri

Çalışmanın yapıldığı Batı Akdeniz havzası Türkiye'nin batısında yer alan (8) nolu Batı Akdeniz havzası, (9) nolu Antalya havzası ve (10) nolu Burdur kapalı göller havzasını içermektedir (Şekil 1).

Çalışmada kullanılan 1940-2000 dönemine ait



Şekil 2. Çarpıklık-Değişkenlik katsayıları ve (L-Çarpıklık)-(L-Değişkenlik) katsayıları arası ilişkiler.

taşkın verileri Elektrik İşleri Etüd İdaresi (EİE) ve Devlet Su İşleri yıllıklarından (DSİ) temin edilmiştir (Tablo 1). Özellikle 10 yıl gibi kısa süreli gözlemlere sahip 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 km<sup>2</sup> olan bu üç akarsu havzasındaki 47 akım gözlem istasyonunun 18 tanesi EİE'ye geri kalan 29 tanesi de DSİ'ye aittir. EİE istasyonları üç veya dört haneli sayılar ile (802 ve 1003 gibi), DSİ istasyonları ise aralarında tire işareti olan sayılarla (09-002 gibi) belirtilmiştir.

#### 3.2. Akım Gözlem İstasyonlarının İstatistiksel Özellikleri

Çalışmada öncelikle bölge içindeki 1940-2000 yılları arasında veriye sahip 47 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.

Drenaj alanları 36-6472 km<sup>2</sup> arasında olan istasyonların değişkenlik katsayıları 0.167-1.823 aralığında olup değişkenlik katsayılarının ortalama değeri 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 oldukça yüksek çarpıklığa sahiptir. Benzer şekilde bölgenin L-moment istatistiklerinden  $L-C_v$  değerleri 0.1062-0.7334 aralığında hesaplanmıştır. 906 nolu istasyon dışındaki diğer istasyonlar pozitif  $L-C_s$  değerli olup bu istatistiğin değişim aralığı 0.072 to 0.5946 şeklinde elde edilmiştir.

Bir diğer L-moment istatistiği olan  $L-C_k$ 'in değişim aralığı ise 0.0418-0.3843 iken 10-023 nolu istasyon negatif  $L-C_k$  değerine sahiptir. Bölgedeki istasyonlar için  $C_s-C_v$  ve  $L-C_s-L-C_v$  lineer ilişkileri belirlenerek korelasyon katsayıları aşağıdaki gibi hesaplanmıştır (Şekil 2).

$$C_s = 2.928(C_v) - 0.908, \quad r = 0.798 \quad (19)$$

$$L-C_s = 1.0823(L-C_v) - 0.1506, \quad r = 0.819 \quad (20)$$

#### 3.3. L-Momentler Yöntemi ile Homojen Bölgelerin Belirlenmesi

##### 3.3.1. Uyumsuzluk Ölçütü ile Veri Homojenliğinin Belirlenmesi

İstasyonlara ait taşkın ölçümlerinde yer alabilecek ölçüm değerlerinin genel ölçüm değerlerinden farklı değerlere sahip olup olmadıklarını belirlemek için L-momentlere dayalı "düzensizlik (uyumsuzluk) ölçütü" ( $D_i$ ) istatistiği hesaplanır. Bu istatistiği hesaplamak için  $i$  istasyonundaki L-moment oranları  $u_i$  vektörü  $u_i = [\tau_i, \tau_{3i}, \tau_{4i}]^T$  şeklinde düşünülür (Hosking ve Wallis, 1993). Hosking ve Wallis (1997) bu ölçütü şu şekilde tanımlamışlardır:

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (21)$$

$$\bar{u} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n u_i \quad (22)$$

Tablo 1. Alt bölgeler için L-moment istatistikleri ve uyumsuzluk istatistikleri.

A B	Sıra no	AGi	Yağış Alanı (km <sup>2</sup> )	N	L-C <sub>v</sub>	L-C <sub>s</sub>	L-C <sub>k</sub>	D <sub>i</sub> *
Aşağı Batı Akdeniz (ABA)	1	802	1194	27	0.3006	0.179	0.1113	0.62
	2	807	400	10	0.2809	0.0272	0.1147	2.4
	3	808	770	38	0.4063	0.3111	0.21	0.81
	4	809	546.8	44	0.3584	0.303	0.2321	0.52
	5	811	3856.4	39	0.3697	0.1962	0.0757	0.4
	6	812	4954.8	37	0.2861	0.1569	0.1347	0.51
	7	815	2448	29	0.4019	0.2555	0.1243	0.3
	8	818	150.8	23	0.2656	0.1284	0.0907	1.41
	9	08-001	508	27	0.4446	0.3269	0.0832	1.62
	10	08-009	3280	30	0.3454	0.1117	0.1265	1.39
	11	08-013	807	24	0.322	0.2901	0.2559	0.78
	12	08-019	145	33	0.3864	0.2086	0.0746	0.46
	13	08-028	2461	36	0.339	0.2136	0.0994	0.45
	14	08-049	222.2	30	0.3753	0.2562	0.1093	0.36
	15	08-054	86.6	33	0.4234	0.363	0.2485	1.62
	16	08-055	114.7	24	0.3284	0.2675	0.1609	0.51
	17	08-058	66.2	12	0.279	0.3176	0.2845	1.98
	18	08-061	269	22	0.2892	0.1877	0.2465	1.31
	19	08-070	372.8	28	0.4413	0.2033	0.0724	1.55
Ağırlıklı ortalama				0.3574		0.2335	0.1473	
Yukarı Batı Akdeniz (YBA)	1	08-018	126.2	37	0.5206	0.3885	0.2301	0.45
	2	09-002	68.2	41	0.3876	0.4283	0.2588	1.23
	3	09-011	130.7	37	0.5181	0.4657	0.3641	0.81
	4	09-018	83.4	10	0.4832	0.2863	0.0808	1.45
	5	09-022	1275.7	13	0.5754	0.5146	0.2998	1.01
	6	09-039	217.7	28	0.452	0.4589	0.347	0.34
	7	09-042	48.7	23	0.4095	0.4728	0.3843	0.95
	8	09-047	37	18	0.3464	0.1186	0.1127	0.92
	9	09-065	103.5	25	0.3971	0.4113	0.2952	0.5
	10	1001	276.4	11	0.4093	0.2153	0.2441	1.67
	11	1003	1541.6	23	0.5504	0.54	0.3611	0.72
	12	10-002	671.3	28	0.3084	0.1863	0.0718	1.78
	13	10-011	90.7	23	0.5147	0.4596	0.2608	0.47
	14	10-013	1571.3	27	0.3418	0.2565	0.2424	0.79
	15	10-023	114.2	22	0.4017	0.0442	-0.0039	1.91
Ağırlıklı ortalama				0.4387		0.3643	0.2479	
Antalya (ANT)	1	901	928.4	45	0.1726	0.0878	0.1771	0.39
	2	902	1942.4	61	0.2797	0.2201	0.1718	1.11
	3	906	6472	16	0.1062	-0.0505	0.2861	1.53
	4	912	625.6	36	0.2191	0.033	0.0418	1.34
	5	917	948.8	23	0.3137	0.1717	0.0724	0.35
	6	918	1324.4	27	0.2751	0.1894	0.0665	0.52
	7	9-034	237	13	0.3274	0.0072	0.101	1.76
	Ağırlıklı ortalama				0.2412		0.1218	0.1326

D<sub>i</sub> : düzensizlik ölçütü.

$$S = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (23)$$

Bu eşitliklerde N istasyonların sayısını, u<sub>i</sub> L-momentleri vektörünü, u grup ortalamasını, S örnek kovaryans matrisini ve T matrisin transpozmesini göstermektedir. İstasyon sayısı 15'ten fazla olan herhangi bir bölge içindeki bir istasyonda hesaplanan D<sub>i</sub> değeri 3'ten büyükse bu istasyon genellikle düzensiz olarak kabul edilir ve istasyona ait verilerde hatalar olduğu anlaşılır (Hosking ve Wallis, 1993).

Batı Akdeniz Bölgesi içindeki tüm havzalar bir

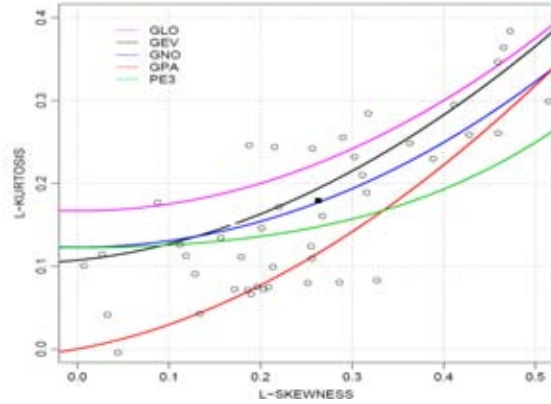
arada düşünülerek bölge istasyonlarının düzensizlik ölçütü araştırıldığında sadece iki istasyonun (10-10 ve 906) N > 15 için D<sub>kritik</sub>'ten fazla oldukları görülmüştür (Yukarı ve Aşağı Batı Akdeniz alt bölgelerinin D<sub>kritik</sub> değeri bölge içindeki istasyon sayıları 15'ten büyük olduğu için 3; 7 istasyona sahip Antalya alt bölgesi için ise 1.917'dir). Bununla beraber, bölge tek bir havza gibi düşünülerek homojenlik araştırıldığında bölgenin tamamen heterojen olduğu sonucu elde edilmiştir (H<sub>1</sub> = 3.37). Bölgedeki iki uyumsuz istasyon analizden çıkarılsa bile bölgenin heterojenliğinde herhangi bir düzelme görülmemiştir. Bu yüzden bölge Antalya (ANT), Aşağı-Batı Akdeniz (ABA) ve Yukarı-Batı

Akdeniz (YBA) şeklinde 3 alt bölgeye ayrılmıştır. Bu gruplama sırasında 6 istasyon (08-060, 09-007, 09-021, 10-007, 911, ve 916) uyumsuz istasyon olarak belirlendiğinden analizlerde kullanılmamış ve çalışmanın sonraki aşamalarında 41 istasyon kullanılmıştır (Tablo 1).

### 3. 3. 2. Heterojenlik Testi ve Uygunluk Ölçütü

Homojen bölgelerin tanımlanmasından önce Batı Akdeniz bölgesinde yer alan üç 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  $H_{kritik}$  değeri olan 2'den büyük olmaları nedeniyle bölgenin tamamen heterojen olduğu sonucu elde edilmiştir. Bunun sebebi taşkın gözlemlerinin yapıldığı bazı istasyonların Eşitlik 21 ile hesaplanan düzensizlik ölçütü değerlerinin 3'ten

içindeki istasyonların heterojenliğini minimum kılacak şekilde oluşturulmuştur. Kesin olarak oluşturulan alt bölgelerin L-momentlere dayalı homojenlik ölçütleri Tablo 2'de sunulmuştur.



Şekil 3. Kullanılan dağılımların ve istasyonların L-moment diyagramları.

Tablo 2. Bölgenin tümünün ve tanımlanan alt bölgelerin heterojenlik ve uygunluk test sonuçları.

Bölge	Heterojenlik Ölçütü			Uygunluk Testi	Dağılım Tipi
	$H_1$	$H_2$	$H_3$	$Z < 1.64$	
T.B.	3.37	6.27	4.53	-0.30	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

büyük olmasına bağlı olabilir (Hosking ve Wallis, 1997). Bununla beraber, bölgeden bu uyumsuz istasyonların çıkartılması bölgeyi bir bütün olarak homojen hale getirmemiştir. Bu yüzden bölge, coğrafi yakınlık ve L-momentler diyagramından Şekil 3'ten yararlanarak kabaca ABA, YBA ve ANT şeklinde üç alt bölgeye ayrılmış ve alt bölgeler

Tablo 2'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

Tablo 3. Tahmin edilen bölgesel değerler, bu değerlerin % 90 düzeyinde hata sınırları ve (HKOK) değerleri için simülasyon sonuçları (F aşılma olasılığını, T ise yineleme aralığını göstermektedir).

Bölge	F	T	$\hat{q}(F)$	HKOK %	90% Güven sınırları	
					Alt	Üst
ANT	0.900	10	1.581	0.118	1.467	1.639
	0.950	20	1.795	0.158	1.608	1.876
	0.980	50	2.056	0.203	1.764	2.164
	0.990	100	2.241	0.233	1.866	2.372
	0.999	1000	2.811	0.319	2.147	2.994
ABA	0.900	10	1.900	0.077	1.814	1.923
	0.959	20	2.306	0.106	2.161	2.352
	0.989	50	2.824	0.137	2.589	2.901
	0.990	100	3.207	0.156	2.898	3.305
	0.999	1000	4.439	0.205	3.864	4.603
YBA	0.900	10	1.929	0.062	1.827	1.950
	0.950	20	2.596	0.117	2.424	2.734
	0.980	50	3.751	0.207	3.378	4.161
	0.990	100	4.906	0.284	4.26	5.639
	0.999	1000	11.657	0.577	8.466	14.413



**Tablo 4. Tahmin edilen taşkın değerleri ve bölgesel büyüme eğrilerinin taraflılık ( $B^R(F)$ ), mutlak taraflılık ( $B^R(F)$ ), hata kareleri ortalamasının karekökü (HKOK) ve % 90 güven aralıkları.**

Bölge	F	Ortalama Değerler					Büyüme Eğrileri				
		0.900	0.950	0.980	0.990	0.999	0.900	0.950	0.980	0.990	0.999
ANT	$B^R(F)$	0.017	0.031	0.049	0.063	0.107	0.018	0.031	0.05	0.063	0.109
	$B^R(F)$	0.112	0.149	0.189	0.215	0.286	0.112	0.149	0.189	0.215	0.286
	HKOK (%)	0.149	0.184	0.225	0.253	0.336	0.118	0.158	0.203	0.233	0.319
	ALT	0.914	0.918	0.921	0.922	0.925	0.964	0.957	0.95	0.945	0.939
	ÜST	1.130	1.156	1.195	1.225	1.323	1.078	1.116	1.165	1.201	1.309
ABA	$B^R(F)$	0.016	0.022	0.029	0.035	0.052	0.017	0.022	0.03	0.035	0.053
	$B^R(F)$	0.074	0.101	0.128	0.145	0.189	0.074	0.101	0.128	0.145	0.189
	HKOK(%)	0.153	0.172	0.195	0.21	0.252	0.077	0.106	0.137	0.156	0.205
	ALT	0.942	0.943	0.944	0.944	0.946	0.988	0.981	0.973	0.97	0.964
	ÜST	1.093	1.104	1.119	1.131	1.167	1.047	1.067	1.091	1.106	1.149
YBA	$B^R(F)$	0.023	0.011	0.003	0.004	0.064	0.022	0.009	0	0	0.059
	$B^R(F)$	0.057	0.107	0.187	0.261	0.534	0.057	0.109	0.19	0.265	0.537
	HKOK (%)	0.334	0.346	0.385	0.431	0.663	0.062	0.117	0.207	0.284	0.577
	ALT	0.881	0.854	0.82	0.798	0.753	0.989	0.95	0.901	0.87	0.809
	ÜST	1.196	1.203	1.23	1.266	1.48	1.056	1.071	1.11	1.152	1.377

gerekmektedir. Bu amaçla homojen alt bölgelere L-momentlere dayalı Z-testi uygulandığında; ABA ve ANT alt bölgeleri için; Pearson Tıp III (P3) ve Antalya alt bölgesi için Genelleştirilmiş Lojistik (GLOJ) dağılımlarının en uygun dağılımlar olduğu sonucu elde edilmiştir (Tablo 2).

#### 4. BÖLGESEL OLASILIK DAĞILIM MODELLERİNİN GÜVENİLİRLİKLERİNİN DEĞERLENDİRİLMESİ

Herbir alt bölge için uygunluk sınamasıyla belirlenen olasılık dağılım modelinden elde edilen tahmin değerlerinin güvenilirliği Monte Carlo simülasyon yöntemi ile değerlendirilebilmektedir. Bu yöntemde istasyonların her biri için sentetik olarak türetilen veri uzunluğunun birbirine eşit olduğu kabul edilmektedir. Bu verilerin türetme sayısı 500, tekrarlamaya sayısı ise 10 000 şeklindedir. Bu çalışmada da elde edilen olasılık dağılım modellerinin güvenilirlikleri değerlendirilmiş ve sonuçlar Tablo 3 ve 4'te verilmiştir. Bu tablolardaki HKOK değerleri bölgesel görelî hata karelerinin ortalamasının karekökünü, ( $B^R(F)$ ) bölgesel orta-

lama görelî taraflılığı ve  $A^R(F)$  bölgesel ortalamaya mutlak taraflılığı ifade etmektedir. Bu ifadelerle ilgili detaylı bilgi Hosking ve Wallis (1997)'in kitabında mevcuttur. Her bir  $i$  istasyonu için HKOK değerleri aşağıdaki eşitlikle elde edilmektedir:

$$HKOK_i = \left[ \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \left( \frac{Q_i^{(m)} - Q_i(F)}{Q_i(F)} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (24)$$

Bu eşitlikte M sentetik veri üretme sayısını ifade etmektedir.

Beklenen bir sonuç olarak büyük yinelenme aralıkları için taşkın tahminlerinin daha az güvenilirliğe sahip oldukları Tablo 3'teki sonuçlarla da doğrulanmaktadır. Tablo 4 tahmin edilen taşkın değerlerinin görelî hata karelerinin ortalamasının karekökü (HKOK) değerlerinin bölgesel büyüme eğrilerinin HKOK değerlerinden genellikle daha büyük veya yakın değerde olduklarını göstermektedir.

**Tablo 5. Antalya alt bölgesi için P3 dağılımına göre boyutsuz taşkın değerleri.**

İstasyon No	T (yıl)				
	5	10	20	50	100
901	1.249	1.409	1.55	1.719	1.837
902	1.375	1.701	2.01	2.402	2.691
906	1.161	1.235	1.293	1.356	1.396
912	1.323	1.506	1.661	1.84	1.962
917	1.433	1.771	2.084	2.472	2.754
918	1.376	1.681	1.966	2.323	2.583
9034	1.487	1.746	1.962	2.206	2.369
Ortalama	1.343	1.578	1.789	2.045	2.227

**Tablo 6. Aşağı-Batı Akdeniz alt bölgesi için P3 dağılımına göre boyutsuz taşkın değerleri.**

İstasyon No	T (yıl)				
	5	10	20	50	100
802	1.413	1.741	2.045	2.425	2.701
807	1.415	1.647	1.843	2.067	2.22
808	1.506	2.051	2.591	3.298	3.831
809	1.45	1.925	2.393	3.006	3.466
811	1.503	1.918	2.306	2.795	3.151
812	1.398	1.699	1.975	2.316	2.561
815	1.525	2.02	2.498	3.113	3.569
818	1.375	1.641	1.881	2.173	2.382
08-001	1.545	2.156	2.765	3.568	4.174
08-009	1.492	1.828	2.127	2.49	2.746
08-013	1.409	1.827	2.238	2.772	3.172
08-019	1.521	1.964	2.381	2.907	3.293
08-028	1.456	1.847	2.217	2.685	3.028
08-049	1.49	1.953	2.4	2.975	3.401
08-058	1.345	1.723	2.098	2.592	2.963
08-061	1.395	1.716	2.014	2.388	2.66
08-070	1.597	2.099	2.569	3.163	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	1.461	1.879	2.28	2.792	3.171

**Tablo 7. Yukarı-Batı Akdeniz alt bölgesi için GLOJ dağılımına göre boyutsuz taşkın değerleri.**

İstasyon No	T (yıl)				
	5	10	20	50	100
08-018	1.427	2.081	2.897	4.337	5.807
09-002	1.282	1.775	2.409	3.567	4.787
09-011	1.329	1.991	2.866	4.518	6.313
09-018	1.497	2.068	2.726	3.789	4.788
09-022	1.292	2.022	3.026	5.001	7.233
09-039	1.295	1.872	2.632	4.057	5.596
09-042	1.253	1.776	2.471	3.792	5.235
09-047	1.443	1.782	2.126	2.607	3.001
09-065	1.305	1.808	2.446	3.595	4.79
1001	1.47	1.923	2.415	3.166	3.831
1003	1.241	1.933	2.904	4.856	7.108
10-002	1.368	1.697	2.049	2.571	3.023
10-011	1.335	1.992	2.858	4.482	6.238
10-013	1.37	1.763	2.206	2.905	3.545
10-023	1.543	1.895	2.23	2.671	3.011
Ortalama	1.363	1.892	2.551	3.728	4.954

## 5. BULGULAR VE ÖNERİLER

Bu çalışmanın temel amacı L-momentler homojenlik testine göre belirlenen homojen alt bölgeler için bölgesel taşkın frekans tahminini yapmak ve tanımlanan homojen alt bölgelerdeki istasyonların çeşitli yineleme aralıklarındaki boyutsuz taşkın değerlerini elde etmektir. Bölgesel analize başlamadan önce istasyonların gözlenmiş taşkın verilerine ait istatistiksel özellikler araştırılmış ve bu özelliklerin bölgesel ilişkileri irdelenmiştir. L-momentler homojenlik testine göre tanımlanan üç homojen alt bölge Aşağı-Batı Akdeniz, Yukarı-Batı Akdeniz ve Antalya alt bölgeleri şeklinde elde edilmiştir.

L-momentlere göre istasyonların düzensizlik istatistiği hesaplandıktan sonra Hosking ve Wallis (1997)'in homojenlik testi bölgenin tamamına uygulanmış ve bölgenin tamamının homojen olarak tanımlanamayacağı sonucu elde edilmiştir. Bu yüzden bölge üç homojen alt bölgeye ayrılmıştır. Bundan sonraki aşamada bu bölgelerin olasılık dağılım modelleri araştırılmış ve Antalya ve Aşağı Batı Akdeniz bölgeleri için P3 dağılımının; Yukarı Batı Akdeniz bölgesi için GLOJ dağılımının uygun olduğu sonucu elde edilmiş ve bu dağılımlara göre çeşitli yineleme aralıkları için ( $T = 2, 5, 10, 20, 50$  ve  $100$  yıllık) boyutsuz taşkın değerleri hesaplanmıştır (Tablo 5, 6, 7).

Bölgesel analizin en önemli avantajı olan kısa gözlemlere sahip istasyonların da homojen bölge koşulunu sağlama şartıyla analizde yer almaları açısından sonuçları değerlendirdiğimizde 807, 08-058, 1001 ve 9-034 gibi kısa gözlemlerli istasyonların uyumsuzluk ölçütünün diğer istasyonlara göre genellikle daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu özellikle bölgesel homojenlik ve homojenlik şartına göre tanımlanan bölgesel olasılık dağılım model tipleri açısından önemlidir. Kısa gözlemlerli olan istasyonların bölgesel analizde kullanılmaları, bu sırada analizin güvenilirliklerini hangi oranda etkileyebilecekleri irdelenmesi gereken bir konudur.

Çalışma, Batı Akdeniz akarsu havzalarındaki su yapılarının güvenilir tasarım taşkın tahminlerinin elde edilmesinde önemli ve güvenilir bilgi sağlayacaktır. Bundan sonraki çalışmalar için, L-momentlere dayalı homojenlik testlerinin yanı sıra havza coğrafi özelliklerini ve iklimsel parametreleri ve ayrıca konumsal korelasyonu dikkate alan jeostatistiksel yöntemlerin de bölgesel analiz çalışmalarında kullanılması ve elde edilen sonuçların karşılaştırılması tasarım taşkın tahminlerinin güvenilirliğini arttıracaktır.

## KAYNAKLAR

- Adamowski, K., Ashkar, F., Bobee, B., Nguyen, V-T-V., Rousselle, J., and Roy, R. 1996a. Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*. (186), 63-84.
- Adamowski, K., Ashkar, F., Bobee, B., Nguyen, V-T-V., Rousselle, J., and Roy, R. 1996b. Inter-comparison of regional flood frequency procedures for canadian rivers. *Journal of Hydrology*. (186), 85-103.
- Akyer, M. K. 1995. Regional flood frequency analysis of the büyük menderes river basin. DEU Graduate School of Natural and Applied Sciences, M.Sc. Thesis in Civil Engineering (Adv: E. Benzeden), İzmir.
- Atiem, A. and Harmancıoğlu, N. B. 2006. Assessment of regional floods using l-moments approach: The Case of the River Nile. *Water Resources Management*. (20), 723-747.
- Bobée, B. and Rasmussen, P. F. 1995. Recent advances in flood frequency analysis. U.S National Report to International Union of Geodesy and Geophysics 1991-1994, *Reviews of Geophysics*. Pp. 1111-1116.
- Burn, D. H. 1990. Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach, *Water Resour. Res.* 26 (10), 2257-2265.
- Burn, D. H. and Goel, N. K. 2000. The formation of groups for regional flood frequency analysis. *Hydrological Science Journal*. 45 (1), 97-112.
- Burn, D. H., Zrinji, Z. and Kowalchuck, M. 1997. Regionalization of catchments for regional flood frequency analysis. *ASCE, Journal of Hydrologic Engineering*. 2 (2), 76-82.
- Castellarin, A., Burn, D. H. and Brath, A. 2001. Assessing the effectiveness of hydrologic similarity measures for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*. (241), 270-285.
- Cavadias, G. S. 1990. "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 ve O. Bonacci, International Association of Hydrological Sciences, Wallingford, Oxon.

- Coulson, C. H. 1991. "Manual of Operational Hydrology in B.C.", second edition, B.C. Ministry of Environment, Lands and parks, Water Management Division, Hydrology Section, BC, Canada.
- Cunnane, C. 1988. Methods and Merits of Regional Flood Frequency Analysis. *Journal of Hydrology*. (100), 269-290.
- Dalrymple, T. 1960. Flood Frequency Methods. U.S. Geological Survey, Water Supply Paper, 1543A.
- Demirelli, M. 2003. Doğu Akdeniz Bölgesindeki Taşkınların Bölgesel Frekans Analizi. DEÜ İnşaat Müh. Bölümü Hidroloji ve Su Yapıları Diploma Projesi, n. 253 (Yön.: T. BARAN), İzmir.
- Dinçer, T. 1959. Feyezan Tekerrür Hesapları Etüd ve Planlama Rehberi. Ankara, DSİ Genel Müdürlüğü.
- Fıstıkoğlu, O., ve Tariyan, Ş. 1992. Ege Bölgesindeki Taşkınların Bölgesel Frekans Analizi. DEÜ İnşaat Müh. Böl., Hidroloji ve Su Yapıları Bitirme Projesi, N. 95, (Yön.: E. Benzedem), İzmir.
- Fill, H. D. and Stedinger J. R. 1995. 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.
- Gedikli, D. 1994. 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.
- Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C., and Wallis, J. R. 1979. Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several Distributions Expressible in Inverse Form. *Water Resour. Res.* 15 (5), 1049-1054.
- Greis, N. P. and Wood, E. F. 1981. Regional Flood Frequency Estimation and Network Design. *Water Resources Research*. 17 (4), 1167-1177.
- Haktanır, T., Özcan, Z., Çapar, Ö.F. 1990. Türkiye akarularının taşkın pikleri frekans analizi. Su Mühendisliği Problemleri Semineri IV, Seminer Tebliğleri, DSİ Genel Müdürlüğü Teknik Araştırma ve Kalite Kontrol Daire Başkanlığı, Fethiye. 11 (1) 11-34.
- Hosking, J. R. M. 1990. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of Royal Statistics. Soc., Ser. B* 52. pp.105-124.
- Hosking, J. R. M., ve Wallis, J. R. 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resour. Res.* 29 (2), 271-281.
- Hosking, J. R. M. and Wallis, J. R. 1997. Regional frequency analysis: An Approach Based on L-Moments. Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R. and Wood, E. F. 1985a. Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability-weighted moments. *Technometrics*. (27), 251-261.
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R. and Wood, E. F. 1985b. An appraisal of the regional flood frequency procedure in the UK flood studies report. *hydrological sciences journal*. (30), 85-109.
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R. and Wood, E. F. 1988. The Effect of Intersite Dependence on Regional Flood Frequency Analysis. *Water Resources Research*. (24), 588-600.
- Kachroo, R. K. and Mkhandi, S. H. 2000. Flood frequency analysis of southern Africa: I. Delineation of Homogeneous Regions. *Hydrological Sciences*. 45 (3), 437-447.
- Kjeldsen, T. R., Smithers, J. C. and Schulze, R. E. 2001. Flood frequency analysis at ungauged sites in the kwazulu-natal province, South Africa. *Water SA*. (27), 315-423.
- Kumar, R., Chatterjee, C., Kumar, S., Lohani, A. K. and Singh, R. D. 2003. 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.
- Landwehr, J. M., Matalas, N. C. and Wallis, J. R. 1979. Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating gumbel parameters and quantiles. *Water Resources Research*. 15 (5), 1055-1064.
- 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.
- Lim, Y. H. and Lye, L. M. 2003. Regional flood estimation for ungauged basins in sarawak, Malaysia. *Hydrological Sciences*. 48 (1), 79-94.
- Madsen, H., Pearson, C. P. and Rosbjerg, D. 1997. Comparison of annual maximum series and partial duration methods for modelling extreme hydrologic events, 2. Regional Modelling. *Water Resources Research*. 33 (4), 759-769.
- Maidment, D. R. 1993. *Handbook of Hydrology*. McGraw Hill, New York.
- Mkhandi, S. ve Kachroo, R. K. 1997. Regional flood frequency analysis for southern africa. *southern Africa Friend: IHP IV Technical documents in Hydrology*. (15), 130-150.
- Natural Environmental Research Council (N.E.R.C) 1975. Flood Studies Report, Vol. 1. Hydrological Studies, London.

- Önöz, B. 1991. Bölgesel Taşkın Frekans Analizi. Şanlı-urfa, "Su Mühendisliğinde Bilgisayar Uygulamaları Semineri", 3.1-3.23.
- Özen, S. 2001. Gediz havzasında L-momentler yöntemi ile taşkın analizi. DEÜ İnşaat Müh. Bölümü Hidroloji ve Su Yapıları Bitirme Projesi, n.218 (Yön.: N. Harmancıoğlu), İzmir.
- Pandey, G. R. and Nguyen, V. T. 1999. A Comparative study of regression based methods in regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*. (225), 92-101.
- Parida, B. P., Kachroo, R. K. and Shrestha, D. B. 1998. Regional flood frequency analysis of mahi-sabarmati basin (Subzone 3-a) Using Index Flood Procedure with L-moments. *Water Resources Management*. (12), 1-12.
- Pearson, C. P. 1991. New zealand regional flood frequency analysis using L-Moments. *The New Zealand Hydrological Society. J. Hydrol.* 30 (2), 53-64.
- Pearson, C. P. 1995. Regional frequency analysis of low flows in new zealand rivers. *The New Zealand Hydrological Society, J. Hydrol.* 33 (2), 94-122.
- Pilon, P. J. and Adamowski, K. 1992. The value of regional information to flood frequency analysis using the method of L-moments, *Can. J. Civil Engrg.* (19), 137-147.
- Pitlick, J. 1994. Relation between peak flows, precipitation, and physiography for five mountains regions in the western USA. *Journal of Hydrology*. (158), 219-240.
- Portela, M. M. and Dias, A. T. 2005. Application of the index-flood method to the regionalization of flood peak discharges on the portugal mainland. *River Basin Management*, 83.
- Rakesh, K., Chatterjee, C., Kumar, S., Lohani, A. K. and Singh, R. D. 2003. Development of Regional Flood Frequency Relationships Using L-moments for Middle Ganga Plains Subzone 1(f) of India. *Water Resources Management*. (17), 243-257.
- Rossi, F. and Villani, P. 1994. Regional Flood Estimation Methods. in G. Rossi, N. B. Harmancıoğlu, ve V. Yevjevich (eds), *Coping with Floods*, Kluwer Academic Publishers, Chap. 8, Nato ASI Series, Series E257, pp.135-169.
- Saf, B. 1995. Regional flood frequency analysis of west mediterranean river basins. DEU graduate school of natural and applied sciences, M.Sc. Thesis in Civil Engineering (Adv: E. Benzedden), İzmir.
- Saf, B., Dikbaş, F. and Yasar, M. 2007. Determination of regional flood frequency distributions of floods in west mediterranean river basins. *Fresenius Environmental Bulletin*. 16 (10), 1300-1308.
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M. and Georgiou, E. F. 1993. Frequency analysis of Extreme Events. in D. R. Maidment (Ed), *Handbook of Hydrology*, Chap. 18, McGraw-Hill.
- Şorman, A. Ü. 2004. Bölgesel frekans analizindeki son gelişmeler ve batı karadenizde bir uygulama. *İMO Teknik Dergi*. (212), 3155-3169.
- Tarıyan, Ş. 1996. 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.
- Topaloğlu, F. 2005. 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), 29 (4), 287-295.
- Topaloğlu, F., İrvem, A., Yücel, A. ve Tülücü, K. 2003. Taşkın büyüklüklerinin bölgesel taşkın frekans analizi ile belirlenmesi: Seyhan Havzası Örneği. *MKU Ziraat Fakültesi Dergisi* 8 (1-2), 73-82.
- USWRC U.S. Water Resources Council, 1981. Guidelines for determining flood flow frequency. bulletin 17B., U.S: Department of the Interior, U.S. Geological Survey, Washington, DC, USA.
- Vogel, R. M., Thomas, W. O. and McMahon, T. A. 1993. Flood-flow frequency model selection in south-western united states. *J. Water Resour. Planning and Management*. 119 (3), 353-366.
- Wiltshire, S. E. 1986. Regional flood frequency analysis i: homogeneity statistics. *Hydrological Sciences Journal*. (31), 321-333.
- Yue, S. and Wang, C. Y. 2004a. Regional probability distributions of canadian flood flows by L-moments. *J. Hydrol.* 43 (1), 59-73.
- Yue, S. and Wang, C. Y. 2004b. Possible regional probability distribution type of canadian annual streamflow by I-moments. *Water Resources Management*. (18), 425-438.
- Zrinji, Z. and Burn, D. H. 1994. Flood frequency analysis for ungauged sites using a region of influence approach. *Journal of Hydrology*. (153), 1-21.
- Zrinji, Z. and Burn, D. H. 1996. Regional flood frequency with hierarchical region of influence, *J. Water Resources Planning and Management*, 122 (4), 245-252.