



## Adana ve çevre illerde gözlenen yıllık maksimum yağışların bölgesel frekans analizi

Neslihan Seçkin\*, Emre Topçu

Çukurova Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Adana, 01330, Türkiye

### Ö N E Ç İ K A N L A R

- Adana ve çevresindeki illerde bulunan, 53 adet yağış gözlem istasyonu için taşkın frekans eğrileri elde edildi
- Genelleştirilmiş Lojistik (GLO) dağılımının gözlenmiş datalara en yaklaşık sonucu verdiği tespit edildi
- Noktalama pozisyonu formüllerinin sonuçları karşılaştırıldı

#### Makale Bilgileri

Geliş: 23.10.2015

Kabul: 23.03.2016

#### DOI:

10.17341/gazimmdf.278460

#### Anahtar Kelimeler:

Bölgesel frekans analizi,  
l-momentler,  
gösterge-taşkın yöntemi

#### ÖZET

Hidrolik yapıların tasarlanması ve projelendirilmesinde yapının ekonomik ömrü boyunca yapıya gelecek maksimum taşkınların büyüklüklerinin ve meydana gelme frekanslarının güvenilir bir biçimde tahmin edilmesi büyük önem arz etmektedir. İstatistiksel bir metot olan bölgesel frekans analizi bu amaçla kullanılan yöntemlerden biridir. Bölgesel frekans analizi, sadece su yapılarının tasarımı sırasında etkili tahmin yapılmasında değil, aynı zamanda hidrolojik bilgi olmayan veya kısa süreli veriye sahip bölgelerde de tasarım parametrelerinin belirlenmesinde kullanılmaktadır. Bu çalışmada dağılım parametrelerini tahmin etmek için L-momentler tekniği kullanılarak Meteoroloji Genel Müdürlüğü (MGM) ve Devlet Su İşleri (DSİ) tarafından işletilen, Adana ve çevresindeki illerde bulunan, 53 adet yağış gözlem istasyonundan elde edilen ve kayıt süreleri 18 yıldan uzun olan istasyonların yıllık maksimum yağış değerlerine bölgesel frekans analizi uygulanmıştır. Bölgeselleştirme tekniği olarak, L-momentlere dayalı gösterge-taşkın metodu (Index Flood Method) kullanılmıştır. Elde edilen homojen bölgelere Genelleştirilmiş Normal, Genelleştirilmiş Ekstrem Değer, Genelleştirilmiş Lojistik, Genelleştirilmiş Pareto, Pearson Tip 3 dağılımları uygulanarak tekerrür periyoduna karşılık proje yağış değerleri elde edilmiştir. Noktalama pozisyonu formülü olarak literatürde yaygın olarak kullanılan Medyan, Hosking, Gringorten, Hazen ve Cunnane formülleri kullanılmıştır. Sonuçları karşılaştırmada hata ölçümü için 3 parametre kullanılmıştır. Bu üç parametre sırasıyla normalleştirilmiş mutlak hata (NAE), ortalama mutlak hata (MAE) ve ortalama karesel hatadır (RMSE). Hata ölçüm değerleri, Genelleştirilmiş Lojistik (GLO) dağılımının en yaklaşık sonucu verdiği göstermiştir.

## Regional frequency analysis of annual peak rainfall of adana and the vicinity

### H I G H L I G H T S

- Flood frequency curves of 53 rainfall observation stations in Adana and the vicinity are obtained
- Generalized Logistic distribution (GLO) is found to give most accurate results for the observed data
- Plotting position formulas are compared to each other in terms of results

#### Article Info

Received: 23.10.2015

Accepted: 23.03.2016

#### DOI:

10.17341/gazimmdf.278460

#### Keywords:

Regional frequency analysis,  
l-moments,  
index-flood method

#### ABSTRACT

The design and the project of hydraulic structures, during economic life of the structure, a reliable estimate of the magnitude and the frequency of the maximum flood will occur is of great importance. Regional frequency analysis, being a statistical method, is used for this purpose. Regional flood frequency analysis provides a solution not only in estimating the design event magnitudes but also at sites having too short records and at sites where no hydrologic information is available. In this study, regional flood frequency analysis using L-moments method for estimating the probability distribution parameters were applied to minimum 18 years of recorded series of annual maximum precipitation peaks of 53 precipitation stations which operated by Turkish State of Meteorological Service and Public Waterworks Administration. The index flood method based on L-moments method was used for identification of homogenous region. Generalized Normal, Generalized Extreme Value, Generalized Logistic, Generalized Pareto, Pearson Type 3 and Wakeby distributions were applied to homogenous regions to obtain the reoccurrence values. Median, Hosking, Cunnane, Gringorten, Hazen formulas frequently used in literature were used as plotting position formula. Results of the 3 parameters were used for the comparison measurement error. These three parameters are respectively normalized absolute error (NAE), mean absolute error (MAE) and mean square error (RMSE). According to the measurement error value, Generalized Logistic distribution is found to give most accurate results.

\* Sorumlu Yazar/Corresponding author: nseckin@cu.edu.tr / Tel: +90 322 338 6084 - 2713

## 1. GİRİŞ (INTRODUCTION)

Bir nehir yatağındaki mevcut su miktarının, yağmur suyu ve kar erimesinden dolayı hızla artması sonucu yatağından çıkarak çevrede yaşayan canlılara, arazilere, mal ve mülke zarar vermesi olayına taşkın denmektedir. Taşkınlardan korunabilmek ve zararı minimuma indirebilmek için su yapıları ekonomik ömürleri boyunca gelebilecek maksimum taşkın büyüklüğüne göre tasarlanmalıdır. Herhangi bir havzada oluşan taşkınların; rastgele özellikteki hidrolojik verilere bağlı olmaları nedeniyle önceden tahmin edilmeleri önemli ve zor bir konudur. Hidrolojik verilerin hesaplanmasında, değişkenlerin arasında matematiksel bağıntıların kurulduğu deterministik yöntemler veya değişkenlerin istatistik yöntemlerle analizi kullanılır [1]. Taşkın tahminleriyle ilgili istatistiksel bir yöntem olan frekans analizinde kullanılacak hidrolojik verinin yeterli uzunlukta olması gereklidir. Ancak ülkemizde uzun süreli hidrolojik veri kaydeden gözlem istasyonlarının sayısı azdır [2], [3]. Su kaynaklarının planlanması ve yönetiminde, uygun proje kriterlerinin belirlenmesi için gerekli hidrolojik ölçümlerin az olduğu ya da hiç olmadığı yerlerde, amaca uygun proje kriterinin tahmini zor olmaktadır [4]. Bu tip problemleri önleyebilmek için komsu istasyonlarda ölçülmüş benzer özelliklere sahip hidrolojik veri kullanılabilir ve bunların güvenilirliği artırılabilir. Bölgesel frekans analizi olarak adlandırılan bu kavram, farklı ölçüm istasyonlarındaki verilerin benzer özelliklere sahip olduğu durumlarda uygulanması anlamına gelmektedir [5]. Son zamanlarda hidroloji ile uğraşan araştırmacılar, bölgesel frekans analizinde Hosking [6] tarafından geliştirilen L-moment yaklaşımını parametre tahmininde yaygın şekilde kullanmaktadır. Hosking vd. [7], Lettenmaier ve Potter [8], Wallis ve Wood [9], Lettenmaier vd. [10], Hosking ve Wallis [11], Potter ve Lettenmaier [12], Rosbjerg vd. [13], Vogel ve Fennessey. [14], Naghavi ve Yu [15], Şorman [16], Seckin [17] Seckin vd. [18] Seckin vd. [19], Saf [20], Dodangeh vd. [21], çalışmalarında L-momentleri parametre tahmininde, tahmin aralıklarında ve hipotez testlerinde kullanmışlardır. Lee ve Maeng [22], Fowler ve Kilsbyc [23] Anlı vd. [24] Norbiato vd. [25] Yürekli vd. [26] maksimum yağış verisini kullanarak L-moment tekniği ile proje yağış miktarını en iyi tahmin eden dağılımları çalışmalarında belirlemişlerdir. Frekans analizlerinde genellikle yıllık maksimum veya kısmi süre serileri kullanılmaktadır. Nam vd. [27], Parida vd. [28], Okur [29], Kjeldsen vd. [30], Sveinsson vd. [31], Ben-Zvi ve Azmon [32], Lee ve Maeng [33], Jaiswall vd. [34], Kumar vd. [35], Yürekli [36], Anlı vd. [37, 38], Kumar [39], Yürekli ve Modares [40], Saf [20], Seckin vd. [41-45], Seckin [46], Haktanir vd. [47] çalışmalarında yıllık maksimum serileri kullanmışlardır. Adamowski vd. [48], Begueria [49], Madsen ve Rosbjerg [50], Wilks [51], Önöz ve Bayazit [52], Pandey vd. [53] yıllık maksimum ve kısmi süre serilerini karşılaştırmışlar ve farklı durumlar için herikisinin de üstünlüğünden bahsetmişlerdir. Begueria [49], kısmi süre serilerinin hidrolojik ekstremelerde oldukça etkili bir veri olması

rağmen en önemli problemin eşik seviyesini seçmek olduğunu söylemiştir. Madsen ve Rosbjerg [50], momentler ve olasılık ağırlıklı momentler yönteminin, kısmi süre serileri için negatif şekil parametrelerinde, yıllık maksimumlar için ise pozitif şekil parametrelerinde daha iyi sonuç vereceğini ifade etmişlerdir. Negatif şekil parametrelerine sahip dağılımlara hidrolojide çok sık rastlanmasa da, kısmi süre serilerinin noktasal tekrarlanma tahminlerinde genelde tercih edildiğini ifade etmişlerdir. Bu çalışmada, bölgede yapılacak olan herhangi bir su yapısı için önerilebilecek en yakın proje debisini tahmin edebilmek amacıyla, parametre tahmin yöntemlerinden gösterge taşkın yöntemine dayalı L-momentler tekniği kullanılmıştır. Materyal olarak Adana ili ve çevresindeki illerin taşkınlarla etkili yıllık maksimum yağışlarını kaydeden 53 adet yağış ölçüm istasyonunun verileri analiz edilmiştir. Çalışmanın nesnel sonuçlar verebilmesi için çeşitli uzaklıklarda ve değişik rakımlarda ölçüm yapan istasyonlar seçilmiştir. Çalışma iki aşamada yapılmıştır. İlk aşamada düzensizlik, heterojenlik ve uygunluk ölçüsü testlerine bakılmış, L-momentler tekniğinde kullanılan literatürde mevcut noktalama pozisyonu formülleri uygulanmış, ikinci aşamada ise L-momentler tekniği ile tasarım yağışları tahmin edilmiştir.

## 2. MATERYAL VE METOD (MATERIAL AND METHOD)

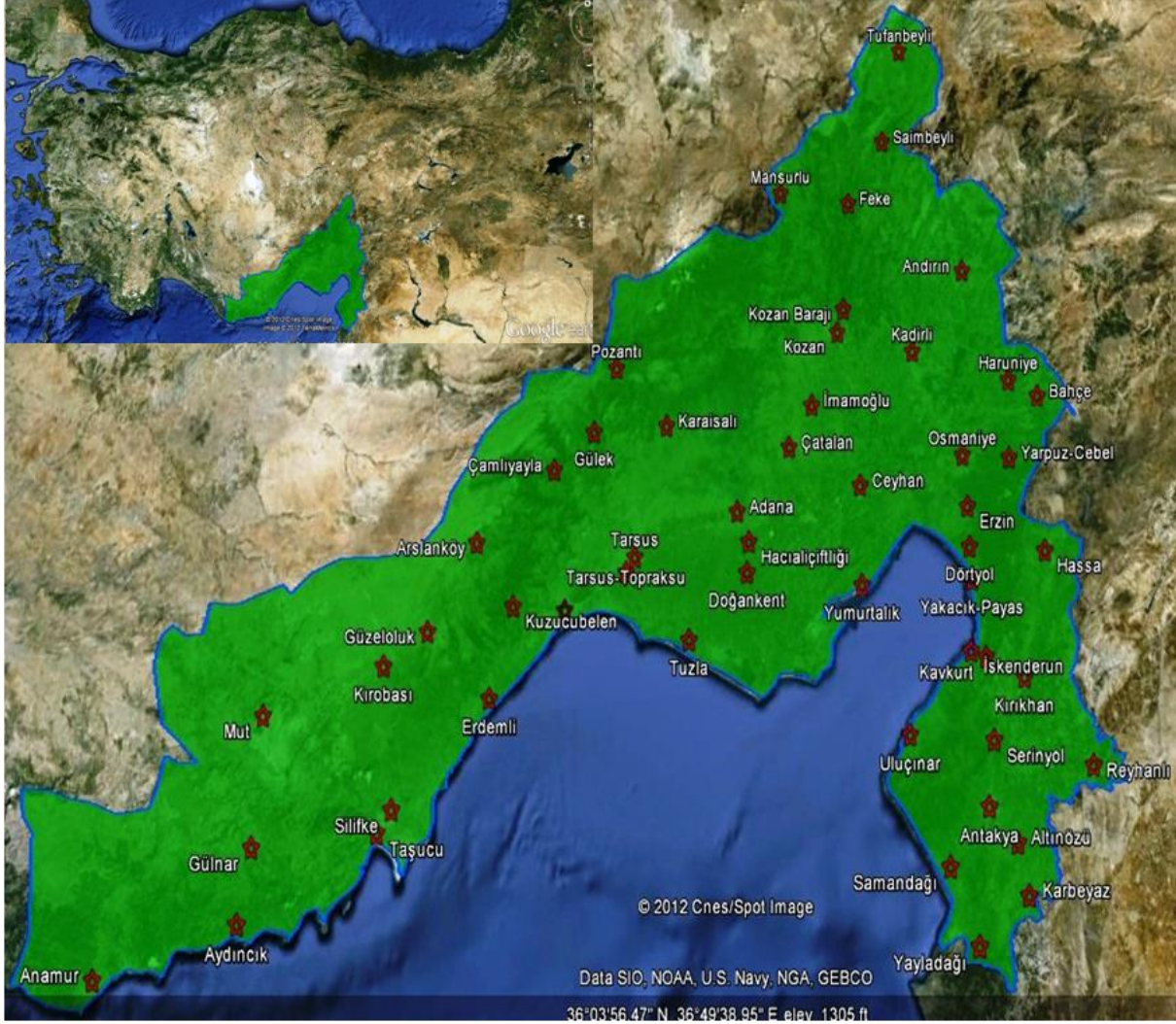
### 2.1. Materyal (Material)

Bu çalışmada Adana ve çevresindeki illerde bulunan ve Meteoroloji Genel Müdürlüğü (MGM) ve Devlet Su İşleri (DSİ) tarafından işletilen 53 adet yağış gözlem istasyonundan elde edilen ve kayıt süreleri 18 yıldan uzun olan istasyonların yıllık maksimum yağış değerleri ( $Q_m$ ) materyal olarak kullanılmıştır [2]. Çalışma alanı Türkiye'nin güneyinde yer almakta olup bölge yarı kurak bir iklime sahiptir. Seçilen istasyonların denize yakın olanları olduğu gibi, denizden 1500 metre yüksekliğe kadar olanları da vardır. İstasyonların yılda günlük en büyük yağış ortalamaları 70,2 mm'dir. Bir yılda günlük en büyük yağışın en yüksek değeri 108,3 mm ile Antakya istasyonunda gözlenirken, en düşük değeri 39,9 mm ile Tufanbeyli istasyonunda kaydedilmiştir. Şekil 1'de kullanılan istasyonların çalışma alanı içerisindeki konumları, Tablo 1'de kullanılan istasyonların rakımları ve yağış gözlem süreleri görülmektedir.

### 2.2. Metod (Method)

#### 2.2.1. Parametre tahmin yöntemleri (Parameters estimation methods)

Olasılık yoğunluk fonksiyonunun seçimi, örnek verilerden sağlanan bilgiler ile objektif ve subjektif yöntemler ile olmaktadır. Subjektif yöntemler, örnek verilerin grafiklenerek histogramlarının ve birikimli fonksiyonlarının elde edilmesi şeklindedir. Objektif yöntemler ise, uygunluk testlerinin yapılması ve karar verilmesidir. Bir rastgele



Şekil 1. Kullanılan yağış istasyonlarının çalışma alanındaki konumları (Locations of the rainfall stations in study area)

değişkenin toplum parametreleri tam olarak hesap edilemeyeceğinden eldeki örnekten tahmin yoluna gidilir. Bu aşamada hatasız tahmin yapabilen bir yöntem kullanılırsa toplum parametrelerine yakın değerler elde edilir. Hatasız tahminler içinden örnekten örneğe en az değişimine, yani örnekleme varyansı en küçük olanına etkin tahmin denir.

Olasılık ağırlıklı momentler yöntemi ( $P_{wm}$ )  
(Probability weighted moments method)

Birçok araştırmacılar ([54-60], [7], [9]) tarafından da incelenmiş olan olasılık ağırlıklı momentler yöntemi (PWM), ilk olarak Greenwood vd. [61] tarafından Wakeby dağılımının parametre tahmini için geliştirilmiş, daha sonra Hosking [62] tarafından kuramsal açıdan incelenmiş ve bu momentlerin merkezsel istatistik momentlerle eşdeğer özelliklere sahip olduğu gösterilmiştir. Bu momentlerin örnek tahminleri özellikle kısa kayıtlar için hatasız ve aykırı değerlere “outliers” a karşı hassas değillerdir. Ayrıca verinin lineer fonksiyonu olmaları nedeniyle diğer momentlere göre örnekleme değişimlerinden daha az

etkilenmektedirler. Bu özellikleri klasik yöntemlerin yanında önemli bir avantaj olmaktadır. Olasılık ağırlıklı momentlerin örnek tahmini, rastgele değişkenin,  $i$ 'nci değere eşit veya daha küçük kalma frekansının noktalama pozisyonu formülleri ile hesabına dayanır. Yapılan pratik çalışmalar şayet dağılım veriye iyi uyuyorsa bu yöntemin başarılı olduğunu göstermiştir. Söz konusu noktalama pozisyonu formülleri Eş. 1 - Eş. 5 ile ifade edilir.

Medyan;

$$P_i = \frac{i-0.3175}{n+0.365} \quad (1)$$

Lanwehr vd. [57], Hosking vd. [7] ve Ahmad vd. [63]

$$P_i = \frac{i-0.35}{n} \quad (2)$$

Cunnane;

$$P_i = \frac{i-0.40}{n+0.2} \quad (3)$$

**Tablo 1.** Çalışmada kullanılan istasyonlar ve yağış gözlem süreleri

(Stations used in study and their rainfall observation years)

Sıra	İstasyon Adı	Yükseklik (m)	Gözlem Yılları	Gözlem Süresi (Yıl)
1	Adana	20	1987-1929	59
2	Altınözü	350	1987-1964	24
3	Anamur	5	1987-1943	45
4	Andırın	1250	1983-1953	31
5	Antakya	100	1987-1940	48
6	Arslanköy	1650	1985-1964	22
7	Aydıncık	10	1987-1957	31
8	Bahçe	665	1987-1965	23
9	Çamlıyayla	625	1986-1967	20
10	Çatalan	65	1986-1964	23
11	Ceyhan	30	1987-1942	46
12	Doğankent	20	1987-1968	20
13	Dörtöyol	28	1987-1929	59
14	Erdemli	9	1987-1963	25
15	Erzin	150	1985-1965	21
16	Feke	620	1987-1942	46
17	Gülek	950	1987-1959	29
18	Gülnar	925	1986-1959	28
19	Güzeloluk	1400	1987-1965	23
20	H.Aliçiftliği	12	1988-1964	25
21	Haruniye	450	1987-1964	24
22	Hassa	450	1987-1962	26
23	İmamoğlu	100	1986-1963	24
24	İskenderun	3	1987-1939	49
25	Kadirli	100	1987-1956	32
26	Karaisalı	400	1987-1957	31
27	Karbeyaz	690	1987-1965	23
28	Kavkurt	400	1988-1966	23
29	Kırıkhan	190	1988-1956	33
30	Kırobası	1400	1988-1965	24
31	Kozan	150	1988-1952	37
32	Kozan Barajı	150	1988-1968	21
33	Kuzucubelen	650	1988-1971	18
34	Mansurlu	1050	1988-1967	22
35	Mersin	5	1988-1931	58
36	Mut	275	1988-1956	33
37	Osmaniye	120	1988-1952	37
38	Pozantı	778	1988-1962	27
39	Reyhanlı	195	1988-1957	32
40	Saimbeyli	1100	1988-1958	31
41	Samandağı	31	1988-1947	42
42	Serinyol	175	1988-1966	23
43	Silifke	15	1988-1932	57
44	Tarsus	33	1988-1938	51
45	Tarsus-Topraksu	33	1988-1953	36
46	Tasucu	10	1988-1970	19
47	Tufanbeyli	1350	1988-1963	26
48	Tuzla	10	1988-1967	22
49	Uluçınar	10	1988-1961	28
50	Yakacık-Payas	10	1988-1967	22
51	Yarpuz-Cebel	980	1988-1955	34
52	Yayladağı	450	1988-1963	26
53	Yumurtalık	10	1988-1966	23

Hazen formülü;

$$P_i = \frac{i-0.5}{n} \quad (4)$$

Gringorten formülü;

$$P_i = \frac{i-0.44}{n+0.12} \quad (5)$$

n gözlenmiş data sayısıdır.

Noktalama pozisyonu formülleri Eş. 6 ve Eş. 7'de yerine koyulur.

$$\hat{M}_{1,j,0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x(i)P(i)^j \quad (6)$$

$$\hat{M}_{1,0,k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x(i)[1-P(i)]^k \quad (7)$$

Eş. 6 ve Eş. 7 bir olasılık fonksiyonunu tanımlamaya yeterli olup Eş. 8 ve Eş. 9'daki gibi yazılabilirler.

$$\alpha_k = M_{1,0,k} = \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} (-1)^j M_{1,j,0} \quad (8)$$

$$\beta_j = M_{1,j,0} = \sum_{k=0}^j \binom{j}{k} (-1)^k M_{1,0,k} \quad (9)$$

İlk üç momentin birbiri cinsinden ifadeleri Eş. 10 ile verilmiştir.

$$\begin{aligned} M_{100} &= M_{100} \\ M_{110} &= M_{100} - M_{101} \\ M_{120} &= M_{100} - 2M_{101} + M_{102} \\ M_{130} &= M_{100} - 3M_{101} + 3M_{102} - M_{103} \end{aligned} \quad (10)$$

Olasılık ağırlıklı momentler bir dağılımı belirleyebildikleri halde kendi başlarına diğer momentler gibi bir anlam taşımamaktadırlar. Bu nedenle olasılık dağılımlarının biçimlerinin belirlenmesinde Hosking [62] tarafından elde edilen L-momentleri kullanılmaktadır [64]. Bilinen momentlere benzer olup olasılık ağırlıklı momentler cinsinden ifade edilebilirler.

L-Momentler yöntemi (L-moments method)

L-Momentler, Hosking [6], [62] tarafından geliştirilmiştir. L-momentler yöntemi parametre tahmini, bölgeselleştirme ve dağılım tanımlama ile ilgili çeşitli problemleri çözmeye yaygın olarak kullanılmaktadır. L-momentler yöntemi PWM yöntemlerinin lineer bir fonksiyonudur. L-momentler, PWM momentleri cinsinden Eş. 11 - Eş. 13 kullanılarak yazılabilirler [64].

$$L_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^r (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} M_{1,0,k} \quad (11)$$

L momentleri;

$$\begin{aligned}
 r=0 &\Rightarrow \lambda_1=L_1=M_{100} \\
 r=1 &\Rightarrow \lambda_2=L_2=M_{100}-2M_{101}=2M_{110}-M_{100} \\
 r=2 &\Rightarrow \lambda_3=L_3=M_{100}-6M_{101}+6M_{102}=6M_{120}-6M_{110}+M_{100} \\
 r=3 &\Rightarrow \lambda_4=L_4=M_{100}-12M_{101}+30M_{102}-20M_{103} \\
 &\quad =20M_{130}-30M_{120}+12M_{110}-M_{100} \quad (12)
 \end{aligned}$$

Yüksek mertebeden momentlerde ölçümler birbirinden bağımsızlaştırılırsa L-moment oranları aşağıdaki gibi olur:

$$r=3,4,\dots,t_r = \frac{L_r}{L_2} \quad t = \frac{L_2}{L_1} \quad (13)$$

L-momentler ( $L_1$ ) ve ( $L_2$ ), L-moment oranları L-Cv ( $t$ ), L-Cs (çarpıklık) katsayısı ( $t_3$ ), L-Ck (kurtosis) katsayısı ( $t_4$ ), olasılık dağılımını özetlemek için en çok kullanılan parametrelerdir.  $L_1$  dağılımı yer parametresini,  $L_2$  dağılımı ölçek parametresini temsil etmektedir.

### 2.2.2. Bölgesel frekans analizi (Regional frequency analysis)

Bir havzadaki tüm istasyonlar aynı iklim koşullarına ve coğrafik özelliklere sahip olmadıkları için frekans dağılımının aynı seçilmesi doğru değildir. Frekans analizinin doğru ve hassas sonuçlar verebilmesi için eldeki hidrolojik verilerin yeterince uzun olması gerekir. İstasyon bazında eldeki veriler genellikle yeterli değildir. Aynı zamanda mevcut hidrolojik veri, söz konusu istasyonun etrafındaki benzer istasyonlar tarafından da ölçülmüş olduğundan, elimizde o veriye ilişkin aynı istatistik özellikleri taşıması muhtemel birçok veri kümesi bulunur. İlgili istasyonlardaki verilerin de incelenmesi ile daha doğru sonuçlara ulaşılacağı beklentisi bir analiz tekniği olan Bölgesel Frekans Analizi'ni meydana getirmiştir [5, 16, 17, 20, 29]. Bölgesel frekans analizinde önemli olan bir diğer özellik de bir bölge olarak kabul edilen istasyonların coğrafik olarak bitişik veya yakın olmaları gibi bir gerekliliğin sözkonusu olmamasıdır. Bu durum bölgesel frekans analizi için büyük avantajlar sağlar ve istasyonlar coğrafi yakınlık söz konusu olmaksızın bir bölge olarak kabul edilebilirler. Bu durumun bir diğer avantajı da istasyonlar arasındaki korelasyonu azaltmasıdır [65].

### Gösterge taşkın metodu (Index flood method)

Gösterge taşkın metodu, hidrolojide ve frekans analizinde uzun bir geçmişe sahip basit bir bölgeselleştirme tekniğidir [66]. Gösterge-taşkın metodu istasyonların homojen bölgelere ayrılmasını temel alır, yani istasyonların bir ölçek faktörü olan gösterge taşkını dışında frekans dağılımlarının aynı olduğunu kabul eder.

$$Q_i(F)=\mu_i q(F) \quad (14)$$

Eş. 14'de, F aşılma olasılığını,  $\mu_i$  i istasyonundaki ortalamayı (gösterge taşkını), ve  $q(F)$  de her istasyon için aynı olan bölgesel büyüme faktörünü temsil eder. Bölgesel

frekans analizi neticesinde  $q(F)$  değerini elde ettikten sonra bu değeri istenilen istasyonun ortalaması ile çarparak F tekrerrüü için ait olduğu istasyondaki hidrolojik değişkenin  $Q_i(F)$  değeri elde edilir. N tane istasyonun bulunduğu bir bölgede i istasyonun  $n_i$  tane verisi olduğu ve bu verilerin  $Q_{ij}$ ,  $j=1,2,\dots,n_i$  şeklinde sembolize edildiği kabul edilirse;  $q(F)$  boyutsuz verilere uydurulan ortak bölgesel dağılımın fonksiyonunun tekrerrü fonksiyonu (quantile function) olarak karşımıza çıkar. Gösterge taşkın metodu ile yapılan bölgesel frekans analizi aşağıdaki aşamaları içerir. Bu aşamaların hepsinde L-momentler ve L-moment oranları kullanıldığından gösterge taşkın metodunun bu haline bölgesel L-moment algoritması denilmektedir [5]. Bu algoritma 4 kısımdan meydana gelmektedir

### Verilerin gözden geçirilmesi (Screening of the data)

İstatistik analizlerde, ilk önce eldeki verilerin analiz için uygun olup olmadığı kontrol edilmelidir. Uyumsuzluk ölçüsü, verilerin gözden geçirilmesi ve homojen bölge olarak kabul edilen istasyonların birbirleri ile olan uyumlarının saptanması amacı ile kullanılır. Uyumsuzluk ölçüsü bölgedeki istasyon sayısına bağlıdır. Uyumsuz çıkan bir istasyon başka bölgeye kaydırılmalı veya analizden çıkarılmalıdır. Uyumsuzluk ölçüsü, istasyon verilerinin L-moment oranları ile hesaplanır. İstasyonun L-moment oranları (L-Cv, L-Cs, L-Ck) bir noktanın üç boyutlu koordinatları olarak tanımlanır. Bu tanımlanan noktaların L-Cv ve L-Cs değerleri grafikte karşılıklı olarak noktalandığında bir grup oluşturur ve bu grup bir merkeze yani orta noktaya sahiptir. Uyumsuz olarak adlandırılan herhangi bir nokta, bu merkezden oldukça uzaktır. Bu uzaklık kriteri, örnek L-moment oranlarının arasındaki korelasyon olarak tanımlanır. Veriler için en uygun seçilen küçük ve büyük eksenli aynı merkeze sahip olan elipsler, istasyonların L-moment oranlarının örnek kovaryans matrisleri ile hesaplanır. Uyumsuz noktalar, en dış elipsin de dışında yer alır. N adet istasyon olan bir grupta L-moment oranlarının vektörel formu Eş. 15 - Eş. 18 kullanılarak ifade edilir [5].

$$u_i = [t^i, t_3^i, t_4^i]^T \quad (15)$$

T: Vektör yada matrisin transpozü;

$$\bar{u} = N^{-1} \sum_{i=1}^N u_i \quad (16)$$

$\bar{u}$  : Ağırlıksız grup ortalaması;

$$A = \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (17)$$

A: Karelerinin toplamının matrisi ve çapraz çarpımı;

$$D_i = \frac{1}{3} N (u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (18)$$

$D_i$  :  $i$  istasyonu için uyumsuzluk ölçüsü,  $D_i$ , bölgedeki istasyon sayısına bağlı olarak tanımlanır (kritik  $D_i$  değeri) [5]. Eğer hesaplanan  $D_i$  değeri kritik  $D_i$  değerinden büyük ise o istasyon uyumsuzdur denir.

### Homojen Bölgelerin Belirlenmesi (Identification of homogeneous regions)

Bölgesel frekans analizinde tüm bölgeye tek bir frekans dağılımı uygulanır. Bunun uygulanabilmesi için bölgenin homojen olması, her istasyona özgü ölçek faktörünün dışında bölgeye aynı frekans dağılımının uygulanabilmesi anlamına gelen homojenlik koşulunun sağlanması gerekir. Bundan dolayı istasyonlar homojenlik durumunu sağlamak için alt gruplara ayrılır. Hosking ve Wallis [67] tarafından önerilen heterojenlik ölçüsünün amacı, istasyon gruplarının heterojenlik ölçüsünü belirlemektir. Heterojenlik ölçüsü özellikle homojen olması muhtemel bölgelerin istasyonları arasında örnek L-momentlerin varyasyonlarını karşılaştırır. Homojen bir bölgede bulunan tüm istasyonlar, aynı toplum L-moment oranlarına sahiptir. Heterojenlik ölçüsü 3 ayrı değerle belirlenebilir (Eş. 19, Eş. 21 ve Eş. 22).

$L-C_v(t)'$  ye bağlı,  $t^R$ 'nin ağırlıklı standart sapması;

$$V_1 = \frac{\sum_{i=1}^N N_i (t^i - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N N_i} \quad (19)$$

$N$  : istasyon sayısı,  $N_i$  : Her istasyonun kayıt uzunluğu,  $t^R$ :  $t_i$ 'nin ortalama değeri (Eş. 20)

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N N_i t^i}{\sum_{i=1}^N N_i} \quad (20)$$

$L-C_v - L-C_s$ 'ye dayanan, grupta bulunan istasyonların  $t$  ve  $t_3$ 'lerinin grubun ağırlıklı ortalamasına uzaklığı;

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N N_i \left\{ (t^i - t^R)^2 + (t_3^i - t_3^R)^2 \right\}^{1/2}}{\sum_{i=1}^N N_i} \quad (21)$$

$L-C_s$  ve  $L-C_k$ 'a dayanan, grupta bulunan istasyonların  $t_3$  ve  $t_4$ 'lerinin grubun ağırlıklı ortalamasına uzaklığı;

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N N_i \left\{ (t_3^i - t_3^R)^2 + (t_4^i - t_4^R)^2 \right\}^{1/2}}{\sum_{i=1}^N N_i} \quad (22)$$

Hosking [5], çalışmasında iki ve üç parametrelilik dağılımlar yerine hidrolojik olayların frekans analizlerinde birçok dağılımı temsil etmesinden dolayı güçlü bir dağılım olan

dört parametrelilik ( $\epsilon, \alpha, k, h$ ) Kappa Dağılımı'nı kullanmıştır. Bölgenin heterojenliğinin araştırılmasında ve simulasyon değerlerinin türetilmesinde bu dağılımdan yararlanılır. Kappa Dağılımı'na ait eklenik dağılım fonksiyonunun ters formu Eş. 23'te verilmiştir.

$$x(F) = \epsilon + \frac{\alpha}{k} \left\{ 1 - \left( \frac{1-F^h}{h} \right)^k \right\} \quad (23)$$

Bu eşitlik, Kappa Dağılımına uyan ve 0 ile 1 arasında değerler alan bir yapay seri elde etmede kullanılır. Heterojenlik ölçüsünü hesaplamak için, L-momentlerin grup ortalamasına ( $1, t^R, t_3^R, t_4^R$ ) kappa dağılımı uygulanır. Bölgenin en büyük numaralı simulasyonu ( $N_{sim}$ ), bu kappa dağılımından elde edilir. Bölgeler homojen olarak kabul edilir ve veriler çapraz korelasyona veya dizili korelasyona sahip değillerdir. İstasyonların kayıt uzunlukları değiştirilmeden, aynen kullanılırlar. Her bir simüle edilmiş bölge için,  $V_i$  ( $V_1, V_2, V_3$  olarak tanımlanmış üç ölçüden herhangi biri) hesaplanır. Simüle edilmiş verilerin  $\mu_v$  (ortalaması), ve  $\sigma_v$  (standart sapması) hesaplanır. Heterojenlik ölçüsü Eş. 24 ile elde edilir.

$$H_i = \frac{(V_i - \mu_v)}{\sigma_v} \quad (24)$$

Hosking ve Wallis [67] eğer  $H_i < 1$  ise bölgenin kabul edilebilir derecede homojen olduğunu,  $1 \leq H_i < 2$  ise bölgenin muhtemelen heterojen olduğunu,  $H_i \geq 2$  ise bölgenin kesinlikle heterojen olduğunu söylemişlerdir. Eğer bölge yeterince homojen değil ise, bölge daha alt bölgelere ayrılarak homojen hale getirilmeye çalışılır. Hosking ve Wallis [67],  $H_2$  ve  $H_3$ 'ü  $V_2$  ve  $V_3$ 'e dayanarak,  $H_1$ 'i de  $V_1$ 'e dayanarak hesaplamışlardır.  $H_1$ 'in homojen ve heterojen bölgelerin ayırımında daha güçlü olduğunu öne sürmüşlerdir. Bundan dolayı  $V_1$ 'e dayalı  $H_1$  istatistiği, heterojenlik ölçüsünü hesaplamada tavsiye edilmektedir.

### Bölgesel Frekans Dağılımının Seçimi (Choice of a frequency distribution)

Bölgesel frekans analizinde bölgeye tek bir frekans dağılımı uygulanacağından her istasyona aynı dağılımı uygulamak çoğu zaman imkansızdır. Bu nedenle amaç, her istasyon için doğru tahminler verecek dağılımı bulmaktır. Önemli olan husus noktasal ile bölgesel frekans dağılımının aynı olmadığı durumlar içinde doğru tahminler yapabilecek dağılımlar kullanmaktır.

### Bölgesel Frekans Uygunluk Testi (Goodness of fit test)

Uyumsuz olmayan istasyonlardan oluşan homojen bir bölgede bir dağılım seçildikten sonra, bu dağılımın bölgeye uygun olup olmadığı kontrol edilmelidir. Literatürde yaygın olarak L-momentlerin basıklık ( $L-C_k$ ) katsayısını temel alan dağılımın uygunluğu ölçüsü kullanılmaktadır. Bu ölçü şu şekilde hesaplanır: Uygulanan dağılım ile elde edilen  $L-C_k$  ( $t_4^{Dist}$ ) ile bölgesel ortalama  $L-C_k$  ( $t_4^R$ ) arasındaki fark

hesaplanır.  $(t_4^R)$ 'lerin standart sapmaları  $\sigma_4$  ile ifade edilir. Bölgesel L-moment oranlarına Kappa dağılımı uygulanır ve simülasyon yapılır. Simüle edilmiş bölgeler homojendir ve çapraz korelasyona ve sıralı korelasyona sahip değildirler. Kappa dağılımını uygulamada ve bölgenin simülasyonunda heterojenlik ölçüsünde kullanılan hesaplamalar kullanılır. Eş. 25 ve Eş. 26'da; Nsim, Kappa dağılımı yardımıyla gerçekleştirilen simülasyon sayısını, m ise simülasyon yapılan bölge sayısını ifade etmektedir. M'inci simüle edilmiş bölge için L-Cs ( $t_3^m$ ) ve L-Ck ( $t_4^m$ ) hesaplanır.  $t_4^R$ 'nin hatası, Eş. 25 ile elde edilir ve her bir dağılım için uygunluk testi ölçüsü Eş. 27 kullanılarak hesaplanır.

$$B_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^m - t_4^R) \quad (25)$$

$t_4^R$ 'nin standart sapması;

$$\sigma_4 = \left[ (N_{sim} - 1)^{-1} \left\{ \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^m - t_4^R)^2 - N_{sim} B_4^2 \right\} \right]^{1/2} \quad (26)$$

$$Z^{Dist} = \frac{(t_4^{Dist} - t_4^R + B_4)}{\sigma_4} \quad (27)$$

Simülasyon kullanılarak her dağılım için ayrı ayrı hesaplanan dağılımın uygunluğu ölçüsünün mutlak değeri 1,645 den küçük ise, ( $|Z| < 1,645$ ), o dağılım bölgesel frekans dağılımı olmaya adaydır. Bu değer %90 güvenilirlik sınırına karşılık gelir.

### 2.2.3. Hata Ölçümleri (Measurement of errors)

Sonuçları karşılaştırmada hata ölçümü için 3 parametre kullanılmıştır. Bu üç parametre sırasıyla normalleştirilmiş mutlak hata (NAE), ortalama mutlak hata (MAE) ve ortalama karesel hatadır (RMSE) [68]. Tablo 2'de adı geçen üç parametrenin formülleri verilmiştir.

**Tablo 2.** Normalleştirilmiş mutlak hata (NAE), ortalama mutlak hata (MAE) ve ortalama karesel hata (RMSE) formülleri

(Formulas for Normalized Absolute Error (NAE), Mean Absolute Error (MAE) and Root Mean Square Error)

Hata Ölçümü	Formül
NAE	$\frac{\sum_{i=1}^N  P_i - O_i }{\sum_{i=1}^N O_i}$
MAE	$\frac{\sum_{i=1}^N  P_i - O_i }{N}$
RMSE	$\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (P_i - O_i)^2}$

P: Tahmin edilen değer, O: Gözlenmiş değer, N: Data sayısı

### 3. SONUÇLAR VE TARTIŞMALAR (RESULTS AND DISCUSSIONS)

Medyan, Gringorten, Cunnane, Hosking ve Hazen noktalama pozisyonu formülleri kullanılarak L-moment oranları hesaplanmış ve daha sonra bu parametreler kullanılarak ayrı ayrı veri dosyası oluşturulmuştur. Hosking tarafından fortranda yazılmış olan program kodları kullanılarak her bir veri dosyası için dağılımların parametreleri elde edilmiştir [69]. Bu parametrelere H ve Z istatistikleri uygulanmıştır. Sonuçlara göre medyan, cunnane, gringorten ve hazen noktalama pozisyonu formülleri L-momentler yönteminde kullanınca istasyonlar tamamen birbirleriyle uyumsuz yani heterojen çıkmış ve aynı zamanda uygun bir dağılım belirlenememiştir. Sadece hosking noktalama pozisyonu formülü ile tahmin edilen parametreler kullanıldığında bölge homojen çıkmıştır. Bu nedenle hosking noktalama pozisyonu formülü kullanılarak elde edilen sonuçlar verilmiştir [70].

#### 3.1. Hosking noktalama pozisyonu formülü ile elde edilen sonuçlar (Results Obtained From Hosking Position Formula)

Tablo 3'te istasyonlara ait Hosking noktalama pozisyonu formülü kullanılarak hesaplanmış L-moment oranları ve bu oranlara bağlı olarak hesaplanmış Di (uyumsuzluk ölçüsü) değerleri verilmiştir. Kullanılan istasyon sayısına bağlı olarak Hosking ve Wallis [5] tarafından çalışmalarında Tablo 3'de kritik Di değeri 3 olarak verilmiştir. Bu değere göre çalışma alanımızda 4 adet uyumsuz istasyon bulunmaktadır. Bu istasyonlar çalışmadan çıkarılmadan homojenlik testi yapılmıştır. Bölge bu şekilde dahi homojen çıktığından çalışmalara uyumsuz istasyonlarda dahil edilmiştir. Hosking noktalama pozisyonu formülleri kullanıldığında Tablo 4'e göre H1, H2 ve H3 heterojenlik ölçülerinin 1 değerinden küçük olması sebebiyle çalışma alanı kabul edilebilir düzeyde homojen olarak belirlenmiştir. Bu sonuç aynı zamanda bütün istasyonların birbirleriyle uyumlu olduğunu gösterir. Eğer bölge heterojen çıksaydı öncelikle uyumsuz istasyonlar çalışmadan çıkarılır veya bölge alt gruplara ayrılırdı. Z uygunluk testi sonucu, Genelleştirilmiş Lojistik dağılım için kritik değer olan 1,64'den küçük çıkmıştır. Bu sonuçlara göre bulunan parametreler yardımıyla istasyonlardan elde edilen verilere en iyi uyan dağılım Genelleştirilmiş Lojistik dağılımıdır. Bu dağılımın ters formu analitik olarak Eş. 28 ile verilmektedir [5].

$$q(F) = \varepsilon + \alpha [1 - \{(1 - F)/F\}^k] / k \quad (28)$$

Tablo 4'deki parametreler yerine yazılırsa:

$$\frac{Q_m}{Q_{ort}} = 0,924 - 0,757[1 - \{(1 - F)/F\}^{-0,239}] \quad (29)$$

Eş. 29 yardımıyla herhangi bir tekrerr yılına karşılık gelen aşılıma olasılığı (F değeri) yerine yazılarak q(F) (çalışmada Qm/Qort (boyutsuz yağış miktarı)) hesaplanabilmektedir.

**Tablo 3.** İstasyonların Hosking formülü için L-moment oranları ve uyumsuzluk ölçüleri  
(L-moments ratios and discordancy measures of stations for Hosking plotting position formula)

İstasyon Adı	Ortalama Yağış ( $Q_{ort}$ ) (mm)	t	t 3	t 4	Di
Adana	67,9	0,2146	0,1171	0,0791	0,79
Altınözü	60	0,1536	0,1048	0,1094	0,27
Anamur	90,9	0,1849	0,1171	0,0941	0,21
Andırın	102,2	0,1729	0,0605	0,1841	1,2
Antakya	108,3	0,2828	0,323	0,1108	2,13
Arslanköy	59,3	0,1722	0,1888	0,1888	1,71
Aydıncık	72,9	0,1965	0,2376	0,1761	0,26
Bahçe	59,2	0,1633	0,1978	0,0859	0,9
Çamlıyayla	82,8	0,1495	-0,022	0,0193	0,46
Çatalan	73,6	0,1654	-0,0441	-0,0772	1,63
Ceyhan	65,1	0,219	0,2065	0,1624	0,27
Doğankent	77	0,2358	-0,0142	-0,037	3,01*
Dört Yol	76	0,182	0,168	0,1612	0,03
Erdemli	65,7	0,224	0,0843	0,0971	1,29
Erzin	75,1	0,1938	0,1352	0,0841	0,05
Feke	75,2	0,1555	0,0598	0,1721	0,91
Gülek	95	0,2423	0,2685	0,0931	1,21
Gülnar	85,1	0,171	0,0856	0,1974	2,59
Güzeloluk	63,4	0,1791	0,1789	0,1438	0,2
H.Aliçiftliği	67	0,2156	0,1894	0,0608	0,52
Haruniye	64,3	0,1743	0,1879	0,2023	0,67
Hassa	64,9	0,1903	0,1907	0,0367	0,87
İmamoğlu	64,6	0,1856	-0,0058	0,0108	0,89
İskenderun	61,6	0,1998	0,2244	0,2268	0,31
Kadirli	61,8	0,1531	0,0439	0,0421	0,64
Karaisalı	99,8	0,2291	0,2305	0,0926	0,7
Karbeyaz	58,7	0,1295	0,0012	0,0753	0,81
Kavkurt	72	0,1724	0,2642	0,3283	0,92
Kırıkhan	49	0,163	0,2218	0,162	0,81
Kırobası	59,9	0,1669	0,1609	0,2441	0,59
Kozan	68,6	0,1761	0,1744	0,2362	0,36
Kozan Barajı	76,7	0,1099	0,0376	0,2829	3,96*
Kuzucubelen	79,7	0,2114	0,1544	0,1434	0,56
Mansurlu	68,4	0,1903	0,2656	0,1772	0,43
Mersin	68,8	0,2049	0,3702	0,2693	0,83
Mut	42,9	0,1693	0,1847	0,1661	0,37
Osmaniye	62,5	0,179	0,3486	0,3845	1,73
Pozantı	77	0,2448	0,1221	0,1413	2,19
Reyhanlı	41,5	0,1784	0,3359	0,3129	0,92
Saimbeyli	65,5	0,1993	0,2331	0,2781	0,41
Samandağı	77,8	0,1851	0,2655	0,169	0,63
Serinyol	59,2	0,1481	0,1353	0,1753	0,77
Silifke	66,6	0,226	0,2641	0,28	0,66
Tarsus	63,2	0,1984	0,2778	0,2122	0,15
Tarsus-Topraksu	69,9	0,291	0,3543	0,3312	3,54*
Tasucu	75,5	0,2654	0,5097	0,4103	3,61*
Tufanbeyli	39,9	0,2085	0,258	0,1999	0,07
Tuzla	78,5	0,2512	0,2681	0,1675	0,92
Uluçınar	59,7	0,1726	0,1408	0,1479	0,45
Yakacık-Payas	72,7	0,2148	0,3841	0,3212	0,96
Yarpuz-Cebel	75,6	0,1535	0,1774	0,2736	0,9
Yayladağı	77,2	0,1438	0,2294	0,221	1,05
Yumurtalık	77,3	0,2416	0,3281	0,2659	0,66

\*Uyumsuz istasyon ( $Di \geq$  Kritik  $Di:3$  (istasyon sayısı  $\geq 15$ ) (kaynak:Hosking and Wallis [5]. Table 3)

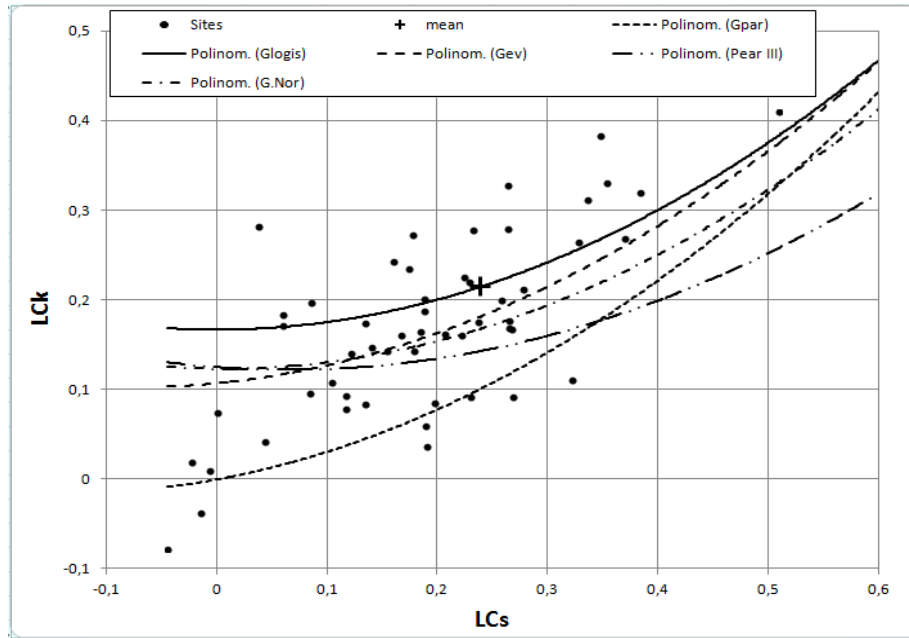


**Tablo 4.** İstasyonların Hosking formülü için heterojenlik ölçüleri (H), Z uygunluk testi sonuçları ve en iyi uyum sağlayan dağılımın parametreleri

(Heterogeneity (H) measures, Z goodness of fit test values of stations for Hosking plotting position formula and distribution of parameters that provide the best fit)

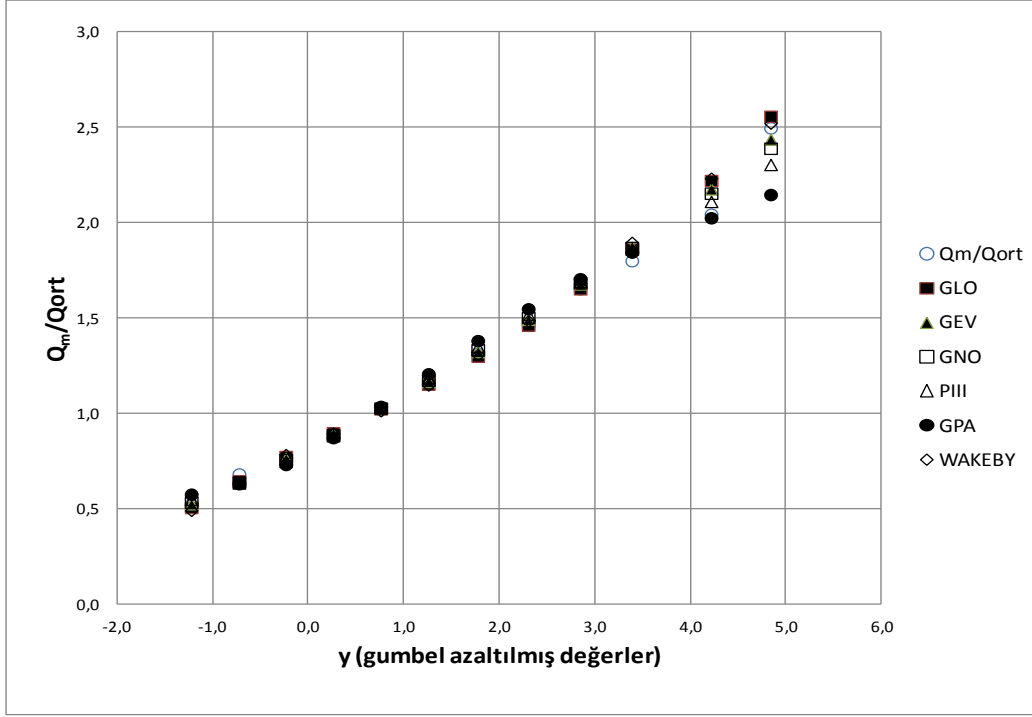
Heterojenlik	H1	-0,32
	H2	-1,8
	H3	-2,16
Dağılım	Gen. Lojistik	Z=1,25
GLO dağılımı	$\varepsilon$ :	0,924 (yer parametresi)
	$\alpha$ :	0,181 (ölçek parametresi)
	k:	-0,239 (şekil parametresi)

Herbir istasyon için bölgesel ortalama L-Cs ve L-Ck değerleri hesaplandıktan sonra Şekil 2’de görüldüğü gibi karşılıklı olarak noktalanmıştır. Şekil 2 aynı zamanda çalışmada kullandığımız dağılımların aralığı için L-Cs ve L-Ck arasındaki ilişkiyi içermektedir. Şekil 2’de "+" olarak gösterilen L-Cs ve L-Ck değerlerinin bölgesel ağırlıklı ortalamasıdır. Bu değer hangi dağılımın eğrisine yakın ise o eğri bölgesel dağılım eğrisi olarak kabul edilir. Teorik hesaplamaları Hosking ve Wallis [5] tarafından özetlenmiştir. Uygulanan dağılımların parametrelerine göre belirli dönüş periyotlarına karşılık boyutsuz verilere uydurulan ortak bölgesel olasılık dağılımının tekerrür fonksiyonu (quantile function) değerleri Tablo 5’te verilmiştir.

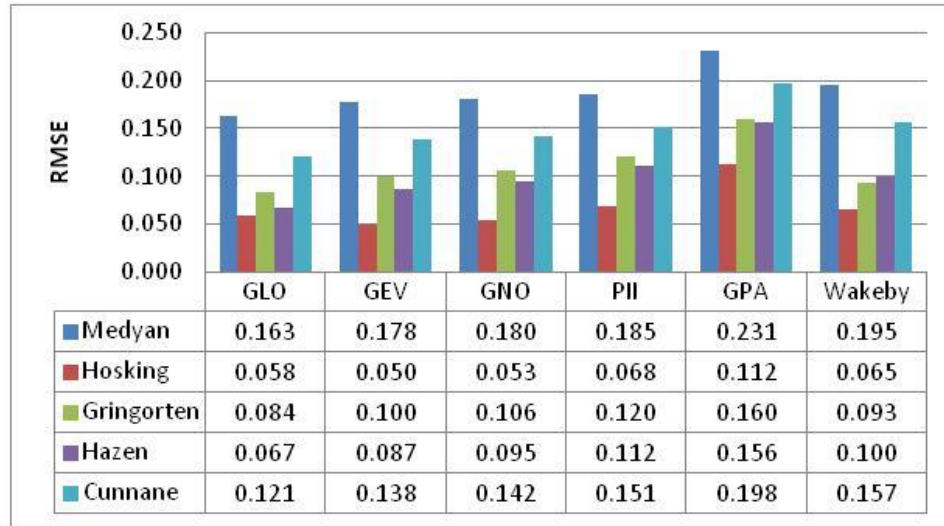
**Şekil 2.** Çalışmada kullanılan istasyonların L-Cs - L-Ck ilişkisi (L-moment oranı diyagramı)  
(L-Cs - L-Ck relationships of stations (L-moments ratio diagram))**Tablo 5.** İstasyonların Hosking formülüne göre farklı tekerrür periyotları için boyutsuz büyüme faktörü ( $Q_m/Q_{ort}$ ) değerleri  
(Values of dimensionless growth factors ( $Q_m/Q_{ave}$ ) for various return periods for Hosking plotting position formula)

Gumbel Azalan Değerler (y)	T Tekerrür Periyodu (yıl)	F (Aşılmama Olasılığı)	GLO	GEV	GNO	PIII	GPA	WAKEBY	Gözlenmiş $Q_m/Q_{ort}$
-1,226	1,034	0,033	0,505	0,525	0,533	0,548	0,575	0,490	0,523
-0,726	1,145	0,127	0,645	0,642	0,639	0,634	0,630	0,640	0,681
-0,236	1,392	0,282	0,773	0,762	0,757	0,747	0,731	0,783	0,769
0,259	1,860	0,462	0,897	0,889	0,887	0,882	0,872	0,896	0,891
0,758	2,672	0,626	1,023	1,025	1,027	1,031	1,036	1,013	1,018
1,256	4,036	0,752	1,153	1,167	1,174	1,185	1,207	1,148	1,154
1,774	6,406	0,844	1,300	1,324	1,333	1,350	1,381	1,307	1,314
2,302	10,500	0,905	1,463	1,493	1,503	1,519	1,548	1,485	1,462
2,845	17,712	0,944	1,653	1,679	1,685	1,693	1,706	1,685	1,653
3,386	30,056	0,967	1,862	1,872	1,870	1,863	1,846	1,897	1,801
4,216	68,268	0,985	2,222	2,178	2,155	2,112	2,026	2,234	2,045
4,839	126,807	0,992	2,559	2,439	2,391	2,306	2,148	2,523	2,498

Q<sub>m</sub>: Maksimum yağış değeri



Şekil 3. Hosking formülü için istasyonlara ait frekans eğrileri (Growth curves for hosking plotting position formula)

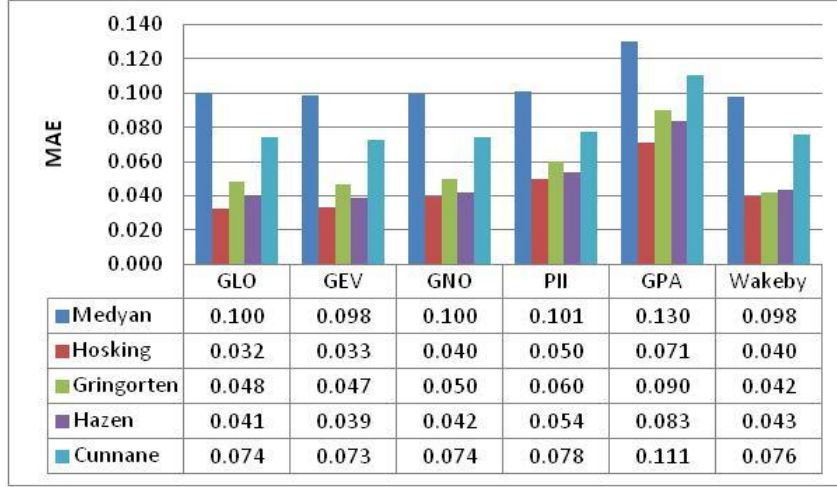


Şekil 4. Noktalama pozisyonu formülleri için Ortalama Karesel Hata (RMSE)  
(Root Mean Square Error for plotting position formulas)

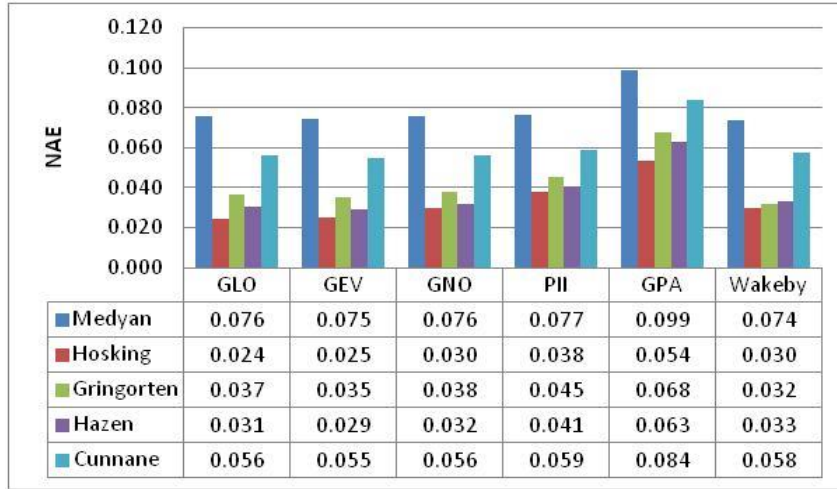
Gumbel azalan değerlere karşılık her bir dağılım için bölge büyüme eğrileri çizdirilmiş ve gözlenmiş değerlerle kıyaslanmıştır (Şekil 3). Şekil 3'te GLO ve GEV dağılımına ait büyüme eğrilerinin gözlenmiş değerlere daha yakın çıktığı görülmektedir. Sonuçları karşılaştırmada hata ölçümü için 3 parametre kullanılmıştır. Bu üç parametre sırasıyla normalleştirilmiş mutlak hata (NAE), ortalama mutlak hata (MAE) ve ortalama karesel hatadır (RMSE). Şekil 4, 5, 6 daki sütun grafiklerine bakıldığında L-momentler ile yapılan tahminler hosking noktalama pozisyonu formülü kullanıldığında en küçük hata değerlerine sahiptir.

### 3.2. L-Moment Oranı Haritaları (L-moments Ratios Maps)

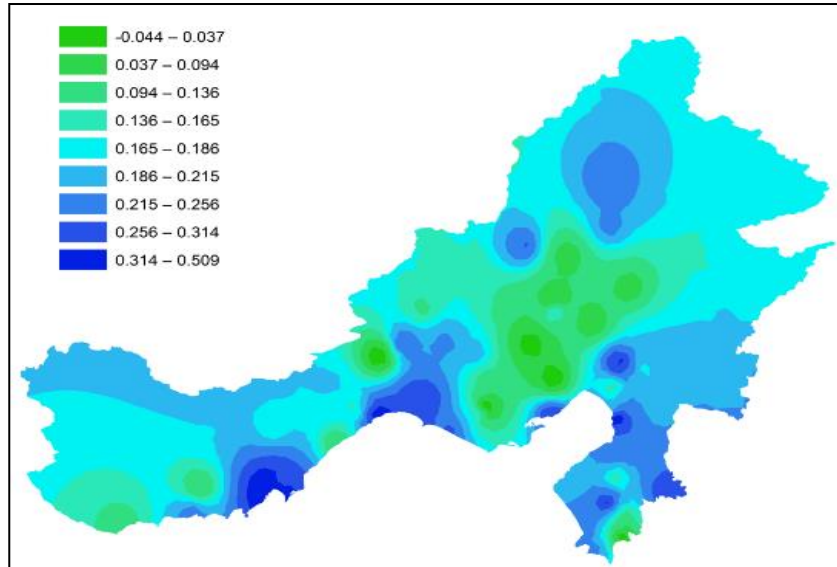
L-Cs ve L-Ck oranı haritaları (Şekil 7, Şekil 8), çalışma alanında bu katsayıların alansal değişimini göstermektedir. Verilen haritalar üzerinde yer alan bir proje noktası için, maksimum yağışlara hangi olasılık dağılımının uyum sağladığı araştırıldığında, 3-parametrelilik olasılık dağılımlarından herhangi biri için L-Cs ve L-Ck değerleri verilen haritalardan söz konusu proje noktası için okunabilmektedir. Sonraki aşamada bu değerlerin L-Moment oranı diyagramlarına (Şekil 2) noktalanmasıyla uygun olasılık dağılımı grafikten tespit edilmektedir.



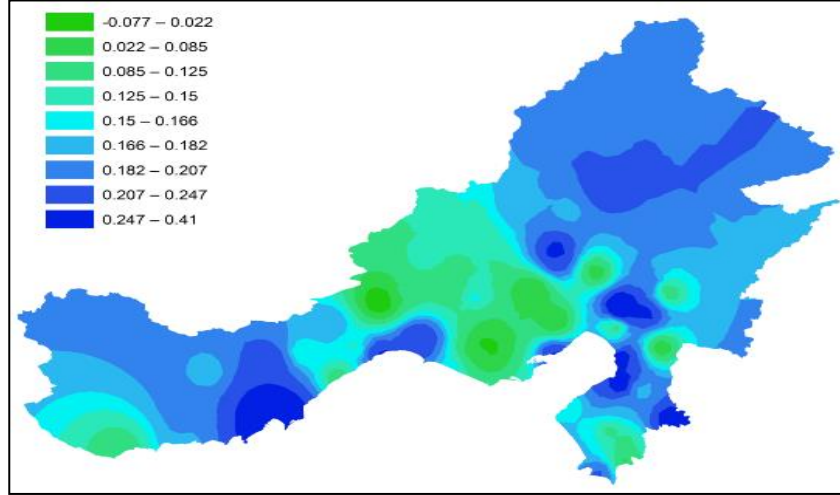
Şekil 5. Noktalama pozisyonu formülleri için Ortalama Mutlak Hata (MAE)  
(Mean Absolute Error for plotting position formulas)



Şekil 6. Noktalama pozisyonu formülleri için Normalleştirilmiş Mutlak Hata (NAE)  
(Normalized Absolute Error for plotting position formulas)



Şekil 7. Çalışma Alanı L-Cs oranı alansal dağılımı (Spatial distribution of L-Cs ratios)



Şekil 8. Çalışma Alanı L-Ck oranı alansal dağılımı (Spatial distribution of L-Ck ratios)

#### 4. SONUÇLAR (CONCLUSIONS)

Bu çalışmada dağılım parametrelerini tahmin etmek için Hosking, Medyan, Cunnane, Gringorten ve Hazen noktalama pozisyonu formülleri baz alınarak L-momentler tekniği kullanılarak Adana ve çevresindeki illerde ve yerleşim merkezlerinde bulunan ve Meteoroloji Genel Müdürlüğü (MGM) ve Devlet Su İşleri (DSİ) tarafından işletilen 53 adet yağış gözlem istasyonundan elde edilen yıllık maksimum yağış değerlerine bölgesel frekans analizi uygulanmıştır. Medyan, Cunnane, Gringorten, Hazen noktalama pozisyonu formülleri uygulanınca 53 istasyonun tamamının (H) heterojenlik ölçüsü olması gereken 1 değerinin çok üstünde çıkmıştır ve homojen olarak kabul edilebilir düzeyde değildir. Hosking noktalama pozisyonu formülü baz alınarak yapılan L-momentler ile bölgesel frekans analizinde H1, H2 ve H3 heterojenlik ölçülerinin 1 değerinden küçük olması sebebiyle çalışma alanı kabul edilebilir düzeyde homojen olarak belirlenmiştir. 53 homojen istasyonun bulunduğu çalışma alanına uyan en iyi ve tek dağılımın Genelleştirilmiş Lojistik olduğu saptanmıştır. Bu dağılımın Z uygunluk testi değeri  $1,25 \leq 1,64$  şartını sağlamıştır. Bunun yanı sıra L-moment oranı diyagramlarında, ortalamaya en yakın dağılımın Genelleştirilmiş Lojistik dağılım olduğu görülmektedir (Şekil 2). Sonuçları karşılaştırmada kullanılan hata ölçümü değerlerine göre hazırlanmış olan sütun grafiklerinden, L-momentler ile yapılan tahminlerin hosking noktalama pozisyonu formülü kullanıldığında en küçük hata değerlerini gösterdiği anlaşılmaktadır. Çalışma sonucunda elde edilen verilere göre, genelleştirilmiş lojistik dağılımının bölgesel büyüme değerleri kullanılarak çalışma sahasında bulunan herhangi bir noktanın istenen tekerrür periyoduna karşılık proje yağış değerleri elde edilebilir. Bu çalışma sonucunda ikinci bir yöntem olarak planlamacılar, Şekil 2, 7 ve 8'i kullanarak ölçüm istasyonu bulunmayan bir noktada dahi frekans analizi uygularken o noktadaki yağışın olasılık dağılımıyla ilgili ön bilgi sahibi olabileceklerdir.

#### 5. TEŞEKKÜR (ACKNOWLEDGEMENT)

Bu proje, Çukurova Üniversitesi, Bilimsel Araştırma Projeleri (BAP) birimi tarafından MMF2011BAP2 nolu "Adana ve Çevre İllerde Gözlenen Yıllık Maksimum Yağışların Bölgesel Frekans Analizi" başlıklı bireysel projesi kapsamında desteklenmiştir. Teşekkür ederiz.

#### KAYNAKLAR (REFERENCES)

1. Albostan A., Önöz B., Wavelet Application Approach on the Chaotic Analysis of Daily River Discharge, Journal of the Faculty of Engineering and Architecture of Gazi University, 30 (1), 39-48, 2015.
2. DSİ., Türkiye Maksimum Yağışları Frekans Atlası, Noktasal Yağışları Frekans Atlası, Cilt I, 1990.
3. Anlı A.S., Yürekli K., Öztürk F., Tokat İlinde Saptanan Kurak Sürelerin L Moment Tekniği İle Bölgesel Frekans Analizi, TMMOB İklim Değişimi Sempozyumu, 82-95, 2008.
4. Durrans S., Kirby J.T., Regionalization of Extreme Precipitation Estimates for the Alabama Rainfall Atlas, Journal of Hydrology, 101-107, 2004.
5. Hosking J.R.M., Wallis J.R., Regional Frequency Analysis An Approach Based on L-Moments, Cambridge University Press, UK, 1997.
6. Hosking J.R.M., L-Moments: Analysis ve Estimation of Distributions Using Lineer Combinations of Order Statistics, J. Royal Statistical Society, 52 (2), 105-124, 1990.
7. Hosking J.R.M., Wallis J.R., Wood E.F., Estimation of The Generalized Extreme Value Distribution By The Method of Probability Weighted Moments, Technometrics, 27 (3), 251-261, 1985.
8. Lettenmaier D.P., Potter K.W., Testing Flood Frequency Estimation Methods Using a Regional Flood Generation Model, Water Resources Research, 1903-1914, 1985.
9. Wallis J.R., Wood E.F., Relative Accuracy of Log Pearson-3 Procedures, Journal of Hydrology, Div., ASCE, 111 (7), 1043-1056, 1985.

10. Lettenmaier D.P., Wallis J.R., Wood E.F., Effect of Regional Heterogeneity on Flood Frequency Estimation, *Water Resources Research*, 313-323, 1987.
11. Hosking J.R.M., Wallis J.R., The Effect of Intersite Dependence on Regional Flood Frequency Analysis, *Water Resources Research*, 588-600, 1988.
12. Potter K.W., Lettenmaier D.P., A Comparison of Regional Flood Frequency Estimation Methods Using Bootstrap Statistics, *Water Resources Research*, 26 (3), 415-424, 1990.
13. Rosbjerg D., Madsen H., Rasmussen P.F., Prediction in Partial Duration Series with Generalized Pareto Distributed Exceedances, *Water Resources Research*, 28 (11), 3001-3010, 1992.
14. Vogel R.M., Fennessey N.M., L Moment Diagrams Should Replace Product Moment Diagrams, *Water Resour. Res.*, 29 (6), 1745-1752, 1993.
15. Naghavi B., Yu F.X., Regional Frequency Analysis of Extreme Precipitation in Louisiana, *Journal of Hydraulic Engineering*, 121 (11), 819-827, 1995.
16. Şorman Ü., Bölgesel Frekans Analizindeki Son Gelişmeler ve Batı Karadenizde Bir Uygulama, *İMO Teknik Dergi*, 15 (2), 3155-3169, 2004.
17. Seçkin N., L-Momentlere Dayalı Gösterge-Sel Metodu İle Bölgesel Taşkın Frekans Analizi, Doktora Tezi, Çukurova Ü., Fen Bilimleri Enstitüsü, Adana, 2009.
18. Seckin N., Yurtal R., Haktanir H., Topaloglu F., Regional Flood Frequency Analysis of Ceyhan River Basin in Turkey Using L-moments Method, *Fresenius Environmental Bulletin* 19, 11a, 2010.
19. Seckin N., Haktanir T., Yurtal R., Flood Frequency Analysis of Turkey Using L-Moments Method, *Hydrological Processes*, 3499, 2011.
20. Saf B., Regional Flood Frequency Analysis Using L-Moments for the West Mediterranean Region of Turkey, *Water Resources Management*, 23 (3), 531-551, 2007.
21. Dodangeh S., Sattari M. T. ve Seçkin, N., Minimum Akımların L Momentler Yöntemi ile Bölgesel Frekans Analizi, *Journal of Agricultural Sciences*. Ankara, 43-58, 2011.
22. Lee S.H., Maeng S.J., Frequency Analysis of Extreme Rainfall Using L-moments, *Irrigation and Drainage*, 219-230, 2003.
23. Fowler H.J., Kilsby G., A Regional Frequency Analysis of United Kingdom Extreme Rainfall From 1961 To 2000, *International Journal Of Climatology*, 1313-1334, 2003.
24. Anlı A.S., Apaydın H., Öztürk F., Trabzon İlinde Gözlenen Yıllık Maksimum Yağışların Bölgesel Frekans Analizi, *Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Bilimleri Dergisi*, 15 (3), 240-248, 2009.
25. Norbiato D., Borga M., Sangati M., Zanon F., Regional Frequency Analysis of Extreme Precipitation in the Eastern Italian Alps and The August 29, 2003 Flash Flood, *Journal of Hydrology*, 149-166, 2007.
26. Yürekli K., Köse Ö., Hınıs M.A., Yüzey Drenaja Neden Olan Yıllık Maksimum Yağmurların Bölgesel Frekans Analizi, *Tarım Bilimleri Araştırma Dergisi*, 4 (2), 27-30, 2011.
27. Nam W.S., Shin H.J., Heo J.H., Kim K.D., Regional Rainfall Frequency Analysis Based On Generalized Logistic Model, *Proceedings of the 2005 World Water and Environmental Resources Congress*, Anchorage, Alaska; Sponsored by Environmental and Water Resources Institute (EWRI) of the American Society of Civil Engineers. May 15-19. 2005
28. Parida B.P., Kachroo R.K., Shrestha D.B., Regional flood frequency analysis of Mahi-Sabarmati basin (subzone 3-a) using index flood procedure with L-moments, *Water Resources Management*, 1-12, 1998.
29. Okur A., Application of regional flood frequency analysis through L-moments, *Middle East Technical University, Ms. Thesis*, Ankara, 1999.
30. Kjeldsen T.R., Smithers J.C., Schulze R.E. Regional flood frequency analysis in the KwaZulu-Natal province, South Africa, using the index-flood method, *Journal of Hydrology*, 194-211, 2002.
31. Sveinsson O.G.B., Salas J.D., Boes D.C., Regional frequency analysis of extreme precipitation in Northeastern Colorado and Fort Collins flood of 1997, *ASCE Jour. Hydrologic Engineering*, 49-63, 2002.
32. Ben-Zvi A. and Azmon B., Joint use of L-moment diagram and goodness of fit test: a case study of diverse series, *Journal of Hydrology*, 245-59, 1997.
33. Lee S.H., Maeng S.J., Frequency analysis of extreme rainfall using Lmoments. *Irrigation and Drainage*, 219-30, 2003.
34. Jaiswal R.K., Goel N.K., Singh P., Thomas T., L-moment based flood frequency modelling, *Journal of the Institution of Engineers*, 6-10, 2003.
35. Kumar R., Chatterjee C., Kumar S., Lohani A.K., Singh R.D., Development of regional flood frequency relationships using L-moments for Middle Ganga plains subzone 1(f) of India, *Water Resources Management*, 243-57, 2003.
36. Yurekli K., Regional Frequency Analysis of Maximum Daily Rainfalls Based on L-moment Approach, *GOU. Ziraat Fakültesi Dergisi*, 22 (1), 37- 44, 2005
37. Anlı A.S., Apaydın H., Öztürk F., Advanced methods applied in regional frequency analysis, *3rd International Conference on Water Resources in Mediterranean Basin*, 1-3 November, Tripoli, Lebanon, 2006.
38. Anlı A.S., Apaydın H., Öztürk F., Regional flood frequency estimation for the Göksu River Basin through L-moments, *International River Basin Management Conference*, State Hydraulic Works, Gloria Golf Resort Hotel, Belek, Antalya, 22-24 March, 2007.
39. Kumar D., Development of regional flood frequency relationships using Lmoments for lower Narmada and Tapi subzone 3(b), *IE(I) Journal*, 26-31. 2007.
40. Yurekli K., Modarres R., Regionalization of Maximum Daily Rainfall Data over Tokat Province, Turkey, *International Journal of Natural and Engineering Sciences*, 1 (2), 1-7. 2007.

41. Seckin N., Yurtal R., Haktanir T., Topaloglu F., Regional Flood Frequency Analysis Of Ceyhan River Basin In Turkey Using L-Moments Method, *Fresenius Environmental Bulletin*, 19 (11a), 2616-2624, 2010.
42. Seckin N., Yurtal R., Haktanir T., Dogan A., Comparison Of Probability Weighted Moments And Maximum Likelihood Methods Used In Flood Frequency Analysis For Ceyhan River Basin, *Arabian Journal For Science And Engineering*, 35 (1b), 49-69, 2010.
43. Seckin N., Haktanir T., Yurtal R., Flood Frequency Analysis of Turkey Using L-moments Method, *Hydrological Processes*, 25 (22), 3499-3505, 2011.
44. Seckin N., Cobaner M., Yurtal R., Haktanir T., Comparison of Artificial Neural Network Methods with L-moments for Estimating Flood Flow at Ungauged Sites:the Case of East Mediterranean River Basin, Turkey. *Water Resources Management*, 27 (7), 2103-2124, 2013.
45. Seckin N., Yurtal R., Haktanir T., Regional flood frequency analysis for gauged and ungauged cathments of seyhan river basin in Turkey, *Journal of Engineering*, 2 (1), 47-70, 2014.
46. Seckin N., Modeling flood discharge at ungauged sites across Turkey using neuro-fuzzy and neural networks. *Journal of Hydroinformatics*, 13 (4), 842, 2011.
47. Haktanir T., Citakoglu H., Seckin N., Regional frequency analyses of successive-duration annual maximum rainfalls by L-moments method, *Hydrological Sciences Journal*. Doi: 10.1080/02626667.2014.966722, 2015.
48. Adamowski K., Liang, G., Patry G.G., Annual maxima and partial duration flood series analysis by parametric and non-parametric methods, *Hydrological Processes*, 1685-99, 1998.
49. Begueria S., Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value, *Journal of Hydrology*, 215-230, 2005.
50. Madsen H., Rosbjerg D., Generalized least squares and empirical Bayes estimation in regional partial duration series index-flood modeling, *Water Resources Research*, 771-81, 1997.
51. Wilks D.S., Comparison of three-parameter probability distributions for representing annual extreme and partial duration precipitation series, *Water Resources Research*, 3543-49, 1993.
52. Onoz B., Bayazit M., Effect of the occurrence process of the peaks over threshold on the flood estimates, *Journal of Hydrology*, 86-96, 2001.
53. Pandey M.D., Van Gelder P.H.A.J.M., Vrijling J.K. Dutch case studies of the estimation of extreme quantiles and associated uncertainty by bootstrap simulations, *Environmetrics*, 687-99, 2004.
54. Dedun S., Jing D., The Applications of Probability Weighted Moments in Estimating The Parameters of The Pearson Type Three Distribution, *Journal of Hydrology*, 47-61, 1988.
55. Jing D., Dedun S., Ronfu Y., Further Research on Applications of Probability Weighted Moments in Estimating Parameters of the Type Three Distributions, *Journal of Hydrology*, 239-257, 1989
56. Landwehr J.M., Matalas N.C., 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.
57. Landwehr J.M., Matalas N.C., Wallis J.R., Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions, 1.Know Lower Bounds, *Water Resources Research*, 15 (6), 1361-1372, 1979b.
58. Landwehr J.M., Matalas N.C., Wallis J.R., Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions, 1.UnKnow Lower Bounds, *Water Resources Research*, 15 (6), 1373-1379, 1979c.
59. Phien H.N., A Review of Methods of Parameter Estimation for The Extreme Value Type-1 Distribution, *Journal of Hydrology*, 251-267, 1987.
60. Raynal J.A., Salas, J.D., Estimation Procedures for the Type-1 Extreme Value Distribution, *Journal of Hydrologic Engineering*, 169-179, 1986.
61. Greenwood J.A., Landwehr J.M., Matalas N.C., Wallis J.R., Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several Distribution Exprensible in Inverse Form, *Water Resources Research*, 15 (5), 1049-1054, 1979.
62. Hosking J.R.M., The Theory of Probability Weighted Moments, *Research Rep, RC 12210*, 160 pp., IBM Research Division, Yorktown Heights, NY, 1986.
63. Ahmad M.I., Sinclair C.D., Werritty A., Log-logistic Flood Frequency Analysis, *Journal of Hydrology*, 98, 205-224, 1988.
64. Gebeyehu A., Regional Flood Frequency Analysis, The Royal Institute of Technology, Stockholm, Sweden, Bulletin No, TRIVA-VBI-148, 1989.
65. Şorman Ü., Okur A., L-momentler Tekniği Kullanılarak Noktasal ve Bölgesel Frekans Analizinin Uygulanması, *İMO Teknik Dergi*, 2199-2216, 2000.
66. Dalrymple T., Flood Frequency Methods, U. S. Geol. Survey, Water Supply Paper 1453 A, 11-51, Washington, 1960.
67. Hosking J.R.M., Wallis J.R., Some Statistics useful in regional frequency analysis, *Water Resources Research*, 271-281, 1993.
68. Armstrong J.S., F Collopy., Error Measures for Generalizing About Forecasting Methods: Empirical Comparisons, *International Journal of Forecasting*, 69-80, 2000.
69. Hosking J.R.M., FORTRAN Routines for Use with the Method of L-Moments. Version 3.03,(<http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>), 2000.
70. Seçkin N., Adana ve Çevre İllerde Gözlenen Yıllık Maksimum Yağışların Bölgesel Frekans Analizi, Bilimsel Araştırma Projesi, Proje No MMF2011BAP2, Ç.Ü İnşaat Mühendisliği Bölümü, Adana, 70, 2013.