



Yüze Drenaja Neden Olan Yıllık Maksimum Yağmurların Bölgesel Frekans Analizi

Kadri YÜREKLİ¹

Ömer KÖSE²

Mehmet Ali HINIS³

¹Gaziosmanpaşa Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarımsal Yapılar ve Sulama Bölümü, TOKAT

²Aksaray Üniversitesi Mühendislik Fakültesi İnşaat Mühendisliği Bölümü, AKSARAY

³Aksaray Üniversitesi Mühendislik Fakültesi İnşaat Mühendisliği Bölümü, AKSARAY

*Sorumlu Yazar
kadriyurekli@yahoo.com

Özet: Bu çalışma, Tersakan Çayı havzasında yüze drenaja neden olan günlük maksimum yağmurların bölgesel frekans analizi amacıyla yapılmıştır. Materyal olarak havzadaki 8 yağış gözlem istasyonunda ölçülen günlük yağmurlar kullanılmıştır. Çalışmada bölgesel frekans analizi L-moment yöntemi ile gerçekleştirildi. Bu amaçla, istasyonlar bölgeselleştirme, düzensizlik, heterojenlik, uygunluk ölçüsü ve bölgesel tekrarlanma tahminleri için tek bölge olarak kabul edilmiştir. Bölgesel en uygun dağılımı seçmek için göz önüne alınan uygunluk testi, en düşük Z değerini -0.24 ile **genel ekstrem değer dağılımı** (GEV) vermiştir.

Anahtar kelimeler: Bölgeselleştirme, ekstrem yağış, gösterge taşkın, L moment, Tersakan

Regional Frequency Analysis of Annual maximum Rainfalls created Surface Drainage Problem

Abstract: This study was aimed to carry out regional frequency analysis of the daily maximum rainfalls occurred and created surface drainage problem on Tersakan Stream watershed. Daily rainfalls from 8-rainfall gauging stations were used as a material. In the study, the regional frequency analysis was performed using the method of l-moments. In this reason, the stations have been assumed as one region for the regionalization, discordance, heterogeneity, goodness-of-fit tests, and regional quantile estimation. To find the best regional distribution, the goodness-of-fit test taken into consideration showed that **generalized extreme values** (GEV) distribution has the smaller absolute value of Z^{DIST} (-0.24).

Key Words: Regionalization, extreme precipitation, index-flood, L-moment, Tersakan

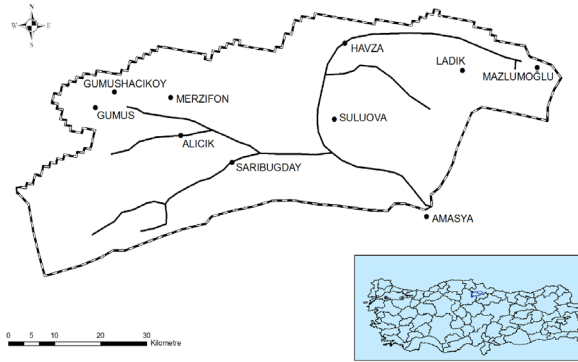
GİRİŞ

Şiddetli yağmurların tahmin edilmesi; sadece taşkın zararlarının azaltılmasında veya önlenmesinde kullanılan mühendislik yapılarının tasarımlarında değil, aynı zamanda toprak ve su kaybını önlemede de önemli bulunmaktadır. Ancak hidrolojik olaylar bir çok faktörün birlikte etkisi altında meydana geldiğinden, bu olayların gelecekteki miktarlarının tahmini güç olmaktadır. Bu nedenle hidrolojik olayların gelecekteki miktarlarının tahmininde istatistik yöntemlerden yararlanılmaktadır. Bu amaçla hidrolik yapıların proje kriterlerinin belirlenmesinde göz önüne alınan hidrolojik bir değişkenin farklı tekrarlanma sürelerinde beklenen miktarlarının saptanması önemli olmaktadır. Bununla birlikte makul bir proje kriterinin tahmini genellikle güç, hatta imkansızdır. Bir hidrolik yapı ile ilgili proje kriterinin altında yada üstünde bir miktarın seçilmesi durumunda, bu yapı kendinden beklenen faydayı sağlayamamakla birlikte maliyet de önemli oranda etkilenecektir. Hosking and Wallis [6]'de makul bir proje kriterinin seçiminin önemli ölçüde olasılık dağılımlara ait parametrelerin tahmininde kullanılan istatistik metotlara bağlı olduğunu belirtmektedirler. Hidrolik yapıların yanlış tasarımı, doğal kaynakların önemli derecede israf edilmesine sebep olacaktır. Bu bakımdan hidrolik yapıların tasarımında yağış derinlik süre frekans ilişkisinin analizi, maliyet ve stratejik öneme göre seçilen tekrarlanma periyodu açısından gerekli olmaktadır.

Yağmur verilerinin makul bir proje kriterinin seçimi için yeterli uzunlukta olması gerekir. Noktasal frekans analizi de uzun periyotlu kayıtlar gerektirmektedir. Türkiye'de uzun gözlem süreli yağış ölçekleri oldukça az olmakla birlikte bunların çoğunun da yazıcısı bulunmamaktadır. Ayrıca pek çok yazıcı ölçekli istasyonlarda kaydedilen yağışların güvenilirliğinden şüphe edilmekte ve önemli ekstrem sağanaklar da kaydedilememektedir. Bu tip problemleri önleyebilmek için komşu istasyonlarda ölçülmüş benzer özelliklere sahip yağmur miktarları kullanılabilen ve verilerin güvenilirliği artırılabilir. Bölgesel frekans analizi olarak adlandırılan bu kavram, farklı gözlem istasyonlarındaki verilerin benzer frekanslara sahip olduğu durumlarda uygulanması anlamına gelmektedir. Böylelikle, her bir yağış gözlem istasyonunda ve aynı zamanda uygun bir şekilde tarif edilen bir *bölge* içinde, hiçbir verisi olmayan ve üzerinde ölçüm istasyonu olmayan havzalarda bile bölgesel karakteristikler kullanılarak daha doğru sonuçlara ulaşılmış olmaktadır [6, 8]. Son zamanlarda hidroloji ve meteoroloji bilimi ile uğraşan araştırmacılar, bölgesel frekans analizinde, Hosking [5] tarafından geliştirilen L-moment yaklaşımını yoğun bir şekilde kullanmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Yeşilirmak Havzasındaki Tersakan Çayı havzasında bulunan 8 yağış istasyonunda her yıl için ölçülen günlük maksimum yağmur miktarlarının, L- momentler yöntemi ile bölgesel frekans analizini gerçekleştirmektir.

MATERYAL VE YÖNTEM

Çalışmada Yeşilirmak havzasındaki Tersakan Çayı havzasında bulunan 8 yağış gözlem istasyonunda gözlem süresi boyunca her yıl ölçülen günlük maksimum yağmur miktarları materyal olarak kullanılmıştır (Şekil 1). Ladik gölünden çıkan Tersakan çayı, kuzeybatı doğrultusunda akar ve Havza ilçesinde güneye dönerek Suluovaya ulaşır. Bu ovada Salhan suyu ile birleşen Tersakan çayı, güneydoğu doğrultusunda akışına devam eder ve Amasya ilinin kuzeyinde Yeşilirmak nehri ile birleşir. Tersakan çayının yaklaşık uzunluğu 91.4 km, su toplama havzasının alanı da 2684 km² [1].



Şekil 1. Tersakan Çayı Havzası

L moment Tekniği

Hosking [5] tarafından tanımlanan, L moment istatistikleri, gözlem verisinin karesinin ve küpünün alınmadan elde edilen doğrusal bileşenlerdir. Olasılık dağılımların şekillerini tarif eden bir sistem olan L momentler, uzun süreli veride normal çarpım momentlerine göre daha az duyarlılığa sahiptir. Bir X verisinin L momentleri olasılık ağırlıklı momentlerin fonksiyonu olarak ifade edilmiş ve buradan sıralanmış gözlemlerden $X_{(j)}$ elde edilen olasılık ağırlıklı momentlerin tarafsız örnek tahmini olarak Greenwood vd. (1979) tarafından eşitlik 1 deki gibi tanımlanmıştır;

$$b_r = n^{-1} \sum_{j=1}^n x_{(j)} \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-1)}{(n-1)(n-2)\dots(n-i)} \quad (1)$$

Daha sonra b_r değerlerinin ilk dördü ($r=0, 1, 2, 3$) olasılık ağırlıklı momentler (b_0, b_1, b_2 ve b_3) bulunduktan sonra, herhangi bir dağılım için l ile sembolize edilen L moment istatistikleri, aşağıda eşitlik 2 deki ilişkilerden saptanır;

$$\begin{aligned} l_1 &= b_0, \\ l_2 &= 2b_1 - b_0, \\ l_3 &= 6b_2 - 6b_1 + b_0, \\ l_4 &= 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0. \end{aligned} \quad (2)$$

İlk L moment olan l_1 , merkezi eğilim ölçüsü olmasının yanında dağılımın ortalamasına eşittir. l_2 de dağılım ölçüsüdür. Buradan boyutsuz L moment oranları (L değişim katsayısı, L çarpıklık ve L basıklık) aşağıda verilen eşitlik 3 ten tahmin edilir.

$$\begin{aligned} t &= l_2 / l_1 && (L \text{ değişim katsayısı}), \\ t_3 &= l_3 / l_2 && (L \text{ çarpıklık}), \\ t_4 &= l_4 / l_2 && (L \text{ basıklık}). \end{aligned} \quad (3)$$

Bölgeselleştirme

Bu çalışmada bölgeselleştirme için bölgesel frekans analiz yöntemlerinden biri olan *gösterge taşkın* yöntemi kullanılmıştır. N istasyon sayısına sahip bir bölgede bir i istasyonunun n_i adet verisi olduğu ve bu verinin Q_{ij} , $j=1, \dots, n_i$ şeklinde gösterildiği belirtilirse; $Q_i(F)$; i istasyonunun aşılma olasılığının tekrarlanma fonksiyonudur. Bu yöntem, istasyonların yaklaşık olarak homojen bir bölge oluşturması ve bu bölgedeki tüm istasyonlarda kaydedilen verinin olasılık dağılımının o istasyona ait olan belirli bir ölçek faktörü (*gösterge taşkın*) dışında aynı olmasını esas alır [2]. Yapılan çalışmalar bölgenin bir parça heterojen olması durumunda bile ve özellikle ekstrem miktarların tahminlerinde bölgesel analizlerin noktasal analizlerden daha avantajlı olduğunu göstermektedir [4, 9].

Bu varsayım eşitlik 4 de ifade edilmektedir.

$$Q_i(F) = \mu_i q(F), \quad i=1, \dots, N. \quad (4)$$

Eşitlikte 4 de; μ_i ; i istasyonundaki olasılık dağılımının ortalamasını temsil eden *gösterge taşkın* değeridir. Her bir istasyon için aynı olan boyutsuz tekrarlanma fonksiyonu $q(F)$; aşılma olasılığının bölgesel büyüme eğrisini temsil eder.

Düzensizlik Ölçüsü

Verinin derlenerek incelendiği, verilerdeki büyük hataların ve tutarsızlıkların giderilmesi ile birlikte zaman içinde var olan değişimlerden dolayı verilerin istatistiksel karakterinin değişip değişmediğinin araştırıldığı bu ölçü, bir grup istasyon içinden bütün olarak uyumsuz olan istasyonların saptanmasını sağlamaktadır. Düzensizlik ölçüsü (D_i) ile homojen bölgelerin belirlenebileceği bildirilmiş ve eşitlik 5 de açıklanmıştır;

$$D_i = \frac{1}{3} N (u_i - \bar{u})^T K^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (5)$$

Eşitlikte 5 de; u_i , herhangi bir istasyon için L moment oranlarının vektörünü, K , bu vektörün kovaryans matrisini, \bar{u} de vektörün ortalamasını göstermektedir. Bir istasyonun tümüyle uyumsuz olarak nitelendirilmesi için düzensizlik ölçüsünün (D_i) bölge içindeki istasyon sayısına bağlı olarak değişen kritik değerden büyük olması gerekir. Bu çalışmada 8 istasyon göz önüne alındığı için kritik değer 2.140 olarak göz önüne alınmıştır [8].

Heterojenlik Ölçüsü

Düzensizlik ölçüsüne göre uygun bir bölge fiziksel olarak belirtildikten sonra, önerilen bölgenin homojen olup olmadığını değerlendirmek için heterojenlik ölçüsü (H) önerilmiştir. Bu amaçla aynı gözlemlere sahip homojen bir bölgedeki istasyon verisinin simülasyonu ile seçilen dağılım ölçüsünün ortalama ve standart sapmaları elde edilir. Buradan gözlenen ve simülasyonu yapılan dağılım ölçülerinin karşılaştırılmaları için uygun

H istatistiği eşitlik 6 da yazılabilir;

$$H = \frac{(V_{obs} - \mu_v)}{\sigma_v} \quad (6)$$

Eşitlik 6 da; V_{obs} istatistiği; yukarıda anılan farklı L moment oranlarına göre bölgesel veriden elde edilen ağırlıklı standart sapmayı, μ_v ve σ_v ; V_{obs} istatistiğinin simülasyon sayısının ortalama ve standart sapmasını göstermektedir. Bu çalışmada simülasyon yapılırken iki ve üç parametrelili dağılımlar yerine hidrolojik olayların frekans analizlerinde birçok dağılımı temsil etmesinden dolayı güçlü bir dağılım olan dört parametrelili Kappa olasılık dağılımı kullanılmış ve μ_v ile σ_v değerlerinin güvenilir olarak tahmin edilmesi açısından simülasyon sayısı bir bölge için 500 adet olarak göz önüne alınmıştır [7]. Heterojenlik ölçüsü örnek L momentlerine (LCv, LCs and LCK) göre farklı şekilde (H1, H2 and H3) elde edilebilmektedir. Buna göre bölgenin; eğer $H < 1$ ise kabul edilebilir düzeyde homojen, $1 \leq H < 2$ ise, muhtemelen heterojen ve $H \geq 2$ ise kesinlikle heterojen olduğuna karar verilir.

Uygunluk Ölçüsü

Bölgesel frekans analizlerinde, seçilen homojen bölgedeki istasyonlardan elde edilen veriye, tek bir olasılık dağılımı en iyi uygunluğu göstermektedir. Eşitlik 7 de verilen ve L basıklık oranına bağlı olan uygunluk kriteri ve herhangi bir olasılık dağılımı için Z^{DIST} istatistiği olarak isimlendirilen bir yöntem önerilmiştir;

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4) / \sigma_4 \quad (7)$$

Eşitlikte 7 de; t_4^R , örneğin bölgesel ortalama L basıklık oranını, B_4 ve σ_4 de sırasıyla, örneğin bölgesel ortalama L basıklık oranı taraflılık değerini ve standart sapmasını gösterir ve sırasıyla eşitlik 8 ve 9 da ifade edilir;

$$B_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{(m)} - t_4^R) \quad (8)$$

$$\sigma_4 = \left[(N_{sim} - 1)^{-1} \left\{ \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{(m)} - t_4^R)^2 - N_{sim} B_4^2 \right\} \right]^{1/2} \quad (9)$$

Eşitlikte 8 ve 9 da; N_{sim} , Kappa dağılımı yardımıyla gerçekleştirilen simülasyon sayısı, m ise simülasyon yapılan bölge sayısını ifade etmektedir. Bu çalışmada uygun olasılık dağılımının seçiminde; genel lojistik (GLOG), genel ekstrem değer (GEV), genel normal (LOGN3), Pearson tip 3 (PIII) ve genel Pareto (GPA) dağılımları göz önüne alınmıştır. Uygunluk ölçüleri saptanırken bölgesel ortalama ve standart sapma parametrelerinin güvenilir olması açısından, önerilen bölge için dört parametrelili Kappa dağılımına göre 500 defa simülasyon gerçekleştirilmiştir (Hosking, 1994). Herhangi bir dağılımda mutlak $Z^{DIST} \leq 1.64$ ise bu dağılım bölgesel dağılım için uygun kabul edilir. Ancak göz önüne alınan dağılımlardan sifra en yakın olan mutlak Z^{DIST} değerini sağlayan dağılım en uygun dağılım olarak seçilmektedir. Tekrarlanma miktarlarının tahmin edilmesi

amacıyla ağırlıklı ortalamalar yoluyla noktasal L moment istatistiklerini birleştiren *bölgesel L moment algoritması* kullanılmıştır.

Bölgesel L moment Algoritması

Bu aşamada homojen bölge verisine uygun bir olasılık dağılımı seçilmiştir. Bu çalışmada söz konusu amaç için gösterge taşkın yöntemine dayanan ve ağırlıklı ortalamalar yoluyla noktasal L moment istatistiklerini birleştiren bölgesel L moment algoritması kullanılmış ve aşağıda açıklanmıştır.

Her bir istasyondaki olasılık dağılımlarının ortalaması gösterge taşkın değeri sayılarak, bu değer istasyonlarda noktasal verinin örnek ortalaması ile tahmin edilmiştir. N istasyon sayısına sahip bir bölgede bir i istasyonunun n_i adet verisi olduğu, örnek ortalamasının ℓ_i^R , örnek L moment oranlarının da $t_i^{(1)}, t_i^{(2)}, t_i^{(3)}$ olarak hesap edildiği ve L moment bölgesel ortalama oranlarının da istasyonların gözlem sürelerine göre ağırlıklı olarak t_i^R, t_3^R, t_4^R şeklinde saptanmasıyla bunların matematiksel açıklaması eşitlik 10 da yazılabilir;

$$t_i^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_i^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (10)$$

Bölgesel ortalama $\ell_1^R = 1$ alınarak eşitlik 11 de verilir;

$$t_r^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_r^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad r=3, 4, \dots \quad (11)$$

ve buradan bölgesel populasyon (λ_i ve τ_i) ve örnek L moment oranları (ℓ_i^R, t_i^R) eşitlenerek eşitlik 12 de verilir;

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \ell_1^R \\ \tau &= t^R \\ \tau_3 &= t_3^R \end{aligned} \quad (12)$$

Sonuç olarak bölgesel boyutsuz gelişme eğrileri ile birlikte istenen olasılıktaki tekrarlanma miktarları eşitlik 13 deki gibi elde edilir;

$$\hat{Q}_i(F) = \ell_i^R q(F; \ell_1^R, t^R, t_3^R, t_4^R) \quad (13)$$

Yapılan tüm hesaplamalar için Hosking (2005) tarafından FORTRAN 77 kaynak kodları ile yazılmış (L -moments, version 3.04) komutlar kullanılmıştır. Bu komutlar ana bir program altında toplanıp derlenerek çalıştırılmıştır.

ARAŞTIRMA BULGULARI VE SONUÇLAR

Yeşilirmak havzasındaki Tersakan Çayı havzasında bulunan 8 istasyon bir bölge olarak kabul edilmiş ve anılan testler bu kabule göre gerçekleştirilmiştir. Her istasyon için elde edilen yıllık maksimum yağmur serilerine göre bölgesel frekans analizi gerçekleştirilmiştir. Yapılan test sonuçlarına göre, düzensizlik ölçüsü (D) 8 istasyon için kritik değer (2.140) göz önüne alındığında, hiçbir istasyon uyumsuz bulunmamıştır (Çizelge 1). Önerilen bölgenin heterojenlik ölçütü (H1) e göre heterojen olabileceğini, diğer heterojenlik ölçütlerine (H2, H3) göre ise, bölgenin kabul edilebilir düzeyde homojenliğini göstermektedir (Çizelge 2). Ancak heterojenlik ölçüsünde H2 ve H3

Çizelge 1. İstasyonların l-moment oranları ve düzensizlik ölçütü

| İstasyonlar | Gözlem Süresi | ℓ_1 | l-Cv | l-Cs | l-Ck | D_1 |
|--------------|---------------|----------|--------|---------|---------|-------|
| Merzifon | 78 | 25.59 | 0.1884 | 0.2265 | 0.1924 | 0.20 |
| Gümüşhacıköy | 39 | 32.02 | 0.1960 | 0.1930 | 0.1072 | 1.22 |
| Alıcık | 20 | 29.70 | 0.1719 | 0.2076 | 0.1143 | 0.32 |
| Mazlumoglu | 47 | 40.89 | 0.1765 | 0.1384 | 0.2103 | 0.54 |
| Gümüüş | 18 | 37.54 | 0.1821 | 0.3461 | 0.3711 | 1.61 |
| Suluova | 37 | 31.61 | 0.1934 | 0.2587 | 0.1960 | 0.39 |
| Ladik | 22 | 43.60 | 0.1713 | 0.2589 | 0.0487 | 1.68 |
| Havza | 12 | 41.54 | 0.1466 | -0.1457 | -0.0702 | 2.03 |

l-Cv, l-değişim katsayısı
l-Ck, l-basıklık katsayısı
Di, düzensizlik ölçütü < 2.140

l-Cs, l-çarpıklık katsayısı
 ℓ_1 , ortalama
(Hosking and Wallis, 1997)

Çizelge 2. Homojen bölge için H ve Z istatistikleri

| H-istatistiği ve Bölgesel l-moment oranları | Dağılımlar | Z-istatistiği |
|---|------------|---------------|
| H1 | GLOG | 1.17 |
| H2 | GEV | -0.24* |
| H3 | LOGN3 | -0.58 |
| t^R | PIII | -1.29 |
| t_3^R | GPA | -3.46 |
| t_4^R | | |

t^R, t_3^R, t_4^R sırasıyla bölgesel ağırlıklı l-değişim, çarpıklık ve basıklık katsayısı

istatistikleri homojen ve heterojen bölgeler arasında ayırma yapma da, ilk test istatistiği (H1) değerlendirme sonuçlarına göre daha zayıf olduğu Hosking and Wallis [8] de bildirilmektedir.

Her yıl ölçülen günlük en büyük yağmur miktarlarının bölgesel olasılık dağılım biçiminin saptanmasında göz önüne alınan uygunluk ölçüsü sonuçlarına göre, en düşük Z değerini -0.24 ile **genel ekstrem değer dağılımı** (GEV) vermiştir. Ancak araştırmada göz önüne alınan beş dağılımdan kritik $|z^{DST}| \leq 1.64$ den küçük olanlar sırasıyla

LOGN3 (-0.58), GLOG (1.17) ve P3 (-1.29) olmuştur. Genel Pareto (GPA) dağılımı için elde edilen Z değeri -3.46 ile kritik Z değerinden daha büyük olduğundan Tersakan Çayı havzası için ölçülen yıllık en büyük yağmurların frekans analizleri için uygun bulunmamıştır. Ancak bu sonuçlara göre en uygun bölgesel dağılım olarak **genel ekstrem değer dağılımı** (GEV) seçilmiştir. Kritik Z değerinden daha küçük Z değerine sahip dağılımlara göre çeşitli tekrarlanma olasılıkları ($P: X \leq x$) için elde edilen yağmur miktarları çizelge 3'de verilmiştir.

Çizelge 3. Homojen Bölge için uygun olan dağılımlara göre çeşitli tekrarlanma olasılıklarındaki yağmur miktarları (mm)

| Dağılımlar | Tekrarlanma olasılıkları, P % | | | | | | | | | |
|------------|-------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| | 0.010 | 0.020 | 0.050 | 0.100 | 0.200 | 0.500 | 0.900 | 0.950 | 0.990 | 0.999 |
| GLO | 14.24 | 15.94 | 18.63 | 21.15 | 24.34 | 31.21 | 46.94 | 54.12 | 74.40 | 117.13 |
| GEV | 15.67 | 16.93 | 19.02 | 21.12 | 24.00 | 31.01 | 47.87 | 54.75 | 71.31 | 97.28 |
| LN3 | 16.14 | 17.23 | 19.12 | 21.08 | 23.90 | 31.01 | 48.01 | 54.75 | 70.55 | 94.59 |
| PIII | 17.06 | 17.80 | 19.29 | 21.02 | 23.67 | 30.94 | 48.34 | 54.85 | 69.02 | 88.15 |

KAYNAKLAR

- [1] Anonymous, 1970. Yesilirmak Havzası Toprakları. Topraksu Genel Müdürlüğü Yayınları. Yayın No: 241, Ankara, 141s.
- [2] Dalrymple, T. 1960. Flood frequency analyses. Water Supply Paper 1543-A, U.S. Geological Survey, Reston, Va.
- [3] Hosking, J.R.M. 2005. Fortran routines for use with the method of L-moments, Version 3.04. Research Report RC 20525, IBM Research Division, T.C. Watson Research Center, Yorktown Heights, N.Y.
- [4] Hosking, J.R.M. and Wallis, J.R. 1988. The effect of intersite dependence on regional flood frequency analysis. Water Resources Research, 24, 588-600.
- [5] Hosking, J.R.M. 1990. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. Journal of the Royal Statistical Society. Series B 52(1):105-124.
- [6] Hosking, J.R.M. and Wallis, J.R. 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. Water Resources Research, 29, 271-81.
- [7] Hosking, J.R.M. 1994. The four-parameter kappa distribution. IBM Journal of Research and Development, 38, 251-8.
- [8] Hosking, J.R.M., and Wallis, J.R. 1997. Regional frequency analysis: An approach based on L-moments. Cambridge University Press, Cambridge, UK. 224p.
- [9] Lettenmaier, D.P. and Potter, K.W. 1985. Testing flood frequency estimation methods using a regional flood generation model. Water Resources Research, 21, 1903-14.