

1-1-1999

Use of Peak Discharges in Flood Frequency Analyses

FATİH TOPALOĞLU

ALİ YÜCEL

KAZIM TÜLÜCÜ

MAHMUT ÇETİN

Follow this and additional works at: <https://journals.tubitak.gov.tr/agriculture>



Part of the [Agriculture Commons](#), and the [Forest Sciences Commons](#)

Recommended Citation

TOPALOĞLU, FATİH; YÜCEL, ALİ; TÜLÜCÜ, KAZIM; and ÇETİN, MAHMUT (1999) "Use of Peak Discharges in Flood Frequency Analyses," *Turkish Journal of Agriculture and Forestry*. Vol. 23: No. 7, Article 22. Available at: <https://journals.tubitak.gov.tr/agriculture/vol23/iss7/22>

This Article is brought to you for free and open access by TÜBİTAK Academic Journals. It has been accepted for inclusion in Turkish Journal of Agriculture and Forestry by an authorized editor of TÜBİTAK Academic Journals. For more information, please contact academic.publications@tubitak.gov.tr.

Anlık Maksimum Akım Miktarlarının Taşkın Frekans Analizinde Kullanılması

Fatih TOPALOĞLU, Ali YÜCEL, Kazım TÛLÛCÛ, Mahmut ÇETİN
Çukurova Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarımsal Yapılar ve Sulama Bölümü, Balcalı, Adana-TÛRKİYE

Geliş Tarihi: 05.03.1997

Özet: Taşkın frekans analizlerinde, akım gözlem istasyonlarında günlük, aylık ve yıllık maksimum akışlar olarak okunan, rastgele karakterli ve gelecekte alacakları değerler sadece olasılık ve istatistik kuralları ile belirlenebilen hidrolojik veriler kullanılabilir. Bu verilerin sistem simülasyonunda ve frekans analizlerinde kullanılabilirliği için birbirinden bağımsız, homojen ve rastgele özellik göstermesi gerekmektedir. Bu çalışma ile, örnek bir havzada gözlenmiş akım miktarlarının bu tür analizlerde kullanılabilirliği için yapılması gereken ön inceleme aşamaları ve bu amaçla kullanılacak bazı temel istatistiksel analiz teknikleri incelenmiştir. Bu analiz teknikleri, Orta Anadolu Kapalı Havzası'nda bulunan akım gözlem istasyonlarında ölçülen yıllık anlık maksimum akış verilerine uygulanmış ve sonuçlar % 5 önem düzeyine göre test edilerek akışların eğilimleri belirlenmiştir.

Use of Peak Discharges in Flood Frequency Analyses

Abstract: Hydrological data such as daily, monthly, and yearly peak discharge rates, ... etc., are being used in flood frequency analyses. Because the phenomena have inherent random character, the value to be observed in the future can only be determined by probabilistical and statistical laws. This kind of data should show independent, homogeneous and random behavior so that it can be used in the simulation and frequency analyses. In this study, initial stage studies needed to be done and some simple basic statistical analysis techniques have been examined so that observed discharge data in an example river basin could be used in this kind of analyses. These analyses techniques were applied to annual peak discharge data recorded by flow gauging stations in Middle Anatolian Closed Watershed and flow's trends were determined by testing results at 5 percent confidence level.

Giriş

Taşkın, ani ve şiddetli yağmur veya kar erimeleri sonucunda akarsu akışının birdenbire artması ve ender rastlanan yüksek değerlere ulaşması olarak tanımlanabilir (1). Akarsular üzerinde düşünülen su yapısı taşkın karakteristikleri ise taşkın hidrolojisi çalışmaları yapılarak belirlenir. Taşkın hidrolojisi su yapılarının boyutlandırılmasında ve ekonomisinde önemli bir rol oynadığı gibi yapılan tesislerin emniyetinin sağlanması için de büyük önem arz eder.

Türkiye akarsularında akımları gözlemede kullanılan akım gözlem istasyonlarının yeterli sıklıkta kurulmaması ve kayıt süresinin istatistiksel çalışmalara imkan verecek ölçüde uzun olmaması gibi nedenlerden dolayı akımlarda zamanla görülebilecek gidiş, bağımlılık ve heterojenliğin su kaynaklarının plan, proje ve işletilmesinde gözönüne alınması gerekmektedir. Rastgele olarak ortaya çıkan bu tür hidrolojik olaylar doğadaki bir çok değişkenlerden etkilenirler ve bu değişkenlerin birbirlerini ne ölçüde etkiledikleri kesin olarak belirlenememektedir. Dolayısıyla, doğada oluşan bazı olayların deterministik kanunları kesin olarak belirlenememektedir. Bu tür olaylar olasılık kurallarına bağlı olarak meydana geldikleri için olasılık teorisi

ve istatistik kurallarına göre analiz edilirler. Bununla birlikte; istatistiksel analizlerde, gidiş, bağımsızlık ve homojenliğin belirlenmesi için birçok dağılım örneğindeki sıfır ve alternatif hipotezleri belirlemek zordur. Bu yüzden, başlangıç dağılımı ve diğer özelliklerin belirlenmesine gerek duyulmayan parametrik olmayan testlerin kullanılması gerekir (2).

Parametrik olmayan testler; iklim elemanlarından sıcaklık (3, 4, 5) ve yağış üzerinde (6, 7, 8) çeşitli araştırmacılar tarafından başarıyla uygulanmıştır. Akarsu akımlarının çeşitli özelliklerinin zaman içindeki değişimleri ile ilgili çalışma yapan araştırmacılardan, İçağa ve Harmancıoğlu (9), Yeşilırmak havzasındaki 10 adet su kalitesi gözlem istasyonunun su kalitesi parametrelerindeki değişim eğilimlerini araştırmışlardır. Çetin (10) ise Ceyhan havzasında birbirine komşu olan üç istasyona ait minimum, maksimum ve ortalama akım verileri üzerinde çeşitli parametrik olmayan testler uygulamıştır. İngiltere'de yapılan bir çalışmada da, en az 30 yıllık veriye sahip 28 istasyonun yıllık maksimum akışları non-parametrik testlerle incelenmiştir (11). Burn (12), Kanada'nın orta-batı bölgesindeki 84 nehrin ilkbahar akımlarının zaman içindeki eğilimlerini in-

celemiş ve erken ilkbahar akımlarında sera etkisi sonucu oluşabileceğini belirttiği bir eğilim belirlemiştir. Topaloğlu ve Ark., (13) hidrolojik ve meteorolojik verilere uygulanabilecek parametrik olmayan testlerle ilgili yaptıkları çalışmada, söz konusu testleri Van Gölü Kapalı Havzası'nda verileri niceliksel açıdan yeterli olan 3 adet akım gözlem istasyonuna uygulamışlardır.

Bu çalışmanın amacı, bugüne kadar toplanmış olan verilerin ışığı altında, Orta Anadolu Kapalı Havzası'nda bulunan ve verileri istatistik analize imkan verecek ölçüde yeterli olan 9 adet akım ölçme istasyonunun yıllık anlık maksimum akış verilerinin taşkın hesaplamalarındaki kullanılabilirliğini parametrik olmayan testlerle incelemektir.

Materyal

Bu çalışmada; Orta Anadolu Kapalı Havzası'nda, Elektrik İşleri Etüd İdaresi tarafından işletilen ve temel özellikleri Tablo 1' de verilen 9 adet akım gözlem istasyonunun yıllık anlık maksimum akım serileri kullanılmıştır (14). Akım gözlem sürelerinin uzunluğu 14 ile 29 yıl arasında değişmekte olup, çalışmada istasyonların açılışından itibaren 1990 yılına kadar temin edilebilen veriler incelenmiştir. Bununla beraber, 1608, 1616 ve 1617 nolu istasyonlar için sırasıyla 2, 1 ve 4 yıl süreyle ölçüm yapılamamıştır. Analizlerde, bu istasyonların verileri kesiksiz (sürekli) olarak kabul edilmiştir.

Metot

Doğal afetler, insan etkisi, gözlem metodu ve verilerin saklanmasıdaki sistematik hatalar gibi birçok faktörün etkisiyle hidrolojik olaylar rastgele olma özelliğini kaybederek heterojen özellik göstermeye başlayan akım serile-

ri, frekans ve simulasyon çalışmalarında doğal halleri ile kullanılamazlar. Bu nedenle, bu tür çalışmalara başlamadan önce, verilerin gidiş özelliği, varyans ve ortalamaların durağanlığı, seri elemanlarının homojenliği, ardışık gözlemlerin bağımsızlığı, tutarlılığı ve havzanın hidrolojik açıdan homojenliği kontrol edilmelidir.

Gidiş (Trend) Analizi : Bir akım istasyonunun verileri zaman içinde sürekli artar veya azalırsa serinin bir gidişe sahip olduğu söylenebilir (13, 15). Akış verilerinin toplanış sırası ile aldığı değerler arasında önemli bir korelasyonun olup olmadığını belirleyen gidiş analizi için geliştirilmiş Spearman, Kendall ve Mann-Kendall sıra korelasyon testleri gibi bir çok parametrik olmayan test olmasına karşın bu çalışmada doğrusal ve doğrusal olmayan gidişlerin ortaya çıkarılmasında etkili, basit ve dağılımdan bağımsız olan ve sıra istatistiklerine dayanan bir yaklaşım olan Spearman sıra korelasyon testi kullanılmıştır (9, 10, 11, 13). Sıra istatistiği R_{sp} , gözlemlerin küçükten büyüğe doğru sıralanıp sıra numarası verilmesi ile belirlenir. Buna göre, Spearman sıra korelasyon katsayısı (R_{sp}) aşağıda verilen ilişkiye göre saptanmıştır.

$$R_{sp} = 1 - \frac{6 * \sum_{i=1}^n (D_i * D_i)}{n * (n^2 - 1)} \quad (1)$$

Burada; n, toplam gözlem sayısını; i, kronolojik sıra numarasını; D_i , $K_{x_i} - K_{y_i}$ sıralamaları arasındaki farkı; K_{x_i} , x gözleminin kronolojik gözlem sıra numarasını; K_{y_i} , gözlemler küçükten büyüğe doğru sıralandığında elde edilen y_i gözleminin kronolojik gözlem sırasında aldığı i değerini temsil eder.

Elde edilen R_{sp} değeri % 5 önem düzeyinde, $v=n-2$ serbestlik derecesinde ve $n > 10$ için test edilir (13).

İstasyon No	İstasyon Adı	Drenaj Alanı (km ²)	Drenaj Kotu (m)	Gözlem Yılı Sayısı	İncelenen Kayıt Süreleri
1604A	Beyşehir	3095.2	1120.0	27	1964-1990
1608	Yahyalı	145.2	1160.0	19	1954-1974
1611	Bozkır	271.2	1170.0	29	1962-1990
1612	Demircik	1052.0	267.6	28	1963-1990
1616	Soğukkuyu	615.6	1050.0	16	1958-1974
1617	Bentbaşı	225.6	1490.0	14	1957-1974
1620	Cihanbeyli	699.2	945.0	19	1972-1990
1621	Sarayköy	5882.0	1090.0	22	1969-1990
1622	Koçhisar	593.2	980.0	22	1969-1990

Tablo 1. Orta Anadolu Kapalı Havzası Akım Gözlem İstasyonlarının Özellikleri (14)

$$t_{\text{hesap}} = R_{sp} * [(n-2)/(1-R_{sp}^2)]^{1/2} \quad (2)$$

Gidişin olmadığına ilişkin $H_0 : R_{sp} = 0$ hipotezi, $t_{\text{cetvel}} \{v, \%2.5\} < t_{\text{hesap}} < t_{\text{cetvel}} \{v, \%97.5\}$ olması durumunda kabul edilerek gözlem serisinde gidişin olmadığına karar verilir.

Varyans ve Ortalamanın Durağanlık Testi

Akım gözlem serilerinde varyansın durağan olmaması, akım serisinin periyodik dalgalanmalardan, sıçramalardan arınmamış olduğunu gösterir. Ortalamanın durağanlık testi, birbirlerinden ayrı iki alt grubun birleştirilmiş varyansı kullanıldığında daha kolay yapılabilmektedir. Bu nedenle önce varyansın durağanlık testinin yapılması gerekmektedir. Test istatistiği, akım gözlem serisinin birbirine eşit veya farklı iki alt gruba bölünmesi ve bu alt serilerin varyanslarının (S_1^2 , S_2^2) birbirine oranlanması ile bulunmakta ve F_h ile gösterilmektedir (16).

$$F_h = S_1^2 / S_2^2 \quad (3)$$

Bu ilişkide; S_1^2 n elemanlı, $v_1 = n-1$ serbestlik dereceli 1. alt grubun varyansı; S_2^2 m elemanlı, $v_2 = m-1$ serbestlik dereceli 2. alt grubun varyansıdır.

Sonuçta, hesaplanan F_h ile % 5 önem seviyesindeki F_{cetvel} değeri karşılaştırılır. $F_h < F_c$ durumunda, alt grup varyanslarının birbirine eşit olduğu sonucuna varılır.

Ortalamaların Durağanlık Testi : Akım gözlem serilerinde, varyansların durağanlıklarının test edildiği aynı alt gruplara ait ortalamalar arasındaki farkın rastgele olup olmadığının kontrol edilmesi, gözlem sayısı küçük olan alt gruplar için t-testi ile yapılabilmektedir. $H_0: \bar{x}_1 = \bar{x}_2$ ve $H_1: \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$ hipotezi için, koşullara göre aşağıda verilen denklemlerden birisi ile t istatistiği yapılabilmektedir.

Akım gözlem serisi birbiriyle çakışmayan iki alt gruba bölündüğünde grupların gözlem sayılarının birbirine eşit olmaması ($n_1 \neq n_2$) durumunda t_{hesap} Denklem (4) yardımı ile, aksi halde ($n_1 = n_2$) ise birleştirilmiş varyanslar kullanılarak Denklem (5) ile hesaplanır (10).

$$t_{\text{hesap}} = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{(n_1+n_2-2)} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \quad (4)$$

$$t_{\text{hesap}} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2 + S_2^2}{n}}} \quad (5)$$

Burada; \bar{x}_1 1. alt grubun ortalaması, \bar{x}_2 2. alt grubun ortalamasını, S_1^2 1. alt grubun varyansı, S_2^2 2. alt grubun varyansını, n_1 1. alt grubun gözlem sayısını, n_2 ise 2. alt grubun gözlem sayısını gösterir.

Hesaplanan t_{hesap} , % 5 önem seviyesinde ve $v = n_1 + n_2 - 2$ serbestlik derecesinde t dağılımının tablo değeri (t_{cetvel}) ile karşılaştırılır. Bulunan t_h değerinin t_c değerinden küçük olması ($t_h < t_c$) durumunda, H_0 hipotezi kabul edilerek alt grup ortalamaları arasında fark olmadığı ve akım serisi ortalamasının zamanla değişmediği sonucuna varılır.

Bağımsızlık Testi

Akım miktarlarının frekans analizlerinde kullanılacak olan verilerin ardışık elemanları birbirlerinden bağımsız olmalıdırlar. Böyle bir bağımsızlık, akım verilerindeki i. olayın olma olasılığının i-1. ve i+1. olayların olma olasılığından bağımsız olması ile sağlanabilir. Bu durum gerçekleştiğinde, akım verileri küçükten büyüğe (veya büyükten küçüğe) doğru sıralanır ve seçilen bir noktalama pozisyon formülü (Weibull, Cunnane, Tukey, vb.) kullanılarak, olasılıkları hesaplanır (1). Akım gözlem serilerindeki ardışık elemanların bağımsızlık testi aşağıdaki açıklanan yöntemle yapılabilmektedir.

Wald-Wolfowitz testi : Bu test alt gruplara ayrılmış akım verileri arasındaki konum, çarpıklık, dağılım ve merkezsel eğilim gibi her türlü farklılıklar için kullanılabilir (11, 13).

Yöntemde, küçük örnekler ($n_1, n_2 < 20$) için n_1 ve n_2 büyüklüğündeki iki bağımsız örneği büyükten küçüğe sıraya dizerek her bir akım verisinin yanına eğer ilk gruptan geliyorsa A, ikinci gruptan geliyorsa B yazarak bütün veri içinde A ve B küme sayısı (R) bulunur. R değeri %5 önem düzeyinde $R_L \text{ tablo} < R < R_U \text{ tablo}$ ise alt grupların aynı popülasyondan geldiği kabul edilir (11, 17). Küme sayısının çok az olması alt grupların karışımının çok az olduğunu ve dolayısıyla aralarında farklılıklar bulunduğunu gösterir.

Homojenlik testi

Frekans analizlerinde kullanılan verinin homojen olması gerekir (13, 18). Araştırmada bu durum, a) Her bir akım gözlem istasyonunu ayrı ayrı test etmek (Mann-Whitney-U Testi); b) Bütün akım gözlem istasyonlarını birleştirerek test etmek (Kruskal-Wallis H Testi) suretiyle yapılmıştır.

Mann-Whitney-U Testi : Bu test, iki alt grup dağılımının aynı olduğunu ve dolayısıyla toplum ortalamalarının

birbirine eşit olduğunu sınavan bir testtir. Testin uygulamasında, iki akım gözlem kümesi önce ayrı ayrı sıralanır ve ardından her kümeye ait sıra değerleri (R_1 , R_2) ayrı ayrı toplanır. Bu toplamlardan küçük olanı standart tablolarla karşılaştırılarak iki kümenin farklı toplumlardan gelip gelmediklerine karar verilir.

İki alt gruba ayrılmış bağımsız örnekleri test eden bu yöntem parametrik t testine alternatiftir ve araştırmadaki ölçümlerin sınıflama aralığından daha zayıf olduğu durumlarda ve t testinin varsayımlarından kaçınmak için kullanılır (17). Eldeki mevcut veri sayısının farklılığı nedeniyle 2 farklı koşuldaki test istatistiği uygulanmıştır.

n_1 ve n_2 'nin ≤ 8 olduğu durumlarda akım verileri küçükten büyüğe doğru sıraya dizilerek grup adları (A ve B) her bir verinin karşısına yazılır. Burada, n_1 ve n_2 sırasıyla küçük ve büyük grubun veri sayısıdır. Daha sonra her bir A' dan önceki B veya B'den önceki A sayıları belirlenerek U_{hesap} değerleri hesaplanmış olur. Küçük U_{hesap} , n_1 ve n_2 değerleri için tablodan U'nun elde edilme olasılığı (P) bulunarak, belirlenmiş önem düzeyi α ile karşılaştırılır. Eğer $\alpha < P$ ise bu iki alt grubun aynı popülasyondan geldiğine karar verilir.

n_2 'nin 9 ile 20 arasında ve $n_1 \leq 20$ ise aşağıda verilen denklemler kullanılır. Bu test daha önceki testte (n_1 , $n_2 < 8$) olduğu gibi kesin olasılıkları vermek yerine U için kritik değerler verir.

$$U_1 = n_1 \cdot n_2 + \left(\frac{n_1(n_1+1)}{2} \right) - R_1 \quad (6)$$

$$U_2 = n_1 \cdot n_2 + \left(\frac{n_2(n_2+1)}{2} \right) - R_2 \quad (7)$$

Yukarıda verilen ilişkiadaki, R_1 ve R_2 sırasıyla veri büyüklüğü n_1 ve n_2 olan örneğin sıra sayıları toplamıdır.

Daha önceki örnekte verildiği gibi küçük olan U değeri, n_1 , n_2 ve belirlenen önem düzeyi için alınacak tablo değeri (W) ile karşılaştırılır. $W_{0.025} < U_{\text{min}} < W_{0.975}$ koşulu sağlandığı durumda her iki grubunda aynı popülasyondan geldiğine karar verilir.

Kruskal-Wallis H Testi : Bu test bir havzada bulunan k adet bağımsız istasyonun akım verilerinin aynı popülasyondan gelip gelmediğini test etmede oldukça faydalıdır. Test de, bütün istasyonlarda gözlenmiş akım değerleri sıralanarak her istasyonun akım verilerinin sıra değerleri toplanır ve H parametresi aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} - 3(N+1) \quad (8)$$

Burada; j = 1,2, ...,k olmak üzere k, istasyon sayısını; n_j , her bir istasyondaki gözlem adedini; N, toplam gözlem sayısını; R_j , her bir istasyondaki gözlem değerlerinin sıra sayıları toplamını ifade etmektedir. Her bir istasyondaki veri sayısı $n_j > 5$ ise H parametresi kritik χ^2 değeriyle karşılaştırılabilmektedir. Eğer $H < \chi^2_{\alpha, k-1}$ ise örneklerin ait oldukları toplumların dağılımlarının aynı olduğunu savunan sıfır hipotezi kabul edilir. Akım gözlem verileri arasında birden fazla aynı değer (tie) bulunması durumunda H parametresi aşağıda verilen ilişkiye göre düzeltilir.

$$H' = H / \left[1 - \left(\frac{\sum (t_i^2 - t_i)}{N^3 - N} \right) \right] \quad (9)$$

Burada H', düzeltilmiş H istatistiğini; t_i , eşit değerlere sahip her gözlem grubundaki gözlem sayısını; N de teste dahil olan tüm gözlemlerin sayısını gösterir.

Sonuçlar ve Tartışma

Çalışmada havzada bulunan 9 adet istasyona ait uzun yıllık maksimum akış verileri grafiksel olarak incelenmiş ve görsel olarak herhangi bir değişimin ve gidişin olduğu bulunamamıştır. Bu durum, ayrıca, %5 önem düzeyinde Denklem (2) kullanılarak ta test edilmiş ve sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir. Tablolarda, $\sqrt{\quad}$ sembolü, belirlenen önem düzeyinde hipotezin kabul edildiği, I sembolü ise aynı önem düzeyinde hipotezin red edildiği anlamını taşımaktadır. Tablo 2'den görülebileceği üzere test sonuçları grafiksel sonuçlarla uyum göstermiş ve akım verilerinde gidişe rastlanmamıştır.

Varyans ve ortalamanın durağanlık kontrolü sırasıyla Denklem (3) ve (4;5) kullanılarak yapılmış ve test sonuçları Tablo 3'de sunulmuştur. %5 önem düzeyinde çift yönlü olarak yapılan, varyansların zamanla değişmediği hipotezi 1608, 1611, 1616 ve 1621 nolu istasyonlar için red edilmiştir. Buna karşın, ortalamaların, 1616 nolu istasyon hariç, bütün istasyonlar için zamanla değişim göstermediği yani periyodik dalgalanmalar içermediği sonucuna varılmıştır.

Analiz sonuçları Tablo 4'te verilen Wald-Wolfowitz bağımsızlık testine göre, bütün istasyonların ardışık akımlarının bağımsız olduğuna %95 güvenle karar verilmiştir.

Tablo 2. Spearman Sıra Korelasyon Testi Sonuçları

İstasyon No	Gözlem Sayısı	R_{sp}	t_{hesap}	t_{cetvel} ($\alpha=0.05$, iki yönlü)	Sonuç
1604A	27	-0.2399	-1.2357	± 2.060	√
1608	19	-0.2346	-0.9952	± 2.110	√
1611	29	0.1902	1.0064	± 2.052	√
1612	28	-0.2107	-1.0992	± 2.056	√
1616	16	-0.2559	-0.9904	± 2.145	√
1617	14	0.2093	0.7413	± 2.179	√
1620	19	0.1914	0.8040	± 2.110	√
1621	22	-0.0480	-0.2149	± 2.086	√
1622	22	-0.1846	-0.8402	± 2.086	√

Tablo 3. Varyans ve Ortalamanın Durağanlık Testi Sonuçları

İst. No	n_1	n_2	F testi (tek yönlü)			t testi (iki yönlü)		
			F_{hesap}	F_{cetvel}	Sonuç	t_{hesap}	t_{cetvel}	Sonuç
1604A	13	14	2.17	2.50	√	0.07	2.06	√
1608	9	10	20.13	3.02	!	1.55	2.11	√
1611	14	15	4.17	2.43	!	-0.82	2.05	√
1612	14	14	1.26	2.48	√	-1.24	2.06	√
1616	8	8	8.96	3.44	!	-2.81	2.15	!
1617	7	7	2.34	3.79	√	-0.72	2.18	√
1620	9	10	2.44	3.02	√	-1.08	2.11	√
1621	11	11	11.11	2.82	!	1.02	2.09	√
1622	11	11	1.72	2.82	√	-0.82	2.09	√

Mann-Whitney-U testi sonucunda bulunan U değerleri, Tablo 5' te verilen %5 önem düzeyindeki Tablo değerleri ile karşılaştırılmış ve incelenen istasyonlarda homojenliğin bozulmadığı saptanmıştır. Tablo 5' ten de görülebileceği üzere 1616 ve 1617 nolu istasyonlar $n_1, n_2 \leq 8$ olduğu durumlar için verilen yöntemle, diğer istasyonlar ise Denklem (6 ve 7)' nin kullanımıyla test edilmiştir.

Tablo 5. Mann-Whitney-U Testi Sonuçları (iki yönlü)

İst. No	n_1	n_2	R_1	R_2	$W_{0.025}$	U_{min}	$W_{0.975}$	P	α	Sonuç
1604A	13	14	168	210	51	77	132	-	-	√
1608	9	10	71	119	21	26	69	-	-	√
1611	14	15	228	207	60	87	150	-	-	√
1612	14	14	225	181	56	76	140	-	-	√
1616	8	8	-	-	-	18	-	0.16	0.05	√
1617	7	7	-	-	-	22	-	0.80	0.05	√
1620	9	10	100.5	89.5	21	34.5	69	-	-	√
1621	11	11	128	125	31	59	90	-	-	√
1622	11	11	103	150	31	37	90	-	-	√

Tablo 4. Wald-Wolfowitz Testi Sonuçları (iki yönlü)

İst. No	n_1	n_2	R_L tablo	R	R_U tablo	Sonuç
1604A	13	14	9	14	20	√
1608	9	10	5	6	16	√
1611	14	15	9	15	22	√
1612	14	14	9	16	21	√
1616	8	8	4	7	14	√
1617	7	7	3	5	13	√
1620	9	10	5	10	16	√
1621	11	11	7	9	17	√
1622	11	11	7	8	17	√

Kruskal-Wallis testi sonucunda; $H=113,955$, $H'=113,973$ olarak bulunmuş ve %5 önem düzeyindeki χ^2 tablo değeri ile karşılaştırılarak her bir bağımsız istasyondaki verilerin aynı popülasyondan geldiğini savunan sıfır hipotezi red edilmiştir. İncelenen havza büyüklüklerinin 145.2 km^2 ile 5882 km^2 arasında değişmesi ve istasyonlar arasındaki akış miktarlarında da önemli derecede büyük farklılıklar görülmesi bu neticeye ulaşmada en etkin özellik olmuştur.

Sonuç olarak, Orta Anadolu Kapalı Havzası'nda incelenen 9 istasyondan 5 tanesi %5 önem seviyesinde asgari şartları sağlamıştır. Bu analiz sonuçlarına göre; söz konusu 5 istasyonun akım verileri frekans ve simulasyon çalışmalarında su kaynaklarının plan ve projelendirilmesinde güvenle kullanılabilir. Örneğin, bölgesel taşkın frekans analizlerinde 1612 nolu istasyon temel istasyon olarak seçilebilir. Veriler büyükten küçüğe (veya küçükten büyüğe) doğru sıraya dizilebilir ve olasılıkları hesaplanarak uygun dağılım yöntemi bulunabilir. Diğer dört istasyonun verisi ise ancak bu istasyonlardaki periyodisitenin hareketli ortalamalar veya regresyon analizi ile elimine edilmesi ile kullanılabilir.

Kaynaklar

1. Tülücü, K., Uygulamalı Hidroloji. Ç.Ü. Ziraat Fakültesi Ders Kitapları No.76, 276 s., Adana, 1996.
2. Thom, H., C., S., Some Methods of Climatological Analysis. World Meteorological Organization Technical Note. No.81. WMO. No.199. Tp. 103. Geneva, 1966.
3. Papadimitriou, A., A., Maheras, P., Some Statistical Characteristics of Air Temperature Variations at Four Mediterranean Stations. Theoretical and Applied Climatology. Vol.43, 1991.
4. Türkeş, M., Türkiye'de Yıllık Ortalama Hava Sıcaklıklarındaki Değişimlerin ve Eğilimlerin İklim Değişikliği Açısından Analizi. Çevre ve Mühendis. Sayı 3, 1994.
5. Türkeş, M., Türkiye'de Yıllık ve Mevsimlik Yağış Verilerindeki Eğilimler ve Dalgalanmalar. T.U.J.J.B. Bilimsel Kongresi Bildirisi. Ankara, 3-5 Mayıs 1995.
6. Kadioğlu, M., Toros, H., Kurtuluş, B., Küresel Isınma ve Türkiye'de Yağış Trendleri. Türkiye Ulusal Jeodezi-Jeofizik Birliği Genel Kurulu. 209-223, Ankara, 8-11 Haziran 1993.
7. Changnon, S. A., Huff, F. A., Potential Effects of Changed Climates on Heavy Rainfall Frequencies in The Midwest, WRB, 27(5), 1991.
8. Keim, B. D., Muller, R. A., Temporal Fluctuations of Heavy Rainfall Magnitudes in New Orleans, Louisiana, p., 1871-1991, WRB, 28(4), 1992.
9. İçağa, Y., Hamancıoğlu N., Yeşilirmak Havzasında Su Kalite Eğilimlerinin Belirlenmesi. TMMOB İnşaat Mühendislikleri Odası, Türkiye İnşaat Mühendisliği XIII. Teknik Kongresi S.482-497, Ankara. 20-22 Aralık 1995.
10. Çetin, M., Su Yapılarının Mühendislik Tasarımında Hidrolojik Verilerin Kullanılabilirliklerinin İrdelenmesi. TMMOB İnşaat Mühendislikleri Odası, Türkiye İnşaat Mühendisliği XIII. Teknik Kongresi S.513-529, Ankara, 30-22 Aralık 1995.
11. Anonymous, Flood Studies Report, in Five Volumes, Vol. 1. Hydrological Studies, Chapter 4. Natural Environment Research Council, 251 p., London, 1975.
12. Burn, D H., Hydrologic Effect of Climatic Change in West-Central Canada. J. of Hyrology, Vol.160, 1994.
13. Topaloğlu, F., Tülücü, K., Çetin, M., Yücel, A., Hidrolojik Gözlem Serilerinin İstatistiksel Analizi ve Uygulaması. Ç.Ü. Ziraat Fak. Dergisi, Cilt 12(4), s. 21-30, 1997.
14. EİE, 1992. 1954-1992 Arası Su Yıllıkları, Ankara.
15. Yücel, A., Adana İlinin Sıcaklık Verilerinin Stokastik ve Olasılık Yöntemleri ile İncelenmesi. Ç.Ü. Fen Bil. Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, 150 s., Adana, 1994.
16. Yurtsever, N., 1984. Deneysel İstatistik Metodları, K.H.G. Müd. Yayınları, 623 s., Ankara.
17. Siegel, S., 1956. Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences. McGraw-Hill Kogakusha Ltd., 312 p., Japan.
18. Bayazit, M., 1981. Hidrolojide İstatistik Yöntemler. İTÜ İnşaat Fakültesi Hidrolik ve Su Kuvvetleri Kürsüsü 224 s., İstanbul.