

Öne Çıkan Sonuçlar:

- Yıllık toplam yağış analizlerinde, 0.05 anlamlılık derecesi için Pınarbaşı, 0.15 için ise Pınarbaşı ve Çamardı istasyonlarında azalan yönde eğilim tespit edilmiştir.
- Pınarbaşı istasyonunda eğilimin 1982 yılında başladığı eğim ise -2.22 gözlenmiştir.
- Çamardı istasyonunda eğilimin -3.77 eğiliminin ise 1988'de başladığı belirlenmiştir.

Yazışma yazarı:

Mehmet İshak YÜCE,
yuce@gantep.edu.tr

Referans:

Yüce, Ş., Ercan, B., Eşit, M., Ünsal, M. ve Yüce, M. İ. (2018) Seyhan Havzası Yağış Verilerinin Eğilim Analizi, İklim Değişikliği ve Çevre, 3, (2) 47-54,

Makale Gönderimi : 05 AĞUSTOS 2018
Online Kabul : 05 AĞUSTOS 2018
Online Basım : 10 EKİM 2018

Şimal Yüce¹ Burcu Ercan² Musa Eşit³ Mehmet Ünsal⁴ Mehmet İshak Yüce⁵

Gaziantep Su ve Kanalizasyon İdaresi (GASKİ), Gaziantep, Türkiye.

Kilis 7Aralık Üniversitesi, Mühendislik Mimarlık Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Kilis, Türkiye.

Adıyaman Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Adıyaman, Türkiye.

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Mühendislik ve Mimarlık Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Kahramanmaraş, Türkiye.

Gaziantep Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Gaziantep, Türkiye.

Özet Küresel veya yerel iklim değişiklikleri neticesinde, yağış miktarlarında meydana gelen değişimin temiz su kaynakları üzerindeki etkilerinden dolayı hidro-meteorolojik verilerindeki eğilim (trend) analizleri önem arz etmektedir. Bu çalışmada, Seyhan Havzasının yağış verilerinde gidiş olup olmadığı, parametrik olmayan Mann-Kendall testi, Spearmanın Rho, Mann Kendall Meritbe Korelasyon ve Sen'in Eğilim Analiz Testleri kullanılarak incelenmiştir. Havzada bulunan 12 yağış gözlem istasyonu verilerinin en kısa süreli olanı 21, en uzun süreli olanı 52 yıllık (1964-2016) bir periyodu kapsamaktadır. Yıllık toplam yağış verileri %95 ve %85 güven aralıklarına göre analiz edilmiştir. Yağış verilerinin değerlendirilmesi sonucunda Pınarbaşı istasyonunda her iki güven aralığında, Çamardı istasyonunda ise sadece %85'lik güven aralığında azalan yönde eğilim tespit edilmiştir. Diğer istasyonların verilerinde herhangi bir eğilim gözlenmemiştir.

Anahtar Kelimeler: Eğilim Analizi, Yağış, Seyhan Havzası, Mann Kendall, Spearmanın Rho

Trend Analysis of Precipitation in Seyhan Basin

Abstract As a result of global or local climate changes, the trend analysis of hydro-meteorological data is important due to its impact on the fresh water resources. In this study, the data of 12 meteorological stations located in Seyhan River Basin are analysed by non-parametric Mann-Kendall, Spearman's Rho, Mann Kendall Rank Correlation and Sen's Slope Estimator tests in order to determine if there is any trend in precipitation. The shortest annual total rainfall data covers a period of 21 years while the longest period is 52 years (between 1964-2016 years). The rainfall data was analysed according to 95% and 85% confidence intervals. As a result of the evaluation of the annual total precipitation data, a decreasing tendency was found for both confidence intervals in Pınarbaşı station, while the rainfall data of Çamardı station presented a decreasing only in the confidence interval of 85%. No trend was detected in the data of other stations.

Keywords: Trend Analysis, Rainfall, Seyhan River Basin, Mann Kendall, Spearman's Rho

1. Giriş

Jeolojik değişimler süresince dünya da iklim koşulları değişiklik göstermiştir. Bu değişimler sanayi devrimiyle atmosfere salınan sera gazlarının artışı sonucu etkisini daha çok hissettirmiştir. Sera gazlarının atmosferde artmasıyla ekolojik dengede bozulma başlamış ve yavaş değişen iklim koşullarının artan bir ivme kazanmasına neden olmuştur (İncecik, 2007). Hızla değişen iklim koşulları ve temiz su kaynaklarının azalması nedeniyle günümüzde hidrolojik verilerin gidiş analizleri daha fazla öneme arz etmektedir. Bölgede ki yağış miktarlarında meydana gelen değişimin, temiz su kaynakları üzerinde önemli etkileri vardır. Küresel ısınmanın etkisiyle değişen yağış miktarları bölgelerde kuraklığın baş göstermesine neden olabilmektedir. Suyun verimli kullanımı ve denetimi havzada ki meteorolojik verilerin doğru değerlendirilmesi ve analiz edilmesiyle sağlanır. İhtiyaçların karşılanması amacıyla zaman ve miktar parametrelerine bağlı olarak değişen su kaynaklarının yönetimi büyük önem taşımaktadır. Bu sebeple Türkiye’de meteorolojik verilerde herhangi bir eğilimin varlığının araştırılması gerekmektedir.

Bu çalışmada Türkiye’nin güneyinde yer alan Seyhan Havzası üzerinde bulunan 12 yağış istasyonundan elde edilen yıllık toplam yağış verileri kullanılmıştır. Verilerin homojenliği Thom Homojenlik testi ile eğilim analizleri ve özellikleri Mann-Kendall, Spearman Rho, Sen’in Eğilim Testi ve Mann Kendall Meritebe Korelasyon Test istatistiği yöntemleri incelenmiş, değişen iklim koşullarının yağışlar üzerindeki etkisi araştırılmıştır.

Eğilim analizleri su kaynaklarının planlanması ve işletilmesinde önemli rol oynayabilir. Bir bölgedeki akarsuyun debisinin zamana bağlı olarak artış ya da azalış göstermesi o bölgedeki iklim değişikliği hakkında bilgi verir. Meteorolojik verilerin eğilimlerinin belirlenmesinde parametrik ya da parametrik olmayan eğilim analiz testleri kullanılır. Parametrik olmayan testler rastgele değişken dağılımından ve parametrelerden bağımsız iken, parametrik testler verilerin normal dağılıma sahip olması sonucunda iyi sonuçlar verir.

Büyükyıldız (2004) yaptığı çalışmada Sakarya Havzası’nda bulunan 25 yağış gözlem istasyonundan alınan aylık ortalama yağış verilerini 1960-2000 yılları arasındaki bir dönem için incelenmiş. İstasyonların 12’sinde 0.05 anlamlılık derecesine göre yıllık toplam yağış miktarlarında azalan bir eğilim izlediği tespit yapılmış ve bu istasyonların havzanın kuzeyinde ve batısında bulunduğu görülmüş. Aylık ortalama yağış değerleri incelendiğinde ise istasyonların %80’inde azalma, %20’sinde ise artan bir eğilim olduğu sonucuna varılmıştır. Seyhan Havzası yıllık ortalama akım verilerinin eğilim analizi parametrik olmayan metodlardan Mann-Kendall ve Spearman’ın Rho testleri kullanılmış ve istasyonların büyük bir kısmında azalan yönde eğilim belirlenmiştir (Yüce ve ark., 2017).

Cebe (2007) Türkiye’de bulunan 108 akım istasyonu üzerinde uyguladığı eğilim testleri sonucunda sonbahar için %19 negatif, %7 pozitif, kış için %31 negatif, %4 pozitif, ilkbahar için %18 negatif, %1 pozitif ve yaz için %37 negatif, %4 pozitif yönde sonuçlar elde edilmiş. Yıllık toplam akım verilerinde ise 31 istasyonda azalan yönde bir eğilim gözlenmişken, sadece bir istasyonda eğilim gözlenmemiş. Karabulut ve Cosun (2009) Kahramanmaraş’ta bulunan 7 yağış istasyonunun verileri Mann-Kendall trend analizi yardımıyla incelenmiş, 1975-2005 yılları arasında yıllık yada mevsimlik verilerde anlamlı bir azalış yada artış tespit edememiş. İsmail ve Oke, (2014) Nijerya’nın Kuzeybatı bölgesine düşen yağış miktarlarının eğilim ve frekans analizleri yapılmıştır. Bölgede ki 5 istasyon noktasından, 1905-2008 yılları arasında kayıt altına alınan yağış miktarları kullanılarak Pearson log tip III, Mann-Kendal ve Sen’in eğilim testleri kullanılarak incelenmiştir. Çalışma sonuçlarına göre son 30 yılda yağışlarda %99 güven aralığına göre azalan bir yağış eğilimi olduğu görülmüş.

Sanayileşme devriminin başlaması ile dengelerin daha fazla değişmesi sıcaklıklarda artış ve yağış miktarlarında farka neden olmasıyla dünya da birçok çevre tarafından iklim değişikliği olarak kabul edilmiştir. İç Anadolu bölgesinde bulunan 42 meteoroloji istasyonundan 1970-2010 yılları arasına ait yıllık, mevsimlik ve aylık ekstrem sıcaklık ve yağış verileri alınmış, parametrik olmayan Mann-Kendal ve Sen’in eğilim trendi testleri uygulanmıştır. Bu çalışma sonucunda ortalama ve maksimum sıcaklıklarda artışlar, minimum sıcaklıklarda birkaç istasyon haricinde genel bir artış olduğu, yıllık toplam yağışlarda ise azalmalar gerçekleştiği sonucuna varılmıştır (Kızılelma ve ark., 2015). Türkiye’nin yüzeysel akımlarının zaman içerisindeki alansal değişimini inceleyen Angı ve Özkaya (2004). Havzaların karakteristik özelliklerinin farklı olması nedeniyle, Türkiye’de bulunan akarsu havzalarının her biri ayrı ayrı değerlendirilmiş ve sonuçlar birleştirilmiştir. Çalışmada, veri yoğunluğunun bulunduğu 1965-2002 dönemi temel alınarak, daha az sayıda verinin bulunduğu 1941-1964 döneminin birleştirilmesi ile 1941-2002 dönemine ait Türkiye’nin yüzeysel akımları elde edilmiştir.

2. Çalışma Alanı ve Metodoloji

Türkiye'de bulunan 25 havzadan biri olan Seyhan Havzası'nın (Şekil 1) yağış verileri, parametrik olmayan Mann-Kendall testi, Spearmanın Rho, Mann Kendall Meritbe Korelasyon ve Sen'in Eğim Analiz Testleri kullanılarak incelenmiş ve değerlendirilmiştir.



Şekil 1: Seyhan Havzası ve yağış gözlem istasyonları

Bu çalışma, Seyhan havzasının mevcut ikliminde (güneyinde Akdeniz, kuzeyinde yarı-kurak karasal iklim) herhangi bir değişimin olup olmadığını değerlendirmek, varsa, yağış miktarlarında ki değişimleri farklı eğilim analizi testleriyle ayrı ayrı incelemek, eğilimin hangi yılda başladığını saptamak amacıyla yapılmıştır. Havzada bulunan 12 meteoroloji gözlem istasyonuna (Şekil 1) ait yağış değerleri (Tablo 1) kullanılmıştır. Havzaya yakın ve havza sınırları içinde, 10 yıl ve üzerinde veriye sahip olan istasyonlar dikkate alınmıştır. Yağış verileri Meteoroloji İşleri Genel Müdürlüğünden alınmıştır.

Tablo 1: Yağış gözlem istasyonları

No	İstasyon No	İstasyon Adı	Enlem	Boylam	Rasat Aralığı	Bulunduğu İl
1	17802	Pınarbaşı	38,7251	36,3904	1964-2009	Kayseri
2	17840	Sarız	38,4781	36,5035	1964-2011	Kayseri
3	17837	Tomarza	38,4522	35,7912	1965-2009	Kayseri
4	18214	Çamardı	37,8358	34,9975	1969-1994	Niğde
5	17906	Ulukışla	37,548	34,4867	1963-2011	Niğde
6	17351	Adana Bölge	37,0041	35,3443	1960-2016	Adana
7	18269	Feke	37,7764	35,900	1970-1993	Adana
8	17936	Karaisalı	37,2505	35,0628	1965-2011	Adana
9	17981	Karataş	36,5683	35,3894	1964-2011	Adana
10	17934	Pozantı	37,4758	34,9022	1964-1991	Adana
11	18053	Tufanbeyli	38,260	36,2195	1987-2012	Adana
12	9032	Hacı Ali Pamuk	36,809	35,250	1964-1987	Adana

2.1 Thom Homojenlik Testi

Veri setindeki değerlerin ortaya çıkışında bir olağanüstülük olup olmadığını belirlemek için kullanılan Thom Homojenlik yöntemi parametrik olmayan bir testtir. Bu teste ilk önce veri setinin ortalaması belirlenir. Veriler bu ortalamayla kıyaslanır büyük ya da küçük oluşlarına göre dizilere ayrılır. Her dizinin R sayısı belirlenir (Tecer ve ark., 2004; Karabulut ve Cosun, 2009). Veri setlerinde dizi sayılarının (R) dağılımı, değerler homojen ise homojen özellikteki veri setlerinde dizi sayılarının (R) dağılımı, ortalama (E) ve varyans'a (Var) sahip normal bir dağılım gösterir (Karabulut, 2012; Kızılcıma ve ark., 2015).

Homojenliğin belirlenmesi için denklem (1)'den faydalanılır:

$$E(R) = \frac{n+2}{2} \text{ n yıl sayısı} \quad (1)$$

$$Var(R) = \frac{n(n-2)}{4(n-1)} \quad (2)$$

Uygulanan z testi ile dizilerdeki olağanüstülük belirlenir.

$$Z = \frac{R-E(R)}{\sqrt{Var(R)}} \quad (3)$$

Hesaplanan z değeri $\alpha = 0,05$ anlamlılık derecesinde z test istatistik değeri -1,96 ile +1,96 arasında ise veriler homojen kabul edilir (Yüce ve ark., 2017).

2.2 Mann-Kendall Testi

Mann-Kendall testi (Mann, 1945; Kendall, 1975) verilerin istatistiksel analizinde gidışlerini tanımlamak için kullanılan parametrik olmayan bir metottur. Özellikle belirli bir zaman dilimi içinde olan yağış, akış, sıcaklık gibi hidro-klimatolojik verilerin analizinde en çok tercih edilen ve güçlü bir yöntemdir (Kadioğlu, 1997; Toros, 1993; Yüce ve ark., 2015; İcağa, 1994; Erdoğan, 1989; Yüce ve ark., 2017; Türkeş, 1996; Kalaycı ve Kahya, 1998; Ercan ve Yüce, 2017; Zhang ve ark., 2001; Burn ve Elnur, 2002; Kosif, 2001; Kahya ve Kalaycı, 2004). Bu testte verilerin kendi büyüklüklerinden ziyade sıralamaları karşılaştırılır (Gilbert, 1987). Verilerin herhangi bir dağılımla örtüşmesine gerek olmayışı testin avantajları arasındadır. Ayrıca veri setindeki eksik değerler, ölçülen en küçük değerle aynı büyüklükte kabul edilip veri kümesine dâhil edilebilir. Testin uygulanışında her bir zaman serisinin başında yalnızca bir veri değerinin var olduğunu benimseyip, aynı zaman diliminde birden çok veri noktaları olduğunda ortalama değer kullanılır. Veri düzenli zaman serisi olarak düşünülür. Her veri ardışık tüm verilerle karşılaştırılır ve zaman serisinde gidışı olup olmadığı Mann-Kendall istatistiksel metodun başlangıç değeri H_0 hipotez sıfırın kabul ya da reddi ile belirlenir (Bayazit, 1996).

Test istatistiği hesaplanması şu şekildedir:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n sgn(x_j - x_k) \quad (4)$$

$$sgn(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Normal bir dağılıma sahip test istatistiği S'nin varyans hesabı;

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (6)$$

Şayet zaman serisi içerisinde benzer değişkenler (bağ durumu) var ise r veri setindeki tekrarlayan gözlem değerlerini, t_i ise i uzunluğundaki bir seride tekrar eden gözlemleri ifade ederek varyans hesabı denklem (7)'de belirtilmektedir.

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_i^r t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (7)$$

Varyans değeri belirlenen Mann-Kendall testinin anlamlı olup olmadığı standart normal değişken Z'nin eşitlikte hesaplanan kritik Z değeriyle karşılaştırılır. Paydaki 1 sayıları sürekli düzeltme birimleridir.

$$z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & S > 0 \text{ için} \\ 0 & S = 0 \text{ için} \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & S < 0 \text{ için} \end{cases} \quad (8)$$

Normal dağılımlı test istatistiği ile olasılık hesabı yapılır. Normal dağılıma sahip bir fonksiyonun olasılığı 0 ve standart sapma değeri de 1 alınarak denklem (9)'daki eşitlik kullanılarak anlamlılık derecesine göre değerlendirmeler yapılır.

$$F(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad (9)$$

Olasılığın anlamlılık derecesi belirlenir, eğer z değeri negatif ve hesaplanan olasılık değeri anlamlılık derecesinden büyük ise eğilimin azalan yönde, z değeri pozitif ve hesaplanan olasılık değeri anlamlılık derecesinden büyük ise eğilim artan yöndedir. Eğer hesaplanan olasılık değeri anlamlılık derecesinden küçük ise eğilim yoktur. Sıfır hipotezi α anlamlılık derecesine karşılık gelen normal dağılım eğrisindeki $Z_{\alpha/2}$ değerinden küçük ve eşit ise kabul görür ve eğilimin olmadığı belirlenir. Eğer $Z_{\alpha/2}$ değeri büyükse sıfır hipotezi reddedilir ve eğilimin olduğu bilinir. Bu eğilim S değerinin işaretine göre yön gösterir (Yue ve ark., 1993).

2.3 Spearman'ın Rho Testi

Basit ve hızlı bir yöntem olan Spearman'ın Rho testi verilerin kesikli sayısal ve nitelikli olduğu durumlarda kullanılır. Gözlem serileri arasındaki bağımlılığı saptamak için kullanılan bu test her türlü dağılımdan uzakta parametrik olmayan bir testtir (Ercan ve ark., 2017). Testin amacı doğrusal eğilimin araştırılmasında iki gözlem serisinin doğrudan sıralı ya da belirli bir kritere göre sıralanmış olan değişkenlerinin korelasyon ilişkisini belirlemektir.

Verilerin büyükten küçüğe veya küçükten büyüğe doğru sıralanması ile sıra istatistiği R_{xi} elde edilir. X gözlem serisini ifade eden bir vektör olmak üzere H_0 ve H_1 hipotezlerine göre sırasıyla şu şekilde tanımlanır; x_i ($i=1, 2, 3, \dots, n$) değerleri eş olasılıklı dağılımlardır, H_1 hipotezine göre ise x_i ($i=1, 2, 3, \dots, n$) değerleri zamanla azalır veya artar (Yeniğün ve ark., 2013). Test istatistiği r_s ile gösterilir r korelasyon katsayısını, s ise istatistikçi Spearman'ı vurgulamakta olup denklem (10) ile bulunabilir.

$$r_s = 1 - \frac{[6 \sum_{i=1}^n (R(x_i - i)^2)]}{n(n^2 - 1)} \quad (10)$$

$n > 30$ olması durumunda r_s dağılımı normale yaklaşacağından normal dağılım tabloları kullanılır (Yue ve Wang, 2002). Bunun için r_s 'nin test istatistiği olarak tanımlanan Z denklem (11) ile hesaplanır:

$$z = r_s \sqrt{n - 1} \quad (11)$$

eğer z değeri, α önem seviyesinde standart normal dağılım tablolarından tespit edilen $Z_{\alpha/2}$ değerinden büyük ise, H_0 hipotezi reddedilerek, belirli bir gidişin olduğu, r_s değeri negatifse azalan yönde eğilim olduğu, pozitif ise artan yönde eğilim olduğu neticesi elde edilir (Yüce, 2017).

2.4 Sen'in Eğilim Eğim Testi

Sen tarafından 1968 yılında geliştirilip, 1982 yılında Hirsch tarafından da önerilen parametrik olmayan test, eğilimlerin birim zamandaki değişimlerinin belirlenmesini amaçlar. Lineer bir gidişin varlığı biliniyorsa gerçek eğim veri hataları, kayıp veriler ya da olağan dışı değerler olsa bile bu test ile belirlenebilir (Yue ve ark., 1993; Burn ve ark., 2002; Partal, 2006; Yüce 2017; Yeniğün ve ark., 2013).

($X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$) zamana göre sıralanmış veriler X_j ve X_k olmak üzere ($j > k$) şartı ile

$$N = \frac{n(n-1)}{2} \quad (12)$$

n veri sayısı olmak üzere Q_i parametresi

$$Q_i = \frac{(X_j - X_k)}{(j - k)} \quad i = (1, 2, 3, \dots, N) \quad (13)$$

denklemleri ile hesaplanır. Bulunan tüm Q_i değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanır. Hesaplanan N adet Q_i değerlerinin medyanı eğilimin eğimini belirler.

N'nin tek sayı olma halinde;

$$Q_{medyan} = \frac{Q_{(N+1)}}{2} \quad (14)$$

N'nin çift sayı olması durumunda

$$Q_{medyan} = \left[Q_{\left(\frac{N}{2}\right)} + Q_{\left(\frac{N+2}{2}\right)} \right] / 2 \quad (15)$$

eşitlikleriyle hesaplanan değerlerin negatif olması azalan, pozitif olması ise artan yönde bir gidişe işaret eder.

2.5 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi

İki değişken arasındaki ilişki Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi kullanılarak incelenir. Temelde diğer parametrik testlerle aynı görüşe dayanmakla birlikte, sonuçları grafiksel olarak incelendiğinde eğilimin başladığı zaman belirlenebilir (Büyükyıldız ve Berktaş, 2004). Verilerin gerçek değerleri yerine, seri içindeki mertebe değeri (y_i) kullanılan bu testte her bir y_i için önceki mertebeden büyük olanları sayılarak n_i sayısı tanımlanır. Bu n_i sayılarının toplamı ile test istatistiği t hesaplanır (Toros, 1993).

$$t = \sum_{i=1}^n n_i \quad (16)$$

Ortalama ve varyans sırası ile

$$E(t) = \frac{n(n-1)}{4} \quad (17)$$

$$\text{Var}(t) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{72} \quad (18)$$

Mann-Kendall test istatistiği $u(t)$,

$$u(t) = \frac{t-E(t)}{\sqrt{\text{var}(t)}} \quad (19)$$

şeklinde hesaplanır (Sneyers, 1990).

Test istatistiği $u(t)$ 'nin aldığı değerler eğilim hakkında bilgi verir. Pozitif değerler eğilimin artan yönde olduğunu negatif değerler ise azalan yönde olduğunu belirtir. Bununla birlikte $u(t)$ 'nin anlamlılık dercesine karşılık gelen değere yakın bir sonuç alması eğilimin güvenilirlik düzeyi için önemlidir. Geriye doğru $u'(t)$ ise yine $u(t)$ gibi bulunur. Grafikselsel olarak $u(t)$ ve $u'(t)$ değişimin başladığı yerde birbirine yaklaşır daha sonra birbirlerinden uzaklaşır ve eğilimin başlangıç noktasını işaret ederler. Öte yandan seri içerisinde eğilim yok ise $u'(t)$ ve $u(t)$ birçok kez birbirlerine yakın salınımlar yapar ve ayrılırlar (Toros, 1993).

3. Bulgular

3.1 Homojenlik Analizi

Thom Homojenlik testi denklemleri ile hesaplanan Z_{\min} ve Z_{\max} değerleri -1,96 ile +1,96 arasında olduğu tespit edilmiştir (Tablo 2). Tüm gözlem istasyonlarının sahip oldukları veri serilerinde ani bir değişimin olmadığı hesaplanan Z istatistiki değerleri de incelenerek verilerin homojen karakterli olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 2. Thom Homojenlik Testi Sonuçları

İstasyon No	Adı	Z_{\min}	Z_{\max}
17981	Karataş	-1,46	0,875
17934	Pozanti	-0,58	-0,20
17936	Karaisalı	-1,03	0,44
17906	Ulukışla	-1,01	0,43
17837	Tomarza	-0,29	-0,29
17840	Sarız	-0,60	0,00
17802	Pınarbaşı	-0,89	-0,29
17351	Adana Bölge	-0,93	0,40
9032	Hacıali Pamuk	-0,67	-0,22
18214	Çamardı	-0,80	0,00
18269	Feke	-1,67	0,83
18053	Tufanbeyli	-1,02	0,204

3.2 Eğilim Analizi

Havza genelinde Mann-Kendall ve Spearman'ın Rho metotlarına göre yıllık toplam yağış verileri ile yapılan analizlerde toplam 12 istasyonun $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesine göre 17802 numaralı Pınarbaşı yağış gözlem istasyonunda, $\alpha = 0,15$ anlamlılık seviyesi göre ise 17802 numaralı Pınarbaşı ve 18214 numaralı Çamardı istasyonlarında azalan yönde eğilim tespit edilmiştir. Geriye kalan istasyonlarda anlamlı bir eğilim gözlenmemiştir (Tablo 3 ve 4).

Tablo 3. Mann-Kendall Testi Sonuçları

İstasyon No	Değerlendirme Yılı	S	Varyans	z	F(z)	%95	%85
17981	1964-2011	22	12658,67	0,186	0,39	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17934	1964-1991	-49	2301,00	-1,00	0,24	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17936	1965-2011	-93	11891,0	-0,84	0,28	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17906	1963-2011	56	13458,6	0,47	0,36	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17837	1965-2009	-9	11155,0	-0,075	0,40	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17840	1964-2011	-37	11155,0	-0,340	0,38	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17802	1964-2009	-264	21102,6	-2,49	0,018	Azalan Eğilim	Azalan Eğilim
17351	1960-2016	-120	1069,66	-0,82	0,28	Eğilim Yok	Eğilim Yok
9032	1964-1987	-2	2058,33	-0,030	0,398	Eğilim Yok	Eğilim Yok
18214	1969-1994	-77	2058,33	-1,675	0,098	Eğilim Yok	Azalan Eğilim
18269	1970-1993	32	1625,33	0,768	0,29	Eğilim Yok	Eğilim Yok
18053	1987-2012	-10	1833,33	-0,210	0,39	Eğilim Yok	Eğilim Yok

Tablo 4. Spearman'ın Rho Testi Sonuçları

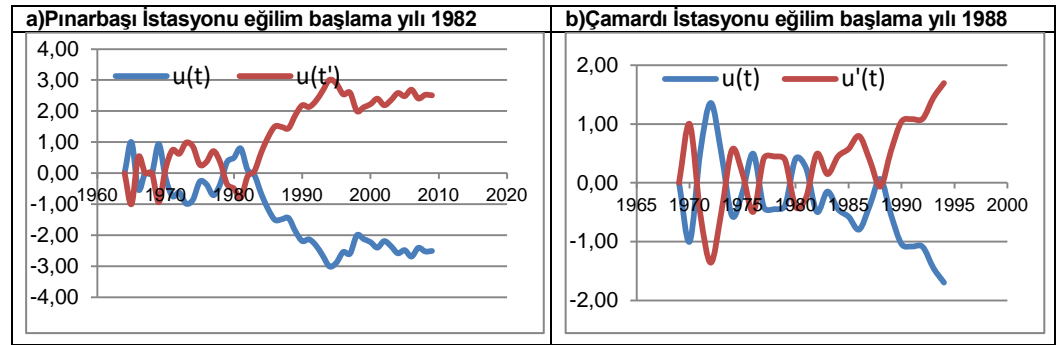
İstasyon No	Değerlendirme Yılı	rs	z	$\alpha/2$	1-F(z)	%95	%85
Ş17981	1964-2011	0,050	0,35	0,363	0,273	Eğilim Yok	Eğilim Yok
e 17934	1964-1991	-0,192	-0,98	0,164	0,673	Eğilim Yok	Eğilim Yok
k 17936	1965-2011	-0,134	-0,90	0,184	0,632	Eğilim Yok	Eğilim Yok
i 17906	1963-2011	0,094	0,65	0,254	0,490	Eğilim Yok	Eğilim Yok
l 17837	1965-2009	0,0048	0,033	0,480	0,04	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17840	1964-2011	-0,058	-0,394	0,34	0,32	Eğilim Yok	Eğilim Yok
17802	1964-2009	-0,39	-2,63	0,0043	0,99	Azalan Eğilim	Azalan Eğilim
17351	1960-2016	-0,12	-0,896	0,17	0,63	Eğilim Yok	Eğilim Yok
19032	1964-1987	-0,031	-0,14	0,44	0,114	Eğilim Yok	Eğilim Yok
18214	1969-1994	-0,322	-1,608	0,046	0,907	Eğilim Yok	Azalan Eğilim
18269	1970-1993	0,088	0,425	0,33	0,328	Eğilim Yok	Eğilim Yok
18053	1987-2012	-0,066	-0,324	0,37	0,251	Eğilim Yok	Eğilim Yok

Mann-Kendall ve Spearman'ın Rho testleriyle eğilimleri belirlenen istasyon verilerinin eğilim işaretleri ve birim zamandaki değişimlerini hesaplamak için Sen'in Eğilim Eğim testi kullanılmıştır. Eğilim tespit edilen istasyonlarda eğilimlerin yönleri ve sayısal olarak büyüklükleri sırasıyla 17802 Pınarbaşı istasyonu için -2,22 ve 18214 Çamardı istasyonu için -3,77 olarak hesaplanmıştır (Tablo 5).

Tablo 5. Sen'in Eğilim Eğim Testi Sonuçları.

İstasyon no	Güven Aralığı %85	Güven Aralığı %95
17802	-2,22	-2,22
18214	-3,77	

Eğilim varlığı, yönü ve büyüklüğü belirlenen istasyonlarda eğilimlerin ne zaman başladığını belirlemek için Mann-Kendal Mertebe Korelasyon testi kullanılmıştır. Azalan yönde eğilim gözlenen 17802 Pınarbaşı ve 18214 Çamardı istasyonlarında eğilimin başladığı yıllar sırası ile 1982 ve 1988 olarak belirlenmiştir (Şekil 2).



Şekil 2. Mann-Kendall Mertebe Korelasyonu Sonuçları.

4. Sonuç

Seyhan Havzası'ndaki 12 adet yağış gözlem istasyonunun yıllık toplam yağış verileri incelenerek eğilimleri belirlenmiştir. Analiz yapılırken parametrik olmayan yöntemler tercih edilmiş ve sonuçlar iki farklı güven aralığında değerlendirilmiştir. Anlamlılık derecesi 0.05 olduğunda sadece 17802 nolu Pınarbaşı istasyonunda ve anlamlılık derecesi 0.15 olduğunda 17802 nolu Pınarbaşı ve 18214 nolu Çamardı istasyonlarında azalan yönde eğilim tespit edilmiştir. Pınarbaşı istasyonu için eğilimin başladığı yıl 1982 ve eğim değerleri -2,22 olarak belirlenmiştir. Çamardı istasyonu için birim zamandaki değişim -3,77 değerini almış ve eğilimin başladığı yıl ise 1988 olarak belirlenmiştir. Geriye kalan istasyonlarda anlamlı bir eğilim gözlenmemiştir.

5. Kaynaklar

- Angı, M., ve M. Özkaya (2004), Türkiye'de Yüzeysel Akımlar ve Trendleri, IV. Ulusal Hidroloji Kongresi, 21-25 Haziran, İstanbul, 11-22.
- Bayazit, M. (1996), İnşaat Mühendisliğinde Olasılık Yöntemleri, İTÜ İnşaat Fakültesi Matbaası, İstanbul.
- Büyükyıldız, M., ve A. Bektaş (2004), Sakarya Havzası Yağışlarının Trend Analizi, Süleyman Demirel Üniversitesi Mimarlık-Mühendislik Fakültesi Dergisi, 19 (2).
- Büyükyıldız, M. (2004), Sakarya Havzası Yağışlarının Trend Analizi ve Stokastik Modellemesi, Selçuk Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Doktora Tezi, Sakarya.
- Burn, D.H., ve M. A. H. Elnur (2002), Detection of Hydrologic Trends and Variability, Journal of Hydrology, 255(4), 107-122.
- Çebe, E. N. (2007), Türkiye Akarsularında Mevsimsel Trend Analizi, İstanbul Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul.
- Ercan, B., ve M. I. Yüce (2017), Kızılırmak Havzasının Hidrometeorolojik Verilerinin Trend Analizi, Nevşehir Bilim ve Teknoloji Dergisi, 6, 333-340.

- Ercan, B., ve M. İ. Yüce (2017), Trend Analysis of Hydro-Meteorological Variables of Kızılırmak Basin, Nevşehir Journal of Science and Technology, 6(özel sayı), 333-340.
- Erdoğan, F. (1989), Türkiye’de Yaygın Kuraklık, Meteoroloji Mühendisleri Odası Bülteni, 2, 1-4.
- Gilbert, R. O. (1987), Statistical methods for environmental pollution monitoring, Van Nostrand Reinhold, New York.
- İçağa, Y. (1994), Analysis of Trends in Water Quality Using Nonparametric Methods, Yüksek Lisans Tezi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İzmir.
- İncecik, S. (2007), İnsan Kaynaklı İklim Değişikliği ve Türkiye, I. Türkiye İklim Değişikliği Kongresi, 11-13 Nisan, İstanbul Teknik Üniversitesi, İstanbul, 28-37.
- Ismail, A., ve I. A. Oke (2014), Trend and Frequency Analyses of Rainfall in North West Geopolitical Zone of Nigeria, Iğdır University Journal of the Institute of Science and Technology, 4(2), 65-77.
- Kadioğlu, M. (1997), Trends in surface air temperature data over Turkey. Int. J. Climatology, 17: 511-520.
- Kalaycı, S., ve E. Kahya (1998), Susurluk Havzası Nehirlerinde Su Kalitesi Trendlerinin Belirlenmesi, J. of Engineering and Environmental Science, 22, 503-514.
- Kahya, E., ve S. Kalaycı (2004), Trend Analysis of Stream flow in Turkey, Journal of Hydrology, 289, 128-144.
- Kendall, M. G. (1975), Rank Correlation Methods, Charles Griffin, London.
- Karabulut, M., ve F. Cosun (2009), Kahramanmaraş İlinde Yağışların Trend Analizi, Coğrafi Bilimler Dergisi, 7(1), 65-83.
- Khambhammettu, P. (2005), Appendix Mann-Kendall Analysis for the Fort Ord Site, Annual Groundwater Monitoring Report, California.
- Kızılelma, Y., M. A. Çelik, ve M. Karabulut (2015), İç Anadolu Bölgesinde Sıcaklık ve Yağışların Trend Analizi, Türk Coğrafya Dergisi, 64, ss. 1-10.
- Kosif, K. (2001), Samsun İlinde İklim Trendleri, DSİ Teknik Bülteni, 98, 3-13.
- Mann, H. B. (1945), Non-parametric Test Against Trend, Econometrika, 13, 245-259.
- Partal, T., ve E. Kahya (2006), Trend Analysis in Turkish Precipitation Data, Hydrology Process, 20(9), 2011-2026.
- Sen, P. K. (1968), Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau, Journal of the American Statistical Association, 63(324), pp. 1379-1389.
- Soydan, N. G., V. Gümüş, O. Şimşek, R. Gerger, ve B. Ağun (2016), Seyhan Havzası Aylık Ortalama Akım ve Yağış Verilerinin Trend Analizi, Mühendislik Dergisi, 7(2), 319-328.
- Sneyers, R. (1990), On The Statistical Analysis of Series of Observations, WMO, No:415, Geneva
- Yu, Y. S., S. Zou, ve D. Whittemore (1993), Non-Parametric Trend Analysis of Water Quality Data of Rivers in Kansas, Journal of Hydrology, 150(1), 61-80.
- Yue, S., ve C. Wang (2002), The Influence of Serial Correlation on the Mann-Whitney Test for Detecting a Shift in Median, Advances in Water Resources, 25(3), 325-333.
- Yüce, Ş., M. Ünsal, ve M. İ. Yüce (2017), Seyhan havzası yıllık akım verilerinin eğilim analizi, IX. Ulusal Hidroloji Kongresi, 4-6 Ekim 2017, Diyarbakır.
- Yüce, Ş. (2017), Seyhan Havzası yıllık akım verilerinin eğilim analizi, K.S.Ü. Fen Bil. Enstitüsü İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, Kahramanmaraş.
- Yüce, M. İ., M. Eşit, ve A. Muratoğlu (2015), Determining the Hydraulic Geometry Parameters of Seyhan River, American Journal of Engineering, Technology and Society, 2, 77-84.
- Yenigün, K., V. Gümüş, ve O. Şimşek (2013), Seyhan Havzası Gidişlerinin Analizi, VII. Ulusal Hidroloji Kongresi 26 -27 Eylül 2013, Süleyman Demirel Üniversitesi, Isparta.
- Zhang, X., K. D. Harvey, W. D. Hoggy, ve T. R. Yuzyk (2001), Trends in Canadian Streamflow, Water Resour. Res., 37(4), 987-998.
- Toros, H. (1993), Klimatolojik Serilerden Türkiye Genelinde Trend Analizi, Yüksek Lisans Tezi, İTÜ Fen Bilimleri Enstitüsü, İstanbul.
- Türk, M. (1996), Spatial and Temporal Analysis of Annual Rainfall Variations in Turkey, International Journal of Climatology, 16, 1057-1076.