



## Güneyli Salınımın Yeşilirmak Havzası Üzerindeki Etkileri

Göknur Elif Yarbaşı<sup>1\*</sup>, Ali İhsan Martı<sup>1</sup>

<sup>1</sup> İnşaat Mühendisliği Bölümü, Mühendislik ve Doğa Bilimleri Fakültesi, Konya Teknik Üniversitesi, Konya, Türkiye

E-Posta: gknrelfyarbasi@gmail.com , aimarti@ktun.edu.tr

**Özet:** Son yıllarda yapılan çalışmalar, iklim değişikliklerinin hidrolojik döngünün bileşenleri üzerinde önemli etkilere sebep olduğunu göstermektedir. Çok geniş alanlarda sürekli olmayan atmosfer hareketinin bir sonucu olan geniş ölçekli salınımlar (basınç dalgalanmaları) dönemsel karaktere sahip iklim anomalileridir. Bu anlamda Güneyli Salınımın değişkenliğini kontrol eden mekanizmaları anlamak iklim değişimini kontrol eden sistemleri de anlamamıza yardımcı olacaktır.

Bu sebepten dolayı, çalışmada, Karadeniz Bölgesindeki Yeşilirmak Havzasında yer alan 17085, 17086, 17087, 17030 No'lu meteoroloji istasyonlarına ait yağış verilerinin homojenlik ve trend analizleri ile Oceanic nino index tablosunun ekstrem evreleri ile karşılaştırılmalar yapılarak Güneyli Salınımın bölge üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Yağış verilerinin istatistiksel olarak araştırılmasında homojenlik analizlerinden Buishand, Pettitt ve Run testleri, parametrik olmayan trend analizlerinden Mann-Kendall, Modifiye Mann-Kendall, Spearman Rho ve Sen'in T testleri kullanılarak, eğim yönleri Sen'in Trend Eğim Metodu kullanılarak ve istatistiksel olarak anlam ifade eden değişimlerin başlangıç yılları Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi kullanılarak belirlenmiştir. Çalışmanın sonucunda Pettitt testinden elde edilen kırılma yılları ile Güneyli Salınım'ın index değerlerinin etkili olduğu yıllar paralellik göstermiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Karadeniz Bölgesi, Güneyli Salınım, Homojenlik, Trend, Yağış

### The Effect of The Southern Oscillation on Yeşilirmak Basin

**Abstract:** Recent studies have shown that climate changes have important effects on the components of the hydrological cycle. Large-scale oscillations as a result of the atmosphere movement are climate anomalies with periodic characteristics. In this sense, understanding the mechanisms controlling the variability of the Southern Oscillation will help us to understand the systems that control climate change. For this reason, in this study, the effect of Southern Oscillation was investigated on the region by comparing the homogeneity and trend analysis of the rainfall data of the meteorological stations 17085, 17086, 17084, 17030 of the Yeşilirmak basin in the Black Sea region with the extreme phases of the Oceanic Nino Index table. In the statistical analysis of rainfall data were used for homogeneity analysis; Buishand, Pettitt and Run tests and for nonparametric trend analysis; Mann-Kendall test, Modified Mann-Kendall test, Spearman Rho test and Sen-T test. The slope direction of the data was determined by using a trend slope method suggested by Sen, and the beginning years of the statistically meaningful changes were determined by using the Mann-Kendall rank correlation test.

As a result of the study, the fracture years obtained from the Pettitt Test and the years that high index values were parallel.

**Key Words:** Black Sea, Southern Oscillation, Trend Analysis, Precipitation

### GİRİŞ

İklim değişikliği atmosfer gazlarının tek başına veya karşılıklı tesirleri sonucunda meydana gelmektedir. İklim değişikliği ve buna bağlı olarak gelişen hidrolojik değişkenlik hakkında doğru ve yeterli bir bilgiye sahip olmak, doğrudan veya dolaylı olarak iklime bağlı sistemlerin daha iyi planlanmasının ve yönetilmesinin ilk aşamasını oluşturur. Bu hüküm özellikle su temini, taşkın kontrolü ve hidroelektrik enerji üretimi amaçlarına hizmet eden su kaynağı sistemleri için geçerlidir. Değişen iklim parametrelerinden dolayı su miktarlarının zamanla seyrinde nasıl bir trendin olduğunu bilmek, su miktarına dayalı olarak yapılacak yatırımlarda göz önüne alınması gereken en önemli belirleyici olmalıdır. [11]

İklim hidrolojik çevrimi kontrol eden başlıca etken olduğundan çeşitli sebeplerden dolayı meydana gelen iklim değişikliği de hidrolojik çevrimi etkilemektedir. Hidrolojik çevrimin zaman ve mekân bakımından en fazla değişkenlik gösteren elemanı olan yağışlar, su dengesindeki değişkenliğin

\* İlgili E-posta: gknrelfyarbasi@gmail.com

Bu çalışma ISESER 2019 'da (25-27 Mayıs 2019) Sözlü Bildiri olarak sunulmuştur.

belli başlı kaynağıdır. Yağışlarda meydana gelen değişimler, iklim değişimine yönelik en önemli kanıt özelliği taşımaktadır. Çok geniş alanlarda süreklilik göstermeyen atmosfer hareketinin sonucu olarak gözlenen geniş ölçekli salınımlar (basınç dalgalanmaları) dönemsel karaktere sahip iklim anomalileridir. Bu olay birbirinden binlerce kilometre uzakta bulunan bölgelerde sıcaklık ve nemlilik bakımından zıt koşulların ortaya çıkmasına neden olur. Güneyli Salınım (SO), tropikal Pasifik Okyanusu üzerinde gözlenen geniş alanlı bir atmosferik basınç oynamasıdır. Bu olay, Endonezya alçak basınç ve güneydoğu Pasifik yüksek basınç alanları arasında hava kütleleri değişimi ile karakterize edilir. Güneyli Salınımın oluşma zamanı değişken olmakla birlikte, ortalaması yaklaşık 2,5 yıldır. Basıncıdaki değişiklik, rüzgâr şiddeti, okyanus akıntıları, deniz yüzeyi sıcaklıkları ve yağış olaylarındaki dalgalanmalar ile yakından ilişkilidir. Güneyli Salınım, El Nino'nun (sıcak faz) ve La Nina'nın (soğuk faz) aşamalarına sahip olduğu Tropikal Pasifik 'te yer alan birleştirilmiş bir okyanus atmosferi olayıdır.

Güneyli Salınım sonucunda gezegenimizdeki iklim değişimlerini tahmin etmek ve yeni modeller geliştirmek amacıyla ilgili küresel ve bölgesel ölçekte birçok araştırmalar yapılmıştır.

Karabörk ve Kahya (2009) Türkiye'nin batısında bazı istasyonlardaki yağışların güneyli salınım ile ilişkili olduğu bulunmuştur. Sadece aşırı fazlar değil nötr ve ılımlı fazlar içinde önemli korelasyonlar elde edilmiştir.

Yıldırım ve Önöz (2017) 2007-2008 yıllarındaki Türkiye'de ki kuraklığa karşılık gelen sıcaklık ve yağış anomalileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kuzey Atlantik Salınımın, Güneyli Salınım ve o dönemde meydana gelmiş diğer salınımlara nazaran 2007-2008 kuraklığında daha etkili olduğu belirlenmiştir.

Kladis ve Diaz (1989) global ölçekteki yağış ve sıcaklık anormalliklerinin Güney Salınımı'nın ekstrem fazları ile olan ilişkisini incelemiş ve El Nino ve La Nina fazlarının etkili oldukları bölgelerde birbirleriyle zıt anormalliklere sebep olduklarını belirtmişlerdir.

Bu anlamda Güneyli Salınımın değişkenliğini kontrol eden mekanizmaları anlamak iklim değişimini kontrol eden sistemleri de anlamamıza yardımcı olacaktır. Bu sebepten dolayı, bu çalışmada, Karadeniz bölgesindeki Yeşilirmak Havzasına ait 17085, 17086, 17084, 17030 No'lu meteoroloji istasyonlarından alınan yağış verileri ile El Nino ve La Nina olaylarının ekstrem evreleri ile karşılaştırılarak Güneyli Salınımın bölge üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Yeşilirmak Havzasına ait 5 ayrı gözlem istasyonuna ait veriler incelenmiş ve trend varlığı araştırılmıştır. Trend analizleri ile elde edilen bulgular çeşitli amaçlara yönelik su yapılarının tasarımında, işletmesinde ve genel olarak havza yönetiminde bizlere çok önemli bilgiler sağlayacaktır.

İlk olarak Yeşilirmak Havzasına ait yağış istasyonlarının ötelemeli üç ay şeklinde ele alınan yağış verilerinin homojenlikleri incelenerek kırılma yılları ENSO yıllarının ekstrem değerleri ile karşılaştırıldı. Daha sonra aylık toplam yağışlar aylık ve yıllık bazda trend değişimi incelenmiştir. Son olarak trend gözlenen tarihi veri setlerinden ENSO yılları çıkarılarak yeni veri setleri elde edilmiş ve bu veri setlerinin trend değişimleri incelenmiştir.

## **MATERYAL VE METOT**

Bu çalışmada ülkemizdeki 37,864 km<sup>2</sup> yüzölçümüne sahip havzası olan Yeşilirmak Havzasında DMİ tarafından işletilen 4 yağış gözlem istasyonundan istatistiksel açıdan yeterli gözlem periyoduna sahip aylık toplam yağış verileri kullanılmıştır. Çalışmada, karşılaştırmalarda kullanılacak olan Güneyli Salınımına ait ekstrem fazlarının gerçekleştiği yıllar Tablo 1'de verilmiştir. Bu tablo yapılan diğer Güneyli Salınım çalışmalarında kullanılan El Nino ve La Nina yıllardan destek alınarak belirlenmiştir. <sup>[10]</sup> Kullanılan istasyonlara ait bazı özellikler Tablo 2'de verilmiştir.

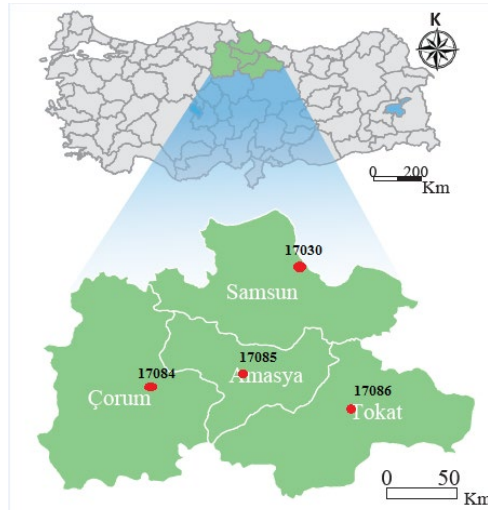
Yeşilirmak Havzasının Türkiye coğrafyasındaki konumu ile havzada bulunan ve bu çalışmada verileri kullanılan istasyonlar Şekil 1'de gösterilmiştir. 4 istasyona ait aylık toplam yağış verileri kullanarak, yağışların hem yıllık hem her bir aylık hem de bir ay ötelemeli üç aylık toplam yağış değişkenlikleri incelenmiştir.

**Tablo 1.** Çalışmada kullanılan El Nino ve La Nina olaylarının gerçekleştiği yılların listesi

El Nino											
1930	1940	1941	1951	1953	1957	1963	1965	1969	1972	1976	1982
1986	1987	1991	1994	1997	2002	2009	2015				
La Nina											
1933	1938	1942	1949	1950	1954	1955	1964	1970	1971	1973	1975
1985	1988	1995	1998	1999	2007	2010	2011				

**Tablo 2.** Çalışmada kullanılan istasyonların bazı özellikleri

Havza Adı	İstasyon No ve Adı	Yeri	Gözlem Süresi
YEŞİLİRMAK	17030 Samsun	41,2435 °K 36,2553 °D	1929-2017
	17084 Çorum	40,5461 °K 34,9362 °D	1929-2017
	17085 Amasya	40,6668 °K 35,8353 °D	1936-2017
	17086 Tokat	40,3312 °K 36,5577 °D	1933-2017

**Şekil 1.** Yeşilirmak Havzasının Türkiye üzerindeki yeri ve istasyonlar <sup>[14]</sup>

Yağış verilerinin istatistiksel olarak araştırılmasında homojenlik analizlerinden Buishand, Pettitt ve Run testleri, parametrik olmayan trend analizlerinden Mann-Kendall, Modifiye Mann-Kendall, Spearman Rho, Sen'in T testi kullanılmıştır. Eğim yönleri Sen' in Trend Eğim Metodu ile ve istatistiksel olarak anlam ifade eden değişimlerin başlangıç yılları Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi ile belirlenmiştir.

### **Homojenlik Testleri**

#### **Pettitt Testi**

Bir zaman serisindeki değişim noktasını belirlemek için Pettitt tarafından geliştirilen parametrik olmayan bu yöntem aylık veya yıllık ölçekte değişim noktasını bulabilmektedir. Sıfır hipotezi serinin bağımsız ve rasgele dağılımının olduğunu belirtirken alternatif hipotez ani bir değişim olma durumunu belirtir. Bu testin kritik değerleri Tablo 3'te verilmiştir. <sup>[4]</sup> Test istatistiği Denklem 1' deki gibi hesaplanır

$Y_1, \dots, Y_n$  değerleri  $r_1, \dots, r_n$  olarak sıralanır.

$$X_k = 2 \sum_{i=1}^k r_i - k(n + 1) \quad k = 1, \dots, n \quad (1)$$

$X_k$  değerlerinin mutlak değerlerinin maksimum olanı şeklinde seçilen  $X_E$  (değişim noktasını) istatistiğinin örnek büyüklüğüne bağlı bir kritik değeri geçmesi durumunda zaman serisinde homojenliğin bozulduğu sonucuna varılır.

**Tablo 3.** Pettitt Testi için % 5 anlam düzeyinde kritik  $X_E$  değerleri

n	20	30	40	50	70	100
%5	57	107	167	235	393	677

#### **Buishand Testi**

Homojenlik testlerinin bir diğeri olan Buishand testinin test istatistiği Q Denklem 2' deki şekilde hesaplanmaktadır;

$$S_0^* = 0 \quad S_k^* = \sum_{i=1}^k (Y_i - \bar{Y}) \quad k = 1, \dots, n \quad (2)$$

Burada  $S_k^*$  terimi verilen serinin kısmi toplamını ifade etmektedir. Ortalamadaki değişim aşağıdaki R katsayısının hesap edilmesine (Denklem 3) dayanmaktadır.

$$R = (\max S_k^* - \min S_k^*) / s \quad 0 \leq k \leq n \quad (3)$$

R katsayısı elde edildikten sonra Buishand test istatistiği değeri (Q)  $R/\sqrt{n}$  işlemiyle elde edilir ve kritik tablo değeriyle karşılaştırılır. Kritik değerler Tablo 4' de verilmiştir. Eğer hesaplanan test istatistiği değeri tablo değerinden büyük ise test edilen serinin homojen olmadığı sonucuna varılır. <sup>[1]</sup>

**Tablo 4.** Buishand Sıra Testinin % 5 anlam düzeyinde  $R/\sqrt{n}$  kritik değerleri

n	20	30	40	50	70	100
%5	1.43	1.50	1.53	1.55	1.59	1.62

#### **Run Homojenlik Testi**

Run (Swed-Eisenhart) testi ile incelenecek verinin aynı toplumdan geldiği ve birbirinden bağımsız olduğu kabulü veya tersi şeklindeki iki varsayım kontrol edilebilir.

Zaman serisi veriler belirli bir seviyeden kesilerek serideki her bir değer bu seviyenin altında veya üstünde olması durumları tespit edilir. Orta değer altında veya üstünde seyreden verilerden birinden diğere geçiş sayıları toplamına "Run sayısı" denir. Eğer uzun süre altında veya üstünde seyrediyorsa Run sayısı küçüktür. Bu tür serilerde homojenlik olmayabilir. Test sonucu Z (Denklem 4), veri sayısı N, Run (değişim) sayısı r, orta seviye altında olanlar sayısı  $N_a$ , üstte olan değerler sayısı  $N_u$  olmak üzere;

$$Z = \frac{r - \frac{2 * N_a * N_u}{N_a + N_u} + 1}{\sqrt{\frac{2 * N_a * N_u (2 * N_a * N_u - N)}{N^2 (N - 1)}}} \quad (4)$$

şeklinde hesaplanır. Elde edilen z değeri  $\pm 1.96$  arsında ise % 95 güven aralığında, verilerin rastgele (homojen) dağıldığı kabul edilir. <sup>[9]</sup>

#### **Trend Analizi**

Bir rastgele değişkenin değerlerinde zamana bağlı olarak azalma ya da artma olmasına trend denir.

### Mann-Kendall Testi

Mann-Kendall testi parametrik olmayan bir testtir. Bu yöntem verilerin büyüklüğünden çok sıraları üzerine esastır. Mann-Kendall testinin istatistiği S aşağıdaki (Denklem 5) ifadesiyle hesaplanır.

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (5)$$

Denklemde;  $x_j$  ve  $x_k$  sırasıyla j ve k yıllarındaki verileri göstermektedir. Eğer  $j > k$  olursa buna göre işaret fonksiyonu Denklem (6) deki gibi yazılır.

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} (x_j - x_k) > 0 \rightarrow +1 \\ (x_j - x_k) = 0 \rightarrow 0 \\ (x_j - x_k) < 0 \rightarrow -1 \end{cases} \quad (6)$$

S istatistiğinin teorik olasılık dağılımı, çok sayıda veri olması durumunda normal dağılım için oldukça uygundur. Buna göre ortalama ve varyans Denklem (7) ile hesaplanmıştır.

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum t(t-1)(2t+5)}{18} \quad (7)$$

Standart normal değişken Denklem (8) ile hesaplanmıştır.

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

Standart normal değişken önem seviyesi ( $\alpha: 0.05$ ) ile karşılaştırıldığında  $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$  ise  $H_0$  hipotezi kabul edilir, tersi ise reddedilir. Eğer hesaplanan Z değeri pozitifse artan, negatif ise azalan eğilim olduğu ifade edilmektedir. [3]

### Geliştirilmiş Mann-Kendall Trend Analizi

Cox ve Stuart (1955) veri setinde pozitif seri korelasyonun varlığının, trend olmaması durumunda bile testin trend var sonucunu verebileceğini ortaya çıkarmıştır. Bu sebeple elde edilen test sonuçları, klasik yöntemde zaman zaman hatalı çıkmaktadır. Modifiye Mann-Kendall testinde ise hesaplanan varyans değerine otokorelasyonun etkisi de göz önüne alınır. Düzeltilmiş varyans ifadesi aşağıda Denklem 9' da verildiği şekilde hesaplanır;

$$V(S) = \text{Var}(S) * \frac{n}{n_s^*} = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} * \frac{n}{n_s^*} \quad (9)$$

$$\frac{n}{n_s^*} = 1 + \frac{2}{n \cdot (n-1) \cdot (n-2)} \times \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-2)\rho_s(i) \quad (10)$$

### Spearman'ın Rho Testi

İki gözlem serisi arasında korelasyon olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılan bu test, lineer trend varlığının araştırılmasında hızlı ve basit bir testtir. Sıra istatistiği olan  $R_{x_i}$  verilerin küçükten büyüğe veya büyükten küçüğe doğru sıralanması ile belirlenir. Gözlem serisi  $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$  vektörü olmak üzere; iki yönlü test ile tanımlanan  $H_0$  hipotezine göre  $x_i$  ( $i=1, 2, 3, \dots, n$ )

değerleri eş olasılıklı dağılımlardır,  $H_1$  hipotezine göre ise  $x_i$  ( $i=1, 2, 3, \dots, n$ ) değerleri zamanla artar veya azalır. Spearman'ın Rho testi istatistiği ( $r_s$ ), (11) bağıntısı ile hesaplanır.

$$r_s = 1 - 6 \frac{[\sum_{i=1}^n (R(x_i) - i)^2]}{(n^3 - n)} \quad (11)$$

$n > 30$  için  $r_s$  dağılımı normale yaklaşacağından normal dağılım tabloları kullanılır. Bunun için  $r_s$ 'nin test istatistiği ( $Z$ ), Denklem (12) 'de görüldüğü gibi hesaplanır,

$$Z = r_s \sqrt{n - 1} \quad (12)$$

eğer  $|Z|$  değeri,  $\alpha$  önem seviyesinde standart normal dağılım tablolarından tespit edilen  $Z_{\alpha/2}$  değerinden büyük ise,  $H_0$  hipotezi reddedilerek, belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır. [8]

### Sen'in T Testi

Dağılımdan bağımsız olup mevsimsel olaylardan etkilenmeyen test istatistiği aşağıda verilen prosedür ile hesaplanır. Önce değişken değerleri;  $i$  yılları ( $i=1, \dots, n$ ) ve  $j$  ayları ( $j=1, \dots, 12$ ) gösteren indisler olmak üzere  $X_{ij}$  ile simgelenir.  $j$ . ay ve  $i$ . yıl için  $X_j$  ve  $X_i$  ortalama değerleri bulunur,

$$X_j = \frac{\sum_i X_{ij}}{n} \quad X_i = \frac{\sum_j X_{ij}}{12} \quad (13)$$

$X_{ij}$  orijinal aylık değerlerinden, karşılık gelen ayın ortalaması çıkarılarak ( $X_{ij} - X_j$ ) fark değerleri elde edilir. Böylece mevsimsel etkiler ortadan kaldırılır, bu farklar küçükten büyüğe dizilerek en küçüğüne 1, en büyüğüne  $12n$  sıra değerleri verilir. Sembolik olarak bu işlem  $R_{ij} = \text{Rank}(X_{ij} - X_j)$  eşitliği ile hesaplanır. Verilerde aynı değere sahip farklar (*bağ durumu*) varsa, bunların gerçekte olması gereken sıra değerlerinin ortalaması dikkate alınır, elde edilen sıraların her bir ay ve her bir yıl için ortalamaları  $R_j = \sum R_{ij}/n$  ve  $R_i = \sum R_{ij}/12$  eşitlikleri ile bulunur.

Sen'in T Testi istatistiği aşağıdaki formülden (Denklem 14) hesaplanır.

$$T = \left[ \frac{12m^2}{n(n+1) \sum_{i,j} (R_{ij} - R_j)^2} \right]^{1/2} \left[ \sum_{i=1}^n \left( i - \frac{n+1}{2} \right) (R_i - \frac{nm+1}{2}) \right] \quad (14)$$

Bu formüldeki  $m$  mevsimsel zaman periyotlarını göstermekte olup yıllık çalışmalarda 1'e, aylık çalışmalarda 12'ye eşittir.  $\alpha$  önem seviyesinde  $|T| > z$  (standart normal değişken) durumunda trendin yokluğu üzerine kurulan  $H_0$  hipotezi reddedilir ve belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır. Sen'in t testi sonucunda elde edilen pozitif değerler azalan yönde, negatif değerler ise artan yönde bir değişim olduğunu ifade etmektedir. [7]

### Mann-Kendall Meritebe Korelasyon İstatistiği

Parametrik olmayan bu test, sonuçları grafiksel olarak ifade ederken trendin başlangıç noktasını da belirleyebilmektedir.

Test istatistiğinin ( $u(t)$ ) pozitif değerleri zamanla bir artış eğiliminin olduğunu, negatif değerler ( $u(t) < 0$ ) zamanla bir azalma eğiliminin olduğunu gösterir.

Bu testte gerçek veri yerine, seri içindeki mertebesi ( $y_i$ ) kullanılır. Verinin önceki mertebelerden büyüklük durumu sayılarak  $n_i$  gibi bir sayı tanımlanır.  $n_i$  lerin toplamları ile test istatistiği  $t = \sum_{i=1}^n n_i$  eşitliği ile bulunur. Bunun ortalaması;  $E(t) = i(i-1)/4$  varyansı;  $Var(t) = i(i-1)(2i+5)/72$  eşitlikleri ile hesaplanır. Mann-Kendall Meritebe Korelasyon test istatistiği  $u(t)$  ise;

$$u(t) = [t - E(t)] / \sqrt{Var(t)} \quad (15)$$

olarak bulunur. Geriye doğru Mann-Kendall Test istatistiği  $u'(t)$ ' de benzer şekilde hesaplanır.  $u(t)$ 'nin  $\pm 1.96$ 'ya ulaşması trendin önemlilik seviyesinin % 95'lere ulaştığını gösterir.  $u(t)$  ile  $u'(t)$ 'nin grafiksel olarak kesiştikleri nokta trendin başladığı zamanı gösterir. [2]

### Sen'in Trend Eğim Metodu

Eğer zaman serisinde lineer bir trend mevcut ise birim zamandaki değişim parametrik olmayan bir metod kullanılarak belirlenebilir. [3]  $j$  ve  $k$  zamanlarındaki veriler  $x_j$  ve  $x_k$  olmak üzere ( $j > k$  şartı ile);  $N = n(n-1)/2$  ( $n$  zaman periyotlarının sayısı) adet  $Q_i$  ( $i=1, 2, \dots, N$ ) değeri aşağıdaki ifadeye göre hesaplanır.

$$Q = \frac{(x_j - x_k)}{j - k} \quad (16)$$

Hesaplanan  $Q_i$  değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanır. Bu  $N$  adet  $Q_i$  değerlerinin medyanı Sen'in Eğim Estimatörü yani söz konusu lineer trend eğim parametresini tahmin etmek için ilgili bir istatistiktir.

### ARAŞTIRMA BULGULARI

Bu çalışmada Yeşilirmak Havzası'nda bulunan ve DMİ tarafından işletilen 4 adet yağış gözlem istasyonuna ait aylık toplam yağış verilerinin değişimi iki aşamada incelenmiş ve değişimlerin ENSO olaylarından nasıl etkilendiği araştırılarak sonuçları aşağıda verilmiştir.

Çalışma alanı içinde değerlendirmeye alınan yağış verilerinin homojenlik testi sonuçlarına göre 17030 nolu istasyon da Ocak, Şubat, Mart aylarında, 17084 nolu istasyon da Nisan ayında, 17085 nolu istasyon da Mart, Nisan ve Kasım aylarında, 17086 nolu istasyon da ise Şubat, Mart, Ekim, Kasım aylarında homojenliğin bozulduğu belirlenmiştir. Pettitt testi ile belirlenen kırılma yılları Tablo 5'de verilmiştir. El Nino ve La Nina olaylarının gerçekleştiği yıllar ile tabloda verilen kırılma yılları % 90 oranında çakıştığı ortaya çıkarılmıştır. Tabloda çakışan yıllar koyu renk ile ifade edilmiştir.

**Tablo 5.** Pettitt testi sonucu belirlenen kırılma yılları

İstasyon No	Kırılma Yılları									
17030	1950	1962	1963	1967	1969	1970	1986	1995	2002	
17084	1943	1964	1965	1969	1978	1985	1987	1991	1993	
17085	1962	1969	1970	1978	1985	1987	2003			
17086	1949	1951	1953	1963	1970	1978	1984	2003		

Çalışmada verilere homojenlik testleri uygulanarak verilenin aynı kümeye ait olup olmadıkları belirlendikten sonra parametrik olmayan trend analizi yöntemleri ile trendleri belirlenmiştir. Test istatistiğinin mutlak değerinin, bütün testlerde 0.05 olarak alınan  $\alpha$  anlamlılık seviyesindeki  $z=1.96$  değerinden büyük olması durumunda anlamlı bir trendin varlığına karar verilmiştir. Tablo 6'deki sonuçlar dikkate alındığında, 0.05 olarak dikkate alınan anlamlılık seviyesine göre 17030 ve 17086 No'lu istasyonlarda Şubat ayında artan, 17085 No'lu istasyondan alınan verilerin ise Nisan, Haziran ve Ekim aylarında azalan yönde anlamlı trendler olduğu belirlenmiştir. Diğer veri setlerinde de artan veya azalan yönde bir değişim söz konusudur, ancak bunlar istatistiksel açıdan önemli değildir. Bu anlamlılık seviyesine göre trend tespit edildiği veri setlerinde Sen'in Trend Eğim Metodu ile belirlenen azalma miktarları 17030 No'lu istasyonun Şubat ayı için  $-0.251$  mm/yıl, 17086 No'lu istasyonun Şubat ayı için  $-0.203$  mm/yıl ve 17085 No'lu istasyonun Nisan ayı için  $0,231$  mm/yıl, Haziran ayı için  $0,195$  mm/yıl, Ekim ayı için ise  $0,163$  mm/yıl olarak belirlenmiştir.



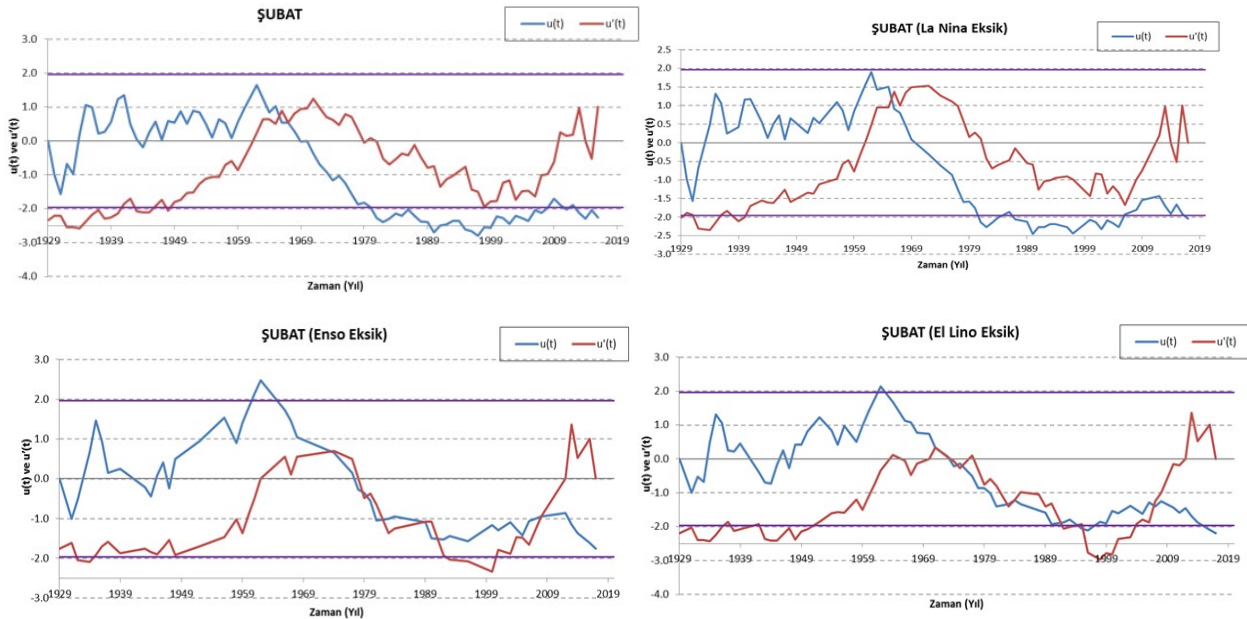
**Tablo 6:** Yeşilirmak Havzası'ndaki istasyonlar için trend analiz sonuçları

	Mann-Kendall				Sen'in T Testi				Spearman'ın Rho Testi			
	17030	17084	17085	17086	17030	17084	17085	17086	17030	17084	17085	17086
<b>Ocak</b>	-1,06	0,25	-0,74	-1,06	-1.11	0.01	-0.96	-1.48	-1.14	0.21	-0.75	-1.17
<b>Şubat</b>	<b>-2,36</b>	-0,17	-0,84	<b>-2,16</b>	<b>-2.21</b>	-0.47	-0.67	<b>-1.97</b>	<b>-2.39</b>	-0.19	-0.92	-2.25
<b>Mart</b>	-0,58	1,66	1,30	-0,11	-0.45	1.68	0.95	-0.36	-0.53	1.60	1.18	-0.07
<b>Nisan</b>	-0,49	1,17	<b>2,25</b>	-0,19	-0.37	0.86	<b>2.40</b>	-0.01	-0.50	1.15	<b>2.33</b>	-0.22
<b>Mayıs</b>	1,00	-0,38	1,31	0,16	0.84	-0.48	1.24	0.04	1.09	-0.37	1.25	0.17
<b>Haziran</b>	1,45	0,84	1,93	-0,32	1.18	1.08	<b>2.06</b>	-0.10	1.38	0.79	1.85	-0.39
<b>Temmuz</b>	0,70	-0,83	0,78	-1,07	0.47	-0.72	0.89	-1.15	0.67	-0.81	0.71	-1.00
<b>Ağustos</b>	0,80	0,59	-0,17	-1,37	0.68	0.50	-0.01	-1.52	0.79	0.57	-0.10	-1.40
<b>Eylül</b>	-1,08	0,85	0,55	-1,12	-0.69	1.02	0.95	-0.78	-0.97	0.71	0.69	-0.97
<b>Ekim</b>	0,50	1,08	1,80	0,51	0.26	1.01	<b>1.98</b>	1.47	0.50	1.05	1.88	1.63
<b>Kasım</b>	-1,13	0,69	0,62	0,17	-1.15	0.40	0.68	0.22	-1.10	0.67	0.68	0.11
<b>Aralık</b>	0,31	0,2	0,85	-1,01	0.29	0.03	0.51	-0.85	0.23	0.17	0.78	-1.04

Bütün istasyonlar için yapılan bu testlerin sonucunda aylık toplam yağışlardaki değişimler her bir ay için Tablo 6'da özet olarak verilmiştir. Bu tablodaki koyu renkli olarak gösterilen değerler 0.05 anlamlılık seviyesine göre anlamlı olarak trend tespit edilen ayları ifade etmektedir. Diğerleri ise o aydaki aylık toplam yağışlardaki değişimin eğiliminin (0.05 anlamlılık seviyesinde önemli olmasa da) artan mı azalan mı olduğunu göstermektedir.

Trend belirlenen bu veri setlerinde El Nino yılları çıkarılarak, La Nina yılları çıkarılarak ve iki olayında gözlemlendiği yıllar çıkarılarak üç farklı sistem daha elde edilmiştir. La Nina etkilerinin gözlemlendiği yıllar yok sayıldığı zaman istatistiksel değerin küçüldüğü, El Nino etkileri çıkarıldığı zaman istatistiksel değerin La Nina kadar belirgin düzeyde azalmadığı gözlemlenmiştir. Trend olan istasyonlardan ENSO olaylarının gözlemlendiği yıllar çıkarıldığı zaman ise anlamlı trendin ortadan kalktığı belirlenmiştir.

Anlamlı trendin varlığına karar verilen veri setlerine ait trend başlangıç yılları Mann-Kendall Meritbe Korelasyon Testi kullanılarak belirlenmiştir. Örnek teşkil etmesi açısından 17030 No'lu istasyonun Şubat ayına ait Mann-Kendall Meritbe Korelasyon Testinin grafiksel olarak ifadesine yer verilmiştir. (Şekil 2)

**Şekil 2:** 17030 numaralı istasyon için Mann-Kendall Meritbe Korelasyon testi grafikleri



Parametrik olmayan Sen'in T, Spearman'ın Rho ve Mann-Kendall Testlerine göre %95 anlamlılık seviyesinde azalan yönde trend belirlenen Şubat ayına ait Şekil 2'deki tarihi veri setinin grafiğine göre,  $u(t)$  eğrisi pozitif değerlerden negatif değerlere doğru bir azalma eğilimi gösterirken  $u'(t)$  eğrisi negatif değerlerden pozitif değerlere göre artmaktadır. Bu durum azalan yönde bir trend olduğu sonucunu doğrulamaktadır. La Nina etkilerinin gözlemlendiği yıllar yok sayıldığı zaman oluşan grafikte istatistiksel değerin azaldığı, El Nino yılları çıkarıldığı zaman oluşan sistemde trend değerinin tarihi veri seti ile yakın bir değer gösterdiği ve son olarak oluşturulan iki zıt fazın etkilerinin yok sayılarak oluşturulduğu sistemde  $u(t)$  eğiminin güven aralığında kaldığını  $u'(t)$  grafiğinin ise güven aralığı sınırını çok az aştığı gözlemlenmiştir.

## SONUÇLAR VE TARTIŞMA

Bu çalışmada Yeşilirmak Havzasına ait 17085, 17086, 17084, 17030 No'lu meteoroloji istasyonlarına ait yağış verilerinin homojenlik ve trend analizleri ile Oceanic Nino İndex tablosunun ekstrem evreleri karşılaştırılarak Güneyli Salınımın bölge üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Değerlendirmeye tabi tutulan yağış gözlem istasyonlarında gözlem süreleri 82 ila 89 yıl arasında değişmektedir.

Çalışmada verilere önce homojenlik testleri uygulanarak istasyon bazında verilenin aynı kümeye ait olup olmadıkları, daha sonra trend analizi yöntemlerinden parametrik olmayan yöntemler uygulanarak trendleri araştırılmıştır. Pettitt Testi uygulanarak değişim yılı varsa belirlenmeye çalışılmış ve bu değişim yılının ENSO olayı gerçekleşen yıl ile kesişip kesişmediği araştırılmıştır. Ardından ENSO etkileri ayrı ayrı ve iki ekstrem faz birlikte yok sayılarak istatistiksel trend değerlerindeki değişimler belirlenmeye çalışılmıştır.

Uygulanan analizler sonucunda belirlenen kırılma yılları ile index değerlerinin yüksek olduğu yıllar %90 oranında paralellik göstermektedir.

ENSO etkilerini araştırmak için uygulanan analizler sonucunda La Nina etkilerinin El Nino etkilerine göre daha belirgin olduğu gözlemlenmiştir.

Elde edilen sonuçlar literatürde incelenen çalışmaların sonuçları ile paralellik göstermektedir. Kadioğlu ve Çoban'ın çalışmalarında elde edilen trend analizi sonuçlarının, daha uzun veri kullanarak yaptığımız yıllık toplam yağış veri sistemlerinin sonuçları ile benzer olması, artan veya azalan trendin devam ettiğinin bir göstergesidir.<sup>[5,6]</sup>

Bu çalışmada yıllık ortalama ve toplam yağışlar değerlendirilerek ortaya konan değişimler, diğer iklimsel göstergelere de (akım, sıcaklık vb.) uygulanarak daha kapsamlı bir sonuç elde edilebilir. Benzer çalışmalar Türkiye'nin diğer havzaları ve hidrolojik ve klimatolojik elemanları için de yapılabilir. Böylece iklim değişikliklerinin oluşumu ve Güneyli Salınım'ın etkileri daha geniş ölçekte gözlenerek su kaynakları hakkında yapılacak planlamalara önemli bir katkı sağlanabilir.

## KAYNAKLAR

- [1] Cengiz, T., 2005, Türkiye göl seviyelerinin hidroklimatolojik analizi, İstanbul Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi
- [2] Kılıç, N., 2016, Konya ili uzun yıllar yağış-sıcaklık kayıtlarının analizi, Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tarımsal Yapılar ve Sulama Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi
- [3] Yu, Y.S., Zou, S., Whittemore, D., 1993, Non-Parametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas, Journal of Hydrology 150: 61-80
- [4] Pettitt A. N. (1979), A Non-Parametric approach to the change-point detection, applied Statistics, Cilt 28, s.126-135
- [5] Çoban, E., 2013, İklim değişikliğinin Türkiye genelindeki yağış eğilimlerine etkisinin araştırılması, Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi
- [6] Kadioğlu, M., Tulunay, Y., Borhan, Y., 1999, Variability of Turkish precipitation compared to El Nino Events, Geophysical Research Letters, Cilt:26, No:11, sh. 1597-1600
- [7] Van Belle ve Huges, 1984., Nonparametric tests for trend in water quality. Water Resources Research., 20, 127-136
- [8] İçağa, Y., Harmancıoğlu, N., 1995, Yeşilirmak Havzası'nda su kalitesi eğilimlerinin belirlenmesi, Türkiye İnşaat Mühendisliği XIII. Teknik Kongresi, Ankara-Türkiye, 482-497
- [9] Toros, H., 1993, Klimatolojik Serilerden Türkiye İkliminde Trend Analizi, İstanbul Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi

- [10] Kiladis, G.N. ve Diaz, H.F., 1989. Global climatic anomalies associated with extremes in the Southern Oscillation *Journal of Climate* 2: 1069-1090.
- [11] Cıgızođlu, K., Yıldız, M., Bayazıt, M., Malkoç, Y. ve Önöz, B. 2002, Türkiye nehirleri taşkın ortalama ve düşük akımlarındaki trendler. İTÜ İnşaat Fakültesi Dekanlığı, İTÜ Araştırma fonu Projesi, 265
- [12] Yıldırım, I., Diker, E., Önöz, B., 2017, Kuzey Atlantik ve Güney Salınımının 2007-2008 kuraklığına etkileri, 9. Ulusal Hidroloji Kongresi, 563 – 569
- [13] Karabörk, M. Ç., & Kahya, E. (2009). The links between the categorised Southern Oscillation indicators and climate and hydrologic variables in Turkey. *Hydrological processes*, 23(13), 1927-1936
- [14] Anonim, 2019, <https://www.google.com/url?sa=i&source=images&cd=&ved=2ahUKEwiywZOurN3jAhVJKewKHXnzDHAQjRx6BAgBEAQ&url=https%3A%2F%2Fwww.cografyaci.gen.tr%2Fyesilirmak-havzasi-gelisim-projesi-yhgp-yesilirmak-havzasi-gelisim-projesinin-amaclari-nelerdir%2F&psig=AOvVaw3wJH5Rmwurapkp7TWH-1cj&ust=1564600272522319>