

## SAKARYA NEHRİ HAVZASI AYLIK AKIM VERİLERİNİN PARAMETRİK OLMAYAN YÖNTEMLERLE TREND ANALİZİ

Nadire Özel<sup>1</sup>, Serdar Kalaycı<sup>2</sup>, Mehmet F. Sevimli<sup>2</sup>, Meral Büyükyıldız<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Şeyhşamil M. Gazi C. Bandırma S. 20/7 Selçuklu-KONYA

<sup>2</sup>S.Ü. Mühendislik-Mimarlık Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, KONYA

**Makalenin Geliş Tarihi:** 05.05.2004

**ÖZET:** Bu çalışmada Sakarya havzasında bulunan ve EİE tarafından işletilen 11 adet akım gözlem istasyonunun aylık ortalama akım verileri kullanılmıştır. Aylık akım verilerinin lineer trendlerini tespit etmek için, parametrik olmayan üç farklı metot (Spearman'ın Rho, Sen'in T ve Mevsimsel Mann-Kendall testleri) kullanılmıştır. Trendlerin lineer eğimleri, Sen tarafından geliştirilen ve parametrik olmayan bir metot olan Sen'in trend eğim metodu kullanılarak hesaplanmıştır. Trend başlangıç yılları parametrik olmayan Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi ile belirlenmiştir. Ayrıca, Van Belle ve Hughes tarafından geliştirilen bir metot kullanılarak, aylık trendlerdeki homojenlikler kontrol edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda incelenen 11 istasyona ait toplam 132 ayın %64'ünde 0.05 önem seviyesinde anlamlı trendler tespit edilmiştir. Trend tespit edilen aylardaki değişim genellikle azalan yönde olmuştur. 1221 ve 1243 numaralı istasyonlar azalan yönde değişimin en fazla olduğu istasyonlardır ve bu istasyonlar havzanın kuzey batı kısmında yer almaktadır. 1216 ve 1226 numaralı istasyonlar dışındaki diğer bütün istasyonların maksimum negatif eğimleri Mart ayında tespit edilmiştir. Mart ayı 10 istasyonla en fazla trend tespit edilen ay olmuştur ve trendlerin hepsi azalan yöndedir. Aynı zamanda Mart ayı maksimum eğimin de en fazla gözlemlendiği ay olmuştur. 5 istasyonla Nisan ayı en az trend tespit edilen aydır. 1980'li yıllar trend başlangıç yılı olarak en fazla gözlenen yıllar olmuştur. Van Belle ve Hughes Homojenlik testi sonuçlarına göre ise havzada global bir trende rastlanamamıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Akım verileri, Mevsimsel Kendall, Sen T, Spearman Rho, Van Belle ve Hughes

### Trend Analysis of Monthly Streamflow Data by Using Nonparametric Methods in Sakarya River Basin

**ABSTRACT:** In this study, monthly streamflow data of eleven stations operated by EIE (Electrical Power Resources Survey and Development Administration) located at Sakarya river basin were investigated. Three different non-parametric trend tests (Sen's T, the Spearman's Rho and the Seasonal Kendall tests) were selected to determine linear trends of monthly flow data. The linear slopes of trends were calculated by using a non-parametric estimator developed by Sen. The beginning of trends was determined by using the Mann-Kendall rank correlation test. In addition, homogeneities in monthly trends were tested by using a method developed by Van Belle and Hughes. According to the analyses carried out; meaningful trends are determined (at the 0.05 significance level) in 64% of total 132 month of 11 stations. Generally, the determined changes are in decreasing trend. The decreasing trend is maximum in the stations 1221 and 1243 and they are located in northwest of the basin. Maximum negative slopes are determined in March for all stations except for stations 1216 and 1226. March is the one in which maximum number of trend is determined (10 station) and all of trends are downward. Also March is the month in which maximum slope is observed. April is the month in which least trend is determined (5 station). The beginning of trends was observed in the early 1980's. According to the Van Belle and Hughes Homogeneity test, there is no global trend in the basin.

**Key Words:** Streamflow data, Sen's T, Spearman's Rho, Seasonal Kendall, Van Belle and Hughes

## GİRİŞ

Dünyanın çeşitli yerlerinde yapılan araştırmalar son yıllarda yağışlarda ve akarsuların akımlarında önemli değişimler olduğunu göstermiştir. Bunun sonucu olarak, zamana ve miktara bağlı olarak değişen ihtiyaçların karşılanması amacıyla su kaynaklarının yönetimi hayati önem taşımaktadır. Bu sebeple Türkiye’de yağışlarda ve akımlarda herhangi bir eğilimin varlığının araştırılması gerekmektedir. Akımlardaki trendin bilinmesi su kaynaklarının planlanması ve işletilmesinde büyük önem taşır. Ortalama ve düşük akımlarla ilgili hidrolik bilgiler baraj ve haznelerin kapasitesinin hesabında ve baraj işletmesinde, taşkınlarla ilgili bilgiler taşkın yapılarının projelendirilmesi ve işletmesinde, düşük akımlarla ilgili bilgiler su kalitesinin kontrolü ile ilgili problemlerde ve su temini projelerinde gereklidir (Bayazıt ve diğ., 2002). Akımlarda trend bulunması gelecek için verilecek kararları önemli ölçüde etkileyecektir.

Türkiye’de ve dünyada parametrik olmayan yöntemler debi, su kalitesi, sıcaklık ve yağış verilerine başarıyla uygulanmıştır. İçağa ve Harmancıoğlu (1995), Yeşilirmak Havzası’nda 1979-1984 yılları arasında su kalitesi ölçümlerinin yapıldığı 10 istasyona Spearman’ın Rho testi, Mevsimsel Mann-Kendall testi, Mann-Whitney testi ve Kruskal-Wallis’H testini uygulamışlardır. Kalaycı ve Kahya (1998) ise Susurluk Havzası’nda 1970-1994 yılları arasında aylık ortalama akım verileri ile su kalitesi parametrelerinde (pH, sediment konsantrasyonu, su sıcaklığı, elektriksel iletkenlik, sodyum, potasyum, kalsiyum+magnezyum, bikarbonat, klorit, karbonat, sülfat, bor ve organik madde konsantrasyonları) lineer trend tespit etmek için yapılan çalışmalarında seçilen 4 istasyona Sen’in T, Spearman’ın Rho, Mann-Kendall ve Mevsimsel Mann-Kendall testlerini uygulamışlardır. Kalaycı (2003), 26 akarsu havzasına ait akım gözlem istasyonlarından aldıkları yıllık ortalama akım verilerine Mann-Kendall, Sen’in T, Spearman’ın Rho ve Sen’in Trend Eğim testlerini uygulamıştır. Araştırmada çok az sayıda artış eğilimine rastlanırken azalma eğilimi tespit edilen istasyonlar ülkenin

batısında yoğunlaşmıştır. Angı ve Özkaya (2004), Türkiye’nin doğal olan yüzeysel akımları ve bu akımların zaman içerisindeki değişimleri ile alansal dağılımını incelemiştir. Havzaların yağış-akış özelliklerinin farklı olması nedeniyle 26 akarsu havzası ayrı ayrı değerlendirilmiş ve sonuçlar birleştirilmiştir. Çalışmada, veri yoğunluğunun bulunduğu 1965-2002 dönemi temel alınarak elde edilen sonuçlar ile daha az sayıda verinin bulunduğu 1941-1964 dönemine yaklaşım yapılmış ve her iki dönemin birleştirilmesi ile 1941-2002 dönemine ait Türkiye’nin yüzeysel akımları elde edilmiştir. Türkiye geneli yüzeysel akımlar, potansiyel ve kullanılabilir olmak üzere ayrı ayrı incelenmiş ve seçilen dönemler içerisinde her yıla ait değerler hesaplanmıştır. Bu şekilde, potansiyel ve kullanılabilir yüzeysel akımların zaman içerisindeki değişimleri belirlenebilmiştir.

Cıgızoğlu ve diğ. (2004) tarafından Türkiye nehirlerindeki taşkın, ortalama ve düşük akımlarda trend (eğilim) bileşeninin varlığı incelenmiştir. Çalışmada Türkiye genelindeki 26 havzanın 24’ündeki 100 civarındaki akım istasyonuna ait günlük ortalama akım verileri incelenmiştir. Trend analizi, parametrik bir test olan T testi ve parametrik olmayan  $\tau$  (Kendall) testi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Her iki test de yıllık maksimum, ortalama, 1 günlük ve 7 günlük akımlara uygulanmıştır. Gözlenen trendlerin bölgelere göre dağılımı incelendiğinde Marmara, Ege, İç Anadolu (Sakarya havzası dahil) ve Akdeniz bölgelerindeki akarsuların çoğunun akımlarında trend bulunduğu anlaşılmaktadır. Trend ortalama ve düşük akımlarda, maksimum akımlara göre daha çok istasyonda gözlenmiştir. Trend birkaç istasyon dışında genellikle zamanla azalan yöndedir. Sonuç olarak, son 30-60 yıllık dönemde Türkiye’nin batı, orta ve güney bölgelerindeki akarsuların özellikle ortalama ve düşük akımlarında (ve bazılarının maksimum akımlarında) anlamlı bir azalma olduğu ortaya çıkmaktadır. Diğer bölgelerde ise istatistik bakımdan anlamlı bir trend görülmemiştir. Akyürek ve diğ. (2004) Türkiye genelinde 24 havzada 107 akım gözlem istasyonundaki yıllık ortalama akımlara parametrik bir test olan t testi ile parametrik olmayan Kendall testini uygulayarak trend analizi yapmışlardır. Trend

ayrıca bölgesel bazda incelenmiştir. Yıllık ortalama akım verilerinde her iki test için de incelenen 107 istasyonun 31 tanesinde trend bulunmuştur. Bu istasyonların buldukları bölgeler incelendiğinde genel olarak Türkiye'nin batı, orta ve güney bölgelerindeki istasyonlarda trendin azalma yönünde olduğu görülmektedir. Yapılan bölgesel analizde de her iki bölgede azalan yönde trend elde edilmiştir.

Yu ve diğ. (1993), Arkansas, Neosho, Verdigris ve Walnut Nehirleri üzerindeki on beş istasyondaki su kalitesi gözlemlerine uyguladıkları Van Belle ve Hughes, Mann-Kendall, Mevsimsel Mann-Kendall ve Sen'in T testleri sonucunda; elektriksel iletkenlik, kalsiyum, toplam sertlik, sodyum, potasyum, sülfat, klorid ve toplam fosfor miktarlarında genellikle azalan bir trend tespit etmişlerdir. Moraes ve diğ. (1998), Brezilya'nın güneydoğusundaki nehir havzasının 1947-1991 yılları arasındaki akım ve yağış kayıtlarına Mann-Kendall trend testini uygulamışlar ve havza genelindeki yağışlarda önemli artış eğilimi, 8 akım gözlem istasyonunun yarısında ise önemli azalma eğilimleri bulmuşlardır. Douglas ve diğ. (2000), Amerika'daki ortalama 48 yıllık veriye sahip 1571 istasyonun taşkın verilerine uyguladıkları Mann-Kendall testine göre istatistiksel açıdan anlamlı trendler belirleyememişlerdir. Düşük akımlar ise ülkenin batısındaki geniş bir alanda ve üç küçük bölgede önemli artış eğilimi göstermiş ve bu trendlere yağıştaki artışın sebep olduğu belirtilmiştir.

Bu çalışmada, Sakarya havzasında bulunan 11 akım gözlem istasyonundaki her bir aya ait ortalama akımların olası lineer trendlerini belirlemek için parametrik olmayan üç farklı test kullanılmıştır.

## MATERYAL ve METOD

Bu çalışmada kullanılan akım verileri, EİE tarafından işletilen 26 akarsu havzası arasından seçilen Sakarya havzasındaki 11 adet istasyondan alınmıştır (EİE, 2000). İstasyonların, 1964-2000 yılları arasında eksik verisi olmayan, herhangi bir sebeple yeri değiştirilmemiş, üzerinde baraj veya çevirme yapısı bulunmayan verilere sahip olmasına özen gösterilmiştir. Bu istasyonların bazı özellikleri Tablo 1'de verilmiştir. Veri yetersizliğinden 1216 ve 1223 numaralı istasyonlarda 1964-1994 yılları arasındaki 31 yıllık periyot dikkate alınmıştır. Sakarya havzasının Türkiye coğrafyasındaki sınırları ile havzada bulunan ve bu çalışma kapsamında verileri kullanılan istasyonlar Şekil 1'de gösterilmiştir.

Bu çalışmada, eksik, kısıtlı veya bağımlı verilere de uygulanabilen parametrik olmayan üç farklı trend testi kullanılmıştır. Bunlar; Sen'in T, Spearman'ın Rho ve Mevsimsel Mann-Kendall testleridir. Trendlerin doğrusal eğimleri (birim zamandaki değişimler) ise parametrik olmayan Sen'in trend eğim metodu ile araştırılmıştır.

**Tablo 1.** Sakarya havzasındaki istasyonlara ait bazı bilgiler.

**Table 1.** Some information of stations on Sakarya Basin.

İstasyon No	İstasyon Adı	Veri Aralığı	Yağış Alanı (km <sup>2</sup> )	Yaklaşık Kot (m)	Ort. Akım (m <sup>3</sup> /s)
1203	Porsuk Çayı	1964-2000	3938.4	855	8.0
1216	Ova Çayı	1964-1994	1539.2	780	4.1
1221	Sakarya N.	1964-2000	52531.6	41	124.0
1222	Kocasu	1964-2000	2021.6	198	18.2
1223	Seydi Suyu	1964-1994	1608.4	895	1.7
1224	Sakarya N.	1964-2000	4298.0	837	7.3
1226	Ankara Çayı	1964-2000	7140.0	635	12.3
1233	Aladağ Çayı	1964-2000	1984.8	512	13.8
1237	Mudurnu Çayı	1964-2000	1073.4	286	7.9
1242	Sakarya N	1964-2000	33847.2	493	51.2
1243	Sakarya N	1964-2000	55321.6	8	171.0



Şekil 1. Sakarya havzasının Türkiye üzerindeki yeri ve istasyonlar.

**Figure 1.** The location of Sakarya Basin and its stations in Turkey.

### Sen'in T Testi

Van Belle ve Hughes'a (1984) göre, sıralı bir rank testi olan Sen'in T testi dağılımdan bağımsız olup mevsimsel olaylardan etkilenmeyen bir testtir. Test istatistiği, aşağıda verilen işlem sırasıyla hesaplanabilir:

a. j ay için ortalama (1) ifadesiyle, i yıl için ortalama ise (2) ifadesiyle bulunur.

$$X_{.j} = \frac{\sum_i X_{ij}}{n} \quad (1)$$

$$X_{i.} = \frac{\sum_j X_{ij}}{12} \quad (2)$$

$X_{ij}$ , akım gözlem istasyonunda ölçülen debi değeri, i yıl ( $i=1, 2, \dots, n$ ) ve j ay ( $j=1, 2, \dots, 12$ ) indisleridir.

b. n yıllık verilerin her bir ayından o ayın ortalaması çıkarılarak ( $X_{ij}-X_{.j}$ ), mevsimsel etkiler ortadan kaldırılır.

c. 1'den  $12 \times n$ 'e kadar tüm farkların sırası, aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

$$R_{ij} = \text{Rank}(X_{ij} - X_{.j}) \quad (3)$$

d. Rankların ortalaması her bir ay için (4), her bir yıl için ise (5) eşitliği ile bulunur.

$$R_{.j} = \frac{\sum_i R_{ij}}{n} \quad (4)$$

$$R_{i.} = \frac{\sum_j R_{ij}}{12} \quad (5)$$

e. Son olarak Sen'in T testi istatistiği ( $m=1$ ) hesaplanır.

$$T = \left[ \frac{12m^2}{n(n+1) \sum_{i,j} (R_{ij} - R_{.j})^2} \right]^{1/2} \left[ \sum_{i=1}^n \left( i - \frac{n+1}{2} \right) \left( R_{i.} - \frac{nm+1}{2} \right) \right] \quad (6)$$

Test her bir aya ait ortalama verilere uygulandığında verilerin yıllık ortalaması ve yıllık rank ortalamasının hesaplanmasına gerek bulunmamaktadır.

Test istatistiği  $|T|$ 'nin değerinin, bu çalışmada  $\alpha=0.05$  olarak alınan  $\alpha$  önem seviyesinde tespit edilen normal dağılım değeri olan  $z'$ 'den büyük olması durumunda belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

### Spearman'ın Rho Testi

İki gözlem serisi arasında anlamlı bir korelasyon olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılan bu test sıra istatistiklerine dayanan bir metottur. Sıra istatistiği olan  $R(x_i)$ , verilerin küçükten büyüğe veya büyükten küçüğe doğru sıralanması ile belirlenir. Gözlem serisi  $X$  bir vektör olmak üzere; iki yönlü test ile tanımlanan  $H_0$  (Sıfır) hipotezine göre  $x_i$  değerleri eş olasılıklı (üniform) dağılım gösterir.  $H_1$  (Alternatif) hipotezine göre ise  $x_i$  değerleri zamanla artar veya azalır. Spearman'ın Rho testi istatistiği  $r_s$ , aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

$$r_s = 1 - 6 \frac{\left[ \sum_{i=1}^n (R(x_i) - i)^2 \right]}{(n^3 - n)} \quad (7)$$

$R(x_i)$   $i$ . gözlemin sıra numarası;  $i$  verilerin gözlem sırası;  $n$  toplam gözlem adedi şeklinde tanımlanır (Lettenmaier, 1976).  $n > 30$  için  $r_s$  değerlerinin dağılımı normal dağılıma yaklaşıcağından, varsayım sonuçları için normal dağılım tabloları kullanılabilir (İçağa, 1994). Bunun için  $r_s$ 'in test istatistiği  $z$ , aşağıdaki eşitlikle bulunur.

$$z = r_s \sqrt{1/(n-1)} \quad (8)$$

Eğer  $|z|$  değeri  $z_\alpha$  değerinden büyük ise,  $x_i$  değerlerinin eş dağılımlı olduğu hipotezi reddedilerek, belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

**Mevsimsel Mann-Kendall Testi:** Bu çalışmada aylık verilerle çalışıldığı için, Mann Kendall testi yerine Mevsimsel Mann Kendall testi kullanılmıştır.

Bu testin sıfır hipotezi olan ( $H_0$ ),  $H_0$  ile ilişkilidir.  $X = (x_1, x_2, \dots, x_{12})$  ve  $X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in})$  dizileri için;  $X$ , her bir ay için gözlem değerlerini ve  $X_i$  de,  $i$ . aydaki  $n_i$  yıllık değerleri ifade etmek üzere;  $H_0$ ' hipotezine göre  $X$ , bağımsız rasgele değişken  $x_{ij}$ 'nin bir örneğidir.  $X_i$  ( $i=1, 2, 3, \dots, 12$ ) ise, bağımsız ve eş dağılımlı rasgele değişkenlerin bir alt örneğidir. Alternatif hipoteze göre alt örnekler, eş dağılıma sahip değildir. Mevsimsel Mann Kendall testi hesaplanmadan önce aşağıdaki eşitlikle, her bir ay için ayrı ayrı test istatistiği hesaplanır.

$$S_i = \sum_{k=1}^{n_i-1} \sum_{j=k+1}^{n_i} \text{sgn}(x_{ij} - x_{ik}) \quad (9)$$

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} (x_j - x_k) > 0 & \Rightarrow +1 \\ (x_j - x_k) = 0 & \Rightarrow 0 \\ (x_j - x_k) < 0 & \Rightarrow -1 \end{cases} \quad (10)$$

Her bir aydaki akım verilerinde benzer değerler (bağlar) olması durumunda test istatistiği  $S_i$ 'nin varyansı, aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

$$\text{Var}(S_i) = \frac{n_i(n_i-1)(2n_i+5) - \sum_{t_i} t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (11)$$

Mevsimsel Mann Kendall test istatistiği  $S'$ , (12) eşitliğiyle hesaplanır. Testin varyansı ise (13) eşitliğinden bulunur:

$$S' = \sum_{i=1}^{12} S_i \quad (12)$$

$$\text{Var}(S') = \sum_{i=1}^{12} \text{Var}(S_i) \quad (13)$$

Aylık varyans değerleri (11) eşitliği kullanılarak bulunduktan sonra, (13) eşitliği ile Mevsimsel Mann Kendall test istatistiğinin varyansı hesaplanır. Mevsimsel Mann Kendall testinin önemli olup olmadığı, standart normal değişken  $z'$ 'nin

$$z = \begin{cases} S' > 0 & \Rightarrow \frac{S' - 1}{\sqrt{\text{Var}(S')}} \\ S' = 0 & \Rightarrow 0 \\ S' < 0 & \Rightarrow \frac{S' + 1}{\sqrt{\text{Var}(S')}} \end{cases} \quad (14)$$

şeklinde hesaplanması ve kritik  $z$  değeriyle kıyaslanmasıyla belirlenir. Buna göre, eğer  $\alpha$  önem seviyesinde  $|z| \leq z_{\alpha/2}$  ise  $H_0$ ' hipotezi kabul edilmekte, aksi durumda reddedilmektedir.  $S'$  değeri pozitif ise artan bir trendin, negatif ise azalan bir trendin varlığı söz konusudur.

**Sen'in Trend Eğim Metodu:** Trendlerin lineer eğimleri, Sen (1968) tarafından geliştirilen ve parametrik olmayan bir metot kullanılarak hesaplanmıştır. Bu metot, veri hatalarından etkilenmemekte ve eksik değerlerin bulunduğu kayıtlara da uygulanabilmektedir.  $x_j$  ve  $x_k$ ,  $j$  ve  $k$  zamanlarındaki veriler olmak üzere ve  $j > k$  olmak şartıyla;  $N = n(n-1)/2$  adet  $Q_i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) değeri, aşağıdaki ifadeye göre hesaplanmakta

$$Q = \frac{x_j - x_k}{j - k} \quad (15)$$

ve bulunan  $Q_i$  değerleri küçükten büyüğe doğru

$$(Q_1 \leq Q_2 \leq Q_3 \leq \dots \leq Q_{N-1} \leq Q_N)$$

şeklinde sıralanmaktadır.

$Q_i$  değerlerinin tespit edilmesi ve sıralanmasından sonra ise,  $N$  sayısının tek olması durumunda (16), çift olması durumunda ise (17) eşitliği kullanılarak, kısacası  $N$  adet  $Q_i$  değerinin medyanı alınarak, ilgili gözlemin birim zamandaki değişimi tespit edilir.

$$Q = \left\{ Q_{(N+1)/2} \right\} \quad (16)$$

$$Q = \left\{ \frac{1}{2} \left[ Q_{(N)/2} + Q_{(N+2)/2} \right] \right\} \quad (17)$$

## Van Belle ve Hughes'in Homojenlik Testi

Bir zaman serisinin herhangi bir ayında bir artış eğilimi, başka bir ayında ise azalma eğilimi mevcutsa, aylık trendler arasında heterojenlik söz konusudur. Bu durumda, testlerle hesaplanmış olan trendler ve eğimleri hatalı olabilmektedir. Mevsimselliğin etkili olduğu verilerin aylık trendlerinde bu durum daha önemlidir (Yu ve diğerleri, 1993). Bunun için, trend testleri yapıldıktan sonra, gözlemlerin aylık trendleri arasındaki homojenliğin tespit edilmesi gerekir.

Bu amaçla, Van Belle ve Hughes (1984) tarafından geliştirilmiş olan homojenlik testi, aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

$$x^2_{\text{homojen}} = x^2_{\text{toplama}} - x^2_{\text{trend}} = \sum_{i=1}^m (Z_i)^2 - m(\bar{Z})^2 \quad (18)$$

Bu eşitlikteki  $Z_i$  değerleri (19),  $\bar{Z}$  değerleri ise (20) eşitliği ile bulunur.

$$Z_i = \frac{S_i}{\sqrt{\text{Var}(S_i)}} \quad (19)$$

$$\bar{Z} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Z_i \quad (20)$$

Bu eşitliklerdeki  $S_i$ 'ler ( $i=1, 2, 3, \dots, 12$ ), her bir ay için hesaplanmış olan Mann-Kendall test istatistiği değerleridir. Van Belle ve Hughes'in homojenlik testi hesabında  $m$ , mevsim veya ay sayısını göstermektedir. Hesaplar mevsimsel verilere uygulanacaksa  $m=4$ , aylık verilere uygulanacaksa  $m=12$  alınır.

## Mann-Kendall Mertebe Korelasyon İstatistiği

Parametresiz olan bu test, uygulanan seride zamanla artma mı azalma mı olduğunu bulmak için kullanılır. Test, sonuçları grafiksel olarak ifade ederken trendin başlangıç noktasını da belirleyebilmektedir. Bu çalışmada, trend olup olmadığını belirlemek amacıyla üç farklı test kullanıldığı ve ayrıca eğim metodu ile bu sonuçlar desteklendiği için Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testinin trend başlangıç yılını belirleme özelliğinden yararlanılmıştır.

Bu testte gerçek veri yerine, seri içindeki mertebesi ( $y_i$ ) kullanılır. Her bir  $y_i$  önceki mertebelerden büyük olanları sayılarak  $n_i$  gibi

bir sayı ile tanımlanır.  $n_i$ 'lerin toplamları ile test istatistiği  $t$  bulunur:

$$t = \sum_{i=1}^n n_i \quad (21)$$

Bu istatistiğin ortalama ve varyansı sırasıyla,

$$E(t) = \frac{n(n-1)}{4} \quad (22)$$

$$\text{var } t = \frac{n(n-1)(2n+5)}{72} \quad (23)$$

Mann-Kendall test istatistiği  $u(t)$  ise;

$$u(t) = [t - E(t)] / \sqrt{\text{var } t} \quad (24)$$

olarak hesaplanır (Sneyers, 1990).

Zamanla bir değişim yok varsayımı,  $u(t)$ 'nin sifıra yakın değerleri ile ifade edilirken  $u(t)$ 'nin büyük değerleri bir değişimin olduğunu gösterir.  $u(t)$ 'nin  $\pm 1.96$ 'ya ulaşması trendin anlamlılık seviyesinin %95'lere ulaştığını gösterir.  $u'(t)$  ise seri içinde sıra numaraları büyükten küçüğe doğru dikkate alınarak  $u(t)$ 'ye benzer şekilde hesaplanır. Grafikselsel olarak  $u(t)$  ve  $u'(t)$  değişimin başladığı yerde birbirine yaklaşır sonra birbirlerinden uzaklaşarak trendin başladığı yer ile kuvvetini gösterirler. Eğer seri içinde bir trend yok ise  $u(t)$  ve  $u'(t)$  birbirlerine bir çok defa yaklaşarak yakın salınımlar yapacaklardır.

## SONUÇLAR

Çalışmada kullanılan Mevsimsel Mann-Kendall, Sen'in T ve Spearman'ın Rho testi sonuçları incelenmiş ve Tablo 2'de sadece trend tespit edilen istasyonlardaki Sen'in trend eğim metoduyla hesaplanan eğim değerleri verilmiştir.

1203 numaralı istasyon incelendiğinde bütün aylar için azalan trend tespit edilmiştir. 1216 numaralı istasyonda Ekim, Ağustos ve Eylül aylarında trend bulunamazken, diğer aylarda azalan trend tespit edilmiştir. 1221 numaralı istasyonda Nisan ayı dışındaki bütün aylarda azalan trend tespit edilmiştir. 1222 numaralı istasyonda Aralık, Ocak, Şubat ve Mart aylarında azalan trend bulunurken diğer aylarda trend bulunamamıştır. 1223 numaralı istasyonda Temmuz ve Ağustos aylarında trend bulunamazken diğer aylarda eğim değerleri küçük olmakla birlikte azalan yönde bulunmuştur.

İstasyon 1224'de bütün aylarda azalan trend tespit edilmiştir. 1226 numaralı istasyonda Ekim, Kasım, Temmuz, Ağustos, Eylül aylarında artan trend bulunurken diğer aylarda trend bulunamamıştır. Mart, Temmuz ve Eylül aylarında azalan trend tespit edilen 1233 numaralı istasyonda diğer aylarda trend bulunamamıştır. Mart, Ağustos ve Eylül aylarında azalan trend tespit edilen 1237 numaralı istasyonda diğer aylarda trend bulunamamıştır. Sadece Kasım ve Aralık aylarında trend bulunamayan 1242 numaralı istasyonda diğer aylarda azalan trendler söz konusudur. Ocak, Nisan, Temmuz ve Ağustos aylarında trend bulunamayan 1243 numaralı istasyonda diğer aylarda azalan trend bulunmuştur. Bu istasyonda tespit edilen eğim değerleri diğer istasyonlara oranla daha büyüktür.

Trend başlangıç yılları Mann-Kendall Meritebe Korelasyon testi kullanılarak belirlenmiş ve sonuçlar bütün istasyonlar için Tablo 3'de verilmiştir.

Tablo 3'deki sonuçlara göre trend başlangıç yılları 1970 ve 1998 yılları arasında değişim göstermekle birlikte 1980'li yıllar yoğunluktadır.

Her bir istasyon için hazırlanan Mart ayı Mann-Kendall Meritebe Korelasyon testi grafikleri de Şekil 2'de verilmiştir. Trendin başlangıç yılını belirlemek amaçlı yapılan test sonucu elde edilen grafikte pozitif değerlerden negatif değerlere doğru bir azalma eğilimi gösteren  $u(t)$  ve negatif değerlerden pozitif değerlere doğru artış gösteren  $u'(t)$  grafiklerinin kesiştiği yıl trend başlangıç yılı olarak belirlenmektedir. Artan trendin olduğu aylarda grafik azalan ayda görülenin tam tersi şekildedir. Trend tespit edilemeyen aylarda grafikler birbirlerine yakın salınımlar gösterip bir çok kez kesişirler veya çok farklı dağılımlar gösterip birbirlerini hiçbir noktada kesmezler. Mart ayı sonucunu gösteren grafikler incelendiğinde trend tespit edilen istasyonlarda, 1221 numaralı istasyon dışında, trend başlangıç yıllarının 1980'li yıllar olduğu görülmektedir. 1226 numaralı istasyona ait grafik incelendiğinde trend olduğu sonucuna varılabilecekken, trend tespit etmek amaçlı yapılan Mevsimsel Mann-Kendall ve Spearman'ın Rho testlerinde %95 önem seviyesinde trend tespit edilememiştir.

**Tablo 2.** Sakarya havzası Sen'in eğim metodu sonuçları.  
**Table 2.** The results of Sen's estimator test for Sakarya Basin.

İst. No	TREND EĞİMİ / AYLAR											
	Ekim	Kasım	Aralık	Ocak	Şubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran	Temmuz	Ağustos	Eylül
1203	-0.12	-0.13	-0.23	-0.30	-0.32	-0.54	-0.32	-0.26	-0.26	-0.12	-0.09	-0.10
1216	-	-0.02	-0.13	-0.12	-0.24	-0.56	-0.60	-0.24	-0.06	-0.02	-	-
1221	-2.07	-1.80	-2.52	-2.05	-2.70	-3.34	-	-2.89	-2.42	-1.40	-1.14	-1.77
1222	-	-	-0.40	-0.33	-0.40	-0.54	-	-	-	-	-	-
1223	-0.02	-0.02	-0.05	-0.08	-0.12	-0.30	-0.15	-0.06	-0.04	-	-	-0.01
1224	-0.06	-0.03	-0.08	-0.13	-0.17	-0.30	-0.19	-0.17	-0.11	-0.09	-0.08	-0.06
1226	0.17	0.18	-	-	-	-	-	-	-	0.12	0.13	0.16
1233	-	-	-	-	-	-0.75	-	-	-	-0.02	-	-0.02
1237	-	-	-	-	-	-0.19	-	-	-	-	-0.04	-0.04
1242	-0.37	-	-	-0.67	-0.91	-1.27	-0.97	-0.97	-0.81	-0.66	-0.61	-0.45
1243	-1.66	-1.41	-2.88	-	-3.53	-4.20	-	-3.18	-2.32	-	-	-1.53

**Tablo 3.** Trend başlangıç yılları.  
**Table 3.** The beginning of trends.

İstasyon No	AYLAR											
	Ekim	Kasım	Aralık	Ocak	Şubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran	Temmuz	Ağustos	Eylül
1203	1984	1986	1987	1988	1986	1982	1971	1981	1979	1982	1982	1982
1216		1990	1984	1985	1986	1983	1983	1988	1989	1989		
1221	1986	1985	1982	1983	1979	1972		1971	1983	1987	1986	1988
1222			1965	1998	1982	1981						
1223	1981	1987	1986	1984	1986	1982	1987	1987	1985			1972
1224	1984	1986	1985	1986	1986	1981	1973	1981	1973	1976	1977	1982
1226	1988	1990								1987	1982	1986
1233						1986				1983		1986
1237						1986					1979	1975
1242	1989			1985	1982	1982	1970	1972	1982	1982	1987	1987
1243	1990	1989	1985		1983	1985		1971	1983			1989

11 istasyonda her ay için Mevsimsel Mann-Kendall, Sen'in T ve Spearman'ın Rho testleri kullanılarak azalan ya da artan trendler hesaplandıktan sonra sonuçlar her bir ay için haritalar halinde verilmiştir (Şekil 3).

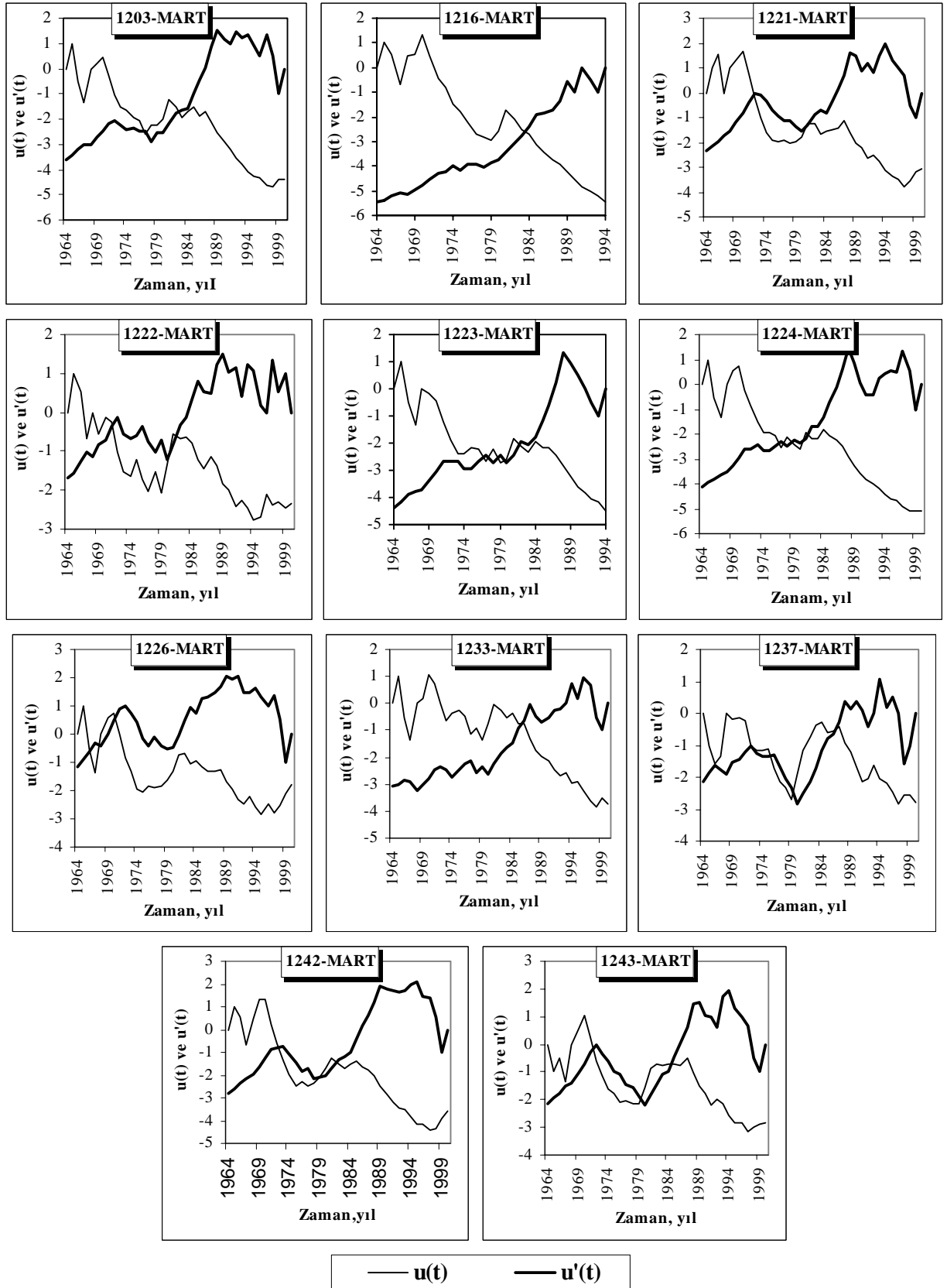
Haritalarda noktalar istasyonları, siyah renk artış eğilimini, gri renk azalma eğilimini, beyaz renk ise trend olmayan istasyonları göstermektedir.

Havzadaki global bir trend için homojenlik testinin sonuçları Tablo 4'de verilmiştir.  $\chi^2_{istasyon}$ ,  $\chi^2_{mevsim}$  ve  $\chi^2_{istasyon-mevsim}$  değerleri (k:istasyon ve m:ay (mevsim) sayısı), standart k-kare tablosunda (k-1), (m-1) ve (k-1).(m-1) serbestlik derecelerindeki kritik değerlerle

karşılaştırılmıştır. Tablo 4'e göre  $\chi^2_{istasyon}$ ,  $\chi^2_{mevsim}$  ve  $\chi^2_{istasyon-mevsim}$  değerlerinin her üçü de önemlidir (istasyon ve mevsimsel trendler heterojendir). Bu durumda  $\chi^2$  trend testi yapılmaz (Yu ve diğ., 1993) ve havza genelinde global bir trend olmadığı sonucuna varılmıştır. Bu durumda anlamlı trend testleri için her bir  $Z_{ij}$  istatistiği % 95 önem seviyesi için kritik değer olan 1.96 değeriyle karşılaştırılır. Sonuçlar Tablo 5'de verilmiştir.

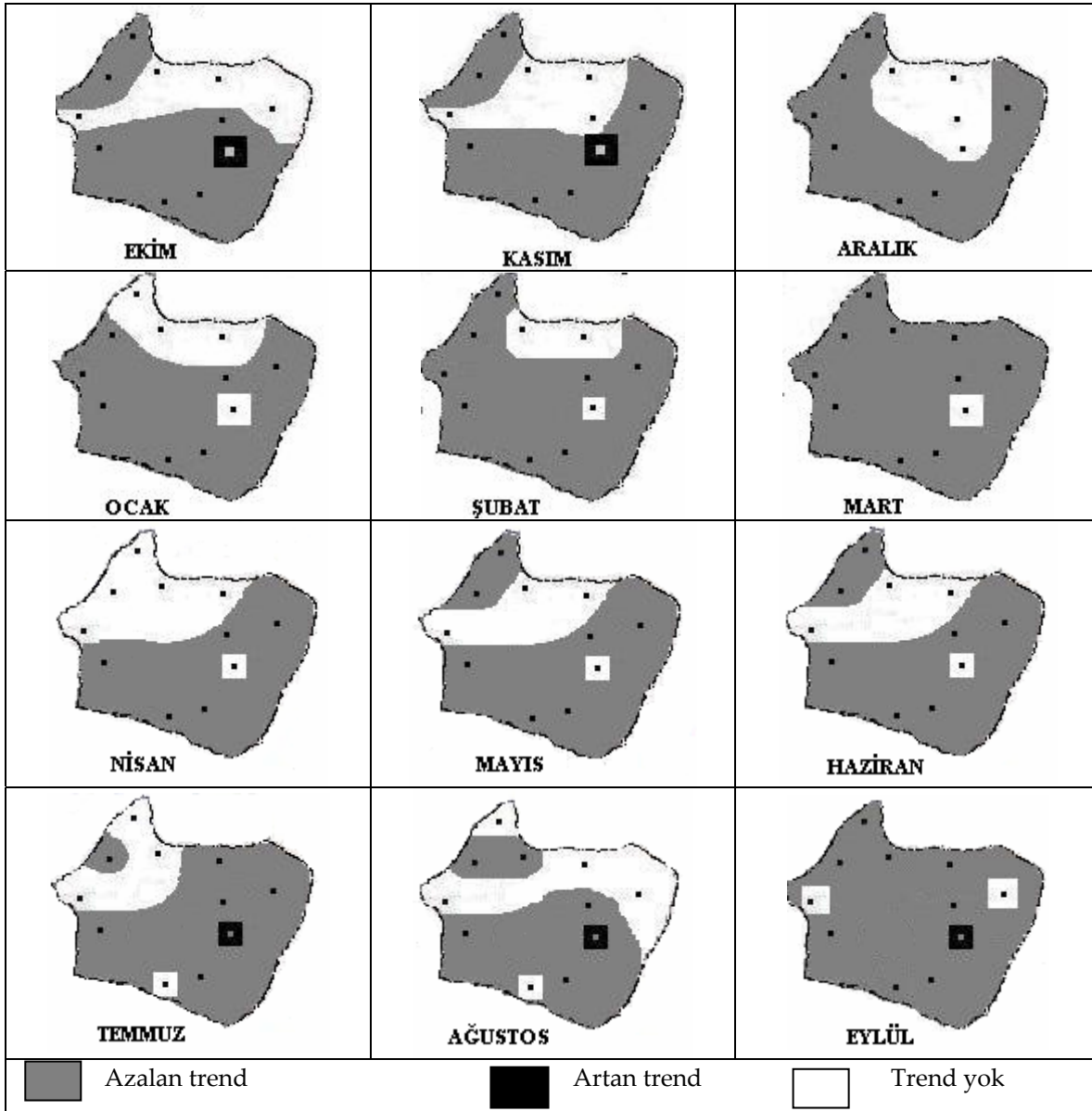
Koyu ve italik yazılan sonuçlar için aylık trendler önemli bulunurken diğerlerinde önemsiz olduğu sonucuna varılmıştır.





Şekil 2. Mart ayı için Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi grafikleri.

**Figure 2.** The graphics of Mann-Kendall Rank Correlation Test for March.



Şekil 3. Sakarya havzası üzerinde her bir ay için trend testi sonuçları.

Figure 3. The results of trend test for each month on Sakarya basin.

Tablo 4. Sakarya Havzası için homojenlik testinin sonuçları.

Table 4. The results of homogeneity test for Sakarya basin.

Van Belle ve Hughes testi		Serbestlik derecesi	$\chi^2_{kritik} \alpha=0.05$
$\chi^2_{mevsim}$	38.86	m-1=11	19.68
$\chi^2_{istasyon}$	374.56	k-1=10	18.31
$\chi^2_{istasyon-mevsim}$	138.16	(k-1).(m-1)=110	124.30
$\chi^2_{trend}$	636.04	1=1	3.84
Mevsimsel homojenlik		$\chi^2_{mevsim} > \chi^2_{kritik}$	
İstasyon homojenliği		$\chi^2_{istasyon} > \chi^2_{kritik}$	
Etkileşim		$\chi^2_{istasyon-mevsim} > \chi^2_{kritik}$	
Açıklama		$\chi^2_{trend}$ testi yapılmaz	
Global trend		$\chi^2_{trend} \dots \chi^2_{kritik}$	
TREND			

**Tablo 5.** Van Belle ve Hughes  $Z_{il}$  istatistik değerleri.  
**Table 5.** Statistical  $Z_{il}$  values of Van Belle and Hughes test.

İstasyon	Ay / $Z_{il}$											
	Ekim	Kasım	Aralık	Ocak	Şubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran	Temmuz	Ağustos	Eylül
1203	<b>-5.25</b>	<b>-4.87</b>	<b>-4.91</b>	<b>-4.16</b>	<b>-3.32</b>	<b>-4.38</b>	<b>-2.49</b>	<b>-3.18</b>	<b>-4.76</b>	<b>-5.07</b>	<b>-4.67</b>	<b>-4.81</b>
1216	-1.38	<b>-2.01</b>	<b>-3.59</b>	<b>-3.37</b>	<b>-4.19</b>	<b>-5.42</b>	<b>-3.81</b>	<b>-3.37</b>	<b>-2.90</b>	<b>-2.13</b>	-0.94	-1.89
1221	<b>-3.87</b>	<b>-3.36</b>	<b>-4.09</b>	<b>-2.34</b>	<b>-2.94</b>	<b>-3.07</b>	-1.19	<b>-2.60</b>	<b>-3.18</b>	<b>-2.18</b>	<b>-2.50</b>	<b>-3.24</b>
1222	-1.77	-0.33	<b>-2.11</b>	-1.97	<b>-2.05</b>	<b>-2.30</b>	-0.25	-1.15	-1.35	-1.03	-0.41	-1.54
1223	<b>-4.24</b>	<b>-3.95</b>	<b>-4.50</b>	<b>-3.33</b>	<b>-3.41</b>	<b>-4.42</b>	<b>-3.39</b>	<b>-2.90</b>	<b>-3.41</b>	-0.86	-0.41	<b>-2.66</b>
1224	<b>-3.42</b>	<b>-2.62</b>	<b>-4.17</b>	<b>-4.02</b>	<b>-4.09</b>	<b>-4.98</b>	<b>-3.26</b>	<b>-4.53</b>	<b>-3.98</b>	<b>-4.52</b>	<b>-4.79</b>	<b>-3.53</b>
1226	<b>4.80</b>	<b>4.42</b>	1.43	1.11	-0.56	-1.77	-0.43	0.33	1.40	<b>3.90</b>	<b>5.33</b>	<b>6.02</b>
1233	-0.87	0.75	-1.28	-0.90	-1.37	<b>-3.71</b>	-0.37	-0.60	-1.10	<b>-2.05</b>	-1.22	<b>-2.35</b>
1237	-1.00	-0.38	-1.36	-0.88	-1.54	<b>-2.73</b>	0.18	-0.59	-1.32	-1.57	<b>-2.71</b>	<b>-3.21</b>
1242	<b>-2.29</b>	-1.94	-1.80	<b>-2.35</b>	<b>-2.35</b>	<b>-3.54</b>	-1.88	<b>-2.79</b>	<b>-3.28</b>	<b>-4.73</b>	<b>-4.08</b>	<b>-3.02</b>
1243	<b>-2.54</b>	<b>-2.12</b>	<b>-3.32</b>	-1.84	<b>-2.42</b>	<b>-2.83</b>	-1.33	<b>-2.37</b>	<b>-2.37</b>	-1.20	-1.45	<b>-2.59</b>

## DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, Sakarya Havzasında bulunan 11 adet istasyona ait aylık ortalama akım verilerinin Sen'in T, Spearman'ın Rho ve Mevsimsel Mann-Kendall testleri yapılmak suretiyle trendleri belirlenmiştir. Trendlerin eğimleri, Sen'in Trend Eğim Metodu, homojenlikler Van Belle ve Hughes, trend başlangıç yılları ise Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testleri kullanılarak hesaplanmıştır. Yapılan çalışmalardan aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır. 1216 ve 1226 numaralı istasyonlar dışındaki diğer bütün istasyonların maksimum negatif eğimleri Mart ayında tespit edilmiştir.

Mart ayı 10 istasyonla en fazla trend tespit edilen ay olmuştur ve trendlerin hepsi azalan yöndedir. Aynı zamanda Mart ayı maksimum eğimin de en fazla gözlendiği ay olmuştur. 5 istasyonla Nisan ayı en az trend tespit edilen aydır. 1980'li yıllar trend başlangıç yılı olarak en fazla gözlenen yıllar olmuştur.

Çalışmada sadece 1226 numaralı istasyonun beş ayında artan trend belirlenmiştir. Trend tespit edilen diğer istasyonlarda ve aylarda eğim negatif değerlidir. Bu sonuçlar havzada gelecekte su sıkıntısı yaşanabileceğinin bir işaretidir. Bu nedenle su kaynaklarının sınırsız olmadığı gerçeği unutulmamalı ve gerekli tedbirler alınmalıdır.

## KAYNAKLAR

- Akyürek, M., Önöz, B., Bayazıt, M., Cıgızoğlu, K., 2004, Türkiye Yıllık Ortalama Akımlarının Trend Analizi; IV Ulusal Hidroloji Kongresi, 21-25 Haziran 2004, İstanbul.
- Angı, M., Özkaya M., 2004, Türkiye'de Yüzeysel Akımlar ve Trendleri; IV Ulusal Hidroloji Kongresi, 21-25 Haziran 2004, İstanbul.
- Bayazıt, M., Cıgızoğlu, K., Önöz, B., 2002, Türkiye Akarsularında Trend Analizi; Türkiye Mühendislik Haberleri, Sayı: 420-421 / 4-5-6.
- Douglas, E.M., Vogel, R.M., Kroll, C.N., 2000, Trends in Floods and Low Flows in the United States; Impact of Spatial Correlation; J. Hydrol., 240, 90-105.
- Cıgızoğlu, H.K., Bayazıt, M., Önöz, B., Yıldız, M., Malkoç, Y., 2004, Türkiye Nehirleri Taşkın, Ortalama ve Düşük Akımlarındaki Trendler; IV Ulusal Hidroloji Kongresi, 21-25 Haziran 2004, İstanbul.
- EİE, 2000, Su Akımları Aylık Ortalamaları; Ankara.
- İçağa, Y., 1994, Analysis of Trends in Water Quality Using Nonparametric Methods; Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi, 143, İzmir.

- İçağa, Y., Harmancıoğlu, N., 1995, Yeşilırmak Havzasında Su Kalitesi Eğilimlerinin Belirlenmesi; Türkiye İnşaat Mühendisliği XIII. Teknik Kongresi, 20-22 Aralık, Ankara, Türkiye, 482-497.
- Kalaycı, S., Kahya, E., 1998, Susurluk Havzası Nehirlerinde Su Kalitesi Trendlerinin Belirlenmesi; Turkish J. Eng. Env. Sci., 22, 503-514.
- Kalaycı, S., 2003, Türkiye'deki Nehir Debisi Verilerinin Değişkenlik Analizi; Doktora Tezi, Selçuk Üniversitesi, 124.
- Lettenmaier, D.P., 1976, Detection of Trends in Water Quality Data from Records with Dependent Observations; Water Resour. Res., 12 (5), 1037-1046.
- Moraes, J.M., Pellegrino, G.Q., Ballester, M.V., Martinelli, L.A., Victoria, R.L., Krusche, A.V., 1998, Trends in Hydrological Parameters of A Southern Brazilian Watershed and Its Relation to Human Induced Changes; Water Resour. Manag., 12(4), 295-311.
- Sen, P.K., 1968, Estimates of the Regression Coefficient Basend on Kendall's Tao; J. Am. Stat. Assoc., 63, 1379-1389.
- Sneyers, R., 1990, On the Statistical Analysis of Series of Observations; World Meteorological Organization (WMO), Technical Note: No.415, Geneva.
- Van Belle, G., Hughes, J.P., 1984, Nonparametric Tests for Trend in Water Quality; Water Resour. Res., 20 (1), 127-136.
- Yu, Y.S., Zou, S., Whittemore, D., 1993, Non-parametric Trend Analysis of Water Quality Data of Rivers in Kansas; J. Hydrol., 150, 61-80.