

PAPER DETAILS

TITLE: PARAMETRIK OLMAYAN TESTLER KULLANILARAK SAKARYA HAVZASI YAGISLARININ
TREND ANALIZI

AUTHORS: Meral BÜYÜKYILDIZ, Ali BERKTAY

PAGES: 23-38

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/216063>

PARAMETRİK OLMAYAN TESTLER KULLANILARAK SAKARYA HAVZASI YAĞIŞLARININ TREND ANALİZİ

Meral BÜYÜKYILDIZ¹, Ali BERKTAY²

¹S.Ü. Mühendislik Mimarlık Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Konya

²S.Ü. Mühendislik Mimarlık Fakültesi, Çevre Mühendisliği Bölümü, Konya

Makalenin Geliş Tarihi: 27.09.2004

ÖZET: Bu çalışmada Türkiye'nin önemli büyük havzalarından olan Sakarya Havzası'na ait aylık toplam yağışlardaki değişimi belirlemek amacıyla trend analizi yapılmıştır. Bu amaçla havzada bulunan 25 adet yağış gözlem istasyonuna ait 1960-2000 periyodundaki aylık toplam yağış verilerine parametrik olmayan Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall ve Mevsimsel Mann-Kendall trend testleri uygulanmıştır. Trend analizleri iki bölümden oluşmaktadır. İlk aşamada aylık toplam yağışlar yıllık bazda değerlendirilmiş, ikinci aşamada ise her istasyona ait yağış serilerinin her bir aylık değişimi incelenmiştir. Trendlerin homojenliği de yine parametrik olmayan Van Belle ve Hughes Homojenlik testi ile test edilmiştir. Trendlerin lineer eğimleri (birim zamandaki değişim) Sen tarafından geliştirilen Sen'in Trend Eğim Metodu kullanılarak hesaplanmıştır. Her bir ay için trend başlangıç yılları ise parametrik olmayan Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi ile belirlenmiştir. Sonuç olarak incelenen istasyonların yarısında 0.05 anlamlılık seviyesinde azalan trendler bulunmuştur. 0.05 anlamlılık seviyesine göre toplam 300 ay içerisinde trend tespit edilen aylar dikkate alındığında toplam 44 ayda trend tespit edilmiştir. Bu trendlerin yaklaşık %20'si artan, %80'i ise azalan yöndedir. Artan yönde trendler 6 istasyonla Ekim ve 3 istasyonla Ağustos ayında bulunmuştur. Geriye kalan 35 aydaki trendler ise azalan yöndedir.

Anahtar Kelimeler: Trend, Mann-Kendall, Sen'in T, iklim değişimi

Trend Analysis of Rainfall in Sakarya Basin Using Non-Parametric Tests

ABSTRACT: In this study, some trend analyses were made to determine the variations of monthly rainfall data belonging to Sakarya Basin which is one of the big and important basin in Turkey. Data records of monthly rainfall from 1960 to 2000 of 25 stations in Sakarya Basin were analyzed using four different non-parametric methods namely Sen's T, Spearman's Rho, Mann-Kendall and Seasonal Mann-Kendall to demonstrate the existence of any possible trends. Trend analyses were also divided into two phases. In the first phase, the monthly rainfall data was evaluated annually. In the second phase, variation of rainfall series belonged to 25 stations was evaluated for each month. Homogeneity of trends in monthly rainfall was also tested by using a procedure developed by Van Belle and Hughes. The linear slopes (change per unit time) of trends were calculated by using a trend slope method suggested by Sen. The starting points of trends for each month were defined by using the Mann-Kendall Rank Correlation test. Consequently, downward trends at the 0.05 significance were found at half of the investigated stations. Trends were found at total 44 months with in the months in which some trend exist at the 0.05 significance level in total 300 month. 20% of them trends is upward whereas 80% downward. The upward trends were found in October period at 6 stations and August period at 3 stations. Trends of remaining 35 months were downward.

Key Words: Trend, Mann-Kendall, Sen's T, climate change

GİRİŞ

İklim değişikliği atmosfer gazlarının tek başına veya karşılıklı tesirleri sonucunda meydana gelmektedir. Nüfus artışlarının belirli alanlarda yoğunlaşması iklimsel değişimin sözü edilen yörelerde daha fazla olmasına neden olmaktadır. 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. Ülkemizdeki su kaynakları ve bunlara bağlı insan aktiviteleri, yeterli ve düzenli suyun sağlanması hususundaki zorluklar sebebiyle risk altındadır. Bu zorlukların en önemli sebebi, yıldan yıla büyük oranda değişen yağış miktarlarıdır. 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. Trend üzerine yapılacak çalışmaların sonuçları ileride kurulabilecek iklim değişikliği modelleri açısından ışık tutacak nitelik taşır (Cıgızoğlu ve diğ., 2004).

İnsan etkinlikleri sonucunda gezegenimizdeki iklim değişimlerini tahmin etmek ve yeni modeller geliştirmek amacıyla bu konuyla ilgili küresel ve bölgesel ölçekte bir çok araştırmalar yapılmıştır.

İçağa ve Harmancıoğlu (1995), monotonik eğilimin araştırılması için Yeşilırmak Havzası'ndaki 10 istasyonun 1979-84 yılları arasındaki su kalitesi verilerine Spearman Rho, orijinal ve mevsimsel Kendall testlerini kullanmışlardır. Sonuç olarak Yeşilırmak'ta genel olarak kirlilik göstergesi olan değişkenlerde azda olsa artış eğilimi tespit edilmiştir. Ancak bu artışlar, akarsuyun halihazır durumunu değil, sadece 1982-1984 dönemini temsil etmektedir.

Türkeş (1996a), Türkiye'deki 91 istasyonun 1930-1993 periyodundaki aylık toplam yağış toplamalarını kullandığı çalışmada Mann-Kendall testine göre alan ortalamalı yağış

serilerinin çoğunda negatif test istatistiği bulunmuş ve %90 anlamlılık seviyesinde Karadeniz ve Akdeniz bölgelerindeki yağış anomalilerinde azalan trendler tespit etmiştir. Bu çalışmada ayrıca, önemli azalan trendlerin çoğunun son 20-25 yıl boyunca meydana gelen ani azalmaların bir sonucu olarak ortaya çıktığı da belirtilmiştir.

Kadioğlu (1997), Türkiye'deki 18 istasyonun sıcaklık verilerine Mann-Kendall trend testini uyguladığı çalışmada, yıllık ortalama sıcaklıklarda 1939-1989 periyodunda bir ısınma, 1955-1989 yılları arasında ise soğuma trendi belirlemiştir. Ancak tespit edilen bu trendler istatistiksel açıdan önemsizdir. Sonbahar hariç mevsimlik ortalama minimum sıcaklıklar ve yıllık ortalama minimum sıcaklıklarda ise 1938-1989 yılları arasında artış trendi tespit edilmiştir. Yıllık ortalama maksimum sıcaklıklarda ve mevsimlik ortalama maksimum sıcaklıklarda ise istatistiksel açıdan önemli bir trend tespit edilememiştir.

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 τ (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 bakımından 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 bulundukları 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.

Kalaycı ve diğ. (2004), Susurluk Havzası'ndaki 7 istasyona ait yıllık ortalama, mevsimlik ortalama, yıllık minimum, yıllık maksimum ve her bir aylık akım verilerini parametrik olmayan üç farklı testi kullanarak analiz etmişlerdir. Sonuç olarak 321 numaralı istasyonun minimum akımlarında ve Ağustos ayına ait akımlarda, 324 numaralı istasyonun ise yıllık minimum, yaz mevsimi, Temmuz, Ağustos ve Eylül ayı akımlarında artış trendleri belirlemişlerdir. İncelenen diğer istasyonlara ait akımlarda ise azalan yönde trendler belirlenmiştir.

Zhang ve diğ. (2001), Kanada'daki 243 istasyona ait 11 hidroklomatik değişkene Mann-Kendall testini uygulamışlar ve 30, 40 ve 50 yıllık periyotlar için yıllık ortalama akımların genellikle ülkenin güneyinde ve aylık ortalama akımların özellikle Ağustos ve Eylül aylarında azaldığını, Mart ve Nisan aylarında ise 0.05 anlamlılık seviyesine göre anlamlı artış trendlerinin olduğunu göstermişlerdir. Bu çalışmada ayrıca, kayıt uzunluğu olarak 30 yılın oldukça uygun olduğu ve yıllık ortalama akımdaki azalmanın ortalama sıcaklıktaki artıştan ve yağıştaki azalmadan kaynaklandığı da belirtilmektedir.

Burn ve Elnur (2002), Kanada'daki 248 istasyonun 18 değişkenine Mann-Kendall testini uygulamışlar ve 1940-1997, 1950-1997, 1960-1997 ve 1970-1997 periyotlarında belirlenen trendler için anlamlılık seviyesini %90 almışlardır. Kalaycı ve diğ. (2002), Akşehir ve Beyşehir göl seviyelerinin 2000 yılına kadar olan değişimlerini incelemişlerdir. Bu amaçla her iki göl üzerindeki toplam 3 istasyonun 192, 468 ve

408 aylık göl seviyesi kayıtları kullanılmış ve %95 anlamlılık seviyesinde azalan trendler belirlenmiştir.

Ventura ve diğ. (2002), Bologna'da (İtalya), 1952-1999 yılları arasındaki günlük hava sıcaklığı, yıllık ortalama sıcaklık, yıllık toplam yağış ve haftalık yer altı su derinliğini içeren tarihi verilerin trendini incelemiştir. Bu çalışmada trendin tespiti için Mann-Kendall testi kullanılmıştır. Analizler sonucunda yıllık ortalama sıcaklıklarda yaklaşık 0.7 °C'lık bir artış trendi bulunmuştur. Günlük sıcaklıklarda ise bir azalma trendi belirlenmiştir. Yıllık toplam yağışta trend bulunamazken yağışlı günlerin sayısında azalma, yer altı su seviyesinde ise 40 cm civarında bir azalma tespit edilmiştir.

Yue ve diğ. (2002), Ontario'daki (Kanada) 20 havzanın yıllık maksimum günlük akım verilerinin trendlerini Spearman'ın Rho ve Mann-Kendall testi ile incelemiş ve sonuçta akımlarda bir azalma trendi belirlemişlerdir.

DATA

Bu çalışmada, Türkiye'nin önemli büyük havzalarından biri olan ve büyük ölçüde kentleşme ve sanayileşmenin olduğu Sakarya Havzası'nda DMİ tarafından işletilen 85 yağış gözlem istasyonundan istatistiksel açıdan yeterli gözlem periyoduna sahip 25 adet yağış gözlem istasyonuna ait aylık toplam yağış verileri kullanılmıştır. Bu istasyonların bazı özellikleri Tablo 1'de verilmiştir. Sakarya Havzasının Türkiye coğrafyasındaki konumu ile havzada bulunan ve bu çalışmada verileri kullanılan istasyonlar Şekil 1'de gösterilmiştir. 25 istasyona ait aylık toplam yağış verileri kullanılarak, yağışların hem yıllık hem de her bir aylık değişkenlikleri incelenmiştir.

METODOLOJİ

Son yıllarda iklim değişikliğine etki eden parametrelerin analizinde, gözlemlerin kısa süreli, kesikli, düzensiz ve çarpık olması gibi olumsuz etkileri ortadan kaldırmak için parametrik olmayan testler tercih edilmektedir. Parametrik olmayan testler, rastgele değişkenin dağılımından bağımsız olan yaklaşımlardır. Bu testler gözlemlerin sıralarını (rank) esas

almaktadır (Akyürek ve diğ., 2004). Bu nedenle Sakarya Havzası'na ait aylık toplam yağışlarda herhangi bir trend varlığı ve yönünün belirlenmesi için parametrik testlere oranla daha uygun ve güvenilir sonuçlar veren parametrik olmayan yöntemler kullanılmıştır. Bunlar; Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall ve Mevsimsel Mann-Kendall testleridir. Trendlerin lineer eğimleri (birim zamandaki değişimler) ise parametrik olmayan Sen'in Trend Eğim Metodu ile hesaplanmıştır. Her bir aya ait trendlerin başlangıç yılları da yine parametrik olmayan Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi kullanılarak belirlenmiştir. Havzada global bir trendin olup olmadığı ise Van Belle ve Hughes Homojenlik testi ile belirlenmiştir.

Sen'in T Testi

Dağılımdan bağımsız olup mevsimsel olaylardan etkilenmeyen bir yapıya sahip olan

bu test aşağıda verilen prosedür ile hesaplanmaktadır (Van Belle ve Hughes, 1984). X_{ij} gözlem istasyonunda ölçülen değişken değeri olup i yılları ($i=1,...,n$) ve j ayları ($j=1,...,12$) temsil etmektedir. **a)** j . ay ve i . yıl için X_{ij} ve $X_{i.}$ ortalama değerleri bulunur. **b)** Mevsimsel etkileri ortadan kaldırmak için n yıllık verilerin her bir ayından o ayın ortalaması çıkarılarak ($X_{ij}-X_{i.}$) fark değerleri elde edilir. **c)** 1'den $12 \times n$ 'e kadar tüm farkların sırası $R_{ij} = \text{Rank}(X_{ij} - X_{i.})$ ifadesi ile hesaplanır. Verilerde aynı değere sahip farklar (*bağ durumu*) varsa, bunların gerçekte alması gereken sıra değerlerinin ortalaması dikkate alınır. **d)** Rankların ortalaması her bir ay için

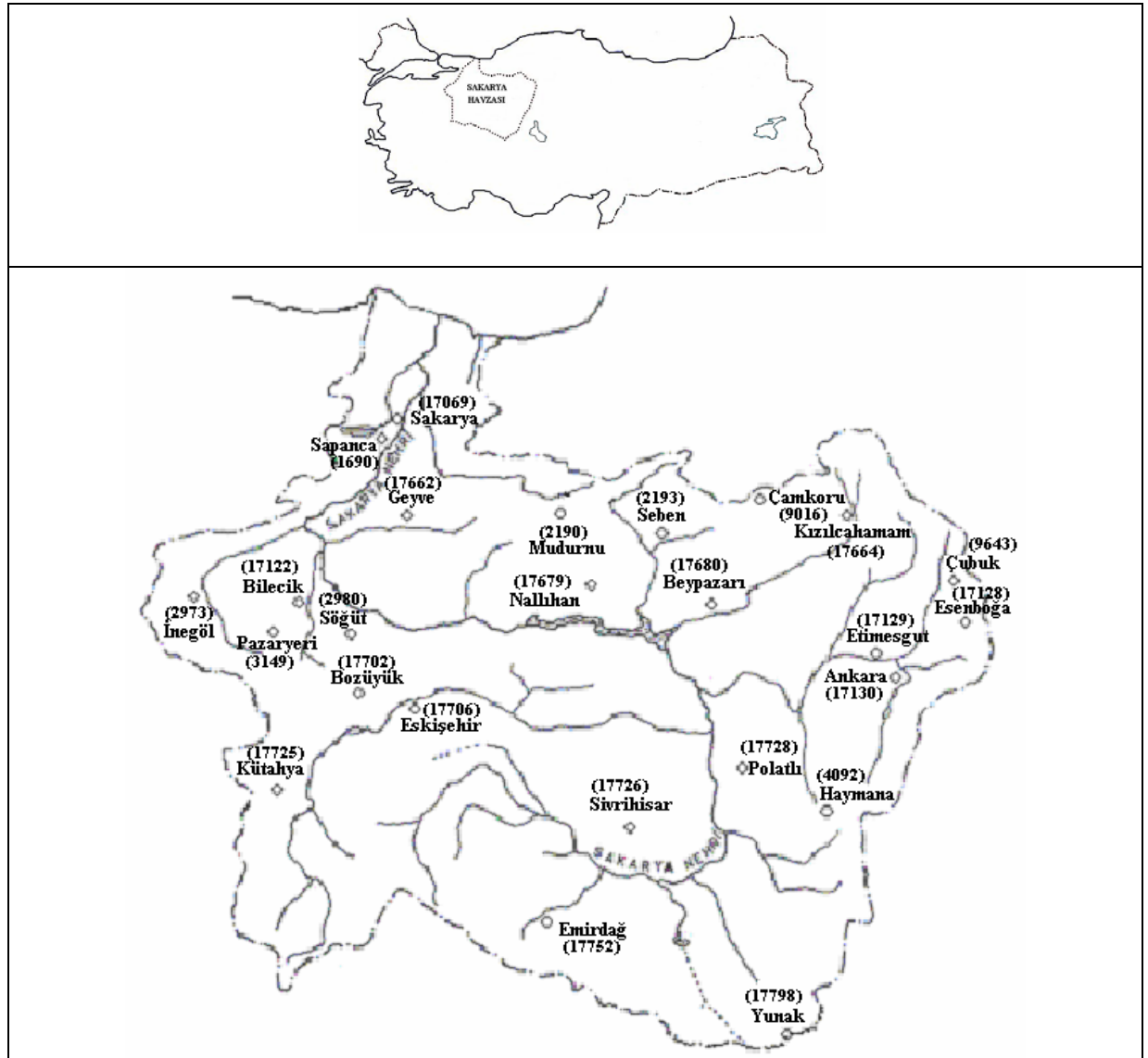
$$R_{.j} = \frac{\sum_i R_{ij}}{n}, \text{ her bir yıl için ise } R_{i.} = \frac{\sum_j R_{ij}}{12}$$

eşitliği ile bulunur. **e)** Sonuç olarak Sen'in T testi istatistiği aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

Tablo 1. Sakarya havzasındaki istasyonlara ait bazı bilgiler.

Table 1. Some information of stations in Sakarya Basin.

İstasyon Adı	İstasyon No	Yıllık Bazda		Boylam	Enlem	Rakım	Veri Periyodu
		Aylık Ortalama	Yağış (mm)				
Sakarya	17069	70.03	30° 25'	40° 47'	30	1960-2000	
Kızılcacahamam	17664	48.66	32° 39'	40° 28'	1033	1960-2000	
Eskişehir	17706	31.72	30° 31'	39° 49'	801	1960-2000	
Kütahya	17725	47.43	29°58'	39° 25'	969	1960-2000	
Sivrihisar	17726	34.31	31°32'	39° 27'	1070	1960-2000	
Polatlı	17728	30.20	32°09'	39° 35'	886	1960-2000	
Yunak	17798	37.57	31°44'	38° 49'	1000	1960-2000	
Bilecik	17122	37.64	29°58'	40° 09'	539	1960-2000	
Esenboğa	17128	34.56	33°	40° 08'	952	1960-2000	
Etimesgut	17129	29.26	32°40'	39° 57'	808	1960-2000	
Ankara	17130	34.27	32°53'	39° 57'	891	1960-2000	
Geyve	17662	54.90	30°25'	40° 47'	100	1960-2000	
Beypazarı	17680	33.48	31°56'	40° 10'	682	1960-2000	
Bozüyük	17702	41.31	30°02'	39° 55'	754	1960-2000	
Emirdağ	17752	35.33	31°09'	39° 01'	700	1960-2000	
Nallıhan	17679	28.15	31°21'	40° 11'	650	1960-2000	
İnegöl	2973	48.36	29°31'	40° 05'	335	1960-2000	
Seben	2193	36.24	31°35'	40° 25'	700	1960-2000	
Pazaryeri	3149	41.41	29°54'	40° 00'	825	1960-1998	
Çamkoru	9016	47.73	32°29'	40° 28'	1350	1960-1997	
Sapanca	1690	70.69	30°13'	40° 43'	30	1960-1997	
Mudurnu	2190	42.73	31°13'	40° 28'	849	1960-1997	
Söğüt	2980	49.42	30°11'	40° 01'	725	1960-1995	
Çubuk	9643	37.39	33°02'	40° 14'	940	1960-1993	
Haymana	4092	29.40	32°30'	39° 26'	1225	1960-1991	



Şekil 1. Sakarya havzasının Türkiye üzerindeki yeri ve istasyonlar.

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

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

Yukarıda mevsimsel zaman periyotlarını gösteren m ; aylık veriler için 12'ye, mevsimlik veriler için 4'e, yıllık ve mevsimlik ortalama veriler için ise 1'e eşittir. α anlamlılık seviyesinde $|T| > z_{\alpha}$ (standart normal değişken) durumunda trendin yokluğu üzerine kurulan H_0 hipotezi reddedilir ve belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

Spearman'ın Rho Testi

Lineer trend varlığının araştırılmasında hızlı ve basit bir test olup sıra istatistiklerine dayanan bu test iki gözlem serisi arasında anlamlı bir korelasyon olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılır. Sıra istatistiği $R(x_i)$ gözlemlerin küçükten büyüğe ya da büyükten küçüğe doğru

sıralanması ile belirlenir ve Spearman'ın Rho testi değeri (r_s) (2) ifadesi ile hesaplanır.

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

$R(x_i)$ i. gözlemin sıra numarasını, i verilerin gözlem sırasını ve n toplam gözlem sayısını ifade eder. r_s 'in test istatistiği z değeri (3) eşitliğiyle hesaplanır.

$$z = r_s \sqrt{n-1} \quad (3)$$

Eğer $|z|$ değeri, seçilen α anlamlılık seviyesinde standart normal dağılım tablosundan tespit edilen z_α değerinden büyük ise ($|z| > z_\alpha$) gözlem değerlerinin zamanla değişmediği üzerine kurulan H_0 hipotezi reddedilir ve belirli bir trend olduğu sonucuna varılır.

Mann-Kendall Testi

Kendall'in tau istatistiği olarak da bilinen bu test hidro-meteorolojik zaman serilerinin trendlerinin belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan bir metottur (Zhang ve diğ., 2001; Yue ve diğ., 2002). Sen'in T testinde olduğu gibi mevsimselliğin ortadan kaldırıldığı data'lara uygulanan Mann-Kendall testinin istatistiği S aşağıdaki (4) ifadesiyle hesaplanır. Bu eşitlikteki ($x_j - x_k$) değerinin işareti ise (5) ifadesinden bulunur.

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

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

Asimptotik olarak, normal bir dağılıma sahip ve ortalaması sıfır olan test istatistiği S'in varyansı

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

eşitliği ile hesaplanır. Eğer zaman serisinde benzer değerler (bağ durumu) varsa varyans hesabı;

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

şeklinde hesaplanır. Varyansı belirlenen Mann-Kendall testinin önemli olup olmadığı standart normal değişken z'nin aşağıdaki eşitlikle

hesaplanıp kritik z değeriyle karşılaştırılmasıyla belirlenir.

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

Eğer seçilen α anlamlılık seviyesinde $|z| \leq z_\alpha$ ise H_0 hipotezi kabul edilir, aksi halde reddedilir. Hesaplanan S değeri pozitif ise artan, negatif ise azalan bir trendin varlığı söz konusudur. Bu metod eksik verilerin varlığına müsaade ettiği ve verilerin belirli bir dağılıma uyma zorunluluğunu aramadığı için kullanışlıdır (Yu ve diğ., 1993).

Mevsimsel Mann-Kendall Testi

Bu test, zaman serisinde normallik şartına bakılmaksızın mevsimsel değişkenli zaman serileri için kullanılabilir (Hirsch ve diğ., 1982; Yu ve diğ., 1993). Mevsimsel Mann Kendall testi hesaplanmadan önce Mann Kendall testindeki gibi her bir ay için ayrı ayrı test istatistiği (S) ve varyans [$\text{Var}(S_i)$] değerleri bulunarak Mevsimsel Kendall test istatistiği aşağıdaki eşitliklerden hesaplanır.

$$S' = \sum_{i=1}^{12} S_i \quad (9)$$

$$\text{Var}(S') = \sum_{i=1}^{12} \text{Var}(S_i) + \sum_{i=1}^{12} \sum_{j=1}^{12} \text{Cov}(S_i, S_j) \quad (10)$$

S_i ve S_j değerleri $S_i = f(X_i)$ ve $S_j = f(X_j)$ olmak üzere bağımsız rastgele değişkenlerin fonksiyonlarıdır. Tüm X_i ve X_j değerleri birbirinden bağımsız i ve j aylık veriler olduğundan, (10) eşitliğindeki kovaryans terimi ihmal edilir (Yu ve diğ., 1993). Böylece,

$$\text{Var}(S') = \sum_{i=1}^{12} \text{Var}(S_i) \quad (11)$$

olur. Yani;

$$\text{Var}(S') = \frac{\sum_i [n(n-1)(2n+5) - \sum_{t_i} t_i(t_i-1)(2t_i+5)]}{18} \quad (12)$$

test istatistiğinin önemli olup olmadığına karar vermek için, standart normal değişken (z)'nin değeri (8) ifadesinde S yerine S' kullanılarak hesaplanıp kritik z değeriyle karşılaştırılması ile belirlenir.

$$z = \begin{cases} \frac{S'-1}{\sqrt{\text{Var}(S')}} & \text{eğer } S' > 0 \\ 0 & \text{eğer } S' = 0 \\ \frac{S'+1}{\sqrt{\text{Var}(S')}} & \text{eğer } S' < 0 \end{cases} \quad (13)$$

Eğer α anlamlılık seviyesinde $|z| \leq z_{\alpha}$ 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

Eğer zaman serisinde lineer bir trend mevcut ise gerçek eğim (birim zamandaki değişim) parametrik olmayan bir metot kullanılarak belirlenebilir. Bu metot veri hatalarından veya ekstrem değerlerden etkilenmeyen ve eksik değerlerin bulunduğu kayıtlara uygulanabilmektedir (Yu ve diğ., 1993). 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.

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{(j - k)} \quad (14)$$

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. N adet Q_i değerinin medyanı alınarak ilgili gözlemin birim zamandaki değişimi N sayısının tek olması durumunda (15), çift olması durumunda ise (16) eşitlikleri ile belirlenir.

$$Q = Q_{(N+1)/2} \quad (15)$$

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

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 diğ., 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.

$$\chi^2_{\text{homojen}} = \chi^2_{\text{toplaml}} - \chi^2_{\text{trend}} = \sum_{i=1}^m (Z_i)^2 - m(\bar{Z})^2 \quad (17)$$

Bu eşitlikteki Z_i değeri

$$Z_i = \frac{S_i}{\sqrt{\text{Var}(S_i)}} \text{ ifadesi ile, } \bar{Z} \text{ değeri ise}$$

$$\bar{Z} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Z_i \text{ ifadesi ile bulunur. Bu testin}$$

prosedürü Van Belle ve Hughes (1984) ve Yu ve diğ. (1993)' de ayrıntılı olarak verilmiştir. Bu nedenle bu testin prosedürü burada kısaca özetlenmiştir.

α anlamlılık seviyesi ve $(m-1)$ serbestlik derecesinde $\chi^2_{\text{homojen}} > \chi^2_{\text{kritik}}$ ise aylık trendlerin homojen olduğunu varsayan H_0 hipotezi reddedilir. Bu durumda Mevsimsel Mann-Kendall testi yerine, Mann-Kendall testinin her bir ay için ayrı ayrı kullanılması uygundur.

$\chi^2_{\text{homojen}} < \chi^2_{\text{kritik}}$ ise χ^2_{trend} için hesaplanan değer için tüm aylardaki genel bir trendin test edilmesi amacıyla serbestlik derecesi "1" olan χ^2 dağılımı ele alınır. Aynı prosedür, mevsimsellik söz konusu olduğu zaman farklı istasyonlardaki trend yönünün homojenliğini test etmek için de kullanılır. Bunun için formülleri burada verilmeyen Ki-kare istatistikleri, Van Belle ve Hughes (1984) tarafından verilen ifadelerle bulunur. Hesaplanan χ^2_{istasyon} , χ^2_{mevsim} ve $\chi^2_{\text{istasyon-mevsim}}$ değerleri, standart Ki-kare tablosundan sırayla $(k-1)$, $(m-1)$ ve $(k-1) \times (m-1)$ serbestlik derecesi ve α anlamlılık seviyesindeki kritik değerlerle karşılaştırılarak homojenlik hipotezinin kabulü veya reddine karar verilebilir. Eğer bu üç teste göre de trendler homojen çıkmışsa χ^2_{trend} değeri, global trendin test edilmesi amacıyla serbestlik derecesi "1" olan χ^2 dağılımında ele alınır.

Mann-Kendall Mertebe Korelasyon İstatistiği

Bütün korelasyon yöntemlerinde olduğu gibi Mann-Kendall Mertebe Korelasyonu da iki

değişken arasındaki ilişkiyi bulmak için yapılan dağılımdan bağımsız bir yöntemdir. Test istatistiğinin ($u(t)$) pozitif değerleri zamanla bir artış eğiliminin olduğunu, negatif değerler ($u(t)<0$) zamanla bir azalma eğiliminin olduğunu gösterir. $u(t)$ nin anlamlılık seviyesine karşılık gelen kritik değerlere ulaşması trendin güvenilirlik düzeyinin anlamlı olduğunu gösterir. Grafiksel olarak, $u(t)$ ve geriye doğru test istatistiği olarak hesaplanan $u'(t)$, değişimin başladığı yerde birbirine yaklaşıp ve sonra birbirlerinden uzaklaşarak trendin başladığı yer ile önemliliklerini gösterirler. Eğer seri içerisinde herhangi bir trend yok ise $u(t)$ ve $u'(t)$ birbirlerine birçok defa yaklaşarak yakın salınım yaparlar. Bu testte veriler baştan sona doğru numaralandırılarak (i) gerçek veri yerine verinin seri içerisindeki mertebesi (m_i) kullanılır. Her bir " m_i ", önceki mertebelerden küçük olanlar sayılarak " n_i " gibi bir sayı ile tanımlanır. " n_i "lerin toplamı ile test istatistiği olan " t ";

$$t = \sum_{i=1}^n n_i \text{ eşitliği ile bulunur. Bunun ortalaması;}$$

$$E(t) = i(i-1)/4 \quad (18)$$

varyansı;

$$\text{Var}(t) = i(i-1)(2i+5)/72 \quad (19)$$

eşitlikleri ile hesaplanır. Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Test istatistiği $u(t)$ ise;

$$u(t) = [t - E(t)] / \sqrt{\text{Var}(t)} \quad (20)$$

olarak bulunur. Geriye doğru Mann-Kendall Test istatistiği $u'(t)$ de benzer şekilde hesaplanır. Bu kez veriler sondan başa doğru (i) numaralandırılır. Gerçek veri yerine verinin seri içerisindeki mertebesi olan her bir " m_i " için, sondan başa doğru kendinden önceki (gerçek anlamda kendinden sonraki yıllarda) kendinden küçük mertebe sayısı " n_i " ler hesaplanır. " n_i "lerin toplamı ile test istatistiği olan " t " bulunur.

$$n_i + n'_i = m_i - 1 \quad (21)$$

$$i' = (n+1) - i \quad (22)$$

$$t' = \sum_{i=1}^n n'_i \quad (23)$$

Bu şekilde eşitlik (20) ile hesaplanan geriye doğru Mann-Kendall Test istatistiğinde $u'(t) = -u(t)$ dir (Sneyers, 1990).

ARAŞTIRMA SONUÇLARI ve DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada Sakarya Havzası'nda bulunan ve DMİ tarafından işletilen 25 adet yağış gözlem istasyonuna ait aylık toplam yağış verilerinin değişimi iki aşamada incelenmiş ve sonuçlar aşağıda verilmiştir.

Aylık Toplam Yağış Trend Analiz Sonuçları

Havzadaki 25 adet yağış gözlem istasyonunda ölçülen aylık toplam yağış verilerinin trendlerini ve trendlerin eğimlerini belirlemek için kullanılan parametrik olmayan testlerin sonuçları Tablo 2'de verilmiş ve trendlerle ilgili olarak genel bir değerlendirme yapılmıştır.

Test istatistiğinin mutlak değerinin, bütün testlerde 0.05 olarak alınan α anlamlılık seviyesindeki $z=1.96$ değerinden büyük olması durumunda trendin varlığına karar verilmiştir. Aksi durumda istatistiksel olarak önemsiz olup herhangi bir trendin olmadığı sonucuna varılmıştır. Mann-Kendall, Mevsimsel Mann-Kendall ve Sen'in Trend Eğim Testleri'ndeki negatif sayısal değerler, azalan ($\downarrow$) bir trendi ifade etmektedir.

Tablo 2'deki sonuçlar dikkate alındığında, 0.05 olarak dikkate alınan anlamlılık seviyesine göre sadece 12 istasyonda istatistiksel açıdan anlamlı azalan yönde bir trend tespit edilmiştir. Diğer istasyonlardan 9 tanesinde de bir azalma söz konusudur, ancak bunlar istatistiksel açıdan önemli değildir. İncelenen istasyonların 4 tanesinde de artış trendi söz konusudur ancak bu artış miktarları da 0.05 anlamlılık seviyesine göre anlamlı değildir. Bu anlamlılık seviyesine göre trendin tespit edildiği istasyonlarda Sen'in Trend Eğim Metodu ile belirlenen azalma miktarları 0.009534 mm/yıl ile 0.058065 mm/yıl arasında değişmektedir. Azalmaların en küçüğü 17752, en büyüğü ise 9016 numaralı istasyonda tespit edilmiştir. 17752 numaralı istasyonda 1960-2000 periyodundaki toplam azalma miktarı 0.39089 mm iken 9016 numaralı istasyonda 1960-1997 periyodundaki toplam azalma miktarı 2.20647 mm'dir.

Tablo 2. Sakarya Havzası'ndaki istasyonlar için trend analiz sonuçları.*Table 2. The results of trend analysis for stations in Sakarya Basin.*

İstasyon Adı	İstasyon No	Mann-Kendall Testi	Mevsimsel Mann-Kendall Testi	Spearman'ın Rho Testi	Sen'in T Testi	Sen'in Trend Eğim Metodu	Anlamlılık seviyesi $\alpha=0.05$	TREND
Sakarya	17069	0.51	0.42	-0.51	-0.57	0.004659	1.96	---
Kızılcahamam	17664	-0.65	-0.34	0.29	0.64	-0.001220	1.96	---
Eskişehir	17706	-2.35	-2.64	1.92	2.33	-0.012500	1.96	↓
Kütahya	17725	-1.92	-2.02	1.73	1.97	-0.016425	1.96	↓
Sivrihisar	17726	-1.08	-0.90	0.76	1.01	-0.004000	1.96	---
Polatlı	17728	0.12	0.18	0.03	-0.15	0.000000	1.96	---
Yunak	17798	0.17	0.22	-0.30	-0.22	0.004373	1.96	---
Bilecik	17122	0.01	0.25	-0.27	-0.03	0.000866	1.96	---
Esenboğa	17128	-1.09	-1.06	0.85	1.07	-0.004889	1.96	---
Etimesgut	17129	-1.15	-1.12	1.73	1.14	-0.006683	1.96	---
Ankara	17130	-0.33	-0.38	0.37	0.30	-0.001136	1.96	---
Geyve	17662	-1.01	-0.80	0.90	0.90	-0.009636	1.96	---
Beypazarı	17680	-0.58	-0.66	0.49	0.60	-0.002049	1.96	---
Bozüyük	17702	-1.45	-1.49	1.29	1.40	-0.010307	1.96	---
Emirdağ	17752	-2.16	-2.09	1.44	1.89	-0.009534	1.96	↓
Nallıhan	17679	-8.01	-7.60	7.25	7.92	-0.044288	1.96	↓
İnegöl	2973	-2.08	-2.26	2.30	1.76	-0.021197	1.96	↓
Seben	2193	-1.32	-0.65	1.49	1.35	-0.009439	1.96	---
Pazaryeri	3149	-3.57	-2.93	3.37	3.49	-0.031695	1.96	↓
Çamkoru	9016	-5.04	-5.45	5.67	5.08	-0.058065	1.96	↓
Sapanca	1690	-2.57	-2.67	2.71	2.53	-0.042740	1.96	↓
Mudurnu	2190	-2.53	-2.46	2.59	2.52	-0.022515	1.96	↓
Söğüt	2980	-2.92	-3.09	2.45	2.84	-0.030303	1.96	↓
Çubuk	9643	-2.10	-1.98	1.85	1.81	-0.015348	1.96	↓
Haymana	4092	-3.12	-2.99	4.64	3.06	-0.021875	1.96	↓

Van Belle ve Hughes Homojenlik Testi Sonuçları

Van Belle ve Hughes Homojenlik Testi kullanılarak elde edilen istasyonlardaki mevsimsel trendlerin homojenlik sonuçları Tablo 3'de verilmiştir.

Tablo 3'e göre dikkate alınan anlamlılık seviyesinde azalma trendi tespit edilen istasyonlardan 17706, 17725, 17752, 2980 ve 9643 numaralı istasyonların χ^2_{homojen} değerleri (21.48, 20.31, 23.13, 23.12 ve 20.96) ki-kare dağılımında 11 serbestlik derecesinde ve $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesindeki kritik değerden (19.68) büyük olduğu için bu istasyonlardaki aylık trendlerin homojen olmadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Trend tespit edilen diğer istasyonlara (17679, 2973, 3149, 9016, 1690, 2190 ve 4092) ait χ^2_{homojen} değerleri ise $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesinde ve 11

serbestlik derecesindeki χ^2_{kritik} değerinden daha küçüktür. Bu istasyonlardaki χ^2_{homojen} değerleri önemli olmadığı için χ^2_{trend} değerleri $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesinde 1 serbestlik derecesindeki χ^2_{kritik} değeriyle (3.84) karşılaştırılmıştır. Sonuç olarak bu istasyonlardaki χ^2_{trend} değerleri χ^2_{kritik} değerinden büyük olduğu için aylık toplam yağış trendleri söz konusu istasyonlarda homojendir, yani tüm aylardaki trendler aynı yöndedir. Havzadaki global bir trend için homojenlik testinin sonuçları Tablo 4'de verilmiştir.

χ^2_{istasyon} , χ^2_{mevsim} ve $\chi^2_{\text{istasyon-mevsim}}$ değerleri (k:istasyon ve m:ay (mevsim) sayısı), standart ki-kare tablosunda (k-1), (m-1) ve (k-1).(m-1) serbestlik derecelerindeki kritik değerlerle karşılaştırılmıştır.

Tablo 3. Mevsimsel trendlerdeki homojenlik testi sonuçları.*Table 3. The results of homogeneity test for seasonal trends.*

İstasyon Adı	İstasyon No	χ^2_{homojen}	$\chi^2_{\text{kritik}}, \alpha=0.05 (m-1)$	χ^2_{trend}	$\chi^2_{\text{kritik}}, \alpha=0.05 (1)$
Sakarya	17069	15.27	19.68	0.18	3.84
Kızılcahamam	17664	14.67	19.68	0.12	3.84
Eskişehir	17706	21.48+	19.68	3.04	3.84
Kütahya	17725	20.31+	19.68	2.64	3.84
Sivrihisar	17726	19.24	19.68	2.81	3.84
Polatlı	17728	18.12	19.68	0.03	3.84
Yunak	17798	19.52	19.68	0.01	3.84
Bilecik	17122	7.32	19.68	0.06	3.84
Esenboğa	17128	14.90	19.68	1.14	3.84
Etimesgut	17129	16.63	19.68	1.25	3.84
Ankara	17130	15.08	19.68	0.15	3.84
Geyve	17662	11.56	19.68	0.91	3.84
Beypazarı	17680	15.63	19.68	0.44	3.84
Bozüyük	17702	8.26	19.68	2.22	3.84
Emirdağ	17752	23.13+	19.68	3.72	3.84
Nallıhan	17679	16.41	19.68	43.27*	3.84
İnegöl	2973	9.95	19.68	5.10*	3.84
Seben	2193	17.30	19.68	0.42	3.84
Pazaryeri	3149	17.60	19.68	8.63*	3.84
Çamkoru	9016	13.89	19.68	29.76*	3.84
Sapanca	1690	12.05	19.68	5.61*	3.84
Mudurnu	2190	16.25	19.68	6.05*	3.84
Söğüt	2980	23.12+	19.68	9.55	3.84
Çubuk	9643	20.96+	19.68	2.43	3.84
Haymana	4092	15.43	19.68	8.92*	3.84

+Aylık trendler heterojendir (farklı yöndedir)

*Aylık trendler homojendir (tüm aylardaki trendler aynı yöndedir)

Tablo 4. Global trend için homojenlik testi sonuçları.*Table 4. The results of homogeneity test for the global trend.*

Van Belle ve Hughes Homojenlik Testi	Serbestlik derecesi	$\chi^2_{\text{kritik}}, \alpha=0.05$
χ^2_{toplam}	539.73	$k \times m = 300$
χ^2_{homojen}	478.63	$k \times m - 1 = 299$
χ^2_{mevsim}	272.62	$m - 1 = 11$
χ^2_{istasyon}	70.82	$k - 1 = 24$
$\chi^2_{\text{istasyon-mevsim}}$	135.19	$(k-1) \times (m-1) = 264$
χ^2_{trend}	61.09	1
Mevsimsel homojenlik	$\chi^2_{\text{mevsim}} > \chi^2_{\text{kritik}}$	
İstasyon homojenliği	$\chi^2_{\text{istasyon}} > \chi^2_{\text{kritik}}$	
Etkileşim	$\chi^2_{\text{istasyon-mevsim}} > \chi^2_{\text{kritik}}$	
Açıklama	χ^2_{trend} testi dikkate alınmaz	
Global trend	$\chi^2_{\text{trend}} < \chi^2_{\text{kritik}}$	

Tablo 4'e göre $\chi^2_{istasyon}$, χ^2_{mevsim} ve $\chi^2_{istasyon-mevsim}$ değerlerinin her üçü de önemlidir. Bu durumda χ^2_{trend} testi yapılmaz (Yu ve diğ., 1993) ve havza genelinde global bir trend olmadığı sonucuna varılmıştır. $\chi^2_{istasyon}$ ve χ^2_{mevsim} istatistiklerinin her ikisi de önemli (istasyonlar arası ve mevsimsel trendler heterojen) veya $\chi^2_{istasyon-mevsim}$ önemli (güçlü bir istasyon-mevsim etkileşimi) olduğu zaman, yani χ^2_{kritik} değerinden büyük olduğu ve χ^2_{trend} testinin yapılamadığı bu durumda anlamlı trend testleri her bir istasyon-mevsim etkileşimi için yapılmış ve sonuçlar Tablo 5'de gösterilmiştir. Bu durumda her bir Z_{ji} istatistiği, süreklilik düzeltme biriminin (denklem 5'deki paylarda bulunan 1 değerinin) dahil edilmesiyle yeniden hesaplanır ve $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesinde standart normal dağılımın kritik değeriyle (1.96) karşılaştırılır (Yu ve diğ., 1993)

Her Bir Aya Ait Yağışların Trend Analiz Sonuçları

Sakarya Havzası'na ait 25 adet yağış gözlem istasyonunun her bir aya ait aylık toplam yağış değerlerinin lineer trendlerini belirlemek için de parametrik olmayan Mann-Kendall, Sen'in T ve Spearman'ın Rho testleri, trendlerin eğimlerinin belirlenmesi için de Sen'in Trend Eğim Metodu kullanılmıştır. 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 olan 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. Bu sonuçlara göre 25 istasyonun her bir aya ait aylık toplam yağış değerlerinin %64'ünde bir azalma trendi söz konusu iken %36'sında artan yönde bir trend vardır. 0.05 anlamlılık seviyesine göre trend tespit edilen aylar dikkate alındığında toplam 44 ayda trend bulunmuştur. Bu trendlerin yaklaşık %20'si artan, %80'i ise azalan

yöndedir. Artan trendler 6 istasyonla Ekim ayında ve 3 istasyonla Ağustos ayında tespit edilmiştir.

Her bir aya ait trend başlangıç yılları Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi kullanılarak belirlenmiştir. Örnek teşkil etmesi açısından 12 ayın 7'si ile en fazla trend tespit edilen 17679 numaralı istasyona ait Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testinin grafiksel olarak ifadesine yer verilmiştir (Şekil 2).

Ekim ve Kasım ve Temmuz, Ağustos ve Eylül aylarına ait trend testi sonuçlarına göre bu aylarda herhangi bir trend tespit edilememiştir. Bu durum trend başlangıç yıllarını belirlemek amacıyla yapılan Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi sonucu elde edilen grafiklerde de görülmektedir. Ekim, Kasım ve Temmuz aylarına ait grafikler incelendiğinde $u(t)$ ve $u'(t)$ eğrilerinin oldukça yakın salınımlar göstererek birbirlerini pek çok kez kestikleri görülmektedir. Bu durum bu aylarda herhangi bir trend olmadığı sonucunu ortaya çıkarmaktadır. Ağustos ve Eylül aylarına ait grafikler incelendiğinde ise Ağustos ayı için 1985, Eylül ayı için 1994 yılında başlayan bir azalma görülmektedir. Ancak bu azalma miktarı 0.05 anlamlılık seviyesine karşılık gelen kritik z değeri olan 1.96 değerine ulaşmadığı için istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Parametrik olmayan Sen'in T, Spearman'ın Rho ve Mann-Kendall testlerine göre %95 anlamlılık seviyesinde azalan yönde trend belirlenen Aralık, Ocak, Şubat, Mart Nisan, Mayıs ve Haziran aylarına ait Şekil 2'deki grafiklere göre de, bu aylarda $u(t)$ 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 ortaya çıkarmaktadır.

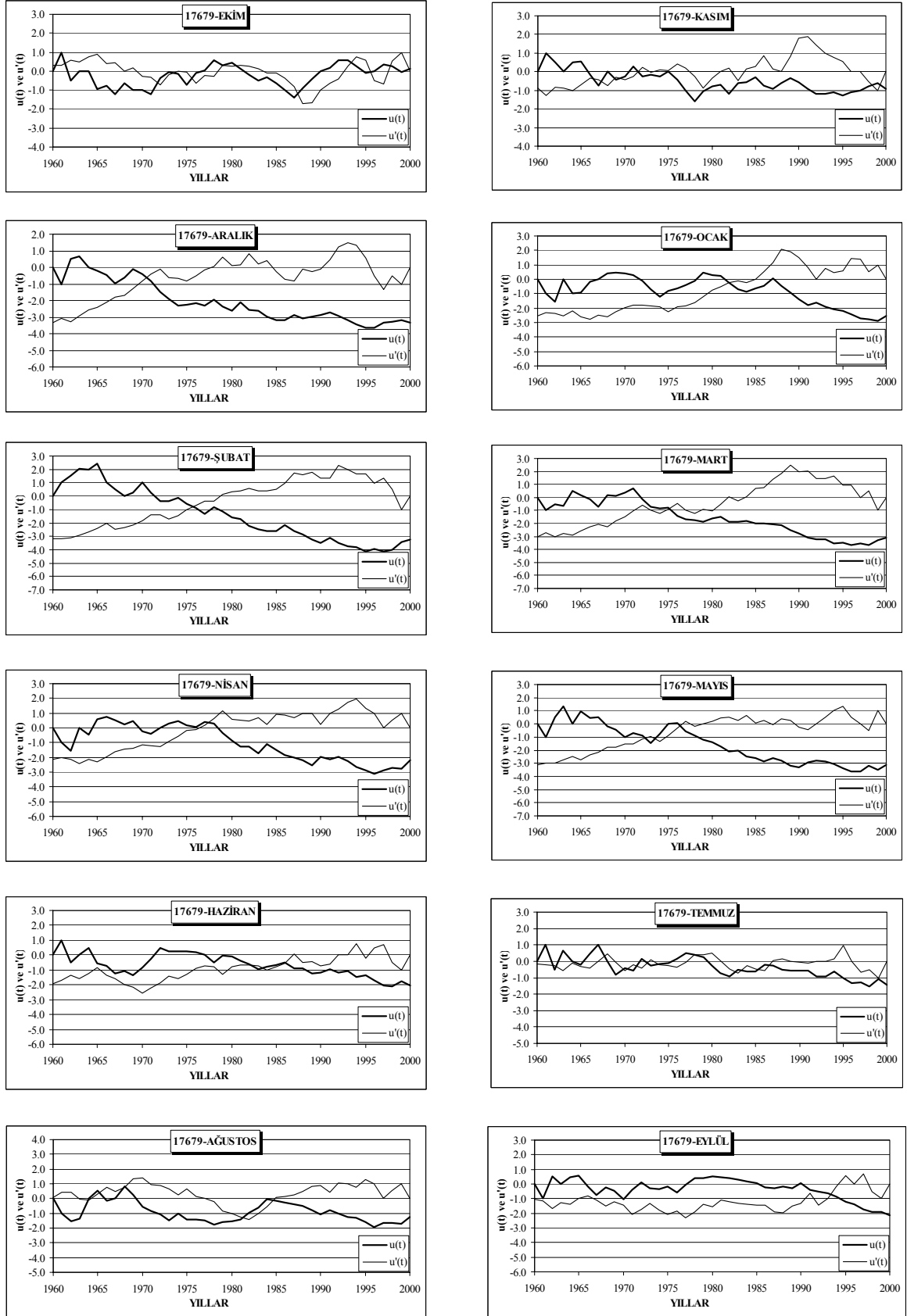
25 istasyona ait toplam 300 ayın trend belirlenen 44 ayı için Mann Kendall Mertebe Korelasyon testi sonucunda elde edilen grafiklere göre, Ekim ve Ağustos aylarında artan yönde belirlenen trendlerin başlangıcı genellikle 1980'li yıllarda, azalan yönde belirlenen trendlerin başlangıç yılları da ağırlıklı olarak 1970 ve 1980'li yıllarda tespit edilmiştir.

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

İstasyon Adı	İstasyon No	Ay (z_{ji})											
		E	K	A	O	Ş	M	N	M	H	T	A	E
Sakarya	17069	2.54*	0.38	-1.48	-0.57	-0.25	-0.78	0.26	0.16	1.68	0.31	0.70	-1.47
Kızılcahamam	17664	1.80	1.13	-0.89	-0.92	-1.84	-0.75	1.16	-0.97	-0.75	0.27	1.18	-0.61
Eskişehir	17706	1.19	1.07	-2.26*	-1.07	-1.63	-2.49*	0.01	0.09	-1.75	0.36	1.55	-1.11
Kütahya	17725	0.09	0.49	-2.21*	-1.21	-1.20	-2.06*	0.81	-0.67	-1.56	0.19	2.22*	-0.91
Sivrihisar	17726	1.34	1.40	-1.17	-0.94	-1.85	-1.46	0.36	-0.90	-1.83	-0.25	2.63*	-0.44
Polatlı	17728	1.42	1.11	-0.82	-1.19	-1.15	-1.93	1.61	-0.40	0.69	-0.44	2.07*	-0.31
Yunak	17798	1.61	1.62	-1.55	-1.06	-1.74	-1.47	1.31	-0.51	0.58	0.83	1.71	-0.58
Bilecik	17122	1.80	1.20	-1.12	-0.03	-0.11	-0.34	-0.36	-0.94	0.35	0.38	-0.11	0.16
Esenboğa	17128	1.34	1.12	-1.91	-1.16	-1.77	-1.27	0.89	-1.10	0.15	-0.11	0.84	-0.71
Etimesgut	17129	1.40	0.82	-1.06	-1.38	-1.93	-1.27	0.62	-1.46	0.37	0.13	1.39	-1.51
Ankara	17130	1.75	1.13	-1.72	-0.97	-1.04	-0.81	0.62	-0.18	0.03	-0.27	1.60	-1.48
Geyve	17662	1.99*	0.20	-1.81	-0.36	-0.97	-0.84	0.15	-0.40	0.52	0.54	-1.24	-1.08
Beypazarı	17680	1.55	1.30	-1.90	-0.88	-1.53	-0.88	1.22	-0.72	0.66	-0.98	0.65	-0.81
Bozüyük	17702	1.39	0.61	-1.20	-0.57	-1.13	-0.70	-1.38	0.04	-0.61	0.26	-0.42	-1.45
Emirdağ	17752	1.09	1.46	-1.90	-1.35	-2.22*	-1.93	-0.81	-1.27	-0.04	0.28	1.89	-1.88
Nallıhan	17679	0.28	-0.92	-3.32*	-2.55*	-3.20*	-3.08*	-2.18*	-3.16*	-1.97*	-0.79	-0.47	-1.43
İnegöl	2973	1.52	1.04	-1.48	-0.47	-1.00	-1.30	-1.34	-0.67	-0.01	-0.35	-0.90	-1.19
Seben	2193	1.95*	0.83	-2.01*	-0.95	-1.48	-1.19	0.58	-0.06	-1.02	0.64	1.40	-0.94
Pazaryeri	3149	1.97*	-0.08	-2.03*	-1.65	-1.75	-2.60*	-1.43	-0.12	-1.28	-0.38	0.45	-1.27
Çamkoru	9016	-1.38	0.05	-3.10*	-0.76	-1.82	-1.70	-1.30	0.14	-2.81*	-2.32*	-0.77	-3.13*
Sapanca	1690	1.07	0.78	-1.42	-0.70	-0.47	-2.24*	-1.24	-0.88	0.58	-0.50	-1.26	-1.92
Mudurnu	2190	1.37	1.03	-2.31*	-1.03	-2.10*	-0.87	-0.65	-0.62	-1.13	-0.36	0.47	-2.31*
Söğüt	2980	2.00*	1.51	-0.64	-0.72	-1.83	-2.37*	-2.22*	-1.72	-1.46	-0.74	-0.10	-2.44*
Çubuk	9643	0.45	0.40	-1.96*	-1.02	-2.45*	-2.00	0.70	-0.18	0.25	1.08	1.43	-2.09*
Haymana	4092	1.22	-0.21	-1.69	-0.63	-2.62*	-2.10*	-0.41	0.15	-1.36	-1.65	0.70	-1.74
		Anlamlılık seviyesi $\alpha=0.05$					$z=1.96$		*: Aylık trendler önemli				

Tablo 6. Her bir ay için trend analiz sonuçlarının özeti.
Table 6. Summary of trend analysis results for each month.

İstasyon Adı	İstasyon No	E	K	A	O	Ş	M	N	M	H	T	A	E
Sakarya	17069	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↑	↑	↑	↑	↓
Kızılcahamam	17664	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↓	↑	↑	↓
Eskişehir	17706	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↑	↓	↑	↑	↓
Kütahya	17725	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↑	↓	↑	↑	↓
Sivrihisar	17726	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↓	↓	↑	↓
Polatlı	17728	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↓	↑	↓
Yunak	17798	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↑	↑	↓
Bilecik	17122	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↑	↓	↑
Esenboğa	17128	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↓	↑	↓
Etimesgut	17129	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↑	↑	↓
Ankara	17130	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↓	↑	↓
Geyve	17662	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↑	↓	↓
Beypazarı	17680	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↓	↑	↓
Bozüyük	17702	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↓	↓
Emirdağ	17752	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↑	↓
Nallıhan	17679	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
İnegöl	2973	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↓	↓
Seben	2193	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↓	↑	↑	↓
Pazaryeri	3149	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↓
Çamkoru	9016	↓	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↓	↓	↓
Sapanca	1690	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↓	↓
Mudurnu	2190	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↓
Söğüt	2980	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Çubuk	9643	↑	↑	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↑	↑	↑	↓
Haymana	4092	↑	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↑	↓	↓	↑	↓



Şekil 2. 17679 numaralı istasyon için Mann-Kendall Mertebe Korelasyon teti grafikleri.

Figure 2. The graphics of Mann-Kendall Rank Correlation Test for station 17679.

Türkeş (1996b) çalışmasında 1970'li yılların başı ile 1990'lı yılların ortası arasındaki yaklaşık 20-25 yıldaki kurak koşullardan en fazla Ege, Akdeniz, Marmara ve Güneydoğu bölgelerinin etkilendiğini belirtmiştir. Türkeş (1990), 1956-87 periyodundaki önemli kurak ve yağışlı yılları belirlemek için yaptığı çalışmada 1963, 1967-69, 1976 ve 1981 yıllarında Türkiye'nin büyük bölümünde yağışın normallerden çok olduğunu, nemli alanların genişlediğini ve yağış açığının hemen hemen hiç olmadığını, 1956-1957, 1959, 1970, 1972-73, 1977, 1982 ve 1984 yıllarında ise yağış açığının tehlikeli boyutlara ulaştığı tam kurak yılların oluştuğunu belirtmiştir.

Sakarya Havzasında aylık toplam yağışlarda belirlenen trendlerin 0.05 anlamlılık seviyesine göre belirlenen ve 0.05 anlamlılık seviyesinde olmamakla birlikte diğer belirlenen değişimlerin büyük kısmı azalma eğilimindedir ve azalan trendlerin başlangıç yılları da ağırlıklı olarak 1970 ve 1980'li yıllar olarak tespit edilmiştir.

Sakarya Havzasının Türkiye'nin kuzeybatısında yer aldığı düşünülürse, havzada yağışlarda belirlenen azalma eğilimlerinin Türkeş (1996b) tarafından yapılan çalışma ile uyum içerisinde olduğu görülmektedir. Çünkü Türkeş'in yaptığı çalışmada, 1970 ve 1990 yılları arasındaki kurak koşullar, ülkenin genellikle batı, güney, kuzeybatı ve güneydoğu bölgelerini etkilemiştir ve 1970, 1972-73, 1977, 1982 ve 1984 yıllarındaki yağış açığı tehlikeli boyutlara ulaşmıştır.

Ayrıca bu çalışma Kalaycı (2003) ve Özel (2004) tarafından Türkiye'deki aylık akımlar üzerine yapılan çalışma ile de paralellik göstermektedir. Ülkemizdeki 26 akarsu havzasına ait akımların incelendiği her iki çalışmada da Sakarya Havzasıyla ilgili sonuçlar incelendiğinde, aylık akımlarda büyük çoğunlukla azalan yönde trendler belirlenmiştir. Ayrıca havza genelinde de Van Belle ve Hughes testine göre global bir trend bulunamamıştır. Akımların azalan yöndeki değişimleri ise genellikle 1980'li yıllarda yoğunlaşmaktadır.

SONUÇLAR

Sakarya Havzası'ndaki 25 adet yağış gözlem istasyonundaki aylık toplam yağışların parametrik olmayan yöntemlerle yıllık bazda

belirlenen trendlerinin sonuçları dikkate alındığında, 0.05 anlamlılık seviyesine göre sadece 12 istasyonda azalan yönde bir trend tespit edilmiştir. Diğer istasyonların 9 tanesinde de bir azalma söz konusu olmakla birlikte bu azalma miktarları 0.05 anlamlılık seviyesine göre önemli değildir. İncelenen istasyonların 4 tanesinde de bir artış eğilimi söz konusudur, ancak bu artış miktarları da 0.05 anlamlılık seviyesine göre önemli değildir.

Azalan yönde trendlerin belirlendiği 12 istasyon incelendiğinde bu istasyonların genellikle Sakarya Havzasının kuzeyinde ve batısında yer aldığı görülmektedir.

Bütün istasyonlarda her bir ay için yapılan trend testlerinin sonucunda 25 istasyonun her bir ayına ait aylık toplam yağış değerlerinin %64'ünde bir azalma eğilimi söz konusu iken %36'sında artan yönde bir değişim vardır. Bu azalma ve artma eğilimleri 0.05 anlamlılık seviyesine göre dikkate alındığında ise 25 istasyona ait toplam 300 ayın sonuçları incelendiğinde 44 ayda anlamlı trendler belirlenmiştir. Bu trendlerin yaklaşık %20'si artan yönde %80'i ise azalan yöndedir.

Azalan yönde trend belirlenen aylar göz önüne alındığında Aralık ayında 9, Şubat ayında 5, Mart ayında 8, Eylül ayında 6, Nisan ve Haziran aylarında 2, Ocak-Mayıs ve Temmuz aylarında da 1'er istasyonda azalan yönde trend belirlenmiştir. Artan yönde trendler ise 6 istasyonla Ekim ve 3 istasyonla Ağustos aylarında tespit edilmiştir. Kasım ayında hiçbir istasyonda herhangi bir trend belirlenememiştir. Her bir aya ait belirlenen trend sonuçlarına göre de azalan trendler havzanın kuzeyinde ve batısında yoğunlaşmaktadır. Ekim ayına ait artan yönde trendlerin tespit edildiği istasyonlar havzanın kuzeybatı kısmında, Ağustos ayına ait artan trendlerin belirlendiği istasyonlar ise genellikle havzanın orta kısmında yer almaktadır. Trend tespit edilen aylarda trend başlangıç yıllarını belirlemek amacıyla yapılan Mann Kendall Mertebe Korelasyon testi sonuçlarına göre Ekim ve Ağustos aylarında artan yönde belirlenen trendlerin başlangıcı genellikle 1980'li yıllarda, azalan yönde belirlenen trendlerin başlangıç yılları da ağırlıklı olarak 1970 ve 1980'li yıllarda tespit edilmiştir. Bu durum özellikle o yıllardan itibaren bölgeye

olan göçler sebebiyle nüfus artışlarının, bunun yanı sıra kentleşmenin ve sanayileşmenin artması sonucu yağışlarda azalma şeklinde bir etki yaptığı şeklinde değerlendirilebilir.

Sakarya Havzası'nda akımla ilgili olarak yapılan çalışmalar ile bu çalışmada incelenen yağışlara ait trend analiz sonuçlarına göre hem

akımlarda hem de yağışlardaki değişimler azalan yönde olup paralellik göstermektedir. Bu nedenle gerek Türkiye genelinde gerek havza bazında akım ve yağışa etki eden diğer iklim parametrelerine ait değişimler belirlenerek birbirlerine olan etkileri incelenebilir.

KAYNAKLAR

- Akyürek, M., Önöz, B., Bayazıt, M., Cıgızoğlu, K., 2004, Türkiye Yıllık Ortalama Akımlarının Trend Analizi, IV. Ulusal Hidroloji Kongresi, 21-25 Haziran, İstanbul.
- Burn, D.H., Elnur, M.A.H., 2002, Detection of Hydrologic Trends And Variability, Journal of Hydrology 255: 107-122.
- Cıgızoğlu, 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, İstanbul.
- Hirsch, R.M., Slack, J.R., Smith, R.A., 1982, Techniques of Trend Analysis For Monthly Water Quality Data, Water Resources Research 18 (1): 107-121.
- İçağa, Y., Harmancıoğlu, N., 1995, Yeşilirmak Havzasında Su Kalitesi Eğilimlerinin Belirlenmesi, Türkiye İnşaat Mühendisliği XIII. Teknik Kongresi, 20-22 Aralık, Ankara, Türkiye, 482-497.
- Kadıoğlu, M., 1997, Trends in Surface Air Temperature Data Over Turkey, International Journal of Climatology 17: 511-520.
- Kalaycı, S., Kahya, E., Kabdaşlı, S., 2002, Variability of Akşehir And Beyşehir Lake Levels in Turkey, Third International Symposium on Sustainable Agro-Environmental Systems: New Technologies & Applications, October 26-29, Cairo, Egypt.
- Kalaycı, S., 2003, Türkiye'deki Nehir Debisi Verilerinin Değişkenlik Analizi, Doktora Tezi, Selçuk Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.
- Kalaycı, S., Büyükyıldız, M., Kahya, E., 2004, Are The Major Streamflow Variables Decreasing in Susurluk Basin (Turkey)?, AGRO-ENVIRON 2004, October 20-24, Udine, Italy.
- Özel, N., 2004, Türkiye'deki Nehir Akımları Aylık Verilerinin Parametrik Olmayan Yöntemlerle Trend Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.
- Sneyers, R., 1990, On The Statistical Analysis of Series of Observations , WMO, No:415, Geneva.
- Türkeş, M., (1990), *Türkiye'de kurak bölgeler ve önemli kurak yıllar*, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi, Deniz Bilimleri ve Coğrafya Enstitüsü, İstanbul.
- Türkeş, M., 1996a, Spatial And Temporal Analysis of Annual Rainfall Variations in Turkey, International Journal of Climatology 16: 1057-1076.
- Türkeş, M., 1996b, Meteorological Drought in Turkey: A Historical Perspective, 1930-93, Drought Network News 8: 17-21.
- Van Belle, G., Hughes, J.P., 1984, Nonparametric Tests For Trend in Water Quality, Water Resources Research 20 (1): 127-136.
- Ventura, F. Rossi Pisa, P., Ardizzoni, E., 2002, Temperature And Precipitation Trends in Bologna (Italy) From 1952 to 1999, Atmospheric Research 61: 203-214.
- 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.
- Yue, S., Pilon, P., Cavadias, G., 2002, Power of The Mann-Kendall And Spearman's Rho Tests For Detecting Monotonic Trends in Hydrological Series, Journal of Hydrology 259: 254-271.
- Zhang, X., Harvey, K.D., Hogg, W.D., Yuzyk, T.R., 2001, Trends in Canadian Streamflow, Water Resources Research 37 (4): 987-998.

