

# Susurluk Havzası Nehirlerinde Su Kalitesi Trendlerinin Belirlenmesi

Serdar KALAYCI, Ercan KAHYA  
*Selçuk Üniversitesi, Mühendislik Mimarlık Fakültesi,  
İnşaat Mühendisliği Bölümü, Kampüs, Konya-TÜRKİYE*

Geliş Tarihi 02.04.1998

## Özet

Son yıllarda yüzey suyu kalitesinin trendlerini tespit etmek için bazı parametrik olmayan testler tasarlanmıştır. Klasik parametrik testlerdeki normalite, lineerlik ve bağımsızlık gibi temel varsayımlar genellikle tipik yüzey suyu kalitesi verilerinde sağlanmamaktadır. Aynı zamanda su kalitesi trend analizinde istatistiksel testlerin uygulanması, eldeki zaman serisinin çoğunlukla eksik değerli ve kısıtlı verilerden oluşması yanı sıra kalite parametresinin akım debisi ile ilişkisi ve mevsimsellik gibi bazı problemlerden dolayı daha da karmaşık hale gelmektedir. Bu sebeplerden dolayı Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall, Mevsimsel Kendall, Mann-Whitney ve Kruskall-Wallis'H gibi bazı parametrik olmayan testlerin kullanımları parametrik testlere göre daha uygundur.

Bu çalışmada, Susurluk Havzası nehirlerinin yüzey suyu kalite verilerinde lineer trend tespit etmek için yukarıda verilen testlerden yaygın olan dört tanesi ele alınmıştır. Bunlar Spearman'ın Rho, Sen'in T, Mann-Kendall ve Mevsimsel Kendall testleridir. Ayrıca trendlerin lineer eğimleri (birim zamandaki değişim) için parametrik olmayan bir metodla birlikte Van Belle ve Hughes (1984) tarafından geliştirilen homojenlik testi de analize dahil edilmiştir. Parametrik olmayan testlere göre debi ve sediment konsantrasyonunda azalan; su sıcaklığı, elektriksel iletkenlik, sodyum, potasyum, kalsiyum+magnezyum, bikarbonat ve klorid konsantrasyonlarında ise artan bir trend bulunmuştur. Karbonat, pH, sülfat, organik madde ve bor konsantrasyonlarında herhangi bir trend bulunamamıştır.

**Anahtar Sözcükler:** Homojenlik testi, Mann-Kendall testi, Mevsimsel Kendall testi, Sen'in T testi, Susurluk Havzası, su kalitesi, trend.

## Detection of Water Quality Trends in The Rivers of the Susurluk Basin

### Abstract

In recent years, some non-parametric tests to determine trends of surface water quality have been proposed due to the fact that assumptions in the classical parametric tests (i.e., normality, linearity, independence) are usually not met by a typical surface water quality data. At the same time, statistical tests for trends of water quality are commonly confounded by several of the following problems: missing values, censored data (i.e., values reported as less than a specified quantity), flow relatedness and seasonality. For these reasons, several non-parametric tests (Sen's T, Spearman's Rho, Mann-Kendall, Seasonal Kendall, Mann-Whitney and Kruskall-Wallis'H Tests) have been used or developed in the last two decades.

In this study, the surface water quality data of rivers in the Susurluk Basin were used. Four different non-parametric trend tests were selected to detect linear trends of surface water quality. These tests are the Sen's T test, the Spearman's Rho test, the Mann-Kendall test and the Seasonal Kendall test. The linear slopes (change per unit time) of trends are calculated by using a non-parametric estimator. In addition, the homogeneity in monthly trends are tested by using a method developed by Van Belle and Hughes. The results of non-parametric tests indicate that discharge and concentration of sediment have downward trends while temperature and concentrations of specific conductance, sodium, potassium, calcium+magnesium,

bicarbonate and chloride generally have upward trends. However concentrations of carbonate, pH, sulfate, organic matter, and boron show no trends.

**Key Words:** Homogeneity test, Mann-Kendall test, Seasonal Kendall test, Sen's T test, Susurluk Basin, water quality, trend.

## Giriş

Son yıllarda su kalitesi gözlemleri, çevre ve su kirliliği üzerindeki yoğun endişeler üzerine daha da önem kazanmıştır. Nehir suyu kalite gözlem programlarının en önemli amacı, kirlilik kaynaklarındaki ve dolayısıyla kirlilik seviyelerindeki değişimleri tespit etmek ve su kalitesini etkileyen faktörleri belirlemektir. Su kalitesinin iyileştirilmesi amacıyla çıkarılan kanunlar neticesinde devletler tarafından yapılan büyük miktardaki harcamaların sonuçlarının değerlendirilmesi, su kalitesindeki değişimlerin tespit edilmesi ve trend analizleri için gerekli verilerin büyük bir kısmının ancak son yıllarda elde edilmiş olması, trend analizine olan ilgiyi arttırmaktadır. Fakat herhangi bir nehirin su kalitesindeki trendleri tespit etmek amacıyla verilerin düzenli aralıklarla ve sistematik bir şekilde uzun yıllarda birçok değişken için toplanması gerekmektedir. Belirli bir kirlenme probleminin ortaya çıkarılması için su kalitesi ölçümlerine düzenli olarak belli noktalarda, ihtiyaç duyulan zaman periyotlarında numune almak gerekir.

Su kalitesi trendlerini tespit etmek ve eğer varsa kalitede olumsuz yönde bir değişim için gerekli tedbirleri önceden almak amacıyla, son yıllarda bazı parametrik olmayan testler kullanılmıştır. Su kalitesi verilerinde genellikle klasik parametrik testlerdeki normalite, lineerlik ve bağımsızlık varsayımlarının sağlanmaması, parametrik olmayan testlerin kullanımını mümkün kılmıştır. Bunun yanında eksik değerler, kısıtlı veriler (belirli bir miktardan daha az kayıtlar), akım debisinin konsantrasyonlara etkisi ve mevsimsellik gibi bazı problemler ile söz konusu trend analizleri daha da karmaşık hale gelmektedir (Helsel ve Hirsch, 1992). Bu yüzden Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann Kendall, Mevsimsel Kendall, Mann-Whitney ve Kruskal-Wallis'H gibi parametrik olmayan istatistiksel testler yaygın olarak son zamanlarda kullanılmaktadır. Genel olarak akarsuyun çözünmüş oksijen miktarı, sıcaklık, biyolojik oksijen ihtiyacı ve çeşitli fiziksel, kimyasal ve biyolojik özelliklerini gösteren su kalitesi değişkenlerinin trendlerini tespit etmek önemli bir problemdir. Mev-

cut su kalitesi verilerinin çoğunun kayıt uzunluğunun kısa olması, eksik olması ve normal dağılıma uygun olmamasından dolayı standart istatistiksel metodlar ile analizleri uygun değildir (Hirsch ve Slack, 1984). Bir başka deyişle su kalitesi değişkenlerinin düzensiz, kesikli ve çarpık dağılıma sahip olmaları nedeniyle klasik metodlar kullanarak trend analizi yapılması zor ve güvenilirliği az olan bir işlemdir. Bazı su kalitesi parametrelerinin akımla kuvvetli bağımlılık göstermesi, mevsimsel değişikliklere veya içsel bağımlılığa sahip olması da analizlerin duyarlılığını azaltmaktadır (Hirsch ve diğerleri, 1982; Helsel ve Hirsch, 1992). Sözü edilen bu güçlükler nedeniyle son yıllarda, su kalitesi değişkenlerinin trend analizleri için araştırmacılar parametrik olmayan yöntemler önermişlerdir ve bu yaklaşımların tutarlılığını araştırmışlardır. Parametrik olmayan testlerde ele alınan değişkenin teorik olasılık dağılımı için herhangi bir varsayıma ihtiyaç duyulmaz. Sıçrama türü trend analizleri için Mann-Whitney, lineer trendler için ise Spearman'ın Rho testinin, parametrik karşılığı olan *t testi* ile kıyaslandığında daha iyi sonuçlar verdiği gösterilmiştir. Diğer taraftan bu iki test bağımsız verilere ihtiyaç duyduğundan, bağımlı zaman serilerinde kullanımlarında trend testinin gücünün, bağımlılık şekliyle değiştiği göz önünde tutulmalıdır (İçağa, 1994).

Literatürde konuyla ilgili bazı çalışmalar sunulmaktadır: Hirsch ve Slack (1984), serisel bağımlı mevsimsel verilere uygulanan parametrik olmayan trend testlerini analiz ederek Mann-Kendall testinin değiştirilmiş şekli olan Mevsimsel Kendall testini önermişler ve bu testin serisel bağımlılığa karşı üstünlüğünü *Monte Carlo* deneyi ile büyük örnekler için kanıtlamışlardır. Van Belle ve Hughes (1984) parametrik olmayan testleri; (i) Bloklar arası (intra-block) metodlar (Kendall'ın tau istatistiğinde olduğu gibi her bir blok veya mevsim için ayrı ayrı istatistik bulunur, sonra bulunan bu istatistikler toplanarak tek bir istatistik ortaya çıkarılır) ve (ii) Dizilmiş sıra (aligned rank) metodları (her

bir gözlemden blok etkisi çıkarılır, bloklardaki veriler toplanır ve bu toplamlardan istatistik bir test ortaya çıkarılır) olmak üzere iki gruba ayırarak detaylı bir şekilde incelemiştir. Ayrıca dizilmiş sıra metodların eksik veriler olmadığı zaman özellikle kısa kayıtlarda, Hirsch ve diğerleri (1982) tarafından tarif edilen bloklar arası metodlardan daha güçlü olduğunu, fakat eksik veriler olduğu zaman tersinin doğru olduğunu belirtmişlerdir. Hirsch ve diğerleri (1991), parametrik trend metodları olarak lineer trend tespitinde regresyonu ve eğim tespitinde regresyon eğimini; sıçrama trendi tespitinde iki örnek t testini ve eğim tespitinde ise ortalamalardaki farkı kullanmışlardır. Bu metodların parametrik olmayan alternatiflerinin trend tespitinde Mann-Kendall ve Rank Sum testleri; trend eğimlerinin tespitinde ise Sen'in eğim metodu ve Hodges-Lehmann eğim metodu olduğunu belirtmişlerdir. Yu ve diğerleri (1993), Kansas eyaletindeki 4 nehir üzerinde bulunan 15 istasyondaki su kalitesi gözlemlerine uyguladıkları Mann-Kendall, Mevsimsel Kendall ve Sen'in T testleri ile Van Belle ve Hughes homojenlik testleri sonucunda: elektriksel iletkenlik, kalsiyum, toplam sertlik, sodyum, potasyum, sülfat, klorid ve toplam fosfor miktarlarında genellikle azalan bir trend bulmuşlardır. Ayrıca bu trendlerin lineer eğimlerinin değerlerini de Sen tarafından geliştirilen bir metod yardımıyla belirlemişlerdir.

Türkiye'de bu konu ile ilgili nadir araştırmalardan biri olan İçağa (1994) çalışmasında; Spearman'ın Rho, Mann-Kendall, Mevsimsel Kendall, Mann-Whitney ve Kruskal-Wallis'H testleri Gediz Havzası su kalitesi gözlem verilerine uygulanmış ve 1979-1989 yılları arasındaki trendleri tespit edilmiştir. Benzer olarak Harmancıoğlu ve İçağa (1995), Yeşilirmak Havzası'nda 1979-1984 yılları arasında su kalitesi ölçümlerinin yapıldığı 10 istasyondaki verilere aynı testleri uygulayarak kirlilik göstergesi olan değişkenlerde az da olsa artış eğilimi olduğunu bulmuşlardır.

Bu çalışmada Susurluk Havzası nehirlerindeki aylık yüzey suyu kalitesi verilerine son zamanlarda yaygın olarak kullanılan parametrik olmayan

trend analiz metodları uygulandı su kalitesi trendlerinin ve bu trendlerin homojenliğinin bulunması amaçlanmıştır.

## Metodoloji

### Verilerin Ön İstatistiksel Analizleri

Su kalitesi verilerine parametrik olmayan trend testleri uygulanmadan önce her bir gözlem istasyonundaki tüm değişkenler için şu analizler yapılmıştır: (a) özet istatistiksel bilgilerin bulunması, (b) zaman serilerinin görsel incelenmesi, (c) çapraz korelasyon matrisi, (d) normalite testi ve (e) bağımlılık testi. Bu analizlerin yapılmasının amacı parametrik olmayan testlerin kullanımlarının gerekliliğinin yanı sıra eğer seri mevsimsellik ve bağımlılık özelliklerine sahip ise Hirsch ve Slack (1984) tavsiye ettiği modifikasyonun göz önüne alınmasının gerekliliğini de ortaya koymaktır.

### Sen'in T Testi

Bu test dağılımdan bağımsız olup mevsimsel olaylardan etkilenmeyen test istatistiği aşağıda verilen prosedür ile hesaplanır (Van Belle ve Hughes, 1984). Önce değişken değerleri; i yılları ( $i = 1, \dots$ ) ve j ayları ( $j = 1, \dots$ ) gösteren indisler olmak üzere  $X_{ij}$  ile simgelenir. (a) j. ay ve i. yıl için  $X_{.j}$  ve  $X_{.i}$  ortalama değerler bulunur, (b)  $X_{ij}$  orijinal aylık değerlerden, karşılık gelen ayın ortalaması çıkılarak ( $X_{ij} - X_{.j}$ ) fark değerler elde edilir. Böylece mevsimsel etkiler ortadan kaldırılır, (c) Bu fark değerler 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 varsa (bağ durumu), bunların gerçekte olması gereken sıra değerlerinin ortalaması dikkate alınır, (d) Elde edilen sıraların her bir ay ve her bir yıl için ortalamaları  $R_{.j} = \sum_i R_{ij}/n$  ve  $R_{.i} = \sum_j R_{ij}/12$  eşitlikleri ile bulunur, ve son işlem olarak (e) Sen'in T testi istatistiği aşağıdaki formülden hesaplanır.

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

Yukarıda m mevsimsel zaman periyotlarını göstermekte olup bu çalışmada 12 değerine eşittir.  $\alpha$  önem seviyesinde (bundan sonra ( $\alpha$ ) ÖS şeklinde kısaltılacaktır)  $|T| > z$  (standart normal değişken)

durumunda, trendin yokluğu üzerine kurulan  $H_0$  hipotezi reddedilir ve böylece belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

### Spearman'ın Rho Testi

İki gözlem serisi arasında korelasyon olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılan bu test, lineer trend varlığının araştırılmasında hızlı ve basit bir test olup sıra istatistiklerine dayanmaktadır. Spearman'ın Rho ( $r_s$ ) değerinin hesaplanması standart istatistik kitaplarında mevcut olduğundan burada verilmemiştir.  $n > 30$  için  $r_s$  dağılımı normale yaklaşacağından normal dağılım tabloları kullanılır (İçağa, 1994). Bunun için  $r_s$ 'nin test istatistiği  $z = r_s \sqrt{n-1}$  eşitliği ile bulunur ve  $(\alpha)$  ÖS,  $|z| > z_\alpha$  durumunda, gözlem değerlerinin zamanla değişmediği üzerine kurulan  $H_0$  hipotezi reddedilerek belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

### Mann-Kendall Testi

Mann-Kendall testi parametrik olmayan bir test olup Kendall'ın Tau olarak bilinen testin özel bir uygulamasıdır. Bu testte zamana göre sıralanmış  $x_1, \dots, x_n$  gözlemleri,  $H_0$  hipotezine göre zamandan bağımsız ve benzer dağılmış rasgele değişkenlerdir.  $H_1$  hipotezine göre ise ( $k \neq j$ ) olmak üzere tüm ( $k, j \leq n$ ) için seride  $x_k$  ve  $x_j$  değerlerinin dağılımı benzer değildir, yani seride lineer bir trend bulunmaktadır. Sen'in T testinde olduğu gibi mevsimselliği çıkartılmış verilere uygulanan Mann-Kendall testinin istatistiği olan S (2) ve (3) eşitliklerinden hesaplanır.

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (2)$$

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1 & \text{eğer } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{eğer } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{eğer } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (3)$$

Asimptotik olarak normal bir dağılıma sahip ve ortalaması sıfır olan test istatistiği S'nin varyansı  $\text{Var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18$  şekilde hesaplanır. Eğer verilerde benzer değerler (bağ durumları) varsa, bu ifadenin payından  $\sum_t t(t-1)(2t+5)$  değeri çıkartılır. Burada  $t$  herhangi bir bağ durumundaki benzer x'lerin sayısını ve  $\sum_t$  bütün bağ durumları üzerinden alınan toplamı göstermektedir. Süreklilik düzeltme birimi (denklem (4)'deki paylarda bulunan 1 değeri) kullanılırsa,  $n \leq 10$  olmak üzere S istatistiğinin teorik olasılık dağılımı için normal dağılım oldukça uygundur (Hirsch ve diğerleri, 1982). Böylece standart normal değişken ( $z$ ) aşağıdaki eşitlikle hesapla-

narak kritik ( $z$ ) değeri ile karşılaştırılır.

$$z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{eğer } S > 0 \\ 0 & \text{eğer } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{eğer } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

Eğer  $(\alpha)$  ÖS,  $|z| \leq z_{\alpha/2}$  ise  $H_0$  hipotezi kabul edilir, aksi durumda reddedilir. Hesaplanan S değeri pozitif ise artan, negatif ise azalan bir trendin varlığına işaret eder. Bu teknik eksik verilerin varlığına müsaade ettiği ve verilerin belirli bir dağılıma uyma zorunluluğunu aramadığı için özellikle kullanışlıdır (Yu ve diğerleri, 1993).

### Mevsimsel Kendall Testi

Aylık su kalitesi zaman serileri incelendiğinde çok belirgin bir mevsimselliğin olduğu görülür. Eğer eldeki zaman serileri aylık su kalitesi verileri ise daha önce kullanılan  $H_0$  hipotezi de yetersiz kalmaktadır. Verilerin yılın farklı zamanlarında farklı dağılımlar göstermesine neden olan mevsimsellik, Hirsch ve diğerleri (1982) tarafından önerilen Mevsimsel Kendall testinin sonuçlarını etkilememektedir. Ayrıca bu test, eksik verilerin ve bağ durumlarının olduğu zaman serilerine normalite şartına bakılmaksızın uygulanabilir.

Bu test verilerin rasgeleliğini göstermeyi amaçlar. Bu yüzden testin  $H_0$  sıfır hipotezi, daha önce tanımlanan  $H_0$  sıfır hipotezinin zayıf bir şeklidir. X her bir ay için gözlem değerlerini göstermek üzere  $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_{12})$  ve  $X_i$  i. aydaki  $n_i$  yıllık değerleri göstermek üzere  $\mathbf{X}_i = (x_{i1}, \dots, x_{in})$  dizilerinde  $H_0$  sıfır hipotezine göre, X bağımsız rasgele değişkenlerin ( $x_{ij}$ ) bir örneğidir.  $\mathbf{X}_i$  ( $i = 1, \dots, 12$ ) ise bağımsız ve benzer dağılmış rasgele değişkenlerin bir alt örneğidir. Alternatif hipoteze göre bir veya birden fazla aylık alt örnekler benzer dağılıma sahip değildir. Mevsimsel Kendall testinin uygulamasında, önce (2), (3) ve varyans ifadeleri kullanılarak her bir ay için ayrı ayrı test istatistiği  $S_i$  ve  $\text{Var}(S_i)$  değerleri hesaplanır. Daha sonra Mevsimsel Kendall test istatistiği ve varyansı aşağıdaki eşitliklerden bulunur.

$$S' = \sum_{i=1}^{12} S_i \quad (5)$$

$$\text{Var}(S') = \sum_{i=1}^{12} \text{Var}(S_i) + \sum_{i=1}^{12} \sum_{j=1}^{12} \text{Cov}(S_i, S_j) \quad (6)$$

$S_i$  ve  $S_j$  değerleri  $S_i = f(X_i)$  ve  $S_j = f(X_j)$  olmak üzere bağımsız rasgele değişkenlerin

fonksiyonlarıdır. Tüm  $X_i$  ve  $X_j$  değerleri birbirinden bağımsız  $i$  ve  $j$  aylık veriler olduğundan, (6) eşitliğindeki kovaryans terimi ihmal edilir (Hirsch ve diğerleri, 1982). Böylece  $Var(S') = \sum_i Var(S_i)$  eşitliği ile hesaplanır. Test istatistiğinin önemli olup olmadığına karar vermek için standart normal değişken ( $z$ )'nin değeri,  $S$  yerine  $S'$  kullanmak şartıyla (4) eşitliği ile hesaplanarak kritik ( $z$ ) değeri ile karşılaştırılır. Eğer ( $\alpha$ ) ÖS,  $|z| \leq z_{\alpha/2}$  ise  $H_0'$  hipotezi kabul edilir, aksi durumda reddedilir. Mevsimsel Kendall testinin  $S'$  değeri pozitif ise artan, negatif ise azalan bir trendin varlığına işaret eder.

### Sen'in Trend Eğim Metodu

Eğer lineer bir trend mevcut ise gerçek eğim (birim zamandaki değişim) için veri hatalarından veya ekstremum değerlerden (outliers) etkilenmeyen, eksik değerlerin bulunduğu kayıtlara uygulanabilen parametrik olmayan bir metod kullanılabilir (Yu ve diğerleri, 1993). Burada önce  $j$  ve  $k$  zamanlarındaki veriler  $x_j$  ve  $x_k$  olmak üzere ( $j > k$  şartıyla)  $N=n(n-1)/2$  ( $n$ :zaman periyotlarının sayısı) adet  $Q_i = (x_j - x_k)/(j - k)$  ( $i = 1, \dots, N$ ) değerleri hesaplanır ve küçükten büyüğe doğru sıralanır. Bu  $N$  adet  $Q_i$  değerlerinin medyanı Sen'in eğim estimatorü, yani söz konusu lineer trend eğim parametresini tahmin etmek için ilgili bir istatistiktir.  $N$  sayısının tek olması durumunda  $Q_{medyan} = Q_{(N+1)/2}$  eşitliği, çift olması durumunda ise  $Q_{medyan} = [Q_{(N)/2} + Q_{(N+2)/2}]/2$  eşitliği kullanılarak, ilgili gözlemlerin birim zamandaki değişimi bulunur. Bulunan  $Q_{medyan}$  değeri, Sen'in önerdiği parametrik olmayan bir teknik kullanılarak iki taraflı test ile  $100(1-\alpha)\%$  güven aralığında test edilir ve gerçek eğim hakkında karar verilir (Yu ve diğerleri, 1993). Bu çalışmada pratik olarak (-0.01;0.01) aralığındaki  $Q_{medyan}$  değerlerinin sıfır olduğu kabul edilmiştir.

### Van Belle ve Hughes (Trend) Homojenlik Testi

Metodolojik anlatım için Yu ve diğerleri (1993) tarafından yapılan açıklamalar burada özet olması bakımından esas alınmıştır. Gerçekte mevsimsel bir zaman serisinin herhangi bir ayında artan bir trend, başka bir ayında ise azalan trend mevcut olabilir. Bu durum aylık trendler arasında heterojenliğin varlığını işaret eder. Eğer trend mevsimler arasında heterojen ise trend yönü ve eğim tahminleri için yapılan

komple testler yanıltıcı olabilir. Bundan dolayı trend yönünün homojenliği için bir ön test yapılmalıdır. Başka bir deyişle trend hakkında havza bazında genel bir ifade vermek arzu edilirse, bir kaç istasyon verileri bir global trend test için birleştirilir (Van Belle ve Hughes, 1984).

Bu amaçla Van Belle ve Hughes (1984) tarafından geliştirilen, verilen bir istasyonda mevsimsel trendlerdeki homojenliği test etmek için aşağıdaki istatistik hesaplanır.

$$\chi_{homojen}^2 = \chi_{toplam}^2 - \chi_{trend}^2 = \sum_{i=1}^m (Z_i)^2 - m(\bar{Z})^2 \quad (7)$$

Yukarıda eşitlikteki ( $Z_i$ ) ve ( $\bar{Z}$ ) değerleri aşağıdaki ifadeler ile bulunur (Aylık veriler için  $m=12$ ).

$$Z_i = \frac{S_i}{\sqrt{Var(S_i)}} \quad \text{ve} \quad \bar{Z} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Z_i \quad (8)$$

Bu eşitliklerdeki  $S_i$ 'ler her bir ay için hesaplanmış olan Mann-Kendall test istatistiği değerleridir. (7) eşitliği ile hesaplanan  $\chi_{homojen}^2 > \chi_{kritik}^2[(\alpha) \text{ ÖS ve } (m-1) \text{ serbestlik derecesindeki (SD)}]$  durumunda, aylık trendlerin homojen (aynı yönde ve aynı büyüklükte) olduğunun varsayan  $H_0$  hipotezi reddedilir. Bu durumda Mevsimsel Kendall testi yerine Mann-Kendall testinin her bir ay için ayrı ayrı kullanılması uygundur. Aksi durumda  $\chi_{trend}^2$  için hesaplanan değer için tüm aylardaki genel bir trendin test edilmesi amacıyla  $SD=1$  olan  $\chi^2$  dağılımı ele alınır. Genel olarak  $\chi_{homojen}^2$  istatistiği; trend yönünün homojenliğini, bir istasyonun verilerinin farklı mevsimlerinde veya çok istasyonlu veri grubunda (eğer istasyonların verilerinde mevsimsellik bulunmuyorsa) araştırmakta kullanılır.

Aynı prosedür, mevsimsellik söz konusu olduğu zaman farklı istasyonlarda trend yönünün homojenliğini test etmek için de kullanılır. Bunun için yer darlığından formülleri burada verilmeyen ki-kare istatistikleri Van Belle ve Hughes (1984) Tablo 2'deki ifadeler ile bulunur. Hesaplanan  $\chi_{istasyon}^2, \chi_{mevsim}^2$  ve  $\chi_{istasyon-mevsim}^2$  değerleri standart ki-kare tablosundan sırayla  $(k-1)$ ,  $(m-1)$  ve  $(k-1).(m-1)$  SD ve ( $\alpha$ ) ÖS, kritik değerlerle karşılaştırılarak homojenlik hipotezinin kabulü veya reddine karar verilebilir. Eğer üç testin hepsi de önemsiz ise yani bu üç teste göre trendler homojen çıkmışsa  $\chi_{trend}^2$  değeri için global trendin test edilmesi amacıyla  $SD=1$  olan  $\chi^2$  dağılımında ele alınır. Eğer  $\chi_{mevsim}^2$  değeri önemli (homojen olmayan mevsimsel trend) fakat  $\chi_{istasyon}^2$  değeri önemsiz (havza genelinde homojen trend) ise,

her bir mevsimde farklı bir trend yönü, m adet mevsimsel istatistiklerin hesaplanmasıyla test edilir ve her biri için  $SD=1$  olan  $\chi^2$  dağılımının ( $\alpha$ ) ÖS kritik değeri ele alınır. Eğer  $\chi_{istasyon}^2$  değeri önemli (istasyonlar heterojen) fakat  $\chi_{mevsim}^2$  değeri önemsiz (mevsimsel trendler homojen) ise her bir istasyondaki trend için k adet istasyon istatistikleri hesaplanarak test edilir ve her biri için  $SD=1$  olan  $\chi^2$  dağılımının ( $\alpha$ ) ÖS kritik değeri ele alınır.

Eğer  $\chi_{istasyon}^2$  ve  $\chi_{mevsim}^2$  değerlerinin her ikisi de önemli (istasyon ve mevsimsel trendlerin her ikisi de heterojen) veya eğer  $\chi_{istasyon-mevsim}^2$  değeri önemli (istasyon-mevsim etkileşimi önemli) ise  $\chi^2$  trend testi yapılmamalıdır. Bunun yerine trend testlerinin anlamlı olması için prosedür, istasyon-mevsim kombinasyonlarının her biri için yapılmalıdır. Verilerde mevsimsellik yoksa, (7) ve (8) eşitliklerinde ay sayısını gösteren m yerine istasyon sayısını gösteren k yazılarak bir havzadaki istasyonlar arasında trend doğrusunun homojenliği test edilebilir. Bu durumda  $\chi_{homojen}^2$  değeri ( $\alpha$ ) ÖS kritik değeri aşarsa havzadaki istasyonların homojen olduğunu varsayan  $H_0$  hipotezi reddedilir. Her bir istasyondaki trendin bulunması için Mann-Kendall testi kullanılabilir. Eğer  $\chi_{homojen}^2$  değeri ( $\alpha$ ) ÖS kritik değerden küçük ise o zaman  $\chi_{trend}^2$  istatistiği, trend doğrusunun sıfırdan farklı olmadığı kabulüne dayanan  $H_0$  hipotezini test etmek için  $SD=1$  olan  $\chi^2$  dağılımı ile kontrol edilir.

### Araştırma Sonuçları

Bu çalışmada kullanılan su kalitesi verileri, EİEİ tarafından işletilen Susurluk Havzası'ndaki dört istasyondan alınmıştır (Şekil 1). Sırasıyla istasyon numarası 302 (316; 317, 331) olan M. Kemal Paşa Çayı-Döllük (Simav Çayı-Yahyabey; Kocadere-Akçasusurluk; Orhaneli Çayı-Dağgüney) 9629 (6454; 21611; 3474) km<sup>2</sup> drenaj alanına sahip olup gözlem süresi 10/1970-12/1994 (12/1983-12/1994; 9/1970-12/1994; 6/1992-12/1994) tarihleri arasındadır.

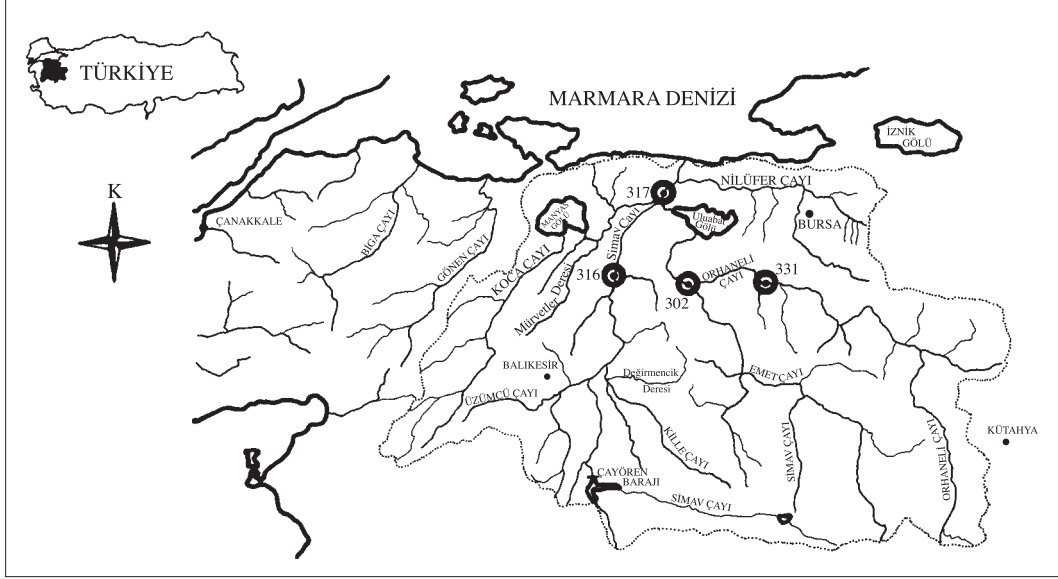
Verilerin genel istatistiksel karakteristikleri için yapılan *özet istatistiksel hesaplar* aşamasında, ortalama, standart sapma, değişkenlik ve çarpıklık katsayıları hesaplanmıştır. Debi, sediment konsantrasyonu, klorid, organik madde ve sodyum ölçümlerinin büyük oranda sağa çarpık olduğu; pH, elektriksel iletkenlik, kalsiyum+magnezyum, bikarbonat ve sülfat ölçümlerinin ise sola çarpık

olduğu görülmüştür. Zamanla değişimini görebilmek amacıyla istasyonlardaki parametreler için burada verilmeyen *zaman serisi grafiklerinden* belirlen periyodiklik ve uzun zaman ortalamasından olan sapmalar gözlenmiştir.

Verilerin birbiriyle olan lineer ilişkisinin derecesini göstermek amacıyla *korelasyon katsayıları* hesaplanmış ve istatistiksel bakımdan anlamlılıklarına ( $\alpha=0.05$ ) ÖS, t testi ile karar verilmiştir. Korelasyon katsayılarının İstasyon 302'de % 43.8'inin, İstasyon 316'da % 59'unun, İstasyon 317'de %48.6'sının ve İstasyon 331'de % 24.2'sinin önemli olduğu görülmüştür. Tüm istasyonlar birlikte düşünüldüğünde ise korelasyon katsayılarının % 43.9'unun ( $\alpha=0.05$ ) ÖS göre sıfırdan farklı olduğu gözlenmiştir.

Su kalitesi gözlemlerinin *normal dağılıma* uyması durumunda parametrik testler kullanılabilir. Parametrik olmayan testler normalite şartı aranmamasına rağmen Susurluk Havzası nehirleri su kalitesi verilerinin normal dağılıp dağılmadıkları, çarpıklık testi ile kontrol edilmiştir. Hesaplanan çarpıklık katsayılarının sonucuna göre zaman serilerinin yaklaşık olarak % 40'ı normal dağılıma uymamaktadır. Gözlemlerin *içsel bağımlılığını* belirlemek için seri elemanlarının herhangi bir olasılık dağılıma uyması şartını aramayan parametrik olmayan Spearman'ın sıralı seri korelasyon katsayısı testi kullanılmıştır. Su kalitesi parametreleri aylık veriler olduğundan test istatistik katsayıları her ay için hesaplanmıştır (İstasyon 331'in gözlem sayısı az olduğu için bu testten hariç tutulmuştur). Diğer üç istasyondaki değişkenlerin yaklaşık olarak % 25'i bağımlı çıkmaktadır.

Su kalitesi parametrelerinin ön istatistiksel analizlerine göre verilerin çarpık dağılması, % 43.9'unun birbiriyle karşılıklı lineer bir ilişki içinde olması, % 40'ının normal dağılıma uymaması ve % 25'inin içsel bağımlı olmasından dolayı verilerin kısa süreli, düzensiz, kesikli ve çarpık dağılım gibi olumsuz özellikleri ortadan kaldıran parametrik olmayan testlerin bu çalışmada kullanılmasının uygun olduğuna karar verilmiştir. Ayrıca Hirsch ve diğerleri (1982) tarafından tavsiye edilen trend belirlenmesinde *akım ayarlaması* analizi burada, Yu ve diğerleri (1993) tarafından yapılan çalışmada da olduğu gibi akım değerlerinin ya bir baraj ya da su temini amaçlı regüle edilmiş olmasından dolayı göz önüne alınmamıştır.



Şekil 1. Susurluk Havzası su kalitesi gözlem istasyonları.

Trendlerin lineer eğimleri (birim zamandaki değişimleri) Sen tarafından geliştirilen ve parametrik olmayan bir metod kullanılarak hesaplanmıştır. Mevsimsel trendlerdeki homojenlik ve havza bazında global trend için homojenlik testleri ise Van Belle ve Hughes tarafından geliştirilmiş olan trend homojenlik testi kullanılarak yapılmıştır. Uygulanan trend testlerin sonuçları her bir istasyon için tablo şeklinde elde edilmiştir. Parametrik olmayan trend testi istatistiklerinin  $\alpha=0.05$  güven seviyesindeki (z) değerinden büyük olması durumunda trendin olduğu sonucuna varılmıştır. Değerlendirme yapılırken dört testten benzer sonucu veren en az üç test göz önüne alınmıştır.

Burada trend analiz metodlarının sonuçları sadece İstasyon 302 için tablo halinde verilecektir, fakat bütün istasyonlar için sonuçların değerlendirilmesi yapılacaktır. İstasyon 302 (Tablo 1), 316 ve 317 trend analiz sonuçları irdelendiğinde; Mann-Kendall, mevsimsel Kendall ve Sen'in T metodlarının aynı sonucu verdiği, Spearman'ın Rho testinin ise su sıcaklığı gözlemlerinin trendinin saptanmasında diğer testlerden farklı sonuç verdiği görülmektedir. Bu bulgu, Tablo 1'deki sonuçlara göre İstasyon 302'de sodyum parametresi için de geçerlidir. Ayrıca bu istasyonlar için debi gözlemlerinde zamanla azalan bir trend tespit edilmiş ve trendin eğimi yıllık sırasıyla  $-0.12164 \text{ m}^3/\text{s}$ ,  $-0.06072 \text{ m}^3/\text{s}$  ve  $-0.44893 \text{ m}^3/\text{s}$  olarak hesaplanmıştır. Yine bu üç istasyonda su sıcaklığı, elektriksel iletkenlik, sodyum, kalsiyum+magnezyum,

bikarbonat ve klorid verilerinde zamanla artan bir trend gözlenmiştir. Bunlar içerisinde en büyük değer elektriksel iletkenliğe ait olup İstasyon 302 için  $0.87500 \mu\text{mhos}/\text{cm}/\text{yıl}$ , İstasyon 316 için  $0.87952 \mu\text{m}$  has/cm/yıl ve İstasyon 317 için  $1.06250 \mu\text{m}$  has/cm/yıl'dır. En düşük eğim ise İstasyon 302 için  $0.00063 \text{ me}/\text{L}/\text{yıl}$  değeriyle sodyuma, İstasyon 316 için  $0.00021 \text{ me}/\text{L}/\text{yıl}$  ve İstasyon 317 için  $0.00019 \text{ me}/\text{L}/\text{yıl}$  değerleriyle ise potasyuma aittir.

İstasyon 316'daki sediment konsantrasyonu verilerinde trendinin eğimi  $-0.30588 \text{ ppm}/\text{yıl}$  olarak bulunmuştur. İstasyon 316 ve 317'de potasyum verilerinde artan bir trend gözlenmiştir. İstasyon 302, 316 ve 317'de gözlenen diğer su kalitesi parametrelerinde, uygulanan testlerin sonuçlarına göre herhangi bir trend ulunmamıştır.

İstasyon 331 trend analiz sonuçları irdelendiğinde; Mann-Kendall ve Sen'in T metodlarının hep aynı sonucu verdiği, Spearman'ın Rho testinin ise gözlemlerin hiçbirisinde trend bulmadığı görülmektedir. Verilerin yeterli sayıda olmaması nedeniyle Mevsimsel Kendall testi bu istasyon gözlemlerine uygulanamamıştır. Test sonuçlarına göre debi, sediment konsantrasyonu ve bor gözlemlerinde zamanla azalan bir trend vardır. Bunlar içerisinde en büyük değer sediment konsantrasyonuna ait olup yıllık  $-2.50000 \text{ ppm}'\text{dir}$ . En düşük eğim ise yıllık  $-0.00670 \text{ ppm}$  değeriyle bora aittir. Sodyum ve sülfat verilerinde zamanla artan bir trend gözlenmiş olup sodyum trendinin eğimi yıllık  $0.00400 \text{ me}/\text{L}$  ve sülfat trendinin eğimi ise

yıllık 0.01460 me/L olarak bulunmuştur. Gözlenen diğer su kalitesi parametrelerinde, uygulanan testlerin sonuçlarına göre herhangi bir trend tespit edilememiştir. Bulunan trendlerin homojenliğini test etmek için kullanılan Van Belle ve Hughes trend homojenlik testi sonuçları mevsimsel bazda Tablo 2’de, havza bazında ise Tablo 3’de verilmiştir. Homojenlik testinde (7) eşitliği ile hesaplanan  $\chi^2_{homojen}$  değerinin ( $\alpha=0.05$ ) ÖS ve  $(m-1)=(12-1)=11$  SD kritik  $\chi^2$  değerinden büyük olması durumunda aylık

trendlerin homojen olmadığı sonucuna varılmıştır. Yu ve diğerleri (1993) tarafından bu durumda kullanılması tavsiye edilen Mann-Kendall testi kullanılmış ve trend sonucunda herhangi bir değişiklik meydana gelmediği görülmüştür.  $\chi^2_{homojen}$  değerinin kritik  $\chi^2$  değerinden küçük olması durumunda ise tüm aylardaki genel trendin test edilmesi için  $\chi^2_{trend}$  değeri kullanılmıştır.  $\chi^2_{trend}$  değerinin ( $\alpha=0.05$ ) ÖS ve SD=1 kritik  $\chi^2$  değerinden büyük olması durumunda tüm aylardaki trendin homojen, yani aynı yönde olduğu sonucuna varılmıştır.

**Tablo 1.** İstasyon 302 için trend analiz metodlarının sonuçları.

Parametreler	Mann-Kendall Testi	Mevsimsel Kendall Testi	Spearman’ın Rho Testi	Sen’in T Testi	Sen’in Estimatörü	$\alpha=0.05$ Önem Seviyesi	TREND
Debi	-3.6066	-4.4771	3.0411	3.720	-0.12164	1.96	<b>Var</b> ↓
Su Sıcaklığı	2.5155	1.9818	-1.5017	-2.407	0.02703	1.96	<b>Var</b> ↑
Sed. Kons.	-0.0938	-0.6642	1.0345	0.062	-0.32710	1.96	<b>Yok</b>
pH	-0.6302	-0.5102	0.2732	0.692	0.00000	1.96	<b>Yok</b>
ECX E6	5.0798	4.6723	-4.7149	-5.195	0.87500	1.96	<b>Var</b> ↑
Na <sup>+</sup>	2.5948	2.1286	-1.8413	-2.244	0.00063	1.96	<b>Var</b> ↑
K <sup>+</sup>	-0.7956	-0.6315	0.6706	0.734	0.00000	1.96	<b>Yok</b>
Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup>	5.2201	4.6348	-5.2318	-5.279	0.00962	1.96	<b>Var</b> ↑
CO <sub>3</sub> <sup>=</sup>	-0.3997	-0.5229	0.3466	0.502	0.00000	1.96	<b>Yok</b>
HCO <sub>3</sub> <sup>-</sup>	5.5477	5.0352	-5.2035	-5.430	0.01024	1.96	<b>Var</b> ↑
Cl <sup>-</sup>	6.2455	6.5242	-6.0227	-6.293	0.00098	1.98	<b>Var</b> ↑
SO <sub>4</sub> <sup>=</sup>	-0.7561	-1.0322	0.1757	1.079	-0.00023	1.96	<b>Yok</b>
Org.Madde	-1.3879	-1.1371	1.4540	1.438	-0.00306	1.96	<b>Yor</b>
Bor	1.4443	1.4178	-1.7751	-1.346	0.00201	1.96	<b>Yok</b>

Tablo 2 incelendiğinde, İstasyon 302’de sadece bikarbonata ait  $\chi^2_{homojen}$  değeri  $\chi^2_{kritik}$  değerinden büyük çıkmıştır. Buna göre bikarbonat verilerine ait aylık trendler heterojendir. Diğer parametreler için tüm aylardaki genel trendin test edilmesi amacıyla  $\chi^2_{trend}$  değerleri dikkate alınmıştır.  $\chi^2_{trend}$  değerlerinin  $\chi^2_{kritik}$  değeri ile karşılaştırılması sonucunda, Tablo 1’deki analiz bulgularında sodyum verilerine ait trend bulunmasına rağmen homojenlik testinde bir trend bulunamamıştır. Diğer değişkenler için homojenlik testi ile Tablo 1’deki trend analiz sonuçları arasında herhangi bir fark yoktur. İstasyon 316’da sadece organik maddeye ait  $\chi^2_{homojen}$  değeri  $\chi^2_{kritik}$  değerinden büyük çıkmıştır. Buna göre organik madde verilerine ait aylık trendler heterojendir. Diğer parametreler için tüm aylardaki genel trendin test edilmesi amacıyla  $\chi^2_{trend}$  değerleri dikkate alınmıştır.  $\chi^2_{trend}$  değerlerinin  $\chi^2_{kritik}$  değeri ile karşılaştırılması sonucunda; karbonat verilerine ait trend bulunmamasına rağmen homojenlik testinde bulunmuştur. Diğer parametreler için homojenlik testi ile trend analiz sonuçlarında bir fark yoktur. İstasyon 317’de sadece sediment kon-

santrasyonu ve su sıcaklığına ait  $\chi^2_{homojen}$  değerleri  $\chi^2_{kritik}$  değerinden büyük çıktığından, su sıcaklığı ve sediment konsantrasyonu verilerine ait aylık trendler heterojendir. Diğer parametreler için tüm aylardaki genel trendin test edilmesi amacıyla  $\chi^2_{trend}$  değerleri dikkate alınmıştır.  $\chi^2_{trend}$  değerlerinin  $\chi^2_{kritik}$  ile kıyaslanmasında, karbonat verilerine ait bir trend görülmemesine rağmen homojenlik testinde bulunmuştur. Diğer değişkenler için homojenlik testi ile trend analiz sonuçları arasında herhangi bir fark bulunmamaktadır.

Tablo 3’e göre  $\chi^2_{istasyon}$ ,  $\chi^2_{mevsim}$  ve  $\chi^2_{ista-mev}$  değerlerinin üçü de pH kalsiyum+magnezyum, karbonat, klorid, sülfat ve bor gözlemlerinde önemsiz çıktığından (yani bu üç teste göre trendler homojen olduğundan)  $\chi^2_{trend}$  değeri, global trendin test edilmesi için SD=1 olan  $\chi^2$  dağılımı kullanılarak ele alınmıştır. pH, kalsiyum+magnezyum, karbonat ve klorid için  $\chi^2_{trend}$  değeri  $\chi^2_{kritik}$  değerinden büyük olduğundan bu parametrelerde global olarak trend mevcuttur. Sülfat ve bor için  $\chi^2_{trend}$  değeri  $\chi^2_{kritik}$  değerinden küçük olduğundan bu parametrelerde global trend mevcut değildir.



KALAYCI, KAHYA

**Tablo 2.** Mevsimsel trendlerdeki homojenlik testinin sonuçları.

	Van Belle ve Hughes (Trend) Homojenlik Testi											
	İstasyon 302				İstasyon 316				İstasyon 317			
	$\chi^2_{homojen}$	$\chi^2_{kritik}$	$\chi^2_{trend}$	$\chi^2_{kritik}$	$\chi^2_{homojen}$	$\chi^2_{kritik}$	$\chi^2_{trend}$	$\chi^2_{kritik}$	$\chi^2_{homojen}$	$\chi^2_{kritik}$	$\chi^2_{trend}$	$\chi^2_{kritik}$
		$\alpha = 0.05$		$\alpha = 0.05$		$\alpha = 0.05$		$\alpha = 0.05$		$\alpha = 0.05$		$\alpha = 0.05$
	(m-1)		(1)		(m-1)		(1)		(m-1)		(1)	
Debi	9.47	19.68	24.44*	3.84	10.09	19.68	15.29*	3.84	7.87	19.68	28.13*	3.84
Su Sıcaklığı	11.36	19.68	4.51*	3.84	11.39	19.68	14.59*	3.84	24.74+	19.68	7.14*	3.84
Sed. Kons.	17.31	19.68	1.32	3.84	12.16	19.68	13.60*	3.84	19.82+	19.68	1.42	3.84
pH	10.86	19.68	0.06	3.84	4.80	19.68	2.98	3.84	2.72	19.68	2.31	3.84
ECX E6	6.51	19.68	25.40*	3.84	15.50	19.68	14.99*	3.84	9.22	19.68	39.63*	3.84
Na <sup>+</sup>	11.88	19.68	3.56	3.84	15.36	19.68	14.84*	3.84	5.65	19.68	31.19*	3.84
K <sup>+</sup>	13.18	19.68	0.65	3.84	19.30	19.68	17.02*	3.84	13.96	19.68	26.69*	3.84
Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup>	9.03	19.68	25.50*	3.84	11.10	19.68	16.59*	3.84	7.36	19.68	5.75*	3.84
CO <sub>3</sub> <sup>-</sup>	7.32	19.68	0.09	3.84	4.89	19.68	4.28*	3.84	3.92	19.68	4.33*	3.84
HCO <sub>3</sub> <sup>-</sup>	35.17+	19.68	46.52*	3.84	6.45	19.68	10.65*	3.84	6.01	19.68	13.30*	3.84
Cl <sup>-</sup>	6.67	19.68	46.80*	3.84	6.94	19.68	26.91*	3.84	5.96	19.68	70.46*	3.84
SO <sub>4</sub> <sup>-</sup>	3.54	19.68	0.73	3.84	5.46	19.68	0.01	3.84	6.97	19.68	0.82	3.84
Org. Madde	14.73	19.68	1.56	3.84	24.07+	19.68	0.34*	3.84	11.98	19.68	0.75	3.84
Bor	7.16	19.68	2.61	3.84	14.64	19.68	0.00	3.84	7.62	19.68	1.49	3.84

(+): Aylık trendler heterojendir (farklı yöndedir).

(\*): Aylık trendler homojendir (tüm aylardaki trend aynı yöndedir).

**Tablo 3.** Havza bazında global trend için homojenlik testinin sonuçları.

	Van Belle ve Hughes (Trend) Homojenlik Testi							İstasyon Homojenliği $\chi_{ist...}^2 \chi_{kr}^2$	Mevsimsel Homojenlik $\chi_{mev...}^2 \chi_{kr}^2$	Etkileşim $\chi_{ist-mev...}^2 \chi_{kr}^2$	Açıklama	Global Trend $\chi_{trend...}^2 \chi_{kr}^2$	TREND
	$\chi_{topl}^2$	$\chi_{hom}^2$	$\chi_{mev}^2$	$\chi_{ist}^2$	$\chi_{ist-mev}^2$	$\chi_{trend}^2$							
	Debi	95.30	28.48	21.40	1.05	6.03	66.82						
Su Sıcaklığı	73.73	48.99	38.89	1.50	8.61	24.74	<	>	<	+			
Sed.Kons.	65.63	53.51	28.52	4.23	20.77	12.11	<	>	<	+			
pH	23.73	19.67	8.89	1.29	9.49	4.06	<	<	<	*	>	<b>Var</b>	
ECX E6	111.26	34.16	20.23	2.94	11.00	77.09	<	>	<	+			
Na <sup>+</sup>	82.47	39.74	23.23	6.85	9.66	42.73	>	>	<	!			
K <sup>+</sup>	90.79	66.78	30.61	20.34	15.83	24.01	>	>	<	!			
Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup>	75.33	31.09	12.48	3.60	15.01	44.24	<	<	<	*	>	<b>Var</b>	
CO <sub>3</sub> <sup>-</sup>	24.83	18.23	9.89	2.11	6.24	6.59	<	<	<	*	>	<b>Var</b>	
HCO <sub>3</sub> <sup>-</sup>	118.09	55.25	22.40	7.62	25.22	62.84	>	>	<	!			
Cl <sup>-</sup>	163.75	24.72	13.64	5.14	6.04	139.03	<	<	<	*	>	<b>Var</b>	
SO <sub>4</sub> <sup>-</sup>	17.52	16.39	8.89	0.42	7.08	1.14	<	<	<	*	<	<b>Yok</b>	
Org.Madde	53.42	53.41	30.21	2.63	20.57	0.01	<	>	<	+			
Bor	33.52	30.84	15.13	1.42	14.29	2.68	<	<	<	*	<	<b>Yok</b>	
Serbestlik Derecesi	k.m= 36	k.m-1= 35	m-1= 11	k-1= 2	(k-1)(m-1)= 22	1= 1							
$\chi_{kritik}^2$	51	49.8	19.68	5.99	33.88	3.84							
$(\alpha = 0.05)$													

(\*):  $\chi_{trend}^2$  değeri dikkate alınır.

(+): m adet mevsimsel istatistik dikkate alınır. ( $k\bar{Z}_j^2$ ,  $j = 1, 2, \dots, 12$ )

(!):  $\chi^2$  trend testi yapılmaz.

$\chi^2_{mevsim}$  değerinin önemli (homojen olmayan mevsimsel trend) fakat  $\chi^2_{istasyon}$  değerinin önemsiz (havza genelinde homojen trend) olduğu debi, su sıcaklığı, sediment konsantrasyonu, elektriksel iletkenlik ve organik madde gözlemlerinde her bir mevsimdeki farklı trend yönü, m adet mevsimsel istatistik hesaplanarak test edilmiş ve Tablo 4'de gösterilmiştir. Buna göre her bir ay için hesaplanan mevsimsel istatistik değeri, SD=1 olan ( $\alpha$ ) ÖS  $\chi^2_{kritik}$  değerinden büyük iken trend var, küçük iken trend yoktur.  $\chi^2_{istasyon}$  ve  $\chi^2_{mevsim}$  değerlerinin her ikisinin de önemli (mevsimsel ve istasyon trendlerinin her ikisi de homojen değil) olduğu sodyum, potasyum ve bikarbonat gözlemlerinde  $\chi^2$  trend homojenlik testi yapılmamıştır.

### Sonuçlar

Susurluk Havzası nehirlerindeki gözlemlere uygulanan parametrik olmayan test sonuçları şu şekilde özetlenebilir. Debi değerinde ve sediment konsantrasyonunda azalan bir trend mevcut iken su sıcaklığında, elektriksel iletkenlik değerinde,

sodyum, potasyum, kalsiyum+magnezyum, bikarbonat ve klorid konsantrasyonlarında artan bir trend bulunmaktadır. Karbonat, pH, sülfat, organik madde ve bor konsantrasyonlarında herhangi bir trend bulunmamaktadır.

Debi değerlerindeki azalan trendin, havzaya düşen yağış miktarındaki azalmadan olduğu düşünülebilir. Ayrıca akarsu sisteminden sulama veya başka amaçlar için kullanılan su miktarının artması da sebep olabilir. Nehir kollarından birkaç tanesi üzerinde baraj bulunması da önemli olabilir. Su sıcaklığında artan bir trendin varlığı, debinin azalmasına bağlı olduğu gibi sanayi bölgesi olan Bursa ve Balıkesir yakınlarında bulunan endüstriyel tesislerden bırakılabilecek sıcak sularla da ilişkilendirilebilir. Sediment konsantrasyonunda azalan bir trende, debideki azalma neden olabileceği gibi yağmurların sürüklenmesiyle gelebilecek olan sedimentlerin ağaçlandırma ve yeşillendirme ile engellenmesine de bağlı olabilir. Kalsiyum+magnezyum konsantrasyonunda artan bir trendin varlığı, elektriksel iletkenlik değerinde de sürekli artan bir trende neden olmaktadır.

**Tablo 4.** Homojen olmayan mevsimsel trend ve havza genelinde homojen trend için m adet mevsimsel istatistik sonuçları

Ay	$\alpha = 0.05$	Debi		Su Sıcaklığı		Sed. Kons.		ECX E6		Org. Madde	
	$\chi^2_{kr}(1)$	$k\bar{Z}_j^2$	Trend	$k\bar{Z}_j^2$	Trend	$k\bar{Z}_j^2$	Trend	$k\bar{Z}_j^2$	Trend	$k\bar{Z}_j^2$	Trend
1	3.84	20.61	<b>Var</b>	0.36	<b>Yok</b>	9.93	<b>Var</b>	16.73	<b>Var</b>	5.33	<b>Var</b>
2	3.84	1.94	<b>Yok</b>	1.84	<b>Yok</b>	0.89	<b>Yok</b>	0.10	<b>Yok</b>	2.05	<b>Yok</b>
3	3.84	7.03	<b>Var</b>	2.12	<b>Yok</b>	0.16	<b>Yok</b>	3.74	<b>Yok</b>	5.97	<b>Var</b>
4	3.84	1.07	<b>Yok</b>	1.65	<b>Yok</b>	1.26	<b>Yok</b>	1.95	<b>Yok</b>	0.00	<b>Yok</b>
5	3.84	0.46	<b>Yok</b>	0.16	<b>Yok</b>	0.20	<b>Yok</b>	2.92	<b>Yok</b>	0.05	<b>Yok</b>
6	3.84	1.26	<b>Yok</b>	0.10	<b>Yok</b>	5.48	<b>Var</b>	3.93	<b>Var</b>	0.06	<b>Yok</b>
7	3.84	13.25	<b>Var</b>	7.42	<b>Var</b>	13.25	<b>Var</b>	4.49	<b>Var</b>	5.98	<b>Var</b>
8	3.84	12.61	<b>Var</b>	17.15	<b>Var</b>	4.46	<b>Var</b>	10.18	<b>Var</b>	1.17	<b>Yok</b>
9	3.84	19.01	<b>Var</b>	9.11	<b>Var</b>	2.62	<b>Yok</b>	20.70	<b>Var</b>	0.13	<b>Yok</b>
10	3.84	7.52	<b>Var</b>	16.85	<b>Var</b>	1.82	<b>Yok</b>	15.68	<b>Var</b>	0.27	<b>Yok</b>
11	3.84	2.20	<b>Yok</b>	6.57	<b>Var</b>	0.34	<b>Yok</b>	9.62	<b>Var</b>	5.20	<b>Var</b>
12	3.84	1.26	<b>Yok</b>	0.30	<b>Yok</b>	0.20	<b>Yok</b>	7.29	<b>Var</b>	4.00	<b>Var</b>

### SEMBOLLER

- $Q_{medyan}$  : Sen'in eğim estimatörü  
 $r_s$  : Spearman'ın Rho korelasyon katsayısı  
S : Mann-Kendall testi istatistiği  
S' : Mevsimsel Kendall testi istatistiği  
T : Sen'in T testi istatistiği  
Var(S) : Mann-Kendall testi istatistiğinin varyansı

### Teşekkür

Bu tür çalışmanın ülkemizde öncülüğünü yapan Prof.Dr. Nilgün HARMANCIOĞLU ve Öğr.Gör. Yılmaz İÇAĞA'ya yaptıkları çalışmalar bu araştırmaya Türkçe kaynak teşkil ettiğinden dolayı teşekkür ederiz. Ayrıca bu yayımı değerlendiren iki hakemin yapıcı eleştirilerine takdirlerimizi sunarız.

## Kaynaklar

- EİEİ, *Türkiye Akarsularında Su Kalitesi Gözlemleri*, Ankara, 1996.
- Helsel, D. R., Hirsch, R. M. “*Statistical Methods in Water Resources*”, Elsevier, 1992.
- Hirsch, R. M., Slack, J. R., Smith, R. A. “Techniques of Trend Analysis for Monthly Water Quality Data” *Water Resources Research*, 18, 107-121, 1982
- Hirsch, R. M., Slack, J. R. “*A Nonparametric Trend Test for Seasonal Data with Serial Dependence*”, *Water Resources Research*, 20, 727-732, 1984.
- Hirsch, R. M., Alexander, R. B., Smith, R. A. “*Selection of Methods for the Detection and Estimation of Trends in Water Quality*”, *Water Resources Research*, 27, 803-813, 1991.
- İçağa, Y. “*Analysis of Trends in Water Quality Using Nonparametric Methods*”, Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İzmir, 1994.
- İçağa, Y., Harmancıoğlu, N. “*Yeşilirmak Havzasında Su Kalite Eğilimlerinin Belirlenmesi*”, Türkiye İnşaat Müh. 13.Teknik Kongresi, Bildiriler Kitabı, Milli Kütüphane, Ankara, 482-497, 1995.
- Alkan, A., Özkul, S., Alpaslan, N., Harmancıoğlu, N. “*Dünyada ve Türkiye’de Su Kalitesi Gözlem Ağlarının Gelişimi*”, Türkiye İnşaat Müh. 13.Teknik Kongresi, Bildiriler Kitabı, Milli Kütüphane, Ankara, 560-572, 1995.
- Van Belle, G., Hughes, J. P. “*Nonparametric Tests for Trend in Water Quality*”, *Water Resources Research*, 20, 127-136, 1984.
- Yu. Y. S. Zou, S., Whittemore, D. “*Non-parametric Trend Analysis of Water Quality Data of Rivers in Kansas*”, *Journal of Hydrology*, 150, 61-80, 1993.