

EGE ÜNİVERSİTESİ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

**EGE BÖLGESİ DSİ İSTASYONLARINDA ÖLÇÜLEN
YILLIK TOPLAM YAĞIŞLARIN TREND ANALİZİ**

Doğangün ÇİFLİK

Tez Danışmanı : Yrd. Doç. Dr. Ömer Levend AŞIKOĞLU

İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı

Bilim Dalı Kodu : 624.02.02

Sunuş Tarihi : 28.08.2012

Bornova-İZMİR

2012

Doğangün ÇİFLİK tarafından yüksek lisans tezi olarak sunulan “Ege Bölgesi DSİ İstasyonlarında Ölçülen Yıllık Toplam Yağışların Trend Analizi” başlıklı bu çalışma E.Ü. Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Yönetmeliği ile E.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü Eğitim ve Öğretim Yönergesi’nin ilgili hükümleri uyarınca tarafımızdan değerlendirilerek savunmaya değer bulunmuş ve 28.08.2012 tarihinde yapılan tez savunma sınavında aday oybirliği/oyçokluğu ile başarılı bulunmuştur.

Jüri Üyeleri:

İmza

Jüri Başkanı : Prof. Dr. Ertuğrul BENZEDEN

Raportör Üye : Yrd. Doç. Dr. Cahit YERDELEN

Üye : Yrd. Doç. Dr. Ömer Levend AŞIKOĞLU

ÖZET**EGE BÖLGESİ DSİ İSTASYONLARINDA ÖLÇÜLEN
YILLIK TOPLAM YAĞIŞLARIN TREND ANALİZİ**

ÇİFLİK, Doğangün

Yüksek Lisans Tezi, İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı

Tez Yöneticisi: Yrd. Doç. Dr. Ömer Levend AŞIKOĞLU

Ağustos 2012, 74 sayfa

İklim değişikliği fenomeninin incelenmesinde, hidrolojik çevrimin en önemli unsurlarından olan yağışların karakteristiğindeki değişimler önemli bir rol oynamaktadır. Yağış serilerindeki trendlerin araştırılması, su kaynakları sistemlerinin planlanması ve yönetilmesine yönelik çalışmalar açısından son derece büyük bir önem arz etmektedir.

Bu çalışmada, Ege Bölgesindeki ortalama 40 yıl süreli 49 adet DSİ yağış gözlem istasyonunun yıllık toplam yağış verilerinin trendi araştırılmıştır.

Yıllık toplam yağış verilerinin trendlerini analiz etmek amacıyla; parametrik bir test olan T testi ile parametrik olmayan Mann-Kendall, Mann-Kendall Mertebe Korelasyon, Spearman'ın Rho testleri ve Sen'in trend eğim metotları kullanılmıştır. Öncelikle, istasyonlardaki gerçek trend varlığını belirlemek amacıyla, gerçekte olmayan bir trendin oluşmasına sebep olan içsel bağımlılığın yok edilebilmesi için Ön Arındırma (Pre-Whitening) yöntemi kullanılmıştır. Literatürde yeralan klasik ön arındırma yöntemi, içsel bağımlılığın yok edilmesi sırasında gerçekte var olan bir trendin yok olmasına neden olabilmektedir. Tez çalışma kapsamında, bu negatif etkiden kaçınmak amacıyla, Yue vd.(2003, 2004) nin önerdiği Ön Arındırma (Pre-Whitening) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem içsel bağımlılığın yok edilmesi aşamasından önce veri dizisinden deterministik eğimin ayıklanması, daha sonra bu eğimin bulunan kalıntı terimlerine tekrar eklenmesi mantığını benimsemektedir. Böylelikle uygulanan trend testlerin gücünün azalmaması sağlanmış olacaktır.

Ayrıca önceki çalışmalarda, veri dizilerinin içsel bağımlılığının yok edilmesini hedefleyen ön Arındırma yöntemi sadece AR(1) sürecini incelerken, bu çalışmada bir yenilik olarak AR(2) ve ARMA(1,1) süreçleri de irdelenmiştir.

Anahtar sözcükler: Trend analizi, Ön Arındırma, T testi, Mann-Kendall testi, Mann-Kendal Mertebe Korelasyon testi, Spearman Rho

ABSTRACT**TREND ANALYSIS OF ANNUAL RAINFALL
OBSERVED IN DSI STATIONS IN AEGEAN REGION**

ÇİFLİK, Doğangün

MSc. Thesis, In of Civil Engineering

Adviser: Assist. Prof. Dr.Ömer Levend AŞIKOĞLU

Ağustos 2012, 74 sayfa

Changes in the characteristics of rain events, which is one of the most important ingredients of the hydrological circle, play an important role in exploring the phenomenon of climate change. The studies of trends of the rainfall series are important in planning and management of water resources systems.

This study includes the trend analysis of annual rainfall data of 49 rain gauges in Aegean Region with an average record length of 40 years.

The trend analysis of annual rainfall series were carried out with the parametrical t test, and non-parametrical Mann-Kendall, Mann-Kendall rank correlation, Spearman's Rho and Sen's trend slope tests. The Pre-whitening method eliminates the autocorrelation in the series, so a real trend in the series of rain gauge data could be identified. The conventional Pre-whitening method in some instances removes an existing trend while eliminating the autocorrelation. In this study an alternative Pre-whitening method (Yue's Pre-whitening) was carried out (Yue et.al. 2003, 2004) to avoid this negative effect. This method proposes to remove the deterministic trend from the data before Pre-whitening, and add this trend again to the residuals after Pre-whitening. Thus, the power of the trend analysis was not reduced.

While conventional Pre-whitening methods use AR(1) process for elimination of autocorrelation, this study proposes to eliminate the autocorrelation by examining also the AR(2) ve ARMA(1,1) processes as an improvement.

Keywords: Trend analysis, Pre-whitening, T test, Mann-Kendall test, Mann-Kendal rank correlation testi, Spearman Rho test

TEŞEKKÜR

Bu çalışma süresince ve yüksek lisans öğrenimime başladığım günden itibaren bana her türlü desteği veren, bilgi ve deneyimlerini benden esirgemeyen tez danışman hocam Sn. Yr. Doç. Dr. Ömer Levend AŞIKOĞLU'na, kıymetli görüşlerinden yararlandığım ve yakın ilgilerini esirgemeyen Sn. Prof. Dr. Ertuğrul BENZEDEN ve Sn. Yrd. Doç. Dr. Cahit YERDELEN hocalarıma, ayrıca verdikleri manevi destek ile bana gösterdikleri güven ve sabır için eşim Tarih Öğretmeni Fatma ÇİFLİK'e ve oğlum Özgün Kağan'a şükranlarımı ve teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLERSayfa

ÖZET	v
ABSTRACT	vii
TEŞEKKÜR	ix
ŞEKİLLER DİZİNİ	ixx
ÇİZELGELER DİZİNİ	xxi
1.GİRİŞ	1
2.ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR	5
3. MATERYAL	16
4. YÖNTEM	18
4.1 Serisel (İçsel) Bağımlılığın Belirlenmesi	18
4.1.1 Otokorelasyon Analizi	18
4.1.2 Kısmi Otokorelasyon Analizi	19
4.2 Ön Arındırma Yöntemi (Pre-Whitening) ile İçsel Bağımlılığın Giderilmesi	21
4.3 Deterministik Eğim	22
4.4 Stasyonier Zaman Serileri İçin Basit Stokastik Bağımlılık Modelleri	23
4.5 Trend Testleri	25
4.5.1 Mann-Kendall Testi	26

İÇİNDEKİLER (devam)

Sayfa

4.5.2 Spearman'ın Rho Testi	27
4.5.3 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi	27
4.5.4 T Testi	30
5. BULGULAR	31
5.1 İçsel Bağımlılığın Tespiti	31
5.2 İçsel Bağımlılığı Olmayan Serilerin Trend Analizi Sonuçları	32
5.2.1 Mann-Kendall Testi Sonuçları	32
5.2.2 Spearman'ın Rho Testi Sonuçları	33
5.2.3 T Testi Sonuçları	34
5.2.4 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi Sonuçları	35
5.3 İçsel Bağımlılığı Olan İstasyonlarda Ön Arındırma Yöntemi	41
5.3.1 Deterministik Eğim Değerleri	42
5.3.2 Kalıntı Terimlerinin Bulunması	42
5.4 İçsel Bağımlılığı Giderilmiş Serilerin Trend Analizi Sonuçları	45
5.4.1 Mann-Kendall Testi Sonuçları	46
5.4.2 Spearman'ın Rho Testi Sonuçları	46
5.4.3 T Testi Sonuçları	47

İÇİNDEKİLER (devam)

Sayfa

5.4.4 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi Sonuçları	48
5.5 Işıkkara İstasyonu Verilerine Stokastik Model Belirleme Çalışmaları	48
5.6 Işıkkara İstasyonu Verilerine Ön Arındırma Uygulanması	50
5.7 Işıkkara İstasyonunun Trend Testleri	55
5.7.1 Mann-Kendall Testi Sonucu	56
5.7.2 Spearman'ın Rho Testi Sonucu	56
5.7.3 T Testi Sonucu	56
5.7.4 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi Sonucu	57
6. TARTIŞMA	58
6.1 Ön Arındırma'da Deterministik Eğimin Durumu	58
6.2 Analiz Testlerine Ait Sonuçların Karşılaştırılması	59
7. SONUÇ	62
8. ÖNERİLER	67
KAYNAKLAR DİZİNİ	68
ÖZGEÇMİŞ	74
EKLER	
Ek 1 Standart normal dağılım tablosu	

İÇİNDEKİLER (devam)

Sayfa

Ek 2 t dağılımı tablosu.....	
------------------------------	--

ŞEKİLLER DİZİNİ

<u>Şekil</u>	<u>Sayfa</u>
3.1 Yağış Gözlem İstasyonlarının Coğrafi Konumu	17
4.1 Trend olması durumunda $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.....	29
4.2 Trend olmaması durumunda $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.....	29
5.1 Üçpınar istasyonuna ait $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.	38
5.2 Y. Poyraz istasyonuna ait $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.	41
5.3a Işıkkara'ya ait Otokorelasyon katsayıları	49
5.3b Işıkkara'ya ait Kısmi otokorelogram.....	49
5.4 Işıkkara'ya ait $u(t)$ ve $u'(t)$ grafiği.	57

ÇİZELGELER DİZİNİ

<u>Çizelge</u>	<u>Sayfa</u>
3.1 DSİ Meteoroloji İstasyonlarının gözlem süreleri ve fiziksel konumları.	16
5.1 İstasyon verilerinin içsel bağımlılık durumu.	31
5.2 Mann-Kenall Testi Sonuçları.....	32
5.3 Sperman’ın Rho testi sonuçları.....	33
5.4 T Testi sonuçları	34
5.5 Trend başlangıç yılları	35
5.6 Üçpınar İstasyonu $u(t)$ sonuçları.....	36
5.7 Üçpınar İstasyonu $u'(t)$ sonuçları.....	37
5.8 Y. Poyraz İstasyonu $u(t)$ sonuçları.	39
5.9 Y. Poyraz İstasyonu $u'(t)$ sonuçları.....	40
5.10 Deterministik eğim değerleri.	42
5.11 Sarıkemer’e ait Ön Arındırma uygulaması.....	43
5.12 Kırıkköy’e ait Ön Arındırma uygulaması.....	44
5.13 Kalıntı terimlerinin içsel bağımlılık durumu..	45
5.14 Mann-Kenall Testi Sonuçları.....	46
5.15 Sperman’ın Rho testi sonuçları.....	47
5.16 T Testi sonuçları	47

ÇİZELGELER DİZİNİ (devam)

<u>Çizelge</u>	<u>Sayfa</u>
5.17 Trend başlangıç yılları.....	48
5.18 Stokastik modellere ait parametreler ve AIC(p,q) değerleri.....	50
5.19 ARMA(1,1) için deterministik eğimli Ön Arındırma uygulaması.	50
5.20 AR(2)'ye göre deterministik eğimli Ön Arındırma uygulaması	52
5.21 ARMA(1,1) için deterministik eğimsiz Ön Arındırma uygulaması	53
5.22 AR(2) için deterministik eğimsiz Ön Arındırma uygulaması	54
5.23 Işıkkara'ya ait Mann-Kendall testi sonucu.	56
5.24 Işıkkara'ya ait Spearman'ın Rho testi sonucu	56
5.25 Işıkkara'ya ait T testi sonucu.....	56
6.1 Mann-Kendall testi ile iki farklı Ön Arındırma uygulaması.	58
6.2 İstasyon serilerine ait ilgili parametreler ve analiz testleri sonuçları	60

1. GİRİŞ

Küresel ısınmaya bağlı iklim değışiklikleri, buharlaşma, yağış, yer altı suyu ve yüzeysel akış gibi hidrolojik çevrim elemanları ile su kaynaklarının kapasitesini, orman ve tarım alanlarının varlığını, hayvan ve bitkilerin doğal yaşam alanlarını, topraktaki nem rejimi ile birlikte tarımsal ürün türü ve verimini önemli derecede etkilemektedir.

Yağışlarda meydana gelen azalışın yüksek sıcaklıkla beraber doğrudan sebep olduğu kuraklığın, doğanın gizli bir tehlikesi ve en büyük afetlerinden biri olduğunu ayrıca belirtmek gerekir. Şiddetli rüzgâr ve düşük nem miktarı gibi diğer değışkenler, birçok bölgede kuraklıkta etkili olmaktadır. Kuraklık yalnızca fiziksel bir olay veya bir doğa olayı olarak görülmemelidir. Kuraklığın, insanların su kaynaklarına olan bağımlılığı nedeniyle toplum üzerinde de önemli etkileri vardır. Uzun süreli kuru hava, nem azlığı yaratarak bitki, orman ve su kaynaklarında azalmaya neden olmakta, böylece ciddi çevresel, ekonomik ve sosyal sorunlar ortaya çıkmaktadır. Ülkemizde de, son yıllarda kurak mevsimlerin yaşamaya başlandığı görülmekte, kuraklık eğilimlerinin artacağına ilişkin tahminler de ilgili kuruluşlarca dile getirilmektedir.

Küresel ısınmaya bağlı iklim değışiklikleri sonucunda meydana gelen, gelecekte artarak devam edeceği anlaşılan ve bütün ekosistemi olumsuz yönde etkileyecek bu olayların merkezinde sıcaklık artışlarıyla birlikte yağış rejiminde de olan değışmeler olduğu görülmektedir. Ancak, yerkürenin iklimindeki değışmenin çeşitli bölgelere düşen yağışı ne şekilde etkileyeceği konusunda güvenilir bilgiler bulunmamakla birlikte, ülkemizde yıl içinde mevsimlere göre değışen yağış miktarları yıllar arasında büyük farklılıklar göstermektedir.

İklim elemanları içerisinde zaman ve mekân bakımından en fazla değışkenlik gösteren parametre yağış miktarı olup, bu süreçteki sistematik artış ve azalışlar iklim değışimine yönelik en önemli kanıt özelliği taşımaktadır (Karabulut ve Cosun, 2009).

Türkiye’de, uzun yıllar yağış ortalaması 631 mm iken, yağış miktarı’nın 1999 yılında %15 oranında, 2000 yılında ise %7 oranında azaldığı saptanmıştır. Ortalama yağışın azalması yanında yağış rejimindeki sapma da dikkate alınması gereken bir husus olarak vurgulanmaktadır. Ayrıca yağış miktarında meydana gelen bu azalış ve yağış rejimindeki sapmaların tarımsal üretimi olumsuz yönde

etkilediğine, kuraklığa neden olan bu şartların devam etmesi hâlinde gelecek yıllarda suyla ilgili daha büyük sıkıntıların meydana gelebileceğine de değinilmiştir. (Türkeş, 1999). Bununla birlikte subtropikal kuşak yağışlarındaki ani azalma 1970'li yıllarla birlikte Doğu Akdeniz Havzası'nda ve Türkiye'de de etkili olmaya başlamış, yağışlardaki önemli azalma eğilimleri ve kuraklık olayları kış mevsiminde daha belirgin olarak ortaya çıkmıştır. Ayrıca, 1970'li yılların başı ile 1990'lı yılların ortası arasındaki yaklaşık 20-25 yıldaki kurak koşullardan en fazla, Ege, Akdeniz, Marmara ve Güneydoğu Anadolu bölgeleri etkilenmiştir (Türkeş vd. 2000).

Yakın zamanda yapılan bazı çalışmalarda, Akdeniz ve Ege Bölgesindeki yıllık yağışlarda ve kış mevsimi toplam yağışlarında azalma eğiliminin kuvvetli olduğuna işaret edilmiştir (Demir vd. 2007; Özfıdaner vd. 2008; Türkeş vd. 2007).

Küresel İklim değişimi ve değişkenliğinin hidrolojik zaman serilerine etkisi ile ilgili çalışmalar güncelliğini korumaktadır. Bugüne kadar yapılan trend analizi çalışmalarında yağış, akış, sıcaklık, buharlaşma gibi hidrolojik zaman serileri ve/veya kurak ve nemli dönem serileri kullanılmıştır. Yağışlarda gözlenen veya beklenen değişikliklerin azalan veya artan yönde olup olmadığının güncel olarak incelenmesi özellikle kuraklaşmanın giderek arttığı ve bir tehdit oluşturduğu ülkemiz açısından büyük bir önem taşımaktadır. Su kaynakları sistemlerinin planlanması ve yönetimine yönelik çalışmalar açısından suyun zamana ve mekana bağlı olarak değişen ihtiyaçların karşılanması amacı ile yağış serilerindeki trendlerin araştırılması, son derece büyük bir önem arz etmektedir.

Ege Bölgesi, doğal ve antropojen etmenler dikkate alınarak gelecekte çölleşme süreçlerinden daha fazla etkilenebileceğine işaret edilen (Türkeş, 1998, 1999) ve İklim Değişikliği I. Ulusal Bildirimi'ne (2007) göre de geçmiş yıllara göre azalan ve gelecekte de azalmaya devam edeceği düşünülen yağış ve akış değerlerinin sıcaklık değerlerinin artmasıyla beraber oluşturacağı kuraklık riskinin artacağı bir bölge olarak işaret edilen bir coğrafi bölgedir. Bölgede yer alan ortalama 40 yıl süreli 49 adet DSİ (Devlet Su İşleri) yağış ölçüm istasyonunun yıllık toplam yağışlarının trendi araştırılmıştır. İstasyonların yağış serilerindeki eksik veriler çoklu regresyon kullanılarak tamamlanmıştır.

Trend analizi, rastgele nitelikli bir zaman serisinin değerlerinde zamana bağlı olarak istatistikî anlamda sürekli bir değişme olup olmadığını ortaya koymak amacıyla yapılan çalışmalardır. Bu çalışma kapsamında parametrik bir test olan T

testi ile parametrik olmayan (non-parametrik) Mann-Kendall, Mann-Kendall Mertebe Korelasyon, Spearman'ın Rho testleri kullanılmış, deterministik trend eğim değeri Sen'in Trend Eğim Metodu ile hesaplanmıştır.

Trend analizi çalışmalarında, analizlerin genellikle içsel bağımlılık (serisel korelasyon) göz önünde bulundurulmadan yapıldığı görülmektedir. Halbuki içsel bağımlılık serilerde trend varlığını önemli derecede etkileyebilmektedir. Serisel korelasyonun varlığı, incelenen veri serisinde trend olmadığı halde test sonucunda anlamlı bir trend bulunması olasılığını artırmakta ve incelenen veri grubuyla ilgili yanlış bir kanıya varılmasına sebep olmaktadır. Bu çalışmada, veri grupları incelenirken öncelikle içsel bağımlılık olup olmadığı tespit edilmiş, ve eğer varsa trend analizi öncesinde bu bağımlılık yok edilmiştir. Ancak, Ön Arındırma yöntemi ile içsel bağımlılığın yok edilmesi, gerçekte var olan bir trendin test sonucunda ortaya çıkmamasına sebep olabilmektedir. Bu da istenmeyen bir durum olarak karşımıza çıkmaktadır. İçsel bağımlılığın giderilmesinde testlerin gücünün azaltılmaması sağlanırsa, bu istenmeyen durum ortadan kaldırılabilir. Böylece, trend analizi çalışmalarının temel amacı olan gerçek trend varlığına ulaşılmış olacaktır.

İlk defa, Von Storch ve Navarra (1995) tarafından önerilen Ön Arındırma yöntemi ile içsel bağımlılığın yok edilebilmesi için $AR(1)^1$ modeline uyan bir zaman serisinde kalıntı terimlerinin (rastgele bağımsız değişkenler) bulunması gerekmektedir. Kalıntı terimleri serinin içsel bağımlılıktan arındırılmış şekli olarak değerlendirilmekte ve test serinin kalıntı terimlerine uygulanmaktadır. Ancak yukarıda da bahsedildiği üzere, bu durumda içsel bağımlılığın yok edilmesi ile gerçekte var olan trendin yok olduğu sonucu ortaya çıkabilmektedir.

Bu çalışmada uygulanan trend analizi, klasik Ön Arındırma yönteminden farklı olarak aşağıdaki adımları kapsamaktadır;

- (i) Serinin deterministik eğilimin hesaplanarak seriden çıkartılması,
- (ii) Deterministik eğilimden arındırılmış seriye Ön Arındırma uygulanması,
- (iii) Kalıntı terimlerine önceden seriden çıkarılan deterministik eğilimin tekrar eklenmesi,
- (iv) Trend analizi testlerinin bu değerlere uygulanması.

¹ En basit stokastik model olan $AR(1)$ modeli, autoregressive model demek olup, herhangi bir yıldaki verinin bundan 1 yıl önceki veriye doğrudan doğruya bağımlı olduğu süreçtir.

Yue vd. (2002, 2003) tarafından önerilen bu yöntem, içsel bağımlılığın giderilmesiyle trend analizi testinin gücünün azalmasının da önüne geçmektedir. Ayrıca bu çalışmaya özgü olarak; içsel bağımlılığın yok edilmesi aşaması önceki çalışmalardan farklı olarak AR(1) modeli ile sınırlandırılmamıştır. Önce AR(1) modeline göre içsel bağımlılık yok edilmeye çalışılmış, bulunan kalıntı terimlerinin serisel korelasyon değerinin belli bir anlamlılık düzeyinde önemli olup olmadığının kontrolü yapılmış, eğer içsel bağımlılık AR(1) modeli ile yok edilememişse serinin uyduğu AR(2) ve ARMA(1,1) gibi modeller de denenmiştir.

2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR

Berryman vd. (1988), su kalitesi değişkenlerinin trend analizinde, lineer trendler için 12 (Kendall, Spearman, Intrablock testler vb.), sıçrama trendleri için (Medyan, Mann-Whitney, Kolmogorov-Smirnov, vb.) ve çoklu sıçrama türü trendler için de 3 farklı parametrik olmayan test hakkında bilgi vermişlerdir (İçağa, 1994). Bu testler içerisinde, mevcut verilerdeki içsel bağımlılık ve mevsimsellik gibi yapısal özellikler dikkate alınarak, en uygun olanının seçilmesi önerilmiştir.

Papadimitrio ve Maheras (1991), yaptıkları bir çalışmada Akdeniz kıyısındaki dört yerleşim merkezinde (Kudüs, Atina, Roma ve Marsilya) 120 yıldan daha uzun süreli sıcaklık verilerini kullanarak sıcaklıktaki değişimleri belirleyebilmek için Mann-Kendall trend testi uygulamışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, Atina dışında sıcaklıklarda artış yönünde bir gidiş olduğu vurgulanmıştır. Sıcaklıkta değişim başlangıç tarihleri Roma'da 1893, Kudüs'te 1920, Marsilya'da 1942 yıllarıdır.

Keim ve Müller (1992), 48 saatlik yıllık maksimum yağış serilerinin son 14 yılda % 5 anlamlılık düzeyinde, önemli olmayan bir artma eğilimi gösterdiğine işaret etmişlerdir.

Toros (1993), Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testini iklimsel serilere uygulamıştır. Türkiye'yi temsilen seçilen 18 meteoroloji istasyonundan derlenen düşük ve yüksek sıcaklık ile yağış verileri incelenmiştir. Sonuçlara göre, ilkbahar gece sıcaklıklarında belirgin bir trend bulunamazken, gece ile gündüz sıcaklıklarındaki değişimler birbirleri ile karşılaştırılınca, Türkiye genelinde özellikle gece sıcaklığında önemli artışların olduğu görülmüştür. Yağış verilerinde de trend bulunamamıştır. Ancak, mevsimsel olarak toplam yağışlarda kış aylarında bir azalma, ilkbaharda ise artma eğilimi gözlenmiştir.

Kadioğlu vd. (1994); Kadioğlu (2000), Türkiye'deki 18 yağış gözlem istasyonunun (YGI) yıllık ve mevsimlik yağış serilerinin gidişlerinin belirli bir yönde olmamakla birlikte, önemli olmasa da özellikle kış aylarında bir azalma, ilkbaharda ise artma olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca, Kadioğlu (1997), Türkiye'deki 18 meteorolojik istasyonda 1939-1989 yılları arasında ortalama yıllık sıcaklık kayıtlarının trendlerini incelemiş ve önemsiz artış trendleri bulmuştur.

İçağa (1994), Berryman vd.'nin (1988) önerdikleri trend analiz metotlarını, Gediz Havzası su kalitesi gözlemlerine uygulamış ve 1979-1989 yılları arasında trendler tespit etmiştir.

Lettenmaier vd. (1994), ABD'deki aylık yağış, sıcaklık ve akım zaman serilerinin trend analizini yapmıştır. Böylece onların mevsimsel ve uzaysal karakteristiklerini belirlemeye çalışmıştır. Lettenmaier serisel korelasyonu göz önüne almayan Mann-Kendall testini uygulayarak, Mann-Kendall testinin trendin varlığını gösterdiğini ifade etmiştir.

Von Storch ve Navarra (1995), zaman serilerindeki iç bağımlılığın Mann-Kendall testi ile yapılan trend testini etkilediğini tespit etmişlerdir. Ön Arındırma olarak adlandırılan yöntem ile içsel bağımlılığın yok edilebilmesi için AR(1) modeline uyan bir zaman serisinde kalıntı terimlerine Mann-Kendall testi uygulayarak, iç bağımlılık etkisini trend üzerinde herhangi bir değişme olmadan kaldırmayı başarmışlardır.

İçağa ve Harmancıoğlu (1995), Yeşilırmak Havzası'nda 1979-1984 yılları arasındaki su kalitesi ölçümlerinin yapıldığı 10 istasyona Spearman'ın Rho testi, Mevsimsel Mann-Kendall testi, Mann-Whitney testi ve Kruskal-Wallis'h testini uygulamışlar ve anlamlı trendler belirlemişlerdir.

Türkeş vd. (1995), 1930–1992 yılları arasında Türkiye'deki her bir meteorolojik istasyon ve her bir coğrafi bölgenin uzun süreli ortalama sıcaklıklarındaki trendleri ve ani değişimleri belirlemek için parametrik olmayan çeşitli testler kullanmışlardır. Yazarlar bölgesel ortalama sıcaklık serilerini kullanarak iklimin doğu Anadolu'da ısınma, özellikle Marmara ve Akdeniz bölgelerinde ise soğuma eğiliminde olduğunu saptamışlardır.

Türkeş (1996), Türkiye'deki yıllık yağış verilerinin uzaysal ve zamansal karakteristiklerini açıkladığı çalışmasında, 91 istasyonun 1930-1993 periyodundaki aylık yağış toplamalarını kullanmıştır. Mann-Kendall testlerine göre alan ortalamalı yağış serilerinin çoğunda negatif test istatistiği bulunmuş ve %90 önem seviyesinde Karadeniz ve Akdeniz bölgelerindeki yağış anomalileri azalan trendler göstermiştir. Bu çalışmada ayrıca, azalma yönündeki önemli trendlerin çoğunun 20-25 yıl boyunca meydana gelen ani azalmaların sonucu olarak ortaya çıktığı da belirtilmiştir.

Atar (1996), Doğu Akdeniz bölgesinde bulunan 14 yağış gözlem istasyonunun 1 ve 24 saatlik yıllık maksimum yağış serilerine Mann-Kendall Sıra Korelasyon ve Pearson Korelasyon testleri uygulamış Adana, Ceyhan ve Mersin'deki 24 saatlik yağış serilerinde farklı önem düzeylerinde anlamlı trendler bulunduğunu saptamıştır.

Kalaycı ve Kahya (1998), son yıllarda yüzey suyu kalitesinin trendlerini tespit etmek için bazı parametrik olmayan testler tasarlamışlardır. 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 Kruskal-Wallis'h gibi bazı parametrik olmayan testlerin kullanımlarının parametrik testlere göre daha uygun olduğunu ifade etmişlerdir. Susurluk Havzası'nda 1970-1994 yılları arasında su kalitesi verilerinde lineer trend tespit edebilmek için seçilen 4 istasyona Sen'in T, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall ve Mevsimsel Mann-Kendall testlerini uygulamışlardır. Debi ve sediment konsantrasyonunda azalan, su sıcaklığı, elektriksel iletkenlik, sodyum, potasyum, kalsiyum+magnezyum, bikarbonat ve klorit konsantrasyonlarında artan trend bulunmuşlardır. Ayrıca Karbonat, pH, sülfat organik madde ve bor konsantrasyonunda da trend bulmuşlardır.

Gan (1998), Kanada'daki 37 istasyonda 1949–1989 yılları arası sıcaklık ve yağış verilerine Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi uygulayarak sıcaklığın arttığını ve son 40–50 yıldır kuraklığın başladığını belirlemiştir. Kuraklığın nedeni olarak sıcaklık verilerinin yağış verilerinden daha etkili olduğunu bulmuştur.

Moreas vd. (1998), Brezilya'nın güneydoğusundaki nehir havzasının 1947–1991 yılları arasındaki akım ve yağış kayıtlarına Mann-Kendall trend testini uygulamışlar ve havza genelindeki yağışlarda önemli artan trendler, 8 akım gözlem istasyonunun yarısında ise önemli azalan trendler bulmuşlardır.

Serrano vd. (1999), İber yarımadasında 40 istasyonda 1921–1995 arasında yıllık ve aylık yağış verilerine serisel korelasyonlu Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi uygulamışlardır. Uygulanan test sonucunda yıllık yağış verilerinde bir

istasyonda artış, beş istasyonda azalış ve geriye kalan 35 istasyonda ise gidiş bulamamışlardır. Aylık yağış verilerinde ise 40 istasyondan 21'inde Mart ayında, 2 istasyonda Mayıs ayında önemli bir azalış ve sadece Temmuz ayında 2 istasyonda artışın olduğunu belirlemişlerdir.

Ceylan (1999), çalışmasında, Yeşilırmak Havzası sınırları içerisinde bulunan en az 30 yıllık gözlemleri olan Devlet Meteoroloji İşleri (DMİ), Elektrik İşleri Etüt İdaresi (EİEİ) ve DSİ kurumlarına ait 24 değişik istasyonun yıllık bazda ortalama sıcaklık, toplam yağış, ortalama akım, toplam buharlaşma, ortalama güneşlenme süreleri, bulutlu ve kapalı geçen gün sayıları gibi iklimsel özellikleri karakterize eden altı ayrı iklim elemanının, 1930–1997 yılları arasında gözlenmiş 43 adet iklim serisi analiz edilmiştir. Bu seriler ilk önce homojenlik testine tabi tutulmuş ve daha sonra trend analizleri yapılmıştır. Homojenlik testinde gidişler (Swet-Eisenhart) sınaması, trend analizinde en küçük kareler yöntemi ve Mann-Kendall mertebeli korelasyon istatistiği yöntemleri kullanılmıştır. Havza genelinde ortalama sıcaklıklarda belirgin bir azalış, toplam yağışlarda artış, ortalama akımlarda artış, toplam buharlaşmalarda azalış, ortalama güneşlenme sürelerinde azalış ve bulutluluk verilerinde eğilimlerin bölgesel olarak değiştiği tespit edilmiştir.

Yılmaz (1999), çalışmasında Doğu Karadeniz havzasındaki iklim trendlerini ve olası etkilerini ortaya çıkarmayı amaçlamıştır. Oluşan değişimlerin belirlenebilmesi için havza genelinde DMİ'nin işlettiği istasyonuna ait 13 toplam yağış, 12 ortalama sıcaklık, 3 toplam buharlaşma ve 3 toplam açık günler verileri ile EİEİ'nin işlettiği 9 istasyonuna ait akım verileri analiz edilmiştir. Önce, verilerin homojen olup olmadığı, Wald-Wolfowitz dizisel korelasyon ve Swet-Eisenhart gidişler sınamaları ile kontrol edilmiştir. Sonra, homojen olduğu belirlenen veriler, en küçük kareler regresyon ve Mann-Kendall sıra korelasyon yöntemleri ile incelenmiştir. Çalışma sonucunda, havzanın ortalama sıcaklıklarında belirgin bir azalma eğilimi olduğu, toplam yağış değerlerinin havzanın kıyı bölümü boyunca azalırken, havzanın yüksek bölümlerinde arttığı belirlenmiştir. Sıcaklığın dışındaki iklimsel verilerde anlamlı eğilimin olmadığı, sıcaklık verilerindeki azalma eğilimleri ise, yerel hava kirleticilerinin ve bölgesel sülfat aerosollerinin yerel soğutma etkileri ile bağlantılı olabileceği belirtilmiştir.

Kosif (1999), Yeşilırmak havzası sınırları içerisinde bulunan en az 30 yıllık gözlemleri olan DMİ, EİE ve DSİ kurumlarına ait 24 farklı istasyonun yıllık bazda ortalama sıcaklık, toplam yağış, ortalama akım, toplam buharlaşma, ortalama

güneşlenme süreleri, bulutlu ve kapalı geçen gün sayıları gibi iklimsel özellikleri karakterize eden altı ayrı iklim elemanını analiz etmiştir. Bu seriler ilk önce homojenlik (veri kalite kontrolü) testine tabi tutulmuş ve daha sonra gidiş analizleri yapılmıştır. Homojenlik testinde Run testi, gidiş analizinde en küçük kareler yöntemi ve Mann-Kendall Sıra Korelasyon testleri kullanılmıştır. Havza genelinde ortalama sıcaklıklarda belirgin bir azalış, toplam yağışlarda artış, ortalama akımlarda artış, toplam buharlaşmalarda azalış, ortalama güneşlenme sürelerinde azalış ve bulutluluk verilerinde eğilimlerin bölgesel olarak değiştiğini tespit etmiştir.

Douglas vd. (2000), Amerika'daki ortalama 48 yıllık veriye sahip 1571 istasyonun taşkın verilerine uyguladıkları Mann-Kendall testine göre istatistiksel olarak önemli trendler belirleyememişlerdir. Düşük akımlarda ise ülkenin batısındaki geniş bir alanda ve üç küçük bölgede önemli artan trendler belirlemişler ve bu trendlere yağıştaki artışın sebep olduğu belirtmişlerdir.

Kosif (2001), Samsun ilinde iklim trendlerini araştırmış ve çalışmada Mann-Kendall sıra korelasyon testi ile en küçük kareler yöntemini kullanmıştır. Çalışma sonucunda ortalama sıcaklık, toplam yağış ve ortalama akım gözlemlerinde artan yönde, bulutluluk gözlemlerinde ise azalan yönde trend belirlemiştir.

Zhang vd. (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 azaldığı, Mart ve Nisan aylarında ise önemli artışların 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 belirtmişlerdir.

Topaloğlu (2001), Seyhan havzasında 39 yağış gözlem istasyonunda kaydedilen 24 saatlik maksimum yağış serilerinin kullanılabilirliklerini %95 güven aralığında test etmiştir. Yağış serilerinde zamanla bir değişimin olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulamış olduğu Spearman Sıra Korelasyon test sonuçlarına göre % 5 önem düzeyinde istasyonların 17'sinde azalma, 22'sinde de artma yönünde gidiş olduğu belirlenmiştir.

Koç (2001), Kuzeybatı Anadolu'da 9 istasyona ait yağış verileriyle gerçekleştirdiği analizlerde; yıllık en fazla yağış yoğunluğunun Uludağ'da

sonrasında da Ayvalık'ta olduğunu; Ege bölgesine yakın istasyonlarda yağış yoğunluğunun Akdeniz ikliminin de etkisiyle daha fazla olduğunu vurgulamıştır. Yağış yoğunluğu ve yağış olasılığı arasında tersine bir ilişkinin; dolayısıyla da şiddetli yağışların varlığını belirtmiştir.

Ramos (2001), Akdeniz'deki yağış dağılım desenlerini ve değişimlerini incelediği çalışmasında, yıllık yağışın belirgin bir eğilim göstermemekle birlikte, son on yılda yıllar arası değişkenliğin azaldığını, kurak yılların oranının artmadığını ancak nemli ve çok nemli yılların azaldığını açıklamıştır.

Brunetti vd. (2001), Kuzeydoğu İtalya'yı temsil eden 7 istasyonun 1920-1998 dönemindeki günlük yağış verilerini kullanarak mevsimlik ve yıllık yağışlar ile yağışlı gün sayılarını analiz etmeyi amaçladıkları çalışmada, her yağışlı güne düşen ortalama yağış tutarını ve şiddetli-şiddetli olmayan yağış sınıflarını belirlemişlerdir. Bu çalışmanın sonuçlarına göre; yağışlı günlerin sayısında bir azalma eğilimi, şiddetli yağış olaylarında ise 1920'den beri bir artış eğilimi vardır.

Kutiel vd. (2001), Türkiye'de kurak ya da nemli aylık yağış koşullarıyla ilişkili deniz seviyesi basıncı (DSB) desenlerini inceledikleri çalışmada, DSB'deki değişkenliğin Balkanlardan Arap Yarımadasına doğru giderek azalmakta olduğunu ve bu durumun yaz ile karşılaştırdığında kış mevsiminde çok daha büyük olduğunu vurgulamışlardır. Aynı çalışmada, Türkiye yağışları ve DSB arasında kış mevsiminde önemli-büyük bir ilişkinin varlığı ve kurak koşullarla bağlantılı basınç desenlerinin, genellikle pozitif DSB anomalisi gösterirken, nemli koşullarla bağlantılı basınç desenlerinin ise, genellikle negatif DSB anomalisi gösterdiği belirtmişlerdir. Ayrıca, nemli koşullarla bağlantılı basınç desenleri ve aynı aylara ait korelasyon haritaları arasında büyük benzerlik olduğu vurgulanmıştır.

Şen (2002), Güneydoğu Anadolu Bölgesi ve civarındaki meteoroloji gözlem istasyonlarının verilerini kullanarak iklim değişikliğinin belirlenebilmesi için zaman serilerinin parametrik ve parametrik olmayan yöntemlerle analizini yapmıştır. Bölgede inşa edilmiş baraj ve sulama işletmelerinin bölgenin iklimi üzerine etkisinin olup olmadığını incelemiştir. Verilerde gidiş olup olmadığı, Mann-Kendall Sıra Korelasyon, Spearman Sıra Korelasyon testleri ve Basit Doğrusal Regresyon analiziyle incelenmiştir. Gözlem verilerinin varyanslarının durağanlığı F testiyle, ortalamalarının durağanlığı Student t testleriyle incelenmiştir. Gözlem serilerindeki bağımlılık, Oto Korelasyon Katsayısının

Önemlilik Testi ve Wald-Wolfowitz metodu ile incelenmiştir. Gözlem verilerinin homojenliği Kruskal-Wallis Homojenlik, Gidiş (Runs) ve Mann-Whitney U testleriyle incelenmiştir. Analiz sonuçlarında bölgede genel olarak günlük ortalama oransal nemin yıllık ortalama değerlerinde belirgin bir artış, günlük minimum sıcaklıkların yıllık ortalama değerlerinde ise neme göre daha az belirgin bir artış bulunmuştur. Günlük maksimum sıcaklıkların yıllık ortalama ve yıllık toplam yağış değerlerinde önemli bir değişime rastlanmamıştır.

Türkeş vd. (2002), Türkiye’deki 91 istasyonun yıllık ve mevsimlik normalleştirilmiş yağış anomalisi dizilerindeki ısrar ve dönersellik bileşenlerini inceledikleri çalışmada, kış yağışlarında 31 istasyonda istatistiksel olarak anlamlı olan, çoğunlukla pozitif dizisel ilişki gözlemlendiğini; 17 istasyonun yıllar arası değişebilirliğinde de pozitif ilişkinin olduğunu ifade etmişlerdir. İlkbahar yağışlarında ise istasyonların önemli bir bölümünde negatif ilişkinin; yaz yağışlarında istasyonların bir bölümünde pozitif, bir bölümünde negatif ilişkinin; sonbahar yağışlarında ise 4 istasyon dışında, çoğunlukla dizisel bağımlılığa karşı rastgele bir durumun varlığı vurgulanmıştır.

Burn ve Elnur (2002), iklim değişimine oranla hidroloji ve meteoroloji arasındaki ilişkiyi göstermeyi amaçlamışlardır. Bunun için hidrolojik değişkenlere ait trendlerle meteorolojik değişkenlere ait trendler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Kanada’da akış verilerinde trend olup olmadığını belirlemek için Mann-Kendall testini kullanırken trendin eğim büyüklüğünün tahmini için Hirsch (1982) tarafından öne sürülen bir algoritmayı ve serisel korelasyonu gidermek içinde “Ön Arındırma” prosedürünü uyguladılar.

Yue ve Wang (2002), gözlem serilerinde serisel ve çapraz (kros) korelasyonun varlığının, Mann- Kendall Sıra Korelasyon testi gibi istatistiksel testlerin gücüne etki ederek gidişlere (trendlere) önemli etkide bulunması ile gidişin (trendin) yokluğunu test eden sıfır hipotezinin (H_0) reddedildiğini belirterek, serisel ve çapraz korelasyonun etkilerini dikkate alan ve incelenen değişkeni bölgesel olarak değerlendiren Bölgesel Ortalama Mann-Kendall Sıra Korelasyon Testini geliştirmişlerdir.

Yue ve Hashino (2003), Japonya’da 3 farklı coğrafi bölgede 22 istasyonda yaklaşık 100 yıllık verilere çapraz korelasyonlu Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi uygulamışlardır. Yapılan çalışma neticesinde I.Bölgede mayıs ayında artış, nisan, eylül, ekim, aralık aylarında azalma ve yıllık yağışlarda değişiklik

bulunmamıştır. II. Bölgede yıllık yağışlarda azalma ve aylık yağışlarda ise eylül-ocak boyunca ve Aralık ayında azalma belirlemiştir. III. Bölgede ise, yıllık yağışlarda azalma, aylık yağışlarda ise eylül, şubat, haziran, temmuz'da azalma belirlenirken en çok azalmanın aralık ayında meydana geldiğini belirlemiştir.

Türkeş vd. (2003), Türkiye'deki 70 istasyona ait yıllık ortalama, maksimum ve minimum sıcaklıklardaki değişimleri araştırmış ve trend değişimlerinin belirlenmesi için Mann-Kendall testini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda, yaz minimum sıcaklıkları, ilkbahar ve sonbahar minimum sıcaklıklarından genel olarak daha büyük oranda ısındığı, ilkbahar ve yaz minimum sıcaklıklarının ısınma oranları ise, ilkbahar ve yaz maksimum sıcaklıklarındakilerden genel olarak daha kuvvetli olduğu gözlenmiştir. Yıllık, ilkbahar ve yaz sıcaklıklarındaki anlamlı artma eğilimleri dikkate alındığında, gece ısınması oranları, genel olarak büyük Akdeniz iklim tipi ile tanımlanan Ege, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu bölgelerinde daha kuvvetli olduğu belirlenmiştir.

Tecer vd. (2004), Rize'de yaptığı çalışmada yağışlar için iki ayrı dönem saptamış ve her iki dönem için de Mann-Kendall Sıra Korelasyon testini kullanmışlardır. 1975–1984 ve 1985–2001 arası olan bu dönemlerin ortalama yağış miktarları sırasıyla 2092 mm ve 2279 mm olup, iki dönemin birbirinden farklı ortalamaya sahip olduğu yapılan t testi sonuçlarıyla da %99 güven aralığında doğrulanmıştır. Birinci dönemin gidiş eğilimi daha kurak iklime doğru iken ikinci dönemin daha yağışlı iklimi işaret ettiğini saptamışlardır.

Fu vd. (2004), Çin'de bulunan Sarı nehrinde yaptığı uzun dönemlik hidrolojik rejim, yağış ve sıcaklık değişiminin nehir akımlarındaki etkinliğine cevap aramışlar ve yağış verileri için 44 yağış istasyonundan elde ettikleri verilere Mann-Kendall Sıra Korelasyon testini uygulamışlardır. Elde ettikleri sonuçlar ise ağustos ayından kasım ayına kadar gidişte azalma ve ocak ayından haziran ayına kadar da gidişte artış bulmuşlardır.

Gemmer vd. (2004), Çin'de 1951–2002 yılları arasında 160 istasyonda aylık yağış verilerine Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi uygulamışlardır. Çin'de yağış verilerinde artışın daha çok ocak, haziran ve temmuz aylarında olduğu, azalışın ise şubat, eylül ve kasım aylarında olduğunu saptamışlardır. Ayrıca ağustos, ekim ve aralık aylarında ise nispeten artış ve azalışın birbirine eşit sayıda olduğunu belirlemiştir.

Şensoy vd. (2005), yıllık toplam yağış miktarlarının Akdeniz, Karadeniz ve Doğu Anadolu’da arttığını, fakat Güneydoğu Anadolu, İç Anadolu ve Ege’de bulunan 30 istasyonun yıllık toplam yağışlarının azaldığını ortaya koymuşlardır.

Norrant ve Douguedroit (2006), 20. yüzyılın ikinci yarısı boyunca Akdeniz yağışlarındaki aylık, mevsimlik ve yıllık olası anlamlı doğrusal eğilimleri incelemiştir. Yağışlarda anlamlı bir azalmanın gözlemlendiğine; bu azalmaya Doğu Akdeniz’de yıl boyunca, ama özellikle kış mevsiminde rastlandığına işaret etmiştir.

Partal ve Kahya (2006), Türkiye’de uzun yıllık ortalama ve aylık toplam yağış serilerine nonparametrik testlerden Mann-Kendall Sıra Korelasyon ve Sen’in T testini 1929–1993 yılları arasında 96 yağış ölçüm istasyonuna uygulamıştır. Buna ek olarak bölgesel ortalama yağış serilerine aynı testleri uygulamıştır. Bazı önemli azalma gidişleri özellikle ocak, şubat ve eylül yağışları ile yıllık ortalamada görülmüştür. Gözlenen yıllık ortalama yağışlarda, daha çok Türkiye’nin batısında ve güneyinde ve yanı sıra Karadeniz’in sahil boyunca fark edilebilir azalışlar bulmuşlardır.

Dokuz Eylül Üniversitesi – Su Kaynakları Yönetimi Araştırma ve Uygulama Merkezi (DEÜ-SUMER, 2006) tarafından yapılan modelleme çalışmalarında, deneme bölgeleri olarak Gediz ve Büyük Menderes Havzaları kullanılmıştır. İki havza da, daha doğru su kaynakları modelleme sonuçlarına ulaşılması için alt-havzalara bölünerek analiz edilmiştir. Sıcaklık ve yağıştaki değişiklikler yıllık, mevsimlik (dört mevsim) ve aylık (12 ay) olmak üzere incelenmiş, işlem 2030, 2050 ve 2100 olmak üzere üç tahmin yılı için tekrarlanmıştır. Buna göre sıcaklıkların 2030 yılına kadar ortalama 1,2 °C, 2050 yılına kadar 1,9 °C ve 2100 yılına kadar 3,8 °C artacağı tahmin edilmiştir. Öngörülen iklim değişikliği senaryosuna dayalı su bütçesi modelinin simülasyon sonuçları, yüzey sularının yaklaşık %20’sinin 2030 yılına kadar azalacağını göstermektedir. Bu rakam, 2050 yılı itibarıyla %35’e ve 2100 yılı itibarıyla de %50’nin üstüne çıkacaktır. Havzaların azalan yüzey suyu potansiyeli, başta tarımsal, evsel ve sınai amaçlı olmak üzere su kullanıcıları arasında ciddi sorunlar yaratacağı öngörülmektedir. Çalışma kapsamındaki bölgelerde yetişen ürünlere ilişkin su ihtiyacındaki beklenen değişiklikler de araştırılmıştır. Seçilen ürünlerin aylık potansiyel evapotranspirasyon (PET) değerleri ve ürün su ihtiyacı 2100 yılı için önemli ölçüde artmaktadır. PET’teki artışlar 2030, 2050 ve 2100 yılları için sırasıyla, yaklaşık %10, %15, ve %30 iken, su ihtiyacındaki artışlar, iklim

değişikliği senaryolarındaki tahmini yağış miktarında yani etkin yağış miktarındaki düşüş nedeniyle PET'e ait değerlere kıyasla daha fazladır. Bu nedenle, bir yandan ürünler daha fazla su talep ederken diğer yandan yağış miktarındaki iklim kaynaklı düşüşün ayrıca bir etkisi olmakta ve böylece ürün su ihtiyacı önemli ölçüde artmaktadır. Beklenen su kıtlığı sorunlarına ek olarak, havzaların arazi kullanımı ve arazi örtüsü de iklim değişikliğinin sonuçlarından ciddi anlamda etkileneceği belirtilmektedir.

Gümüş (2006), Fırat Havzası'nda, EİEİ tarafından işletilen 83 akım özlem istasyonundan toplam 22 istasyon için trend analizi testlerini, kendilerinin geliştirdiği TAFW (Trend Analysis for Windows) adı verilen bir programla gerçekleştirmiştir. Program ile parametrik olmayan Mann-Kendall testi ve Spearman'ın Rho testi ile trendi tespit edilen istasyonlarda trend başlangıç yılını tespit etmek için Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi ve trend eğimlerini belirlemek için Sen'in Trend Eğim metodu kullanılarak serilerin trend analizi yapılabilmektedir. Yapılan çalışmada, yıllık ortalama akımlarda Aşağı Fırat Havzası'nda bulunan 2 istasyonda azalan yönde anlamlı trend gözlenmiş, minimum akımlarda ise havza genelinde toplam 10 istasyonda azalan yönde, 1 istasyonda ise artan yönde anlamlı trend gözlenmiş, maksimum akımlarda ise anlamlı bir trend gözlenmemiştir. Gözlenen trendlerin nedenleri için iklim ve baraj etkileri incelenmiş, iklim etkilerinden ele alınan sıcaklık, bağıl nem ve toplam yağış parametrelerinden sadece bağıl nem ile arasında anlamlı bir ilişki görülmüştür.

İklim Değişikliği I. Ulusal Bildirimi'nde (2007) dinamik ölçek küçültme yoluyla gelecek yıllardaki iklim tahminleri de yapılmıştır. RegCM3 bölgesel iklim modeli kullanılarak yapılan tahminlerde, yağışın Türkiye'nin Ege ve Akdeniz kıyılarında azaldığı, Karadeniz kıyılarında ise arttığı belirtilmektedir. İç Anadolu'da yağış açısından çok az bir değişiklik söz konusudur ya da hiçbir değişiklik görülmemektedir.

Özfidaner (2007), Türkiye'de bulunan yağış gözlem istasyonlarına ait aylık, yıllık toplam yağış verilerinin istatistiki anlamda eğilimlerini Mann-Kendall Sıra Korelasyon ve t testi ile noktasal olarak (1932–2002) incelemiştir. Ayrıca Türkiye'nin 7 coğrafi bölgesi için (1968–1997) Bölgesel Ortalama Mann-Kendall Sıra Korelasyon testi ile gidiş içerip içermediğini de incelemiştir. Sonuç olarak yağış verilerinde özellikle kış aylarında azalma eğiliminin olduğu, sonbahar, ilkbahar ve yaz aylarında ise yağış verilerinde artma eğilimi belirlemiştir.

Bölgesel ölçekte ise Karadeniz ve Güneydoğu Anadolu Bölgesi'nde artma eğilimi, Marmara, İç Anadolu ve özellikle Ege Bölgesi'nde önemli azalmaların olduğunu saptamıştır.

Yerdelen vd. (2011), DSI'ye ait 20 adet meteoroloji istasyonunun yıllık toplam yağış verilerindeki değişiklikleri Pettitt yöntemi ile eğilimleri Mann Kendall testini kullanarak incelemişlerdir. Serilere ait eğim değerlerinin orijinal değerlerden çıkarıldıktan sonra uygulanan Ön Arındırma yöntemi ile bulunan kalıntı terimlerine eğim değerlerinin tekrar eklenmesi suretiyle içsel bağımlılık giderilmiş, bulunan değerlere $\alpha = 0,10$ anlamlılık seviyesi için Mann Kendall testi uygulanmıştır. İstasyonların 16 tanesinde azalan yönde trend bulunmuş, serilere ait değişim noktaları ise genel olarak 80'li yılların başları olarak belirlenmiştir.

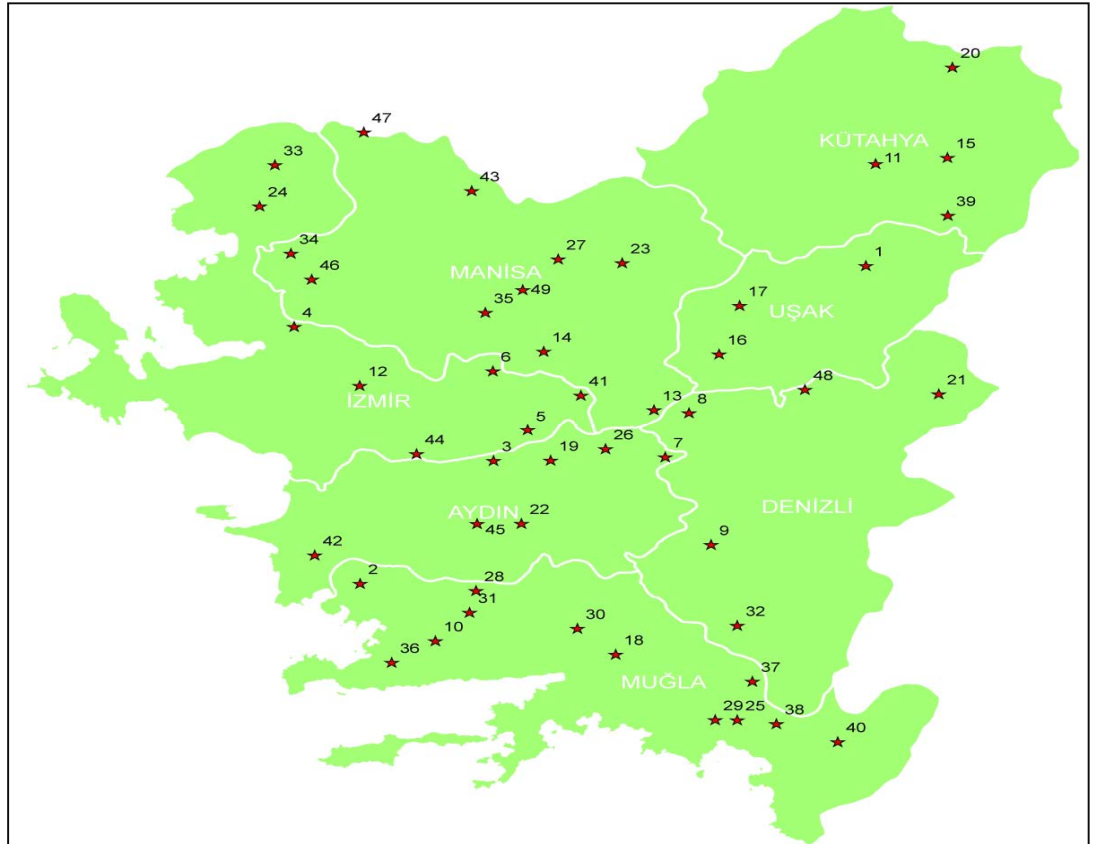
3. MATERİYAL

Trend varlığının araştırılmasına esas teşkil eden seriler, Ege Bölgesinde gözlem süreleri 19 yıl ile 44 yıl arasında değişen 49 adet DSİ meteoroloji istasyonunun yıllık toplam yağış verileridir. Yağış serileri 2005 yılına kadar gözlenmiş yıllık toplamlar olup, öncelikle eksik veriler çoklu regresyon yöntemi ile tamamlanmıştır (Çoklu regresyon katsayısı $R=0.81-0.98$ aralığında kalmak üzere). İstasyonlardaki ham verilerin gözlem süreleri, çoklu doğrusal regresyon ile tamamlanmış dizilerin uzunlukları ile istasyonların coğrafi konumu ve yükselteleri, Çizelge 3.1’de, istasyonların coğrafi konumunu gösteren harita ise Şekil 3.1’de verilmiştir.

Çizelge 3.1. DSİ Meteoroloji İstasyonlarının gözlem süreleri ve fiziksel konumları.

SIRA NO	İSTASYON	HAM VERİ ADEDİ	TAMAMLANMIŞ VERİ ADEDİ	ENLEM	BOYLAM	RAKIM
1	Aşağı Karacahisar	42	42	38°- 45' K	29°- 34' D	1095
2	Bafa	37	39	37°- 26' K	27°- 34' D	110
3	Başçayır	27	35	37°- 58' K	28°- 08' D	1097
4	Beşyol	29	29	38°- 31' K	27°- 18' D	530
5	Beydağ	40	43	38°- 05' K	28°- 15' D	380
6	Bozdağ	44	44	38°-20' K	28°- 07' D	1150
7	Buharkent	36	43	37°- 58' K	28°- 47' D	115
8	Buldan Barajı	36	38	38°- 10' K	28°- 53' D	470
9	Çalıköy	22	35	37°- 36' K	28°- 55' D	895
10	Çamköy	43	44	37°- 12' K	27°- 52' D	240
11	Çavdarhisar	39	44	39°- 13' K	29°- 37' D	1030
12	Çınardibi	40	45	38°- 45' K	27°- 33' D	705
13	Dındarlı	40	43	38°- 11' K	28°- 45' D	685
14	Doğanlar	34	35	38°- 25' K	28°- 17' D	650
15	Doğalar	41	41	39°- 14' K	39°- 08' D	1100
16	Eşmetaşköy	42	43	38°- 20' K	28°- 53' D	930
17	Fakılı	42	43	38°- 37' K	29°- 05' D	715
18	Gölcük (Ula)	42	44	37°- 09' K	28°- 33' D	730
19	Hasköy	30	43	37°- 59' K	28°- 20' D	450
20	Işıkkara	41	42	39°- 37' K	30°- 07' D	1135
21	Işıklıgölü Regülatörü	43	43	38°- 14' K	29°- 52' D	825
22	İbrahim Kavağı	23	35	37°- 42' K	28°- 10' D	700
23	İcikler	43	44	38°- 47' K	28°- 37' D	710
24	Karahıdırlı	37	37	39°- 03' K	27°- 11' D	130
25	Kavacık	20	35	36°- 58' K	28°- 50' D	700
26	Kayran	35	35	38°- 00' K	28°- 33' D	600
27	Kıraşlıh	44	44	38°- 48' K	28°- 23' D	670
28	Kırıkköy	37	38	37°- 23' K	28°- 02' D	348
29	Kızılkaya	35	35	36°- 49' K	28°- 55' D	280

SIRA NO	İSTASYON	HAM VERİ ADEDİ	TAMAMLANMIŞ VERİ ADEDİ	ENLEM	BOYLAM	RAKIM
30	Kozağaç (Muğla)	42	44	37°- 15' K	28°- 22' D	885
31	Kozağaç (Yatağan)	43	44	37°- 18' K	28°- 02' D	630
32	Kozlar	26	36	37°- 15' K	29°- 02' D	1000
33	Mahmudiye	37	37	38°- 13' K	27°- 15' D	350
34	Maldan	36	36	38°- 50' K	27°- 18' D	450
35	Marmara Regülatörü	38	44	38°- 35' K	28°- 05' D	75
36	Mumcular	40	44	37°- 06' K	27°- 42' D	120
37	Narlı	28	35	37°- 00' K	29°- 03' D	430
38	Nifköy (Arpacık)	42	44	36°- 48' K	29°- 12' D	960
39	Oysu	34	34	38°- 58' K	29°- 55' D	1060
40	Ören	43	44	38°- 14' K	28°- 26' D	940
41	Örenköy	44	44	36°- 44' K	29°- 26' D	240
42	Sarıkemer	32	38	37°- 34' K	27°- 22' D	40
43	Sarılar	43	43	39°- 07' K	28°- 01' D	340
44	Somak	35	36	37°- 59' K	27°- 28' D	650
45	Topçam Barajı	19	35	37°- 41' K	28°- 00' D	118
46	Üçpınar	44	44	38°- 42' K	27°- 22' D	100
47	Yeşilhisar	32	32	39°- 22' K	27°- 34' D	255
48	Yeşiloba	34	38	38°- 15' K	29°- 21' D	710
49	Yukarı Poyraz	41	44	38°- 41' K	28°- 14' D	630



Şekil 3.1. Yağış gözlem istasyonlarının coğrafi konumu.

4. YÖNTEM

4.1. Serisel (İçsel) Bağımlılığın Belirlenmesi

Çalışmada öncelikle istasyonlarda gözlemlenen serilerin, içsel ya da serisel bağımlılığını test etmek amacıyla otokorelasyon katsayıları hesaplanmış belli bir anlamlılık düzeyinde (α) içsel bağımlılığın anlamlı olup olmadığı tespit edilmiştir.

4.1.1 Otokorelasyon Analizi

Bir zaman serisinde, ardışık değerler arasındaki bağımlılığın bir ölçüsü olan k zaman aralıklı otokorelasyon katsayısı; N elemanlı kısa örneklerden aşağıdaki denklemle tahmin edilir (Bayazıt, 1996; Helsel ve Hirsch 1992; Benzedden, 2007).

Bu denklemde $\bar{x}_1$ ve $\bar{x}_2$, k kadar kaydırılarak eşleştirilmiş dizilerin ortalamalarıdır.

$$r_k = \frac{\frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x}_1)(x_{i+k} - \bar{x}_2)}{\left[\frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x}_1)^2 \right]^{1/2} \left[\frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} (x_{i+k} - \bar{x}_2)^2 \right]^{1/2}} \quad (4.1)$$

r_k ; aralarında $k\Delta t$ kadar zaman aralığı olan dizi değerleri (x_i ve x_{i+k} değerleri) arasındaki korelasyon katsayısıdır. r_k ; örnek otokorelasyon fonksiyonu k değişkenine göre simetrik bir fonksiyondur ($r_k = r_{-k}$).

Ardışık değerleri arasında bağımlılık bulunmayan bir serinin (noise veya gürültü niteliğindeki serilerin) teorik otokorelasyon fonksiyonu $\delta_k=0$ 'dır. x_i

r_k 'nın güven sınırları yaklaşık olarak Denklem (4.2) ile bulunur (Bayazıt 1996; Benzedden 2007).

$$\sigma_s(r_k) = \frac{1}{N-k} (-1 \mp \sqrt{N-k-1}) \quad (4.2)$$

Denklem (4.2)'de $Z_{\alpha/2}$, α anlamlılık seviyesine karşı gelen standart normal değişken değeridir.

Serinin özellikle küçük k değerlerindeki otokorelasyon katsayılarının α anlamlılık düzeyinde önemli olup olmadığı $H_0 : \delta_k = E(r_1) = 0$ şeklindeki sıfır hipotezi $H_1 : \delta_k \neq 0$ hipotezine karşı test edilerek anlaşılabılır. Örneğin, r_1 değeri, α anlamlılık seviyesi için hesaplanan güven aralığı içinde ise $H_1 : \delta_1 = E(r_1) = 0$ hipotezi kabul edilmekte ve seride içsel bağımlılığın olmadığı sonucuna varılmaktadır. Eğer r_1 değeri güven aralığının dışında ise $H_0 : \delta_k = E(r_1) = 0$ hipotezi red edilmekte ve seride içsel bağımlılık olduğu yargısına varılmaktadır.

İçsel bağımlılığın olmadığı durumlarda 4.5. Bölümünde anlatılacak olan trend analizi yöntemleri uygulanmıştır. Seride içsel bağımlılığın tespit edilmesi durumunda öncelikle Ön Arındırma Yöntemi ile içsel bağımlılık ortadan kaldırılmıştır.

4.1.2 Kısmi Otokorelasyon Analizi

Bir zaman serisine Denklem (4.3)'deki gibi k mertebesinden çoklu lineer (otoregresif) bir matematiksel model uyarlanmış olsun.

$$\tilde{Z}_i = \sum_{j=1}^k \phi_{kj} Z_{i-j} + \varepsilon_i \quad (4.3)$$

Bu modelde $j=k$ için ortaya çıkan ve $\tilde{Z}_i$ ile $\tilde{Z}_{i-k}$ dizi değerleri arasındaki ilişkinin gücünü temsil eden ϕ_{kk} katsayılarına “kısmi otokorelasyon katsayısı”, bu katsayıların k zaman farkına göre değişimini gösteren grafiklere ise “kısmi otokorelogram” adı verilir. (Bayazıt, 1996; Benzeden, 2007).

Otoregresif süreçlerin ϕ_{kj} katsayıları ile r_k katsayıları arasındaki lineer ilişkiler nedeniyle ϕ_{kj} ilk k adet otokorelasyon katsayısının lineer fonksiyonudur.

Örneğin, $k=1$ için $\phi_{11} = r_1$ dir. $k=2$ için $\phi_{21} = \frac{r_1 - r_1 r_2}{1 - r_1^2}$, $\phi_{22} = \frac{r_1 - r_1 r_2}{1 - r_1^2}$ dir.

Durbin (1960), p mertebesine ait ϕ_{p1} , ϕ_{p2} , ..., ϕ_{pp} otoregresif katsayılar ve r_1 , r_2 , ..., r_p , r_{p+1} otokorelasyon katsayıları verildiğinde $(p+1)$ mertebesinden otoregresif sürecin katsayılarının aşağıdaki rekürsif olarak hesaplanabildiğini göstermiştir.

$$\phi_{p+1,p+1} = \frac{r_{p+1} - \sum_{j=1}^p \phi_{pj} r_{p+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^p \phi_{pj} r_j} \quad (4.4/a)$$

$$\phi_{p+1,j} = \phi_{pj} - \phi_{p+1,p+1} \cdot \phi_{p,p-j+1} \quad j=1,2,3,\dots,p \quad (4.4/b)$$

Büyük zaman farkları için ϕ_{kk} katsayılarının yaklaşık standart hatası için Bartlett tarafından önerilen ifade $\sigma(\phi_{kk}) \cong 1/\sqrt{N}$ olup, kısmi otokorelogramın güven sınırları kabaca $\sigma_s \cong \mp 2/\sqrt{N}$ dir. Eldeki seri noise (tam bağımsız ve rastgele) bir süreç ise ϕ_{kk} fonksiyonu da bu sınırlar içinde kalır.

Kısmi otokorelasyon fonksiyonu ve ona ait güven sınırları, eldeki seri otoregressif bir iç bağımlılık yapısına sahip ise p otoregressif mertebesinin kaç seçilebileceği konusunda ön bilgi verir. Çünkü, p mertebesinden otoregressif bir zaman serisinin kuramsal olarak ilk p adet kısmi otokorelasyon katsayısı anlamlı ölçüde sıfırdan farklıdır ($|\phi_{11}|, |\phi_{11}|, \dots, |\phi_{11}| \neq 0$). Uygulamada, eldeki örnek zaman serisinin r_k katsayıları kullanılarak Denklem (4.4/a) ve Denklem (4.4/b)'den hesaplanan kısmi otokorelasyon ϕ_{kk} katsayılarının ilk 5 ile 10 tanesi bulunur. Bu değerlerden ilk kaç tanesinin güven sınırları dışında kaldığı tespit edilerek p mertebesine karar verilir.

4.2. Ön Arındırma (Pre-Whitening) Yöntemi ile İçsel Bağımlılığın Giderilmesi

Ön Arındırma yöntemi iç bağımlılık yapısı AR(1) stokastik modeline uygun bir serinin içsel bağımlılığının yok edilmesi amacı ile İlk defa Von Storch ve Navarra (1995) tarafından önerilmiştir. İç bağımlılığı basit otoregresif model olan AR(1) yapısına uyan bir seride, herhangi bir yıldaki veri, bir önceki veri ile doğrusal ilişkilidir. AR(1) modeline uyan bir zaman serisinde içsel bağımlılığın yok edilebilmesi için kalıntı (rastgele bağımsız bileşen) terimlerinin bulunması gerekir. Kalıntı serisi ana serinin içsel bağımlılıktan arındırılmış şekli olarak değerlendirilir ve testler bu serilere uygulanır.

AR(1) modeline uyan bir zaman serisi, Denklem (4.5) ile tanımlanır.

$$x_i - \bar{x} = \alpha_1 (x_{i-1} - \bar{x}) + \varepsilon_i \quad (4.5)$$

Burada x_i zaman serisinin i ve $i-1$ yılındaki değerlerini, α_1 doğrusal ilişkinin eğimini, ε_i ise sıfır ortalamalı kalıntı terimini göstermektedir. α_1 eğiminin moment tahmini birinci otokorelasyon katsayısına eşit ($\alpha_1 = r_1$) olup Denklem (4.6) ile hesaplanır.

$$\varepsilon_i = (x_i - \bar{x}) - r_1(x_{i-1} - \bar{x}) \quad (4.6)$$

Ön Arındırma yöntemi ile içsel bağımlılığın yok edilmesi, gerçekte var olan bir trendin test sonucunda görülememe olasılığını artırmaktadır. Bu durum, Ön Arındırma yönteminin testin sonucu üzerine istenmeyen etkisi olarak değerlendirilmektedir. Bu olumsuz etki matematiksel olarak şu şekilde izah edilebilir.

Serideki trendin deterministik eğimi b olmak üzere, $x_i = bi$ olarak tanımlandığında kalıntı terimleri;

$$\varepsilon_i = bi - r_1 b(i-1) = (1 - r_1)bi + r_1 b \quad (4.7)$$

eşitliği ile ifade edilmektedir. Buradan da görüleceği üzere; trendin eğimi

$$b' = b(1 - r_1) \quad (4.8)$$

gibi, b' den farklı bir değere dönüşmüştür. ($b = b'$ eşitliği $|r_1| \neq 0$ ise sağlanmaz)

Bu ise gerçekte var olan bir trendin Ön Arındırma yöntemi ile bozulmasına (gerçek değerden daha küçük bir eğim hesaplanmasına) yol açmaktadır.

İçsel bağımlılığın giderilmesi neticesinde testlerin gücünün azaltılmaması sağlanabildiğinde, bu istenmeyen durumdan kaçınılmış olunacaktır. Böylelikle, trend analizi çalışmalarının temel amacı olan gerçek trendin varlığı doğru bir şekilde tespit edilmiş olacaktır. Yue vd.'nin (2002, 2003) bu amaçla önerdiği yöntemde öncelikle serinin deterministik trend eğimi seri değerlerinden çıkartılmakta, daha sonra bu değerlere Ön Arındırma uygulanarak içsel bağımlılığ yok edilmektedir. Son olarak Ön Arındırma uygulanarak elde edilen kalıntı terimlerine daha önce seriden çıkarılan deterministik eğilim tekrar eklenmektedir. Bu değerlere trend analiz testleri uygulandığında gerçek trend varlığına ulaşılmış ve böylece testin gücünün azaltılmasından da kaçınılmış olunmaktadır.

4.3 Deterministik Eğim

Ön Arındırma yönteminde testin gücünü azaltmamak için kullanılacak olan deterministik eğim değeri, Sen'in (1968) eğim metodu olarak bilinen metotla hesaplanabilir. Deterministik eğim değeri, serideki lineer eğim parametresini tahmin etmek için kullanılır. Bu yöntem veri hatalarından veya ekstrem değerlerden etkilenmeyen, eksik değerlerin bulunduğu kayıtlara uygulanabilen parametrik olmayan bir yöntemdir.

$j > k$ şartı ile j ve k zamanlarındaki veriler, x_j ve x_k olmak üzere;

$$n = \frac{N(N-1)}{2} \text{ adet } b_i \text{ parametresi } N \text{ verinin } 2' \text{li kombinasyon adedi olarak}$$

$$b_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \quad (i = 1, 2, 3, \dots, N) \text{ bağıntısı ile hesaplanır.} \quad (4.9)$$

b_i değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanarak değerlerin ortancası (medyan) bulunur. Bulunan bu ortanca değer, serinin deterministik eğimi yani birim zamandaki değişimidir.

Belirlenen deterministik eğim (b),

$$y_i = x_i - bi \quad (4.10)$$

işlemleri seriden ayrılmakta, sonra AR(1) yapısında olduğu varsayılan y_i serisine Ön Arındırma işlemi uygulanarak serideki içsel bağımlılık giderilmektedir.

$$\varepsilon_i = y_i - r_1 y_{i-1} \quad (4.11)$$

Daha sonra bulunan ε_i kalıntı terimlerinin örnek otokorelasyon fonksiyonu incelenerek içsel bağımlılığın yok edilip edilmediğine karar verilmektedir. Eğer içsel bağımlılık yeterince yok edilmişse trend analiz testlerinin uygulanmasına geçilecektir. İçsel bağımlılık yok edilememişse, bu defa seriye daha uygun uyduğu stokastik modeller araştırılacaktır (MA, ARMA, AR2 vs.) Bu modellere ait parametreler kullanılarak Ön Arındırma Yöntemi ile kalıntı terimi değerleri tekrar hesaplanacaktır. Bir sonraki adım kalıntı terimlerinden oluşan ε_i serisine ilk adımda giderilmiş olan deterministik eğim tekrar eklenmesidir.

$$\varepsilon'_i = \varepsilon_i + bi \quad (4.12)$$

Son aşamada, yukarıdaki şekilde elde edilen ε'_i değerlerine trend testleri uygulanır. Bu testler non-parametrik testlerden olan Mann-Kendall, Mann-Kendall Mertebe (Rank) Korelasyon ve Spearman'ın Rho testleri ile parametrik bir test olan T testidir.

4.4 Stasyonier Zaman Serileri İçin Basit Stokastik Bağımlılık Modelleri

Ön Arındırma yöntemi ile içsel bağımlılık yok edilememişse, serinin uyduğu stokastik modellerin belirlenmesi ve bu modellere göre otokorelasyon katsayılarının bulunup, Ön Arındırma Yöntemi ile kalıntı terimi değerlerinin tekrar hesaplanması gerekmektedir. Bu şekilde içsel bağımlılığı yok edilmiş kalıntı terimlerine trend analizi testleri uygulanacaktır. Bubakımdan serinin stokastik yapısının AR(p), MA(q) ve ARMA(p,q) modellerinden hangisine uyduğunun tayini önem arz etmektedir. Serinin hangi modele uygun olduğunun nasıl belirleneceğinden önce bu modellerin yapısı ve bunlara ait parametrelerin neler olduğu konusunun bilinmesi gerekmektedir.

Otoregresif (AR) modellerin genel ifadesi;

$$x_i - \bar{x} = \sum_{j=1}^p \alpha_j (x_{i-j} - \bar{x}) + \varepsilon_i \quad (4.13)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada x_i i zamanındaki, x_{i-j} ise $i-j$ zamanındaki dizi değerlerini, α_j otoregresif katsayıları, ε_i kalıntı terimlerini (noise), p modelin mertebesini göstermektedir. p 'nci mertebe $AR(p)$ ile gösterilir. Birinci mertebe markov modeli diye de adlandırılan $AR(1)$ modelinde α_1 parametresinin moment tahmini sürecin 1 aralıklı otokorelasyon katsayısına (r_1) eşittir. 1. mertebe markov modelinin korelogramı (otokorelasyon fonksiyonu), Denklem (4.14) gereğince k aralığı arttıkça sıfıra yaklaşmaktadır (Bayazıt 1996; Benzeden 2007).

$$r_k = r_1^k \quad (4.14)$$

İkinci mertebe markov modelinin ($AR(2)$ modeli) genel ifadesi aşağıdaki gibidir.

$$x_i - \bar{x} = \alpha_1(x_{i-1} - \bar{x}) + \alpha_2(x_{i-2} - \bar{x}) + \varepsilon_i \quad (4.15)$$

α_1 ve α_2 otoregressif parametrelerinin moment tahminleri Denklem (4.16) ve Denklem (4.17) ile hesaplanmaktadır (Bayazıt, 1996; Benzedden, 2007).

$$\phi_{21} = \frac{r_1 - r_1 r_2}{1 - r_1^2} \quad (4.16)$$

$$\phi_{22} = \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2} \quad (4.17)$$

Hareketli ortalama modellerinin (MA) genel ifadesi Denklem (4.18)'de verilmiştir.

$$x_i - \bar{x} = \varepsilon_i - \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{i-j} \quad (4.18)$$

$q = 1$ için Denklem (4.18)'den Denklem (4.19)'da verilen birinci mertebe hareketli ortalama modeli elde edilir.

$$x_i - \bar{x} = \varepsilon_i - \theta_1 \varepsilon_{i-1} \quad (4.19)$$

Bu modeldeki θ_1 hareketli ortalama parametresinin moment tahmini $|r_1| < 0,5$ olmak üzere Denklem (4.20)'den hesaplanmaktadır.

$$\theta_1^2 + \frac{\theta_1}{r_1} + 1 = 0 \quad (4.20)$$

Otoregressif ve hareketli ortalama modelinin karışımı niteliğinde olan ARMA (p,q) modelinin genel ifadesi Denklem (4.21)'deki gibidir.

$$x_i - \bar{x} = \sum_{i=1}^p \alpha_j (x_{i-j} - \bar{x}) + \varepsilon_i - \sum_{l=1}^q \theta_l \varepsilon_{i-l} \quad (4.21)$$

Denklem (4.21)'den $p=1$ ve $q=1$ için aşağıdaki ARMA(1,1) modeli elde edilir.

$$x_i - \bar{x} = \alpha_1(x_{i-1} - \bar{x}) + \varepsilon_i - \theta_1 \varepsilon_{i-1} \quad (4.22)$$

ARMA (1,1) modelinin α_1 ve θ_1 parametrelerinin moment tahminleri aşağıdaki denklemlerin ortak çözümünden hesaplanmaktadır.

$$r_1 = \frac{(1 - \alpha_1 \theta_1)(\alpha_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\alpha_1 \theta_1} \quad (4.23/a)$$

$$r_2 = \alpha_1 r_1 \quad (4.23/b)$$

Modelin otoregresif bileşenin p mertebesinin belirlenmesinde kısmi otokorelasyon fonksiyonundan yararlanılır. Bu konu 4.1.2’de anlatılmıştır.

Modelin hareketli ortalama bileşeninin q mertebesini belirlemek için korelogramdan yararlanılır. MA(q) modeline uyan bir süreçte $k > q$ için $r_k = 0$ olduğu bilinmektedir. r_k otokorelasyon katsayıları hesaplandıktan sonra %5 anlamlılık düzeyi için kabaca $|r_k| > 2/\sqrt{N}$ koşulunu gerçekleyen zaman farkı (q) saptanır. $k > q$ için r_k katsayıları $\mp 2/\sqrt{N}$ aralığında seyrediyorsa modelin hareketli ortalama bileşeninin mertebesi bu q değeri olarak alınabilir (Bayazit, 1996).

Otoregresif modelle (AR), hareketli ortalama modelinin (MA) karışımı olan ARMA (p, q) modeli AR(p) modelindeki p ve MA(q) modelindeki q ’ya göre farklı şekillerde oluşabilmektedir. ARMA (p, q) modelleri arasında en uygununu seçerken Akaike bilgi kriteri kullanılabilir (Akaike, 1974):

$$AIC(p, q) = N \ln(s_e^2) + \frac{2N(p + q + 1)}{(N - p - q - 2)} \quad (4.24)$$

Burada s_e^2 , maximum likelihood (olabilirlik) yöntemiyle tahmin edilen parametreler kullanılarak elde edilen kalıntıların (noise) varyansıdır. Seriye en uygun model, en küçük ARMA (p, q) değerine sahip olan modeldir.

4.5 Trend Testleri

Bu çalışmada yağış verilerinin trendini analiz etmek üzere, non-parametrik testlerden olan Mann-Kendall Testi, Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi ve Spearman’ın Rho Testi ile parametrik bir test olan T testi kullanılmıştır.

4.5.1 Mann-Kendall Testi

Mann (1945) ve Kendall (1975) tarafından geliştirilen Mann-Kendall testi, parametrik bir test olmadığından yani rastgele değişkenin dağılımından bağımsız olduğundan, çarpık dağılımlı bütün serilere de uygulanabilen ve trend analizinde kullanımı en yaygın olan bir testtir. Bu test ile bir zaman serisinde trend olup olmadığı sıfır hipotezi; “ H_0 : trend yok” ile kontrol edilmektedir (Bayazıt, 1996).

Testin uygulanacağı zaman serisinde $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ x_i ve x_j çiftleri iki gruba ayrılır. $i < j$ için $x_i < x_j$ olan çiftlerin sayısı P ve $x_i > x_j$ olan çiftlerin sayısı M ile gösterilirse test istatistiği (S),

$$S = P - M \text{ şeklinde tanımlanır.} \quad (4.25)$$

Kendall korelasyon katsayısı τ ;

$$\tau = \frac{S}{[n(n-1)/2]} \quad (4.26)$$

$n \geq 10$ için S asimtotik olarak ortalaması sıfır, standart sapması

$$\sigma_s = \sqrt{n(n-1)(2n+5)/18} \quad (4.27)$$

olan normal dağılım gösterir. Dolayısıyla,

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sigma_s & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ (S+1)/\sigma_s & S < 0 \end{cases} \quad (4.28)$$

şeklinde tanımlanan Z istatistiğinin dağılımı standart normal dağılımdır. Örnek seride birbirine birbirine eşit olan gözlemler varsa, σ_s Denklem (4.29) ile hesaplanır.

$$\sigma_s = \sqrt{\left\{ n(n-1)(2n+5) - \sum_i t_i(t_i-1)(2t_i+5) \right\} / 18} \quad (4.29)$$

Burada t_i , sayısal değeri eşit olan gözlem alt kümelerindeki eleman sayılarını göstermektedir. Örneğin incelenen seride 5 gözlem aynı değeri taşıyorsa $t_i=5$, 3

gözlem aynı değerde ise $t_2=3$ ve ayrıca değerleri aynı olan ikişer gözlemli iki grup bulunuyorsa $t_3=2$, $t_4=2$ alınmalıdır.

Z 'nin mutlak değeri, seçilen α anlamlılık düzeyine karşı gelen normal dağılımın $Z_{\alpha/2}$ değerinden küçükse sıfır hipotezi kabul edilmekte; incelenen zaman serisinde trend olmadığı, büyükse trend olduğu ve S değeri pozitif ise trendin artan yönde, negatifse azalan yönde olduğu sonucuna varılmaktadır. Standart normal dağılım tablosu EK-1'de verilmiştir.

4.5.2 Spearman'ın Rho Testi

İki gözlem serisi arasında korelasyon olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılan bu test, lineer trend varlığının araştırılmasında hızlı ve basit bir testtir. Sıra istatistiği olan Rx_i verilerin küçükten büyüğe veya büyükten küçüğe doğru sıralanması ile belirlenir. Gözlem serisi $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$ vektörü olmak üzere; iki yönlü test ile tanımlanan H_0 hipotezine göre x_i ($i=1, 2, 3, \dots, n$) değerleri eş olasılıklı dağılımlardır, H_1 hipotezine göre ise x_i ($i=1, 2, 3, \dots, n$) değerleri zamanla artar veya azalır. Spearman'ın Rho testi istatistiği (r_s), Denklem (4.30) ile hesaplanır (Kahya ve Kalaycı, 2004).

$$r_s = 1 - 6 \left[\sum_{i=1}^n (R(x_i) - i)^2 \right] / (n^3 - n) \quad (4.30)$$

$n>30$ için r_s dağılımı normale yaklaşacağından normal dağılım tabloları kullanılabilir (İçağa, 1994). Bunun için r_s 'nin test istatistiği (Z), denklem (4.31)'de görüldüğü gibi hesaplanır;

$$Z = r_s \sqrt{n-1} \quad (4.31)$$

Eğer Z değeri, α önem seviyesinde standart normal dağılım tablolarından (EK-1) tespit edilen $Z_{\alpha/2}$ değerinden büyük ise, H_0 hipotezi reddedilerek belirli bir trendin olduğu sonucuna varılır.

4.5.3 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi

Parametrik olmayan bu test, eksik verilerin olması durumunda da rahatlıkla kullanılabilir (Helsel and Hirsch, 1992). En önemli özelliği sonuçları grafiksel olarak ifade ederken trendin başlangıç noktasını da belirleyebilmektedir.

Bu testte gözlemlerin değerlerinden çok bunların seri içindeki sıra numarası (mertebesi) dikkate alınır. Verilerin (i) gerçek veri yeri (sırası) değil de verinin seri içindeki mertebesi (n_i) belirlenir. Veriler (x_i), teker teker göz önünde bulundurulur ve veri yerine kendisinden önce gelen veriler içinde kaç tanesinin kendisinden küçük olduğu sayılır. Bu sayıya n_i dersek x_i veri değerleri bunlarla yer değiştirerek tam sayılı bir örnek fonksiyon elde edilir. Bu tam sayıların ardışık toplamaları (t_i), yöntemi sınamak için gerekli büyüklük olup, Denklem (4.32) ile hesaplanır;

$$t_i = \sum_{i=1}^n n_i \quad (4.32)$$

bunun ortalaması $E(t)$;

$$E(t) = \frac{i(i-1)}{4} \quad (4.33)$$

varyansı $var(t)$;

$$var(t) = \frac{i(i-1)(2i+5)}{72} \quad (4.34)$$

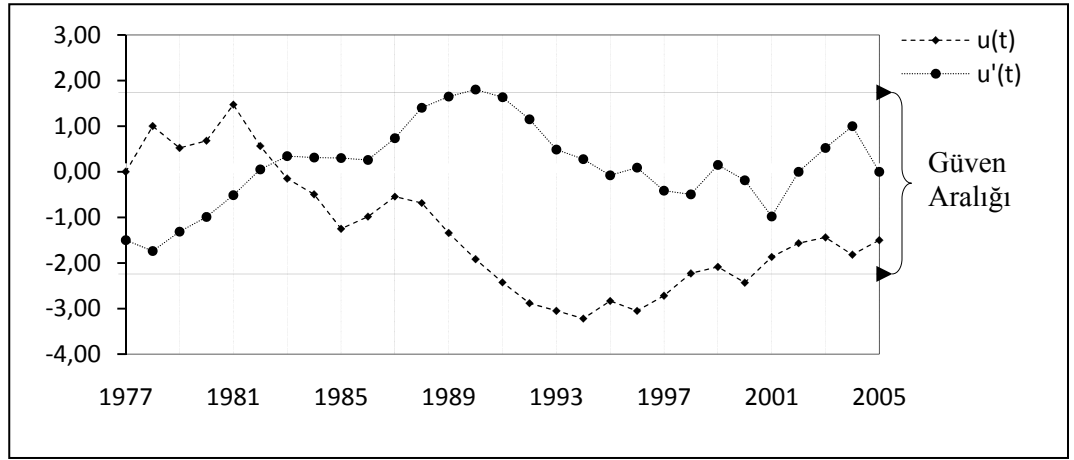
test istatistiği $u(t)$;

$$u(t) = \frac{[t - E(t)]}{\sqrt{var(t)}} \quad (4.35)$$

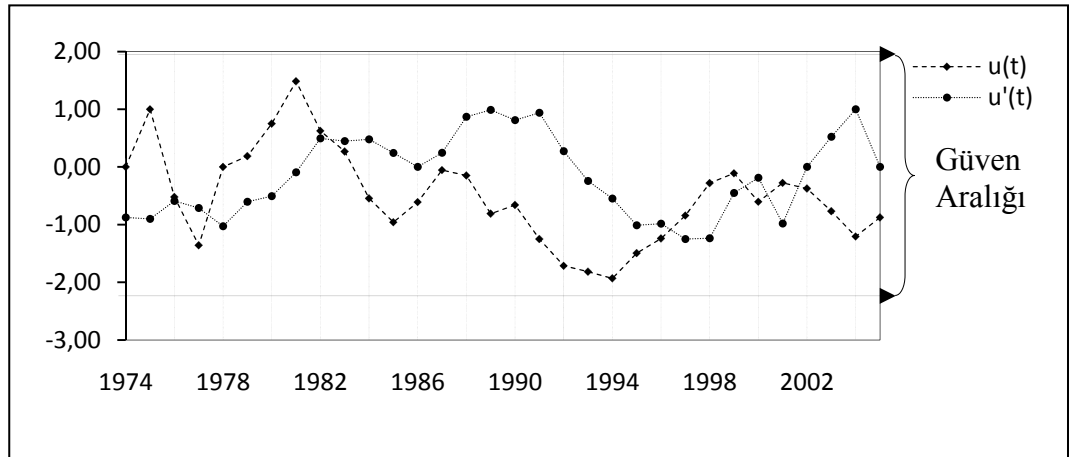
olarak hesaplanır (Sneyers, 1990). Burada $E(t)$ ve $var(t)$ denklemlerinde kullanılan (i), verilerin normal (gerçek) sıra numarasıdır. n_i değeri ise her bir sıradaki veriden, bu verinin kendisinden önceki verilerin içerisinde kaç tanesinin küçük olduğu sayılarak elde edilir.

Geriye doğru Mann-Kendall test istatistiği $u'(t)$ de benzer şekilde hesaplanır. Bu defa veriler sondan başa doğru (i) numaralandırılır. Gerçek veri yerine verinin seri içerisindeki mertebesi olan n_i değeri, bu defa her bir sıradaki veriden, bu verinin kendinden sonraki verilerin içerisinde kaç tanesinin küçük olduğu sayılarak elde edilir.

$u(t)$ 'nin sıfıra yakın değerleri zamanla bir değişim yok varsayımını, $u(t)$ 'nin büyük değerleri bir değişimin olduğunu gösterir. $u(t)$ 'nin ± 1.96 'ya ulaşması trendin önemlilik seviyesinin %95'lere ulaştığını gösterir. Grafiksel olarak $u(t)$ ve $u'(t)$, değişimin başladığı yer ile kuvvetini gösterirler. $u(t)$ ile $u'(t)$ 'nin grafiksel olarak kesiştikleri nokta trendin başladığı zamanı gösterir (Şen, 2002). Eğer seri içinde herhangi bir trend yok ise $u(t)$ ve $u'(t)$ birbirlerine bir çok defa yaklaşarak yakın salınımlar yapacaklardır (Kosif, 1999; Türkeş vd., 2002). Şekil 4.1 trend olması durumunda $u(t)$ ve $u'(t)$ grafiklerini ve Şekil 4.2'de ise trend olmaması durumunda ki $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri örnek olarak gösterilmiştir.



Şekil 4.1. Trend olması durumunda $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.



Şekil 4.2. Trend olmaması durumunda $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.

4.5.4 T Testi

Parametrik olmayan testlerin yanı sıra eğilim analizlerinde kullanılan bir diğer test ise parametrik bir test olan T testidir. İki rasgele değişken arasındaki doğrusal bağımlılığın bir ölçüsü olarak hesaplanan korelasyon katsayısı $r_{x,y}$ değerine bakarak karar vermek için, $r_{x,y}$ istatistiğinin örnekleme dağılımını bilmek gerekir. $r_{x,y}$ değeri Denklem (4.36) ile hesaplanır (Bayazıt, 1996).

$$r = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma_x} \right) \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\sigma_y} \right) \right] \quad (4.36)$$

X ve Y'nin ortak dağılımların normal olduğu kabulü ile $r_{x,y}$ 'ye bağlı olarak tanımlanan t istatistiğinin örnekleme dağılımı $(n-2)$ olan t dağılımıdır. t istatistiğinin değeri, Denklem (4.37) ile hesaplanır;

$$t = \frac{r_{x,y} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{x,y}^2}} \quad (4.37)$$

t istatistiği, $H_0 = \rho_{x,y} = 0$ hipotezini $H_1 = \rho_{x,y} \neq 0$ karşıt hipotezine göre kontrol etmek için kullanılır. Bulunan bu t değeri α anlamlılık düzeyinde karşı gelen güven aralığında kalıyorsa $\rho_{x,y} = 0$ hipotezi kabul edilir. X ve Y değişkenleri arasında bir bağımlılık bulunmadığı yani trendin olmadığı sonucuna varılır. Eğer hesaplan t değeri bu güven aralığının dışında kalırsa $\rho_{x,y} \neq 0$ karşıt hipotezi kabul edilir (Akyürek vd., 2004). t dağılımı tablosu EK-2'de verilmiştir.

5. BULGULAR

5.1 İçsel Bağımlılığın Tespiti

Ege Bölgesi'ndeki DSİ'ye ait olan 49 adet meteoroloji istasyonunda gözlemlenen yıllık toplam yağış verilerinin içsel bağımlılığı $\alpha = 0.05$ anlamlılık düzeyinde incelendiğinde, 16 adet istasyonda içsel bağımlılığın mevcut olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. İstasyon verilerine ait otokorelasyon katsayıları (r_1), $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesi için r_1 'in güven sınırları ve içsel bağımlılık durumları Çizelge 5.1'de verilmiştir.

Çizelge 5.1. İstasyon verilerinin içsel bağımlılık durumu. (İ.B: İçsel Bağımlılık)

Sıra No	İSTASYON	r_1	$r_{1,0.05}$	İ.B	Sıra No	İSTASYON	r_1	$r_{1,0.05}$	İ.B
1	Aş.Karacahisar	0,0907	0,3024	Yok	26	Kayran	0,3157	0,3313	Yok
2	Bafa	0,2953	0,3138	Yok	27	Kıranşih	0,3259	0,2955	Var
3	Başçayır	0,2931	0,3313	Yok	28	Kırıkköy	0,4118	0,3179	Var
4	Beşyol	0,3914	0,3640	Var	29	Kızılkaya	0,2195	0,3313	Yok
5	Beydağ	0,0038	0,2989	Yok	30	Kozağaç Muğ.	0,1680	0,2955	Yok
6	Bozdağ	0,3917	0,2955	Var	31	Kozağaç Yat.	0,5091	0,2955	Var
7	Buharkent	0,0953	0,2989	Yok	32	Kozlar	0,1668	0,3267	Yok
8	Buldan brj.	0,3215	0,3179	Var	33	Mahmudiye	0,3758	0,3222	Var
9	Çalıköy	0,3895	0,3313	Var	34	Maldan	0,0694	0,3267	Yok
10	Çamköy	0,2921	0,2955	Yok	35	Marmara Reg.	0,3625	0,2955	Var
11	Çavdarhisar	0,0705	0,2955	Yok	36	Mumcular	0,0689	0,2955	Yok
12	Çınardibi	-0,0586	0,2922	Yok	37	Narlı	0,0879	0,3313	Yok
13	Dindarlı	0,2684	0,2989	Yok	38	Nifköy	0,3118	0,2955	Var
14	Doğanlar	0,1928	0,3313	Yok	39	Oysu	0,2255	0,3361	Yok
15	Doğalar	0,2589	0,3061	Yok	40	Ören	0,5567	0,2955	Var
16	Eşmetaşköy	0,2916	0,2989	Yok	41	Örenköy	0,2634	0,2955	Yok
17	Fakılı	0,2499	0,2989	Yok	42	Sarıkemer	0,3347	0,3179	Var
18	Gölcük (Ula)	0,1706	0,2955	Yok	43	Sarılar	0,2431	0,2989	Yok
19	Hasköy	0,1928	0,2989	Yok	44	Somak	0,3241	0,3267	Yok
20	Işıkkara	0,3808	0,3024	Var	45	Topçam	0,5254	0,3313	Var
21	Işıklı Reg.	0,0799	0,2989	Yok	46	Üçpınar	0,1721	0,2955	Yok
22	İbrahim kavağı	0,3104	0,3313	Yok	47	Yeşilhisar	0,1610	0,3465	Yok
23	İcikler	0,3232	0,2955	Var	48	Yeşiloba	0,5855	0,3179	Var
24	Karahıdırlı	0,3146	0,3222	Yok	49	Yukarı poyraz	0,1854	0,2955	Yok
25	Kavacık	0,2225	0,3313	Yok					

5.2 İçsel Bağımlılığı Olmayan Serilerin Trend Analizi Sonuçları

$\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde içsel bağımlılığı bulunmayan 33 adet toplam yağış yüksekliği serilerine doğrudan trend analiz testleri uygulanmıştır. Buna göre; verilere parametrik olmayan Mann-Kendall, Mann-Kendall Mertebe Korelasyon ve Spearman'ın Rho testleri ile parametrik bir test olan T testleri uygulanmıştır.

5.2.1 Mann-Kendall Testi Sonuçları

İçsel bağımlılığı olmayan serilere uygulanan Mann-Kendall Testi sonucunda, $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyi için (yani % 95 güven aralığında) 7 istasyonda azalan yönde trend tespit edilmiştir. Artan yönde anlamlı bir trend tespit edilememiştir. $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyine göre trend bulunmayan istasyonların da büyük çoğunluğunda, τ kendall korelasyon katsayısı ve Z istatistiği değerinin negatif yani azalan yönde olduğu yani istatistiki olarak anlamlı olmasada istasyonların çoğunda trendin azalan yönde olduğu görülmektedir. Test sonuçları Çizelge 5.2'de verilmiştir.

Çizelge 5.2. Mann-Kendall Testi Sonuçları.

Sıra No	İSTASYON	τ	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
1	Aş.Karacahisar	0,057	0,52	1,96	KABUL	-
2	Bafa	0,090	0,80	1,96	KABUL	-
3	Başçayır	-0,012	-0,09	1,96	KABUL	-
4	Beydağ	0,040	0,37	1,96	KABUL	-
5	Buharkent	-0,248	-2,33	1,96	RED	↓
6	Çamköy	-0,135	-1,28	1,96	KABUL	-
7	Çavdarhisar	-0,148	-1,41	1,96	KABUL	-
8	Çınardibi	-0,180	-1,73	1,96	KABUL	-
9	Dindarlı	-0,054	-0,50	1,96	KABUL	-
10	Doğanlar	-0,037	-0,30	1,96	KABUL	-
11	Doğalar	-0,296	-2,72	1,96	RED	↓
12	Eşmetaşköy	-0,074	-0,69	1,96	KABUL	-
13	Fakılı	-0,123	-1,15	1,96	KABUL	-
14	Gölcük (Ula)	-0,106	-1,00	1,96	KABUL	-
15	Hasköy	-0,238	-2,24	1,96	RED	↓
16	Işıklı Regülatörü	-0,199	-1,87	1,96	KABUL	-
17	İbrahim Kavağı	-0,069	-0,57	1,96	KABUL	-
18	Karahıdırlı	0,003	0,01	1,96	KABUL	-
19	Kavacık	0,008	0,06	1,96	KABUL	-
20	Kayran	-0,163	-1,36	1,96	KABUL	-
21	Kızılkaya	-0,049	-0,40	1,96	KABUL	-

Sıra No	İSTASYON	τ	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
22	Kozağaç (Muğla)	-0,115	-1,09	1,96	KABUL	-
23	Kozlar	-0,029	-0,23	1,96	KABUL	-
24	Maldan	-0,308	-2,63	1,96	RED	↓
25	Mumcular	-0,112	-1,06	1,96	KABUL	-
26	Narlı	-0,092	-0,77	1,96	KABUL	-
27	Oysu	-0,091	-0,74	1,96	KABUL	-
28	Örenköy	-0,072	-0,68	1,96	KABUL	-
29	Sarılar	-0,230	-2,17	1,96	RED	↓
30	Somak	-0,067	-0,56	1,96	KABUL	-
31	Üçpınar	-0,351	-3,35	1,96	RED	↓
32	Yeşilhisar	-0,109	-0,86	1,96	KABUL	-
33	Yukarı Poyraz	-0,268	-2,56	1,96	RED	↓

5.2.2 Spearman'ın Rho Testi Sonuçları

Spearman'ın Rho testi sonuçları da, Mann-Kendall testi sonuçları ile paralellik göstermiş, aynı 7 istasyonda azalan trend tespit edilmiştir. Test sonuçları Çizelge 5.3'de yer almaktadır.

Çizelge 5.3. Spearman'ın Rho testi sonuçları.

Sıra No	İSTASYON	r_s	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
1	Aş.Karacahisar	0,073	0,47	1,96	KABUL	-
2	Bafa	0,105	0,95	1,96	KABUL	-
3	Başçayır	-0,027	-0,16	1,96	KABUL	-
4	Beydağ	0,078	0,51	1,96	KABUL	-
5	Buharkent	-0,343	-2,22	1,96	RED	↓
6	Çamköy	-0,217	-1,42	1,96	KABUL	-
7	Çavdarhisar	-0,232	-1,52	1,96	KABUL	-
8	Çınardibi	-0,198	-1,32	1,96	KABUL	-
9	Dindarlı	-0,066	-0,43	1,96	KABUL	-
10	Doğanlar	-0,054	-0,32	1,96	KABUL	-
11	Doğalar	-0,421	-2,66	1,96	RED	↓
12	Eşmetaşköy	-0,105	-0,68	1,96	KABUL	-
13	Fakılı	-0,152	-0,99	1,96	KABUL	-
14	Gölcük (Ula)	-0,158	-1,04	1,96	KABUL	-
15	Hasköy	-0,359	-2,33	1,96	RED	↓
16	Işıklı Regülatörü	-0,277	-1,80	1,96	KABUL	-
17	İbrahim Kavağı	-0,105	-0,61	1,96	KABUL	-
18	Karahıdırlı	0,016	0,09	1,96	KABUL	-
19	Kavacık	0,012	0,07	1,96	KABUL	-
20	Kayran	-0,266	-1,55	1,96	KABUL	-
21	Kızılkaya	-0,076	-0,45	1,96	KABUL	-

Sıra No	İSTASYON	r_s	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
22	Kozağaç (Muğla)	-0,168	-1,10	1,96	KABUL	-
23	Kozlar	0,071	0,42	1,96	KABUL	-
24	Maldan	-0,447	-2,65	1,96	RED	↓
25	Mumcular	-0,163	-1,07	1,96	KABUL	-
26	Narlı	-0,152	-0,88	1,96	KABUL	-
27	Oysu	-0,179	-1,03	1,96	KABUL	-
28	Örenköy	-0,134	-0,88	1,96	KABUL	-
29	Sarılar	-0,339	-2,20	1,96	RED	↓
30	Somak	0,004	0,02	1,96	KABUL	-
31	Üçpınar	-0,519	-3,40	1,96	RED	↓
32	Yeşilhisar	-0,176	-0,98	1,96	KABUL	-
33	Yukarı Poyraz	-0,378	-2,48	1,96	RED	↓

5.2.3 T Testi Sonuçları

T Testi sonuçları Mann-Kendal testi ve Spearman'ın Rho testi sonuçlarıyla büyük oranda benzerlik göstermiş, sadece ilave olarak Işıklı Regülatörü istasyonunda azalan trend olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Sonuçlar Çizelge 5.4'de görülmektedir.

Çizelge 5.4. T Testi sonuçları.

Sıra No	İSTASYON	R	T	$t_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
1	Aş.Karacahisar	0,077	0,49	2,02	KABUL	-
2	Bafa	0,119	0,73	2,03	KABUL	-
3	Başçayır	-0,073	-0,42	2,03	KABUL	-
4	Beydağ	0,027	0,18	2,02	KABUL	-
5	Buharkent	-0,378	-2,61	2,02	RED	↓
6	Çamköy	-0,263	-1,77	2,02	KABUL	-
7	Çavdarhisar	-0,226	-1,50	2,02	KABUL	-
8	Çınardibi	-0,208	-1,39	2,02	KABUL	-
9	Dindarlı	-0,101	-0,65	2,02	KABUL	-
10	Doğanlar	-0,108	-0,63	2,03	KABUL	-
11	Doğalar	-0,450	-3,14	2,02	RED	↓
12	Eşmetaşköy	-0,183	-1,19	2,02	KABUL	-
13	Fakılı	-0,153	-0,99	2,02	KABUL	-
14	Gölcük (Ula)	-0,216	-1,43	2,02	KABUL	-
15	Hasköy	-0,328	-2,22	2,02	RED	↓
16	Işıklı Regülatörü	-0,313	-2,11	2,02	RED	↓
17	İbrahim Kavağı	-0,111	-0,64	2,03	KABUL	-
18	Karahıdırlı	0,008	0,05	2,03	KABUL	-
19	Kavacık	-0,040	-0,23	2,03	KABUL	-

Sıra No	İSTASYON	R	T	$t_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
20	Kayran	-0,269	-1,60	2,03	KABUL	-
21	Kızılkaya	-0,090	-0,52	2,03	KABUL	-
22	Kozağaç (Muğla)	-0,205	-1,36	2,02	KABUL	-
23	Kozlar	-0,114	-0,67	2,03	KABUL	-
24	Maldan	-0,455	-2,98	2,03	RED	↓
25	Mumcular	-0,209	-1,38	2,02	KABUL	-
26	Narlı	-0,145	-0,85	2,03	KABUL	-
27	Oysu	-0,262	-1,53	2,04	KABUL	-
28	Örenköy	-0,146	-0,96	2,02	KABUL	-
29	Sarılar	-0,382	-2,65	2,02	RED	↓
30	Somak	-0,112	-0,66	2,03	KABUL	-
31	Üçpınar	-0,516	-3,90	2,02	RED	↓
32	Yeşilhisar	-0,179	-1,00	2,04	KABUL	-
33	Yukarı Poyraz	-0,389	-2,74	2,02	RED	↓

5.2.4 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi Sonuçları

Mann-Kendal Mertebe Korelasyon testi sonucunda, trend olan istasyonlarda tespit edilen trend başlangıç yılları Çizelge 5.5’de verilmiştir.

Çizelge 5.5. Trend başlangıç yılları.

İSTASYON	TREND BAŞLANGIÇ YILLARI
Buharkent	1970
Doğalar	1973
Hasköy	1986-1987
Işıklı Regülatörü	1966-1967
Maldan	1989-1990
Sarılar	1972
Üçpınar	1982-1983
Yukarı Poyraz	1970

Çizelge 5.5’te Mann-Kendall testi ve Spearman’ın Rho testi sonucunda trend belirlenen 7 istasyon ile bunlara ek olarak T testi sonucunda trend olduğu belirlenen Işıklı Regülatörü’nün trend başlangıç noktası belirtilmiştir.

Örnek olarak Üçpınar ve Yukarı Poyraz istasyonlarına ait Mann-Kendal Mertebe Korelasyon testi hesapları Çizelge 5.6 ile Çizelge 5.7’de gösterilmiştir.

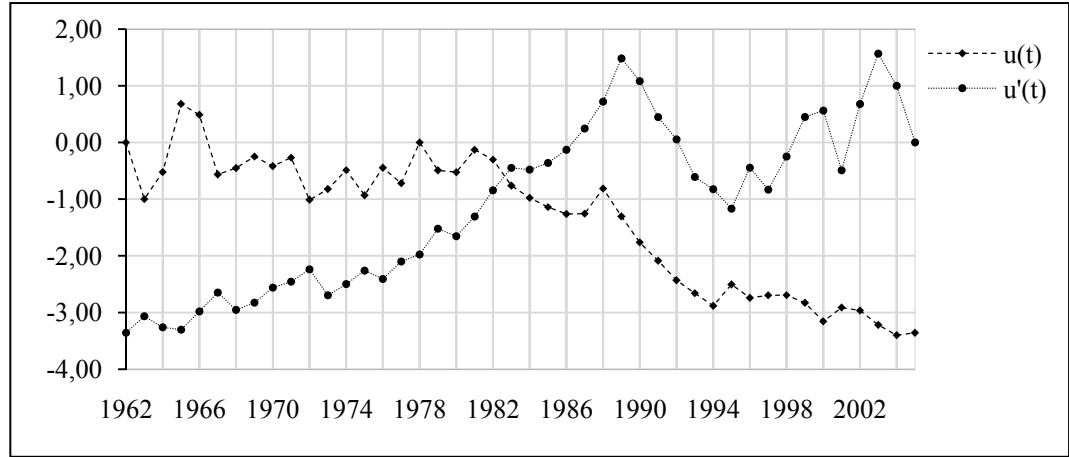
Çizelge 5.6. Üçpınar İstasyonu $u(t)$ sonuçları.

SIRA NO	YIL	Y.TOPLAM YAĞIŞLAR	(n _i)	T	E(t)	Var(t)	u(t)
1	1962	891,1	0	0	0	0,00	0,00
2	1963	499,1	0	0	0,5	0,25	-1,00
3	1964	573,5	1	1	1,5	0,92	-0,52
4	1965	899,4	3	4	3	2,17	0,68
5	1966	806,8	2	6	5	4,17	0,49
6	1967	429,7	0	6	7,5	7,08	-0,56
7	1968	607,6	3	9	10,5	11,08	-0,45
8	1969	684,0	4	13	14	16,33	-0,25
9	1970	586,4	3	16	18	23,00	-0,42
10	1971	637,1	5	21	22,5	31,25	-0,27
11	1972	371,3	0	21	27,5	41,25	-1,01
12	1973	628,8	6	27	33	53,17	-0,82
13	1974	654,2	8	35	39	67,17	-0,49
14	1975	497,6	2	37	45,5	83,42	-0,93
15	1976	749,9	11	48	52,5	102,08	-0,45
16	1977	557,0	4	52	60	123,33	-0,72
17	1978	956,8	16	68	68	147,33	0,00
18	1979	446,8	2	70	76,5	174,25	-0,49
19	1980	601,5	8	78	85,5	204,25	-0,52
20	1981	756,6	15	93	95	237,50	-0,13
21	1982	585,3	7	100	105	274,17	-0,30
22	1983	441,0	2	102	115,5	314,42	-0,76
23	1984	515,6	6	108	126,5	358,42	-0,98
24	1985	525,4	7	115	138	406,33	-1,14
25	1986	553,6	8	123	150	458,33	-1,26
26	1987	574,3	11	134	162,5	514,58	-1,26
27	1988	787,3	22	156	175,5	575,25	-0,81
28	1989	334,4	0	156	189	640,50	-1,30
29	1990	237,2	0	156	203	710,50	-1,76
30	1991	375,9	3	159	217,5	785,42	-2,09
31	1992	343,1	2	161	232,5	865,42	-2,43
32	1993	425,1	5	166	248	950,67	-2,66
33	1994	402,3	5	171	264	1041,33	-2,88
34	1995	659,6	25	196	280,5	1137,58	-2,51
35	1996	402,2	5	201	297,5	1239,58	-2,74
36	1997	544,8	15	216	315	1347,50	-2,70
37	1998	517,1	14	230	333	1461,50	-2,69
38	1999	433,5	9	239	351,5	1581,75	-2,83
39	2000	295,1	1	240	370,5	1708,42	-3,16
40	2001	597,9	25	265	390	1841,67	-2,91
41	2002	469,6	13	278	410	1981,67	-2,97
42	2003	351,0	4	282	430,5	2128,58	-3,22
43	2004	386,6	7	289	451,5	2282,58	-3,40
44	2005	511,4	18	307	473	2443,83	-3,36

Çizelge 5.7. Üçpınar İstasyonu $u'(t)$ sonuçları.

SIRA NO	YIL	Y.TOPLAM YAĞIŞLAR	(n _i)	T	E(t)	Var(t)	$u'(t)$
44	1962	891,1	41	639	473	2443,83	-3,36
43	1963	499,1	17	598	451,5	2282,58	-3,07
42	1964	573,5	24	581	430,5	2128,58	-3,26
41	1965	899,4	39	557	410	1981,67	-3,30
40	1966	806,8	38	518	390	1841,67	-2,98
39	1967	429,7	11	480	370,5	1708,42	-2,65
38	1968	607,6	28	469	351,5	1581,75	-2,95
37	1969	684	32	441	333	1461,50	-2,83
36	1970	586,4	25	409	315	1347,50	-2,56
35	1971	637,1	28	384	297,5	1239,58	-2,46
34	1972	371,3	5	356	280,5	1137,58	-2,24
33	1973	628,8	26	351	264	1041,33	-2,70
32	1974	654,2	26	325	248	950,67	-2,50
31	1975	497,6	14	299	232,5	865,42	-2,26
30	1976	749,9	26	285	217,5	785,42	-2,41
29	1977	557	20	259	203	710,50	-2,10
28	1978	956,8	27	239	189	640,50	-1,98
27	1979	446,8	12	212	175,5	575,25	-1,52
26	1980	601,5	22	200	162,5	514,58	-1,65
25	1981	756,6	23	178	150	458,33	-1,31
24	1982	585,3	20	155	138	406,33	-0,84
23	1983	441	11	135	126,5	358,42	-0,45
22	1984	515,6	13	124	115,5	314,42	-0,48
21	1985	525,4	14	111	105	274,17	-0,36
20	1986	553,6	15	97	95	237,50	-0,13
19	1987	574,3	15	82	85,5	204,25	0,24
18	1988	787,3	17	67	76,5	174,25	0,72
17	1989	334,4	2	50	68	147,33	1,48
16	1990	237,2	0	48	60	123,33	1,08
15	1991	375,9	3	48	52,5	102,08	0,45
14	1992	343,1	1	45	45,5	83,42	0,05
13	1993	425,1	5	44	39	67,17	-0,61
12	1994	402,3	4	39	33	53,17	-0,82
11	1995	659,6	10	35	27,5	41,25	-1,17
10	1996	402,2	3	25	22,5	31,25	-0,45
9	1997	544,8	7	22	18	23,00	-0,83
8	1998	517,1	6	15	14	16,33	-0,25
7	1999	433,5	3	9	10,5	11,08	0,45
6	2000	295,1	0	6	7,5	7,08	0,56
5	2001	597,9	4	6	5	4,17	-0,49
4	2002	469,6	2	2	3	2,17	0,68
3	2003	351	0	0	1,5	0,92	1,57
2	2004	386,6	0	0	0,5	0,25	1,00
1	2005	511,4	0	0	0	0,00	0,00

Görüldüğü üzere $u(t)$ çizelgesindeki sıra no (i) değerleri baştan sona, $u'(t)$ grafiğindeki sıra no (i) değerleri ise sondan başa doğru numaralandırılmıştır. $u(t)$ değerlerinin $z = 1,96$ değerinin altında (ya da artan trend için $z = 1,96$ değerinin üzerinde) olması trendin önemlilik seviyesinin %95'lere ulaştığını yani trendin mevcut olduğunu, değerlerin genel eğiliminin azalan yönde olması da trendin negatif yönde olduğunu göstermektedir.



Şekil 5.1. Üçpınar istasyonu $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.

Şekil 5.1'de görüldüğü üzere, Üçpınar'da $u(t)$ ile $u'(t)$ 'nin grafiksel olarak kesiştikleri 1982 ile 1983 yılları arasında olduğu görülmekte, bu yıllar da trendin başlangıç yılı olarak kabul edilmektedir. $u(t)$ ve $u'(t)$ poligonlarının birbirlerini keserek birçok defa yaklaşıp salınım yapmadığı görülmektedir. Bu durum seride mevcut bir trend olduğunu, $u(t)$ 'nin azalarak aşağı inmesi ise trendin azalan yönde olduğunu göstermektedir.

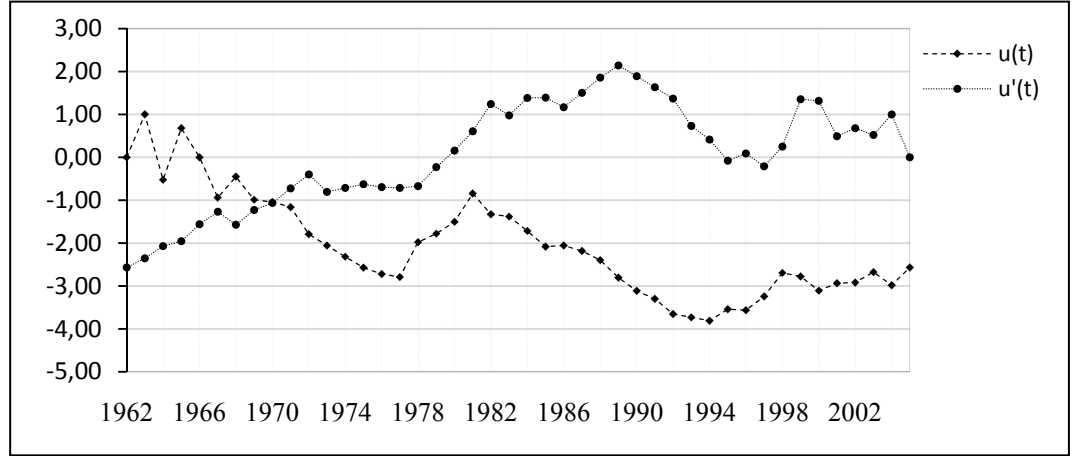
Çizelge 5.8. Y. Poyraz İstasyonu $u(t)$ sonuçları.

SIRA NO	YIL	Y.TOPLAM YAĞIŞLAR	(n _i)	T	E(t)	Var(t)	u(t)
1	1962	696,6	0	0	0	0,00	0,00
2	1963	752,6	1	1	0,5	0,25	1,00
3	1964	621,8	0	1	1,5	0,92	-0,52
4	1965	905,5	3	4	3	2,17	0,68
5	1966	678,1	1	5	5	4,17	0,00
6	1967	496,6	0	5	7,5	7,08	-0,94
7	1968	738,3	4	9	10,5	11,08	-0,45
8	1969	615,0	1	10	14	16,33	-0,99
9	1970	668,9	3	13	18	23,00	-1,04
10	1971	654,8	3	16	22,5	31,25	-1,16
11	1972	458,8	0	16	27,5	41,25	-1,79
12	1973	591,2	2	18	33	53,17	-2,06
13	1974	588,4	2	20	39	67,17	-2,32
14	1975	535,7	2	22	45,5	83,42	-2,57
15	1976	555,2	3	25	52,5	102,08	-2,72
16	1977	577,2	4	29	60	123,33	-2,79
17	1978	758,7	15	44	68	147,33	-1,98
18	1979	639,6	9	53	76,5	174,25	-1,78
19	1980	662,2	11	64	85,5	204,25	-1,50
20	1981	862,8	18	82	95	237,50	-0,84
21	1982	468,7	1	83	105	274,17	-1,33
22	1983	604,1	8	91	115,5	314,42	-1,38
23	1984	514,3	3	94	126,5	358,42	-1,72
24	1985	470,1	2	96	138	406,33	-2,08
25	1986	592,6	10	106	150	458,33	-2,06
26	1987	570,4	7	113	162,5	514,58	-2,18
27	1988	530,2	5	118	175,5	575,25	-2,40
28	1989	439,9	0	118	189	640,50	-2,81
29	1990	461,5	2	120	203	710,50	-3,11
30	1991	487,5	5	125	217,5	785,42	-3,30
31	1992	385,0	0	125	232,5	865,42	-3,65
32	1993	505,5	8	133	248	950,67	-3,73
33	1994	501,6	8	141	264	1041,33	-3,81
34	1995	607,9	20	161	280,5	1137,58	-3,54
35	1996	527,8	11	172	297,5	1239,58	-3,56
36	1997	625,6	24	196	315	1347,50	-3,24
37	1998	761,3	34	230	333	1461,50	-2,69
38	1999	521,3	11	241	351,5	1581,75	-2,78
39	2000	400,5	1	242	370,5	1708,42	-3,11
40	2001	598,3	22	264	390	1841,67	-2,94
41	2002	555,0	16	280	410	1981,67	-2,92
42	2003	618,2	27	307	430,5	2128,58	-2,68
43	2004	420,6	2	309	451,5	2282,58	-2,98
44	2005	717,2	37	346	473	2443,83	-2,57

Çizelge 5.9. Y. Poyraz İstasyonu $u'(t)$ sonuçları.

SIRA NO	YIL	Y.TOPLAM YAĞIŞLAR	(n _i)	T	E(t)	Var(t)	$u'(t)$
44	1962	696,6	36	600	473	2443,83	-2,57
43	1963	752,6	38	564	451,5	2282,58	-2,35
42	1964	621,8	29	526	430,5	2128,58	-2,07
41	1965	905,5	40	497	410	1981,67	-1,95
40	1966	678,1	34	457	390	1841,67	-1,56
39	1967	496,6	9	423	370,5	1708,42	-1,27
38	1968	738,3	34	414	351,5	1581,75	-1,57
37	1969	615	26	380	333	1461,50	-1,23
36	1970	668,9	31	354	315	1347,50	-1,06
35	1971	654,8	29	323	297,5	1239,58	-0,72
34	1972	458,8	4	294	280,5	1137,58	-0,40
33	1973	591,2	20	290	264	1041,33	-0,81
32	1974	588,4	19	270	248	950,67	-0,71
31	1975	535,7	14	251	232,5	865,42	-0,63
30	1976	555,2	15	237	217,5	785,42	-0,70
29	1977	577,2	16	222	203	710,50	-0,71
28	1978	758,7	25	206	189	640,50	-0,67
27	1979	639,6	22	181	175,5	575,25	-0,23
26	1980	662,2	22	159	162,5	514,58	0,15
25	1981	862,8	24	137	150	458,33	0,61
24	1982	468,7	5	113	138	406,33	1,24
23	1983	604,1	17	108	126,5	358,42	0,98
22	1984	514,3	9	91	115,5	314,42	1,38
21	1985	470,1	5	82	105	274,17	1,39
20	1986	592,6	13	77	95	237,50	1,17
19	1987	570,4	12	64	85,5	204,25	1,50
18	1988	530,2	10	52	76,5	174,25	1,86
17	1989	439,9	3	42	68	147,33	2,14
16	1990	461,5	3	39	60	123,33	1,89
15	1991	487,5	3	36	52,5	102,08	1,63
14	1992	385	0	33	45,5	83,42	1,37
13	1993	505,5	3	33	39	67,17	0,73
12	1994	501,6	2	30	33	53,17	0,41
11	1995	607,9	6	28	27,5	41,25	-0,08
10	1996	527,8	3	22	22,5	31,25	0,09
9	1997	625,6	6	19	18	23,00	-0,21
8	1998	761,3	7	13	14	16,33	0,25
7	1999	521,3	2	6	10,5	11,08	1,35
6	2000	400,5	0	4	7,5	7,08	1,32
5	2001	598,3	2	4	5	4,17	0,49
4	2002	555	1	2	3	2,17	0,68
3	2003	618,2	1	1	1,5	0,92	0,52
2	2004	420,6	0	0	0,5	0,25	1,00
1	2005	717,2	0	0	0	0,00	0,00

Bu istasyonda da $u(t)$ değerleri -1.96 değerinin aşağısında değerlerden oluşması trendin önemlilik seviyesinin %95'lere ulaştığını yani trendin mevcut olduğunu, değerlerin genel eğiliminin azalan yönde olması da trendin negatif yönde olduğunu göstermektedir.



Şekil 5.2. Y. Poyraz istasyonuna ait $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.

Şekil 5.2'de görüldüğü üzere, Yukarı Poyraz'da $u(t)$ ile $u'(t)$ 'nin grafiksel olarak kesiştikleri 1970 yılı trendin başlangıç yılı olarak kabul edilmektedir. $u(t)$ ve $u'(t)$ poligonlarının birbirlerini keserek ve birbirine birçok defa yaklaşarak yakın salınım yapmadığı görülmektedir. Bu durum seride bir trendin olduğunu, $u(t)$ 'nin azalarak aşağı inmesi ise trendin azalan yönde olduğunu göstermektedir.

5.3 İçsel Bağımlılığı Olan İstasyonlarda Ön Arındırma Yöntemi

İçsel bağımlılığı tespit edilen istasyonlarda trend analiz testlerini uygulamadan önce içsel bağımlılığı gidermek için Ön Arındırma yöntemi, serilerin AR(1) modeli olduğu kabulü ile ve Yue vd.'nin (2002, 2003) önerdiği şekliyle (deterministik eğimin serilerden çıkarılarak Ön Arındırma yönteminin uygulanması ve bulunan kalıntı terimlerine tekrar deterministik eğim değerlerinin eklenmesi) uygulanmış ve içsel bağımlılığı ayıklandığı varsayılan kalıntı terimlerinin otokorelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Otokorelasyon katsayılarının $\alpha=0,05$ anlamlılık düzeyinde önemli olup olmadığı tekrar incelenmiştir. AR(1) iç bağımlılık varsayımına göre içsel bağımlılığı giderilmiş olan serilere trend analiz testleri uygulanmıştır. İçsel bağımlılığı AR(1) modeline göre giderilememiş seriler ise bir sonraki adımda daha uygun bir stokastik modele göre tekrar Ön Arındırma işlemine tabi tutulmuştur.

5.3.1 Deterministik Eğim Değerleri

Çizelge 5.10. Deterministik eğim değerleri.

İSTASYON	DETERMİNİSTİK EĞİMLER
Beşyol	-7,198
Bozdağ	-8,944
Buldan Brj.	-1,956
Çalköy	-2,106
Işıkkara	-3,667
İcikler	-3,768
Kıranşılı	-4,369
Kırıkköy	-8,460
Kozağaç (Yatağan)	-4,913
Mahmudiye	-1,511
Marmara Regülatörü	-3,202
Nifköy	-5,925
Ören	-0,107
Sarıkemer	-1,483
Topçam	3,533
Yeşiloba	-8,375

5.3.2 Kalıntı Terimlerinin Bulunması

Kalıntı terimleri, Denklem 4.10 ile deterministik eğim değerlerinin seri değerlerinden çıkarılmasıyla elde edilen değerler ve bu değerlere ait otokorelasyon katsayıları yardımıyla bulunur. Çizelge 5.11 ve Çizelge 5.12 de örnek olarak Sarıkemer ve Kırıkköy'e ait kalıntı terimlerinin bulunmasına ilişkin uygulama sunulmuştur. İçsel bağımlılığı tespit edilmiş 16 istasyona ait kalıntı terimlerinin otokorelasyon katsayıları, $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyi için yaklaşık güven sınırları ($r_{1,0.05}$) ile kalıntı serisinin içsel bağımlılığı hakkındaki bulgular Çizelge 5.13 te sunulmuştur.

Çizelge 5.11. Sarıkemer’e ait Ön Arındırma uygulaması. ($b = -1.483$; $r_1 = 0.3343$)

Yıl	Y. TOPLAM YAĞIŞLAR (x_i)	i	b_i	$x_i - b_i$	$\varepsilon = (x_i - b_i) - r_1 \cdot (x_{i-1} - b_i)$	$\varepsilon + b_i$
1968	686,2	0,0	0,0	686,2	686,2	686,2
1969	891,1	1,0	-1,5	892,6	663,2	661,7
1970	832,7	2,0	-3,0	835,7	537,3	534,3
1971	857,9	3,0	-4,4	862,4	583,0	578,6
1972	409,9	4,0	-5,9	415,8	127,5	121,6
1973	478,1	5,0	-7,4	485,5	346,5	339,1
1974	686,1	6,0	-8,9	695,0	532,7	523,8
1975	598,9	7,0	-10,4	609,3	376,9	366,6
1976	751,5	8,0	-11,9	763,4	559,7	547,8
1977	466,6	9,0	-13,3	479,9	224,8	211,4
1978	944,4	10,0	-14,8	959,2	798,8	784,0
1979	704,9	11,0	-16,3	721,2	400,5	384,2
1980	644,8	12,0	-17,8	662,6	421,5	403,7
1981	906,7	13,0	-19,3	926,0	704,5	685,2
1982	798,9	14,0	-20,8	819,7	510,1	489,3
1983	647,8	15,0	-22,2	670,0	396,0	373,8
1984	738,3	16,0	-23,7	762,0	538,0	514,3
1985	594,6	17,0	-25,2	619,8	365,1	339,9
1986	626,8	18,0	-26,7	653,5	446,3	419,6
1987	498,6	19,0	-28,2	526,8	308,3	280,1
1988	596,5	20,0	-29,7	626,2	450,1	420,4
1989	355,7	21,0	-31,1	386,8	177,5	146,4
1990	445,5	22,0	-32,6	478,1	348,8	316,2
1991	407,7	23,0	-34,1	441,8	282,0	247,9
1992	317,6	24,0	-35,6	353,2	205,5	169,9
1993	420,6	25,0	-37,1	457,7	339,6	302,5
1994	727,2	26,0	-38,6	765,8	612,8	574,2
1995	499,4	27,0	-40,0	539,4	283,4	243,4
1996	724,2	28,0	-41,5	765,7	585,4	543,9
1997	484,1	29,0	-43,0	527,1	271,1	228,1
1998	804,7	30,0	-44,5	849,2	673,0	628,5
1999	708,3	31,0	-46,0	754,3	470,4	424,4
2000	550,0	32,0	-47,5	597,5	345,3	297,8
2001	691,2	33,0	-48,9	740,1	540,4	491,5
2002	1028,7	34,0	-50,4	1079,1	831,7	781,3
2003	840,7	35,0	-51,9	892,6	531,8	479,9
2004	788,7	36,0	-53,4	842,1	543,7	490,3
2005	700,3	37,0	-54,9	755,2	473,7	418,8

Çizelge 5.12. Kırıkköy’e ait Ön Arındırma uygulaması. ($b = -8.46$; $r_1 = 0.2121$)

Yıl	Y. TOPLAM YAĞIŞLAR (x_i)	i	b_i	$x_i - b_i$	$\varepsilon = (x_i - b_i) - r_1 \cdot (x_{i-1} - b_{i-1})$	$\varepsilon + b_i$
1968	997,5	0,0	0,0	997,5	997,5	997,5
1969	1052,3	1,0	-8,5	1060,8	849,2	840,7
1970	994,7	2,0	-16,9	1011,6	786,6	769,7
1971	1250,4	3,0	-25,4	1275,8	1061,2	1035,8
1972	819,1	4,0	-33,8	852,9	582,3	548,5
1973	797,9	5,0	-42,3	840,2	659,3	617,0
1974	810,5	6,0	-50,8	861,2	683,0	632,3
1975	1013,6	7,0	-59,2	1072,8	890,2	830,9
1976	857,9	8,0	-67,7	925,6	698,0	630,4
1977	585,6	9,0	-76,1	661,7	465,4	389,3
1978	1106,6	10,0	-84,6	1191,2	1050,8	966,2
1979	1024,3	11,0	-93,1	1117,4	864,7	771,6
1980	902,7	12,0	-101,5	1004,2	767,2	665,7
1981	1119,8	13,0	-110,0	1229,8	1016,8	906,8
1982	680,3	14,0	-118,4	798,7	537,9	419,5
1983	1058,5	15,0	-126,9	1185,4	1016,0	889,1
1984	921,2	16,0	-135,4	1056,6	805,1	669,8
1985	867,8	17,0	-143,8	1011,6	787,5	643,7
1986	816,4	18,0	-152,3	968,7	754,1	601,8
1987	665,2	19,0	-160,7	825,9	620,5	459,7
1988	716,4	20,0	-169,2	885,6	710,4	541,2
1989	460,4	21,0	-177,7	638,1	450,2	272,6
1990	532,6	22,0	-186,1	718,7	583,4	397,3
1991	558,6	23,0	-194,6	753,2	600,7	406,2
1992	505,9	24,0	-203,0	708,9	549,2	346,2
1993	757,1	25,0	-211,5	968,6	818,2	606,7
1994	688,7	26,0	-220,0	908,7	703,2	483,3
1995	696,8	27,0	-228,4	925,2	732,5	504,1
1996	734,1	28,0	-236,9	971,0	774,7	537,9
1997	631,5	29,0	-245,3	876,8	670,9	425,6
1998	850,9	30,0	-253,8	1104,7	918,7	664,9
1999	721,7	31,0	-262,3	984,0	749,7	487,4
2000	550,2	32,0	-270,7	820,9	612,2	341,5
2001	829,6	33,0	-279,2	1108,8	934,7	655,5
2002	884,2	34,0	-287,6	1171,8	936,7	649,0
2003	862,5	35,0	-296,1	1158,6	910,1	614,0
2004	677,2	36,0	-304,6	981,8	736,0	431,5
2005	842,5	37,0	-313,0	1155,5	947,3	634,3

Çizelge 5.11 ve Çizelge 5.12’de verilen kalıntı terimi (ε)’ne ait formülde r_1 , orijinal verilerden deterministik eğim çıkardıktan sonra hesaplanan ($x_i - b_i$) serilerinin otokorelasyon katsayılarıdır.

Çizelge 5.13. Kalıntı terimlerinin içsel bağımlılık durumu.

Sıra No	İSTASYON	$r'_{1,\varepsilon}$	$\sigma_s(r_{1,0.05})$	İÇSEL BAĞIMLILIK
1	Beşyol	0,2538	0,3640	Yok
2	Bozdağ	0,1001	0,2955	Yok
3	Buldan Barajı	0,0748	0,3179	Yok
4	Çalıköy	-0,0659	0,3313	Yok
5	Işıkkara	0,3340	0,3024	Var
6	İcikler	0,1370	0,2955	Yok
7	Kıranşih	0,2031	0,2955	Yok
8	Kırıkköy	0,2537	0,3179	Yok
9	Kozağaç (Yatağan)	-0,0593	0,2955	Yok
10	Mahmudiye	0,0429	0,3222	Yok
11	Marmara Regülatörü	0,2206	0,2955	Yok
12	Nifköy	0,0014	0,2955	Yok
13	Ören	-0,0047	0,2955	Yok
14	Sarıkemer	-0,0210	0,3179	Yok
15	Topçam	-0,1034	0,3313	Yok
16	Yeşiloba (Medele)	0,3171	0,3179	Yok

Çizelge 5.13'deki yeralan $r'_{1,\varepsilon}$ otokorelasyon katsayıları, ε_i serisine deterministik eğim tekrar eklenerek elde edilen serilere ($\varepsilon' = \varepsilon + bi$) ait otokorelasyon katsayılarıdır. Ön Arındırma uygulaması sonucunda, sadece Işıkkara istasyonunun içsel bağımlılığı giderilemediği görülmektedir.

5.4 İçsel Bağımlılığı Giderilmiş Serilerin Trend Analizi Sonuçları

Bölüm (5.2)'de içsel bağımlılığı olmayan serilere uygulanmış olan trend analiz testleri, bu bölümde anlamlı içsel bağımlılığı bulunan ve Ön Arındırma ile içsel bağımlılığı giderilmiş olan 15 adet istasyonun verilerine uygulanmıştır.

Testin gücünü azaltmamak ve gerçekte var olan bir trendin olmadığı sonucunu ortadan kaldırmak amacı ile uygulanan bu yöntem, orijinal değerlerden deterministik eğim değerlerinin çıkarılması, daha sonra bulunan kalıntı değerlerine deterministik eğim değerlerinin tekrar eklenmesi ($\varepsilon+bi$) ve artık bu değerlere trend analizi uygulanması esasına dayanmaktadır. Uygulanan Mann-Kendal, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall Mertebe Korelasyon ve T testi sonuçları aşağıda görülmektedir.

5.4.1 Mann-Kendall Testi Sonuçları

İçsel bağımlılığı giderilmiş serilere uygulanan Mann-Kendall Testi sonucunda, $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde (yani % 95 güven aralığında) 8 tane istasyonda azalan yönde trend tespit edilmiş olup, artan yönde anlamlı bir trend tespit edilememiştir. H_0 hipotezinin kabul edildiği yani $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyine göre anlamlı olmayan istasyonlardan Ören ve Topçam istasyonlarının dışındaki bütün istasyonlarda, τ kendall korelasyon katsayısı ve Z istatistiği değerinin negatif yani azalan yönde olduğu yani istatistiki olarak anlamlı olmasada istasyonların çoğunda trendin azalan yönde olduğu görülmektedir. Test sonuçları Çizelge 5.14’de verilmiştir.

Çizelge 5.14. Mann-Kendall testi sonuçları.

Sıra No	İSTASYON	τ	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
1	Beşyol	-0,281	-2,12	1,96	RED	↓
2	Bozdağ	-0,241	-2,30	1,96	RED	↓
3	Buldan brj.	-0,124	-1,08	1,96	KABUL	-
4	Çalıköy	-0,109	-0,91	1,96	KABUL	-
5	İcikler	-0,245	-2,34	1,96	RED	↓
6	Kıranşih	-0,313	-2,98	1,96	RED	↓
7	Kırıkköy	-0,323	-2,84	1,96	RED	↓
8	Kozağaç (yatağan)	-0,140	-1,32	1,96	KABUL	-
9	Mahmudiye	-0,249	-2,16	1,96	RED	↓
10	Marmara reg.	-0,332	-3,17	1,96	RED	↓
11	Nifköy	-0,163	-1,55	1,96	KABUL	-
12	Ören	0,030	0,27	1,96	KABUL	-
13	Sarıkemer	-0,107	-0,93	1,96	KABUL	-
14	Topçam	0,133	1,11	1,96	KABUL	-
15	Yeşiloba	-0,437	-3,85	1,96	RED	↓

5.4.2 Spearman’ın Rho Testi Sonuçları

Spearman’ın Rho testi sonuçları, Mann-Kendall testi sonuçları ile paralellik göstermekte olup, aynı 8 istasyon için azalan trend belirlenmiştir. Test sonuçları Çizelge 5.15’de görülmektedir.

Çizelge 5.15. Spearman'ın Rho testi sonuçları.

Sıra No	İSTASYON	r_s	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
1	Beşyol	-0,375	-1,99	1,96	RED	↓
2	Bozdağ	-0,359	-2,36	1,96	RED	↓
3	Buldan Barajı	-0,191	-1,16	1,96	KABUL	-
4	Çalıköy	-0,201	-1,17	1,96	KABUL	-
5	İcikler	-0,348	-2,28	1,96	RED	↓
6	Kıranşih	-0,443	-2,90	1,96	RED	↓
7	Kırıkköy	-0,473	-2,88	1,96	RED	↓
8	Kozağaç (Yatağan)	-0,199	-1,30	1,96	KABUL	-
9	Mahmudiye	-0,352	-2,11	1,96	RED	↓
10	Marmara Regülatörü	-0,472	-3,09	1,96	RED	↓
11	Nifköy	-0,237	-1,55	1,96	KABUL	-
12	Ören	0,014	0,09	1,96	KABUL	-
13	Sarıkemer	-0,137	-0,83	1,96	KABUL	-
14	Topçam	0,180	1,05	1,96	KABUL	-
15	Yeşiloba	-0,549	-3,34	1,96	RED	↓

5.4.3 T Testi Sonuçları

T testi sonuçları, Mann-Kendal ve Spearman'ın Rho testi sonuçları ile paralellik göstermiş, yine aynı 8 istasyonda azalan yönde trend olduğu tespit edilmiştir. T testi sonuçları Çizelge 5.16'de verilmiştir.

Çizelge 5.16. T testi sonuçları.

Sıra No	İSTASYON	r	t	$t_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
1	Beşyol	-0,419	-2,40	2,05	RED	↓
2	Bozdağ	-0,384	-2,69	2,02	RED	↓
3	Buldan Barajı	-0,312	-1,97	2,03	KABUL	-
4	Çalıköy	-0,283	-1,69	2,03	KABUL	-
5	İcikler	-0,362	-2,52	2,02	RED	↓
6	Kıranşih	-0,458	-3,33	2,02	RED	↓
7	Kırıkköy	-0,527	-3,72	2,03	RED	↓
8	Kozağaç (Yatağan)	-0,271	-1,82	2,02	KABUL	-
9	Mahmudiye	-0,393	-2,53	2,03	RED	↓
10	Marmara Regülatörü	-0,484	-3,58	2,02	RED	↓
11	Nifköy	-0,254	-1,70	2,02	KABUL	-
12	Ören	-0,078	-0,51	2,02	KABUL	-
13	Sarıkemer	-0,116	-0,70	2,03	KABUL	-
14	Topçam	0,085	0,49	2,03	KABUL	-
15	Yeşiloba	-0,581	-4,29	2,03	RED	↓

5.4.4 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi Sonuçları

Mann-Kendal Mertebe Korelasyon testi sonucunda trend olan istasyonlardaki trend başlangıç yılları Çizelge 5.17’de verilmiştir.

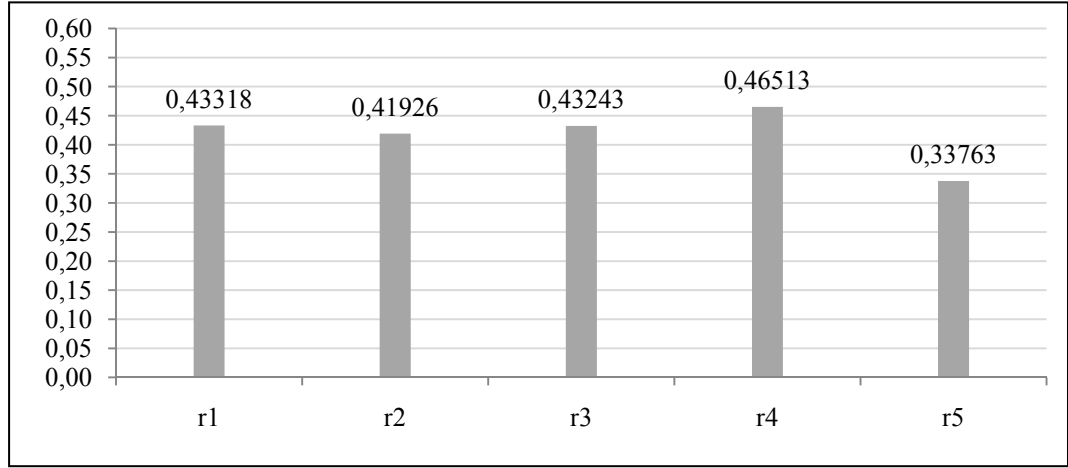
Çizelge 5.17. Trend başlangıç yılları.

İSTASYON	TREND BAŞLANGIÇ YILLARI
Beşyol	1982
Bozdağ	1984
İcikler	1971-1972
Kıranşih	1970-1971
Kırıkköy	1977-1978
Mahmudiye	1977
Marmara reg.	1983
Yeşiloba	1972

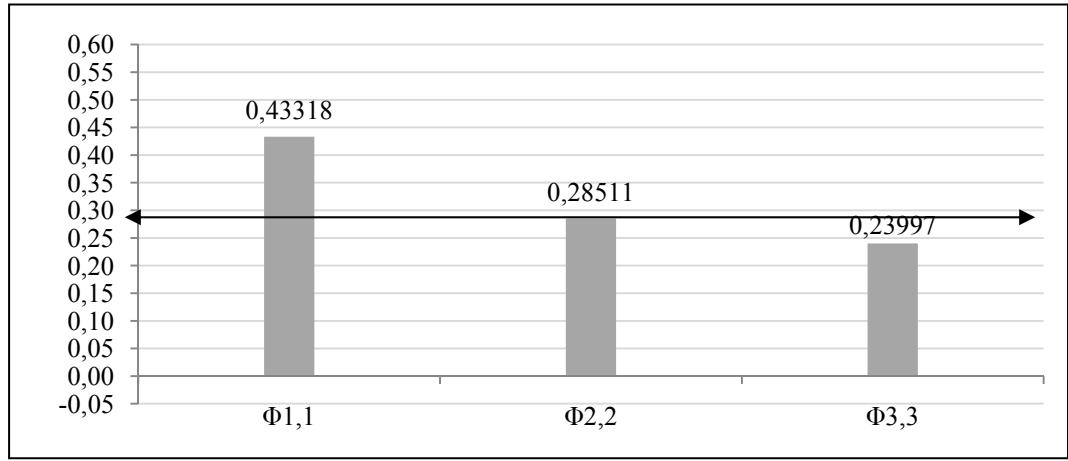
5.5 Işıkkara İstasyonu Verilerine Stokastik Model Belirleme Çalışmaları

AR(1) bağımlılık varsayımı altında Ön Arındırma işlemi ile içsel bağımlılığı yeterince yok edilemeyen Işıkkara istasyonuna ait serinin olası stokastik yapısı araştırılmıştır.

Modelin otoregresif bileşenin p mertebesini (AR(p)) belirlemek amacıyla öncelikle orijinal serinin ilk 5 zaman farkı için otokorelasyon katsayıları ($r_k, k = 1, 2, \dots, 5$) ve kısmi otokorelasyon katsayıları ($\phi_{kk}, k = 1, 2, \dots, 5$) hesaplanmıştır (Şekil 5.3/a). Şekil(5.3/b)’de de görüldüğü gibi elde edilen kısmi otokorelogramda, $\pm 2/\sqrt{n}$ sınır değerlerinin ($\pm 0,3086$) dışında kalan yegane kısmi otokorelasyon katsayısı $\phi_{11} = 0,43318$ ’dir. Dolayısıyla, modelin otoregresif bileşenin mertebesi $p = 1$ olarak belirlenmiştir. Şekil (5.3/a)’deki örnek korelogramı AR(1) modelinin üstel olarak çürüyen ($\delta_k = \delta_1^k$) teorik korelogramına hiç benzememektedir. Bu korelogram AR(2), ARMA(1,1) gibi stasyonör süreç modellerin teorik korelogramına da benzememektedir. Bunun temel nedeni, zaman serisinde anlamlı bir trendin var olmasıdır.



(a)



(b)

Şekil 5.3 Işıkkara'ya ait a) Otokorelasyon katsayıları, b) Kısmi otokorelogram.

Seriye ait otoregresif bileşenin mertebesinin $p = 1$ olarak elde edilmesi, hareketli ortalama (MA) bileşeninin de mevcut olduğunu göstermektedir. Zira AR(1) modeli kabulüyle uygulanan Ön Arındırma yöntemi ile içsel bağımlılık yok edilememiştir.

AR(1) ve AR(2) modellerinin parametreleri Maximum Likelihood metoduna göre, ARMA(1,1)'in parametreleri ise Ordinary Least Squares metoduna göre hesaplanmış, bulunan kalıntı terimlerine ait Var(e) değerleri ile Denklem (4.24) yardımıyla Akaike bilgi kriteri değerleri bulunmuştur. Bulunan değerler içerisinde, AIC (p,q) değerinin en küçük olduğu değerin ARMA(1,1)'e ait olan değer olduğu belirlenmiştir, Işıkkara'ya ait stokastik model olarak ARMA(1,1) modelinin uygun olduğu saptanmıştır. AIC (p,q) değerleri ile stokastik modellere ait parametreler Çizelge 5.18'de görülmektedir.

Çizelge 5.18. Stokastik modellere ait parametreler ve AIC(p,q) değerleri.

	AR(1)	AR(2)	ARMA(1,1)
$\alpha(1)$	0,4296	0,2942	0,8811
$\alpha(2)$	-	0,2849	-
$\theta(1)$	-	-	0,5947
$\text{var}(e)$	0,029337	0,028127	0,027334
AIC(p,q)	-143,91	-143,35	-144,55

5.6 Işıkkara İstasyonu Verilerine Ön Arındırma Uygulanması

Serinin stokastik yapısına uygun olduğuna kara verilen ARMA(1,1) modelinin parametreleri ile içsel bağımlılığın giderilmesine çalışılmıştır. Işıkkara istasyonunun verileri için $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde r_1 'in güven aralığı değeri, Çizelge 5.1'de görüldüğü üzere 0,3024'tür. ARMA(1,1) ile yapılan Ön Arındırma uygulaması sonucunda, bulunan kalıntı terimlerinin otokorelasyon katsayısının 0,3024 değerinin altına çekilmesine çalışılmıştır. ARMA (1,1) modeli için bulunan $\alpha(1)=0,8811$ ve $\theta(1)=0,5947$ 'e göre yapılan Ön Arındırma uygulaması Çizelge 5.19'de görülmektedir.

Çizelge 5.19. Işıkkara'da ARMA(1,1) için deterministik eğimli Ön Arındırma uygulaması.

Yıl	(x_i)	i	bi	x_i-bi	$\alpha(1).(x_{i-1}-bi)$ (A)	$\theta(1).\varepsilon(t-1)$ (B)	$\varepsilon(t)=(x_i-bi)-A+B$	$\varepsilon(t)+bi$
1964	455,2	0,0	0,0	455,2	0,0	0,0	455,2	455,2
1965	555,5	1,0	-3,7	559,2	401,1	270,7	428,8	425,1
1966	429,2	2,0	-7,3	436,5	492,7	255,0	198,9	191,5
1967	336,5	3,0	-11,0	347,5	384,6	118,3	81,1	70,1
1968	594,7	4,0	-14,7	609,4	306,2	48,2	351,4	336,8
1969	420,9	5,0	-18,3	439,2	536,9	209,0	111,3	93,0
1970	500,3	6,0	-22,0	522,3	387,0	66,2	201,5	179,5
1971	493,9	7,0	-25,7	519,6	460,2	119,8	179,2	153,5
1972	447,2	8,0	-29,3	476,5	457,8	106,6	125,3	96,0
1973	475,5	9,0	-33,0	508,5	419,9	74,5	163,1	130,1
1974	431,2	10,0	-36,7	467,9	448,0	97,0	116,9	80,2
1975	492,0	11,0	-40,3	532,3	412,2	69,5	189,6	149,3
1976	429,1	12,0	-44,0	473,1	469,0	112,7	116,8	72,8
1977	471,2	13,0	-47,7	518,9	416,8	69,5	171,5	123,8
1978	459,3	14,0	-51,3	510,6	457,2	102,0	155,4	104,1
1979	477,8	15,0	-55,0	532,8	449,9	92,4	175,3	120,3
1980	418,1	16,0	-58,7	476,8	469,5	104,3	111,6	52,9
1981	504,0	17,0	-62,3	566,3	420,1	66,4	212,6	150,3

Yıl	(x _i)	i	B _i	x _i -b _i	$\alpha(1).(x_{i-1}-b_i)$ (A)	$\theta(1).\varepsilon(t-1)$ (B)	$\varepsilon(t)=(x_i-b_i)-$ A+B	$\varepsilon(t)+b_i$
1982	393,3	18,0	-66,0	459,3	499,0	126,4	86,7	20,7
1983	478,7	19,0	-69,7	548,4	404,7	51,6	195,3	125,6
1984	402,9	20,0	-73,3	476,2	483,2	116,1	109,2	35,9
1985	377,8	21,0	-77,0	454,8	419,6	64,9	100,1	23,1
1986	319,9	22,0	-80,7	400,6	400,7	59,5	59,4	-21,3
1987	352,0	23,0	-84,3	436,3	352,9	35,3	118,7	34,4
1988	322,8	24,0	-88,0	410,8	384,5	70,6	96,9	8,9
1989	260,5	25,0	-91,7	352,2	362,0	57,7	47,9	-43,8
1990	317,0	26,0	-95,3	412,3	310,3	28,5	130,5	35,2
1991	339,3	27,0	-99,0	438,3	363,3	77,6	152,6	53,6
1992	345,3	28,0	-102,7	448,0	386,2	90,8	152,5	49,9
1993	369,6	29,0	-106,3	475,9	394,7	90,7	171,9	65,6
1994	344,8	30,0	-110,0	454,8	419,3	102,3	137,7	27,7
1995	325,7	31,0	-113,7	439,4	400,7	81,9	120,5	6,9
1996	335,8	32,0	-117,3	453,1	387,1	71,7	137,7	20,4
1997	463,7	33,0	-121,0	584,7	399,3	81,9	267,3	146,3
1998	454,0	34,0	-124,7	578,7	515,2	159,0	222,5	97,8
1999	369,3	35,0	-128,3	497,6	509,9	132,3	120,1	-8,3
2000	390,1	36,0	-132,0	522,1	438,5	71,4	155,0	23,0
2001	460,7	37,0	-135,7	596,4	460,0	92,2	228,5	92,9
2002	369,4	38,0	-139,3	508,7	525,5	135,9	119,2	-20,1
2003	321,2	39,0	-143,0	464,2	448,2	70,9	86,8	-56,2
2004	271,0	40,0	-146,7	417,7	409,0	51,6	60,3	-86,4
2005	482,7	41,0	-150,3	633,1	368,0	35,9	300,9	150,6

Bulunan ($\varepsilon+b_i$) değerlerine ait verilerin otokorelasyon katsayısı değeri Denklem (4.1)'den 0,5431 olarak tespit edilmiştir. Bu durumda bu değer, r_1 'in güven aralığı değeri olan 0,3024'ün üzerinde olduğu görülmüş, seri için seçilen ARMA(1,1) modeline göre Ön Arındırma uygulamasıyla içsel bağımlılığın yok edilemediği saptanmıştır.

Bu durumda AR(2) modelinin parametreleriyle içsel bağımlılığın giderilmesi yoluna gidilecektir.

Başka alternatiflerden biri olan AR(2) modeline göre içsel bağımlılığın giderilmesi yoluna gidilmiş, Çizelge 5.18'de görülen $\alpha(1)=0,2942$, $\alpha(2)=0,2849$ ve $b=-3,667$ göre deterministik eğimi göz önünde bulunduran Ön Arındırma uygulaması yapılmıştır. Uygulama Çizelge 5.20'de görülmektedir.

Çizelge 5.20. Işıkkara’da AR(2)’ye göre deterministik eğimli Ön Arındırma uygulaması.

Yıl	(x _i)	i	B _i	x _i -b _i	$\alpha(1).(x_{i-1}-b_i)$ (A)	$\alpha(2).(x_{i-2}-b_i)$ (B)	$\varepsilon(t)=(x_i-b_i)-A-B$	$\varepsilon(t)+b_i$
1964	455,2	0,0	0,0	455,2	0,0	0,0	455,2	455,2
1965	555,5	1,0	-3,7	559,2	133,9	0,0	425,2	421,6
1966	429,2	2,0	-7,3	436,5	164,5	129,7	142,3	135,0
1967	336,5	3,0	-11,0	347,5	128,4	159,3	59,8	48,8
1968	594,7	4,0	-14,7	609,4	102,2	124,4	382,8	368,1
1969	420,9	5,0	-18,3	439,2	179,3	99,0	161,0	142,6
1970	500,3	6,0	-22,0	522,3	129,2	173,6	219,5	197,5
1971	493,9	7,0	-25,7	519,6	153,7	125,1	240,8	215,1
1972	447,2	8,0	-29,3	476,5	152,9	148,8	174,9	145,5
1973	475,5	9,0	-33,0	508,5	140,2	148,0	220,3	187,3
1974	431,2	10,0	-36,7	467,9	149,6	135,8	182,5	145,8
1975	492,0	11,0	-40,3	532,3	137,6	144,9	249,8	209,5
1976	429,1	12,0	-44,0	473,1	156,6	133,3	183,2	139,2
1977	471,2	13,0	-47,7	518,9	139,2	151,7	228,0	180,3
1978	459,3	14,0	-51,3	510,6	152,7	134,8	223,2	171,9
1979	477,8	15,0	-55,0	532,8	150,2	147,8	234,7	179,7
1980	418,1	16,0	-58,7	476,8	156,8	145,5	174,5	115,9
1981	504,0	17,0	-62,3	566,3	140,3	151,8	274,3	211,9
1982	393,3	18,0	-66,0	459,3	166,6	135,8	156,9	90,9
1983	478,7	19,0	-69,7	548,4	135,1	161,3	251,9	182,2
1984	402,9	20,0	-73,3	476,2	161,3	130,9	184,1	110,7
1985	377,8	21,0	-77,0	454,8	140,1	156,2	158,5	81,5
1986	319,9	22,0	-80,7	400,6	133,8	135,7	131,1	50,4
1987	352,0	23,0	-84,3	436,3	117,8	129,6	188,9	104,6
1988	322,8	24,0	-88,0	410,8	128,4	114,1	168,3	80,3
1989	260,5	25,0	-91,7	352,2	120,9	124,3	107,0	15,3
1990	317,0	26,0	-95,3	412,3	103,6	117,0	191,7	96,4
1991	339,3	27,0	-99,0	438,3	121,3	100,3	216,7	117,7
1992	345,3	28,0	-102,7	448,0	129,0	117,5	201,5	98,9
1993	369,6	29,0	-106,3	475,9	131,8	124,9	219,3	112,9
1994	344,8	30,0	-110,0	454,8	140,0	127,6	187,2	77,1
1995	325,7	31,0	-113,7	439,4	133,8	135,6	170,0	56,3
1996	335,8	32,0	-117,3	453,1	129,3	129,6	194,3	77,0
1997	463,7	33,0	-121,0	584,7	133,3	125,2	326,2	205,2
1998	454,0	34,0	-124,7	578,7	172,0	129,1	277,6	152,9
1999	369,3	35,0	-128,3	497,6	170,2	166,6	160,8	32,5
2000	390,1	36,0	-132,0	522,1	146,4	164,9	210,8	78,8
2001	460,7	37,0	-135,7	596,4	153,6	141,8	301,0	165,3
2002	369,4	38,0	-139,3	508,7	175,5	148,7	184,5	45,2
2003	321,2	39,0	-143,0	464,2	149,7	169,9	144,6	1,6
2004	271,0	40,0	-146,7	417,7	136,6	144,9	136,2	-10,5
2005	482,7	41,0	-150,3	633,1	122,9	132,3	377,9	227,6

Bulunan kalıntı terimlerine ait verilerin otokorelasyon katsayısı Denklem (4.1)'den 0,3650 olarak hesaplanmış, r_1 'in güven aralığı değeri olan 0,3024'ün üzerinde olduğundan yine içsel bağımlılığın yok edilmesi mümkün olmamıştır.

Ancak deterministik eğim değeri göz önünde bulundurularak sınır değere önemli derecede yaklaşmış olması, deterministik eğim çıkarılmadan uygulanan Ön Arındırma ile içsel bağımlılığın sınır değerinin altında kalabileceğine işaret etmektedir.

Bu aşamada öncelikle veri serilerinin ARMA(1,1) stokastik sürecine uygun olduğu düşüncesiyle seri değerlerine ARMA(1,1) parametreleri ile direkt olarak Ön Arındırma uygulayarak içsel bağımlılığın giderilmesi yoluna gidilecektir. Uygulama Çizelge 5.21'de görülmektedir.

Çizelge 5.21. ARMA(1,1) için deterministik eğimsiz Ön Arındırma uygulaması.

Yıl	x_t	$a(1).(x_{t-1})$ (A)	$\theta(1).\varepsilon(t-1)$ (B)	$\varepsilon(t)=x_t-A+B$
1964	455,2	0,0	0,0	455,2
1965	555,5	401,1	270,7	425,1
1966	429,2	489,5	252,8	192,6
1967	336,5	378,2	114,5	72,9
1968	594,7	296,5	43,3	341,5
1969	420,9	524,0	203,1	100,0
1970	500,3	370,9	59,5	188,9
1971	493,9	440,8	112,4	165,4
1972	447,2	435,2	98,4	110,4
1973	475,5	394,0	65,7	147,1
1974	431,2	419,0	87,5	99,7
1975	492,0	379,9	59,3	171,4
1976	429,1	433,5	101,9	97,5
1977	471,2	378,1	58,0	151,1
1978	459,3	415,2	89,9	134,0
1979	477,8	404,7	79,7	152,8
1980	418,1	421,0	90,9	88,0
1981	504,0	368,4	52,3	187,9
1982	393,3	444,1	111,8	61,0
1983	478,7	346,5	36,3	168,4
1984	402,9	421,8	100,2	81,3
1985	377,8	355,0	48,3	71,1
1986	319,9	332,9	42,3	29,3
1987	352,0	281,9	17,4	87,6
1988	322,8	310,1	52,1	64,7
1989	260,5	284,4	38,5	14,6

1990	317,0	229,5	8,7	96,1
1991	339,3	279,3	57,2	117,2
1992	345,3	299,0	69,7	116,0
1993	369,6	304,2	69,0	134,4
1994	344,8	325,7	79,9	99,0
1995	325,7	303,8	58,9	80,8
1996	335,8	287,0	48,1	96,9
1997	463,7	295,9	57,6	225,4
1998	454,0	408,6	134,1	179,5
1999	369,3	400,0	106,8	76,0
2000	390,1	325,4	45,2	109,9
2001	460,7	343,7	65,4	182,4
2002	369,4	405,9	108,4	71,9
2003	321,2	325,5	42,8	38,5
2004	271,0	283,0	22,9	10,9
2005	482,7	238,8	6,5	250,4

Bulunan kalıntı terimlerine ait verilerin otokorelasyon katsayısı Denklem (4.1)'den 0,3467 olarak hesaplanmış, r_1 'in güven aralığı değeri olan 0,3024'ün üzerinde olduğundan yine içsel bağımlılığın yok edilmesi mümkün olmamıştır. Ancak sınır değere önemli bir şekilde yaklaşıldığı görülmektedir.

Son olarak Işıkkara yıllık orijinal yağışlarının içsel bağımlılığının AR(2) yapısında olduğu varsayılarak, deterministik eğim çıkarılmadan AR(2) parametreleriyle orijinal seriye Ön Arındırma uygulanmıştır. Uygulama Çizelge 5.22'de görülmektedir.

Çizelge 5.22. AR(2) için deterministik eğimsiz Ön Arındırma uygulaması.

Yıl	(x_i)	$\alpha(1).(x_{i-1})$ (A)	$\alpha(2).(x_{i-2})$ (B)	$\varepsilon(t)=x_i-A+B$
1964	455,2	0,0	0,0	455,2
1965	555,5	133,9	0,0	421,6
1966	429,2	163,4	129,7	136,1
1967	336,5	126,3	158,3	52,0
1968	594,7	99,0	122,3	373,4
1969	420,9	175,0	95,9	150,1
1970	500,3	123,8	169,4	207,0
1971	493,9	147,2	119,9	226,8
1972	447,2	145,3	142,5	159,4
1973	475,5	131,6	140,7	203,2
1974	431,2	139,9	127,4	163,9
1975	492,0	126,9	135,5	229,7
1976	429,1	144,7	122,8	161,5
1977	471,2	126,2	140,2	204,8

Yıl	(x_i)	$\alpha(1).(x_{i-1})$ (A)	$\alpha(2).(x_{i-2})$ (B)	$\varepsilon(t)=x_i-A+B$
1978	459,3	138,6	122,3	198,4
1979	477,8	135,1	134,2	208,4
1980	418,1	140,6	130,9	146,7
1981	504,0	123,0	136,1	244,9
1982	393,3	148,3	119,1	125,9
1983	478,7	115,7	143,6	219,4
1984	402,9	140,8	112,1	150,0
1985	377,8	118,5	136,4	122,9
1986	319,9	111,1	114,8	94,0
1987	352,0	94,1	107,6	150,3
1988	322,8	103,6	91,1	128,1
1989	260,5	95,0	100,3	65,2
1990	317,0	76,6	92,0	148,4
1991	339,3	93,3	74,2	171,8
1992	345,3	99,8	90,3	155,2
1993	369,6	101,6	96,7	171,3
1994	344,8	108,7	98,4	137,7
1995	325,7	101,4	105,3	119,0
1996	335,8	95,8	98,2	141,7
1997	463,7	98,8	92,8	272,1
1998	454,0	136,4	95,7	221,9
1999	369,3	133,6	132,1	103,6
2000	390,1	108,6	129,3	152,1
2001	460,7	114,8	105,2	240,7
2002	369,4	135,5	111,1	122,7
2003	321,2	108,7	131,3	81,3
2004	271,0	94,5	105,2	71,3
2005	482,7	79,7	91,5	311,5

Bulunan kalıntı terimlerine ait verilerin otokorelasyon katsayısı Denklem (4.1)'den 0,1559 olarak hesaplanmış, bu değer r_1 'in güven aralığı değeri olan 0,3024'den küçük olduğundan, içsel bağımlılığın giderildiği tespit edilmiştir. Buradan sonra içsel bağımlılığı giderilmiş verilerin trend analiz testlerinin yapılmasına geçilecektir.

5.7 Işıkkara İstasyonunun Trend Testleri

Işıkkara istasyonuna ait içsel bağımlılığı giderilmiş verilere uygulanan Mann-Kendal, Spearman'ın Rho, Mann-Kendall Mertebe Korelasyon ve T testi sonuçları aşağıda görülmektedir.

5.7.1 Mann-Kendall Testi Sonucu

İçsel bağımlılığı giderilmiş kalıntı terimi değerlerine uygulanan Mann-Kendall Testi sonucunda, $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesi için yani % 95 güven aralığı düzeyinde azalan yönde trend tespit edilmiştir. Mann-Kendall testi sonucu Çizelge 5.23’de verilmiştir.

Çizelge 5.23. Işıkkara’ya ait Mann-Kendall testi sonucu.

İSTASYON	τ	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
Işıkkara	-0,231	-2,15	1,96	RED	↓

5.7.2 Spearman’ın Rho Testi Sonucu

Spearman’ın Rho testi sonucuna göre, Z’nin mutlak değeri, $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesi için yani % 95 güven aralığı düzeyinin çok küçük bir farkla aşağısında kalmış ve tren olmadığı sonucuna varılmıştır. Ancak , $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesine göre anlamlı olmasa da daha büyük anlamlılık seviyesinde azalan yönde bir trend varlığından söz edilebilir. Test sonucu Çizelge 5.24’de görülmektedir.

Çizelge 5.24 Işıkkara’ya ait Spearman’ın Rho testi sonucu.

İSTASYON	r_s	Z	$Z_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
Işıkkara	-0,304	-1,95	1,96	RED	↓

5.7.3 T Testi Sonucu

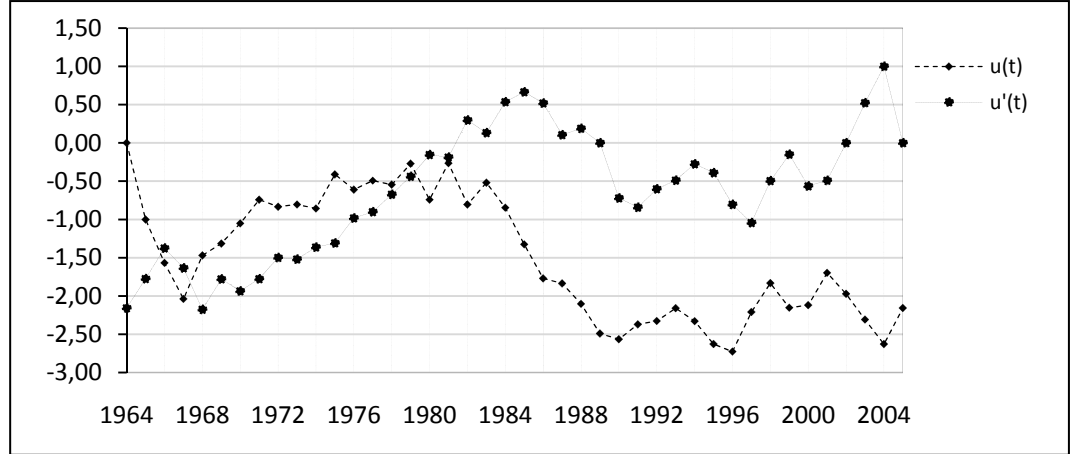
T testi sonucu ile, Mann-Kendal testine göre daha anlamlı trend olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. T testi sonucu Çizelge 5.25’de görülmektedir.

Çizelge 5.25. Işıkkara’ya ait T testi sonucu.

İSTASYON	r	T	$t_{0,025}$	$\rho_{x,y}=0$ Trend yok	Trend Yönü
Işıkkara	-0,358	-2,42	2,02	RED	↓

5.7.4 Mann-Kendall Mertebe Korelasyon Testi Sonucu

Mann-Kendal Mertebe Korelasyon testi sonucuna göre Işıkkara istasyonunun yağış verilerinin azalma eğilimine girdiği yıl Şekil 5.4’de görüldüğü üzere yaklaşık olarak 1966 yılıdır. $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri Şekil 5.4’de verilmiştir.



Şekil 5.4. Işıkkara’ya ait $u(t)$ ve $u'(t)$ grafikleri.

6. TARTIŞMA

Bu çalışma sonucunda; ortaya çıkan trend analizi bulgularının kendi içerisinde değerlendirilmesi, çalışmanın temelini teşkil eden Ön Arındırma uygulamasında farklı bir yöntem olarak kullanılan deterministik eğimli durum ile deterministik eğim kullanılmadan elde edilen kalıntı terimlerinin test sonuçlarına olan etkisinin karşılaştırılması, içsel bağımlılığın trend üzerine etkisi konusunda başlı başına bir parametre olmadığına ortaya konularak trendi etkileyen diğer parametrelerin analiz testleri üzerine etkisinin değerlendirilmesi ve farklı analiz testleri ile bulunan bulguların karşılaştırılması olarak belirleyebileceğimiz konuların tartışılması neticesinde, önümüzdeki dönemlerde yapılacak olan trend analizi çalışmalarına katkı sağlanacağı düşünülmektedir.

6.1 Ön Arındırma’de Deterministik Eğimin Durumu

Trend analizi çalışmalarında, gerçek trendi yakalayabilmek için içsel bağımlılığın giderilmesi gerektiği, bunu yaparken de çoğu zaman uygulanan Ön Arındırma yönteminin trend analizi testlerinin gücünü azalttığı ve var olan bir trendin olmadığı sonucunun çıkmasına sebep olabileceği düşünülmektedir (Bayazıt ve Önöz, 2004). Bu durumun ortaya çıkmasını engelleyebilmek için, Yue vd.’nin (2002, 2003); önce deterministik eğimin seri değerlerinden çıkarılması, daha sonra uygulanan Ön Arındırma sonucunda bulunan kalıntı terimlerine aynı eğimin tekrar eklenmesi ve trend analizi testlerinin artık bu değerlere uygulanması gerekliliğini vurgulamışlardır. Tez çalışması kapsamında bu şekilde hesaplanan trend analizi sonuçları ile içsel bağımlılığı olan serilere deterministik eğim çıkarılmadan klasik Ön Arındırma uygulanması yoluyla elde edilen trend testi (Mann-Kendall) sonuçları Çizelge 6.2. de verilmiştir. Deterministik eğimin çıkarılarak uygulanan Ön Arındırma yöntemi “Yue Ön Arındırma”, deterministik eğim çıkarılmadan uygulanan yöntem ise “Klasik Ön Arındırma” olarak Çizelgede gösterilmiştir.

Çizelge 6.1. Mann-Kendall testi ile iki farklı Ön Arındırma uygulaması.

İSTASYON	Yue Ön Arındırma					Klasik Ön Arındırma				
	$r_1(\epsilon)$	τ	Z	$Z_{0,025}$	Trend	$r_1(\epsilon)$	τ	Z	$Z_{0,025}$	Trend
Beşyol	0,2537	-0,281	-2,12	1,96	VAR	0,1247	-0,182	-1,37	1,96	YOK
Bozdağ	0,1001	-0,241	-2,30	1,96	VAR	-0,0541	-0,142	-1,35	1,96	YOK
Buldan Brj.	0,0747	-0,124	-1,08	1,96	YOK	0,0308	-0,067	-0,58	1,96	YOK
Çalıköy	-0,0659	-0,109	-0,91	1,96	YOK	-0,1281	-0,086	-0,71	1,96	YOK

İSTASYON	Yue Ön Arındırma					Klasik Ön Arındırma				
	$r_1(\epsilon)$	τ	Z	$Z_{0,025}$	Trend	$r_1(\epsilon)$	τ	Z	$Z_{0,025}$	Trend
İcikler	0,1370	-0,245	-2,34	1,96	VAR	-0,0339	-0,154	-1,47	1,96	YOK
Kıranşih	0,2030	-0,313	-2,98	1,96	VAR	-0,0754	-0,199	-1,89	1,96	YOK
Kırıkköy	0,2537	-0,323	-2,84	1,96	VAR	-0,0614	-0,201	-1,76	1,96	YOK
Kozağaç	-0,0593	-0,140	-1,32	1,96	YOK	-0,1302	-0,063	-0,60	1,96	YOK
Mahmudiye	0,0429	-0,249	-2,16	1,96	VAR	-0,0289	-0,201	-1,74	1,96	YOK
Marmara reg.	0,2205	-0,332	-3,17	1,96	VAR	-0,0372	-0,222	-2,11	1,96	VAR
Nifköy	0,0014	-0,163	-1,55	1,96	YOK	-0,0457	-0,116	-1,10	1,96	YOK
Ören	-0,0047	0,030	0,27	1,96	YOK	-0,0051	0,036	0,33	1,96	YOK
Sarıkemer	-0,0210	-0,107	-0,93	1,96	YOK	-0,0258	-0,084	-0,73	1,96	YOK
Topçam	-0,1033	0,133	1,11	1,96	YOK	-0,1046	0,042	0,34	1,96	YOK
Yeşiloba	0,3171	-0,437	-3,85	1,96	VAR	-0,0890	-0,166	-1,46	1,96	YOK

Çizelgede aynı istasyondaki iki farklı uygulamadan elde edilen sonuçlar incelendiğinde, deterministik eğimin dikkate alınmadığı klasik Ön Arındırma yönteminde bulunan kalıntı terimlerine ait içsel bağımlılıkların, deterministik eğimin kullanıldığı Yue Ön Arındırma uygulamasında bulunan kalıntı terimlerine ait içsel bağımlılıklardan önemli ölçüde küçük olduğu tespit edilmiştir. Klasik Ön Arındırma uygulaması ile içsel bağımlılığı büyük ölçüde azaltılmış olan serilerdeki bu durum trend testi sonuçlarına da yansımış, Yue ön Arındırmada trend gözükken serilerden Marmara Regülatörü dışındakilerin tamamında trend olmadığı gibi bir sonuç ortaya çıkmıştır. Yani önceki çalışmalarda da endişelenildiği üzere, klasik Ön Arındırma yönteminin, gerçekte var olan bir trendi yok edebildiği sonucu ortaya çıkmıştır. Marmara Regülatörü'nde de trend, klasik Ön Arındırma yönteminin kaynaklanan negatif etkiyle tamamen yok olmamışsa da, büyük ölçüde azalmıştır.

Ayrıca; istasyonların hemen hepsinde Yue Ön Arındırma yöntemindeki Mann-Kendal testi sonucunda bulunan Z değerlerinin mutlak değerce daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum bize deterministik eğim kullanılmadan yapılan klasik Ön Arındırma uygulamasının, testin gücünü önemli oranda düşürdüğünü göstermektedir.

6.2 Trend Analizi Testlerine Ait Sonuçların Karşılaştırılması

İçsel bağımlılığı bulunmayan, doğrudan trend analiz testlerinin uygulandığı 33 adet istasyona ait Mann-Kendall, Spearman'ın Rho ve T testlerinin sonuçlarının karşılaştırılması için serilerin veri sayısı (N), Çarpıklık katsayısı (C_{sx}) ve Değişim katsayısı (C_v) ile birlikte trend analiz testi parametreleri Çizelge 6.3 de verilmiştir.

Çizelge 6.2. İstasyon verilerine ait istatistiksel parametreler ve trend testi parametreleri.

İSTASYON	N	C _{sx}	C _v	MANN-KENDALL			T TESTİ			SPEARMAN'IN RHO		
				T	Z	Tr.	r	t	Tr.	r _s	Z	Tr.
Aş.Karacahisar	42	0,23	18,02	0,057	0,52	-	0,077	0,49	-	0,073	0,47	-
Bafa	39	0,24	24,85	0,090	0,80	-	0,119	0,73	-	0,105	0,95	-
Başçayır	35	0,65	20,77	-0,012	-0,09	-	-0,073	-0,42	-	-0,027	-0,16	-
Beydağ	43	0,24	22,53	0,040	0,37	-	0,027	0,18	-	0,078	0,51	-
Buharkent	43	0,62	19,56	-0,248	-2,33	↓	-0,378	-2,61	↓	-0,343	-2,22	↓
Çamköy	44	0,07	26,45	-0,135	-1,28	-	-0,263	-1,77	-	-0,217	-1,42	-
Çavdarhisar	44	-0,18	15,70	-0,148	-1,41	-	-0,226	-1,50	-	-0,232	-1,52	-
Çınardibi	45	0,03	27,64	-0,180	-1,73	-	-0,208	-1,39	-	-0,198	-1,32	-
Dindarlı	43	0,35	21,54	-0,054	-0,50	-	-0,101	-0,65	-	-0,066	-0,43	-
Doğanlar	35	0,33	23,84	-0,037	-0,30	-	-0,108	-0,63	-	-0,054	-0,32	-
Doğular	41	0,27	14,42	-0,296	-2,72	↓	-0,450	-3,14	↓	-0,421	-2,66	↓
Eşmetaşköy	43	0,70	20,69	-0,074	-0,69	-	-0,183	-1,19	-	-0,105	-0,68	-
Fakılı	43	0,48	17,43	-0,123	-1,15	-	-0,153	-0,99	-	-0,152	-0,99	-
Gölcük (Ula)	44	0,28	23,50	-0,106	-1,00	-	-0,216	-1,43	-	-0,158	-1,04	-
Hasköy	43	0,76	21,26	-0,238	-2,24	↓	-0,328	-2,22	↓	-0,359	-2,33	↓
Işıklı Regülatörü	43	0,52	18,53	-0,199	-1,87	-	-0,313	-2,11	↓	-0,277	-1,80	-
İbrahim Kavağı	35	0,15	21,00	-0,069	-0,57	-	-0,111	-0,64	-	-0,105	-0,61	-
Karahıdırlı	37	0,13	20,88	0,003	0,01	-	0,008	0,05	-	0,016	0,09	-
Kavacık	35	0,32	26,85	0,008	0,06	-	-0,040	-0,23	-	0,012	0,07	-
Kayran	35	0,99	18,34	-0,163	-1,36	-	-0,269	-1,60	-	-0,266	-1,55	-
Kızılkaya	35	0,44	24,04	-0,049	-0,40	-	-0,090	-0,52	-	-0,076	-0,45	-
Kozağaç (Muğ.)	44	-0,01	22,76	-0,115	-1,09	-	-0,205	-1,36	-	-0,168	-1,10	-
Kozlar	36	0,93	23,80	-0,029	-0,23	-	-0,114	-0,67	-	0,071	0,42	-
Maldan	36	0,62	23,62	-0,308	-2,63	↓	-0,455	-2,98	↓	-0,447	-2,65	↓
Mumcular	44	1,65	31,18	-0,112	-1,06	-	-0,209	-1,38	-	-0,163	-1,07	-
Narlı	35	1,04	28,07	-0,092	-0,77	-	-0,145	-0,85	-	-0,152	-0,88	-
Oysu	34	0,55	17,66	-0,091	-0,74	-	-0,262	-1,53	-	-0,179	-1,03	-
Örenköy	44	0,08	23,27	-0,072	-0,68	-	-0,146	-0,96	-	-0,134	-0,88	-
Sarılar	43	0,49	24,23	-0,230	-2,17	↓	-0,382	-2,65	↓	-0,339	-2,20	↓
Somak	36	-0,01	21,66	-0,067	-0,56	-	-0,112	-0,66	-	0,004	0,02	-
Üçpınar	44	0,57	30,26	-0,351	-3,35	↓	-0,516	-3,90	↓	-0,519	-3,40	↓
Yeşilhisar	32	1,11	26,76	-0,109	-0,86	-	-0,179	-1,00	-	-0,176	-0,98	-
Yukarı poyraz	44	0,59	19,83	-0,268	-2,56	↓	-0,389	-2,74	↓	-0,378	-2,48	↓

Uygulanan testler sonucunda; Buharkent, Doğular, Hasköy, Maldan, Sarılar, Üçpınar ve Yukarı Poyraz istasyonlarında her üç analiz testine göre azalan yönde trend olduğu görülmüş, Işıklı Regülatörü istasyonunda ise sadece T testine göre azalan yönde bir trend olduğu sonucu çıkmıştır. Bunun yanında, Mann-Kendall ve Spearman'ın Rho testine göre trend çıkmasa da Z değerlerinin sınır değere oldukça yakın olması ve T testinde trend olduğu sonucu çıkmasından dolayı bu istasyonda da trend olduğu sonucuna varılabilir.

Bayazıt ve Önöz'e (2004) göre, Mann-Kendall testinin gücü, trendin eğimiyle, örnek büyüklüğü ve α anlamlılık düzeyiyle artmakta, fakat değişim katsayısının artışı ile azalmaktadır. Örnek uzunluğunun 50'den küçük olduğu durumlarda iç bağımlılık, H_0 hipotezinin red edilme olasılığını yani trendin var olma olasılığını artırmaktadır. Örnek büyüklüğü 50'den büyük olması ve eğimin fazla olması durumunda iç bağımlılık etkisi önemli olmamaktadır. Bahsedilen bu parametre ve güç ilişkisini irdelemek üzere Çizelge 6.3'de görülen 33 istasyona ait verilerin parametre ve test sonuçlarını incelediğimizde, Mann-Kendall testinin gücü ile parametre ilişkisinde önemli bir bulgudan bahsetmemiz mümkün görünmemektedir. Örneğin; değişim katsayısının artışı ile test sonuçları arasında belirli bir ilişki bulunmamaktadır. Trend görülen istasyonlardaki değişim katsayısı değerleri %10, %20 ve %30 bandında değişik değerlere sahip bulunmaktadır. Trend görülmeyen istasyonlardaki değerler de keza aynı değerlere sahip görünmektedir. Örnek büyüklüğü parametresi değerlendirildiğinde ise yine testin gücü ile ilgili anlamlı bir ilişkinin olmadığı görülmektedir. Trend görülen veya görülmeyen istasyonlardaki serilerin veri sayıları arasında da anlamlı bir ilişki görülmemektedir.

7. SONUÇ

Küresel ısınmaya bağlı iklim değişiklikleri sonucunda meydana gelen, gelecekte artarak devam edeceği anlaşılan ve bütün ekosistemi olumsuz yönde etkileyecek olayların merkezinde, hidrolojik çevrimin en önemli elemanlarından biri olan yağışlarda meydana gelen değişimlerin olduğu görülmektedir. Yağış serilerindeki trendlerin araştırılması, su kaynakları sistemlerinin planlanması ve yönetilmesine yönelik çalışmalar açısından son derece büyük bir önem arz etmektedir.

Bu çalışmada, bu güne kadar yapılan çalışmalar neticesinde, doğal ve antropojen etmenleri dikkate alarak gelecekte çölleşme süreçlerinden daha fazla etkilenebilecek bölge olarak vurgulanan, Ege Bölgesindeki, ortalama 40 yıl süreli 49 adet DSİ istasyonunun yıllık toplam yağış verilerinin trendi araştırılmıştır. Ege bölgesi, İklim Değişikliği I. Ulusal Bildirimi'ne (2007) göre de geçmiş yıllara göre azalan ve gelecekte de azalmaya devam edeceği düşünülen yağış ve akış değerlerinin sıcaklık değerlerinin artmasıyla beraber oluşturacağı kuraklık riskinin arttığı bölge olarak vurgulanmaktadır.

Çalışmada, istasyonlarda gözlemlenen serilerin, otokorelasyon katsayılarının değeri yani içsel bağımlılığı $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde incelenmiş, içsel bağımlılığın bulunmadığı veri dizilerinin orijinal değerlerine doğrudan trend analiz testleri uygulanmıştır. İçsel bağımlılık tespit edilen dizilerde ise, Yue vd.'nin (2002, 2003) önerdiği Pre-whitening Yöntemi ile AR(1) modeline göre kalıntı terimleri bulunmuş, daha sonra bulunan kalıntı terimlerinin içsel bağımlılığı kontrol edilerek, içsel bağımlılığın yok edilip edilmediğine karar verilmiştir. Burada Ön Arındırma yöntemi uygulanırken, deterministik trend eğim değeri serideki değişkenlerden çıkarılmış sonra bu değerlere Ön Arındırma uygulanmış, bulunan kalıntı terimlerine daha önce seriden çıkarılan deterministik eğim tekrar eklenmiştir. Böylece içsel bağımlılığın giderilmesi sonucunda testin gücünün azaltılmaması sağlanmıştır. Eğer içsel bağımlılık yok edilmişse trend analiz testlerinin uygulanmasına geçilmiştir. İçsel bağımlılık yok edilememişse, serinin uyduğu stokastik modeller belirlenmiş, bu modellere göre otokorelasyon katsayıları bulunarak Ön Arındırma Yöntemi ile kalıntı terimi değerleri tekrar hesaplanmıştır. İçsel bağımlılığı yok edilmiş bu kalıntı terimlerine analiz testleri uygulanarak gerçek trend varlığına ulaşılmıştır. Trend analizinin testi için, non-parametrik testlerden olan Mann-Kendall, Mann-Kendall Mertebe Korelasyon ve Spearman'ın

Rho testleri ile parametrik bir test olan T testi kullanılmıştır. Deterministik eğim değerleri ise Sen'in eğim metodu ile belirlenmiştir.

Çalışmaya önce 49 adet meteoroloji istasyonunda gözlemlenen yıllık toplam yağış verilerinin, içsel bağımlılığı ($\alpha=0.05$ önem seviyesinde) var olup olmadığının tespiti ile başlanılmış, Beşyol, Bozdağ, Buldan Barajı, Çalıköy, Işıkkara, İcikler, Kıranşih, Kırıkköy, Yatağan sınırları içerisinde bulunan Kozağaç, Mahmudiye, Marmara Regülatörü, Nifköy, Ören, Sarıkemer, Topçam ve Yeşiloba (Medele) nın dahil olduğu 16 adet istasyonda içsel bağımlılığın mevcut olduğu saptanmıştır. İstasyonlar, verilere ait otokorelasyon katsayısı (r_1) değerleri ve $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesi için r_1 'in güven aralığı değerleri Çizelge 5.1'de verilmiştir.

İçsel bağımlılığın mevcut olduğu tespit edilen 16 adet istasyonda Ön Arındırma yöntemi uygulanmış ve içsel bağımlılığı giderildiği düşünülen kalıntı terimleri değerlerine ait otokorelasyon katsayısı değerleri bulunduktan sonra otokorelasyon katsayılarının değeri yani içsel bağımlılığın 0,05 önem seviyesinde önemli olup olmadığı tekrar incelenmiştir. Bulunan sonuçlara göre içsel bağımlılığı giderilememiş tek istasyonun Işıkkara istasyonu olduğu tespit edilmiştir. İstasyon verilerine ait otokorelasyon katsayısı (r_1) değerleri, $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesi için r_1 'in güven aralığı değeri ve içsel bağımlılığı tespit edilen istasyonlar Çizelge 5.12'de verilmiştir. Daha sonra içsel bağımlılığı giderilmiş olan istasyonlara analiz testleri uygulandığında, Mann-Kendall, Spearman'ın Rho ve T testi sonuçlarına göre trend görülen istasyonlar aynı çıkmıştır. Bu testlere göre; Beşyol, Bozdağ, İcikler, Kıranşih, Kırıkköy, Mahmudiye, Marmara Regülatörü ve Yeşiloba (Medele) istasyonlarında $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesi (%95 güven aralığı düzeyi) için azalan yönde trend bulunmuştur. Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi sonucuna göre de, trend görülen istasyonlardaki trend başlangıç yılları; Beşyol için 1982, Bozdağ için 1984, İcikler için 1971-1972 arası, Kıranşih için 1970-1971 arası, Kırıkköy için 1977-1978 arası, Mahmudiye için 1977, Marmara Regülatörü için 1983 ve Yeşiloba (Medele) için 1972 olarak bulunmuştur.

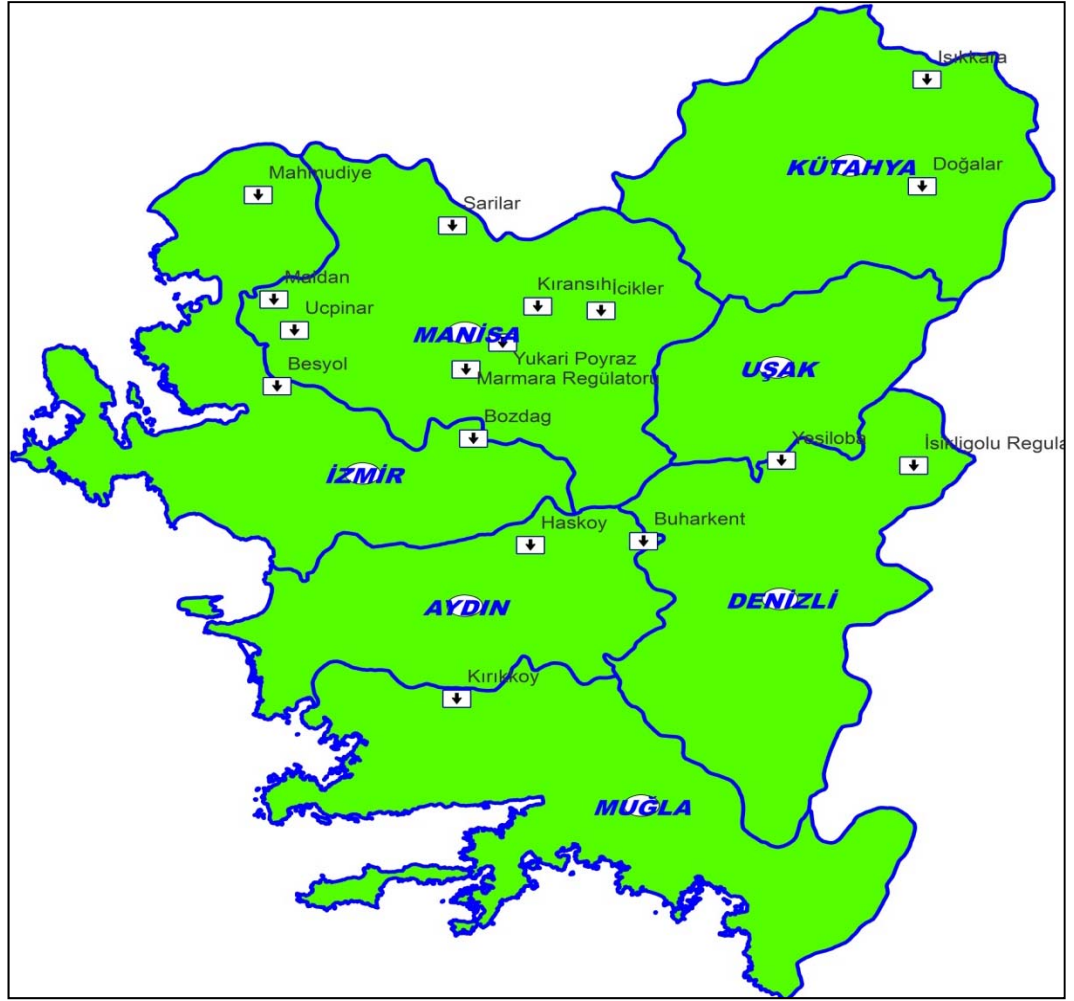
İçsel bağımlılığı ($\alpha=0.05$ önem seviyesinde) bulunmayan 33 adet istasyona ait yağış serilerine doğrudan trend analiz testleri uygulandığında, Mann-Kendall ve Spearman'ın Rho testi sonuçlarına göre trend görülen istasyonlar aynı çıkmıştır. Bu testlere göre; Buharkent, Doğalar, Hasköy, Maldan, Sarılar, Üçpınar ve Yukarı Poyraz istasyonlarında $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesi (%95 güven aralığı düzeyi) için azalan yönde trend bulunmuştur. Aynı istasyonlara uygulanan T testi sonucunda ise diğer testlere ilaveten Işıklıgölü Regülatörü istasyonunda da azalan

yönde trend varlığı tespit edilmiştir. Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi sonucuna göre de, trend görülen istasyonlardaki trend başlangıç yılları; Buharkent için 1970, Doğalar için 1973, Hasköy için 1986-1987 arası, Işıklıgölü Regülatörü için 1966-1967 arası, Maldan için 1989-1990 arası, Sarılar için 1972, Üçpınar için 1982-1983 arası ve Yukarı Poyraz için 1970 olarak bulunmuştur.

Ön Arındırma sonucunda içsel bağımlılığı yok edilemeyen Işıkkara istasyonuna ait seri için en uygun model olarak ARMA(1,1) stokastik modeli belirlenmiş, bu modele göre uygulanan Ön Arındırma ile kalıntı terimleri bulunmuş, bulunan kalıntı terimlerine ait içsel bağımlılığın 0.05 önem seviyesinde önemli olup olmadığı tekrar test edilmiş ancak içsel bağımlılığın yok edilemediği anlaşılmıştır. Daha sonra stokastik model alternatiflerinden biri olan AR(2) modeline göre içsel bağımlılığın giderilmesi yoluna gidilmiş, bu modele göre, deterministik eğimi göz önünde bulunduran Ön Arındırma uygulaması yapılmıştır. Bulunan kalıntı terimlerine içsel bağımlılığın yok edilmesi yine mümkün olmamıştır.

Bundan sonra alternatif bir yol olarak klasik Ön Arındırma metodunun önerdiği şekilde, verilerden deterministik eğim çıkarılmadan direkt seri değerlerine Ön Arındırma uygulaması yapılması yoluna gidilmiştir. Bu aşamada amaç içsel bağımlılığın yok edilmesi olduğundan, bunun gerçekleştirilmesinin klasik Ön Arındırma metoduyla olup olamayacağı denenmek istenmiştir. Bulunan kalıntı terimlerine ait verilerin kalıntı terimlerine ait içsel bağımlılığın ARMA (1,1) ve AR(2) stokastik süreç parametreleri ile giderilmesine çalışılmış, AR(2)'ye göre yapılan Ön Arındırma uygulaması sonucunda serinin içsel bağımlılığın yok edilebildiği saptanmıştır. Işıkkara istasyonuna ait içsel bağımlılığı giderilmiş olan verilere trend analiz testleri uygulandığında, Mann-Kendall, Spearman'ın Rho ve T testi sonuçlarına göre azalan yönde trend varlığı tespit edilmiştir. Mann-Kendall Mertebe Korelasyon testi sonucuna göre de, Işıkkara için trend başlangıç yılı 1966 olarak belirlenmiştir.

Yapılan trend analizi çalışmalarına göre istatistiki olarak anlamlı azalan trendler tespit edilen; Buharkent, Doğalar, Hasköy, Işıklıgölü Regülatörü, Maldan, Sarılar, Üçpınar, Yukarı Poyraz, Beşyol, Bozdağ, İçikler, Kıranşih, Kırıkköy, Mahmudiye, Marmara Regülatörü, Yeşiloba (Medele) ve Işıkkara istasyonlarının coğrafi konumu Şekil 7.1'de görülmektedir. Azalan yönde trend görülen istasyonların orta Ege Bölgesinde, özellikle Manisa ilinde yoğunlaştığı dikkat çekmektedir.



Şekil 7.1. Trend görülen istasyonların coğrafi konumu.

Deterministik eğimi çıkararak uygulanan Ön Arındırma yöntemi (Yue Ön Arındırma) ile klasik Ön Arındırma arasındaki farkı ortaya koymak için içsel bağımlılığı olan serilere klasik Ön Arındırma uygulanarak, bulunan kalıntı terimlerine Mann-Kendall testi uygulanmış, bulunan sonuçlar, tez çalışması aşamasında (Yue Ön Arındırma ile) bulunan sonuçlarla karşılaştırılmıştır. Aynı istasyondaki iki farklı uygulamaya göre; klasik Ön Arındırma yönteminde bulunan kalıntı terimlerine ait içsel bağımlılık, deterministik eğimin kullanıldığı yue Ön Arındırma uygulamasında bulunan kalıntı terimlerine ait içsel bağımlılığa göre önemli oranda düşük çıkmıştır. Yani klasik Ön Arındırma uygulaması ile içsel bağımlılık önemli oranda yok olmuştur. Ön Arındırma uygulaması ile içsel bağımlılığı yok olan serilerdeki bu durum test sonuçlarına da yansımış, Yue ön Arındırmada trend gözüken serilerden sadece Marmara Regülatörü dışındakilerin

tamamında trend olmadığı sonucu çıkmıştır. Yani gerçekte var olan bir trendin, klasik Ön Arındırma ile yok edildiği sonucu ortaya çıkmıştır. Hatta Marmara Regülatörü'ndeki trendin de bu durumdan olumsuz yönde etkilendiği (trendin azaldığı) göze çarpmaktadır. Bu durum bize deterministik eğim çıkartılmadan uygulanan klasik Ön Arındırma yönteminin, trend testinin gücünü önemli oranda düşürdüğünü göstermiştir. Buradan hareketle Ön Arındırma uygulamasının deterministik eğim kullanılarak yapılması gerekliliği ortaya konmuştur.

Bunun dışında, trendi etkilediği düşünülen parametrelerden değişim katsayısı ve örnek büyüklüğü parametreleri ile trend test sonuçları arasında anlamlı bir ilişki olmadığı da saptanmıştır.

8. ÖNERİLER

Yapılan bu trend analizi çalışması ile ortaya çıkan sonuç, Ege Bölgesi'nde bulunan DSI'ye ait 49 adet meteoroloji istasyonunun ortalama 40 yıllık toplam yağışlarının azalma eğiliminde oldukları yönündedir. Bu istasyonların 17 tanesinde %95 önem seviyesinde, istatistiki anlamda azalan yönde, diğer istasyonların büyük çoğunluğunda da ise %90 önem seviyesinde yine azalan yönde trendlerin mevcut olduğu görülmüştür. Ortaya çıkan bu sonuçlar bir kez daha göstermiştir ki; küresel ısınmaya bağlı iklim değişiklikleri sonucunda meydana gelen olayların merkezindeki yağışlarda oluşan azalan trendler, ülkemizin en verimli topraklarına ve nüfus yoğunluğu açısından önemli bir konuma sahip olan Ege Bölgesinde de kendini göstermektedir. Su potansiyeli bakımından zengin bir ülke olmayan ülkemizin küresel iklim değişikliklerinden en fazla etkilenecek ülkeler arasında olduğunu düşünüldüğünde, Ege Bölgesi ile birlikte diğer bölgelerimizde de yer altı ve yer üstü su kaynakları sistemlerinin planlanması, geliştirilmesi ve yönetilmesi çerçevesinde, kurak dönemler için su rezervine yönelik projeler geliştirilerek bir taraftan barajların yapımına hız verilmesi, diğer taraftan barajlarda depolanan yüksek basınçlı suyun borulu şebekeyle sulama alanlarına ulaştırılması sonrasında damla ve yağmurlama sistemlerinin yaygınlaştırılması ve teşvik edilmesi, böylece mevcut su kaynaklarından maksimum fayda ile sulama suyu tasarrufu sağlanması amaçlanmalıdır.

Uzun vadede ise atık suların tarım, sanayi ve kentsel yeşil alanlarda kullanılması, kentlerde ve yerleşim yerlerinde yağmur sularının biriktirilmesi ve değerlendirilmesi gibi tedbirlerin alınması amaçlanmalıdır. Ayrıca küresel iklim değişikliği ile birlikte azalan yağışlar ve artan hava sıcaklığı ile oluşacak kuraklık dönemlerinde meydana gelecek olan çölleşme ve erozyonla mücadele stratejileri geliştirilmelidir. İklim değişikliği sonucunda değişecek olan yağış rejimleri sebebiyle meydana gelecek sağınak yağışlar sonucunda oluşacak taşkınlar için de erken uyarı sistemlerinin geliştirilmesini içeren bölge taşkın planları hazırlanmalıdır.

Bu tez çalışması kapsamında gerçekleştirilmiş olan çalışmaların, ülkemizde yer alan diğer coğrafi bölgeler için de genişletilerek devam etmesi büyük önem arz etmektedir.

KAYNAKLAR DİZİNİ

- Akaike, H.**, 1974, A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6):716-723.
- Atar, B.**, 1996, Doğu Akdeniz Bölgesindeki 1 ve 24 Saat Süreli Maksimum Yağışların Trendlerinin ve Olasılık Dağılımlarının İncelenmesi, Ç.Ü. Fen Bil. Enstitüsü Tarımsal Yapılar ve Sulama Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, Adana, 92s.
- Bayazıt, M.**, 1996, İnşaat Mühendisliğinde Olasılık Yöntemleri, İTÜ İnşaat Fakültesi Matbaası, İstanbul, 245s.
- Bayazıt M. ve Önöz B.**, 2004, Trend analizi, IV. Ulusal Hidroloji Kongresi Hidrolojide Yeni Yöntemler Seminer Kitabı, İstanbul, 79-84.
- Benzeden, E.**, 2006, Computer Programs for Use in Stochastic Hydrology, Dokuz Eylül University Graduate School of Natural and Applied Sciences, İzmir.
- Benzeden, E.**, 2007, Stochastic Hydrology, Dokuz Eylül Üniversitesi Mimarlık Mühendislik Fakültesi, İzmir, 187s (yayımlanmamış).
- Berryman, D., Botee, B., Chris, D. and Haemmerli, J.**, 1988, Nonparametrik test for trend detection in water quality time series, *Water Resour. Bull.*, 24(3):545-556.
- Brunetti, M., Maugeri, M. and Nanni, T.**, 2001, Changes in total precipitation, rainy days and extreme events in northeastern Italy, *International Journal of Climatology*, 21:861-871.
- Burn, D.H. and Elnur M.A.H.**, 2002, Detection of hydrologic trends and variability, *Journal of Hydrology*, 255:107-122.
- Ceylan, C.**, 1999, Yeşilırmak Havzası İklim Parametrelerinin Trend Analizi, Yüksek Lisans Tezi, G.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, 244s.
- Demir, İ., Kılıç, G. ve Coşkun, M.**, (2007), Türkiye Ve Bölgesi İçin PRECIS Bölgesel İklim Modeli Çalışmaları, I. Türkiye İklim Değişikliği Kongresi Bildiriler Kitabı, İstanbul, 252-261.
- Douglas, E.M., Vogel, R.M. and Kroll, C.N.**, 2000, Trends of floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation, *Journal of Hydrology*, 240:90-105.
- Fu, G., Chen, S., Liu, C. and Shepard, D.**, 2004, Hydro-Climatic trends of the yellow river basin for the last 50 years, *Climatic Change*, 65:149-178.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Gan, Y.T.**, 1998, Hydroclimatic Trends and Possible Climatic Warming in The Canadian Prairies, *Water Resources*, 34(11):3009–3015.
- Gemmer, M., Becker, S. and Jiang, T.**, 2004, Observed monthly precipitation trends in China 1951-2002, *Theoretical and Applied Climatology*, 77(1-2):39-45.
- Gümüş, V.**, 2006, Fırat Havzası Akımlarının Trend Analizi İle Değerlendirilmesi, Yüksek Lisans Tezi, H.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Şanlıurfa, 75s.
- Helsel, D.R. and Hirsch, R.M.**, 1992, Statistical Methods in Water Resources, Elsevier, Amsterdam, 510p.
- Hirsch, R.M.**, 1982, A comparison of four streamflow record extension techniques, *Water Resources Research*, 18(4):1081-1088.
- İçağa Y.**, 1994, Analysis of Trends in Water Quality Using Nonparametric Methods, Yüksek Lisans Tezi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İzmir, 120s.
- İçağa, Y. ve Harmancıoğlu, N.**, 1995, Yeşilırmak havzasında su kalitesi eğilimlerinin belirlenmesi, Türkiye İnşaat Mühendisliği XIII. Teknik Kongresi, Ankara, 1: 482-497.
- Kadioğlu, M., Toros, H. ve Kurtuluş, B.**, 1994, Küresel ısınma ve Türkiye’ de yağış trendleri, T.C. Bayındırlık ve İskan Bak. DSİ Genel Müd., 40. Kuruluş Yılı Su ve Toprak Kaynaklarının Geliştirme Konferansı Bildiriler Kitabı, Ankara, 1:467–476.
- Kadioğlu, M.**, 1997, Trends in surface air temperature data over Turkey, *International Journal of Climatology*, 17:511-520.
- Kadioğlu, M.**, 2000, Regional variability of seasonal precipitation over Turkey, *International Journal of Climatology*, 20:1743–1760.
- Kalaycı S. ve Kahya E.**, 1998, Detection of water quality trends in the rivers of the susurluk basin, *J. of Engineering and Environmental Science*, 22:503-514.
- Karabulut, M. ve Cosun, F.**, 2009, Kahramanmaraş ilinde yağışların trend analizi, *Coğrafi Bilimler Dergisi*, 7(1):65-83.
- Keim, B. D. and Müller, R.A.**, 1992, Temporal fluctuations of heavy rainfall magnitudes in new orleans, *Water Res. Bull.*, 28(4):721-730.
- Kendall, M.G.**, 1975, Rank Correlation Methods, Charles Griffin, London, 135p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Koç, T.**, 2001, Kuzeybatı Anadolu’da İklim ve Ortam, Sinoptik, İstatistik ve Uygulama Boyutlarıyla, Çantay Kitabevi, İstanbul, 372 s.
- Kosif, K.**, 1999, Yeşilırmak Havzası İklim Parametrelerinin Trend Analizi, G. Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 115s.
- Kosif, K.**, 2001, Samsun İlinde İklim Trendleri, DSİ Teknik Bülteni, 98:3-13.
- Kutiel, H., Hirsch-Eshkol, T.R. and Türkeş, M.**, 2001, Sea level pressure patterns associated with dry or wet monthly rainfall conditions in Turkey, *Theoretical and Applied Climatology*, 69:39-67.
- Lettenmaier, D.P., Wood, E.F. and Wallis, J.R.**, 1994, Hydro-climatological trends in the continental United States, *Journal of Climate*, 7:586-607.
- Mann, H.B.**, 1945, Non-parametric tests against trend, *Econometrica*, 13:245-259.
- Moreas, K.M., Pellegrino, G.Q., Bakkester, M.V., Martinelli, L.A., Victorio, R.L. and Krusche, A.V.**, 1998, Trends in Hydrological Parameters of a Southern Brazilian Watershed and its Relation to Human Induced Changes, *Water Resources Management*, 12:295-311.
- Norrant, C. and Douguedroit, A.**, 2006, Monthly and daily precipitation trends in the Mediterranean (1950-2000), *Theoretical and Applied Climatology*, 83:89-106.
- Özfidaner, M.**, 2007, Türkiye Yağış Verilerinin Trend Analizi ve Nehir Akımları Üzerine Etkisi, Ç.Ü. Fen Bil. Enstitüsü Tarımsal Yapılar ve Sulama Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, Adana, 73s.
- Özfidaner, M., Topaloğlu, F. ve Kapur, B.**, 2008. “Türkiye Yağış Verilerinin Bölgesel Ortalama Trend Analizi”, http://www.ukidek.org/bildiriler/TurkiyeninDurumu_3.doc (Erişim tarihi: 04 Aralık 2008)
- Öztürk, K.**, 2002, Küresel iklim değişikliği ve Türkiye’ye olası etkileri, *G.Ü. Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 22(1):47-65.
- Papadimitriou, A. and Maheras, P.**, 1991, Some statistical characteristics of air temperature variations at four mediterranean stations, *Theoretical and Applied Climatology*, 43(3):105-117.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Partal, T. and Kahya,E.**, 2006, Trend analysis in Turkish precipitation data, *Hydrology Process*, 20:2011–2026.
- Ramos, M.C.**, 2001, Rainfall distribution patterns and their change over time in Mediterranean area, *Theoretical and Applied Climatology*, 69:163-170.
- Sen, P.K.**, 1968, Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tao, *J. Am. Stat. Assoc.*, 63:1379-1389.
- Serrano, A., Mateos, V.L. and Garcia, J.A.**, 1999, Trend Analysis of Monthly Precipitation Over the Iberian Peninsula for the period 1921-1995, *Phys. Chem. Earth*, 24(1-2):85-90.
- Sneyers, R.**, 1990, On Statistical Analysis of Series of Observations, W.M.O., Geneva, 415:192s.
- Şen, Z.**, 2002, İstatistik Veri İşleme Yöntemleri (Hidroloji ve Meteoroloji). Su Vakfı Yayınları, İstanbul, 243s.
- Şensoy, S., Demircan, M. ve Alan,İ.**, 2005. "1971-2004 Yılları Arası Türkiye İklim İndisleri Trendleri", Devlet Meteoroloji İşleri Genel Müdürlüğü http://www.meteor.gov.tr/files/iklim/turkiye_iklim_indisleri.pdf, (Erişim tarihi: 30.04.2011)
- T.C. Çevre ve Orman Bakanlığı**, 2007. "Türkiye İklim Değişikliği I. Ulusal Bildirimi",http://www2.dsi.gov.tr/iklim/ulusal_bildirim/iklim_degisikligi_I_ulusal_bildirim_tr.pdf (Erişim tarihi: 30.05.2011)
- Tecer, L.H., Okutan, H. ve Cerit, O.**, 2004, İklim değişimi: 1975-2001 periyodunda Rize yağış ve sıcaklık trendlerinin analizi, Çevre 2004 I. Ulusal Çevre Kongresi, Sivas, 355-365.
- Topaloğlu, F.**, 2001, Yağış verilerinin istatistiksel ön analizleri : Seyhan Havzası örneği, I. Türkiye Su Kongresi, İstanbul, 1:277-284
- Toros, H.**, 1993, Klimatolojik Serilerden Türkiye Geneline Trend Analizi, Yüksek Lisans Tezi, İTÜ Fen Bilimleri Enstitüsü, İstanbul, 175s.
- Türkeş, M., Sümer, U.M. and Kılıç, G.**, 1995, Variations and trends in annual mean air temperatures in Turkey with respect to climatic variability, *International Journal of Climatology*, 15:557-569.
- Türkeş, H.**, 1996, Spatial and temporal analysis of annual rainfall variations in Turkey, *International Journal of Climatology*, 16:1057-1076.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Türkeş, M.**, 1998, Influence of geopotential heights, cyclone frequency and Southern Oscillation on rainfall variations in Turkey, *International Journal of Climatology*, 18:649-680.
- Türkeş, M.**, 1999, Vulnerability of Turkey to desertification with respect to precipitation and aridity conditions, *Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences*, 23:363-380.
- Türkeş, M., Sümer, U. M. ve Çetiner, G.**, 2000, Küresel iklim değişikliği ve olası etkileri, Çevre Bakanlığı, Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi Seminer Notları, Ankara, 7-24.
- Türkeş, M., Sümer, U.M. and Kılıç, G.**, 2002, Persistence and periodicity in the precipitation series of Turkey and associations with 500 hPa geopotential heights, *Climate Research*, 21:59-81.
- Türkeş, M., Utku, M.S. ve Demir, İ.**, 2003. Türkiye'nin Ortalama, Maksimum ve Minimum Sıcaklıklarındaki Eğilimlerin ve Değişikliklerin Yeniden Değerlendirilmesi,
<http://www.meteor.gov.tr/2005/arastirma/iklimdegis/iklimdegis5.htm>
(Erişim tarihi: 28.05.2011)
- Türkeş, M., Koç, T. ve Sarış, F.**, 2007, Türkiye'nin yağış toplamı ve yoğunluğu dizilerindeki değişikliklerin ve eğilimlerin zamansal ve alansal çözümlemesi, *Coğrafi Bilimler Dergisi*, 5: 57-73.
- Von Storch, H. and Navarra, A.**, 1995, Analysis of Climate Variability, Springer, NewYork.
- Yerdelen, C., Aşıkoğlu, Ö.L. ve Çiflik D.**, 2011, Ege bölgesi yıllık toplam yağışların analizi, 5. Ulusal Su Mühendisliği Sempozyumu Bildiriler Kitabı, İstanbul, 1:189-197
- Yılmaz, İ.**, 1999, Doğu Karadeniz Havzasındaki İklim Trendleri Ve Olası Etkileri, Yüksek Lisans Tezi, G.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, 84s.
- Yue, S., Pilon, P. and Cavadias, G.**, 2002, Power of the mann-kendall and spearman's rho tests for detection monotonic trends in hydrological series, *Journal of Hydrology*, 259.
- Yue, S. and Wang, C.Y.**, 2002, Regional streamflow trend detection with consideration of both temporal and spatial correlation, *International Journal of Climatology*, 22:933-946.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Yue, S. and Hashino, M.**, 2003, Long term trends of annual and monthly precipitation, *journal of the american water resources association*, 39(3): 587-596.
- Yue, S., Pilon, P. and Phiney, B.**, 2003, Canadian stream flow trend detection: impacts of serial and cross-correlation, *Hydrological Sciences Journal*, 48(1).
- Zhang, X., Harvey, K.D., Hoggy, W.D. and Yuzyk, T.R.**, 2001, Trends in Canadian Streamflow, *Water Resources Research*, 37(4):987-998.

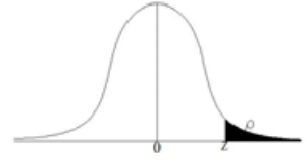
ÖZGEÇMİŞ

1978 yılında Iğdır'ın Aralık ilçesinde dünyaya gelen Doğangün ÇİFLİK, ilk, orta ve lise öğrenimini Eskişehir'de, lisans öğrenimini ise Erciyes Üniversitesi Yozgat Müh. Mim. Fak. İnşaat Mühendisliği bölümünde 2002 yılında tamamlamıştır. Bir inşaat firmasında şantiye şefi olarak çalıştıktan sonra 2004 yılında askerlik görevini yedek subay olarak tamamlamıştır. Yaklaşık bir yılı aşkın bir süre proje ve taahhüt işleri yapmış, 2005 yılında KPSS ile DSİ 21. Bölge Müdürlüğü'ne İnşaat Mühendisi olarak atanmıştır. Halen Proje ve İnşaat Şube Müdürlüğü'ndeki görevine ve 2009 yılından bu yana da Ege Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalında yüksek lisans öğrenimine devam eden ÇİFLİK, evli ve bir çocuk babasıdır.

EKLER

- Ek 1 Standart Normal Dağılım Tablosu
Ek 2 t Dağılımı Tablosu

Ek 1 Standart Normal Dağılım Tablosu



Z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,4960	0,4920	0,4880	0,4840	0,4801	0,4761	0,4721	0,4681	0,4641
0,1	0,4602	0,4562	0,4522	0,4483	0,4443	0,4404	0,4364	0,4325	0,4286	0,4247
0,2	0,4207	0,4168	0,4129	0,4090	0,4052	0,4013	0,3974	0,3936	0,3897	0,3859
0,3	0,3821	0,3783	0,3745	0,3707	0,3669	0,3632	0,3594	0,3557	0,3520	0,3483
0,4	0,3446	0,3409	0,3372	0,3336	0,3300	0,3264	0,3228	0,3192	0,3156	0,3121
0,5	0,3085	0,3050	0,3015	0,2981	0,2946	0,2912	0,2877	0,2843	0,2810	0,2776
0,6	0,2743	0,2709	0,2676	0,2643	0,2611	0,2578	0,2546	0,2514	0,2483	0,2451
0,7	0,2420	0,2389	0,2358	0,2327	0,2297	0,2266	0,2236	0,2207	0,2177	0,2148
0,8	0,2119	0,2090	0,2061	0,2033	0,2005	0,1977	0,1949	0,1922	0,1894	0,1867
0,9	0,1841	0,1814	0,1788	0,1762	0,1736	0,1711	0,1685	0,1660	0,1635	0,1611
1,0	0,1587	0,1562	0,1539	0,1515	0,1492	0,1469	0,1446	0,1423	0,1401	0,1379
1,1	0,1357	0,1335	0,1314	0,1292	0,1271	0,1251	0,1230	0,1210	0,1190	0,1170
1,2	0,1151	0,1131	0,1112	0,1093	0,1075	0,1057	0,1038	0,1020	0,1003	0,0985
1,3	0,0968	0,0951	0,0934	0,0918	0,0901	0,0885	0,0869	0,0853	0,0838	0,0823
1,4	0,0808	0,0793	0,0778	0,0764	0,0749	0,0735	0,0721	0,0708	0,0694	0,0681
1,5	0,0668	0,0655	0,0643	0,0630	0,0618	0,0606	0,0594	0,0582	0,0571	0,0559
1,6	0,0548	0,0537	0,0526	0,0516	0,0505	0,0495	0,0485	0,0475	0,0465	0,0455
1,7	0,0446	0,0436	0,0427	0,0418	0,0409	0,0401	0,0392	0,0384	0,0375	0,0367
1,8	0,0359	0,0351	0,0344	0,0336	0,0329	0,0322	0,0314	0,0307	0,0301	0,0294
1,9	0,0287	0,0281	0,0274	0,0268	0,0262	0,0256	0,0250	0,0244	0,0239	0,0233
2,0	0,0228	0,0222	0,0217	0,0212	0,0207	0,0202	0,0197	0,0192	0,0188	0,0183
2,1	0,0179	0,0174	0,0170	0,0166	0,0162	0,0158	0,0154	0,0150	0,0146	0,0143
2,2	0,0139	0,0136	0,0132	0,0129	0,0125	0,0122	0,0119	0,0116	0,0113	0,0110
2,3	0,0107	0,0104	0,0102	0,0099	0,0096	0,0094	0,0091	0,0089	0,0087	0,0084
2,4	0,0082	0,0080	0,0078	0,0075	0,0073	0,0071	0,0069	0,0068	0,0066	0,0064
2,5	0,0062	0,0060	0,0059	0,0057	0,0055	0,0054	0,0052	0,0051	0,0049	0,0048
2,6	0,0047	0,0045	0,0044	0,0043	0,0041	0,0040	0,0039	0,0038	0,0037	0,0036
2,7	0,0035	0,0034	0,0033	0,0032	0,0031	0,0030	0,0029	0,0028	0,0027	0,0026
2,8	0,0026	0,0025	0,0024	0,0023	0,0023	0,0022	0,0021	0,0021	0,0020	0,0019
2,9	0,0019	0,0018	0,0017	0,0017	0,0016	0,0016	0,0015	0,0015	0,0014	0,0014
3,0	0,0014	0,0013	0,0013	0,0012	0,0012	0,0011	0,0011	0,0011	0,0010	0,0010
Z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09

Ek 2 t Dağılım Tablosu



	α				
df	0.05	0.025	0.02	0.01	0.005
1	6.314	12.710	15.890	31.820	63.660
2	2.920	4.303	4.849	6.965	9.925
3	2.353	3.182	3.482	4.541	5.841
4	2.132	2.776	2.999	3.747	4.604
5	2.015	2.571	2.757	3.365	4.032
6	1.943	2.447	2.612	3.143	3.707
7	1.895	2.365	2.517	2.998	3.499
8	1.860	2.306	2.449	2.896	3.355
9	1.833	2.262	2.398	2.821	3.250
10	1.812	2.228	2.359	2.764	3.169
11	1.796	2.201	2.328	2.718	3.106
12	1.782	2.179	2.303	2.681	3.055
13	1.771	2.160	2.282	2.650	3.012
14	1.761	2.145	2.264	2.624	2.977
15	1.753	2.131	2.249	2.602	2.947
16	1.746	2.120	2.235	2.583	2.921
17	1.740	2.110	2.224	2.567	2.898
18	1.734	2.101	2.214	2.552	2.878
19	1.729	2.093	2.205	2.539	2.861
20	1.725	2.086	2.197	2.528	2.845
21	1.721	2.080	2.189	2.518	2.831
22	1.717	2.074	2.183	2.508	2.819
23	1.714	2.069	2.177	2.500	2.807
24	1.711	2.064	2.172	2.492	2.797
25	1.708	2.060	2.167	2.485	2.787
26	1.706	2.056	2.162	2.479	2.779
27	1.703	2.052	2.150	2.473	2.771
28	1.701	2.048	2.154	2.467	2.763
29	1.699	2.045	2.150	2.462	2.756
30	1.697	2.042	2.147	2.457	2.750
40	1.684	2.021	2.123	2.423	2.704
50	1.676	2.009	2.109	2.403	2.678
60	1.671	2.000	2.099	2.390	2.660
80	1.664	1.990	2.088	2.374	2.639
100	1.660	1.984	2.081	2.364	2.626
1000	1.646	1.962	2.056	2.330	2.581
∞	1.640	1.960	2.054	2.326	2.576