

55917

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

TÜRKİYE'DE YILLIK TOPLAM YAĞIŞLARIN HOMOJENLİK
ANALİZİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Müh. Dilek ÖZÇELİK

55917

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 15 Ocak 1996

Tezin Savunulduğu Tarih : 31 Ocak 1996

Tez Danışmanı : Doç. Dr. Yunus BORHAN

Diğer Jüri Üyeleri : Prof. Dr. Zekai ŞEN

Doç. Dr. Mehmet KARACA

OCAK 1996

ÖNSÖZ

İklim değişimi çalışmalarında olumsuz sonuçlara yol açabilen homojen olmayan iklimsel zaman serileri daha önceleri de tanımlanmıştır. Türkiye’de ise iklim verilerinin homojenliği konusu ancak son bir kaç yıldır önem kazanmıştır. Meteorolojik olayların değerlendirilmesinde yardımcı olan en önemli veri çeşitlerinden birisi de yağıştır. Yapılan bu çalışma Türkiye’de 84 meteoroloji istasyonunun 1951-1990 yılları arası yıllık toplam yağış verilerinde heterojenliklerin belirlenmesini ve Türkiye için homojen yağış veri setinin üretilmesini amaçlamaktadır. Bu veri setinin tesbiti, bundan sonra yapılacak olan bir çok çalışmaya da yardımcı olacaktır.

Bu çalışmada kıymetli yardımlarını gördüğüm sayın hocam ve tez danışmanım Doç. Dr. Yunus BORHAN’a teşekkür ederim. Ayrıca çalışmam süresince değerli görüş ve fikirleriyle bana yardımcı olan sayın Doç. Dr. Mehmet KARACA’ya, Yük. Müh. Ali DENİZ’e, Dr. Mete TAYANÇ’a ve Yük. Müh. Hüseyin TOROS’a teşekkürü bir borç bilirim.

Dilek ÖZÇELİK
Ocak 1996, İstanbul

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ.....	ii
ŞEKİL LİSTESİ	iv
TABLO LİSTESİ	vi
ÖZET	vii
SUMMARY	viii
 BÖLÜM 1. GİRİŞ	 1
 BÖLÜM 2. VERİ TABANI VE İSTASYON DAĞILIMI	 6
 BÖLÜM 3. HETEROJENLİKLERİN ARAŞTIRILMASI İÇİN KULLANILAN YÖNTEMLER	 9
3.1. Test tabanlı Bağlı Homojenlik Analizi	9
3.1.1. Kruskal-Wallis Ve Runs (Swed-Eisenhart) Testlerinin Verimlilik Analizi	10
3.1.2. Kruskal-Wallis Homojenlik Testi	11
3.1.3. Run (Swed-Eisenhart) Testi	15
3.2. Grafiksel Analiz	17
 BÖLÜM 4. HETEROJENLİK ANALİZ YÖNTEMLERİNİN YILLIK TOPLAM YAĞIŞLARA UYGULANMASI	 18
 BÖLÜM 5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER	 49
 KAYNAKLAR	 57
 EKLER	 59
 ÖZGEÇMİŞ	 70

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No:

Şekil 2.1.	Türkiye’de 84 meteoroloji istasyonunun topoğrafik verilerle gösterimi..	8
Şekil 3.1.	Kruskal-Wallis homojenlik testinin verimlilik analizleri: a) Farklı U seviyeleri için, b) Farklı U ve farklı sıçrama seviyeleri için, c) Farklı trendlere göre.	12
Şekil 3.2.	Swed-Eisenhart run testinin verimlilik analizleri: a) Farklı U seviyeleri için, b) Farklı U ve farklı sıçrama seviyeleri için, c) farklı trendlere göre.	13
Şekil 4.1.a)	Şile ve Bahçeköy’ün yıllık toplam yağış serileri. b) Şile/Florya, Şile/Kumköy, Şile/Göztepe, Şile/Bahçeköy, Bahçeköy/Florya, Bahçeköy/Kumköy’ün logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	24
Şekil 4.2.a)	İnebolu’nun yıllık toplam yağış serisi. b) İnebolu/Zonguldak’ın logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	27
Şekil 4.3.a)	Nazilli’nin yıllık toplam yağış serisi. b) Nazilli/Isparta, Nazilli/Niğde, Nazilli/Antalya’nın logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	28
Şekil 4.4.a)	Niğde ve Polatlı’nın yıllık toplam yağış serileri. b) Niğde/Ulukışla, Niğde/Sivas, Polatlı/Ankara, Polatlı/Afyon’nun logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	30
Şekil 4.5.a)	Van ve Bingöl’ün yıllık toplam yağış serileri. b) Van/Iğdır, Van/Ağrı, Van/Siirt, Van/Muş, Bingöl/Elazığ, Bingöl/Diyarbakır, Bingöl/Batman’ın logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	33
Şekil 4.6.a)	Siirt’in yıllık toplam yağış serisi. b) Siirt/Diyarbakır’ın logaritmik yıllık toplam yağış serisi.	37
Şekil 4.7.a)	İslahiye’nin yıllık toplam yağış serisi. b) İslahiye/Gaziantep, İslahiye/Antakya, İslahiye/Şanlıurfa, İslahiye/İncirlik’in logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	38
Şekil 4.8.a)	Kayseri’nin yıllık toplam yağış serisi. b) Kayseri/Gümüşhane, Kayseri/Sivas, Kayseri/Erzincan, Kayseri/Niğde’nin logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	41

Şekil 4.9.a)	Isparta ve Anamur'un yıllık toplam yağış serileri. b) Isparta/Nazilli, Isparta/Muğla, Isparta/Uşak, Isparta/Anatolia, Anamur/Silifke, Anamur/İslahiye, Anamur/Fethiye, Anamur/Mersin'in logaritmik yıllık toplam yağış serileri.	44
Şekil 4.10.	13 örnek meteoroloji istasyonunun topoğrafik verilerle gösterimi.	48
Şekil 5.1.	1951-1990 periyodunda homojen yıllık toplam yağış verilerine sahip 69 meteoroloji istasyonunun topoğrafik verilerle gösterimi.	51



TABLO LİSTESİ

Sayfa No:

Tablo 1. Türkiye’deki 30 meteoroloji istasyonunun tarihi bilgileri.	4
Tablo 2. Türkiye’de 84 meteoroloji istasyonunun 1951-1990 yılları arası yıllık toplam yağış verilerine uygulanan homojenlik analizi sonuçları.	52



ÖZET

Çalışmada, Türkiye'deki istasyonlar için oluşturulan yıllık toplam yağış verilerinin homojenlik analizi sonuçları sunulmaktadır. Temel veri, 1951-1990 periyodunda kayıt uzunlukları 40 yıl olan 84 meteoroloji istasyonunun günlük değerlerden aylık ve yıllık toplamların elde edilmesi ile oluşturulmuştur. Burada kullanılan metod, bağıl homojenlik tekniklerini kullanarak seri içerisindeki homojen olmayan kısımları tespit edebilen verimli bir yöntemdir. Metod, parametrik olmayan Kruskal-Wallis homojenlik, Swed-Eisenhart run testlerini ve grafiksel analizi içermektedir. Yöntemin 84 aday istasyonla yüksek korelasyonlu komşu istasyonlarla oluşturulan çiftlere uygulanması neticesinde, 69 istasyonun homojen veriye sahip olduğu gösterilmiştir.

SUMMARY

THE HOMOGENEITY ANALYSIS OF ANNUAL TOTALS OF PRECIPITATION IN TURKEY

It has long been recognized that inhomogeneous climate time series may lead to biased results in climatic change studies [Kohler, 1949; Conrad and Pollak, 1950]. Inhomogeneities that tend to offset each other when studies are conducted by generating grided data with grid sizes comparable to those used in current GCM studies are much less likely to do so when smaller station networks are used to detect regional climate change.

The series with several inhomogeneities reflect a serious source of uncertainty in studies of climatic trends and climatic change. The idea behind the powerful relative homogeneity tests for precipitation is to use logarithmic ratio series between candidate station and its neighboring stations. Neighboring stations which have high correlation of annual anomalies of precipitation and small year-to-year variances of these anomalies are suitable for detecting inhomogeneities at the candidate station.

Many homogeneity tests are of a type that gives no information about the probable date for a shift in total and no information about the magnitude of the break. Examples are the Kruskal-Wallis homogeneity test and Swed-Eisenhart runs test which are tested for efficiency in this study and applied to the precipitation series with the graphical relative homogeneity analysis.

The homogeneity analyses can be classified in two groups. The first group includes the analysis of station's climate record without explicitly considering station history information [Potter, 1981; Mitchell *et al.*, 1966; Alexandersson, 1986; Gullet *et al.*, 1990]. Others use the available station history information [Karl and Williams, 1987].

Data are necessary to carry out any study dealing with the climatic changes. Therefore, before any statistical technique can be applied to a dataset, it must be ascertained that the data are homogeneous. The methodology includes non-parametric Kruskal-Wallis homogeneity test, Swed-Eisenhart runs test and graphical analysis application to the annual total precipitation series of the highly correlated stations. Pearson correlation matrix between those stations are formed and for each station the highest correlated ones are taken as reference.

In the past, objective statistical evaluation of the homogeneity of climatic time series has been confined largely to the evaluation of relative homogeneity of two or

more series, considered one pair at a time [Conrad, 1925; Conrad and Pollak, 1950] and the application of a randomness test. Today relatively a wider array of suitable statistical tests are available such as distribution free Kruskal-Wallis homogeneity test and Swed-Eisenhart runs test.

An important problem encountered here is how to form station pairs so that relative homogeneity comparisons can easily be made with high confidence level. It is intuitively clear that an inhomogeneous series can be detected with the highest possibility when the stations are geometrically closer to (or rather with largest correlation to and minimum year-to-year variability to) the actual test site. Thus, Pearson correlation matrix between those stations are formed and for each station the highest correlated ones are taken as reference.

The main difficulties encountered in homogeneity analysis are:

- 1) The fact that no series is perfect is always valid and there may be minor inhomogeneities that were not documented and cannot be detected by the statistical tests.
- 2) Ambiguous conclusions are possible when several neighboring stations do have inhomogeneities themselves.

In order to overcome or reduce the effect of these problems one must identify and use as many of the candidate station's nearest neighbors as possible. The use of at least several nearby stations is very labor intensive and requires a substantial quantity of computer compatible data, particularly for cases where station inhomogeneities are not well documented as it is in Turkey.

Analyzing Kruskal-Wallis homogeneity and Swed-Eisenhart runs tests with 2 generated time series:

The mimic our case studies, we generated pairs of artificial time series of 40 years of length. The first element of the pairs is kept the same. The second element is 'contaminated' with an inhomogeneity of some sort (jumps, trends, or different U levels).

These series are tested by Kruskal-Wallis homogeneity test and Swed- Eisenhart runs test, each time the second series including a different errant data property. One important property of two series is that they are not composed of the identical random numbers (but note that both series have 0 and 1 standard deviation). Thus, when the second series includes no impurities, the results of both tests. note also that the results may very a little bit depending on the relative place of introduced jump in the series.

Series production can be accomplished in two steps by:

- 1) Forming series by generating 'good' random numbers. For the sake of the testing scheme, the 'good' numbers generated by the computer program must be entirely free from any sequential correlation and must be entirely unpredictable. A 'portable' random number generator (which can be programmed in a high level language, and

which will generate the same random sequence from a given seed on all machines) given by Press *et al.* (1986) is used to obtain uniform pseudo random deviates between 0 and 1. The constants employed in the program give a period of accepted maximum length and pass Knuth's (1981) spectral test for dimensions between 2 and 6.

2) Transforming uniform deviates to obtain Gaussian distributed deviates; the highly used Box-Muller method is applied to transform uniform deviates to a normal distribution with zero mean and unit variance.

The Kruskal-Wallis homogeneity and Swed-Eisenhart runs tests results are discussed in chapter 3. The Kruskal-Wallis homogeneity test results are presented in Fig. 3.1.a, b, and c and the ones for Swed-Eisenhart in Fig. 3.2.a, b, c. Fig. 3.1.a shows the testing efficiency of Kruskal-Wallis homogeneity test at different U values (in other words, the second series is generated with different U value from the start to the end). It can be clearly said that Kruskal-Wallis homogeneity test is highly sensitive to different U values contrary to the Swed-Eisenhart runs test which have no any sensitivity to this property (Fig. 3.2.a). In Swed-Eisenhart runs test, difference of the two series is cut by the median of itself thus introducing different U levels in the second series causes no more runs up and down.

Figs. 3.1.b and 3.2.b represents the results obtained from both tests by introducing jumps into the second series and playing with U. The Kruskal-Wallis sensitivity to the 2 series is more powerful than the 12 series as it can obviously be seen that 8 years jump period can be detecting with 95% confidence level in the first case. Swed-Eisenhart runs test results are a little weak in power; starting to detect inhomogeneity at jump period of 10 years and having greater U values at 95% confidence level.

For Figs. 3.1.c and 3.2.c, U values starting from 0 and reaching to a certain level are introduced into the second series as trends and the trend duration are determined by playing with the number of years. It is obvious that U reaching 10 in 8 years is steeper in slope than u reaching 10 in 22 years. Kruskal-Wallis is again more efficient than Swed-Eisenhart; starting to detect trend from 8 years while the latter's value is 10 years, and Swed-Eisenhart having lots of zig-zaggy features which are easily created by a changing property of a data value from +1 to -1 or vice versa.

Detection power of the two tests are not investigated for multiple jumps, trends on a jump, jumps on a jump, etc. which can give more information about their behavior. For some complex trend and jump mechanisms Swed-Eisenhart runs may yield more powerful results than Kruskal-Wallis homogeneity test.

Kruskal-Wallis homogeneity test is proposed by Sneyers (1990). The statistic X has approximately a χ^2 distribution with $(k-1)$ degrees of freedom. There is a problem in the detection the series of Kruskal-Wallis homogeneity test as mentioned by Tayanç *et al.* (1995). The problem here is that the detection sensitivity of Kruskal-Wallis homogeneity test starts at 10 year jump period, ignoring all other smaller jump periods which may be important in the homogeneity analysis. Kruskal-Wallis homogeneity test is sensitive to only the trends greater than 12 years with %95

confidence level [4]. It must be noted that Kruskal-Wallis homogeneity test is not so powerful as Sneyers (1990) indicates and must not be used individually in detecting inhomogeneities of annual total precipitation series. The results indicate that the detection strength of Kruskal-Wallis homogeneity test has of the following sensitivities: a) Jump, b) Trend and c) Different U's (U is the reciprocal of a coefficient of variation which is $1/CV$, where CV is σ/μ).

For data homogeneity test is used namely, run (Swed-Eisenhart) test. It is a nonparametric test used in determining the homogeneity of dataset, [Swed-Eisenhart, 1943]. It is used here to test the homogeneity of annual totals of precipitation. The number of runs of data points occurring higher than and less than the median are compared against confidence limits. If the number of runs falls between the limits, the dataset considered is random or homogeneous. However, when the number of runs falls below the lower limit, the dataset is considered to have a changing mean with time. On the other hand, when the number of runs falls above the upper limit, the dataset contains a high frequency oscillation. In the application of the Swed-Eisenhart test it is supposed that N consecutive values of a dataset are considered for homogeneity. The maximum number of runs that could exist is N (alternating values greater and less than the median throughout) and the minimum two (all values greater or less than the median occurring in the first or last half of the series). If N runs occur, an oscillation obviously exist. If the runs occur such that the greater-than and less-than values (Above and Below, respectively) are paired, a situation like BBBAABAAABBBBAAA.....ABBBBBB exist. An oscillation is evident, but the Swed-Eisenhart test would indicate that the data points are random. One must be certain that the dataset appearance and Swed-Eisenhart test results do not conflict. So that an accurate application of the test can be assured, [Kewin and Griffiths, 1985]. The sensitivities of Swed-Eisenhart runs test are as follows: a)Jump and b)Trend. For some complex trend and jump mechanisms Swed-Eisenhart runs may yield more powerful results than Kruskal-Wallis homogeneity test.

As a preliminary step in any analysis of homogeneity, graphical analysis is highly instructive to plot the series to be evaluated on linear scale. In the case of precipitation, the procedure as suggested by Mitchell *et al.*(1966) is to plot the series of annual totals for the station under test with the comparable series for other stations on suitable graph paper. While graphical comparisons can be very helpful in giving the analyst some perspective, they can not be relied upon to distinguish the hidden discontinuity effects. Test-based homogeneity analyses are not powerful enough to be used in individually in the relative homogeneity analyses. They must be used in conjunction with graphical analysis to increase the power of overall analysis and to obtain information about the probable date of shift and magnitude of inhomogeneity. Thus, three test altogether produce a homogeneity analysis set. Although the detection power of those tests are not studied for complex time series behavior. The set can be applied to all time series for the detection of inhomogeneities.

Homogeneity analysis results are discussed in chapter 4. Several examples are provided which illustrate clear in homogeneity. In these examples, some of them are so clearly inhomogeneous that shifts in the mean can be seen by naked eye from individual time series. The others don't show any signs of inhomogeneity in their

individual time series expressing the importance relative homogeneity analysis which is going to reveal the inhomogeneities that is not detected directly by visual inspection. By using two or more highly correlated neighbor stations to the candidate one, relative homogeneity analysis which includes the graphical and test based analyses, gives such results that it can easily be judged about the homogeneity of the difference series. Main idea is based on the fact that regional climatic change is valid for all stations and probably in different features.

Table 2 is prepared with working on 84 stations and carrying out the following procedure: By using the annual totals of precipitation, individual time series of all stations are plotted and correlation matrix between them are built, difference series between the highly correlated stations are plotted, and then Kruskal-Wallis and Swed-Eisenhart runs tests are applied to those stations. In general, more intercomparisons are made than are listed. only a few stations which supplied the highest Pearson coefficient with the candidate one have been included in table 2. Although there are some inconsistencies between the analysis results and available documented station history information, in most cases the results are in harmony with the history information.

In case of complex conditions and coinciding analysis results, additional neighbor stations are used in order to determine the classification of the candidate station. One of the labor intensive tasks is the removal of the inhomogeneous stations used in the comparisons and choosing another highly correlated station for the analysis of the candidate one.

In this study a method is described whereby climatological time series can be detected for inhomogeneities using relative homogeneity techniques. The principal aim of the work is to produce homogeneous precipitation dataset for Turkey with the application of a homogeneity analysis methodology. 84 stations are used in this study having climate records of 40 years period (1951-1990). The station information for most of those records are not available and the few we obtained are presented. Precipitation data and station history information are obtained from State Meteorological Office of Turkey. Final dataset which is going to be used in homogeneity analysis is produced by carrying out procedure mentioned in the thesis.

After the application of the analyses, 69 stations are remained homogeneous which at the same time have less than %10 missing data.

The procedure's application to 84 Turkish climate stations annual total precipitation series indicates that the method is a valuable tool for testing time series.

BÖLÜM 1

GİRİŞ

Yağış tanım olarak; atmosferde yoğunlaşan nemin katı veya sıvı fazda yeryüzeyine dönmesidir. Yersel olarak sık bir şekilde her noktada yağışın ölçülememesinin yanısıra yeryüzeyindeki suyun ana kaynağı olan yağışın miktarı meteorolojik parametreler arasında öngörüsü en zor olandır. İklimin en önemli bileşenlerinden biri olan yağış, miktar ve şiddet bakımından değişim gösterdiği gibi, yağışın dağılımı da zamana ve yere bağlı olarak büyük değişim göstermektedir.

Herhangi bir alana düşen yağış miktarı lokal etkilere, yüzey pürüzlülüğüne ve yüzey ısınmasına son derece bağlıdır. Bu sebeble uzun periyodlara ait yağış kayıtlarının değişmemesini beklemek zordur.

İstasyonun başlangıçta seçilen yerinin uzun zaman içerisinde standart gözlemleri etkileyecek çevresel faktörlere maruz kalması, sonradan istasyonun konumunun değiştirilmesi, rasat parkı içerisindeki yağış ölçerlerin konumları, alet ve ayar hataları, en az günde bir kere kontrol edilip okunmayan yağış ölçerlerin, yağışın buharlaşması dolayısıyla, yağış kaybına sebep olmaları kısa veya uzun dönemdeki toplam yağış miktarlarına etki etmektedir.

Sadece büyüyen şehirler değil, peyzaj tasarıları, bataklıkların kurutulması, suni göl ve rezervuarların oluşturulması ve diğer lokal çevrenin insan etkisiyle olan değişimleri de zaman içinde iklim verilerindeki heterojenlik kaynaklarını desteklemiştir [1].

Toprak tarımı ile doğal toprak örtüsünün dönüşümü, büyük ölçekli sulamalar, yeniden ormanlaştırma programları ve diğer doğal kaynakları koruma tedbirleri ölçülü olarak da olsa iklime tesir edebilir [1].

Homojenlik problemi farklı iklim elemanlarında kendini farklı şekilde göstereceğinden ve iklim elemanlarından biri de yağış olduğundan bu çalışmada homojenlik analizi ile Türkiye'deki yıllık toplam yağış verilerinde kendini gösteren ve iklim değişimine sebep olan heterojenliklerin tesbitine çalışılmıştır.

İklim değişimi çalışmalarında kullanılan yağış verilerinin homojenlik analizi için en uygun istatistiksel metodların anlatılması ve iklim değişimi çalışmalarını kolaylaştırmak için normal periyodlara ek olarak, standart 30-yıllık normal periyodlardan daha kısa ve daha uzun periyodlardaki yağış verilerinin oluşturulması konusunda çalışanların teşvik edilmesi çalışmanın diğer amaçları arasında yer almaktadır.

Bölüm II'de Türkiye'de 84 meteoroloji istasyonuna ait 1951-1990 yılları arası günlük toplam yağış verileri kullanılarak yıllık toplam yağış veri tabanının nasıl oluşturulduğu ve istasyonların dağılımı anlatılmaktadır.

Bölüm III'de öncelikle istasyonlar arası ilişkilerin ikili korelasyon yöntemi ile nasıl belirlendiğinden bahsedilmektedir. 1951-1990 yılları arasında Türkiye'de 84 iklim istasyonuna ait oluşturulan yıllık toplam yağış serilerinde heterojenliklerin araştırılması için gerekli uygun metodlar açıklanmıştır. Bu metodlar, parametrik olmayan Kruskal-Wallis homojenlik testi, yüksek korelasyonlu istasyonların yıllık toplam yağış serilerine uygulanan run (Swed-Eisenhart) testi ve grafiksel analizdir. Ayrıca Türkiye'deki 84 iklim istasyonuna ait yıllık toplam yağış serilerine uygulanması şunu göstermiştir ki, bu çalışmada kullanılan metod, Türkiye'deki toplam yağış serilerini test etmek için uygun bir metoddur.

Bölüm IV'de heterojenlik analiz yöntemlerinin yıllık toplam yağış verilerine uygulanması sonucunda elde edilen bulgulara yer verilmiştir.

İklim değişimi çalışmalarında taraflı sonuçlara yolaçabilen heterojen iklim zaman serileri daha önceleri de tanımlanmıştır [2 ,3]. Yağış için yapılan homojenlik testleri, aday istasyon ve yüksek korelasyonlu komşu istasyonlar arasındaki farklı serilerin kullanılmasını gerektirir. Aday istasyonda heterojenlik araştırmaları için uygun olan

bu komşu istasyonlar yağışın yıllık anomalilerinin yüksek korelasyonuna ve bu anomalilerin yıldan yıla olan küçük varyanslarına sahiptirler.

Daha önce yapılan çalışmalarda homojenlik analizleri iki ayrı yaklaşımla ele alınmıştır[4,5,6,7,8]. Birinci grup, istasyonların tarihi bilgilerini dikkate almaksızın sadece istasyonların iklim kayıtları analizini içerir [5, 6, 7]. İkinci grup homojenlik analizlerinde istasyonların tarihi bilgileri kullanılır [4,8]. Bu çalışmada kırk yıllık periyotlardaki (1951-1990) iklim kayıtlarına sahip Türkiye'deki 84 meteoroloji istasyonu kullanıldı. Kayıtların çoğunluğunda istasyonların tarihi bilgileri mevcut değildir. Tablo 1.'de tarihi bilgileri mevcut istasyonlar gösterilmiştir.

Çoğu homojenlik testleri, ortalamalardaki değişim ve sapmalar hakkında bilgi vermez. Bu çalışmada parametrik olmayan Kruskal-Wallis homojenlik ve Swed-Eisenhart run testlerinin verimlilikleri test edildi ve bu testler grafiksel ilişkili homojenlik analizi ile yağış serilerine uygulandı.

Tablo 1. Türkiye’de 30 meteoroloji istasyonuna ait tarihi bilgiler.

WMO Number	Station	Dates	Height(m)	Latitude(N)	Longitude(E)
6301703000	Samsun	1951-70	44	–	–
		Son	4	41.28	36.33
6301703800	Trabzon	1951-60	37	41	39.43
		1961-70	30	–	–
		Son	31	41	39.72
6301705000	Edirne	1951-90	48	41.67	26.57
6301705800	Florya	1951-70	34	40.59	28.48
		Son	36	40.98	28.8
6301706200	Göztepe	1951-80	40	–	–
		Son	33	40.97	29.08
6301707000	Bolu	1951-90	742	40.73	31.6
6301707400	Kastamonu	1951-90	799	41.37	33.77
6301708000	Çankırı	1951-60	730	40.36	33.37
		1961-90	751	40.6	33.62
6301709000	Sivas	1951-70	1285	39.45	37.01
		Son	1285	39.75	37.02
6301709100	Erzincan	1951-60	1213	39.44	39.3
		1961-70	1215	–	–
		Son	–	39.7	39.5
6301709600	Erzurum	1951-60	1893	–	–
		1961-70	1869	–	–
		Son	–	39.92	41.27
6301711200	Çanakkale	1951-70	3	40.08	26.24
		Son	6	40.13	26.4
6301711600	Bursa	1951-90	100	40.18	29.07
6301713000	Ankara	1951-60	902	–	–
		1961-70	894	–	–
		Son	890	39.95	32.88
6301716000	Kırşehir	1951-70	985	39.08	34.1
		Last	1007	39.13	34.17
6301717000	Van	1951-60	1732	38.28	43.21
		1961-90	1725	38.47	43.35
6301719000	Afyon	1951-60	1020	38.45	30.32
		1961-90	1034	38.75	30.53
6301719600	Kayseri	1951-60	1071	38.43	35.29
		1961-90	1068	38.6	35.5
6301720000	Malatya	1951-60	977	38.21	38.18
		1961-90	998	38.35	38.3
6301720200	Elazığ	1951-70	1105	38.4	39.3
		Son	991	38.67	39.22
6301721000	Siirt	1951-90	896	37.93	41.93
6301722000	İzmir	1951-90	25	38.4	27.17
6301724000	Isparta	1951-60	1052	37.45	30.33
		1961-90	997	37.75	30.55
6301724400	Konya	1951-60	1026	37.52	32.3
		1961-70	1029	–	–
		Son	1026	37.87	32.5
6301725000	Ulukışla	1951-60	1430	37.33	34.29
		1961-90	1451	37.55	34.48
6301726000	Gaziantep	1951-60	840	39.05	37.22

		1961-70	855	–	–
		Son	–	39.08	37.37
6301727000	Urfa	1951-90	549	37.13	38.77
6301728000	Diyarbakır	1951-60	677	–	–
		1961-70	676	–	–
		Son	677	37.92	40.2
6301729200	Muğla	1951-90	646	37.2	28.35
6301735000	Adana	1951-90	20	36.98	35.3



BÖLÜM 2

İSTASYON DAĞILIMI VE VERİ SETİ

Çalışmanın amacı bir homojenlik analiz yöntemi uygulayarak Türkiye için homojen yağış veri setini üretmektir. Bu çalışmada DMİ Genel Müdürlüğünün 84 meteoroloji istasyonuna ait 1951-1990 yılları arasındaki toplam yağış verileri kullanıldı. Çalışmamızda kullanılan istasyonların çoğu kırk yıldan daha kısa gözlem periyodlarını içermektedir. Homojenlik analizi ve kalite kontrolde kullanılacak son veri seti aşağıdaki yöntemlerin izlenmesiyle üretildi.

Başlangıçta DMİ Genel Müdürlüğünden 94 meteoroloji istasyonun günlük toplam yağış verileri temin edildi. İstasyonların günlük toplam yağış verilerinden aylık toplam yağış verileri serisi ve bu serilerden de yıllık toplam yağış serileri oluşturuldu.

Bir istasyonun günlük toplam yağış verilerinden aylık toplam hesaplanırken o ay içindeki eksik günlük yağış verisi %20 veya %20'den fazla ise, yani ay içindeki eksik veri sayısı 6 veya 6'dan fazla ise o ay seriyeye dahil edilmedi. Aylık toplam yağış verilerinden yıllık toplam yağış serileri oluşturulurken bir yıl içindeki eksik aylık toplam yağış veri sayısı %10 veya %10'dan fazla ise, yani bir yıl içindeki 2 ayın yağış verisi eksik ise o yıl yıllık toplam yağış verisi serisine dahil edilmedi.

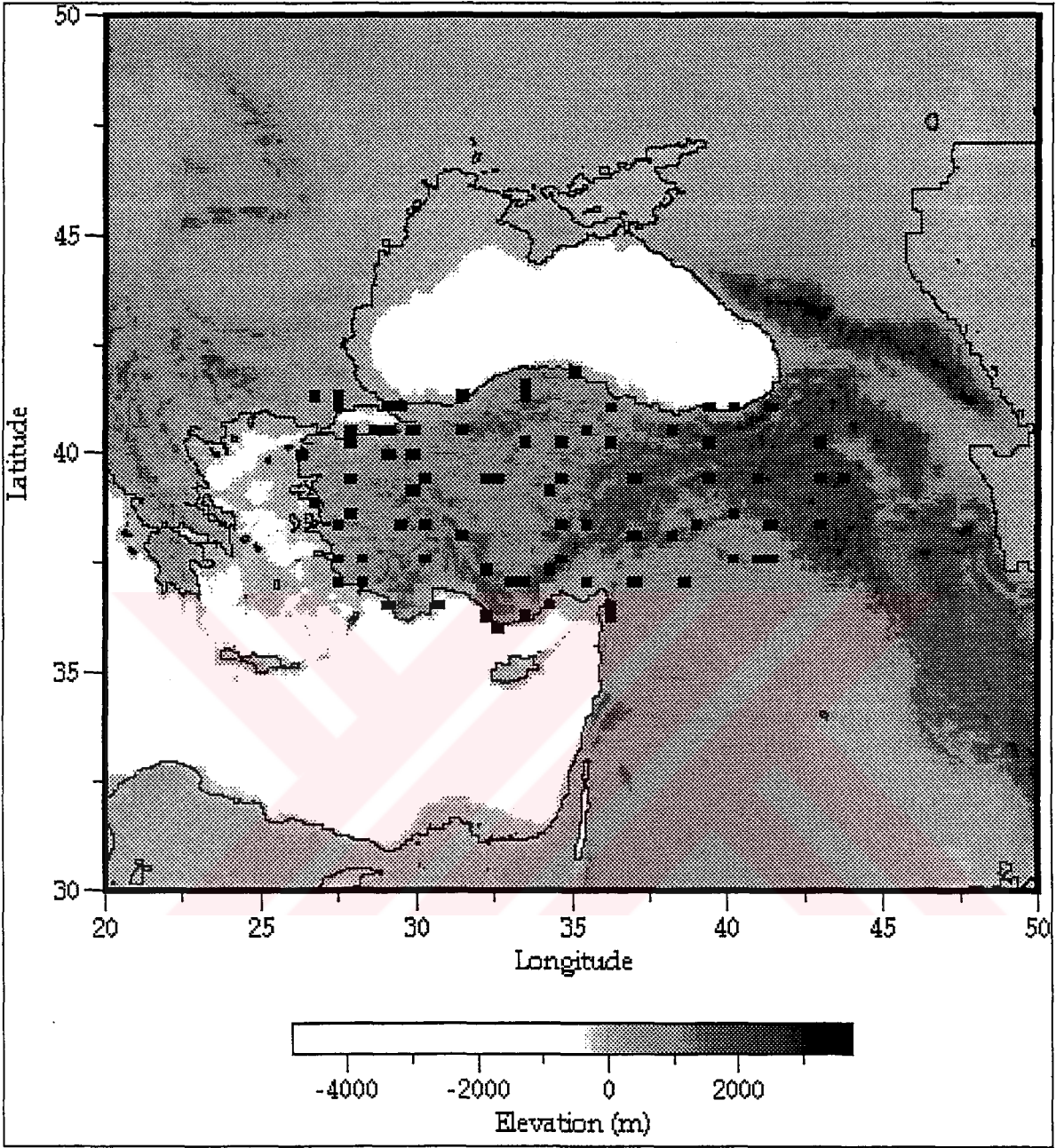
Aylık toplam yağış verileri serisi oluşturulurken beş veya daha az günün verisinin eksik olması durumunda eksik olan günler o istasyonun iklimsel ortalamalarından tamamlandı. Yıllık toplam yağış verileri serisi oluşturulurken bir aylık toplam yağış

verisinin eksik olması durumunda eksik olan ay o istasyonun iklimsel ortalamalarından tamamlandı.

Bir istasyona ait 1951-1990 yılları arası yıllık toplam yağış verileri serisi oluşturulurken bu kırk yıllık periyod içindeki eksik yıllık toplam yağış veri sayısı %10 veya %10'dan fazla ise, yani kırk yıl içerisindeki eksik veri sayısı 4 veya 4'den fazla ise o istasyonun yağış verileri oluşturulacak olan yağış veri setinden elendi. Bir istasyona ait yıllık toplam yağış verilerinin bahsedilen kırk yıllık priyod içinde %10'dan az olması halinde eksik olan yıllar o istasyonun iklimsel ortalamalarından tamamlandı.

Şekil 2.1.'de çalışmada yıllık toplam yağış verileri kullanılan 84 meteoroloji istasyonunun dağılımı gösterilmiştir.





Şekil 2.1. Türkiye’de 84 meteoroloji istasyonunun topoğrafik verilerle gösterimi.

BÖLÜM 3

HETEROJENLİKLERİN ARAŞTIRILMASI İÇİN METODLAR

Klimatolojik bir gözlem kaydının homojenliği ölçüm yerinin, gözlem aletlerinin, uygulamalarının ve yöntemlerinin sürekliliğine ve gözlemin yapıldığı istasyonun yakın çevre koşullarının değişmemesine bağlıdır. Heterojenliklerin araştırılması sırasında ortaya çıkan önemli problem, istasyon çiftlerinin nasıl oluşturulacağıdır. Bu çalışmada bu problemin çözümünde bütün istasyonlar arasında Pearson korelasyon matrisi oluşturuldu [Ek 1] ve en yüksek korelasyonlu olan istasyonlar her bir aday istasyon için komşu istasyon olarak seçildi.

Homojenlik analizinde karşılaşılan başlıca zorluklar şu şekilde özetlenebilir [4].

- a) İklim serileri daima düzenli ve tam değildirler. Bu serilerin içinde kayıtları tutulmamış ve istatistiksel testlerle incelenemeyen küçük heterojenlikler olabilir.
- b) Bir kaç komşu istasyonun verilerinin heterojen olması halinde belirsiz sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Bu problemin üstesinden gelmek için mümkün olduğunca aday istasyonların en yakın komşuları kullanılmalıdır.

3.1. Test Tabanlı Bağlı Homojenlik Analizi

Geçmişte, iklim serilerinin homojenliğinin objektif istatistiksel değerlendirilmesi, büyük ölçüde iki veya daha fazla serinin bağlı homojenliğinin değerlendirilmesi olarak sınırlandırılmıştır [9, 3]. Bu gün Kruskal-Wallis homojenlik testi, Swed-Eisenhart run testi gibi bir çok uygun istatistiksel testler mevcuttur.

3.1.1.Kruskal-Wallis ve Runs (Swed-Eisenhart) Testlerinin Verimlilik Analizi

Bir istasyonun verisindeki heterojenlikleri tesbit edebilecek herhangi bir yöntemin, yüksek değişkenlik durumunda dahi aranan süreksizlikleri doğru belirleyebilmesi gerekmektedir. Bu açıdan bakıldığında, kullanılacak homojenlik testlerinin verimliliklerinin analiz edilmesi veya literatürde bulunan analizlerinin kullanılan veriye uyup uymadığının araştırılması gerekmektedir. Ayrıntılı literatür taraması, bu çalışmada kullanılması düşünülen Kruskal-Wallis ve Swed-Eisenhart testlerinin duyarlılık analizlerinin daha önce yapılmadığını göstermektedir. Bu testlerin verimliliklerini ortaya koyabilmek için Monte Carlo benzeşimleri gerçekleştirilmiştir. Monte Carlo benzeşiminin özünde gerçeğe yakın rastgele sayılar üretmek, bu sayılardan kullanılan veriye uygun seriler oluşturmak ve bu serilerle testlerin verimlilik analizini yapmak yatmaktadır.

Elde mevcut veriye uygun seriler oluşturmak için ilk aşamada “iyi” rastgele sayılar üretilmelidir. Test yönteminin sağlığı için bilgisayar programı tarafından üretilmiş “iyi” rastgele sayılar, sıralı korelasyonlar içermemelidirler ve tamamiyle tahmin edilemez olmalıdırlar. Bu düşünceden hareketle Knuth’un (1981) spektral testlerinden geçmiş ve kabul edilen maximum periyodu sağlayabilen sabitler içeren (Tayanç ve diğerleri, 1995) programları kullanıldı. Bu programlarla 0 ve 1 arasında uniform pseudo rastgele sayılar oluşturuldu.

Oluşturulacak serilerin sıfır ortalamalı ($\mu=0$) ve “1” standart sapmalı ($\sigma=1$) olabilmesi için Box-Müller transformasyonu kullanıldı. Sonuçta, rastgele sayılar kullanılarak 1951-1990 periyodunu temsil edebilecek 40 yıllık zaman serileri oluşturuldu. Kruskal-Wallis homojenlik testi ve runs (Swed-Eisenhart) testi bu seriler ile analiz edildiler. Her seferinde bir seri sabit tutuldu ve ikinci seri heterojen veri özelliğinde oluşturuldu.

Şekil 3.1.a, b ve c Kruskal-Wallis homojenlik testi sonuçlarını, şekil 3.2.a, b ve c Swed-Eisenhart run testi sonuçlarını göstermektedir. Şekil 3.1.a Kruskal-Wallis homojenlik testinin farklı U değerlerinde verimliliğinin test edilmesini göstermektedir. Şekil 3.1.a ve 3.2.a’ya bakıldığında Kruskal-Wallis homojenlik testi runs testine

nazaran farklı U seviyelerine hassastır. U değeri varyasyon sayısının tersidir, $= \frac{1}{cv}$

ve $cv = \frac{\sigma}{\mu}$ 'dür. Kruskal-Wallis homojenlik testinin seri içindeki 8 yıldan az olan sıçramaları tesbit edemediği açıkça görülmektedir. Kruskal-Wallis homojenlik testinin hassasiyeti 8 yıllık sıçrama periyodunda başlamaktadır. Bu nedenle homojenlik analizinde önemli olabilen daha kısa periyodlardaki sıçramaların hepsini Kruskal-Wallis homojenlik testi tesbit edememektedir.

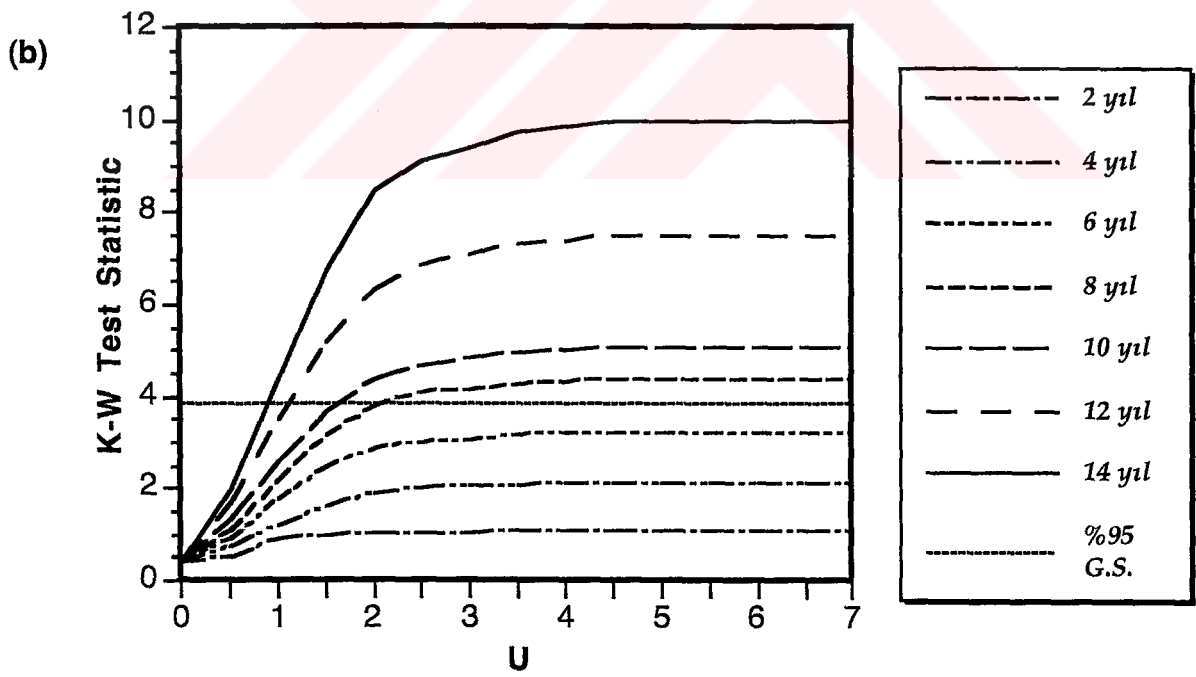
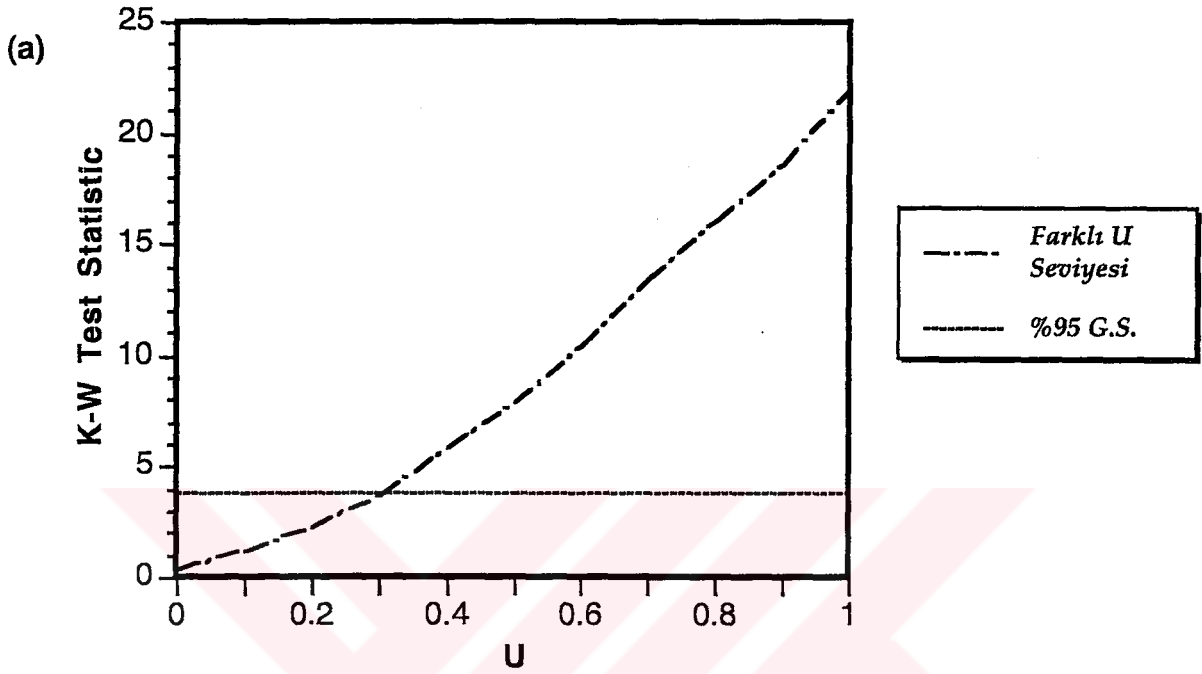
Şekil 3.1.b ve 3.2.b'de sıçrama oluşturulan ikinci seride farklı bir U değeri alınıp süresi değiştiriliyor. Kruskal-Wallis iki seri için heterojenliği tesbit ettiği sıçrama süresinin 8 yıl olduğu bulunmuştur.

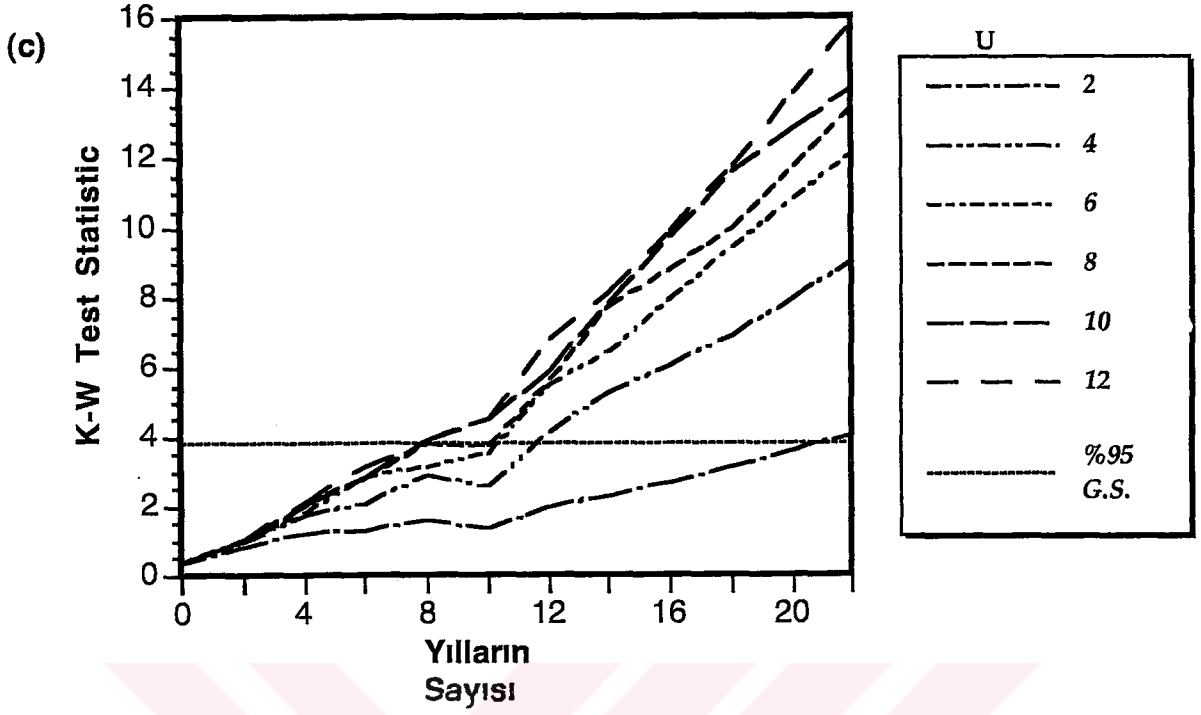
Şekil 3.1.c ve 3.2.c'de belli tarihten başlayan trendler üretildi. Sıfırdan başlayıp belirli seviyeye ulaşan U değerleri vasıtası ile ikinci seride trendler oluşturuldu. Trendin süresi yatay ekseninde gösterilmiş yıl sayısı ile belirtilmiştir.

Swed-Eisenhart run testinin sıçrama ve trende hassasiyeti hemen hemen aynıdır, 12 yıllık sıçrama ve trendi keşfedebilmektedir. %95 güvenilirlik seviyesinde Kruskal-Wallis homojenlik testi sadece 8 yıldan daha büyük trendlere hassastır. Kruskal-Wallis homojenlik testinin Sneyers (1990) tarafından belirtildiği gibi güçlü olmadığına dikkat edilmelidir ve heterojenliklerin tesbitinde tek başına kullanılmamalıdır. Bu yüzden üretilen seriyi runs testi ile de test ettik. Runs testinin verimliliğinin tesbit edilmesinde üretilen tek bir seri üzerinde çalışıldı. Runs testinin 12 yıldan daha az olan sıçramaları keşfedemediği ortaya çıktı. Her iki test heterojenliklerin belirlenmesinde birlikte kullanılmalıdır.

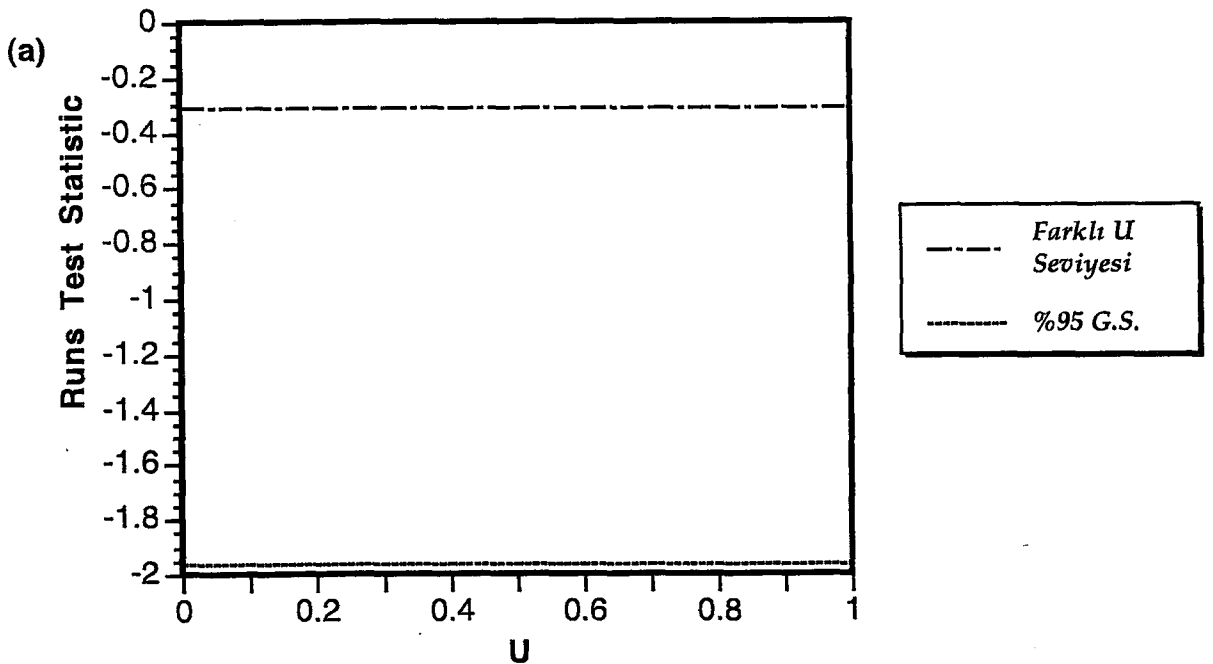
3.1.2. Kruskal-Wallis Homojenlik Testi

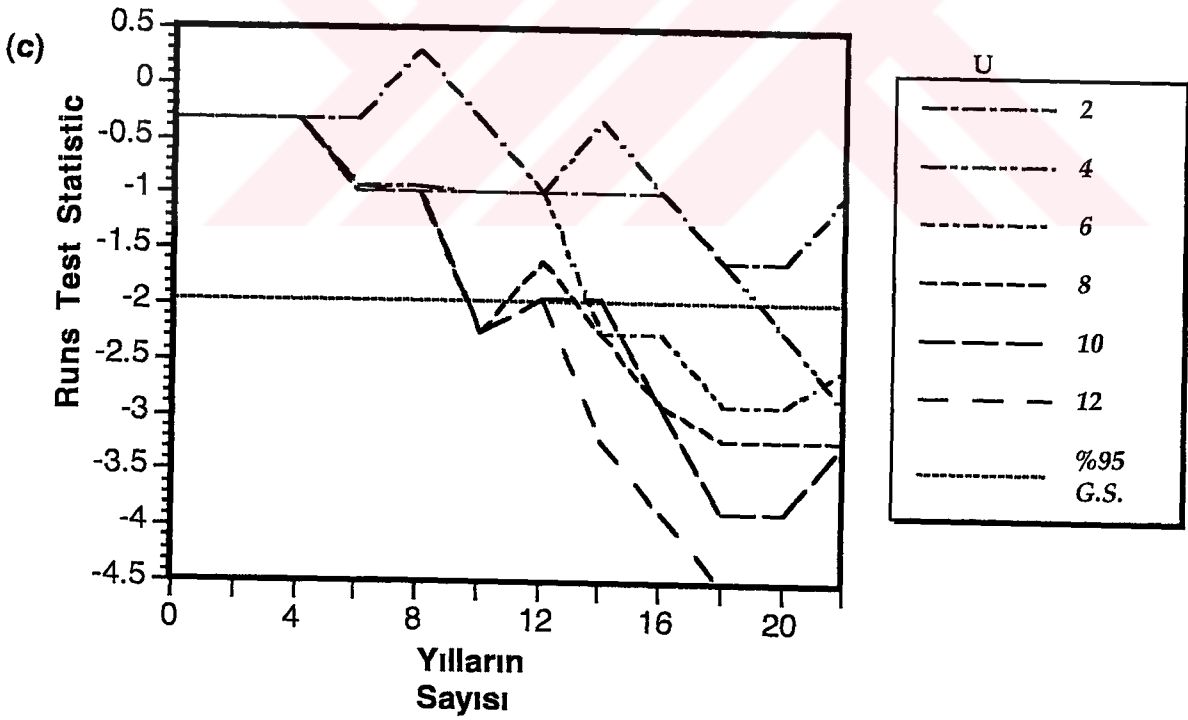
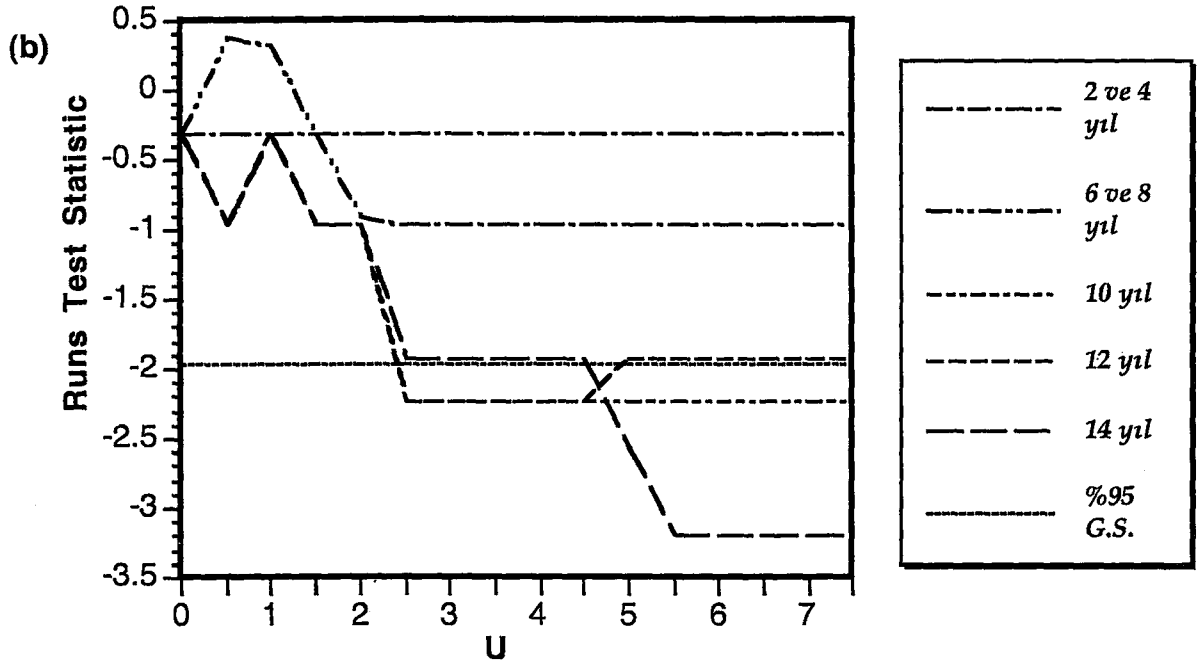
Sneyers (1990) tarafından önerilen bu testde her serideki gözlemler toplam sıralı örnekte sahip oldukları sıralarla (rank) yer değiştirir. k , bağımsız serinin numarasıysa n_j ; $j = 1, 2, \dots, k$; j serisinin örnek boyut numarasıdır ve r_{ij} , j serisinin gözlem i ile toplam düzenlenen örnekte yer alan sırasıdır.





Şekil 3.1. Kruskal-Wallis homojenlik testinin verimlilik analizleri: a) farklı U seviyeleri için, b) farklı U ve farklı sıçrama seviyeleri için, c) farklı trendlere göre





Şekil 3.2.

Swed- Eisenhart run testinin verimlilik analizleri: a) farklı U seviyeleri için, b) farklı U ve farklı sıçrama seviyeleri için, c) farklı trendlere göre

İstatistik X,

$$X = \left[\frac{12}{n(n+1)} \sum_j \frac{R_j^2}{n_j} - 3(n+1) \right] / \left(1 - \frac{\sum T_1}{n^3 - n} \right) \quad (3.1.2.1.)$$

payda belirli değerlerin eşitliğinden meydana çıkarılan bilinmeyen sıra olduğu takdirde doğruluk faktörüdür. $T = t^3 - t$, t eşit değerlerin bir grubunda eşit değerlerin sayısıdır ve eşit değerlerin tüm grubunu kapsamına alan toplam $\sum T_1$ olur ve

$$R_j = \sum_i r_{ij} \quad (3.1.2.2.)$$

ve,

$$n = \sum_j n_j \text{ ' dir.} \quad (3.1.2.3.)$$

Homojen ortalamaların geçersiz varsayımıyla istatistik X, (k-1) serbestlik derecesi ile yaklaşık bir χ^2 dağılımına sahiptir [10]. %95 güven aralığının dağılım tablolarında karşılığı 3.84'dür. Test sonucuna göre %95 güvenlilik seviyesine karşılık gelen X'in 3.84'den büyük değerlerinde verinin homojen olmadığı varsayımı, X'in aralığındaki değerlerinde verinin homojen olduğu varsayımı kabul edilir.

3.1.3. Run (Swed-Eisenhart) Testi

Bu test, verinin aynı toplumdan geldiği ve birbirinden bağımsız olduğu kabulü veya tersi şeklindeki iki varsayımı kontrol etmek için kullanılır. Testte yapılan varsayımlar şunlardır;

H_0 : Veriler homojendir.

H_1 : Veriler homojen değildir.

Run testinin uygulanış şekli ise şöyledir. Önce elimizdeki bir istasyona ait iklim serisinin kritik değeri belirlenir. İklim serilerinde kritik değer olarak genellikle

medyan alınır. Bu iklim serisindeki kritik değerin altında ve üstünde kalan değerler göstergelerle tespit edilir (Örneğin, kritik değerin altında kalan değerler A göstergesi ile, üstünde kalanlar ise B göstergesi ile işaretlenebilir.). Kritik değerin altında (A) ve üstünde (B) kalan birbirini takip eden değerlerin sayısı bize o istasyonun run sayısını verir. Bulunan bu değer, dağılım tablosundaki değerle karşılaştırılarak verinin homojen olduğuna veya homojen olmadığına karar verilir [11, 12].

Bu testle aynı zamanda, serinin homojen olup olmadığına formülle verinin dağılımı bulunarak da karar verilir. Formül şu şekilde ifade edilir.

$$z = \frac{r - \frac{2N_A N_B}{(N_A + N_B)} + 1}{\sqrt{\frac{2N_A N_B (2N_A N_B - N)}{N^2 (N-1)}}} \quad (3.1.3.1.)$$

z : Test değeri

N : Veri sayısı

N_A: Medyandan küçük olan veri sayısı

N_B: Medyandan büyük olan veri sayısı

r : Run sayısı

Genel olarak istatistikte güven aralığı %95 veya % 90 seviyesi olarak alınmaktadır. %95 güven aralığının dağılım tablolarında karşılığı ± 1.96 , %90 güven aralığı için ± 2.54 'dür [13]. Test sonucuna göre %95 güvenirlilik seviyesine karşılık gelen, z'nin ± 1.96 'dan daha büyük değerlerinde verinin homojen olmadığı varsayımı (H_1 hipotezi) kabul edilir. z'nin ± 1.96 aralığındaki değerlerinde verinin homojen olduğu varsayımı (H_0 hipotezi) kabul edilir.

İki istasyon arasında karşılaştırma yapılırsa, run testinin uygulanış şekli şöyledir. İki istasyona ait veriler önce küçük değerden büyük değere doğru sıralanarak bunların medyan değerleri bulunur. Eğer ortadaki değer bir yerine iki tane ise, bu iki değer ortalaması alınır. Her iki istasyondaki verilerin istasyonlara ait kritik değerin altında ve üstünde seyrettiği değerler tespit edilir. Böylece bu değerlerin sayısı

istasyonların run sayılarını verir. Bulunan bu değerler dağılım tablosundaki değerle karşılaştırılarak her iki istasyona ait verilerin homojen olup olmadığına karar verilir.

Bu istatistikten daha önce bölümümüzde yapılan bir tez çalışmasında sıcaklık ve yağış verilerinin homojenliğinin araştırılmasında yararlanılmıştır [14].

3.2. Grafiksel Analiz

Herhangi bir homojenlik analizinde serileri lineer bir ölçekte işaretlemek oldulça bilgi vericidir.

Grafiksel analizde aday istasyonun bir yıllık toplam yağış miktarının komşu istasyonun aynı yıla ait toplam yağış miktarına oranının logaritması alınır. Bu işlem tüm komşu istasyonlar ve tüm periyod için yapılır. Eğer aday istasyonun yağış değerlerinden biri büyük hatalar içerirse bu şekildeki grafiksel analizde komşu istasyonlarla elde edilen serilerin hepsinde veya çoğunda aynı tarihte bir sıçrama görülecektir.

BÖLÜM 4

HETEROJENLİK ANALİZ YÖNTEMLERİNİN YILLIK TOPLAM YAĞIŞLARA UYGULANMASI

İncelenen zaman serilerinin bazılarında heterojenlikler çok açıktır. Ortalamalardaki bu kaymalar bireysel zaman serilerinden gözle görülebilmektedir. Bireysel zaman serilerinde heterojenliklere ait herhangi bir işaret göstermeyen diğer zaman serilerindeki heterojenlikler de Kruskal-Wallis homojenlik testi, Swed-Eisenhart run testi, grafiksel analiz ve istasyon tarihçesi kullanılarak bulunmuştur. Bir aday istasyonun ve bu istasyonla yüksek korelasyona sahip iki veya daha fazla komşu istasyonun verileri kullanılarak yapılan homojenlik analizleri farklı serilerin homojenlikleri hakkında karar vermemize yardımcı olmaktadır. Buradaki anafikir, iklimsel değişimin bölgedeki tüm istasyonlar için olduğu fakat heterojenliklerin istasyonlara özel olduğu gerçeğine dayanır.

Şekil 4.1.a-4.9.b, Şekil 4.10.'da topoğrafik dağılımı gösterilen istasyonlardan bir kaçının yıllık toplam yağışlarının zaman serilerini ve bu istasyonların yıllık toplam yağış serilerinin komşu istasyonlarının yıllık toplam yağış serilerine oranlanmasıyla elde edilen oran serilerinin grafiksel analiz sonuçlarını göstermektedir.

Şekil 4.1.a'dan Türkiye'nin kuzey batısında yer alan İstanbul'un Anadolu yakasında Karadeniz kıyısındaki Şile'nin ve Rumeli yakasında Bahçeköy'ün 1951-1990 yılları arasındaki yıllık toplam yağış değişimleri görülmektedir. İlk bakışta, Şile'de 1979 yılından itibaren yıllık toplam yağışlarda bir artış görülmektedir. Bahçeköy'de ise genel olarak, 40 yıllık periyod içerisinde yıllık toplam yağışlar belirli bir ortalama etrafında seyretmektedir.

Şekil 4.1.b'de Şile ve Bahçeköy'ün yıllık toplam yağışlarının, bu istasyonlarla yüksek korelasyona sahip komşu istasyonlarının yıllık toplam yağış miktarlarına oranlanmasıyla elde edilen grafiksel analiz sonuçları görülmektedir. Şile istasyonunun

grafiklerinden anlaşıldığı gibi, 1951-1979 yılları arasında yıllık toplam yağışlarda olağan dışı bir değişim görülmemektedir. Ancak tüm grafiklerde 1979 yılında bir sıçrama söz konusudur. Şile'nin Bahçeköy ile olan oran grafiğinden de görüldüğü gibi, Şile'de görülen yıllık toplam yağış miktarı 1979 yılına kadar Bahçeköy'de görülen yıllık toplam yağış miktarına oranla daha azdır ve ancak 1979'dan sonra bir artış olmaktadır. Ayrıca Şile'nin Bahçeköy'le olan analizinde Swed-Eisenhart run testi %95 güvenilirlik seviyesinde -3.20'dir. Şile'nin yıllık toplam yağış verilerinde heterojenlik olması ile beraber Bahçeköy'ün verilerinde de heterojenlik bulunmaktadır. Şile/Bahçeköy için Kruskal-Wallis homojenlik testi sonucu ise 1.02'dir. Bahçeköy grafiği hariç Kruskal-Wallis homojenlik testi ve run testi sonuçları Şile'nin yıllık toplam yağış verilerindeki heterojenliği tesbit edememiştir. Şile'nin tarihçesine bakıldığında 1979 yılında yağış ölçüm aletinin yerinin değiştiği anlaşılmaktadır.

Bahçeköy, Şile gibi bir kıyı istasyonu değildir, ormanlık bir alandır. Bahçeköy/Kumköy yağış oran grafiğinde 1973'den sonra Bahçeköy'ün yağışlarında bir azalma görülmektedir. Bahçeköy istasyonunun yağış verilerinin bağıl homojenlik analizinde Kruskal-Wallis istatistik testi ve run testi grafiksel analizden görülen bu inhomojenlikleri tesbit edememiştir.

Şekil 4.2.a'da İnebolu'nun kullanılan kırk yıllık periyod içerisinde yıllık toplam yağış verilerinin zaman serisi görülmektedir. İnebolu'da yıllık toplam yağış serisi bu kırk yıllık priyod içerisinde bir ortalama etrafında salınmaktadır

Şekil 4.2.b'de İnebolu/Zonguldak arasındaki grafiksel analiz sonucu görülmektedir. Analizde kullanılan test sonuçları düşüktür: Kruskal-Wallis testi sonucu 0.0008 ve run testi sonucu -0.32'dir. Sonuç olarak İnebolu istasyonunun yağış verileri homojendir.

Nazilli'nin yıllık toplam yağış verilerinin zamansal grafiği Şekil 4.3.a'da görülmektedir. Nazilli Ege Bölgesi'nin İç Batı Anadolu kısmında yer almaktadır. Nazilli'nin yıllık toplam yağış miktarı 1951-1956 yılları arasında hızlı bir düşüş göstermişse de genel azalma eğilimindeki yıllık toplam yağışlardaki bu düşüş 1977'ye kadar devam etmiştir.

Şekil 4.3.b'deki Nazilli ile ilgili grafiklere bakılırsa, tüm grafiklerde 10 yıllık bir problem dikkati çekmektedir. Nazilli/Isparta grafiğinde 11. yılda bir sıçrama farkedilmektedir. 1961-1962 yıllarında Nazilli/Isparta grafiğinde yağış miktarında bir azalma olmaktadır. Nazilli/Niğde grafiğinde ise ortalama değişmiyor. Nazilli/Antalya grafiğinde 1964'te bir sıçrama görülmektedir.

İç Anadolu Bölgesi'nin güney doğusunda bulunan Niğde ve bölgenin batısına düşen Polatlı'nın yağış-zaman grafiği Şekil 4.4.a'da verilmektedir. Niğde'nin yağış verilerinde bu kırk yıllık periyotta ortalama olarak bir değişim olmamıştır. 1976-1980 yılları arasında dört yıl boyunca yıllık toplam yağış hemen hemen sabit kalmıştır. Polatlı'da başlangıç yıllarında görülen azalma 1957'den sonra artarak 1964'e kadar devam etmiştir. 1965 yılından itibaren de farklı bir ortalama etrafında salınmaktadır.

Niğde'nin verilerinin komşu istasyonlarının verileri ile olan grafiksel analiz sonuçları Şekil 4.4.b'de verilmektedir. Siirt ve Ulukışla'nın yıllık toplam yağış verileri heterojendir. Niğde/Ulukışla grafiğinde görülen heterojenliklerin Niğde'den değil de heterojen verilere sahip olan Ulukışla'dan kaynaklandığı düşünülebilir. Fakat Niğde/Sivas grafiğinde 1970 yılındaki sıçrama Niğde/Ulukışla grafiğinde de görülmektedir. Oysa Sivas homojen verilere sahiptir. Ayrıca Niğde/Sivas arasındaki run testi sonucu -2.24'dür. Sivas istasyonunun verileri homojen olduğuna göre bu sonuca Niğde'nin verileri sebep olmaktadır. Dolayısıyla bu grafikten görülen heterojenlikler Niğde'nin yağış verilerinden kaynaklanmaktadır. Niğde/Sivas grafiğinden görüleceği gibi logaritmik yağış oran serisi 1951-1969 ve 1969-1975 yılları arasında olmak üzere iki farklı ortalama sahiptir. Niğde/Sivas için Kruskal-Wallis test sonucu 0.01 olup Niğde'deki heterojenliği tesbit edememiştir. Oysa Swed-Eisenhart run testi sonucu verilerdeki heterojenliği tesbit etmiştir.

Polatlı genel olarak karasal iklim özelliklerini gösterir. Şekil 4.4.b'de Polatlı/Afton grafiğinden görüleceği gibi genel olarak Polatlı'daki yağışlar Afyon'daki yağışlara nazaran daha azdır. Bu oran 1951-1963 yılları arasında belli bir ortalama etrafında değişmektedir. Oysa 1964-1976 yılları arasında Polatlı'nın yağışları biraz daha Afyondaki yağışlara yaklaşmakta ve oran daha küçük negatif bir ortalama etrafında değişmektedir. Bu durum Polatlı'nın yağış serisinde 1964'te bir sıçrama olduğunu göstermektedir. Bu durum Polatlı/Konya grafiğinden de görülmektedir. Bu

grafikten görüleceği gibi 1951-1965 yılları arasında Polatlı'da ölçülen yağışlar Konya'da ölçülen yağışlara nazaran daha fazla olup bu oran belli bir ortalama etrafında değişmektedir. 1965'ten sonra ise bu oran düşmekte ve başka bir ortalama etrafında değişmektedir. Polatlı/Konya Swed-Eisenhart run testi sonucu -2.19'dur. Bu ise bu oran serisinde heterojenlik olduğunu göstermektedir.

Şekil 4.5.a'dan Van ve Bingöl'ün yağış-zaman grafikleri görülmektedir. Van'ın kırk yıllık periyod içinde yıllık toplam yağış miktarında belirgin bir değişim yoktur. Bingöl'ün yıllık toplam yağış verilerinde genelde 1951 ila 1969 yılları arasında bir artış gözlenmektedir.

Van'ın bireysel analizinde 1951-1990 yılları arasında Van'ın yağış verilerinde bir değişim görülmemiştir. Buna göre Van'ın komşu istasyonları ile olan grafiksel analiz sonuçlarına bakılırsa, logaritmik yağış oran serilerinin hepsinde görülen heterojenlikler Van'ın yağış verilerinden kaynaklanmamaktadır. 1951-1990 yılları arasında Van'daki yıllık toplam yağışlar değişmediğine göre Van'ın tüm komşu istasyonlarında kaydedilen yağışlarda başlangıçta bir azalma olmuştur. Grafiksel analiz sonuçları, Van'ın yağış verilerinin homojen olmasına rağmen heterojen gibi düşünülmesine sebep olmaktadır. Ancak bu heterojenliği hem Kruskal-Wallis homjenlik teti hem de run testi bulamamıştır. Özellikle 1954'deki sıçrama Van/Siirt grafiğinde çok barizdir, fakat bu açık farklılık Siirt verilerinin heterojenliğinden kaynaklanmaktadır. Kırk yıllık periyod içinde Van'ın yıllık toplam yağış serisi homojendir. Test tabanlı analiz sonuçları ve istasyonunun tarihi bilgilerinde rasadı etkileyen veya değişmesine sebep olan herhangi bir bilgiye rastlanmamış olması verilerin homojen olduğu sonucunu desteklemektedir.

Bingöl'ün analiz sonuçlarına göz atıldığında, tüm grafiklerde 1957'den itibaren Bingöl'de kaydedilen yıllık toplam yağışlarda bir artış olduğu görülmektedir. Kruskal-Wallis homojenlik testinin olumlu sonuç vermesine rağmen Swed-Eisenhart run testi Bingöl/Diyarbakır için %95 güvenilirlik seviyesine göre güven aralığı dışında bir değer vermektedir (-2.19).

Siirt il olarak hem Doğu Anadolu hem de Güney Doğu Anadolu bölgesinde yer almaktadır, ancak merkez olarak Güney Doğu Anadolu bölgesinde kalmaktadır.

Şekil 4.6.a'da Siirt istasyonunun yıllık toplam yağış verilerinin kırk yıllık periyottaki seyri görülmektedir. Siirt'te kaydedilen yıllık toplam yağış miktarında 1955 yılında yaklaşık 500 mm'lik bir azalma görülmektedir. 1969-1970 yılları arasında da yine Siirt'in yağış miktarında yaklaşık 500 mm'lik bir azalma kaydedilmiştir. Son 20 yılda (1970-1990) ise kaydedilen yıllık toplam yağış miktarında fazlaca bir değişiklik görülmemektedir.

Şekil 4.6.b'de Siirt verilerinin grafiksel analiz sonucu verilmektedir. Siirt/Diyarbakır grafiğine bakıldığında 1951-1955 yılları arasında Siirt yağışlarındaki azalma buraya da yansımaktadır. Siirt/Diyarbakır grafiksel analiz sonucuna göre 1971 yılında sıçrama olmuştur. Bu tarihten itibaren Siirt'in yıllık toplam yağış verileri 1990'a kadar farklı bir ortalamaya sahip olmuştur. Swed-Eisenhart runs testi ve grafiksel analiz sonucuna göre Siirt'in yıllık toplam yağış verileri 1951-1990 periyodu içinde heterojenliğe sahiptir.

Şekil 4.7.a İslahiye'nin yıllık toplam yağış verilerinin 1951-1990 yılları arasındaki değişimini göstermektedir. İslahiye Güney Doğu Anadolu Bölgesi'nde bulunan Gaziantep'e bağlı olmasına rağmen Akdeniz Bölgesi'nde yer almıştır. İslahiye'de şekil 4.7.a'dan görüleceği gibi yıllık toplam yağış miktarında azalma vardır. Bu yağış azlığı yaklaşık 1964 yılına kadar devam etmiştir.

Şekil 4.7.b'deki grafiksel analiz sonuçlarına göre 1958 ile 1969 yılları arasında logaritmik yağış oran serileri farklı bir ortalamaya sahiptir. Böylece İslahiye'nin tüm komşu istasyonlarının homojen yağış verilerine sahip olmaları nedeniyle İslahiye'nin yıllık toplam yağış verileri heterojendir. Test tabanlı analiz sonuçları grafiksel analizden tesbit edilen bu heterojenliği keşfedememiştir.

Kayseri İç Anadolu Bölgesi'nin güney-doğusunda yer almaktadır. Şekil 4.8.a'da Kayseri meteoroloji istasyonunun 1951-1990 periyodundaki yıllık toplam yağış verilerinin değişimi görülmektedir. Genel olarak yıllık toplam yağış miktarında fazlaca bir değişim yoktur.

Şekil 4.8.b'de Kayseri ile komşu istasyonlarının verileri arasındaki bağıl analiz sonuçları görülmektedir. Tüm bağıl analiz sonuçlarına göre yağış verileri 1965'e

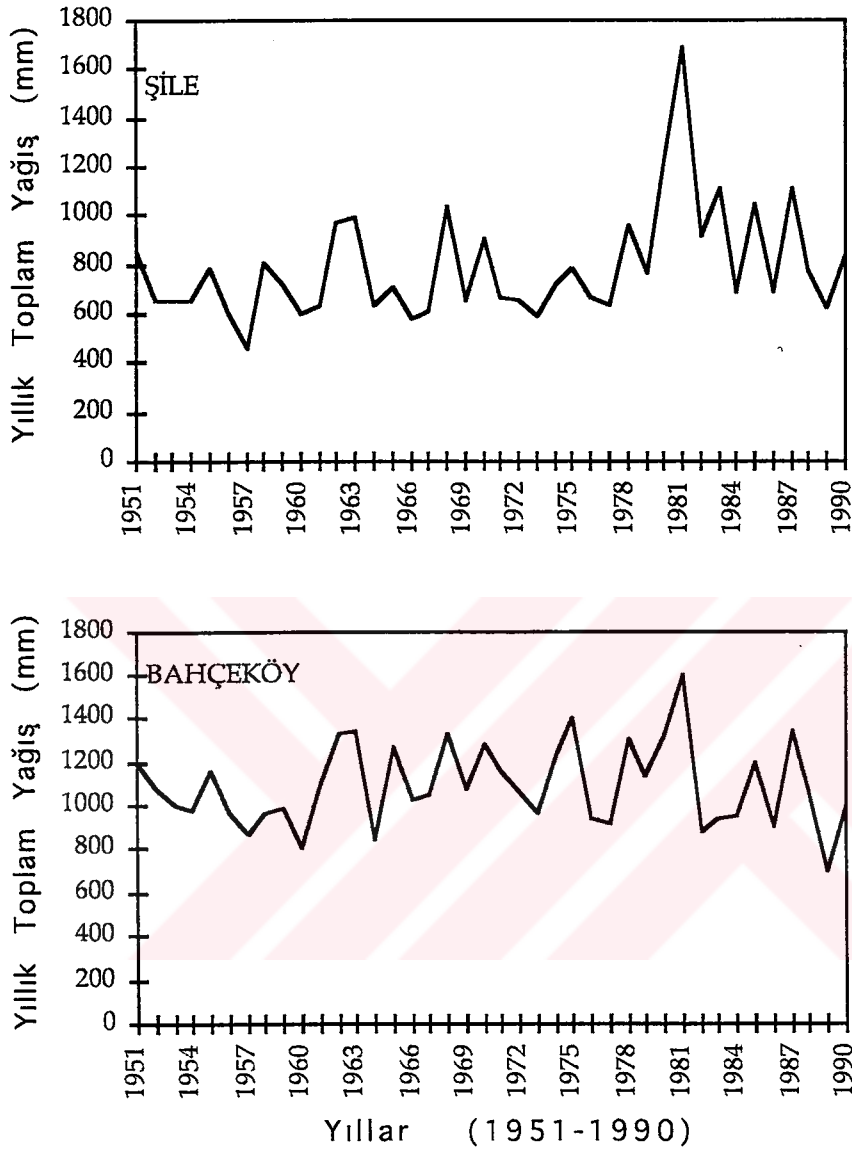
kadar farklı bir ortalama etrafında ve 1965'ten sonra ayrı bir ortalama etrafında seyretmektedir. Gözle açıkça görülebilen bu heterojenliği Kayseri'nin tarihi bilgileri de şu şekilde desteklemektedir. Kayseri istasyonunun yerleşim yerinde 1965'te bir değişiklik yapılmıştır. İstasyonun yeri 2 dakika kuzeye ve 2 dakika doğuya kaydırılmıştır ve istasyonun yüksekliği de 8.7 m. artırılmıştır. Ayrıca tarihi bilgilerden 1965'te plüviograf tipinin değiştirildiği anlaşılmıştır. İstasyonun tarihi bilgilerinde 1987'de de istasyonun konumunun değiştirildiği ve plüviograf değişimi yapıldığı yer almaktadır. Test tabanlı analiz sonucuna göre de run testi Kayseri/Niğde için -2.24'dür.

Isparta Akdeniz Bölgesi'nin kuzeyinde ve Toros dağlarının arkasında kalmaktadır. Anamur ise Akdeniz Bölgesi'nin güneyinde, Isparta'ya göre yıllık toplam yağışların fazla olduğu bir kesimde yer almaktadır. Şekil 4.9.a'da kırk yıllık periyotta Isparta ve Anamur meteoroloji istasyonlarının yıllık toplam yağış verilerinin değişimi görülmektedir. Isparta grafiğinde yıllık toplam yağış verileri 1951'den 1990'a kadar iki farklı ortalama etrafında seyretmektedir. 1951-1969 arasında farklı bir ortalamaya, 1969'dan sonra farklı bir ortalamaya sahiptir.

Isparta istasyonunun yağış verilerinin komşu istasyonların yağış verileri ile olan grafiksel analiz sonuçları Şekil 4.9.b'de yer almaktadır. Bu grafikler de bireysel analiz sonucunu desteklemektedir ve yıllık toplam yağışlar iki farklı ortalamaya sahiptir. İstasyonun tarihi bilgilerine bakınca, şekil 4.9.a'da ve b'de yer alan Isparta'nın grafiksel analiz sonuçlarında gözle fark edilen bu heterojenliğe ilk önce istasyondaki plüviografin değiştirilmesinin (1968) ve sonra konumunun ve yüksekliğinin değiştirilmesinin etken olduğunu söylemek mümkündür.

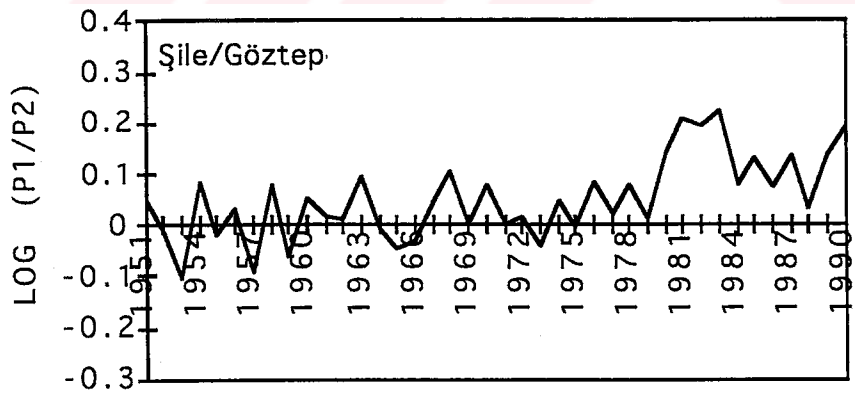
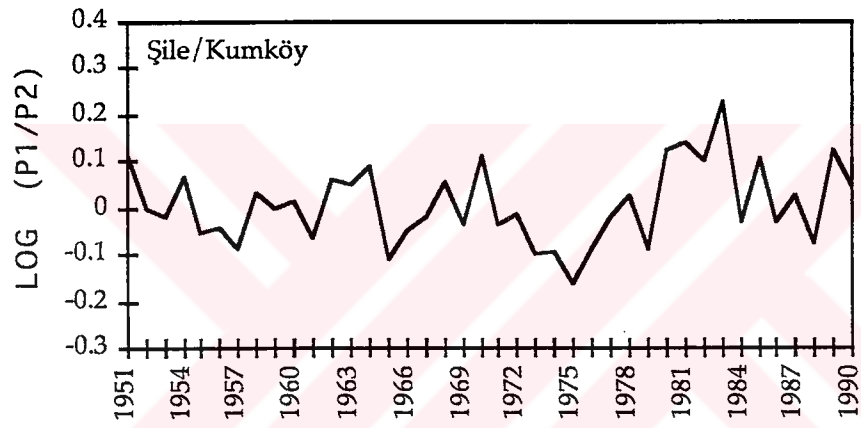
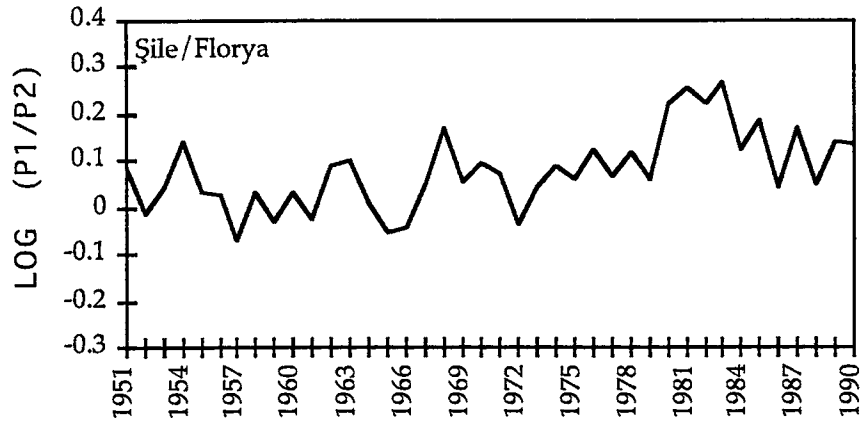
Anamur meteoroloji istasyonunda 1951-1990 periyodunda kaydedilen yıllık toplam yağış miktarı 1973 yılına kadar belli bir ortalama etrafında belirgin bir salınım göstermektedir. İstasyonun tarihçesine bakıldığında da 1962'de istasyonun konumunun ve yüksekliğinin değiştirildiği, 1965'te de plüviometre değişikliğinin yapıldığı görülmektedir. Anamur meteoroloji istasyonuna ait bu kırk yıllık periyottaki yıllık toplam yağış verileri grafiksel analiz sonucuna göre homojen değildir ve istasyonun tarihi bilgileri bunu desteklemektedir. Test tabanlı analizler verilerdeki heterojenliği tesbit edememiştir.

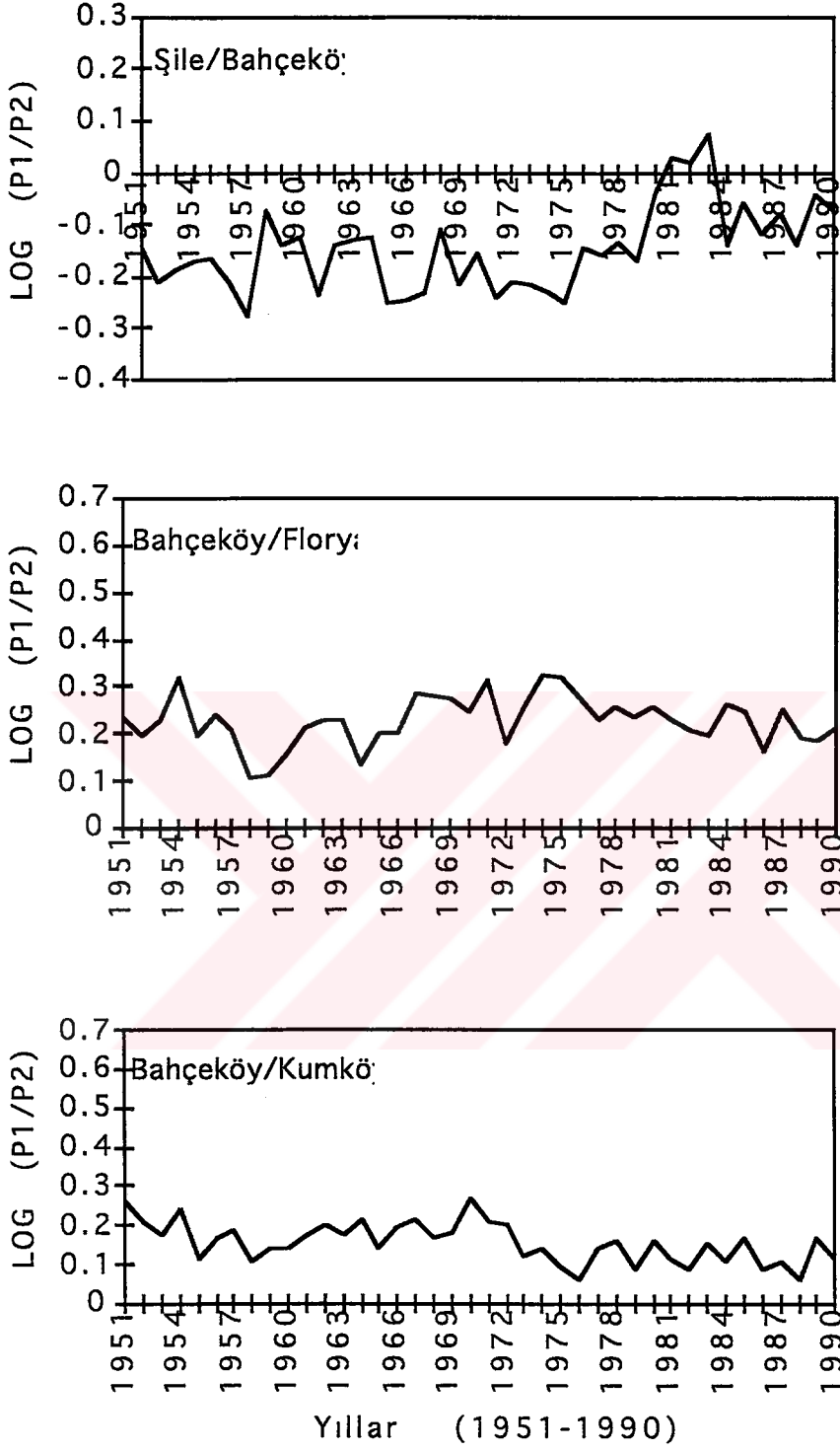
a)



Şekil 4.1.a) Şile ve Bahçeköy'ün yıllık toplam yağış serileri.

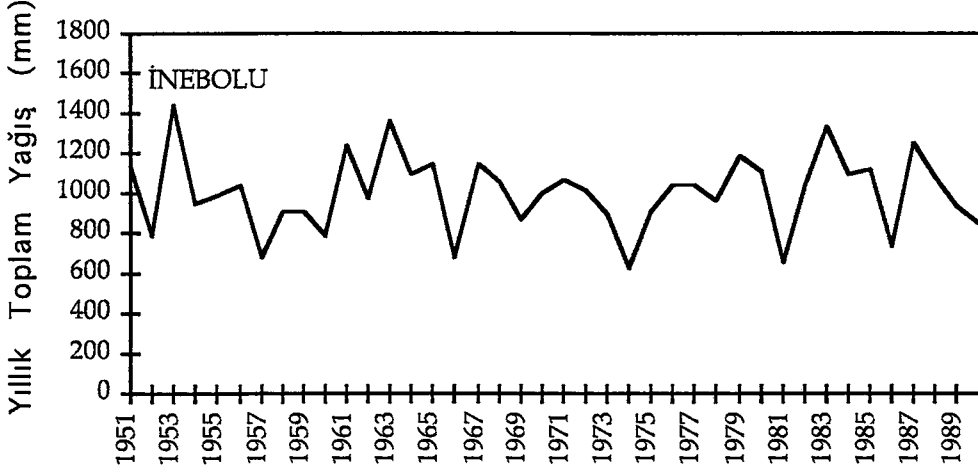
b)





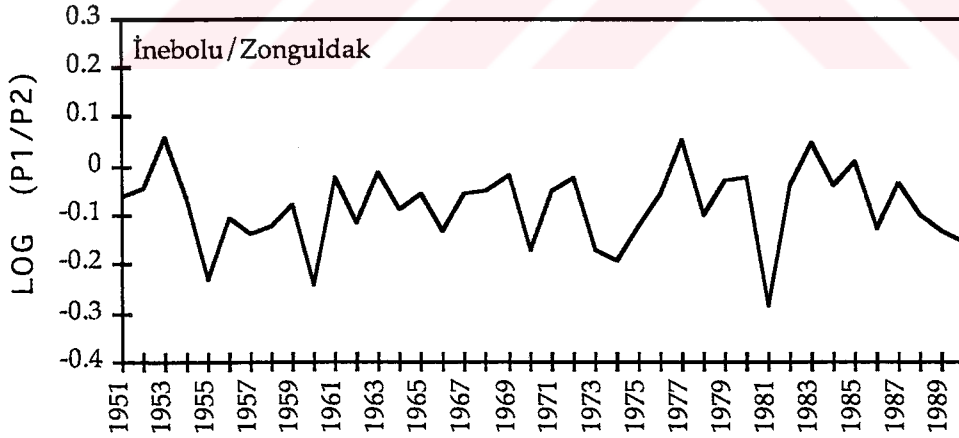
Şekil 4.1.b) Şile/Florya, Şile/Kumköy, Şile/Göztepe, Şile/Bahçeköy, Bahçeköy/Florya, Bahçeköy/Kumköy'ün logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonların yıllık toplam yağış serileri, P2: Komşu istasyonların yıllık toplam yağış serileri.

a)



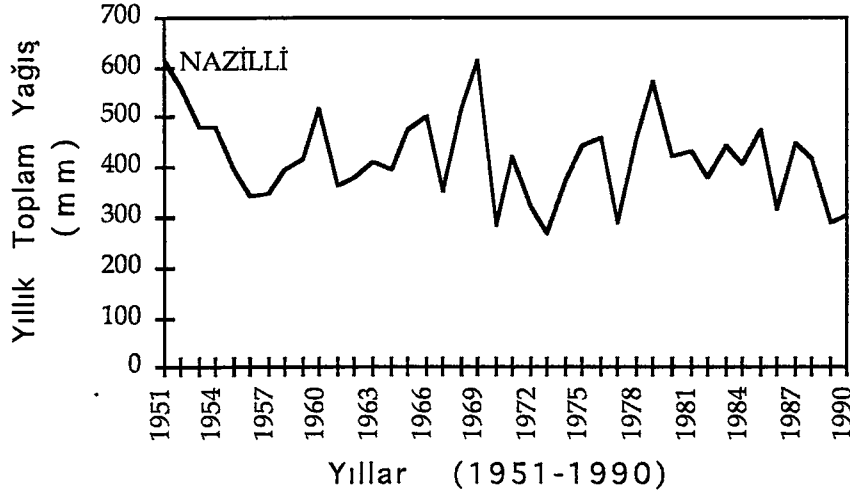
Şekil 4.2.a) İnebolu'nun yıllık toplam Yağış serisi.

b)



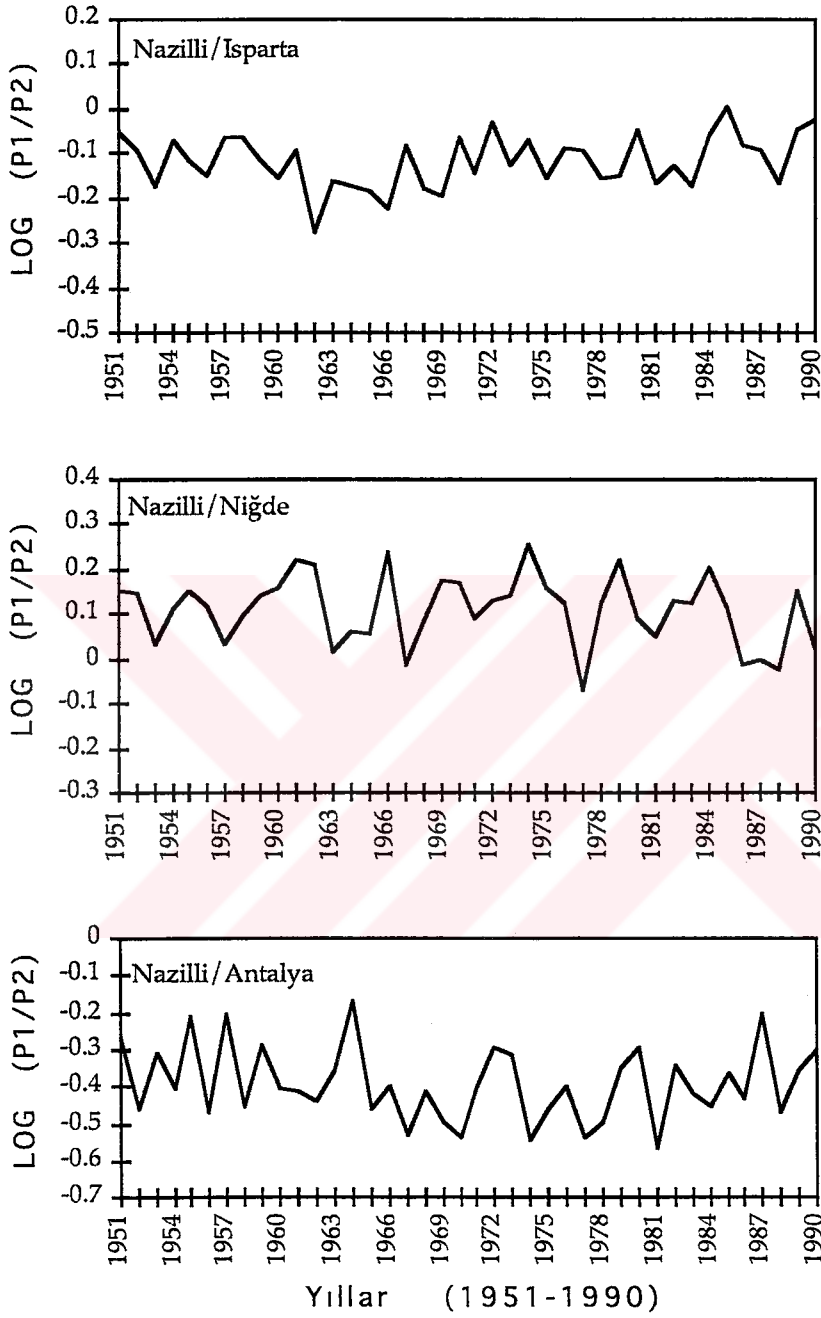
Şekil 4.2.b) İnebolu/Zonguldak'ın logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonun yıllık toplam yağış serisi, P2: Komşu istasyonun yıllık toplam yağış serisi.

a)



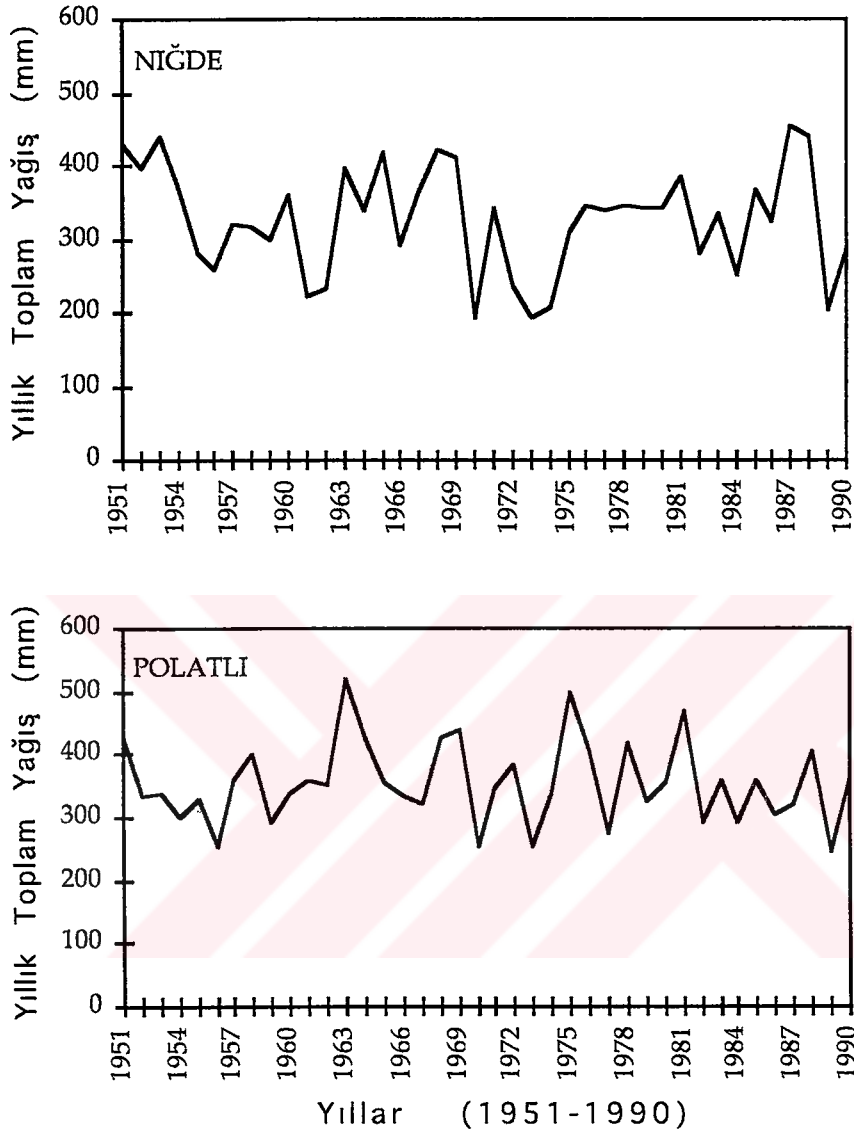
Şekil 4.3.a) Nazilli'nin yıllık toplam yağış serisi.

b)



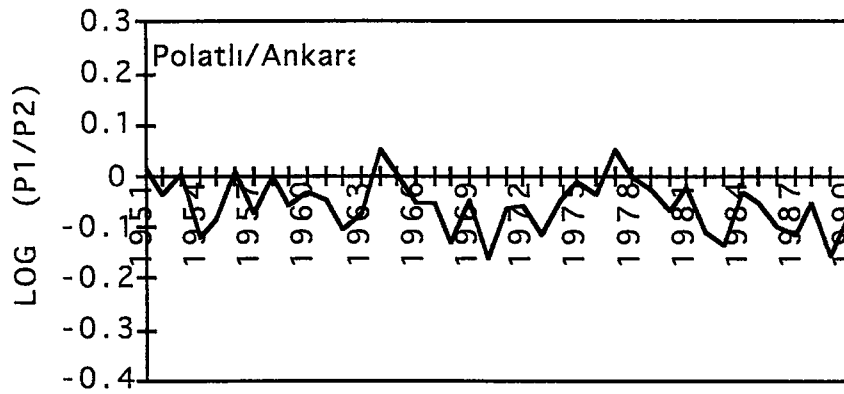
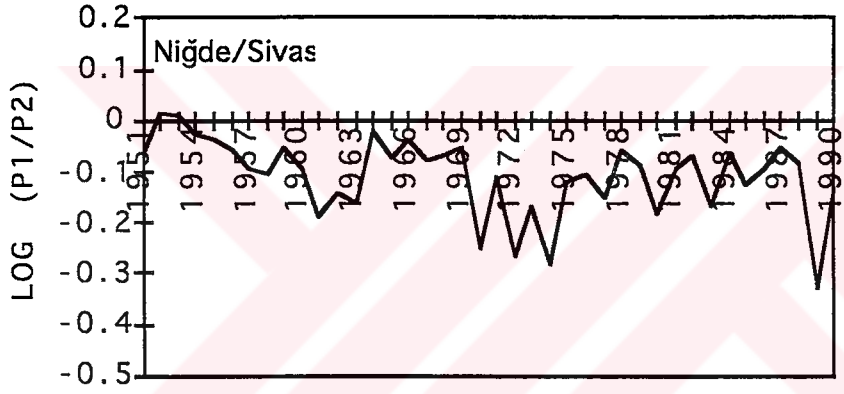
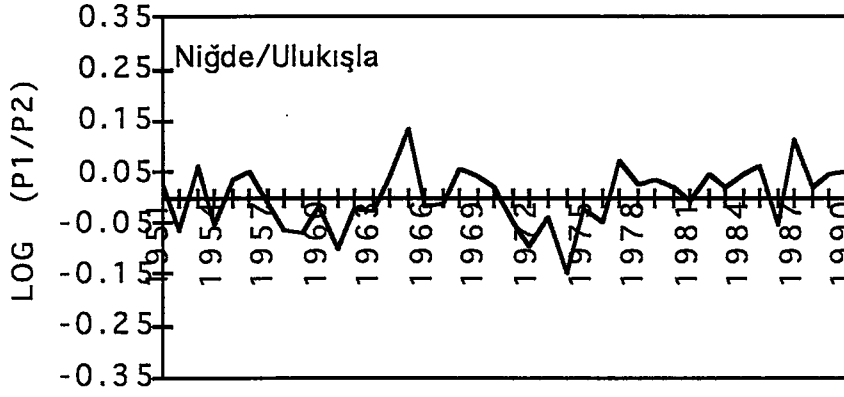
Şekil 4.3.b) Nazilli/Isparta, Nazilli/Niğde, Nazilli/Antalya'nın logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonların yıllık toplam yağış serileri, P2: Komşu istasyonların yıllık toplam yağış serileri.

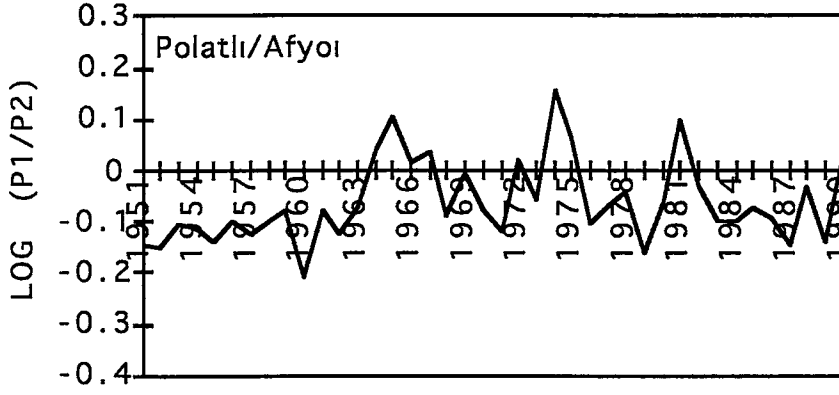
a)



Şekil 4.4.a) Niğde ve Polatlı'nın yıllık toplam yağış serileri

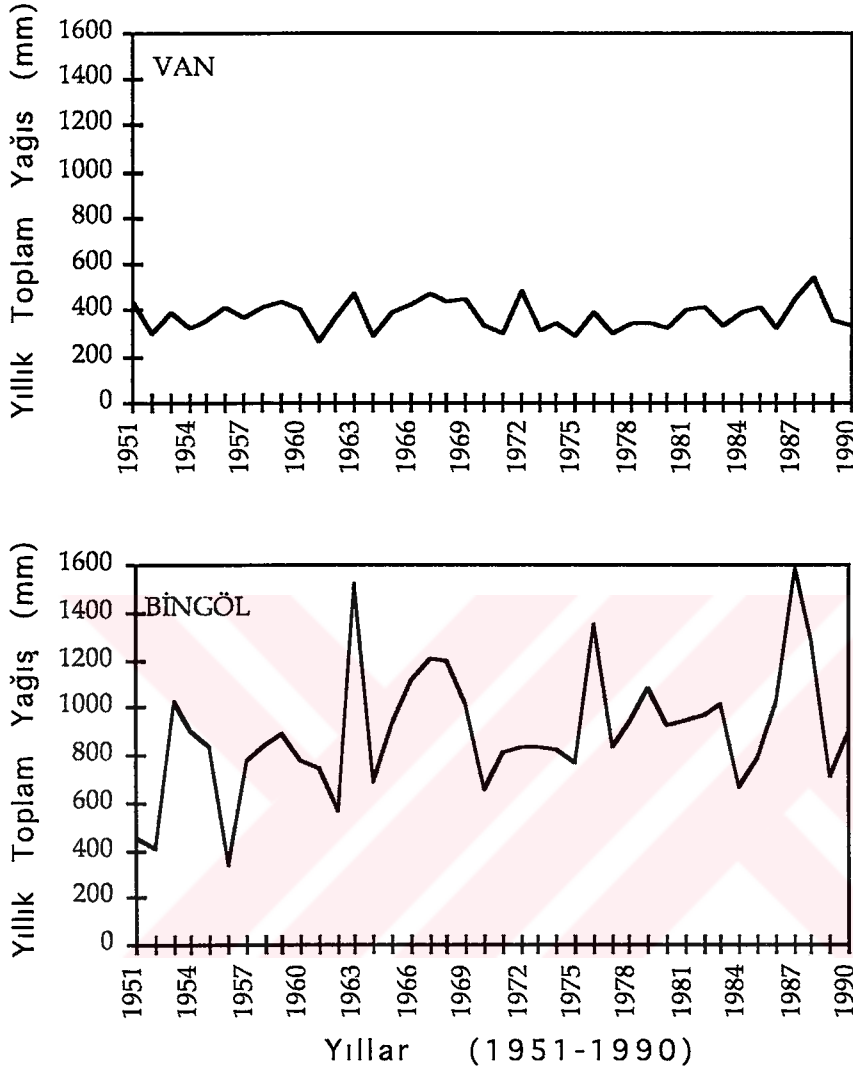
b)





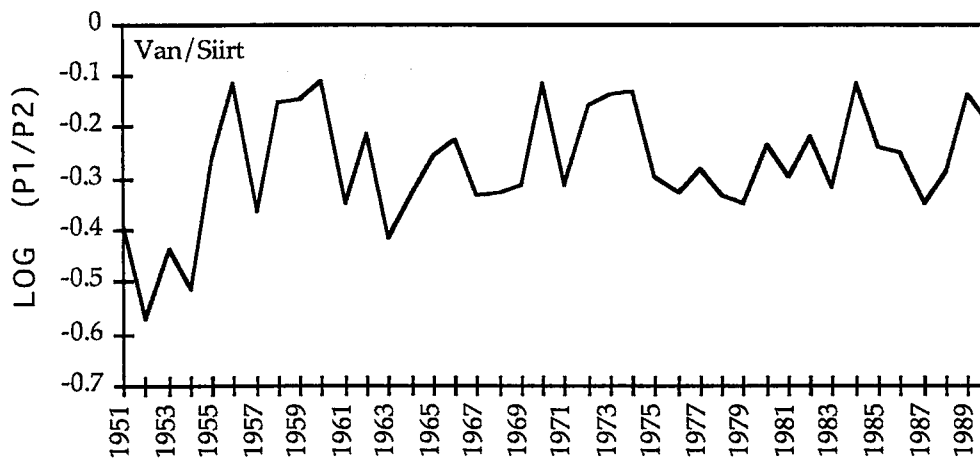
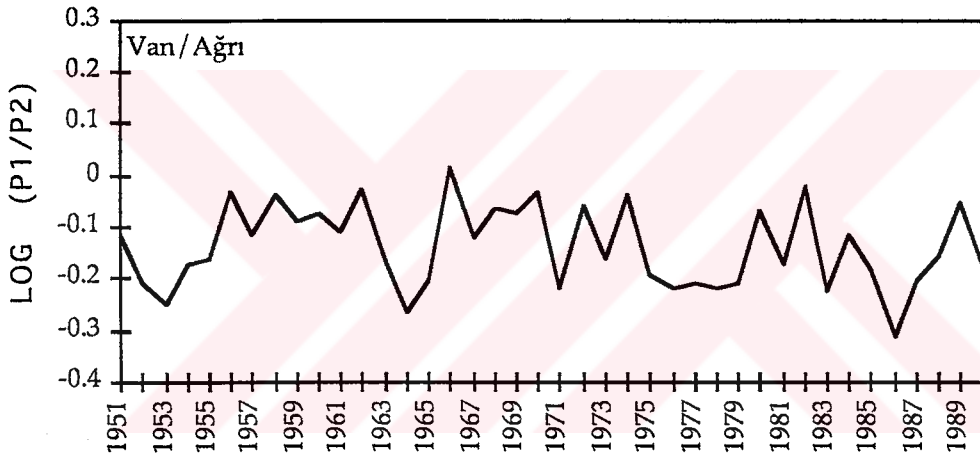
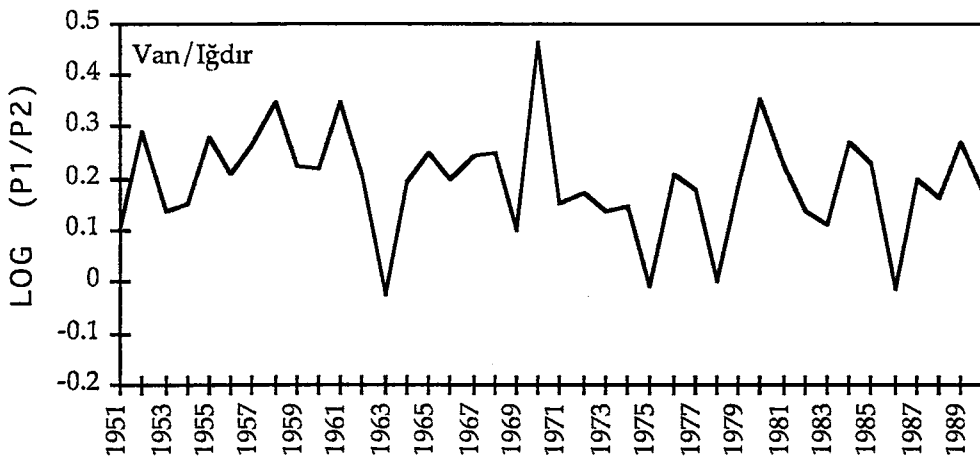
Şekil 4.4.b) Niğde/Ulukışla, Niğde/Sivas, Polatlı/Ankara, Polatlı/Afyon'un logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonların yıllık toplam yağış serileri, P2: Komşu istasyonların yıllık toplam yağış serileri.

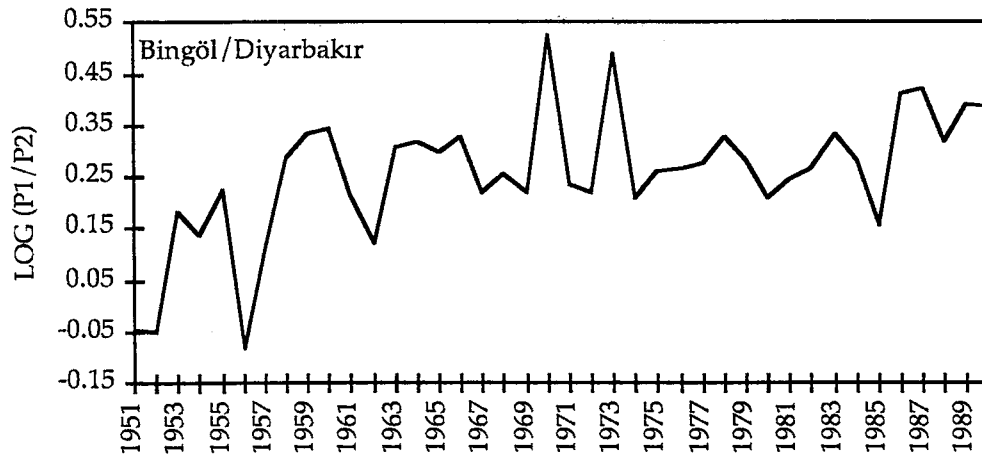
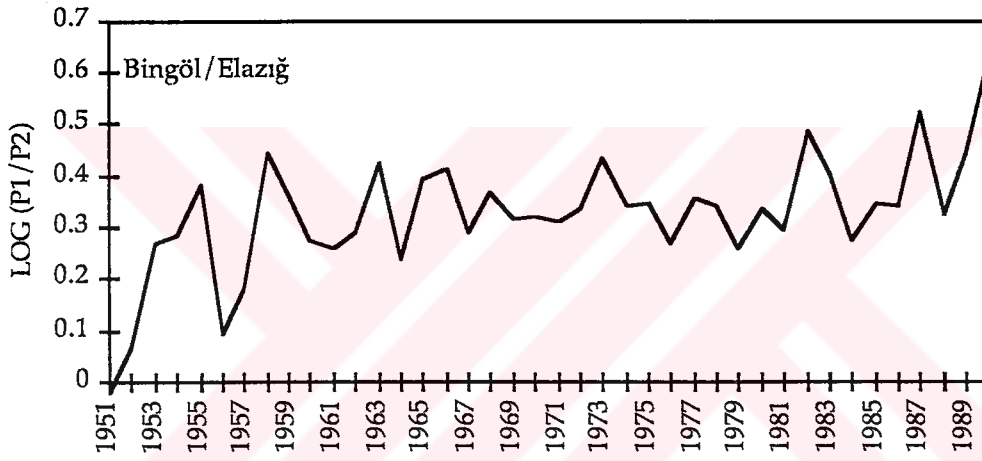
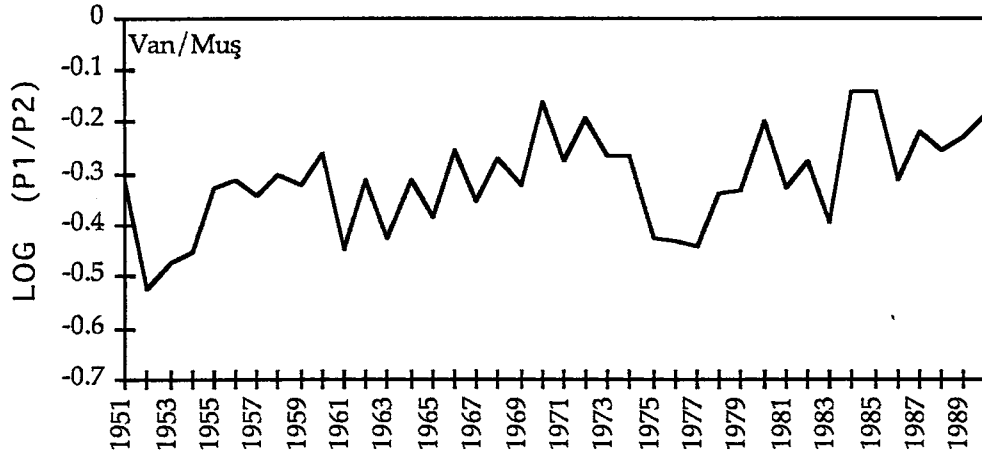
a)

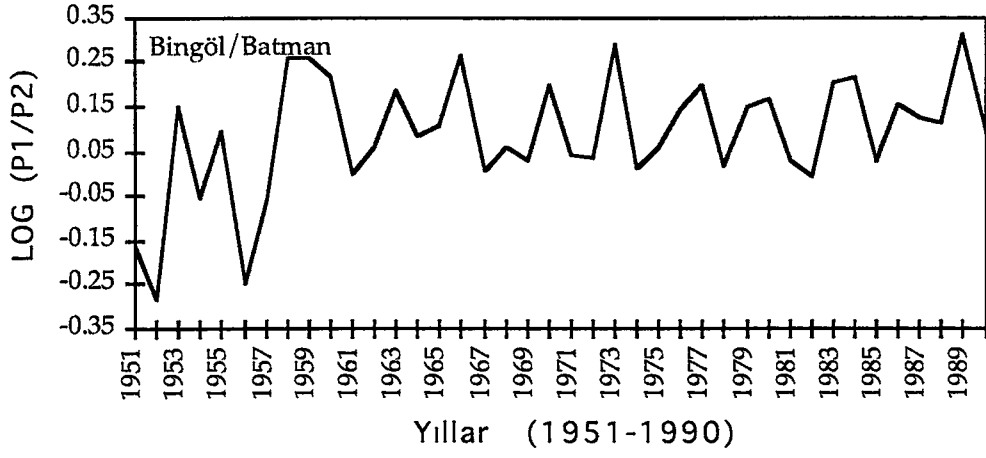


Şekil 4.5.a) Van ve Bingöl'ün yıllık toplam yağış serileri.

b)

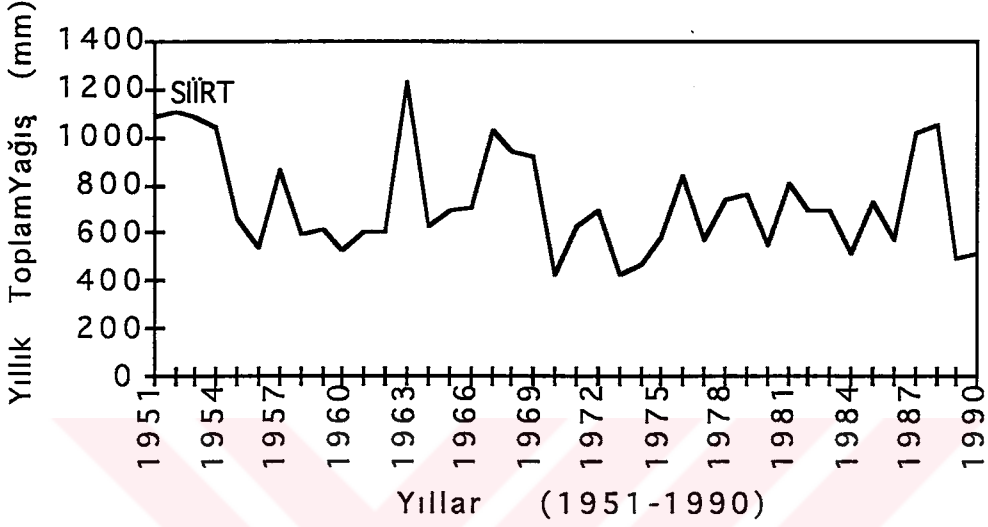






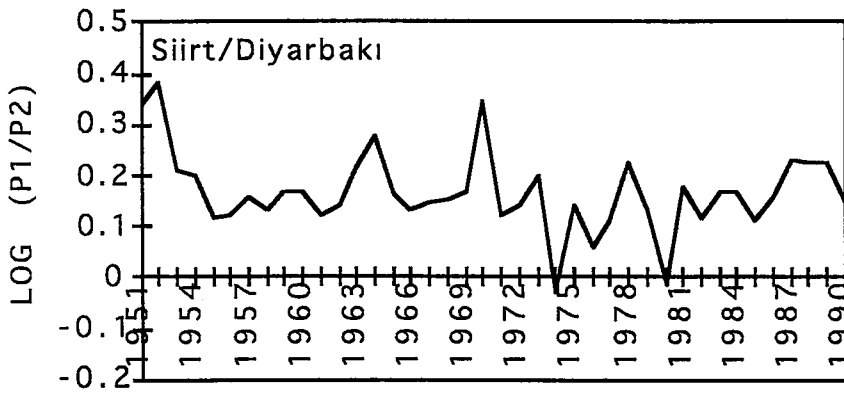
Şekil 4.5.b) Van/Iğdır, Van/Ağrı, Van/Siirt, Van/Muş, Bingöl/Elazığ, Bingöl/Diyarbakır, Bingöl/Batman'nın logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonların yıllık toplam yağış seileri, P2: Komşu istasyonların yıllık toplam yağış serileri.

a)



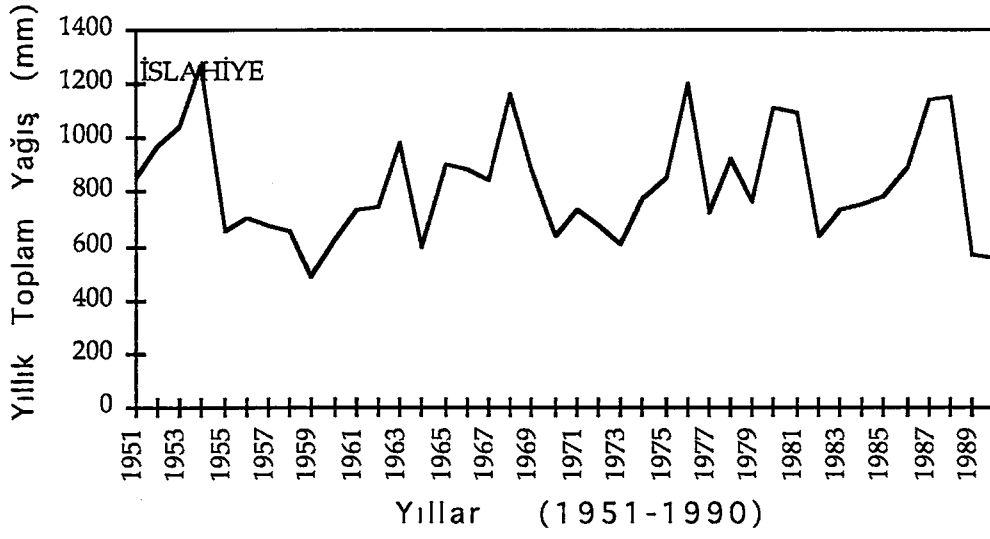
Şekil 4.6.a) Siirt'in yıllık toplam yağış serisi.

b)



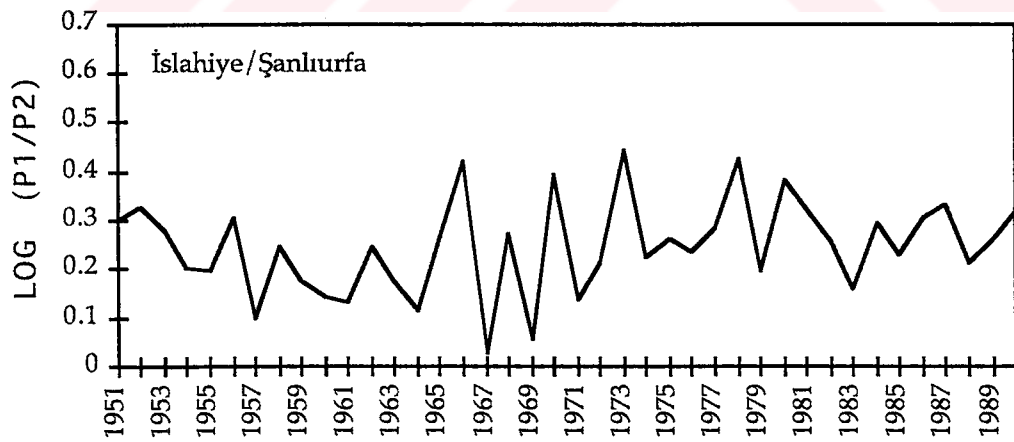
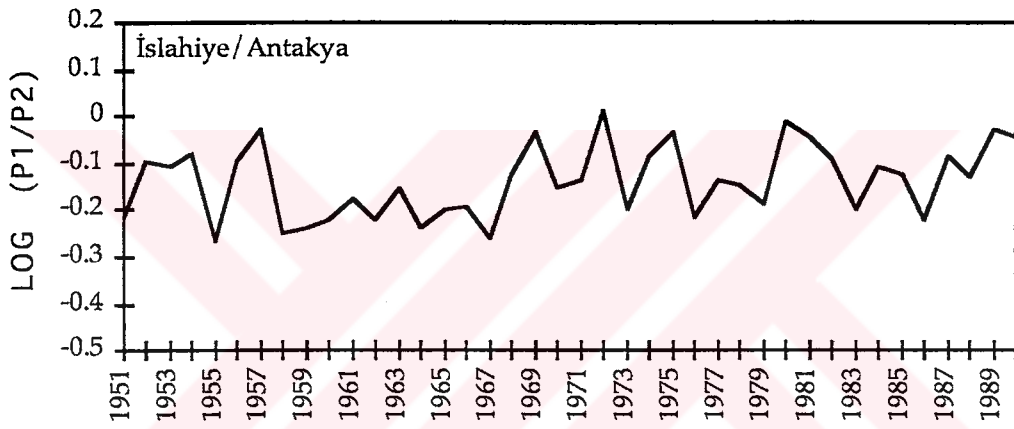
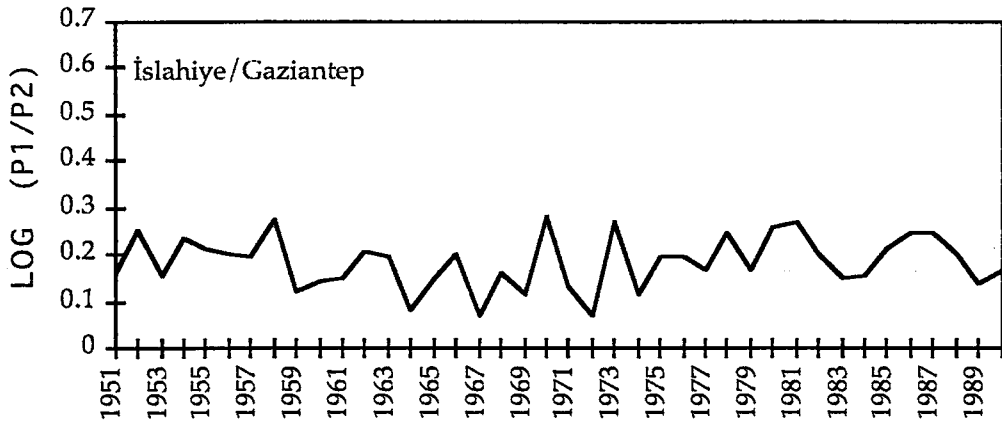
Şekil 4.6.b) Siirt/Diyarbakır'ın logaritmik yıllık toplam yağış serisi. P1: Aday istasyonun yıllık toplam yağış serisi, P2: Komşu istasyonun yıllık toplam yağış serisi.

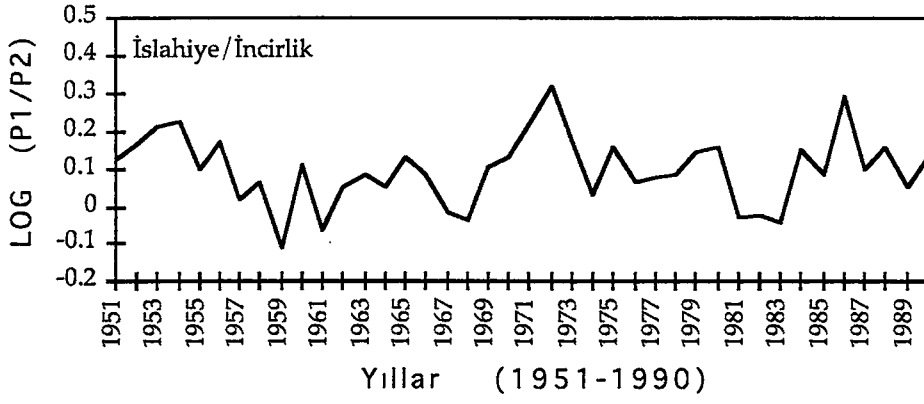
a)



Şekil 4.7.a) İslahiye'nin yıllık toplam yağış serisi.

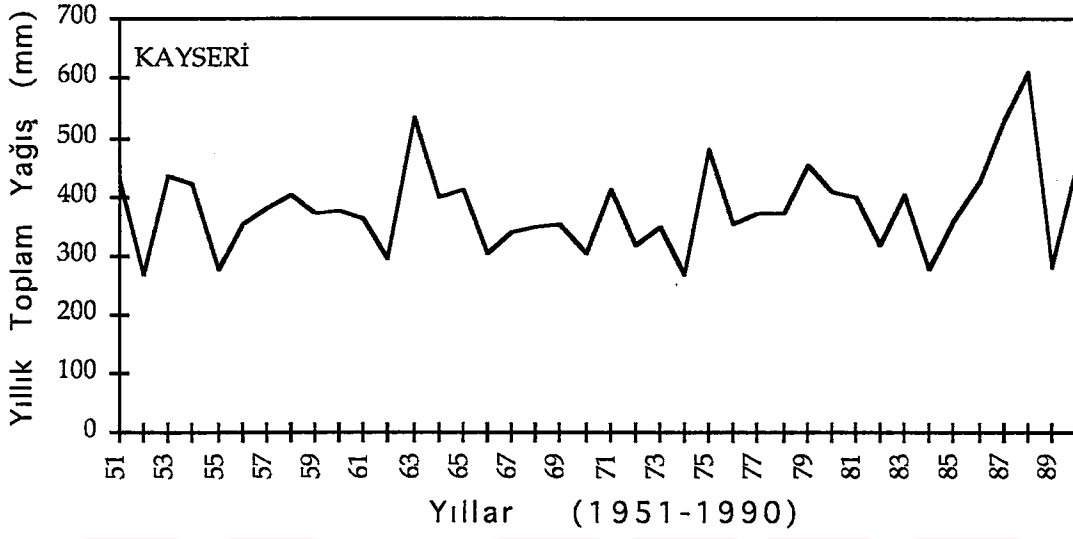
b)





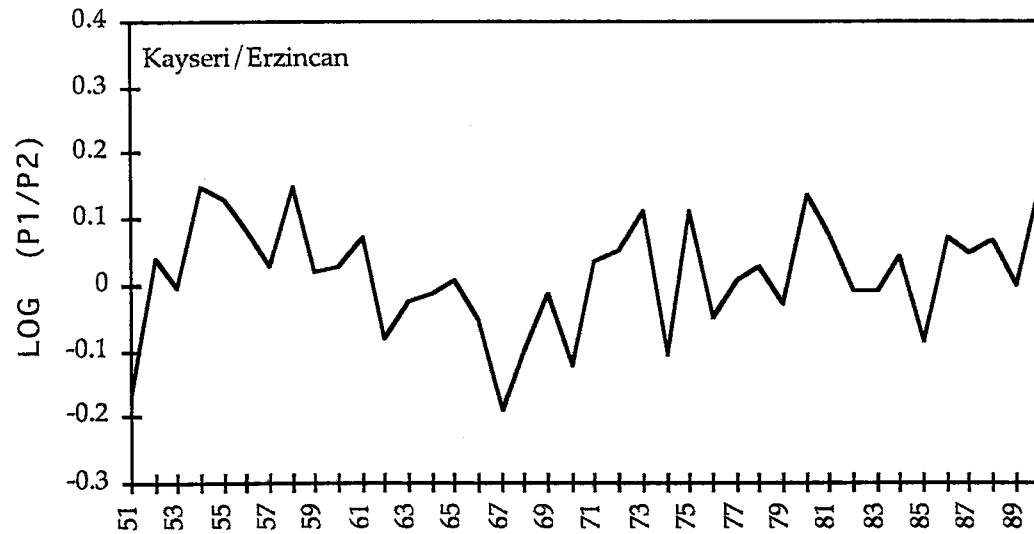
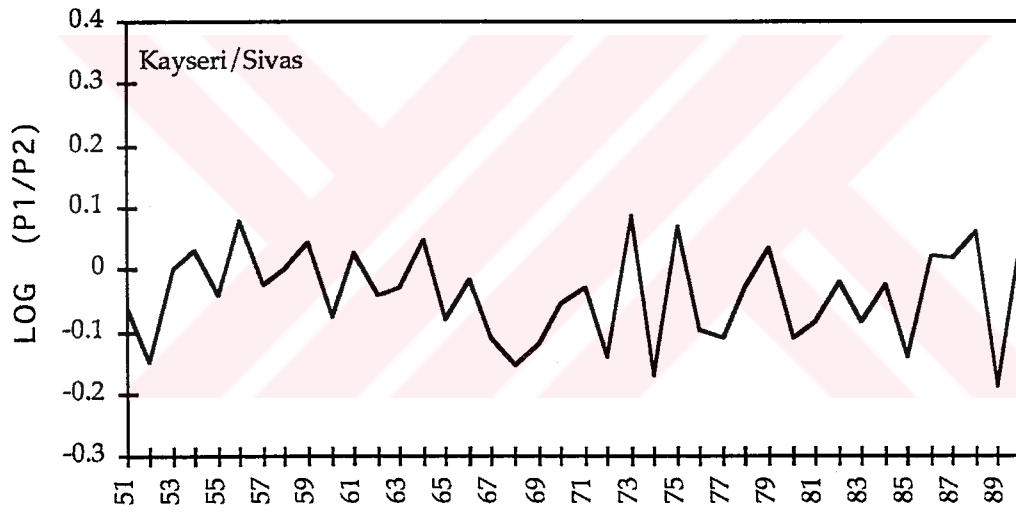
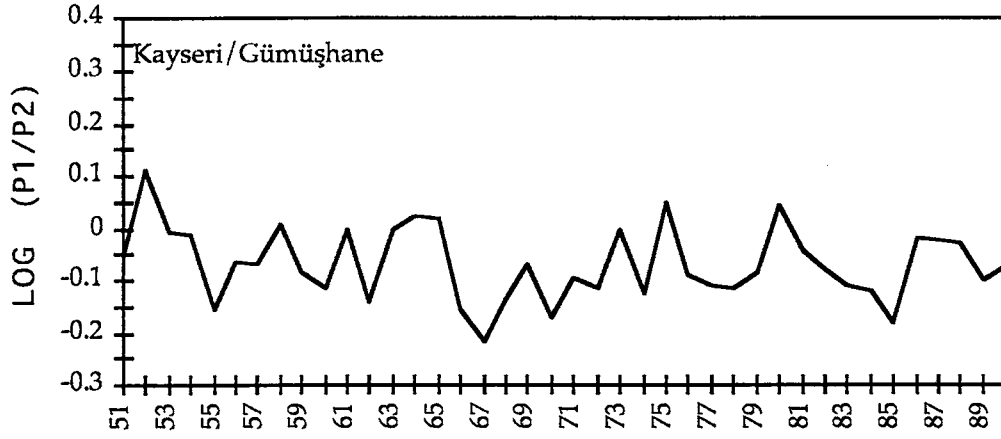
Şekil 4.7.b) İslahiye/Gaziantep, İslahiye/Antakya, İslahiye/Şanlıurfa, İslahiye/İncirlik'in logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonların yıllık toplam yağış serileri, P1: Komşu istasyonların yıllık toplam yağış serileri.

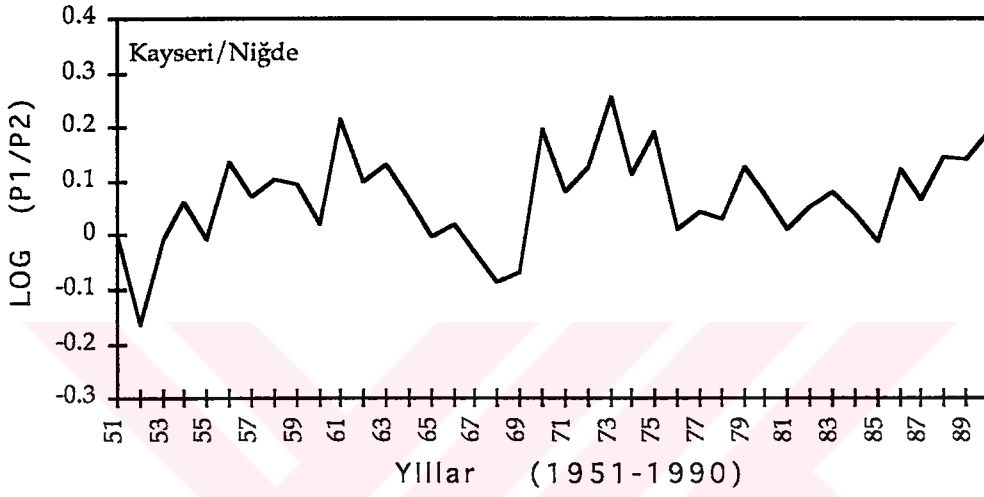
a)



Şekil 4.8.a) Kayseri'nin yıllık toplam yağış serisi.

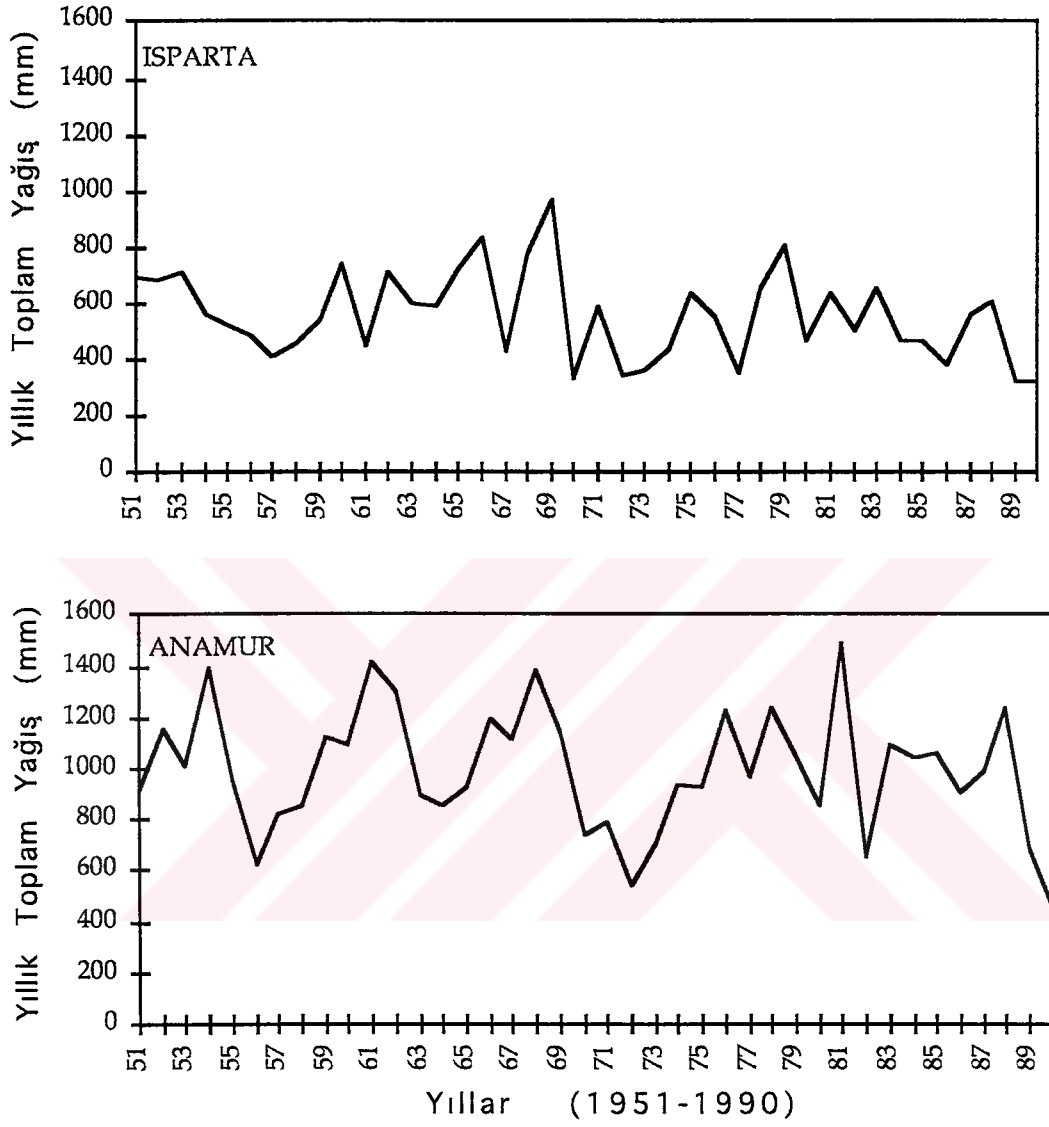
b)





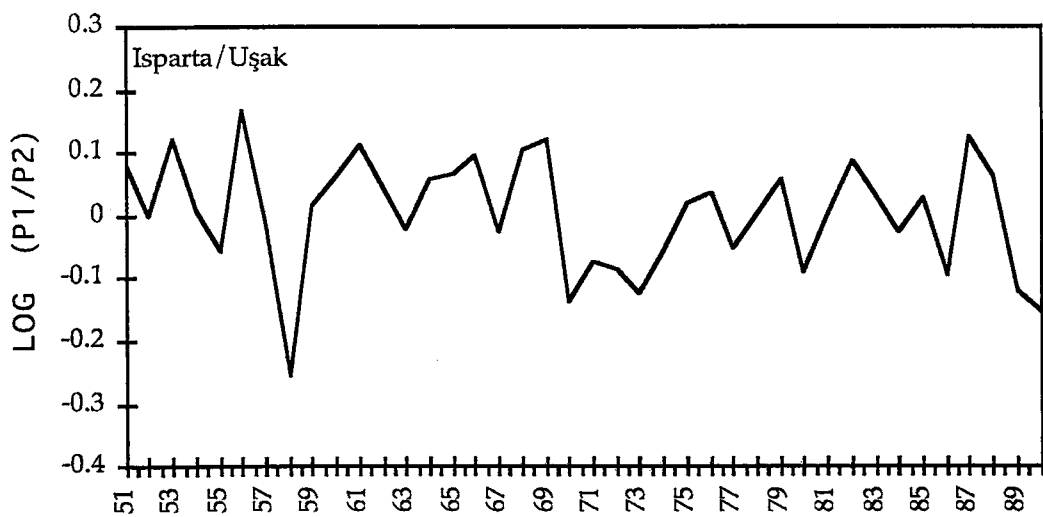
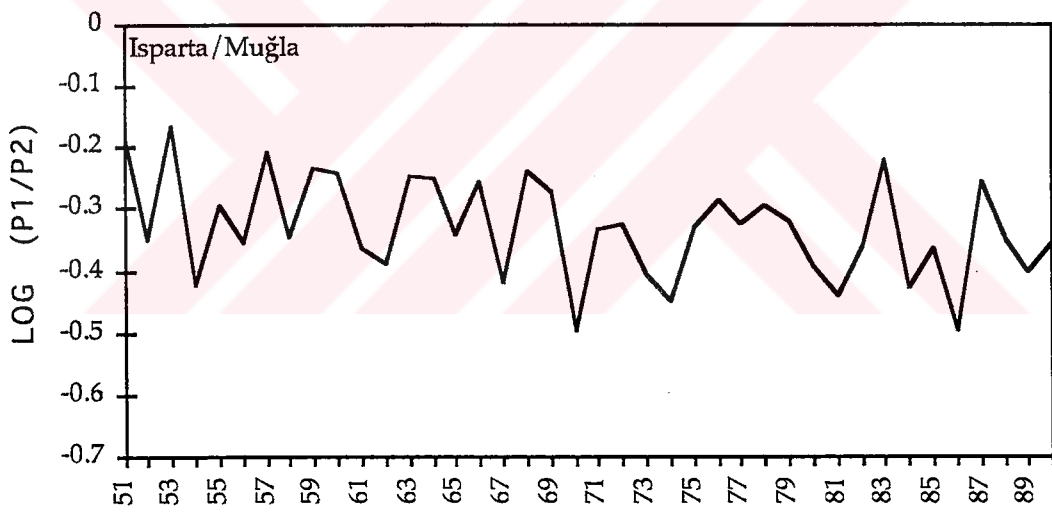
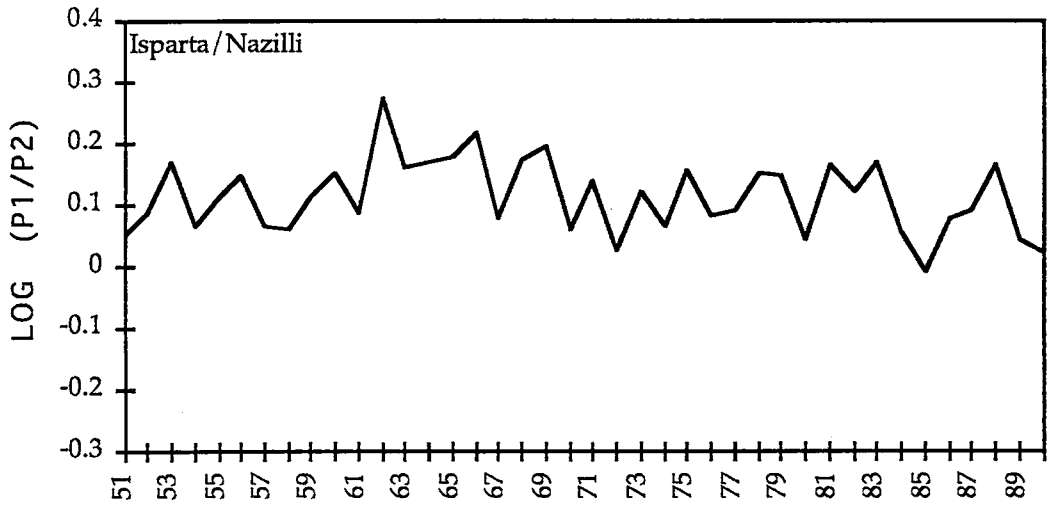
Şekil 4.8.b) Kayseri/Gümüşhane, Kayseri/Sivas, Kayseri/Erzincan, Kayseri/Niğde'n logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonun yıllık topla yağış serisi, P2: Komşu istasyonların yıllık toplam yağış serileri.

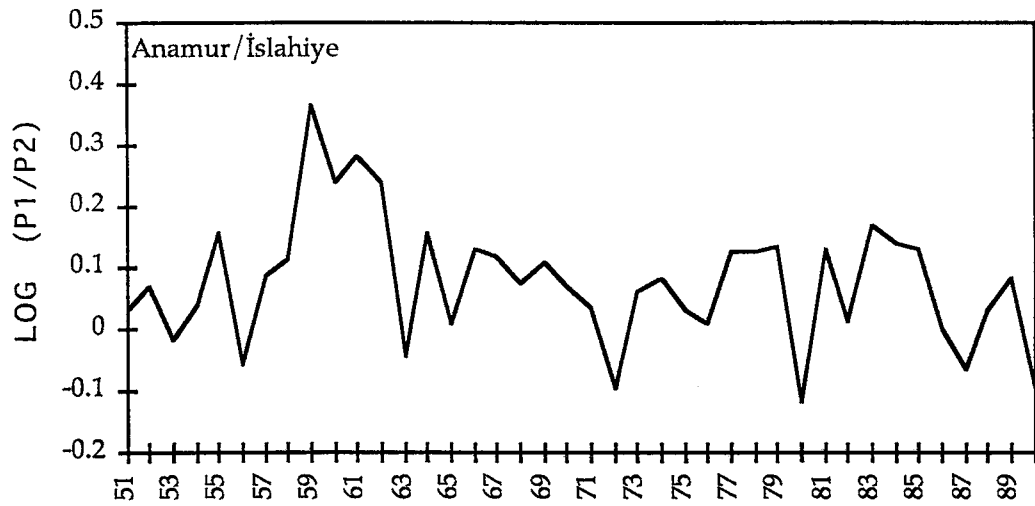
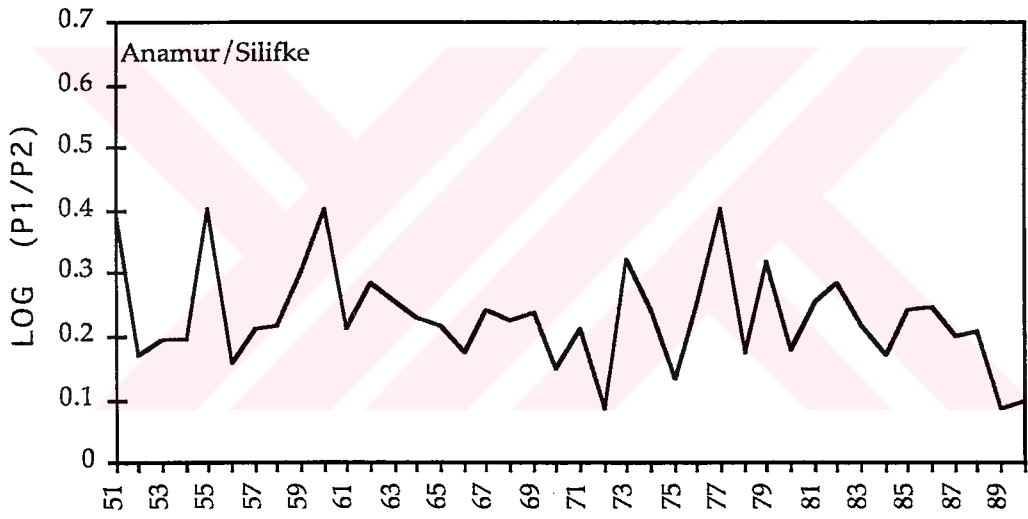
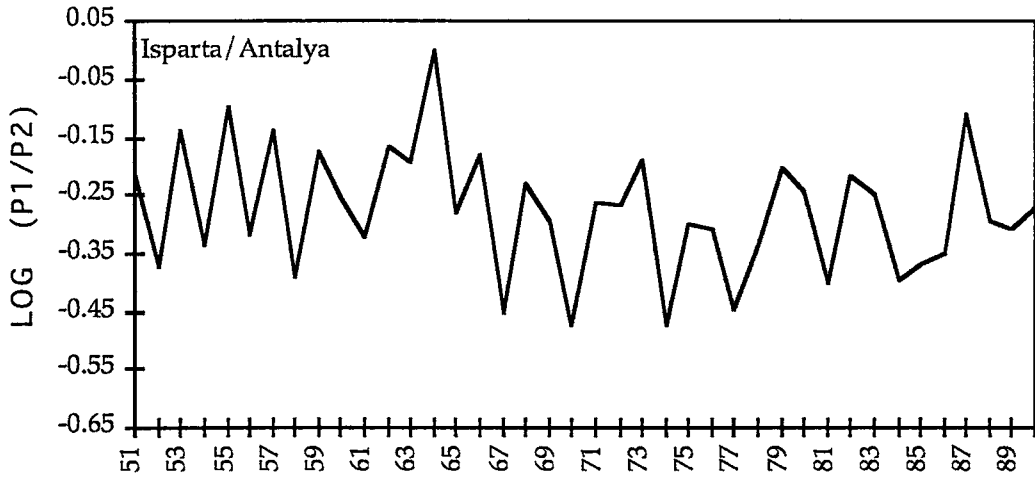
a)

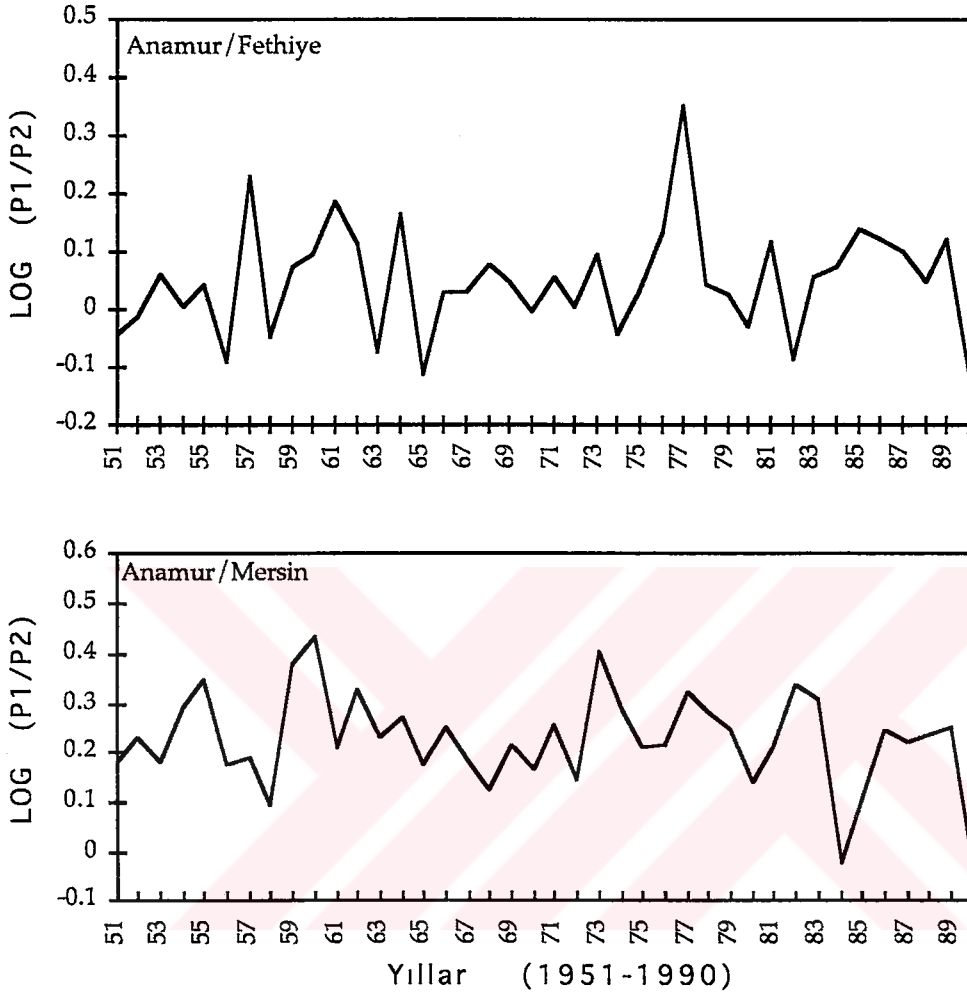


Şekil 4.9.a) Isparta ve Anamur'un yıllık toplam yağış serileri.

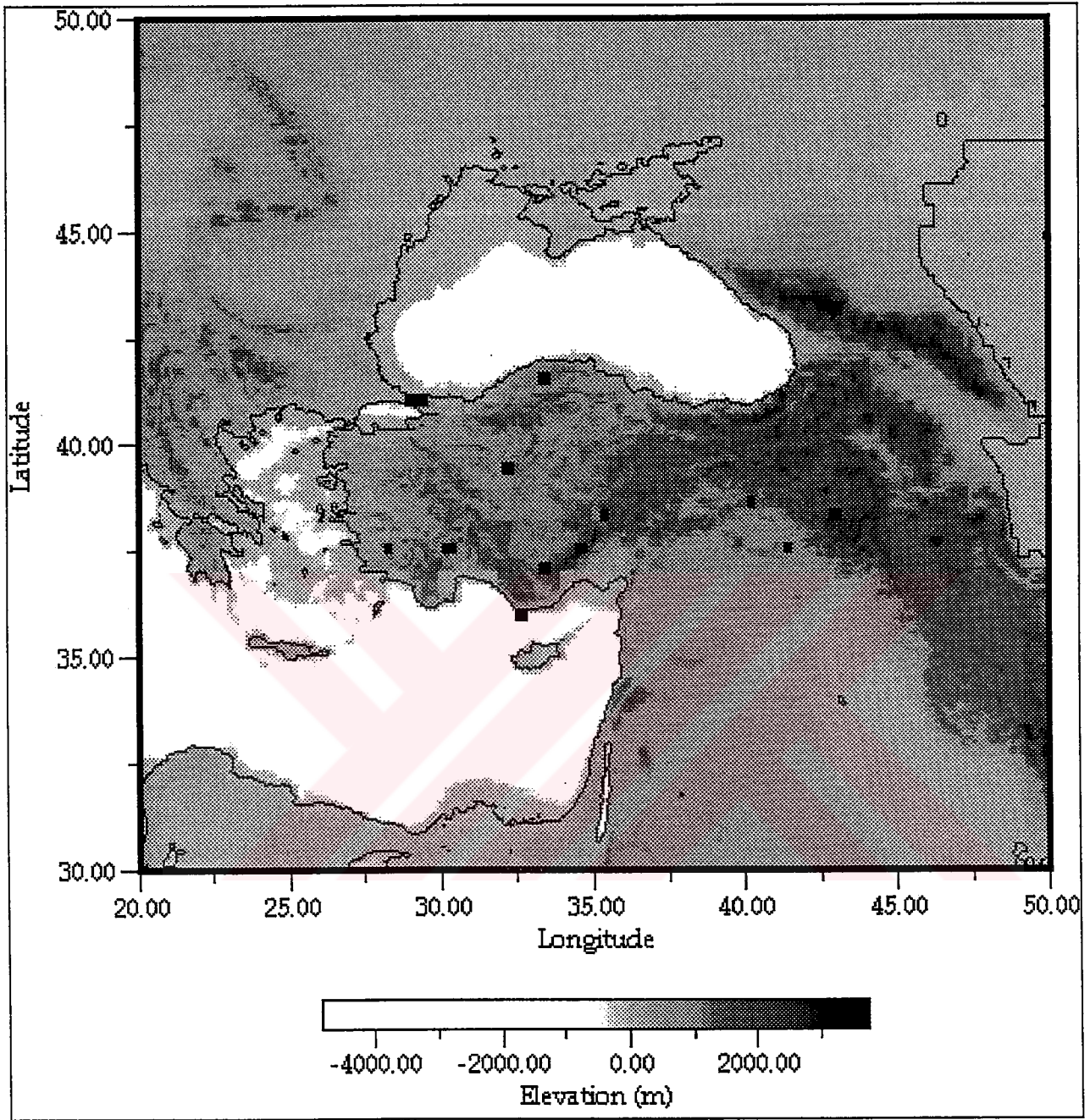
b)







Şekil 4.9.b) Isparta/Nazilli, Isparta/Muğla, Isparta/Uşak, Isparta/Antalya, Anamur/Silifke, Anamur/İslahiye, Anamur/Fethiye ve Anamur/Mersin'in logaritmik yıllık toplam yağış serileri. P1: Aday istasyonların yıllık toplam yağış serileri, P2: Komşu istasyonların yıllık toplam yağış serileri.



Şekil 4.10. 13 örnek meteoroloji istasyonunun topoğrafik verilerle gösterimi.

BÖLÜM 5

SONUÇLAR VE ÖNERİLER

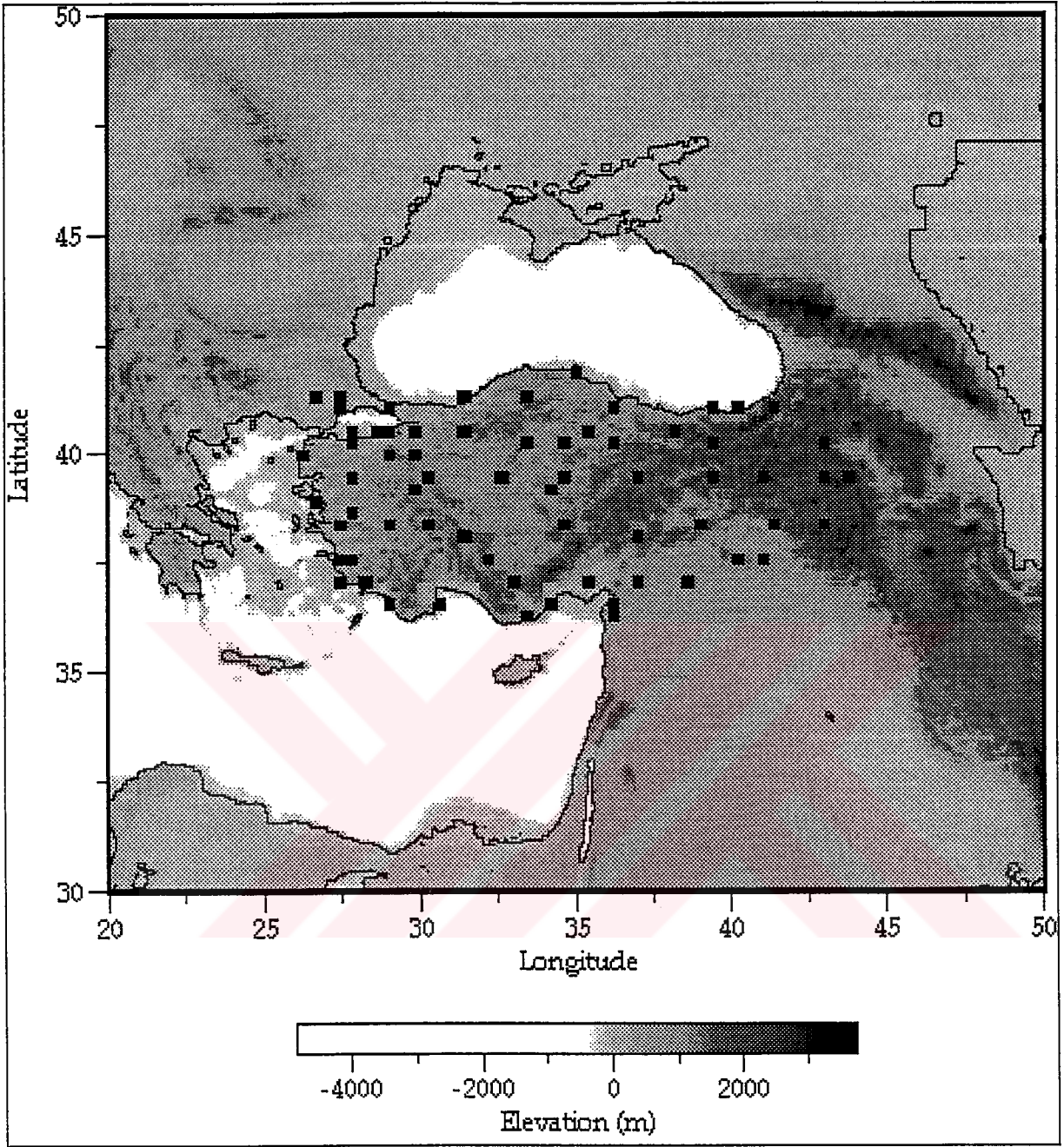
Türkiye genelinde başlangıçta seçilen 94 iklim istasyonunun toplam yağış verilerindeki eksik gözlemler belirli kriterler esas alınarak tespit edilmiştir. Bu kriter değerleri aşan eksik gözlemlere sahip istasyonlar çalışmanın veri setinden elenmiştir. Geriye kalan 84 meteoroloji istasyonunun 1951-1990 yılları arasındaki günlük toplam yağışlardan aylık toplam yağışlar ve bu değerlerden de yıllık toplam yağış değerleri bulunarak Türkiye genelindeki yağış verilerinin homojenlik analizi yapılmıştır.

Bu çalışmada elde edilen sonuçlar Kruskal-Wallis homojenlik testine, Swed-Eisenhart run testine ve grafiksel analize dayanmaktadır. Yıllık toplam yağış verilerinin homojenlik analizi için özellikle bu testlerin seçilmesi, Tayanç ve diğerleri (1995) tarafından, zaman serilerinde heterojenliklerin tesbit edilmesi için yapılan çalışmada Monte Carlo simülasyonunun bu testlerin verimliliklerini tespit etmede başarılı olduğunu ortaya çıkarmalarıdır. Bulgular Kruskal-Wallis homojenlik testinin: a) sıçramalara, b) trende ve c) farklı U seviyelerine hassas olduğunu ve Swed-Eisenhart run testinin de: a) sıçramalara, b) trende hassas olduğunu göstermektedir [4]. Kruskal-Wallis homojenlik testi ve Swed-Eisenhart run testi bağıl homojenlik analizinde tek başlarına güvenilir sonuçların alınmasında yeterli olamamaktadır. Genel analiz sonucunun güvenilirliğini artırmak için keşfedilen heterojenliklerin muhtemel tarihlerini saptamada ve bulunan heterojenliklerin büyüklüğü konusunda bilgi edinmede her iki testin grafiksel analizle birlikte kullanılması gerekmektedir. Böylece bu üç test birlikte bir homojenlik analiz seti oluştururlar. Bu testler kompleks zaman serilerinin davranışlarını açıklama yeterliliğine sahip olamamaları da bu set, elemeyen geçirilen zaman serilerinin homojenliği için çok ümit verici bir takım olarak görülmektedir. Çalışmada yer alan bütün istasyonların yıllık toplam yağış verilerine uygulanan bağıl homojenlik analizinde kullanılan Kruskal-Wallis homojenlik testi

yağış serilerindeki hiç bir heterojenliği tespit edememiştir. Bununla beraber yağış zaman serileri kompleks heterojenliklerden oluştuğu için Kruskal-Wallis testi, bu gibi yüzdeleri alınmış yağış serilerinin test edilmesinde verimli olamamaktadır. Kruskal-Wallis homojenlik testine göre Swed-Eisenhart testi, daha sonra grafiksel analizle tespit edilen istasyonların yıllık toplam yağış serilerinde bulunan heterojenliklerin hepsinin olmasada bir kaçının tespit edilmesinde başarılı olmuştur. Swed-Eisenhart run testi 20 istasyonun yıllık toplam yağış serilerinde heterojenlik bulunduğunu tespit edebilmiştir. Yapılan bu çalışmada Swed-Eisenhart run testinin Kruskal-Wallis homojenlik testine göre yağış zaman serilerini test etmede daha verimli olduğu sonucu çıkarılabilir. Çalışmada kullanılan istasyonlara ait yağış zaman serilerinde heterojenliklerin araştırılmasında kullanılan bu üç testten oluşan sete sağlanabildiği kadarıyla istasyonların tarihi bilgileri de katkısı az da olsa yardımcı olmuştur.

Heterojenlikleri gösteren istasyon kayıtları düzeltilmedi, fakat sonraki analizler için kullanışsız olarak işaretlendi. Bu homojen olmayan verilerin düzeltilmesi için yapılacak gelecek her hangi bir çalışma çok faydalı olacaktır.

Bağıl homojenlik analizinin uygulanmasından sonra kırk yıllık periyod içinde (1951-1990) 69 istasyonun verileri homojen olarak bulunmuştur. Şekil 5.1.'de bu istasyonların dağılımı görülmektedir.



Şekil 5.1. 1951-1990 periyodunda homojen yıllık toplam yağış verilerine sahip 69 meteoroloji istasyonunun topoğrafik verilerle gösterimi.

Tablo 2. Türkiye'deki 84 meteoroloji istasyonunun 1951-1990 yılları arası yıllık toplam yağış verilerine uygulanan homojenlik analizi sonuçları.

WMO Numarası	İstasyon	Komşu İstasyonu	K-W Testi	S-E Testi	Grafiksel Analiz Sonucu	Sonuç
6301702000	Şile	Florya	1.12	-0.64	Sıçrama	
		Kumköy	0.67	0.34	Sıçrama	
		Göztepe	0.57	0.64	Sıçrama	
		Bahçeköy	1.02	-3.20	Sıçrama	IH
6301702200	Zonguldak	İnebolu (IH)	0.0008	-0.32	--	
		Bolu	0.15	-0.31	--	H
6301702400	İnebolu	Zonguldak	0.0008	-0.32	Sıçrama	
		Sinop	0.06	-1.92	Sıçrama	
		Kastamonu	0.04	0.31	Sıçrama	IH
6301702600	Sinop	Samsun	0.0003	0.00	--	
		İnebolu (IH)	0.06	-1.92	--	H
6301703000	Samsun	Sinop	0.0003	0.00	--	H
6301703400	Giresun	Trabzon	0.009	-0.64	--	
		Rize	0.17	0.62	--	H
6301703800	Trabzon	Artvin	0.009	-0.96	--	
		Giresun	0.009	-0.64	--	
		Rize	0.00009	-0.31	--	H
6301704000	Rize	Trabzon	0.00009	0.00	--	
		Artvin	0.002	-0.32	--	
		Giresun	0.17	0.62	--	H
6301704100	Artvin	Trabzon	0.009	-0.96	--	
		Rize	0.002	-0.32	--	
		Gümüşhane	0.004	-0.32	--	H
6301705000	Edirne	Lüleburgaz	0.007	-0.94	--	
		Tekirdağ	0.02	1.60	--	
		Balıkesir	0.00009	0.00	--	H
6301705200	Lüleburgaz	Edirne	0.007	-0.94	--	
		Tekirdağ	0.009	0.64	--	
		Bursa	0.04	-0.32	--	H
6301705400	Çorlu	Tekirdağ	0.02	-1.87	--	
		Balıkesir	0.001	0.00	--	
		İzmir	0.00009	0.64	--	H
6301705600	Tekirdağ	Lüleburgaz	0.009	0.00	--	
		Çorlu	0.02	-1.92	--	
		Bandırma	0.06	0.32	--	H
6301705800	Florya	Göztepe	0.003	-1.56	--	
		Bahçeköy (IH)	0.0004	-1.60	--	
		Kumköy	0.00	-0.64	--	H
6301705900	Kumköy	Bahçeköy (IH)	0.10	-1.56	Sıçrama	
		Şile (IH)	0.66	0.00	Sıçrama	
		Kireçburnu	0.04	-0.64	--	H
6301706100	Kireçburnu	Kumköy	0.04	-0.64	--	
		Bahçeköy (IH)	0.02	-1.92	--	
		Şile (IH)	0.62	-2.81	Sıçrama	H
6301706200	Göztepe	Florya	0.003	-2.24	--	
		Kartal	0.01	-2.88	--	
		Bahçeköy (IH)	0.07	0.00	--	H
6301706300	Kartal	Göztepe	0.01	-2.88	--	
		Florya	0.00	-0.64	--	
		Bahçeköy (IH)	0.007	0.00	--	H
6301706600	Kocaeli	Şile (IH)	0.050	-0.32	--	
		Göztepe	0.007	-1.92	--	
		Bolu	0.11	-0.62	--	
		Bahçeköy (IH)	0.00009	0.00	--	H
6301707000	Bolu	Rize	0.007	-0.64	--	
		Kocaeli	0.11	-0.62	--	
		Zonguldak	0.15	-0.96	--	
		Bilecik	0.07	1.28	--	H
6301707400	Kastamonu	İnebolu (IH)	0.04	0.31	--	

		Çankırı	0.12	0.32	--	
		Gaziantep	0.001	-0.96	--	H
6301708000	Çankırı	Ankara	0.40	-1.25	--	
		Kastamonu	0.12	0.32	--	
6301708200	Merzifon	Polatlı (IH)	0.19	-0.64	--	H
		Çorum	0.01	-0.31	--	
6301708400	Çorum	Cihanbeyli	0.00	0.32	--	H
		Merzifon	0.01	0.00	--	
6301708600	Tokat	Yozgat	0.03	-1.25	--	H
		Sivas	0.003	0.64	--	
		Yozgat	0.02	-2.50	--	
6301709000	Sivas	Gümüşhane	0.002	-0.32	--	H
		Cihanbeyli	0.02	0.64	--	
		Niğde (IH)	0.01	-2.19	Sıçrama	
		Tokat	0.003	0.64	--	
		Erzincan	0.28	0.96	--	
		Yozgat	0.03	-0.62	--	
		Kayseri (IH)	0.09	1.60	--	
6301709100	Erzincan	Ulukışla (IH)	0.005	0.32	--	H
		Erzurum	0.0008	0.94	--	
		Gümüşhane	0.35	-2.24	--	
		Rize	0.44	-1.60	--	
6301709600	Erzurum	Sivas	0.28	0.94	--	H
		Erzincan	0.0008	0.64	--	
		Kars	0.002	-2.24	--	
6301709800	Kars	Ağrı	0.05	1.56	--	H
		Erzurum	0.002	-2.24	--	
		Erzincan	0.01	0.96	--	
6301710000	Iğdır	Muş	0.04	0.00	--	H
		Erzurum	0.0008	0.32	--	
		Ağrı	0.07	0.96	--	
6301710200	Ağrı	Van	0.17	-0.94	--	H
		Niğde (IH)	0.06	-0.32	--	
		Erzincan	0.03	-0.32	--	
		Erzurum	0.05	1.56	--	
6301711200	Çanakkale	Iğdır	0.07	0.96	--	H
		Lüleburgaz	0.002	0.96	--	
		Tekirdağ	0.03	0.00	--	
		Çorlu	0.00009	-1.28	--	
6301711500	Bandırma	Balıkesir	0.00009	1.60	--	H
		Florya	0.03	0.00	--	
		Göztepe	0.04	-0.96	--	
6301711600	Bursa	Balıkesir	0.0008	0.32	--	H
		Balıkesir	0.02	0.00	--	
		Kartal	0.02	1.56	--	
		Bilecik	0.02	0.32	--	
6301712200	Bilecik	Kütahya	0.009	0.00	--	H
		Bursa	0.02	0.31	--	
		Kocaeli	0.005	0.00	--	
		Bolu	0.07	1.28	--	
6301712400	Eskişehir	Kütahya	0.04	-0.62	--	H
6301713000	Ankara	Kütahya	0.02	-0.32	--	H
		Polatlı (IH)	0.007	-0.32	--	
		Çankırı	0.40	-1.25	--	
6301713200	Yozgat	Konya	0.02	-1.60	--	H
		Kırşehir	0.09	-1.28	--	
		Çorum	0.03	-1.25	--	
		Tokat	0.02	-2.56	--	
6301715000	Balıkesir	Sivas	0.03	0.00	--	H
		Bursa	0.02	-0.62	--	
		Kütahya	0.009	-0.32	--	
		Bandırma	0.0008	0.32	--	
6301715200	Kütahya	Akhisar	0.005	-0.31	--	H
		Balıkesir	0.009	-0.32	--	
		Bandırma	0.07	-0.96	--	
		Eskişehir	0.02	0.00	--	H

6301715400	Polatlı	Ankara	0.007	-0.32	Sıçrama	
		Afyon	0.007	-0.32	Sıçrama	
		Konya	0.0003	-2.19	Sıçrama	IH
6301716000	Kırşehir	Yozgat	0.09	-1.28	--	
		Cihanbeyli	0.0003	0.32	--	
		Konya	0.01	-0.31	--	H
6301717000	Van	İğdır	0.17	-1.28	--	
		Ağrı	0.02	-0.96	--	
		Siirt (IH)	0.59	-0.62	Sıçrama (Başlangıçta)	
		Muş	0.03	0.64	--	H
6301718000	Dikili	Akhisar	0.04	0.00	--	
		İzmir	0.02	-1.87	--	
		Bodrum	0.01	-1.60	--	H
6301718400	Akhisar	İzmir	0.004	0.32	--	
		Balıkesir	0.003	-0.31	--	
		Dikili	0.04	0.00	--	H
6301718800	Uşak	Isparta (IH)	0.01	0.32	Sıçrama	
		Kütahya	0.04	-0.31	--	
		Aydın	0.00	-0.32	--	
		Nazilli (IH)	0.005	-0.32	--	H
6301719000	Afyon	Polatlı (IH)	0.007	-1.56	Sıçrama	
		Akşehir	0.002	-0.96	--	
		Nazilli (IH)	0.01	-0.96	Sıçrama	H
6301719200	Akşehir	Erzincan	0.14	-0.94	--	
		Afyon	0.002	-0.96	--	
		Polatlı (IH)	0.04	0.32	--	H
6301719300	Cihanbeyli	Sivas	0.02	0.64	--	
		Kırşehir	0.0003	0.32	--	
		Niğde (IH)	0.03	0.00	Sıçrama	
		Konya	0.01	1.60	--	H
6301719600	Kayseri	Gümüşhane	0.14	-0.64	--	
		Sivas	0.09	0.94	--	
		Erzincan	0.03	-0.32	Sıçrama	
		Niğde (IH)	0.05	-2.24	Sıçrama	IH
6301720000	Malatya	Elazığ	0.0003	-1.56	Sıçrama	
		Şanlıurfa	0.009	0.00	Sıçrama	
		Diyarbakır	0.00	0.32	Sıçrama	IH
6301720200	Elazığ	Malatya (IH)	0.0003	-1.56	--	
		Şanlıurfa	0.02	0.32	--	
		Diyarbakır	0.05	0.96	--	H
6301721000	Siirt	Niğde (IH)	0.31	-0.96	Sıçrama	
		Ulukışla (IH)	0.36	-2.19	Sıçrama	
		Diyarbakır	0.22	-0.96	Sıçrama	
		Muş	0.05	0.64	Sıçrama	IH
6301722000	İzmir	Akhisar	0.004	0.00	--	
		Aydın	0.009	0.32	--	
		Muğla	0.01	-0.64	--	H
6301723000	Niğde	Siirt (IH)	0.31	-0.62	Sıçrama	
		Ulukışla (IH)	0.005	-1.92	Sıçrama	
		Sivas	0.01	-2.24	Sıçrama	IH
6301723200	Kuşadası	Aydın	0.02	-0.62	--	
		Akhisar	0.01	0.32	--	
		İzmir	0.05	-0.96	--	H
6301723400	Aydın	İzmir	0.009	-0.62	--	
		Kuşadası	0.02	0.32	--	
		Bodrum	0.00	-0.96	--	H
6301723600	Nazilli	Isparta (IH)	0.02	0.31	Sıçrama	
		Niğde (IH)	0.01	-0.96	Sıçrama	
		Antalya	0.0008	1.28	Sıçrama	IH
6301724000	Isparta	Nazilli (IH)	0.02	0.31	Sıçrama	
		Muğla	0.01	0.96	Sıçrama	
		Uşak	0.01	0.32	Sıçrama	
		Antalya	0.0008	1.25	Sıçrama	IH
6301724400	Konya	Karaman	0.00009	-0.96	--	
		Ankara	0.02	-1.60	--	
		Polatlı (IH)	0.0003	-2.19	Sıçrama	

6301725000	Ulukışla	Cihanbeyli	0.01	1.60	--	H
		Siirt (IH)	0.36	-2.24	Sırama	
		Muğla	0.005	-1.92	Sırama	
		Elazığ	0.24	0.31	Sırama	
		Şanlıurfa	0.42	-1.28	Sırama	
6301726000	Gaziantep	Diyarbakır	0.02	0.00	Sırama	IH
		İslahiye (IH)	0.03	-0.62	Sırama	
		Şanlıurfa	0.07	0.64	--	
6301727000	Şanlıurfa	Diyarbakır	0.00	-0.96	--	H
		Elazığ	0.02	-0.31	--	
		Gaziantep	0.07	0.64	--	
6301728000	Diyarbakır	Diyarbakır	0.06	0.00	--	H
		Elazığ	0.05	1.56	--	
		Siirt (IH)	0.22	-0.96	Sırama	
		Şanlıurfa	0.06	0.00	--	
6301728200	Batman	Batman	0.01	-0.62	--	H
		Diyarbakır	0.01	-0.32	--	
		Siirt (IH)	0.04	-0.32	--	
		Şanlıurfa	0.02	-0.31	--	H
6301729000	Bodrum	Aydın	0.00	0.64	--	
		Muğla	0.001	-0.96	--	
		Fethiye	0.01	0.31	--	H
6301729200	Muğla	İzmir	0.01	-0.64	--	
		Bodrum	0.001	-0.96	--	
6301729600	Fethiye	Antalya	0.04	-2.19	--	H
		Bodrum	0.01	0.64	--	
		Muğla	0.14	1.28	--	
		Antalya	0.04	-0.62	--	H
6301730000	Antalya	Muğla	0.04	-1.60	--	
		Isparta (IH)	0.0008	1.28	--	
		Fethiye	0.04	-0.62	--	H
6301731000	Karaman	Konya	0.00009	-0.96	--	
		Cihanbeyli	0.003	0.64	--	
		Niğde (IH)	0.07	-2.19	Sırama	H
6301732000	Anamur	Silifke	0.02	-0.32	Sırama	
		İslahiye (IH)	0.13	0.00	Sırama	
		Fethiye	0.04	0.00	--	
		Mersin	0.17	0.64	Sırama	IH
6301733000	Silifke	Anamur (IH)	0.02	-0.32	--	
		Mersin	0.01	0.00	--	
		Alanya (IH)	0.0008	0.96	--	H
6301734000	Mersin	Silifke	0.01	0.64	--	
		Anamur (IH)	0.17	0.00	--	
		Alanya (IH)	0.01	-1.28	--	H
630173	İncirlik	Alanya (IH)	0.03	-0.32	Sırama	
		Gaziantep	0.14	0.62	--	
		Silifke	0.01	0.00	--	
		İslahiye (IH)	0.01	-0.64	--	H
6301736000	Dörtöl	İskenderun	0.01	-0.30	--	
		İslahiye (IH)	0.007	0.64	--	
		İncirlik	0.01	0.00	--	
		Antakya	0.01	-0.64	--	H
6301737000	İskenderun	Antakya	0.005	1.28	--	
		Dörtöl	0.001	0.96	--	H
6301737800	Antakya	İslahiye (IH)	0.003	-1.60	Sırama	
		Gaziantep	0.03	1.28	--	
		İskenderun	0.005	0.32	--	H
6301738000	İslahiye	Gaziantep	0.03	0.00	Sırama	
		Antakya	0.003	-1.60	Sırama	
		Şanlıurfa	0.00009	1.56	Sırama	
		İncirlik	0.01	-0.64	Sırama	IH
6301760900	Alanya	Anamur (IH)	0.09	0.032	Sırama	
		Silifke	0.0008	1.25	Sırama	
		İncirlik	0.03	-0.32	Sırama	IH
6301762000	Bahçeköy	Florya	0.004	-1.60	Sırama	
		Kumköy	0.10	-1.56	Sırama	

6301763200	Bingöl	Göztepe	0.07	0.32	Sıçrama	IH
		Elazığ	0.02	-0.32	Sıçrama	
		Diyarbakır	0.03	-2.19	Sıçrama	
		Batman	0.001	0.64	Sıçrama	
6301765400	Elbistan	Kayseri	0.007	-0.32	-	IH
		Malatya (IH)	0.0008	0.62	-	
		İzmir	0.003	-1.60	-	
6301766600	Gümüşhane	Erzincan	0.35	-1.92	-	H
		Kayseri (IH)	0.14	-0.64	-	
		Bingöl (IH)	0.002	-0.32	-	
6301770000	Muş	Siirt (IH)	0.22	-0.64	Sıçrama	H
		Diyarbakır	0.007	-0.32	-	
		Elazığ	0.08	-0.64	-	

Değerler %95 güvenilirlik seviyesindedir,

H=Homojen, IH=İnhomojen.



KAYNAKLAR

- [1] Mitchell, J. M. Jr., B. Dzerdeevskii, H. Flahn, W. L. Hofmeyr, H. H. Lamb, K. N. Rao, and C. C. Wallen, Climatic Change. WMO Tech. Note No. 79, 79 pp. (1966).
- [2] Kohler, M. A., Double-mass analysis for testing the consistency of records and for making adjustments, Bull. Amer. Meteor. Soc., 30, 188-189. (1949).
- [3] Conrad, V., and L. W. Pollak, Methods in climatology, Harward University Press, 459 pp. (1950).
- [4] Tayanç, M., N. Dalfes, M. Karaca, and O.Yenigün, Amethodology for Building Homogeneous Temperature Database with Application to Turkish Temperature Dataset, Journal of Geophysical Research, (Yayınlanacak) (1995).
- [5] Potter, K. W., Illustration of a new test for detection a shift in mean in precipitation series, Mon. Wea. Rev., 109, 2040-2045 (1981).
- [6] Alexandersson, H., A homogeneity test applied to precipitation data, J. of Climatol., 6, 651-675 (1986).
- [7] Gullet, D. W., L. Vincent, and P. J. F. Sajecki, Testing for homogeneity in temperature time series at Canadian Climate Program, 43 pp. (1990).
- [8] Karl, T. R., and C. N. Jr. Williams, An approach to adjusting climatological time series for discontinuous inhomogeneities, J. of Climate and Appl. Meteor., 26, 1745-1761 (1987).
- [9] Conrad, V., Homogeneitäts-bestimmung meteorologischer Beobachtungsreihen, Meteorol. Zeit., 42, p.482 (1925).
- [10] Sneyers, R., On the statistical analysis of series of observations, WMO Tech. Note No.143, 192 pp. (1990).
- [11] Oliver, J. E., Climatology: Selected applications, EdwardArnold Ltd, London, 260 pp. (1981).
- [12] Swed, F. A., and C. Eisenhart, Tables for testing randomness of grouping in a squence of alternatives, Amer. Math. Statist., 14, 66-87 (1943).
- [13] Kevin, C. V. and J. F. Griffiths, Climatic Variability at ten stations across the United States, J. Clim. apl. Meteor., 24, 363-370 (1985).

- [14] Toros, H., Klimatolojik Serilerden Türkiye İkliminde Trend Analizi, İ.T.Ü. Meteoroloji Müh. Böl. Yüksek lisans tezi, 183, (1993).



EKLER

EK 1

İSTASYONLAR ARASI KORELASYONU HESAPLAYAN PROGRAM

```

PRINT "PEARSON KORELASYON KATSAYISI PROGRAMI"
PRINT "KORCOKLU.BAS; PROGRAMI; 12; AY; ile; YILLIK; VE; MEVSIMLIK; DEGERLER; ICIN; IKI"
PRINT "DEGISKEN; ARASINDAKI; ILISKIYI; BULMAK; ICIN; YAZILMISTIR.; "; ""
PRINT " DOSYA; OKUMA; DUZENI >= YIL, OC, SU, MA, MI, MA, HA, TEM, AG, EY, EK, KA, AR, TOP; "; ""
PRINT "BUTUN ISTASYONLAR AYNI UZUNLUKTA OLMALI"
' DILEK OZCELIK, ITU METEOROLOJİ , HAZİRAN 1995
ISTSAYI = 5; YILSAYI = 60; SONUC$ = "SONUC.DAT"
DIM A(YILSAYI, ISTSAYI), ORTALA(ISTSAYI), ISTASYON$
DIM R(ISTSAYI, ISTSAYI)
DOSYA$ = "dosya.dat"
OPEN "1", #1, DOSYA$
FOR I = 1 TO ISTSAYI: 'her dongu de bir istasyon degeri okunacak
  INPUT #1, ISTASYON$: ' Istasyon adı okunuyor
  PRINT "OKUNAN ISTASYON "; ISTASYON$
  OPEN "1", #2, ISTASYON$: 'dosya acılıyor

  FOR K = 1 TO YILSAYI: 'Sira ile butun satırlar okunuyor
    TOP = 0
    INPUT #2, YIL: 'ilk kolonda yıllar var
    FOR J = 1 TO 12: ' sonra oniki ay degerleri var
      INPUT #2, deger: TOP = TOP + deger
    NEXT J
    INPUT #2, deger: 'eger varsa 12. aydan sonraki degerler
    A(K, I) = TOP
    ORTALA(I) = ORTALA(I) + A(K, I)
  NEXT K: PRINT "ORTALAMA "; ORTALA(I);
  ORTALA(I) = ORTALA(I) / YILSAYI
  PRINT ORTALA(I)
  CLOSE (2): ACS = INPUT$(1)
NEXT I : 'KORELASYON FORMUL HESABI
FOR J = 1 TO ISTSAYI
  FOR K = 1 TO ISTSAYI
    PY = 0: PYD1 = 0: PYD2 = 0
    FOR I = 1 TO YILSAYI
      XFARK = A(I, J) - ORTALA(J): YFARK = A(I, K) - ORTALA(K)
      PY = PY + XFARK * YFARK
      PYD1 = PYD1 + XFARK * XFARK
      PYD2 = PYD2 + YFARK * YFARK
    NEXT I
    PAYDA = SQR(PYD1) * SQR(PYD2)
    R(J, K) = PY / PAYDA
  NEXT K
NEXT J
OPEN "o", #3, SONUC$: PRINT #3, " ";
FOR I = 1 TO ISTSAYI: PRINT #3, I; " "; : NEXT I: PRINT #3,
FOR I = 1 TO ISTSAYI
  PRINT #3, I;
  FOR J = 1 TO ISTSAYI
    PRINT #3, USING " #.### "; R(J, I);
    PRINT USING " #.##"; R(J, I);
  NEXT J
  PRINT #3, : PRINT
NEXT I
'*****> PROGRAM SONU <*****

```

EK 2

SWED - EISENHART RUNS TESTİNİ HESAPLAYAN PROGRAM

' BU PRORAM BIR SERİNİN HÖMEJENLİGİNİ BELİRLEMEK İCİN RUN (DEĞİSİM) TESTİ UYGULAR
CLS

```
INPUT "OKUNACAK DOSYA ADI" : ", ADOKUŞ
INPUT "YAZILACAK DOSYA ADI" : ", ADYAZŞ
INPUT "BASTA KAC SATIR ACIKLAMA VAR (0=YOK)" : ", AC
INPUT "TAHMINİ KAC SATIR VAR (FAZLA SOYLENEBİLİR)" : ", N
INPUT "KAC SUTUN VAR" : ", M
5 INPUT "İNCELENECEK İLK SUTUN" : ", KS1
INPUT "İNCELENECEK SON SUTUN" : ", KS2
IF KS1 < 0 OR KS2 > M THEN 5
DIM A(N, M), B(N, M), ORT(M), D(M), R(M), NE(M), NP(M), PAY(M), PD(M), Z(M), ORT1(M)
SS = 0: CLS
OPEN "I", #1, ADOKUŞ: OPEN "O", #2, ADYAZŞ:
IF AC <> 0 THEN 10 ELSE 20
10 FOR I = 1 TO AC: INPUT #1, DEĞŞ: NEXT I
20 FOR I = 1 TO N: SS = SS + 1
FOR J = 1 TO M
INPUT #1, A(I, J): IF EOF(1) THEN DEV = 1
B(I, J) = A(I, J)
IF DEV = 1 THEN 27
NEXT J
NEXT I
27 N = SS: GOSUB SIRALA:
GOSUB TEST
GOSUB SONUCYAZ
END
'*****PROGRAM SONU
'*****
SIRALA: ' SERİYİ SİRALAMA (KÜÇÜKTEN BÜYÜĞE)
FOR k = KS1 TO KS2
FOR I = 1 TO N
ENK = B(I, k)
FOR J = I + 1 TO N
IF B(J, k) < ENK THEN 110 ELSE 120
110 ENK = B(J, k): YER = J
120 NEXT J
B(YER, k) = B(I, k): B(I, k) = ENK
NEXT I
NEXT k

'*****ORTA NOKTAYI BULMA
PRINT
TEK = INT(N / 2): TEK1 = INT((N + 1) / 2):
IF TEK = TEK1 THEN 250 ELSE 240
240 FOR J = KS1 TO KS2: ORT(J) = B(TEK + 1, J): NEXT J: GOTO 260
250 FOR J = KS1 TO KS2: ORT(J) = (B(TEK, J) + B(TEK + 1, J)) / 2: NEXT J
260
'260 FOR J = KS1 TO KS2: PRINT ORT(J): NEXT J

RETURN
TEST: '*****
FOR k = KS1 TO KS2
FOR I = 1 TO N
ORT1(k) = ORT1(k) + A(I, k)
FARK = (ORT(k) - A(I, k))
```

```

140 IF FARK < 0 THEN 150 ELSE 160
150 NE(k) = NE(k) + 1: R(I) = 1: GOTO 165
160 NP(k) = NP(k) + 1: R(I) = 2
165 IF I > 1 THEN 170 ELSE 180
170 IF R(I) <> R(I - 1) THEN D(k) = D(k) + 1
180 NEXT I:
PAY(k) = (D(k) - (2 * NE(k) * NP(k) / (NE(k) + NP(k)) + 1))
PD(k) = 2*NE(k)*NP(k)*(2*NE(k)*NP(k)-NE(k)-NP(k))/((NE(k)+NP(k))*(NE(k)+NP(k))*(NE(k)+NP(k)-1))
PD(k) = SQR(PD(k))
Z(k) = PAY(k) / PD(k)
ORT1(k) = ORT1(k) / N
NEXT k
RETURN
SONUCYAZ:
PRINT ADOKUŞ; " DOSYASININ ONE SAMPLE RUN TEST SONUCU"
PRINT "ELAMAN SAYISI..... "; N
PRINT "İNCELENEN SUTUN... "; KS1; "..."; KS2: PRINT
PRINT "SUTUNLAR..... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT USING " ### "; k; :NEXT k: PRINT
PRINT "ORTA DEĞER..... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT USING "###.4 "; ORT(k); :NEXT k: PRINT
PRINT "ORTALAMA DEĞER.... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT USING "###.4 "; ORT1(k); :NEXT k: PRINT
PRINT "O. D. K. E.SAYISI: "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT USING " ### "; NE(k); :NEXT k: PRINT
PRINT "BUYUK ELAMAN S.... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT USING " ### "; NP(k); :NEXT k: PRINT
PRINT "DEĞİŞİM SAYISI.... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT USING " ### "; D(k); :NEXT k: PRINT
PRINT "TEST SONUCU..... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT USING "###.4 "; Z(k); :NEXT k: PRINT
PRINT
PRINT "% 5 KONTROL DEĞERİ [-1.96,1.96] 'dir ";
300 INPUT "DOSYAYA YAZILSINMI [E/H] "; EV$
IF EV$ = "E" OR EV$ = "e" THEN 310
IF EV$ = "H" OR EV$ = "h" THEN 320
GOTO 300

310 PRINT #2, ADOKUŞ
PRINT #2, "ONE SAMPLE RUN TEST SONUCU"
PRINT #2, "ELAMAN SAYISI..... "; N
PRINT #2, "İNCELENEN SUTUN... "; KS1; "..."; KS2: PRINT #2,
PRINT #2, "SUTUNLAR..... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT #2, USING " ### "; k; :NEXT k: PRINT #2,
PRINT #2, "ORTA DEĞER..... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT #2, USING "###.4 "; ORT(k); :NEXT k: PRINT #2,
PRINT #2, "ORTALAMA DEĞER.... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT #2, USING "###.4 "; ORT1(k); :NEXT k: PRINT #2,
PRINT #2, "O. D. K. E.SAYISI: "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT #2, USING " ### "; NE(k); :NEXT k: PRINT #2,
PRINT #2, "BUYUK ELAMAN S.... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT #2, USING " ### "; NP(k); :NEXT k: PRINT #2,
PRINT #2, "DEĞİŞİM SAYISI.... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT #2, USING " ### "; D(k); :NEXT k: PRINT #2,
PRINT #2, "TEST SONUCU..... "; FOR k = KS1 TO KS2: PRINT #2, USING "###.4 "; Z(k); :NEXT k: PRINT #2,
PRINT #2,

PRINT #2, "% 5 KONTROL DEĞERİ [-1.96,1.96] 'dir ";

320 RETURN
*****ALT PROGRAMLARIN SONU

```

EK 3

KRUSKAL - WALLIS HOMOJENLİK TESTİNİ HESAPLAYAN PROGRAM

```

C      KRUSKAL WALLIS HOMOJENLIK TESTI
C      OKUMA BOLUMU
      character*80 f1,f2
      REAL a(100, 12), S(1200), RANK(1200), TOP(12), TOPLAM
      REAL CHECK, WAL1, KARE, WAL2, T, BOL, WAL, TOPL
      REAL ORT(12), PER(12)
      DIMENSION COUN(100)
      INTEGER YIL(100), N, M, NM, AAA
c      CHARACTER*12 DOSOKU,DOSYAZ
      WRITE (6, *) 'OKUNACAK DOSYA ADI'c
      READ (5, 14) DOSOKUc
      WRITE (6, *) 'YAZMAK ICIN BIR DOSYA ADI GIR'c
      READ (5, 14) DOSYAZc
      WRITE (6, *) DOSOKU, ' ',DOSYAZ
      write(*,*) ' okunacak dosya'
      read(*,90) F1
90      FORMAT (a80)
      write(*,*) ' yazilacak dosya'
      read(*,90) F2

      OPEN (UNIT=11, FILE=f1, STATUS='OLD')
      OPEN (UNIT=21, FILE=f2, STATUS='new')
      M = 2
      N = 40
14      FORMAT (A12)
16      FORMAT (I2, 2(F5.1, 1X), I2)
      DO 111 I=1, N
      READ (11, 16, END = 99) YIL(I), (A(I,J),J=1,M), AAA
111 CONTINUE
C      Sifirlama Bolumu
C
99      DO 30 I=1,100
      COUN(I) = 0
30      CONTINUE
      DO 31 I=1,12
      TOP(I) = 0!
31      CONTINUE
C      Percentage Alma Bolumu
      DO 5 J=1,M
      DO 6 I=1,N
      ORT(J) = ORT(J) + a(I, J)
6      CONTINUE
5      CONTINUE
      DO 7 J=1,M
      ORT(J) = ORT(J) / NC
      WRITE (6,*) ORT(J), M
7      CONTINUE
      DO 8 J=1, M
      DO 9 I=1, N
      a(I, J) = (a(I, J) * 100) / ORT(J)
9      CONTINUE
8      CONTINUE
C      WRITE(6, *) I,J, A(I,J)

```

```

DO 11 J=1,M
DO 12 I=1,N
PER(J) = PER(J) + a(I, J)
12 CONTINUEC
8 WRITE(6,*) I, J, A(I,J)
WRITE(6,*) PER(J)
11 CONTINUE
DO 80 I=1, N
WRITE (21, 16) YIL(I), (A(I,J),J=1,M), AAA
80 CONTINUE
CC Seri Olusturma Bolunu
C NM = 0
DO 21 I=1,N
DO 20 J=1,M NM=NM+1 S(NM)=A(I,J)
20 CONTINUE
21 CONTINUEC
DO 81 I=1, 26
C WRITE (6,*) S(I)
C 81 CONTINUE
C CALL INDEXX(NM,S,INDX)
CALL RANKI(NM, INDX, RANK, S, COUN)
DO 96 ISAYI=2,15
C WRITE(6,*)
COUN (ISAYI)
96 CONTINUE
CC Kruskal-Wallis test statistic is estimated
C NM = 0
DO 50 I=1,M
DO 51 J=1,M NM=NM+1
a(I, J) = RANK(NM)
51 CONTINUE
50 CONTINUE TOPLAM = 0!
DO 52 J=1,M
DO 53 I=1,M
TOP(J) = TOP(J) + a(I, J)
TOPL = TOPL + a(I, J)
53 CONTINUE
TOPLAM = TOPLAM + TOP(J)
52 CONTINUE
CHECK = (NM * (NM + 1)) / 2
IF (TOPLAM.NE.CHECK) THEN
WRITE(6,*) 'Toplanada Hata Var'
WRITE(6,*) TOPLAM, TOPL, CHECK
GOTO 98
END IF
WRITE(6,*) TOPLAM,CHECK
KARE = 0!
DO 54 J=1,M
KARE = KARE + (TOP(J) * TOP(J))
54 CONTINUE
WAL1 = (12 * KARE) / (NM * (NM + 1) * N)
WAL2 = WAL1 - 3 * (NM + 1)
T = 0!
DO 55 I=2,100
T = T + (I * I * I - I) * COUN(I)
55 CONTINUE

```

```

      BOL = 1 - (T / (NM * NM * NM - NM))
      WAL = WAL2 / BOL
      IF (WAL.LT.3.84) THEN
        WRITE(6,*) 'Mean 45 Homogeneous'
        WRITE(6,*) WAL, 3.84
      ELSE
        WRITE(6,*) 'Mean Heterogeneous'
        WRITE(6,*) WAL, 3.84
      END IF
      WRITE(6,*) T,BOL,WAL1,WAL2,WAL
98  STOP
    END
CC  Indexes an array arrin[1..n] and outputs
C   the array indx[1..n]
C   SUBROUTINE INDEXX(N,ARRIN,INDX)
      DIMENSION ARRIN(N), INDX(N)
      DO 11 J=1,N
        INDX(J) = J
11    CONTINUE
      L=N/2+1      IR=N
10    CONTINUE
      IF (L.GT.1) THEN L = L - 1
      INDXT = INDX(L)
      Q = ARRIN(INDXT)
      ELSE
      INDXT = INDX(IR)
      Q = ARRIN(INDXT)
      INDX(IR) = INDX(1)
      IR = IR - 1
      IF (IR.EQ.1) THEN
        INDX(1) = INDXT
      RETURN
      END IF
      END IF
      I = L
      J = L + L20
      IF (J.LE.IR) THEN
        IF (J.LT.IR) THEN
          IF(ARRIN(INDX(J)).LT.ARRIN(INDX(J+1)))J=J+1
        END IF
        IF (Q.LT.ARRIN(INDX(J))) THEN
          INDX(I) = INDX(J)
          I = J
          J = J + J
        ELSE
          J = IR + 1
        END IF

```

```

GOTO 20
END IF
INDX(I) = INDYT
GOTO 10
END

CC   This routine returns a ranked array irank[1..n]
C    (given indx[1..n])
C    SUBROUTINE RANKI(N,INDX,RANK,ARRIN,COUNT)
      DIMENSION INDX(N), RANK(N), ARRIN(N), COUNT(100)
      REAL RAN
      DO 11 J=1,N
        RANK(INDX(J)) = J
11    CONTINUE
      J = 2
40    IF (ARRIN(INDX(J)) .EQ. ARRIN(INDX(J-1))) THEN
        RAN = J + (J - 1)
        K = J - 1
        ISAYI = 2
        IF (J.EQ.N) THEN
          GOTO 42
        END IF
        J=J+1
        DO 41 I=J,N
          IF (ARRIN(INDX(I)) .EQ. ARRIN(INDX(I-1))) THEN          RAN=RAN+I
            ISAYI=ISAYI+1
            J=J+1
          ELSE
            GO TO 42
          ENDIF
41    CONTINUE
42    COUNT(ISAYI)=COUNT(ISAYI)+1
        DO 43 L=K,I-1
          RANK(INDX(L))=RAN/ISAYI
          WRITE(6,*)RANK(INDX(L)),RAN,ISAYI
43    CONTINUE
        RAN=0.
        END IF
        J=J+1
        IF (J .LE. N) THEN          GO TO 40
        ENDIF
C
      WRITE(6,*)(ARRIN(INDX(I)),I=1,36)
      RETURN
      END

```

ÖZGEÇMİŞ

Dilek ÖZÇELİK, 1970 yılında İstanbul'da doğdu. 1988 yılında İstanbul Behçet Kemal Çağlar Lisesi'nden mezun oldu. Aynı yıl girdiği İTÜ Uçak ve Uzay Bilimleri Fakültesi Meteoroloji Mühendisliği Bölümü'nü 1992 yılında üçüncülükle bitirdi ve aynı bölümde yüksek lisans öğrenimine başladı.

