

21968

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

YAĞIŞ VERİLERİNİN AUTORUN
ANALİZİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Müh. Kasım KOÇAK

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 22 Haziran 1992

Tezin Savunulduğu Tarih : 7 Temmuz 1992

Tez Danışmanı

: Prof. Dr. Eren OMAV

Diğer Jüri Üyeleri

: Prof. Dr. Ferruh MUFTUOĞLU

Doç. Dr. Selahattin İNCECİK

**T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**

TEMMUZ 1992

Ö N S Ö Z

Persistansın teorik olarak incelenmesinde kullanılan otokorelasyona alternatif bir yöntem olan "autorun analizine" yapılan bazı katkıları ve Göztepe yağış verilerine uygulanmasını kapsayan bu çalışmanın ortaya çıkmasında; beni, daima en doğruya yönlendirme gayreti içerisinde olan, değerli hocam, tez danışmanım Sayın Prof. Dr. Eren OMAY'a, çalışmalarımda yakın ilgisini ve desteğini gördüğüm Sayın Prof. Dr. Zekai ŞEN'e, kıymetli yardımları için Sayın Yrd. Doç. Dr. Mikdat KADIOĞLU'na, Eşime ve emeği geçen tüm Arkadaşlarıma teşekkür ederim.

HAZİRAN, 1992

Kasım KOÇAK

İ Ç İ N D E K İ L E R

ÖZET.....	iii
SUMMARY.....	iv
BÖLÜM 1 : AUTORUN ANALİZİ HAKKINDA GENEL BİLGİLER	
GİRİŞ.....	1
1.1 Otokorelasyon Fonksiyonunun Zayıf Noktaları.....	1
1.2 Hidrolojik Süreçlerde Gidişler (Runs).....	3
1.3 Autorun Fonksiyonu.....	5
1.4 Autorun Katsayılarının Küçük Örneklerden Tahmini.....	8
1.5 Autorun Testi.....	10
BÖLÜM 2 : AUTORUN TESTİNİN GÖZTEPE YAĞIŞ VERİLERİNE UYGULANMASI	
GİRİŞ.....	14
2.1 Kullanılan Veriler ve Formüllerin Genelleştirilmesi.....	17
2.2 Grafiklerin Yorumu.....	18
BÖLÜM 3 : MARKOV YAKLAŞIMI İLE GEÇİŞ OLASILIKLARININ HESAPLANMASI	
GİRİŞ.....	24
3.1 Markov Zinciri Modeli.....	24
3.2 Konuyla ilgili Diğer Çalışmaların Eleştirisi.....	28
3.3 Tabloların Kullanımı.....	33
BÖLÜM 4 : SONUÇLAR VE ÖNERİLER	
4.1 Sonuçlar.....	35
4.2 Öneriler.....	38
KAYNAKLAR.....	39
EKLER.....	41
ÖZGEÇMİŞ.....	57

Ö Z E T

Yağış; atmosferdeki nemin, katı veya sıvı fazda yeryüzüne dönmesidir. Yeryüzündeki tatlı suyun ana kaynağı olan yağışın dağılımı, zamana ve yere bağlı olarak büyük değişim gösterir. Aynı değişim yağışın şiddeti ve miktarı için de geçerlidir. Oldukça karmaşık fiziksel süreçlerin ürünü olan yağış, hidrolojik çevrimin ve bir bölgenin ikliminin en önemli bileşenlerinden biridir.

Yağış ya da belirli dönemlerde yaşanan kuraklık genel olarak canlı yaşamını, özellikle de insanoğlunun pek çok etkinliklerini doğrudan etkiler.

Verilen bir bölgeye gelecekte ne kadar bir yağışın düşeceği, konuyla ilgili bilim adamlarının temel hedefi olmasına rağmen, halen öngörüsü en zor meteorolojik parametrelerden biridir.

Yağışın diğer meteorolojik parametrelerle ilişkisi araştırılarak, bu parametrelere olan bağımlılığı ve bunun sonucu olarak dolaylı tahmini yapılabileceği gibi, yağış verilerini bir dizi olarak ele alıp çeşitli istatistiksel yöntemler uygulayarak ta bazı sonuçlara varmak mümkündür. Bu öngörüler, gerçekte atmosferin ortalama veya bazı Klimatolojik olayların gerçekleşme olasılığını gösterir.

Hidrolojide, kurak ve yağışlı dönemlerin bilinmesi, sulama, su temini, taşkın kontrolü, kuraklığın önlenmesi ve su yapılarının planlanmasında önemli rol oynar. Bir planlamacı, yağışlı ve kurak dönemlerin ortalama periyodunu, kurak bir dönemin maksimum uzunluğunu ve yağışlı bir periyot süresince meydana gelecek su miktarını bilmeyi; en azından güvenilir bir şekilde tahmin etmeyi ister.

Bu tez çalışması, persistansın teorik olarak incelenmesinde kullanılan otokorelasyona benzer bir yöntem olan "autorun analizine" bazı katkıları ve Göztepe yağış verileri kullanılarak yapılan bir uygulamayı içermektedir. Ayrıca Markov Olasılık Modeli kullanılarak hesaplanan olasılıklar, özellikle tarım, endüstri, inşaat, turizm ve spor alanlarında kullanılabilecek önemli bir bilgi niteliği taşımaktadır.

S U M M A R Y

AUTORUN ANALYSIS OF PRECIPITATION DATA

This study is mainly concerned with the investigation of sequential properties of hydrologic series on the basis of wet and dry spells which are directly related to the run properties. In hydrology literature it is a well-known fact that if the hydrologic series considered is dependent, then the high values tend to fallow high values and low values tend to fallow low values. This last statement can be interpreted in a different way by saying that in the case of dependent series, the periods of wet and dry spells tend to be grater than that in the case of independent series. Such a property has been termed "persistence" in hydrology. Hydrologists have made various attempts to measure this "persistence" mainly by three analyses which are :

- 1- Autocorrelation Analysis,
- 2- Spectral Analysis,
- 3- Rescaled-Range Analysis.

Each one of these analyses depicts different sequential properties of the series considered. For instance, the autocorrelation analysis is a means of measuring linear dependence between any two observations. As stated by various researchers autocorrelation analysis is by no means a general measure of dependence. On the other hand, the spectral analysis of sequential patterns in series by the classical periodogram method has dominated hydrology for years. Finally, the rescaled-range analysis, was introduced into hydrology by H.E. Hurst (1956), has the advantage of being comparatively more robust than any other analysis. In other words, the rescaled-range analysis is not very sensitive to the form of marginal probability distribution function (PDF) (Sen, 1978).

In this study, a new mode of analysis which is referred to as "autorun technique" has been worked on. One of the principal problems in the theory of time series analysis has been the measurement of the relationship between any two observations which are k time units apart from each other. The solution to such a problem has been achieved through autocorrelation analysis which already appears to be one of the classical statistical techniques. The information on wet and dry spells of a hydrologic series plays a vital role in the design and operation of water-resource system. The planner would like to know, or at

least to predict reliably, the average periods of wet and dry spells, the maximum length of a dry spells, the amount of water over a wet period. Each one of these quantities is very important in hydrology. None of the previously mentioned analyses is capable of providing direct information about these quantities.

From a classical point of view, a run is defined as a succession of the same kind of observations preceded and succeeded by at least single observations of different kind. For example, given a sequence of observations, X_i 's, and a constant level, X_0 , two kinds of observations relative to this constant level occur. One kind of observation is positive deviation $X_i - X_0 > 0$, which represents a water surplus in that particular period, i , and the other kind is a negative deviation, $X_i - X_0 \leq 0$, representing water deficit. More specifically, a run made up of successive water surpluses is referred to as a wet period in hydrology and a positive run in statistics. Similarly, a run of water deficit is referred to as either a dry or drought period in water engineering and a negative run in statistics.

In hydrology, the most important properties of runs are their lengths, such as positive run length, n_p , and negative run length, n_n . Feller (1967) has given the expected values of positive and negative run lengths of an independent sequence of infinite length as

$$E(n_p) = 1/q \quad \text{and} \quad E(n_n) = 1/p \quad (1), (2)$$

where $p = F(x_i > x_0)$ and $q = F(x_i \leq x_0)$ are the exceedance and non-exceedance probabilities of observations about the truncation level. In particular, if the truncation level is taken as the median value of the PDF of observations, then eqs. (1) and (2) become:

$$E(n_p) = E(n_n) = 2 \quad (3)$$

which is a distribution-free quantity and can be employed as a test parameter. If the average positive or negative run-length calculated from the available historic data is equal to 2, then the independence of the historic data is concluded - otherwise, it is dependent.

It has been observed that run properties of Markovian processes are functions of truncation level and the first-order autocorrelation coefficient only. At a given truncation level, an increase in the autocorrelation coefficient causes the run lengths to increase (Sen, 1978).

For the lag-1 Markov process a new parameter, r_1 , has been defined by Sen (1976) as a conditional probability of an observation, x_i , being greater than the truncation level given than the preceding observation is greater than x_0 . That is:

$$r_1 = P(x_i > x_0 | x_{i-1} > x_0) \quad (4)$$

In the following, r_1 will be referred to as the lag-1 autorun coefficient. It might sometimes be convenient to write eq. (4) in terms of joint probability of x_i and x_{i-1} as:

$$r_1 = [P(x_i > x_0, x_{i-1} > x_0)] / [P(x_i > x_0)] \quad (5)$$

The autorun coefficient can be defined at any truncation level, but for practical purposes it will be taken as equal to the median, m , of the sequence considered. Hence, the final form of the autorun coefficient, can be written from eqs. (4) and (5) as:

$$r_1 = P(x_i > m | x_{i-1} > m) = 2P(x_i > m, x_{i-1} > m) \quad (6)$$

similarly, the lag- k autorun coefficient can be defined as:

$$r_k = P(x_i > m | x_{i-k} > m) = 2P(x_i > m, x_{i-k} > m) \quad (7)$$

from the definition of probability it is obvious that $0 \leq r_k \leq 1$. In the case of purely independent observations, whatever the underlying PDF, the conditional probability in eq. (7) becomes equal to $1/2$. Therefore, $r_k = 0.5$ shows the fact that the two observations, separated by lag- k , are independent of each other. on the other hand, if observations are perfectly correlated, this is equivalent to saying that the conditional probability in eq. (7) becomes equal to 1, then $r_k = 1$. Apart from these two extreme situation, r_k theoretically assumes any value between 0 and 1. The value of r_k at the origin, that is for $k = 0$, is equal to 1. Moreover, the plot of r_k vs. k is called the autorun function. In the case of an independent process the theoretical autorun function becomes:

$$r_0 = 1 ; r_k = 1/2 \quad (8)$$

The population autorun coefficient has been defined by eq. (6). The necessary information for evaluating the population autorun coefficient is the joint PDF of observations lag- k apart. Unfortunately, in practice, the PDF

is not available - instead a sequence of past observations is at hand. Hence, the autorun coefficient have to be estimated from hitoric data. An estimate, $\hat{r}_k$, of r_k can simply be proposed by considering eq (7) together with the classical definition of probability in text-books. According to this definition, the probability, $P(A)$, of an event A is found by counting the total number, N, of possible alternatives of the event. If N_A in of these alternatives the event A occurs, then $P(A)$ is given by:

$$P(A) = N_A/N \quad (9)$$

In eq. (7) event A corresponds to the joint event $(x_i > m | x_{i-k} > m)$. Hence, in a sequence of n observations, there exist n-k possible alternatives for two observations lag-k apart being simultaneously grater than m. As a result, if number of the events $(x_i > m | x_{i-k} > m)$ in a given sequence of length n is n_k , then from eq. (9):

$$P(x_i > m | x_{i-k} > m) = n_k / (n-k) \quad (10)$$

The substitution of which in eq. (7) leads to the small sample estimate of r_k as:

$$\hat{r}_k = 2 n_k / (n-k) \quad (11)$$

The nominator of eq. (11) is an integer-valued random variables, whereas the denominator is a fixed value. Hence, the random characteristics of the estimate $\hat{r}_k$ can directly be obtained from the characteristics of RV n_k .

On the basis of the frequency interpretation of the probability, the estimate $\hat{r}_k$ can be calculated by successive execution of the following steps:

1- The median, m, of a given sequence $x_1, x_2, \dots, x_n$ is calculated. 2- The series is truncated at the level of m; hence, sequence of surpluses $(x_i > m)$ and deficits $(x_i \leq m)$ are obtained. 3- The number, n_k , of overlapping successive surplus pairs (observations lag-k apart) are calculated. 4- The estimate of $\hat{r}_k$ is then calculated from eq. (11).

It is interesting to point out at this stage that the calculations in aforementioned four steps are all distribution-free. Contrary to the autocorreleiton analysis, the autorun analysis does not distort the dependence sructure of sequence considered. On the other hand, the autorun coefficients are easier to calculate than the autocorrelation coefficients. Furthermore, autorun analysis is directly related to run properties which play an effective role in various water-engineering problems.

Confidence limits for autorun test are given as (Şen,1979):

$$CL(\hat{r}_k) = 1/2 \pm t_{\alpha}[2(n-k)]^{-1/2} \quad (12)$$

In practice, the most commonly employed significance level is $\alpha=0.05$ which correspond to $t_{\alpha}=1.645$ as normal deviate. Therefore, for % 5 significance level, the confidence limits become:

$$CL(\hat{r}_k) = 1/2 \pm 1.163(n-k)^{-1/2} \quad (13)$$

If $\hat{r}_k$ lies within the limits, then the hypothesis that the sequence is generated by a purely random process is accepted, otherwise it is rejected. To decide on a better dependence of a series considered the lag-1 autorun coefficient plays an important role. If it falls outside the confidence limits then the structural independence of series is rejected at the % 5 level. On the other hand, the runograms are capable of reflecting the periodic structure of seasonal series such as monthly precipitation, flow sequences, etc. The following conclusion can be drawn:

1- Estimates of the autorun coefficient are unbiased and consistent. 2- As far as the independence or dependence of a series is concerned both autorun and autocorrelation analyses yield to the same result. 3- The autorun analysis is capable of depicting the periodicity in the series such as monthly precipitation. 4- The autorun analysis is directly related to the probability of high value to fall low high value and therefore it seems to be more revealing to the meteorologist and hydrologist about the persistence.

Autorun technique, which has been explained above, was applied to the daily precipitation data (Goztepe,1961-1990). During the application, it was seen that the autorun technique had given the best result for the monthly and annual precipitation data, but some problems were revealed when daily precipitation data had been used. Therefore, in this study, Eq. (11) and (13) have been rearranged in order to obtain a general form.

In the Third Chapter, by using the first order Markov chain model, the transitive probabilities of wet and dry day sequences were calculated. These probabilities can be used in the following activities:

- Agriculture, - Construction, - Industry, - Tourism,
- Some outdoor community activities such as fairs, parades, athletic events etc.

BÖLÜM 1 : AUTORUN ANALİZİ HAKKINDA GENEL BİLGİLER

GİRİŞ

Pek çok rastgele değişkenin dağılımı, zaman gibi sürekli değişen, rastgele olmayan bir değişkene bağlıdır. Bu tür süreçlere "stokastik süreçler" denir.

Bir süreç stokastik bağımlılığa sahipse, böyle bir sürece ait verilerin en karakteristik özelliği; büyük değerleri büyük değerlerin, küçük değerleri ise küçük değerlerin izlemesi eğilimidir. Bu ifadeden şu sonucu çıkarabiliriz: Bağımlı durumda kurak ve yağışlı sürelerin periyotları, bağımsız durumdakine göre daha uzun olma eğilimi gösterir. Bu özellik hidroloji, meteoroloji vb. bilim dallarında "persistans" olarak adlandırılır. Persistans aşağıdaki üç yoldan biriyle ölçülür

- Otokorelasyon Analizi
- Spektral Analiz
- Yeniden Ölçeklendirilmiş Eklenik Farklar Analizi (Rescaled-Range Analysis).

Bu çalışmanın konusunu, herhangi bir zaman serisinin sahip olduğu "lineer bağımlılığı" ölçmede kullanılan otokorelasyona alternatif bir yöntem olan "autorun analizi" oluşturmaktadır.

1.1 Otokorelasyon Fonksiyonunun Zayıf Noktaları

Zaman serisi analizinde temel problemlerden biri, herhangi iki gözlem seti arasındaki ilişkinin bir k (lag) gözlem sayısı kadar ötelenmesi durumunda ölçümüdür. Bu tür problemlerin çözümünde kullanılan klasik istatistiksel teknik otokorelasyon analizidir. $X_1, X_2, \dots, X_n$ yağış, akış, buharlaşma vb. bir doğal olaya ait gözlemler

olmak üzere, k gözlem sayısı kadar ötelenme durumunda otokorelasyon katsayısı $\hat{\rho}_k$, Anderson (1942) tarafından şu eşitlikle verilmistir:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{i=1}^n X_i \cdot X_{i+k}}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \quad (1.1)$$

Burada X_i 'lerin sıfır civarında normal olarak dağılmış olduğu kabul edilmektedir. Pratikte halen kullanılan diğer bir otokorelasyon katsayısı tanımı Wallis ve O'Connell (1972) tarafından geliştirilmiştir. (1.1) eşitliğini kullanırken şu noktaları gözönünde bulundurmak gerekir :

a- Gözlemler normal olarak dağılmışlardır,

b- $\hat{\rho}_k$, bu gözlemler arasındaki lineer bağımlılığı ölçer. Bununla beraber normal olarak dağılmamış gözlemler durumunda (1.1) eşitliği verilere uygulanmadan önce gözlemlerin dönüşüm yoluyla normal dağılımı elde edilmelidir. Aksi takdirde (1.1) eşitliği güvenilir olmayacaktır. Normal olarak dağılmamış gözlemlerin bağımlılığını ölçmede otokorelasyon analizinin geçersiz olduğunu göstermek için log-normal olarak dağılmış rastgele değişkenleri dikkate alacağız (Şen, 1978). Eğer $X_1, X_2, \dots, X_N$ normal dağılmış değişkenler ise, log-normal olarak dağılmış olan $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$ aşağıdaki dönüşümle elde edilir :

$$Y_i = \exp(X_i) \quad (1.2)$$

Orijinal sürecin Markovian olduğu varsayımı altında, log-normal Markovian sürecin otokorelasyonu bir çarpıklık göstermektedir. Matalas (1967), aşağıdaki eşitliği ileri sürmüştür :

$$\hat{\rho}_Y(k) = \frac{\exp\{\sigma_X^2 \cdot \rho_X(k)\} - 1}{\exp(\sigma_X^2) - 1} \quad (1.3)$$

burada $\rho_X(k)$ ve σ_X^2 sırasıyla orijinal Markovian sürecin

otokorelasyon katsayısını ve varyansını, $\hat{\rho}_y(k)$ ise logaritmik dönüşümle elde edilen Markovian sürecin otokorelasyon katsayısını göstermektedir.

Tablo 1.1 : Normal ve log-normal Markovian sürecin otokorelasyon katsayıları (Şen,1978).

k	Normal	Log-normal
1	$2.00.10^{-1}$	$2.04.10^{-11}$
2	$4.00.10^{-2}$	$2.38.10^{-11}$
3	$8.00.10^{-3}$	$3.07.10^{-12}$
4	$1.60.10^{-3}$	$5.66.10^{-13}$
5	$3.20.10^{-4}$	$1.11.10^{-13}$
10	$1.02.10^{-7}$	$3.54.10^{-17}$
15	$3.28.10^{-11}$	$1.13.10^{-19}$

Logaritmik dönüşüm durumunda otokorelasyon katsayılarındaki çarpıklık $\sigma_x=5.0$ ve $\rho_x(1)=0.2$ için Tablo 1.1' den açıkça görülmektedir. Sonuç olarak, Logaritmik dönüşüm otokorelasyon katsayılarını önemli ölçüde çarpıtmaktadır. Bu nedenle otokorelasyon analizi dağılımdan bağımsız bir test değildir (Şen,1978)).

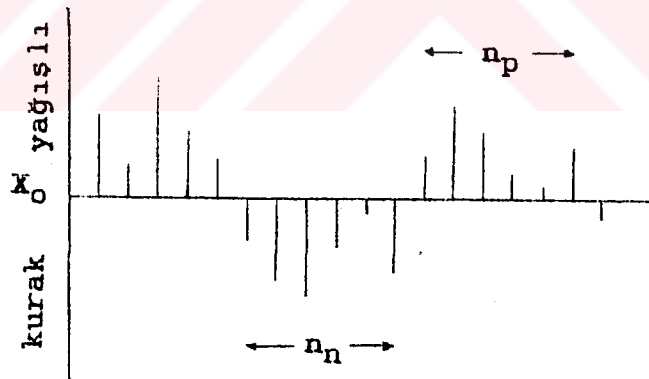
1.2 Hidrolojik Serilerde Gidişler¹ (Runs)

Bir yağış serisine ait kurak ve yağışlı peryotların bilinmesi, su yapılarının planlanmasında ve işletilme-

(1)Konuyla ilgili İngilizce terimlerin Türkçe karşılıkları için,TÜBİTAK tarafından yaptırılan "Hidrolojik Süreçlerin Kurak Devre Analizi" adlı proje esas alınmıştır (Bayazıt,1976).

sinde önemli rol oynar. Bir planlamacı yağışlı ve kurak sürelerin ortalama peryodunu, kurak bir dönemin maksimum uzunluğunu ve yağışlı bir peryot süresince meydana gelecek su miktarını bilmeyi, en azından güvenilir bir şekilde tahmin etmeyi ister. Bu niceliklerin her biri su mühendisliğinde önemli bir yer tutar. Daha önce bahsedilen yöntemlerin hiç biri bu nicelikler hakkında doğrudan bilgi verecek özelliğe sahip değildir (Şen,1978).

Genel olarak gidiş; Bir gözlem seti içinde belirlenen bir değerin (ortalama, medyan vb.) üstünde ya da altında seyreden ardışık gözlem gruplarıdır. Örneğin X_i gözlem setini ve X_0 sabit bir sayıyı göstermek üzere Şekil 1.1 de görüldüğü gibi bu sabit seviyeye göre iki ayrı veri grubu oluşacaktır. $X_i - X_0 > 0$ (pozitif gidiş) yağışlı dönemi, $X_i - X_0 < 0$ (negatif gidiş) ise kurak dönemi gösterir.



Şekil 1.1 : Kurak ve yağışlı devreler; n_p =pozitif gidiş uzunluğu, n_n =negatif gidiş uzunluğu.

Diger bir deyişle ardışık yağışlı dönemden oluşan bir gidiş, su mühendisliğinde "yağışlı peryot" ve istatistikte "pozitif gidiş" olarak adlandırılır. Benzer şekilde su azlığından oluşan bir gidiş, su mühendisliğinde "kurak peryot" ve istatistikte "negatif gidiş" olarak adlandırılır. Su mühendisliğinde gidişlerin en önemli

özelliği uzunluklarıdır. Pozitif gidiş uzunluğu n_p ; negatif gidiş uzunluğu da n_n ile gösterilir.

Feller (1967), sonsuz uzunluktaki bağımsız bir gözlem seti için pozitif ve negatif gidiş uzunluğunun beklenen değeri için şu eşitlikleri vermiştir:

$$E(n_p) = 1/q \quad (1.4)$$

$$E(n_n) = 1/p \quad (1.5)$$

Burada $p=F(X_i > X_0)$ ve $q=F(X_i \leq X_0)$ şeklinde ifade edilen ve sırasıyla X_0 eşik değerini aşan ve aşmayan gözlemlerin olasılığıdır. Özel olarak, eşik değer için ODF'nun medyan değeri alınır (1.4) ve (1.5) eşitlikleri aşağıdaki gibi olacaktır:

$$E(n_p) = E(n_n) = 2 \quad (1.6)$$

Bu son ifade dağılımdan bağımsız olup bir test parametresi olarak kullanılabilir. Mevcut verilerden hesaplanan ortalama pozitif ya da negatif gidiş uzunluğunun 2'ye eşit olması, bu verilerin bağımsız olduğu, değilse bağımlı olduğunu gösterir.

1.3 Autorun Fonksiyonu

Bir Markov sürecinin özellikleri eşik seviyesinin ve 1. mertebeden otokorelasyon katsayısının fonksiyonudur. Verilen bir eşik değer için, otokorelasyon katsayısının artışı gidiş uzunluğunun artışına neden olur. $k=1$ Markov süreci için r_1 autorun katsayısı aşağıda tanımlanan koşullu olasılıkla verilmiştir (Şen, 1976):

$$r_1 = P(X_i > X_0 | X_{i-1} > X_0) \quad (1.7)$$

Pratiklik açısından (1.7) eşitliğini X_i ve X_{i-1} 'in bileşik olasılığı cinsinden yazmak daha uygun olacaktır:

$$r_1 = [P(X_i > X_0, X_{i-1} > X_0)] / [P(X_{i-1} > X_0)] \quad (1.8)$$

Autorun katsayısı her hangi bir eşik değer için tanımlanabilir; ancak söz konusu gözlemlerin medyan değerinin kullanılması daha pratik olacaktır. Bu durumda (1.7) ve (1.8) eşitlikleri aşağıdaki gibi yazılabilir :

$$r_1 = P(X_i > m | X_{i-1} > m) = 2P(X_i > m, X_{i-1} > m) \quad (1.9)$$

Benzer şekilde her hangi bir k değeri için autorun katsayısı,

$$r_k = P(X_i > m | X_{i-k} > m) = 2P(X_i > m, X_{i-k} > m) \quad (1.10)$$

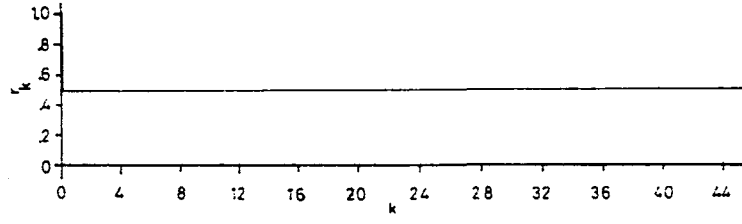
şeklini alacaktır. Olasılık teorisi gereği $0 \leq r_k \leq 1$ olacağı açıktır.

ODF ne olursa olsun tamamen bağımsız gözlemler durumunda $r_k = 1/2$ olacaktır. Diğer taraftan eğer veriler kendi içinde bir ilişkiye (korelasyona) sahipse $r_k = 1$ olur. Bu iki durum dışında r_k , 0 ile 1 arasında değerler alacaktır, ayrıca $k=0$ için daima $r_0 = 1$ 'dir.

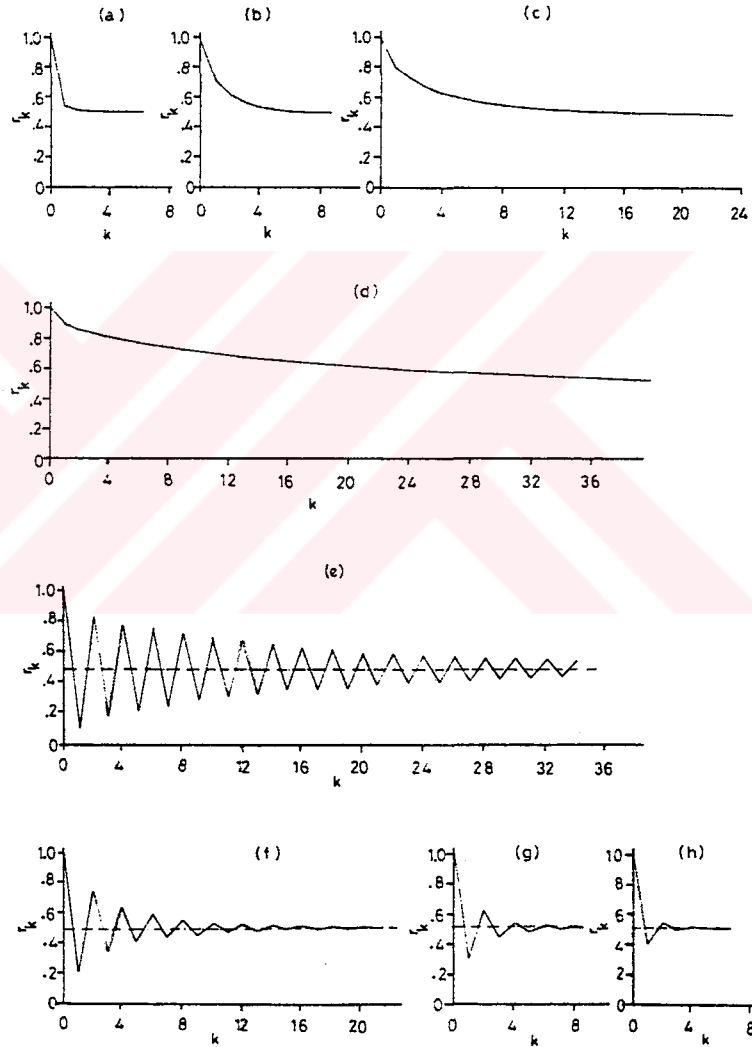
r_k ve k'nın grafiği bize autorun fonksiyonunu verecektir. Bağımsız gözlemler durumunda teorik autorun fonksiyonu,

$$r_0 = 1 ; \quad r_k = 1/2 \quad (1.11)$$

şeklini alır (Şen, 1978). Bu durumun grafiksel gösterimi şekil 1.2'de, bağımlı süreçlere ait autorun fonksiyonları ise Şekil 1.3'de verilmiştir.



Şekil 1.2 : Bağımsız bir sürece ait autorun fonksiyonu.



Şekil 1.3 : Bağımlı süreçlere ait autorun fonksiyonları (Şen, 1984).

Eğer gözlemler normal dağılım gösteren bir Markov sürecinden kaynaklanıyorsa, eşik değerin ortalamaya eşit

alınması durumunda bu gözlemlerin bileşik olasılığı aşağıdaki eşitlikle verilebilir (Şen,1978) :

$$P(X_i > m, X_{i-1} > m) = 1/4 + 1/2\pi (\arcsin(\rho_1)) \quad (1.12)$$

(1.12) eşitliğindeki ρ_1 , $k=1$ otokorelasyon katsayısını göstermektedir. Bu durumda (1.9) eşitliği şu şekilde yazılabilir (Şen,1976) :

$$r_1 = 1/2 + 1/\pi (\arcsin(\rho_1)) \quad (1.13)$$

veya daha genel olarak,

$$r_k = 1/2 + 1/\pi (\arcsin(\rho_k)) \quad (1.14)$$

şeklinde yazılabilir. Bu son eşitlik, otokorelasyon fonksiyonu ile autorun fonksiyonu arasındaki ilişkiyi göstermesi açısından önemlidir. (1.14) eşitliğinden $\rho_0=1$, $r_0=1$ olduğu görülmektedir. Bazı durumlarda (1.14) eşitliğini ρ_k cinsinden ifade edilmesi daha uygun olacaktır:

$$\rho_k = \sin(\pi (r_k - 0.5)) \quad (1.15)$$

(1.15) eşitliğinden de görüldüğü gibi $r_k > 0.5$ için $\rho_k > 0$ olur, diğer bir deyişle k aralıklı sıralanmış veriler pozitif bir ilişkiye sahiptirler ki bu yağış fazlalığına karşılık gelir. Eğer $r_k < 0.5$ ise $\rho_k < 0$ olur, bu da gözlemler arasındaki negatif bir ilişkiyi dolayısı ile yağış azlığını gösterir.

1.4 | Autorun Katsayılarının Küçük Örneklerden Tahmini

Bir rastgele değişkenin toplumunu gözlemek mümkün olmadığı için bu değişkenin olasılık dağılımının herhangi bir β parametresinin gerçek değeri tam olarak belirlenemez. Ancak elimizdeki örnekten bu parametrenin bir

tahmini olan b istatistik değerini hesaplayabiliriz. b istatistiği β parametresine eşit olmayıp ancak β 'nın eldeki örnekten hesaplanabilecek en iyi tahminidir (Bayazıt,1985). Bu nedenle r_k parametresine karşılık gelen $\hat{r}_k$ istatistik değerinin tahmini için (1.10) eşitliği klasik olasılık tanımıyla birlikte dikkate alınacaktır. Bu tanıma göre $P(A)$ olasılığı şu formülle verilebilir:

$$P(A) = N_A/N \quad (1.16)$$

Bu eşitlikte A , (1.10) eşitliğindeki bileşik olasılığa $(X_i > m, X_{i-k} > m)$ karşılık gelmektedir. Bu nedenle n elemanlı bir gözlemde, aralarında k eleman kadar uzaklık bulunan ve aynı anda m 'den büyük olan eleman sayısı $(n-k)$ 'dir. Bu sonuçtan hareketle, eğer n elemanlı bir gözlemde $(X_i > m, X_{i-k} > m)$ olayı n_k kez meydana gelmişse (1.16) eşitliğinden,

$$P(X_i > m, X_{i-k} > m) = n_k/(n-k) \quad (1.17)$$

yazabiliriz, (1.10) eşitlinden hareketle r_k 'nin küçük örnekten tahmini için aşağıdaki eşitliği yazabiliriz (Şen,1978) :

$$\hat{r}_k = 2n_k/(n-k) \quad (1.18)$$

(1.18) eşitliğinde pay, rastgele bir tamsayı değişken, payda ise sabit bir tamsayıdır. Bu nedenle bir rastgele değişken olan $\hat{r}_k$ istatistiğinin beklenen değeri ve varyansı doğrudan n_k rastgele değişkeni yardımıyla hesaplanabilir.

$$E(\hat{r}_k) = [2/(n-k)] E(n_k) \quad (1.19)$$

$$V(\hat{r}_k) = [4/(n-k)^2] V(n_k) \quad (1.20)$$

Sonuç olarak eldeki bir örnekten $\hat{r}_k$ 'nin tahmini için aşağıdaki sıranın izlenmesi gerekir:

- 1- $X_1, X_2, \dots, X_n$ gözlemlerinin medyanı (m) hesaplanır,
- 2- Medyan eşik değeri alınarak; gözlemler, $(X_i > m)$ yağış fazlasını ve $(X_i \leq m)$ yağış eksikliğini göstermek üzere gidişlere ayrılır,
- 3- Verilen bir k değerine karşılık gelen n_k değerleri hesaplanır.
- 4- (1.18) eşitliği yardımıyla $\hat{r}_k$ katsayıları hesaplanır. Burada önemli bir nokta, yukarıda sıralanan her bir adımın dağılımdan bağımsız oluşudur. Ayrıca autorun katsayılarının hesaplanması otokorelasyon katsayılarının hesaplanmasına göre daha kolaydır ve su mühendisliğinde önemli bir yer tutan gidiş özellikleriyle de doğrudan ilişkilidir (Şen, 1978).

1.5 AUTORUN TESTİ

Hidrolojik zaman serilerinin en karakteristik özelliği persistansa sahip olmalarıdır. Verilen bir serinin ardışık elemanları arasında belli bir dereceye kadar "serisel bağımlılıktan"; aynı rastgele değişkenin farklı noktalarda fakat aynı zamanda ölçülen iki serisi arasında ise "çapraz bağımlılıktan" söz edebiliriz. Bağımlılığın niceliksel ölçümü korelogram ile yapıldığı gibi, autorun metoduyla da yapılmaktadır (Şen 1978). Bir zaman serisinin serisel bağımsızlığını test etmek için :

Gözlemlerin bağımsız bir süreç tarafından üretildiği hipotezi, bağımlı bir süreç tarafından üretildiği karşıt hipotezi ile kontrol edilmelidir.

Daha önce, / autorun katsayılarının (1.18) eşitliği ile nasıl hesaplanacağı üzerinde durulmuştu. Ampirik runogram, $\hat{r}_k$ ve k arasındaki ilişkiyi grafiksel olarak gösterir. k arttıkça, $\hat{r}_k$ 'nin tahmininde kullanılacak veri sayısı olan $(n-k)$ azalır, bundan dolayı runogramların yorumunda, büyük k değerlerine karşı gelen $\hat{r}_k$ değerlerinin azalması yönünde büyük hatalara neden

olduğu farzedilir. Sonlu sayıda elemanla çalışmaktan dolayı $\hat{r}_k$ için örnekleme hataları k ile artar fakat n ile azalır (Şen,1979).

Güven aralığı testi oluşturmak için, n_k rastgele değişkeninin fonksiyonu olan autorun katsayılarının ODF'nu belirlemek gerekecektir. Bilindiği gibi n_k , 0 ile $(n-k)/2$ arasında değişirken bu değerler için $\hat{r}_k$ sırasıyla 0 ve 1 değerlerini alır (Basitliği sağlamak için $(n-k)/2$ tam sayı olarak ele alınacaktır.). Eğer mevcut verilerin tamamen bağımsız bir süreçten kaynaklandığını varsayarsak, yağış fazlalığı ve azlığı $p=1/2$ olasılığı ile karşılıklı olarak bağımsız olacaktır. Toplam $(n-k)/2$ durum içinde, yağış fazlalığı j kadar ise Binom dağılımından,

$$P(n_k=j) = \binom{\frac{n-k}{2}}{j} (1/2)^{(n-k)/2} \quad (j=0,1,\dots,(n-k)/2) \quad (1.21)$$

yazabiliriz. n_k 'nın beklenen değeri ve varyansı ise sırasıyla,

$$E(n_k) = (n-k)/4 \quad (1.22)$$

$$V(n_k) = (n-k)/8 \quad (1.23)$$

olacaktır. $P(n_k=j)$ ile verilen ODF sadece tam sayı n_k değerleri için tanımlı olduğundan sürekli değildir. (1.22) ve (1.23) eşitliğinden $\hat{r}_k$ 'nin beklenen değeri ve varyansı (1.24) ve (1.25) eşitlikleriyle verilebilir.

$$E(\hat{r}_k) = 1/2 \quad (1.24)$$

$$V(\hat{r}_k) = 1/2(n-k) \quad (1.25)$$

(1.10) eşitliğinden de anlaşıldığı gibi (1.18) eşitliği ile tanımlanan autorun katsayılarının tahmini, beklenen

değerin, toplumun parametre değerine eşit olması nedeniyle tarafsız bir tahmindir.

Normal ODF durumunda $\hat{r}_k$ için güven aralıklarının ifadesi aşağıda verilmiştir (Şen,1979) :

$$CL(\hat{r}_k) = E(\hat{r}_k) \pm t_\alpha [V(\hat{r}_k)]^{1/2} \quad (1.26)$$

Bu eşitlikte t_α , α anlamlılık düzeyine karşı gelen normal sapmayı göstermektedir. (1.24) ve (1.25) eşitliklerini (1.26) eşitliği ile birlikte ele alırsak :

$$CL(\hat{r}_k) = 1/2 \pm t_\alpha [2(n-k)]^{1/2} \quad (1.27)$$

eşitliğini elde ederiz. Pratikte en çok kullanılan anlamlılık düzeyi $\alpha=0.05$ 'dir ve $t_\alpha=1.645$ normal sapmaya karşılık gelir, % 5 anlamlılık düzeyini kullanılması durumunda son eşitlik,

$$CL(\hat{r}_k) = 1/2 \pm 1.163(n-k)^{1/2} \quad (1.28)$$

halini alır. Eğer $\hat{r}_k$ yukarıda tanımlanan sınırlar arasında kalıyorsa gözlemlerin tamamen rastgele bir sürecin ürünü olduğu hipotezi kabul edilir aksi takdirde reddedilir.

Bir serinin bağımlı mı yoksa bağımsız mı olduğu hakkında karar verebilmek için, $k=1$ autorun katsayısı önemli rol oynar. Eğer $k=1$ autorun katsayısı, güven aralıklarının dışında kalıyorsa, serinin bağımsız bir sürecin ürünü olduğu hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilir (Şen,1979).

Bu başlık altında anlatılan bilgilerden hareketle autorun analizi hakkında izleyen sonuçları verebiliriz :

1- Autorun katsayılarının tahmini, güvenilir ve tarafsız bir tahmindir.

- 2- Bir serinin bağımlılığı ya da bağımsızlığı hakkında gerek otokorelasyon ve gerekse autorun analizi aynı sonucu verir.
- 3- Autorun analizi bir serideki peryodikliği belirlemede kullanılabilir.
- 4- Autorun analizi bir serideki persistansı ortaya çıkarması açısından, meteoroloji, hidroloji vb. bilim dallarında kullanılabilecek bir yöntemdir.

BÖLÜM 2 : AUTORUN TESTİNİN GÖZTEPE YAĞIŞ VERİLERİNE UYGULANMASI

GİRİŞ

Bu bölümde, 1. Bölümde anlatılan autorun analizi, günlük yağış verilerine uygulanmıştır. Aylık ve yıllık yağış verileri için elde edilen runogramlar, autorun tekniğinin öngördüğü şekilde olmasına rağmen, günlük verilerin runogramının yorumunda bazı güçlüklerle karşılaşmış ve bu nedenle formüllerin günlük verilere de uygulanabilecek şekilde genelleştirilmesine çalışılmıştır.

2.1 Kullanılan Veriler ve Formüllerin Genelleştirilmesi

Bu çalışmada Göztepe (İstanbul) Meteoroloji İstasyonunda 1961-1990 yıllarında ölçülmüş olan günlük toplam yağış verileri kullanılmıştır. Veriler hakkında genel bir fikir edinmek için 30 yıllık periyodun normal değerleri Tablo 2.1'de; günlük, aylık, ve yıllık yağış verilerinin normalden olan sapmaları (P') grafikler halinde EK A'da verilmiştir.

Yapılan literatür taramasında autorun testinin, aylık ve özellikle de yıllık verilere uygulandığı görülmüştür. 1. Bölüm'de de bahsedildiği gibi autorun analizinden önce mevcut verilerin medyan değerinden küçük olanları analiz dışı bırakılmaktadır. Diğer bir deyişle autorun yönteminde bütün formüller, eşik değer olarak alınan medyan değerine göre çıkarılmıştır. Dolayısı ile kesme işleminden sonra geriye kalan veriler ya tamamen medyan-dan büyük olacak ya da çok az sayıda veri medyana eşit olacaktır. Örneğin aylık ve yıllık yağış, akış, bu - harlaşma vb. verilerde durum böyledir, ancak günlük

veriler sözkonusu olduğunda farklı bir tablo ile karşılaşılmaktadır.

Tablo 2.1 : Normal değerler.

Peryot		Normal Değer (mm.)
Günlük		1.91
Aylık	Aralık	126.60
	Ocak	98.83
	Şubat	66.93
	Mart	62.34
	Nisan	49.18
	Mayıs	31.39
	Haziran	21.34
	Temmuz	19.08
	Ağustos	26.09
	Eylül	40.61
	Ekim	71.02
	Kasım	88.89
Mevsimlik	Kış	292.40
	İlkbahar	142.91
	Yaz	66.51
	Sonbahar	200.52
Yıllık		697.72

Bu çalışmada, 30 yıllık bir periyot incelenmiştir; toplam veri sayısı $n=10950$ 'dir (Şubat ayı periyot süresince 28 gün olarak değerlendirilmiştir.). Eğer bu verilerin

medyanını hesaplarsak $m=0$ buluruz. Burada karşımıza çıkan sorun, medyanın sifıra eşit olması değil; kesme işleminden sonra medyana eşit çok sayıda verinin kalmasıdır. Bu durumu günlük ve aylık/yıllık yağış verisiyle örneklemeye çalışalım. Gözlemlerimiz aşağıda verildiği gibi olsun ($\text{medyan} = X_k$).

$$X_1, X_2, X_3, \dots, X_{k-2}, X_{k-1}, X_k, X_{k+1}, X_{k+2}, \dots, X_{n-2}, X_{n-1}, X_n$$

a) Aylık/yıllık yağış verisi durumunda :

$$m = X_k \neq 0$$

$$X_k \neq X_{k+1} \neq X_{k+2} \dots$$

$k=0$ için $n_k = n/2$ ve (1.18) eşitliğinden $r_k = 1.0$ olur.

b) Günlük yağış verisi durumunda :

$$m = X_k = 0$$

$$\dots X_{k-2} = X_{k-1} = X_k = X_{k+1} = X_{k+2} \dots = m$$

$$\dots X_{n-2} \neq X_{n-1} \neq X_n = m$$

$k=0$ için $n_k < n/2$ ve (1.18) eşitliğinden $r_k < 1.0$ olur.

Göztepe yağış verisi için $n=10950$ olup, bunun içinde 7157 tane veri sifıra eşittir, dolayısı ile $m=0$ 'dır ve medyanın sağında (2.yarıda) halen medyana eşit 1682 tane veri vardır. (1.18) eşitliğinde her hangi bir düzeltme yapmaksızın, $m=0$ için elde edilen $\hat{r}_k$ değerleri Tablo 2.2'de verilmiştir.

Tablodan da görüldüğü gibi $k=0$ için $\hat{r}_k$ 'nin, 1'e eşit olması gerekirken, 0.6928 değerini vermektedir. Bu sonucu şu şekilde yorumlamak mümkündür: 2. yarıdaki verilerin % 69.28'i medyandan(sıfırdan) farklı, geri kalan 1-0.6928'i ise medyana eşittir. İncelenen periyotta kurak gün sayısı yağışlı gün sayısından daha fazladır; bir günün yağışlı geçmesi olasılığı sadece 0.3463'dür. Bu durumda (1.18) eşitliğinin günlük yağış verilerine uygulanacak şekilde yeniden düzenlenmesi zorunluluğu ortaya çıkmaktadır. (1.18) eşitliğini yeniden yazarsak :

$$\hat{r}_k = 2n_k/(n-k) \quad \text{veya}$$

$$\hat{r}_k = n_k/0.50(n-k) \quad (2.1)$$

Tablo 2.2 : Göztepe yağış verilerinin $m=0$ için elde edilen $\hat{r}_k$ değerleri.

k	$\hat{r}_k$
0	0.6928
1	0.4318
2	0.3374
3	0.3175
4	0.3050
5	0.2979
6	0.2962
7	0.2972
8	0.2921
9	0.2938
10	0.3002
...	
...	

Medyan, rastgele değişkenin küçük/büyük kalma olasılığı 0.50 olan değer olarak tanımlanır, böylece (2.1) eşitliğindeki 0.50 sayısının anlamı ortaya çıkmaktadır. $s(X_i > m)$, toplam yağışlı gün sayısını göstermek üzere,

$$p = s(X_i > m)/n \quad (2.2)$$

şeklinde bir pozitif gidiş tanımlarsak, negatif gidiş olasılığı da,

$$q = 1-p \quad (2.3)$$

olacaktır. Bu durumda (1.18) eşitliği :

$$\hat{r}_k = n_k/p(n-k) \quad (2.4)$$

şeklini alacaktır. Bu son eşitlik autorun katsayılarını hesaplamak için daha genel bir formül olup; günlük, aylık ve yıllık verilere uygulanabilir. Eğer negatif gidişlerle ilgileniliyorsa (2.4) eşitliğinde p yerine q olasılığının geleceği açıktır. Runogram üzerinde, k-eksenine paralel olarak çizilen doğrunun $\hat{r}_k=p$ 'den geçmesi, runogramların yorumunu kolaylaştıracaktır. Ayrıca $\hat{r}_k$ için güven aralığının hesaplanmasında kullanılan (1.28) eşitliğinde de düzeltme yapmak gerekecektir.

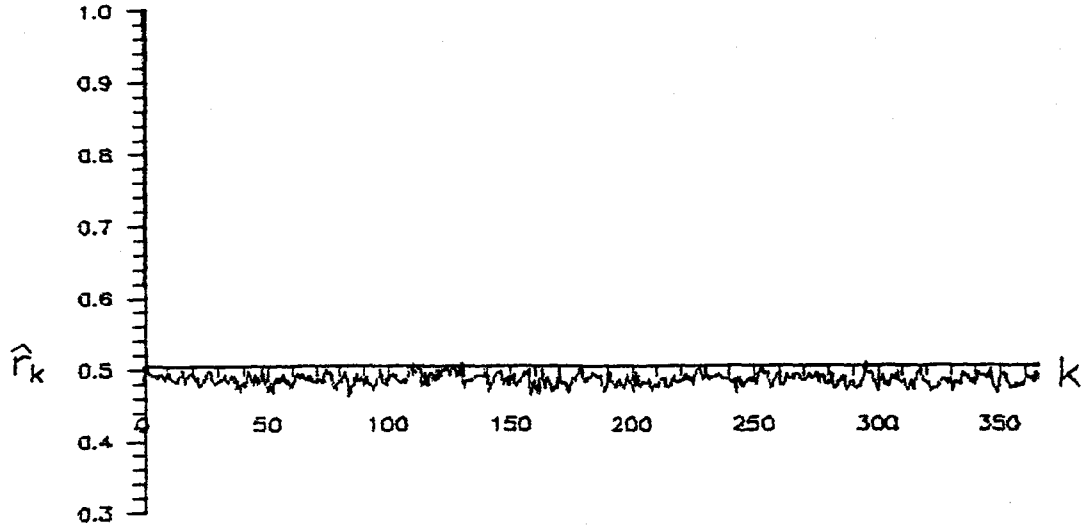
$$CL(\hat{r}_k) = p \pm 1.163(n-k)^{-1/2} \quad (2.5)$$

Aynı şekilde negatif gidişlerin incelenmesi durumunda (2.5) eşitliğinde p yerine q olasılığı konmalıdır.

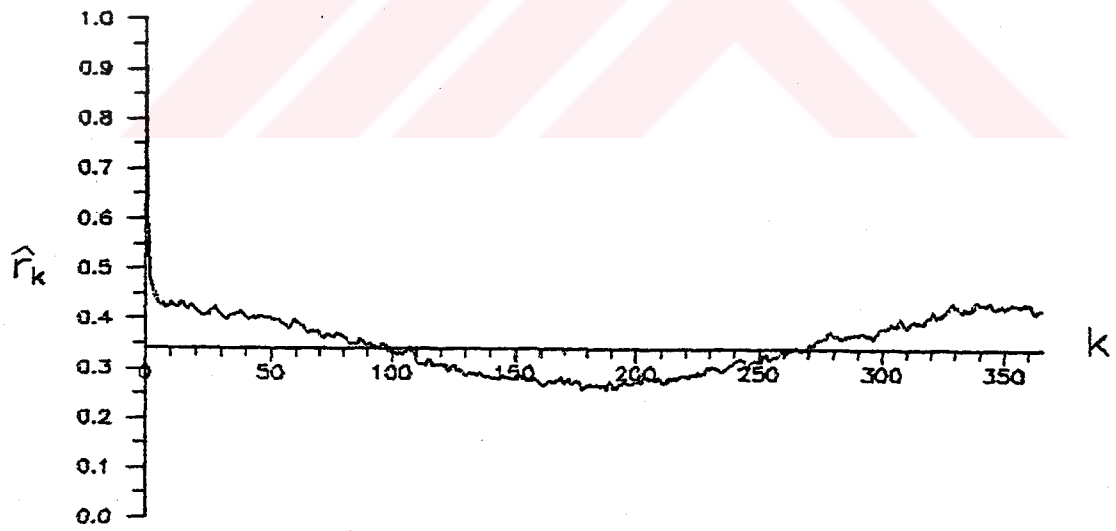
2.2 Grafiklerin Yorumu

Yalnızca yağışlı günlerin dikkate alınması durumunda, mevcut verilerin runogramı Şekil 2.1'de verildiği gibidir. Autorun katsayıları hemen hemen $\hat{r}_k=0.5$ civarında bir salınım göstermektedir, bu da yağış verilerinin niceliksel dağılımının bağımsız bir karaktere sahip olduğunu göstermektedir. Bilindiği gibi meteorolojik parametreler içerisinde öngörüsü en zor olan, yağış miktarıdır; bu Şekil 2.1'den de açıkça görülmektedir.

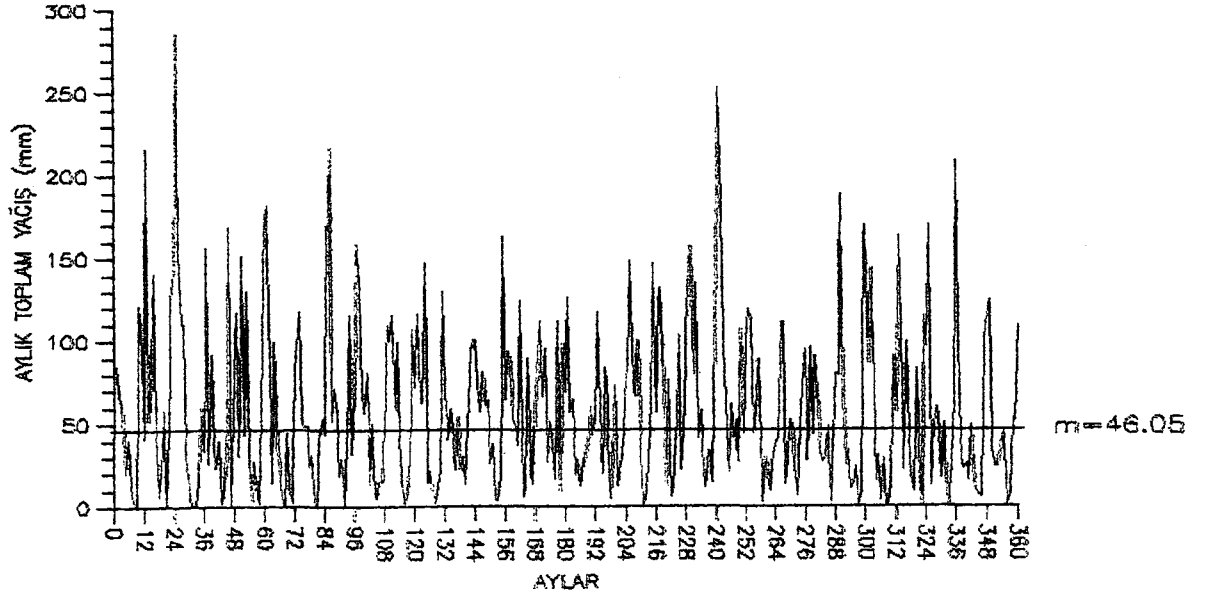
kurak ve yağışlı günler birlikte değerlendirildiğinde ise elde edilen runogram, Şekil 2.1'den oldukça farklıdır (Şekil 2.2). Burada $\hat{r}_k$ değerleri 0.5 civarında değil 0.3463 civarında periyodik bir salınım göstermektedir. Salınımın periyodu ise 365 gündür.



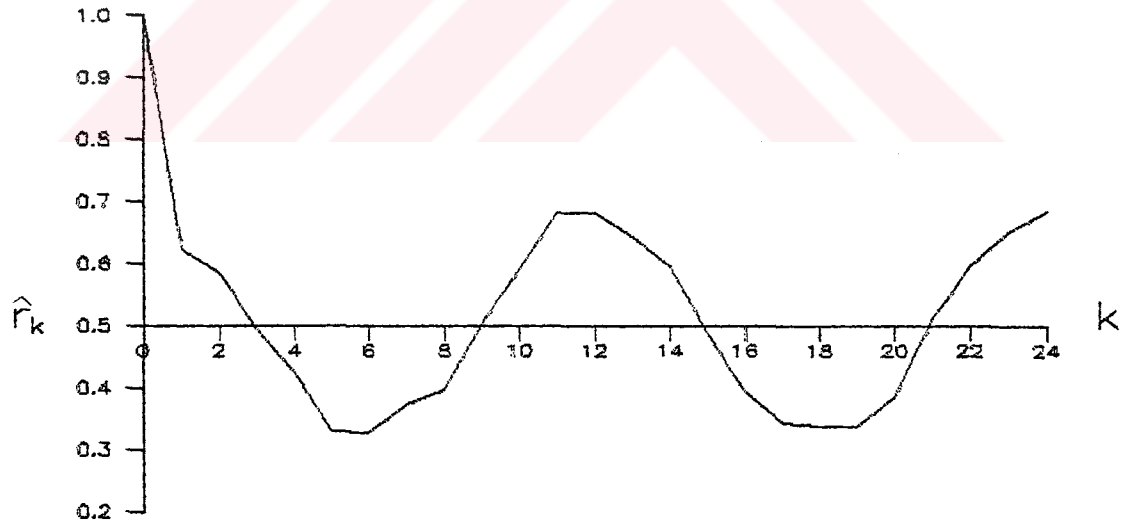
Şekil 2.1 : Verilerinden, kurak (0 mm.) günler çıkarıldıktan sonra kalan verilerin runogramı.



Şekil 2.2 : Pozitif gidişler dikkate alındığında, günlük verilerin runogramı.



Şekil 2.3 : Göztepe Meteoroloji İstasyonu 1961-1990 aylık toplam yağış miktarları.



Şekil 2.4 : Aylık toplam yağış verilerinin runogramı.

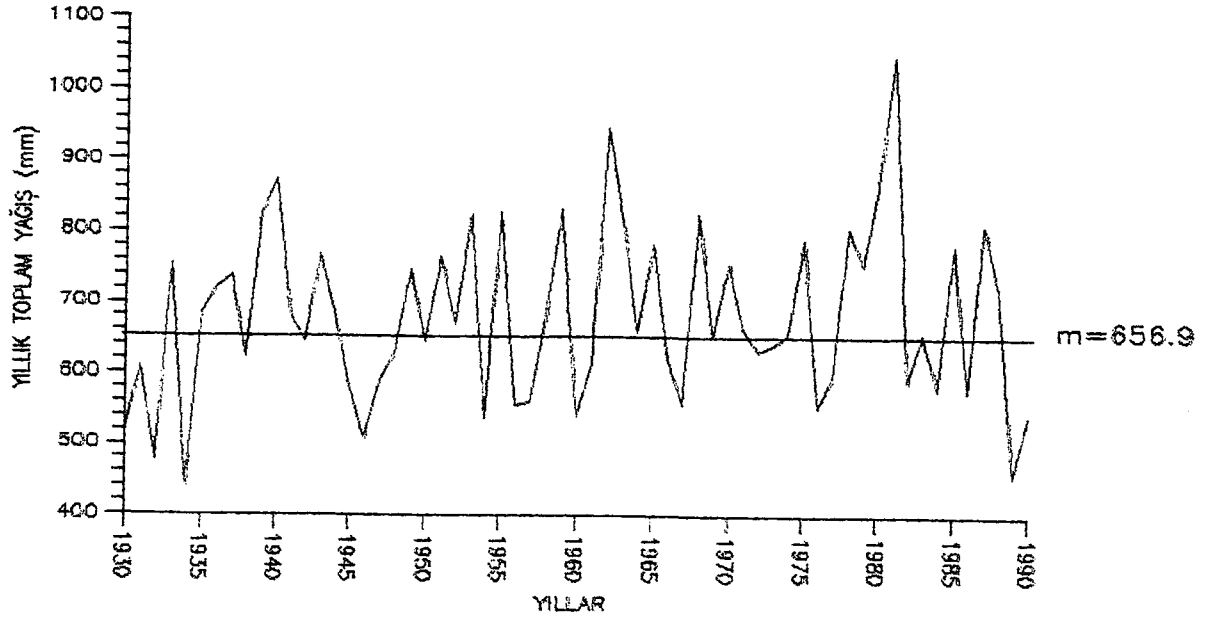
Yıllık yağış verileri Şekil 2.5'de, bu verilerin runogramı ise Şekil 2.6'da gösterilmiştir. incelemeye konu olan peryot 1961-1990 yıllarını (30 yıl) kapsamaktadır. Ancak autorun katsayılarının tahminindeki duyarlılığı arttırmak için 1930-1960 yıllarını kapsayan 31 yıl da incelemeye dahil edimiştir.

Yine Şekil 2.6'dan görüldüğü gibi yıllık verilerin runogramı 0.5 civarında oldukça rastgele bir salınım göstermektedir.

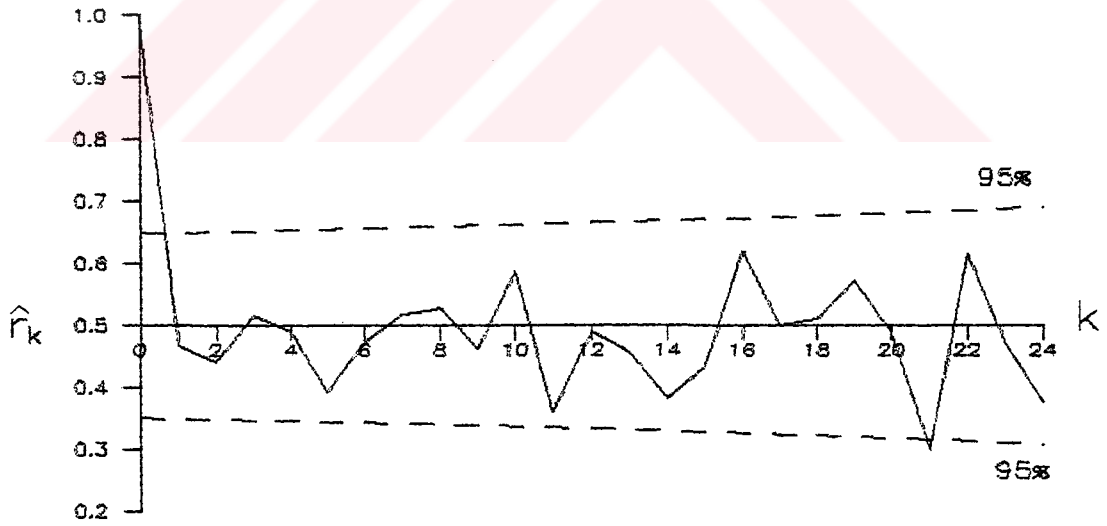
İncelenen serinin bağımlı olup olmadığına karar vermek için $k=1$ autorun katsayısı önemli bir rol oynar. Eğer $\hat{r}_1$ güven aralığının dışında kalıyorsa gözönüne alınan serinin yapısal bağımsızlığı % 5 güven düzeyinde reddedilir. Şekil 2.5'i bu açıdan incelersek $\hat{r}_1$ autorun katsayısının güven aralıklarının belirlediği sınırlar içinde kaldığını görürüz. Öyleyse yıllık yağış verileri bağımsız bir yapı göstermektedir diyebiliriz.

Diğer yandan runogram, incelenen serinin periyodik bir yapıya sahip olup olmadığı hakkında da bilgi verir. Şekil 2.3 ile verilen aylık yağış verilerinin runogramı (Şekil 2.4) buna güzel bir örnektir. Bu düşünceden hareketle aylık yağış verilerinin 12 aylık bir periyoda sahip olduğunu söyleyebiliriz.

Yine autorun fonksiyonundan hareketle gözlemlerin kaçınıcı mertebeden bir Markov sürecinden geldiğini belirleyebiliriz. Bunun için önce teorik autorun fonksiyonunun belirlenmesi gerekmektedir. Teorik autorun fonksiyonu, $\hat{r}_1$ autorun katsayısı esas alınarak elde edilir ve $\hat{r}(t), k$ teorik autorun katsayılarını göstermek üzere aşağıdaki formülle verilir (Şen, 1992):



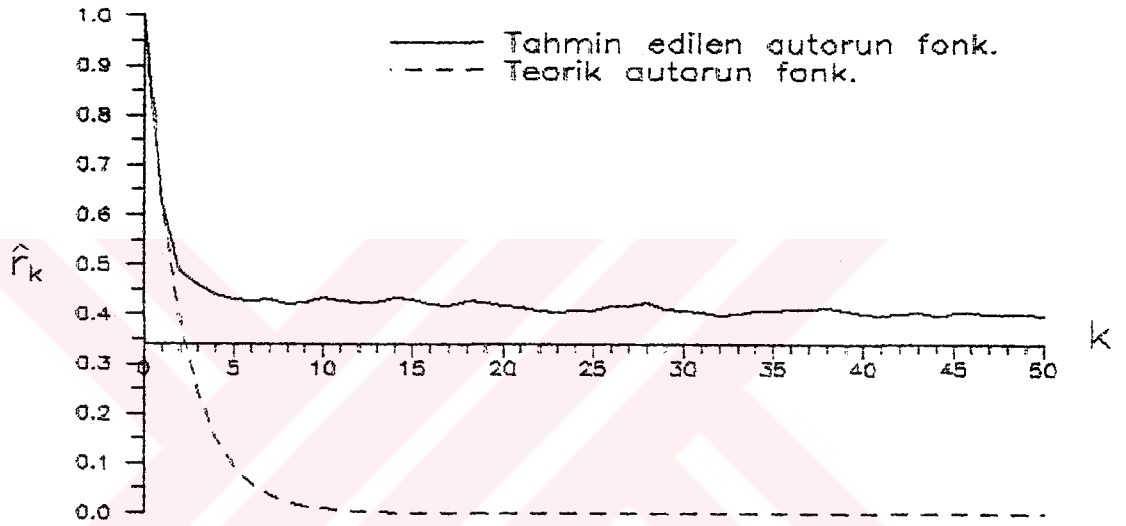
Şekil 2.5 : Göztepe Meteoroloji İstasyonu 1930-1990 yıllık toplam yağış miktarları.



Şekil 2.6 : Yıllık toplam yağış verilerinin runogramı.

$$\hat{r}_{(t),k} = (\hat{r}_1)^k \quad (2.6)$$

(2.6) ve (2.4) eşitliklerinden hesaplanan teorik ve tahmini autorun fonksiyonları aynı grafik üzerine çizildiğinde her iki eğrinin ayrılma noktasına karşı gelen k değeri, orijinal gözlemin kaçınıcı mertebeden bir Markov sürecinden geldiğini gösterir. Şekil 2.7 bu açıdan incelenirse, incelemeye konu olan günlük yağış verilerinin 2.mertebeden bir Markov Zinciri oluşturduğu görülür.



Şekil 2.7 : Günlük yağış verilerinin tahmin edilen ve teorik autorun fonksiyonları.

BÖLÜM 3 : MARKOV YAKLAŞIMI İLE GEÇİŞ OLASILIKLARININ HESAPLANMASI

GİRİŞ

Bölüm 2'de Göztepe Meteoroloji İstasyonu günlük yağış verilerinin 2. mertebeden bir Markov Zinciri oluşturduğu sonucuna varılmıştı. Ancak yapılan uygulamada 1. ve 2. mertebeden Markov yaklaşımlarının verdiği olasılık değerleri arasındaki farkın ihmal edilebilecek düzeyde olduğu görülmüştür. Daha yüksek mertebeden bir Markov Zincirinin uygulanması gerek olasılıkların hesaplanması için gereken veri sayısını azaltacağından gerekse işlem süresini uzatacağından verilere 1. Mertebeden Markov Zincirinin uygulanması tercih edilmiştir.

3.1 Markov Zinciri Modeli

Markov Zinciri, stokastik süreçlere uygulanan bir olasılık modeli olup; Meteoroloji, Hidroloji vb. bilim dallarında günlük persistansın teorik olarak incelenmesinde, başlangıç ve geçiş olasılıkları ile verilen bir periyot için kurak veya yağışlı dönemlerin olasılıklarının hesaplanmasında kullanılır.

Herhangi bir günün, örneğin 1 Ocak gününün kurak geçmesi olasılığını ($P(D)$) bulmak için gözlem periyodu içinde 1 Ocak gününün kurak geçtiği gün sayısını gözlem periyoduna bölmek gerekecektir. $P(D)$ olasılığı zamanla çok yavaş değiştiğinden, bu olasılık değeri yaklaşık olarak 2, 3, 4 ve 5 Ocak günleri için de kullanılabilir. Ancak veriler arasındaki bağımlılıktan dolayı Ocak ayının ilk beş

gününün kurak geçmesi olasılığının $(P(D))^5$ olacağını söyleyemeyiz. Bu olasılığı belirleyebilmek için gözlem periyodu boyunca, söz konusu beş günün kurak geçtiği yıl sayısını toplam periyoda bölmek gerekir (Leduc,1987).

Markov Zinciri modeline göre, her hangi bir günün yağışlı geçmesi olasılığı, bir önceki günün yağışlı geçip geçmediğine bağlıdır. Bu olasılık modelinin iki parametresi P_0 ve $(1-P_0)$ 'dır. P_0 , bir önceki günün kurak (D) geçmesi koşulu altında bir sonraki günün yağışlı (W) geçmesi olasılığını; $(1-P_0)$ ise bir önceki günün yağışlı geçmesi koşulu altında bir sonraki günün kurak geçmesi olasılığını gösterir. Modelle ilgili geçiş olasılıkları ve diğer önemli olasılıklar aşağıda verildiği gibidir (Weiss,1964) :

$$\begin{aligned} P_1 &= P(W|W) \\ (1-P_1) &= P(D|W) \\ P_0 &= P(W|D) \\ (1-P_0) &= P(D|D) \end{aligned} \quad (3.1)$$

Bu olasılıkları matris formunda ifade etmek de mümkündür.

$$T = \begin{bmatrix} P(W|W) & P(D|W) \\ P(W|D) & P(D|D) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_1 & (1-P_1) \\ P_0 & (1-P_0) \end{bmatrix}$$

T, "geçiş matrisi" olarak adlandırılır ve her bir satırındaki olasılıkların toplamı, olasılık teorisi gereğince 1'e eşittir (Essenwanger,1986).

Uzunluğu n olan kurak ve yağışlı dönemlerin olasılıkları sırasıyla,

$$P_0(1-P_0)^{n-1} \quad , \quad (1-P_1)P_1^{n-1} \quad (3.2)$$

Kümülatif olasılık dağılımları,

$$1-(1-P_0)^n, 1-P_1^n \quad (3.3)$$

uzunluğu n 'den büyük olan kurak ve yağışlı dönemlerin olasılığı da,

$$(1-P_0)^n, P_1^n \quad (3.4)$$

ifadeleriyle verilir. 1. mertebeden Markov Zinciri ise aşağıdaki eşitlikle verilir :

$$P(X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+n}) = P(X_t)P(X_{t+1}|X_t) \dots P(X_{t+n}|X_{t+n-1}) \quad (3.5)$$

(3.5) eşitliğindeki X değişkeni, bir eşik değerle tanımlanan karşıt durumları (kurak-yağışlı, sıcak-soguk vb.) temsil etmektedir. Bu eşitlikteki $P(X_t)$ koşulsuz olasılığı "başlangıç olasılığını", $P(X_{t+1}|X_t)$ koşullu olasılık ise "geçiş olasılığını" göstermektedir. 1. mertebeden Markov Zincirinde, herhangi bir değişkenin bağımlılığı ya da persistansı sadece bir gün öncesıyla ele alınır. Eğer 2. mertebeden Markov Zincirini ele alırsak (3.5) eşitliği :

$$P(X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+n}) = P(X_t)P(X_{t+1}|X_t)P(X_{t+2}|X_{t+1}, X_t) \dots P(X_{t+n}|X_{t+n-1}, X_{t+n-2}) \quad (3.6)$$

şeklini alır. Bu durumda X değişkeninin bağımlılığı iki gün öncesine gider. Benzer şekilde 3. mertebeden Markov Zincirinde bağımlılık, üç gün öncesine gidecektir. Feyerherm (1964), $n > 7$ için hesaplamaların güçleşeceğini, bunun için hızlı bilgisayarlara gereksinim olduğunu ifade etmiştir. Markov Zincirinin mertebesi arttıkça, olasılıkları hesaplamak için gereken veri sayısı azalacaktır. Örneğin, "D" kurak bir günü göstermek üzere ($X=D$) izleyen eşitlikleri dikkate alalım (Feyerherm, 1964):

$$P(D_t) = \frac{t.\text{günlerin kurak geçtiği yıl sayısı}}{\text{gözlem periyodu}} \quad (3.7)$$

$$P(D_t|D_{t-1}) = \frac{t \text{ ve } (t-1).\text{günlerin kurak geçtiği yıl sayısı}}{(t-1).\text{günlerin kurak geçtiği yıl sayısı}} \quad (3.8)$$

$$P(D_t|D_{t-1}, D_{t-2}) = \frac{t, (t-1), (t-2).\text{günler için kur. yıl sa.}}{(t-1), (t-2) \text{ günler için kur. yıl sa.}} \quad (3.9)$$

Gözlem periyodunu 50 yıl olarak düşünürsek $P(D_t)$ başlangıç olasılığı 50 yıl üzerinden hesaplanacaktır. $P(D_t) \approx 0.30$ olduğunu varsayalım, bu durumda $P(D_t|D_{t-1})$ olasılığı 15 yıl üzerinden; eğer, $P(D_t|D_{t-1}) \approx 0.40$ kabul edersek, $P(D_t|D_{t-1}, D_{t-2})$ olasılığı maksimum 6 yıl üzerinden hesaplanacaktır. Sonuç olarak gözlem periyodu kısaldıkça olasılıkların hesabındaki hata da artacaktır.

İkinci bölümde, Göztepe yağış verilerinin 2. mertebeden bir Markov Zinciri oluşturduğu sonucuna varılmıştı. Ancak, Şekil 3.1'in de dikkate alınması sağlayacağı yarar açısından önemlidir. Şekil 3.1, $ED=0.5$ mm. için $P(D_t)$ başlangıç ve, $P(D_t|D_{t-1})$, $P(D_t|D_{t-1}, D_{t-2})$ geçiş olasılıklarını göstermektedir. $P(D_t)$, ile $P(D_t|D_{t-1})$ arasında belirgin bir fark olmasına rağmen, $P(D_t|D_{t-1})$ ile $P(D_t|D_{t-1}, D_{t-2})$ arasındaki fark ihmal edilebilecek düzeydedir. Özetle, mevcut veriler için 1. Mertebeden Markov Zinciri verilen bir periyodun (günlük, haftalık vb.) kurak ve yağışlı geçmesi olasılığının hesaplanmasına iyi bir yaklaşım sağlamaktadır. Ayrıca verilere 1. mertebeden Markov Zincirinin uygulanması aşağıda sıralanan avantajları açısından da uygun olacaktır:

1- Olasılıkları hesaplamak için mevcut veri sayısı azalmayacağından; tahminlerin duyarlılığı artacaktır.

2- Hesaplama süresi önemli ölçüde kısılacaktır.

(3.7) ve (3.8) eşitlikleriyle verilen olasılıklara ek olarak diğer kombinasyonlar aşağıda verildiği gibidir (Feyerherm, 1965) :

$$P(W_t) = 1 - P(D_t) \quad (3.10)$$

$$P(W_t | D_{t-1}) = 1 - P(D_t | D_{t-1}) \quad (3.11)$$

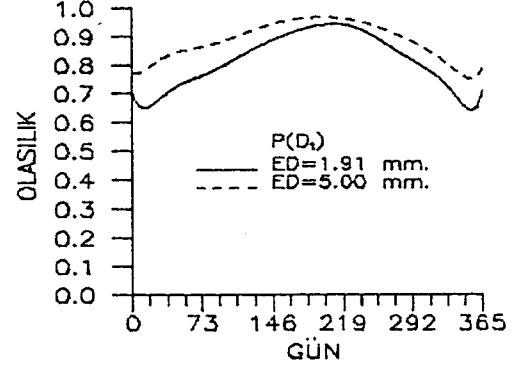
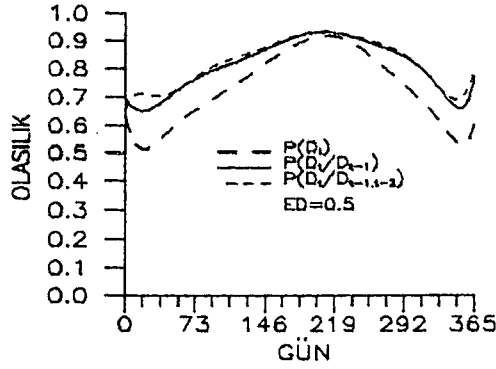
$$P(D_t | W_{t-1}) = P(D_t) P(W_t | D_{t-1}) / P(W_t) \quad (3.12)$$

$$P(W_t | W_{t-1}) = 1 - P(D_t | W_{t-1}) \quad (3.13)$$

Bu olasılıklar $ED=0.5$ mm. ve $ED=1.91$ mm. (günlük normal) için günlük ve haftalık olarak ayrı ayrı hesaplanmıştır (Olasılıkları hesaplamak için yazılan Fortran 77 programı EK C'de verilmiştir.). Şekil 3.2, $ED=1.91$ ve $ED=5.0$ mm. için $P(D_t)$ başlangıç olasılıklarını göstermektedir. Beklendiği gibi, ED arttıkça verilen bir günün kurak geçmesi olasılığı da artmaktadır. Şekil 3.3-(a) ve (b) ise sırasıyla $ED=1.91$ ve $ED=5.0$ mm için $P(D_t | D_{t-1})$ ve $P(D_t)$ haftalık olasılıklarının grafiklerini göstermektedir. Olasılıkların 29. hafta (16-22 Temmuz) civarında hemen hemen simetrik bir dağılım verdiği görülmektedir.

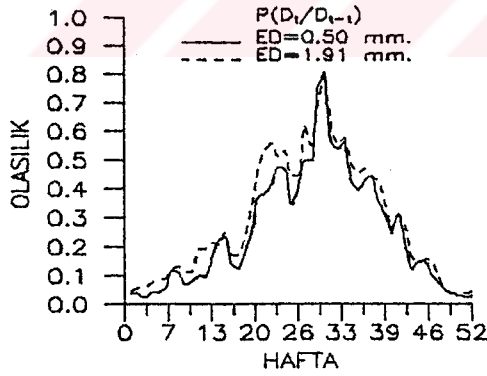
3.2 Konuyla ilgili Diğer Çalışmaların Eleştirisi

Feyerherm ve arkadaşlarınca yapılan çalışmada haftalık olasılıklara yer verilmiştir. Ancak bu olasılıklar doğrudan haftalık olasılıklar olarak hesaplanmayıp; günlük olasılıklar esas alınarak oluşturulmuşlardır. Bunun için de önce yılın her bir günü için başlangıç ve geçiş olasılıkları hesaplanmış, günlük olasılık değişiminin ihmal edilebilir düzeyde olduğu kabul edilmiştir. Haftalık tablolar oluşturulurken, yedi günlük periyodun 4. gününün olasılığı o haftanın olasılığı olarak alınmıştır.

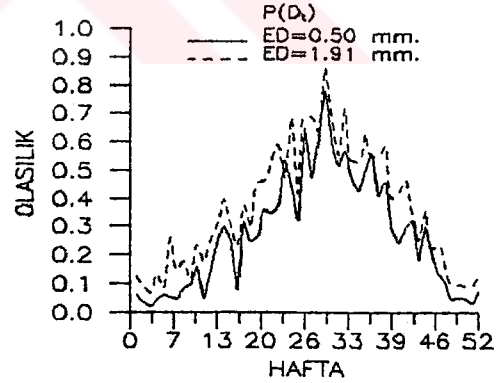


Şekil 3.1:ED=0.5 mm. için,
 $P(D_t|D_{t-1}, t-2)$, $P(D_t|D_{t-1})$,
 $P(D_t)$ günlük olasılıkları.

Şekil 3.2:ED=1.91 ve 5.0 mm.
 için $P(D_t)$ başlangıç olasılık-
 ları.



(a)



(b)

Şekil 3.3 : ED=0.5 ve 1.91 mm.için $P(D_t|D_{t-1})$ geçiş (a)
 ve aynı eşik değerler için $P(D_t)$ başlangıç (b)
 olasılıkları.

Bu çalışmada ise, daha önce de belirtildiği gibi günlük ve haftalık olasılıklar ayrı ayrı hesaplanmıştır. Yukarıda bahsedilen yaklaşımın kullanılmamasının nedenleri kısaca şöyle özetlenebilir :

1- Günlük olasılıklar, kullanılan istatistiksel modelden dolayı belli bir hata içermektedir. Ayrıca EK B, yedi günlük peryotlar göz önüne alınarak incelendiğinde, bazı peryotlar için günlük olasılık değişiminin ihmal edilebilecek düzeyde olmasına rağmen, diğer bazı peryotlar için haftanın ilk gününün olasılığı ile son gününün olasılığı arasında ihmal edilemeyecek düzeyde bir fark olduğu görülür. Bu farkların dikkate alınmamasından kaynaklanan ikinci bir hata, doğrudan olasılıklara yansıyacaktır. Bunu önlemek için haftalık olasılıklar 7 günlük bir peryot için doğrudan hesaplanmıştır.

2- 1. mertebeden Markov Zinciri yaklaşımında, veriler arasındaki bağımlılık; peryot olarak gün seçilmişse bir gün öncesine, hafta seçilmişse bir hafta öncesine gider. Feyerherm ve arkadaşlarınınca yapılan çalışmada günlük olasılıklardan haftalık olasılıklar elde edilirken bu temel kuralın da dikkate alınmadığı görülmektedir. Günlük başlangıç olasılıklarından , haftalık başlangıç olasılıklarına geçişte, 1. maddede anlatılan sakıncaların haricinde, Markov yaklaşımı açısından bir sorun yoktur, ancak sorun, geçiş olasılıklarının hesabında ortaya çıkmaktadır. Çünkü verilen bir gün için geçiş olasılığı, o gün ile bir önceki günün, diğer bir deyişle sadece 2 günün koşullu olasılığıdır. Oysa verilen bir hafta için geçiş olasılığı o hafta ile bir önceki haftanın yani 14 günlük bir periyodun koşullu olasılığıdır. Sonuç olarak günlük geçiş olasılıklarını kullanarak, haftalık geçiş olasılıklarını hesaplarken bir önceki hafta dikkate alınmamış olmaktadır. Bu da üçüncü bir hatanın hesaplara dahil edilmesi demektir.

Tablo 3.1 : ED=0.5 mm. için başlangıç ve geçiş olasılıkları.

ED=0.5	Başlangıç ol.		Geçiş Olasılıkları			
Haftalar	P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
1 OC- 7 OC	0.064	0.936	0.038	0.962	0.066	0.934
8 OC-14 OC	0.035	0.965	0.036	0.964	0.035	0.965
15 OC-21 OC	0.023	0.977	0.023	0.977	0.023	0.977
22 OC-28 OC	0.046	0.954	0.043	0.957	0.046	0.954
29 OC- 4 SB	0.062	0.938	0.043	0.957	0.063	0.937
5 SB-11 SB	0.054	0.946	0.055	0.945	0.054	0.946
12 SB-18 SB	0.048	0.952	0.118	0.882	0.044	0.956
19 SB-25 SB	0.086	0.914	0.110	0.890	0.084	0.916
26 SB- 4 MA	0.098	0.902	0.071	0.929	0.101	0.899
5 MA-11 MA	0.160	0.840	0.079	0.921	0.176	0.824
12 MA-18 MA	0.050	0.950	0.102	0.898	0.048	0.952
19 MA-25 MA	0.144	0.856	0.095	0.905	0.153	0.847
26 MA- 1 Nİ	0.242	0.758	0.156	0.844	0.270	0.730
2 Nİ- 8 Nİ	0.298	0.702	0.222	0.778	0.330	0.670
9 Nİ-15 Nİ	0.247	0.753	0.234	0.766	0.251	0.749
16 Nİ-22 Nİ	0.079	0.921	0.138	0.862	0.074	0.926
23 Nİ-29 Nİ	0.318	0.682	0.125	0.875	0.408	0.592
30 Nİ- 6 MA	0.248	0.752	0.186	0.814	0.268	0.732
7 MA-13 MA	0.263	0.737	0.251	0.749	0.266	0.734
14 MA-20 MA	0.361	0.639	0.374	0.626	0.354	0.646
21 MA-27 MA	0.347	0.653	0.384	0.616	0.327	0.673
28 MA- 3 HA	0.373	0.627	0.415	0.585	0.348	0.652
4 HA-10 HA	0.538	0.462	0.477	0.523	0.609	0.391
11 HA-17 HA	0.450	0.550	0.469	0.531	0.435	0.565
18 HA-24 HA	0.320	0.680	0.346	0.654	0.308	0.692
25 HA- 1 TE	0.646	0.354	0.401	0.599	0.907	0.093
2 TE- 8 TE	0.474	0.526	0.500	0.500	0.452	0.548
9 TE-15 TE	0.606	0.394	0.501	0.499	0.768	0.232
16 TE-22 TE	0.780	0.220	0.756	0.244	0.866	0.134
23 TE-29 TE	0.606	0.394	0.810	0.190	0.292	0.708
30 TE- 5 AĞ	0.517	0.483	0.561	0.439	0.471	0.529
6 AĞ-12 AĞ	0.568	0.432	0.540	0.460	0.606	0.394
13 AĞ-19 AĞ	0.472	0.528	0.564	0.436	0.389	0.611
20 AĞ-26 AĞ	0.431	0.569	0.429	0.571	0.432	0.568
27 AĞ- 2 EY	0.497	0.503	0.397	0.603	0.597	0.403
3 EY- 9 EY	0.562	0.438	0.428	0.572	0.735	0.265
10 EY-16 EY	0.410	0.590	0.450	0.550	0.382	0.618
17 EY-23 EY	0.461	0.539	0.359	0.641	0.547	0.453
24 EY-30 EY	0.295	0.705	0.312	0.688	0.288	0.712
31 EY- 7 EK	0.241	0.759	0.247	0.753	0.239	0.761
8 EK-14 EK	0.289	0.711	0.318	0.682	0.278	0.722
15 EK-21 EK	0.319	0.681	0.222	0.778	0.365	0.635
22 EK-28 EK	0.185	0.815	0.120	0.880	0.199	0.801
29 EK- 4 KA	0.296	0.704	0.149	0.851	0.357	0.643
5 KA-11 KA	0.205	0.795	0.149	0.851	0.220	0.780
12 KA-18 KA	0.136	0.864	0.101	0.899	0.142	0.858
19 KA-25 KA	0.106	0.894	0.075	0.925	0.110	0.890
26 KA- 2 AR	0.048	0.952	0.050	0.950	0.048	0.952
3 AR- 9 AR	0.050	0.950	0.038	0.962	0.051	0.949
10 AR-16 AR	0.047	0.953	0.031	0.969	0.047	0.953
17 AR-23 AR	0.035	0.965	0.027	0.973	0.035	0.965
24 AR-30 AR	0.075	0.925	0.029	0.971	0.079	0.921

Tablo 3.2 : ED=1.91 mm. için başlangıç ve geçiş olasılıkları.

ED=1.91	Başlangıç ol.		Geçiş Olasılıkları			
Haftalar	P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
1 OC- 7 OC	0.127	0.873	0.047	0.953	0.139	0.861
8 OC-14 OC	0.090	0.910	0.057	0.943	0.094	0.906
15 OC-21 OC	0.068	0.932	0.058	0.942	0.069	0.931
22 OC-28 OC	0.136	0.864	0.078	0.922	0.146	0.854
29 OC- 4 ŞB	0.084	0.916	0.083	0.917	0.084	0.916
5 ŞB-11 ŞB	0.258	0.742	0.091	0.909	0.317	0.683
12 ŞB-18 ŞB	0.147	0.853	0.122	0.878	0.151	0.849
19 ŞB-25 ŞB	0.179	0.821	0.134	0.866	0.189	0.811
26 ŞB- 4 MA	0.110	0.890	0.114	0.886	0.110	0.890
5 MA-11 MA	0.235	0.765	0.114	0.886	0.272	0.728
12 MA-18 MA	0.174	0.826	0.193	0.807	0.169	0.831
19 MA-25 MA	0.248	0.752	0.191	0.809	0.266	0.734
26 MA- 1 Nİ	0.299	0.701	0.215	0.785	0.334	0.666
2 Nİ- 8 Nİ	0.402	0.598	0.206	0.794	0.533	0.467
9 Nİ-15 Nİ	0.307	0.693	0.251	0.749	0.332	0.668
16 Nİ-22 Nİ	0.227	0.773	0.171	0.829	0.244	0.756
23 Nİ-29 Nİ	0.379	0.621	0.175	0.825	0.503	0.497
30 Nİ- 6 MA	0.294	0.706	0.236	0.764	0.318	0.682
7 MA-13 MA	0.458	0.542	0.338	0.662	0.559	0.441
14 MA-20 MA	0.464	0.536	0.473	0.527	0.457	0.543
21 MA-27 MA	0.535	0.465	0.536	0.464	0.534	0.466
28 MA- 3 HA	0.593	0.407	0.559	0.441	0.642	0.358
4 HA-10 HA	0.473	0.527	0.512	0.488	0.437	0.563
11 HA-17 HA	0.689	0.311	0.535	0.465	0.971	0.029
18 HA-24 HA	0.418	0.582	0.449	0.551	0.395	0.605
25 HA- 1 TE	0.690	0.310	0.449	0.551	0.774	0.226
2 TE- 8 TE	0.688	0.312	0.624	0.376	0.829	0.171
9 TE-15 TE	0.635	0.365	0.552	0.448	0.779	0.221
16 TE-22 TE	0.870	0.130	0.694	0.306	0.948	0.052
23 TE-29 TE	0.693	0.307	0.809	0.191	0.431	0.569
30 TE- 5 AĞ	0.556	0.444	0.621	0.379	0.476	0.524
6 AĞ-12 AĞ	0.718	0.282	0.556	0.444	0.868	0.132
13 AĞ-19 AĞ	0.534	0.466	0.579	0.421	0.483	0.517
20 AĞ-26 AĞ	0.533	0.467	0.494	0.506	0.578	0.422
27 AĞ- 2 EY	0.632	0.368	0.455	0.545	0.937	0.063
3 EY- 9 EY	0.551	0.449	0.473	0.527	0.646	0.354
10 EY-16 EY	0.552	0.448	0.444	0.556	0.684	0.316
17 EY-23 EY	0.589	0.411	0.431	0.569	0.814	0.186
24 EY-30 EY	0.402	0.598	0.351	0.649	0.436	0.564
31 EY- 7 EK	0.419	0.581	0.258	0.742	0.535	0.465
8 EK-14 EK	0.470	0.530	0.310	0.690	0.612	0.388
15 EK-21 EK	0.356	0.644	0.278	0.722	0.400	0.600
22 EK-28 EK	0.250	0.750	0.167	0.833	0.277	0.723
29 EK- 4 KA	0.357	0.643	0.145	0.855	0.476	0.524
5 KA-11 KA	0.222	0.778	0.157	0.843	0.241	0.759
12 KA-18 KA	0.235	0.765	0.152	0.848	0.261	0.739
19 KA-25 KA	0.166	0.834	0.094	0.906	0.181	0.819
26 KA- 2 AR	0.098	0.902	0.053	0.947	0.103	0.897
3 AR- 9 AR	0.099	0.901	0.038	0.962	0.105	0.895
10 AR-16 AR	0.092	0.908	0.041	0.959	0.097	0.903
17 AR-23 AR	0.093	0.907	0.039	0.961	0.098	0.902
24 AR-30 AR	0.134	0.866	0.046	0.954	0.148	0.852

3.3 Tabloların Kullanımı

1. mertebeden Markov Zinciri kullanılarak elde edilen Tablo 3.1, Tablo 3.2 ve EK B'dan yararlanarak sırasıyla şu soruların cevabını almak mümkündür :

- 1- Yılın verilen bir gününün kurak/yağışlı geçmesi olasılığı nedir?
- 2- Yılın herhangi bir gününün bir önceki güne bağlı olarak kurak/yağışlı geçmesi olasılığı nedir?
- 3- Verilen sayıda günün, verilen bir kombinasyonunun gerçekleşmesi olasılığı nedir?

Bu çalışmada günlük ve haftalık olasılıklar yer almaktadır, ancak bazı durumlarda 2, 3, 4,... günlük bir periyodun olasılıklarını hesaplamak gerekebilir. Örneğin 1-3 Ocak günleri için (3 gün), $s(W)$ yağışlı gün sayısını göstermek üzere 2^3 değişik duruma karşı gelen olasılıklar Tablo 3.3'de verilmiştir.

Tablo 3.3: Üç günlük bir periyodun (1-3 Ocak) verilen bir kombinasyonu için olasılıkların bulunması.

$s(W)$	Olasılıklar	Toplam
0	$P(D,D,D)=P(D).P(D D).P(D D)= 0.3054$	0.3054
1	$P(W,D,D)=P(W).P(D W).P(D D)= 0.0778$ $P(D,W,D)=P(D).P(W D).P(D W)= 0.1358$ $P(D,D,W)=P(D).P(D D).P(W D)= 0.1944$	0.4080
2	$P(W,W,D)=P(W).P(W W).P(D W)= 0.0814$ $P(W,D,W)=P(W).P(D W).P(W D)= 0.0495$ $P(D,W,W)=P(D).P(W D).P(W W)= 0.0972$	0.2281
3	$P(W,W,W)=P(W).P(W W).P(W W)= 0.0582$	0.0582
Toplam		0.9997

Tablodan da anlaşılabacağı gibi, olasılıklar hesaplanırken birinci gün için başlangıç olasılığı, izleyen günler için ise geçiş olasılıkları gözönüne alınmıştır (Feyerherm,1965). Ayrıca kurak ve yağışlı günlerin diziliş sırasının dikkate alınmaması durumunda, üç günlük bir peryot içinde sırasıyla, hiç yağış olmaması; bir günün yağışlı geçmesi; iki günün yağışlı geçmesi ve bütün peryodun yağışlı geçmesi şeklindeki olasılıkları da hesaplayabiliriz (Tablo 3.3'ün son sütunu).



BÖLÜM 4 : SONUÇLAR VE ÖNERİLER

4.1 Sonuçlar

Hidrolojik çevrimin önemli bir elemanı olan buharlaşma, yavaş cereyan eden ancak yer ve zamana göre süreklilik gösteren bir süreç olmasına rağmen, yağışın şiddeti, miktarı ve dağılımı yer ve zaman içinde büyük değişiklikler gösterir. Özetle, buharlaşma ve yağış verileri arasındaki en belirgin fark, buharlaşma verisinin sürekli olmasına rağmen, yağış verisinin kesikli bir rastgele değişken olmasıdır. Bu nedenle günlük yağış verilerinin medyan değerinin sıfır olma olasılığı yüksektir. Verilerin medyan değerini dikkate alan (1.18) eşitliğinde her hangi bir düzeltme yapmaksızın Göztepe yağış verilerine uygulanması sonucu elde edilen $\hat{r}_k$ değerleri Tablo 2.1'de verilmiştir. $k=0$ 'a karşılık gelen autorun katsayısı ($\hat{r}_0$) gerçekte 1'e eşit olması gerekirken 0.693 değerini vermektedir. Bu ise, $\hat{r}_k$ 'nın tanımı gereği $0 \leq \hat{r}_k \leq 1$ olacağı sonucuyla çelişmektedir. Dikkatle incelendiğinde 0.693 sayısının, kesme işleminden sonra 2. yarıda, medyan değeri olan 0 mm. den farklı veri sayısının yüzdesi olduğu görülecektir.

İncelenen 30 yıllık peryottaki toplam veri sayısı $n=10950$ olup, bunun içerisinde 7157 adet veri sıfıra eşittir ve her hangi bir günün yağışlı geçmesi olasılığı 0.346'dır. Dolayısı ile bu verilerin runogramı $\hat{r}_k=0.5$ civarında değil, $\hat{r}_k=0.346$ civarında bir salınım verecektir. Bu düşünceden hareketle (1.18) eşitliğinin günlük verilere de uygulanacak şekilde yeniden düzenlenmesi zorunluluğu ortaya çıkmıştır. Bunun için $s(X_i > m)$ toplam yağışlı gün sayısını göstermek üzere aşağıda verildiği gibi pozitif (p) ve negatif (q) gidiş olasılıkları tanımlanmış,

$$p = s(X_i > m)/n \quad (4.1)$$

$$q = 1-p \quad (4.2)$$

ve bu olasılıkların (1.18) eşitliğinde yerine konmasıyla,

$$\hat{r}_k = n_k/p(n-k) \quad (4.3)$$

$$\hat{r}_k = n_k/q(n-k) \quad (4.4)$$

eşitlikleri elde edilmiştir. Medyanın sıfırdan farklı olması durumunda $p=q=0.5$ olacağından (4.3) ve (4.4) eşitlikleri tek bir eşitliğe indirgenecektir. Ayrıca $\hat{r}_k$ için güven aralıklarının hesaplanmasında kullanılan (1.28) eşitliğinde, (4.5) eşitliğinde verildiği gibi bir düzeltmeye gidilmiştir:

$$CL(\hat{r}_k) = p \pm 1.163 (n-k)^{-1/2} \quad (4.5)$$

Negatif gidişlerle ilgilenilmesi durumunda, (4.5) eşitliğinde p yerine q olasılığının geleceği açıktır.

Bu düzenlemelerden sonra, (4.3) eşitliği kullanılarak Göztepe yağış verileri için pozitif gidişler günlük, aylık ve yıllık olarak incelenmiştir. Bu incelemenin sonuçları aşağıda maddeler halinde sıralanmıştır:

1- Günlük yağış verilerinin niceliksel dağılımını görmek için, sadece yağışlı günler dikkate alınarak elde edilen runogramın, Şekil 1.3 ile verilen bağımsız bir sürece ait runogramda olduğu gibi, $p=0.5$ civarında bir salınım verdiği görülmektedir ki bu da yağış verilerinin niceliksel dağılımının bağımsız karakterini yansıtmaktadır (Şekil 2.1).

2- Günlük yağış verisi durumunda pozitif gidişlerin runogramı ise 0.3465 civarında periyodik bir salınım vermektedir. Salınımın periyodu 365 gündür (Şekil 2.2).

3- Aylık verilerin runogramı, $p=0.5$ civarında oldukça düzenli bir salınım göstermektedir. Salınımın periyodu 12 aydır (Şekil 2.4).

4- Yıllık verilerin runogramı, $p=0.5$ civarında oldukça düzensiz bir salınım vermektedir. Ayrıca $\hat{r}_1$ autorun katsayısının $\alpha=0.5$ anlamlılık düzeyine karşı gelen güven aralıklarının belirlediği sınırların içinde kalması, yıllık yağış verilerinin bağımsız bir veri niteliği taşıdığını göstermektedir.

5- Tahmin edilen autorun fonksiyonu ile teorik autorun fonksiyonunun birlikte incelenmesinden, Göztepe günlük yağış verilerinin 2. mertebeden bir Markov Zinciri oluşturduğu sonucuna varılmıştır (Şekil 2.7).

6- Bölüm 3'de, 5. madde ile verilen bilgiler doğrultusunda, günlük yağış verilerine 2. mertebeden Markov Zinciri uygulanarak elde edilen olasılıkların, 1. mertebeden Markov yaklaşımı ile hesaplanan olasılıklara oldukça yakın sonuçlar vermesi üzerine, geçiş olasılıkları 1. mertebe üzerinden hesaplanarak tablolar halinde verilmiştir (Tablo 3.1, 3.2 ve B1). Buna göre:

a- 0.5, 1.91 ve 5.0 mm. eşik değerleri için hesaplanan günlük başlangıç ve geçiş olasılıkları 200. gün (19 Temmuz) civarında simetrik bir dağılım göstermektedir (Şekil 3.1, 3.2).

b- 0.5 ve 1.91 mm. eşik değerleri için hesaplanan, haftalık $P(D_t)$ başlangıç ve $P(D_t|D_{t-1})$ geçiş olasılıkları 29. hafta (16-22 Temmuz) civarında simetrik bir dağılım vermektedir.

4.2 Öneriler

1- Konuyla ilgili çalışmaların, yağışın yersel dağılımının gösterdiği değişkenlik nedeniyle sadece Göztepe Meteoroloji İstasyonu için değil, İstanbul'daki diğer meteoroloji istasyonlarını da kapsayacak şekilde yapılması yararlı olacaktır.

2- 3. Bölümde hesaplanan olasılıklar, özellikle tarım, endüstri, inşaat, turizm ve spor alanlarında kullanılabilecek önemli bir bilgi niteliğindedir.

3- Olasılık tablolarının, 2. maddede sayılan farklı sektörler için, farklı eşik değerleri kullanılarak oluşturulması daha anlamlı olacaktır.

K A Y N A K L A R

- ANDERSON, R.L., (1942), Distribution of the Serial Correlation Coefficient, Ann. Math. Stat., 8(1):1-3.
- BAYAZIT, M., (1976), Hidrolojik Süreçlerin Kurak Devre Analizi, Türkiye Bilimsel ve Teknik Araştırma Kurumu, Proje No:409, İstanbul.
- BAYAZIT, M., (1985), Mühendisler için İstatistik, Birsen Yayın Evi, Sayfa:119.
- ESSENWAGNER, O.M., (1986), General Climatology, World Survey of Climatology, Elsevier Science Publ.B.U., Amsterdam, Vol. 1B : 350.
- FELLER, W., (1967), An Introduction to Probability Theory and its Application, Wiley, New York, Vol. 1, 509.
- FEYERHERM, A.M., BARK, L.D., (1964), Statistical Methods for Persistent Precipitation Patterns, Journal of Applied Meteorology, 4:320-328.
- FEYERHERM, A.M., BARK, L.D., BURROWS, W.C., (1965), Probabilities of Sequences of Wet and Dry Days in Missouri, North Central Regional Res., Publ.161, Kansas Tech. Bul. 139d, Manhattan, 59 p.
- HURST, H.E., (1956), Methods of Using Long-Term Storage in Reservoir, Inst. Civ. Eng. Proc., London, Part 1, 5 : 519 .
- LEDUC, S., (1987), Statistical Methods in Applied Climatology, University of Missouri, Columbia, Chapter 6, 6.1-6.10 pp.
- MATALAS, N.C., (1967), Mathematical Assessment of Synthetic Hydrology, Water Resources Research, Vol.3, No:4, 937-945 pp.

ŞEN, Z., (1976), Wet and Dry Periods of Annual Flow Series, Journal of the Hydraulics Division, ASCE, Vol. 102, No:Hy10, Proc. Paper 12457, 1503-1514 pp.

ŞEN, Z., (1978), Autorun Analysis of Hydrologic Time Series, Journal of Hydrology, Vol.36:75-85.

ŞEN, Z., (1979), Application of the Autorun Test to Hydrologic Data, Journal of Hydrology, 42:1-7.

ŞEN, Z., (1984), Autorun Analysis of Sedimentary Porous Materials, Mathematical Geology, Vol.16, No:5, 449-463.

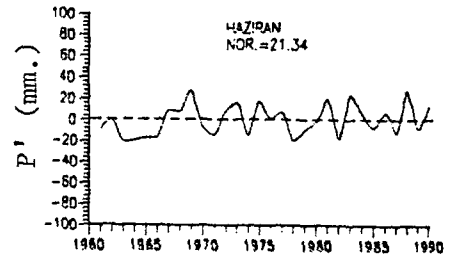
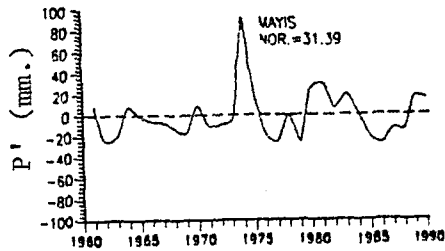
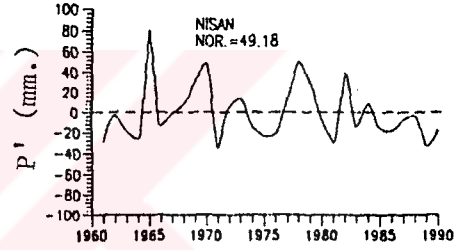
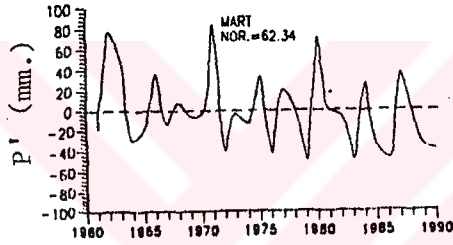
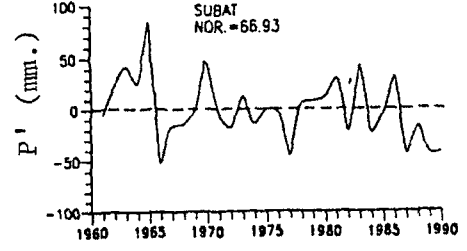
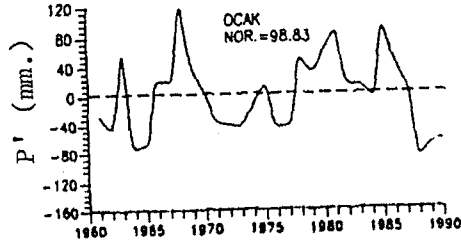
ŞEN, Z., (1992), Özel Görüşme, Maslak, İstanbul.

WALLIS, J.R., O'CONNELL, P.E., (1972), Small-Sample Estimation of ρ_1 , Water Resources Research, 8(3):707-712 pp.

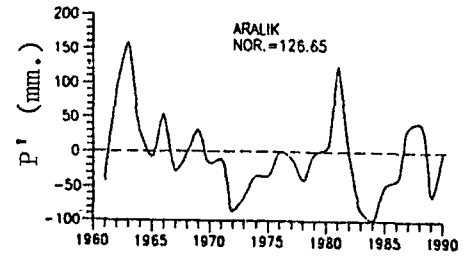
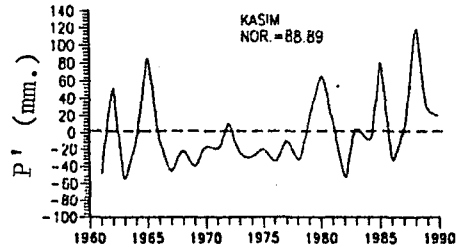
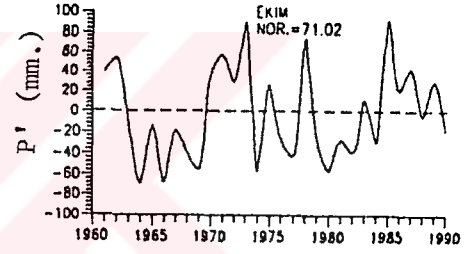
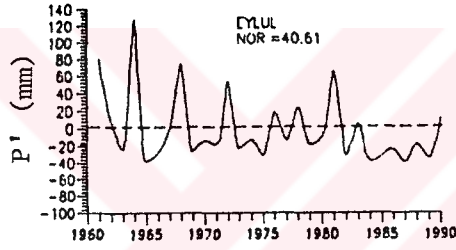
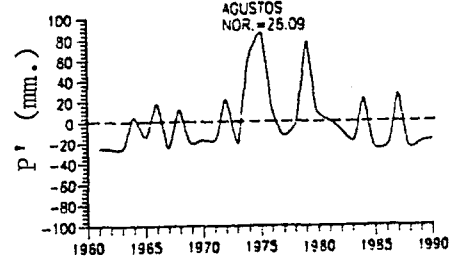
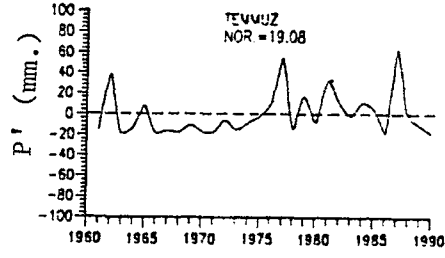
WEISS, L.L., (1964), Sequences of Wet or Dry Days Described by a Markov Chain Probability Model, Monthly Weather Review, 92(4):169-176 pp.



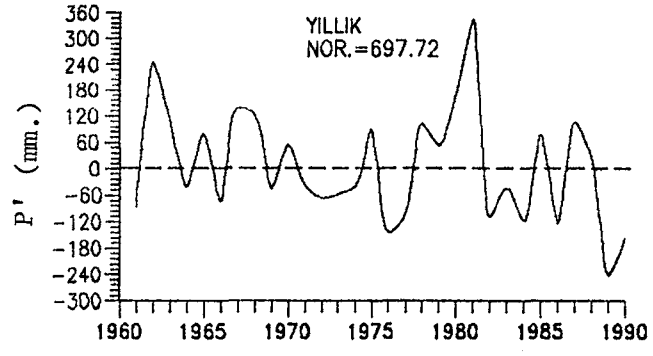
Şekil A1 : Günlük yağış verileri için P' grafiği.



Şekil A2 : Yılın ilk altı ayı için P' grafikleri.



Şekil A3 : Yılın ikinci altı ayı için P' grafikleri.



Şekil A4 : Yıllık yağış verileri için P' grafiği.

E K B

Tablo B1 : ED=0.5 mm. için günlük başlangıç ve geçiş Olasılıkları.

ED=0.5		Başlangıç ol.		Geçiş olasılıkları			
Günler		P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
1	OCA.	0.733	0.267	0.850	0.150	0.412	0.588
2	"	0.600	0.400	0.682	0.318	0.477	0.523
3	"	0.600	0.400	0.611	0.389	0.583	0.417
4	"	0.467	0.533	0.500	0.500	0.438	0.563
5	"	0.600	0.400	0.714	0.286	0.429	0.571
6	"	0.700	0.300	0.722	0.278	0.648	0.352
7	"	0.700	0.300	0.810	0.190	0.444	0.556
8	"	0.367	0.633	0.429	0.571	0.331	0.669
9	"	0.433	0.567	0.545	0.455	0.348	0.652
10	"	0.500	0.500	0.846	0.154	0.154	0.846
11	"	0.533	0.467	0.533	0.467	0.533	0.467
12	"	0.467	0.533	0.688	0.313	0.273	0.727
13	"	0.467	0.533	0.714	0.286	0.250	0.750
14	"	0.500	0.500	0.786	0.214	0.214	0.786
15	"	0.467	0.533	0.733	0.267	0.233	0.767
16	"	0.600	0.400	0.429	0.571	0.857	0.143
17	"	0.400	0.600	0.556	0.444	0.296	0.704
18	"	0.533	0.467	0.750	0.250	0.286	0.714
19	"	0.567	0.433	0.688	0.313	0.409	0.591
20	"	0.533	0.467	0.529	0.471	0.538	0.462
21	"	0.467	0.533	0.750	0.250	0.219	0.781
22	"	0.467	0.533	0.500	0.500	0.438	0.563
23	"	0.600	0.400	0.786	0.214	0.321	0.679
24	"	0.800	0.200	0.778	0.222	0.889	0.111
25	"	0.667	0.333	0.708	0.292	0.583	0.417
26	"	0.533	0.467	0.550	0.450	0.514	0.486
27	"	0.500	0.500	0.625	0.375	0.375	0.625
28	"	0.433	0.567	0.667	0.333	0.255	0.745
29	"	0.467	0.533	0.615	0.385	0.337	0.663
30	"	0.467	0.533	0.643	0.357	0.313	0.688
31	"	0.467	0.533	0.786	0.214	0.188	0.813
1	SUB.	0.700	0.300	0.786	0.214	0.500	0.500
2	"	0.600	0.400	0.762	0.238	0.357	0.643
3	"	0.467	0.533	0.611	0.389	0.340	0.660
4	"	0.467	0.533	0.714	0.286	0.250	0.750
5	"	0.500	0.500	0.714	0.286	0.286	0.714
6	"	0.700	0.300	0.867	0.133	0.311	0.689
7	"	0.567	0.433	0.571	0.429	0.560	0.440
8	"	0.633	0.367	0.647	0.353	0.610	0.390
9	"	0.633	0.367	0.684	0.316	0.545	0.455
10	"	0.600	0.400	0.684	0.316	0.474	0.526
11	"	0.667	0.333	0.722	0.278	0.556	0.444
12	"	0.500	0.500	0.550	0.450	0.450	0.550
13	"	0.567	0.433	0.667	0.333	0.436	0.564
14	"	0.533	0.467	0.706	0.294	0.336	0.664
15	"	0.433	0.567	0.625	0.375	0.287	0.713
16	"	0.600	0.400	0.769	0.231	0.346	0.654
17	"	0.433	0.567	0.500	0.500	0.382	0.618
18	"	0.667	0.333	0.846	0.154	0.308	0.692
19	"	0.567	0.433	0.600	0.400	0.523	0.477
20	"	0.700	0.300	0.882	0.118	0.275	0.725
21	"	0.633	0.367	0.667	0.333	0.576	0.424

ED=0.5		Başlangıç ol.		Geçiş olasılıkları			
Günler		P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
22	SUB.	0.733	0.267	0.842	0.158	0.434	0.566
23	"	0.667	0.333	0.727	0.273	0.545	0.455
24	"	0.567	0.433	0.650	0.350	0.458	0.542
25	"	0.533	0.467	0.647	0.353	0.403	0.597
26	"	0.567	0.433	0.750	0.250	0.327	0.673
27	"	0.567	0.433	0.765	0.235	0.308	0.692
28	"	0.433	0.567	0.529	0.471	0.360	0.640
1	MAR.	0.533	0.467	0.769	0.231	0.264	0.736
2	"	0.633	0.367	0.813	0.188	0.324	0.676
3	"	0.700	0.300	0.842	0.158	0.368	0.632
4	"	0.733	0.267	0.810	0.190	0.524	0.476
5	"	0.567	0.433	0.682	0.318	0.416	0.584
6	"	0.600	0.400	0.882	0.118	0.176	0.824
7	"	0.667	0.333	0.722	0.278	0.556	0.444
8	"	0.667	0.333	0.750	0.250	0.500	0.500
9	"	0.667	0.333	0.800	0.200	0.400	0.600
10	"	0.767	0.233	0.850	0.150	0.493	0.507
11	"	0.700	0.300	0.870	0.130	0.304	0.696
12	"	0.600	0.400	0.762	0.238	0.357	0.643
13	"	0.600	0.400	0.556	0.444	0.667	0.333
14	"	0.533	0.467	0.667	0.333	0.381	0.619
15	"	0.567	0.433	0.625	0.375	0.490	0.510
16	"	0.533	0.467	0.765	0.235	0.269	0.731
17	"	0.633	0.367	0.750	0.250	0.432	0.568
18	"	0.567	0.433	0.632	0.368	0.482	0.518
19	"	0.767	0.233	0.941	0.059	0.193	0.807
20	"	0.633	0.367	0.652	0.348	0.601	0.399
21	"	0.700	0.300	0.789	0.211	0.491	0.509
22	"	0.833	0.167	0.905	0.095	0.476	0.524
23	"	0.700	0.300	0.840	0.160	0.373	0.627
24	"	0.600	0.400	0.667	0.333	0.500	0.500
25	"	0.600	0.400	0.722	0.278	0.417	0.583
26	"	0.733	0.267	0.778	0.222	0.611	0.389
27	"	0.600	0.400	0.773	0.227	0.341	0.659
28	"	0.767	0.233	0.778	0.222	0.730	0.270
29	"	0.767	0.233	0.826	0.174	0.571	0.429
30	"	0.800	0.200	0.913	0.087	0.348	0.652
31	"	0.800	0.200	0.833	0.167	0.667	0.333
1	NİS.	0.767	0.233	0.875	0.125	0.411	0.589
2	"	0.733	0.267	0.783	0.217	0.598	0.402
3	"	0.700	0.300	0.818	0.182	0.424	0.576
4	"	0.800	0.200	0.905	0.095	0.381	0.619
5	"	0.833	0.167	0.917	0.083	0.417	0.583
6	"	0.833	0.167	0.880	0.120	0.600	0.400
7	"	0.733	0.267	0.880	0.120	0.330	0.670
8	"	0.733	0.267	0.773	0.227	0.625	0.375
9	"	0.733	0.267	0.864	0.136	0.375	0.625
10	"	0.833	0.167	0.955	0.045	0.227	0.773
11	"	0.733	0.267	0.800	0.200	0.550	0.450
12	"	0.733	0.267	0.909	0.091	0.250	0.750
13	"	0.733	0.267	0.864	0.136	0.375	0.625
14	"	0.733	0.267	0.773	0.227	0.625	0.375
15	"	0.700	0.300	0.727	0.273	0.636	0.364

ED=0.5		Başlangıç ol.		Geçiş olasılıkları			
Günler		P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
16	NİS.	0.533	0.467	0.619	0.381	0.435	0.565
17	"	0.500	0.500	0.500	0.500	0.500	0.500
18	"	0.700	0.300	0.867	0.133	0.311	0.689
19	"	0.633	0.367	0.810	0.190	0.329	0.671
20	"	0.633	0.367	0.789	0.211	0.364	0.636
21	"	0.667	0.333	0.632	0.368	0.737	0.263
22	"	0.767	0.233	0.850	0.150	0.493	0.507
23	"	0.800	0.200	0.783	0.217	0.870	0.130
24	"	0.833	0.167	0.958	0.042	0.208	0.792
25	"	0.900	0.100	0.920	0.080	0.720	0.280
26	"	0.733	0.267	0.815	0.185	0.509	0.491
27	"	0.667	0.333	0.727	0.273	0.545	0.455
28	"	0.633	0.367	0.850	0.150	0.259	0.741
29	"	0.833	0.167	0.895	0.105	0.526	0.474
30	"	0.667	0.333	0.640	0.360	0.720	0.280
1	MAY.	0.733	0.267	0.850	0.150	0.412	0.588
2	"	0.733	0.267	0.773	0.227	0.625	0.375
3	"	0.600	0.400	0.818	0.182	0.273	0.727
4	"	0.733	0.267	0.833	0.167	0.458	0.542
5	"	0.867	0.133	0.864	0.136	0.886	0.114
6	"	0.900	0.100	0.962	0.038	0.346	0.654
7	"	0.800	0.200	0.815	0.185	0.741	0.259
8	"	0.800	0.200	0.875	0.125	0.500	0.500
9	"	0.767	0.233	0.875	0.125	0.411	0.589
10	"	0.700	0.300	0.826	0.174	0.406	0.594
11	"	0.800	0.200	0.810	0.190	0.762	0.238
12	"	0.700	0.300	0.792	0.208	0.486	0.514
13	"	0.733	0.267	0.810	0.190	0.524	0.476
14	"	0.733	0.267	0.773	0.227	0.625	0.375
15	"	0.800	0.200	0.909	0.091	0.364	0.636
16	"	0.733	0.267	0.875	0.125	0.344	0.656
17	"	0.833	0.167	0.909	0.091	0.455	0.545
18	"	0.867	0.133	0.880	0.120	0.780	0.220
19	"	0.800	0.200	0.885	0.115	0.462	0.538
20	"	0.833	0.167	0.875	0.125	0.625	0.375
21	"	0.933	0.067	1.000	0.000	0.000	1.000
22	"	0.833	0.167	0.821	0.179	0.893	0.107
23	"	0.800	0.200	0.880	0.120	0.480	0.520
24	"	0.700	0.300	0.792	0.208	0.486	0.514
25	"	0.900	0.100	0.905	0.095	0.857	0.143
26	"	0.867	0.133	0.889	0.111	0.722	0.278
27	"	0.767	0.233	0.808	0.192	0.632	0.368
28	"	0.967	0.033	1.000	0.000	0.000	1.000
29	"	0.900	0.100	0.931	0.069	0.621	0.379
30	"	0.833	0.167	0.852	0.148	0.741	0.259
31	"	0.733	0.267	0.800	0.200	0.550	0.450
1	HAZ.	0.900	0.100	1.000	0.000	0.000	1.000
2	"	0.767	0.233	0.778	0.222	0.730	0.270
3	"	0.667	0.333	0.783	0.217	0.435	0.565
4	"	0.867	0.133	0.900	0.100	0.650	0.350
5	"	0.800	0.200	0.846	0.154	0.615	0.385
6	"	0.933	0.067	0.958	0.042	0.583	0.417
7	"	0.900	0.100	0.929	0.071	0.643	0.357

ED=0.5		Başlangıç ol.		Geçiş olasılıkları			
Günler		P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
8	HAZ.	0.867	0.133	0.926	0.074	0.481	0.519
9	"	0.900	0.100	0.962	0.038	0.346	0.654
10	"	0.933	0.067	0.926	0.074	0.963	0.037
11	"	0.900	0.100	0.893	0.107	0.964	0.036
12	"	0.867	0.133	0.926	0.074	0.481	0.519
13	"	0.800	0.200	0.846	0.154	0.615	0.385
14	"	0.900	0.100	0.875	0.125	0.875	0.125
15	"	0.833	0.167	0.889	0.111	0.556	0.444
16	"	0.933	0.067	0.920	0.080	0.880	0.120
17	"	0.900	0.100	0.893	0.107	0.964	0.036
18	"	0.867	0.133	0.926	0.074	0.481	0.519
19	"	0.800	0.200	0.808	0.192	0.769	0.231
20	"	0.867	0.133	0.875	0.125	0.813	0.187
21	"	0.767	0.233	0.808	0.192	0.632	0.368
22	"	0.767	0.233	0.739	0.261	0.857	0.143
23	"	0.800	0.200	0.913	0.087	0.348	0.652
24	"	0.833	0.167	0.958	0.042	0.208	0.792
25	"	0.933	0.067	0.920	0.080	0.880	0.120
26	"	0.933	0.067	0.929	0.071	1.000	0.000
27	"	0.900	0.100	0.929	0.071	0.643	0.357
28	"	0.933	0.067	0.963	0.037	0.519	0.481
29	"	0.933	0.067	0.964	0.036	0.500	0.500
30	"	0.967	0.033	0.964	0.036	0.964	0.036
1	TEM.	0.900	0.100	0.897	0.103	0.931	0.069
2	"	0.833	0.167	0.852	0.148	0.741	0.259
3	"	0.867	0.133	0.960	0.040	0.260	0.740
4	"	0.833	0.167	0.923	0.077	0.385	0.615
5	"	0.933	0.067	0.920	0.080	0.880	0.120
6	"	0.900	0.100	0.929	0.071	0.643	0.357
7	"	0.867	0.133	0.889	0.111	0.722	0.278
8	"	0.800	0.200	0.846	0.154	0.615	0.385
9	"	0.833	0.167	0.875	0.125	0.625	0.375
10	"	0.833	0.167	0.880	0.120	0.600	0.400
11	"	0.933	0.067	0.920	0.080	0.880	0.120
12	"	0.933	0.067	0.964	0.036	0.500	0.500
13	"	0.933	0.067	0.964	0.036	0.500	0.500
14	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
15	"	0.967	0.033	0.967	0.033	0.967	0.033
16	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
17	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
18	"	0.967	0.033	0.967	0.033	0.967	0.033
19	"	0.933	0.067	0.931	0.069	0.966	0.034
20	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
21	"	0.933	0.067	0.933	0.067	0.933	0.067
22	"	0.933	0.067	0.929	0.071	1.000	0.000
23	"	0.967	0.033	0.964	0.036	0.964	0.036
24	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
25	"	0.967	0.033	0.967	0.033	0.967	0.033
26	"	0.900	0.100	0.931	0.069	0.621	0.379
27	"	0.933	0.067	0.963	0.037	0.519	0.481
28	"	0.833	0.167	0.821	0.179	0.893	0.107
29	"	0.833	0.167	0.880	0.120	0.600	0.400
30	"	0.867	0.133	0.920	0.080	0.520	0.480

ED=0.5		Başlangıç ol.		Geçiş olasılıkları			
Günler		P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
31	TEM.	0.767	0.233	0.808	0.192	0.632	0.368
1	AĞU.	0.933	0.067	1.000	0.000	0.000	1.000
2	"	0.900	0.100	0.929	0.071	0.643	0.357
3	"	0.933	0.067	0.926	0.074	0.963	0.037
4	"	0.900	0.100	0.893	0.107	0.964	0.036
5	"	0.967	0.033	0.963	0.037	0.926	0.074
6	"	0.800	0.200	0.828	0.172	0.690	0.310
7	"	0.900	0.100	0.917	0.083	0.750	0.250
8	"	0.967	0.033	0.963	0.037	0.926	0.074
9	"	0.933	0.067	0.966	0.034	0.483	0.517
10	"	0.967	0.033	0.964	0.036	0.964	0.036
11	"	0.933	0.067	0.931	0.069	0.966	0.034
12	"	0.933	0.067	0.929	0.071	1.000	0.000
13	"	0.833	0.167	0.857	0.143	0.714	0.286
14	"	0.800	0.200	0.880	0.120	0.480	0.520
15	"	0.900	0.100	0.917	0.083	0.750	0.250
16	"	0.900	0.100	0.889	0.111	1.000	0.000
17	"	0.867	0.133	0.852	0.148	0.963	0.037
18	"	0.933	0.067	0.962	0.038	0.538	0.462
19	"	0.933	0.067	0.964	0.036	0.500	0.500
20	"	0.900	0.100	0.893	0.107	0.964	0.036
21	"	0.933	0.067	0.963	0.037	0.519	0.481
22	"	0.833	0.167	0.821	0.179	0.893	0.107
23	"	0.800	0.200	0.880	0.120	0.480	0.520
24	"	0.933	0.067	0.917	0.083	0.833	0.167
25	"	0.833	0.167	0.893	0.107	0.536	0.464
26	"	0.833	0.167	0.840	0.160	0.800	0.200
27	"	0.900	0.100	1.000	0.000	0.000	1.000
28	"	0.900	0.100	0.926	0.074	0.667	0.333
29	"	0.900	0.100	0.926	0.074	0.667	0.333
30	"	0.833	0.167	0.889	0.111	0.556	0.444
31	"	0.933	0.067	0.960	0.040	0.560	0.440
1	EYL.	0.867	0.133	0.893	0.107	0.696	0.304
2	"	0.867	0.133	0.846	0.154	1.000	0.000
3	"	0.800	0.200	0.808	0.192	0.769	0.231
4	"	0.867	0.133	0.917	0.083	0.542	0.458
5	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
6	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
7	"	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
8	"	0.833	0.167	0.833	0.167	0.833	0.167
9	"	0.800	0.200	0.920	0.080	0.320	0.680
10	"	0.800	0.200	0.917	0.083	0.333	0.667
11	"	0.767	0.233	0.875	0.125	0.411	0.589
12	"	0.900	0.100	0.957	0.043	0.391	0.609
13	"	0.833	0.167	0.889	0.111	0.556	0.444
14	"	0.867	0.133	0.880	0.120	0.780	0.220
15	"	0.867	0.133	0.885	0.115	0.750	0.250
16	"	0.900	0.100	0.885	0.115	0.962	0.038
17	"	0.867	0.133	0.852	0.148	0.963	0.037
18	"	0.867	0.133	0.923	0.077	0.500	0.500
19	"	0.967	0.033	1.000	0.000	0.000	1.000
20	"	0.867	0.133	0.862	0.138	0.897	0.103
21	"	0.933	0.067	0.962	0.038	0.538	0.462

ED=0.5		Başlangıç ol.		Geçiş olasılıkları			
Günler		P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
22	EYL.	0.900	0.100	0.893	0.107	0.964	0.036
23	"	0.700	0.300	0.778	0.222	0.519	0.481
24	"	0.700	0.300	0.905	0.095	0.222	0.778
25	"	0.767	0.233	0.905	0.095	0.313	0.687
26	"	0.833	0.167	0.957	0.043	0.217	0.783
27	"	0.767	0.233	0.800	0.200	0.657	0.343
28	"	0.900	0.100	0.913	0.087	0.783	0.217
29	"	0.767	0.233	0.852	0.148	0.487	0.513
30	"	0.767	0.233	0.783	0.217	0.714	0.286
1	EKİ.	0.700	0.300	0.826	0.174	0.406	0.594
2	"	0.767	0.233	0.857	0.143	0.469	0.531
3	"	0.800	0.200	0.913	0.087	0.348	0.652
4	"	0.733	0.267	0.750	0.250	0.688	0.312
5	"	0.700	0.300	0.818	0.182	0.424	0.576
6	"	0.800	0.200	0.905	0.095	0.381	0.619
7	"	0.767	0.233	0.792	0.208	0.685	0.315
8	"	0.733	0.267	0.870	0.130	0.359	0.641
9	"	0.867	0.133	0.909	0.091	0.591	0.409
10	"	0.833	0.167	0.885	0.115	0.577	0.423
11	"	0.767	0.233	0.800	0.200	0.657	0.343
12	"	0.900	0.100	0.913	0.087	0.783	0.217
13	"	0.733	0.267	0.704	0.296	0.815	0.185
14	"	0.833	0.167	0.955	0.045	0.227	0.773
15	"	0.800	0.200	0.840	0.160	0.640	0.360
16	"	0.700	0.300	0.792	0.208	0.486	0.514
17	"	0.667	0.333	0.810	0.190	0.381	0.619
18	"	0.667	0.333	0.900	0.100	0.200	0.800
19	"	0.700	0.300	0.950	0.050	0.117	0.883
20	"	0.667	0.333	0.810	0.190	0.381	0.619
21	"	0.833	0.167	0.900	0.100	0.500	0.500
22	"	0.600	0.400	0.680	0.320	0.480	0.520
23	"	0.700	0.300	0.778	0.222	0.519	0.481
24	"	0.667	0.333	0.810	0.190	0.381	0.619
25	"	0.667	0.333	0.850	0.150	0.300	0.700
26	"	0.567	0.433	0.750	0.250	0.327	0.673
27	"	0.767	0.233	0.882	0.118	0.387	0.613
28	"	0.800	0.200	0.870	0.130	0.522	0.478
29	"	0.767	0.233	0.833	0.167	0.548	0.452
30	"	0.733	0.267	0.913	0.087	0.239	0.761
31	"	0.700	0.300	0.773	0.227	0.530	0.470
1	KAS.	0.700	0.300	0.810	0.190	0.444	0.556
2	"	0.667	0.333	0.857	0.143	0.286	0.714
3	"	0.800	0.200	0.900	0.100	0.400	0.600
4	"	0.733	0.267	0.875	0.125	0.344	0.656
5	"	0.700	0.300	0.727	0.273	0.636	0.364
6	"	0.767	0.233	0.905	0.095	0.313	0.687
7	"	0.600	0.400	0.739	0.261	0.391	0.609
8	"	0.633	0.367	0.833	0.167	0.288	0.712
9	"	0.533	0.467	0.632	0.368	0.421	0.579
10	"	0.800	0.200	1.000	0.000	0.000	1.000
11	"	0.767	0.233	0.833	0.167	0.548	0.452
12	"	0.700	0.300	0.739	0.261	0.609	0.391
13	"	0.700	0.300	0.762	0.238	0.556	0.444

ED=0.5		Başlangıç ol.		Geçiş olasılıkları			
Günler		P(D)	P(W)	P(D D)	P(W D)	P(D W)	P(W W)
14	KAS.	0.733	0.267	0.905	0.095	0.262	0.738
15	"	0.633	0.367	0.682	0.318	0.550	0.450
16	"	0.667	0.333	0.737	0.263	0.526	0.474
17	"	0.667	0.333	0.750	0.250	0.500	0.500
18	"	0.700	0.300	0.750	0.250	0.583	0.417
19	"	0.667	0.333	0.714	0.286	0.571	0.429
20	"	0.600	0.400	0.750	0.250	0.375	0.625
21	"	0.500	0.500	0.611	0.389	0.389	0.611
22	"	0.667	0.333	0.733	0.267	0.533	0.467
23	"	0.633	0.367	0.700	0.300	0.518	0.482
24	"	0.700	0.300	0.789	0.211	0.491	0.509
25	"	0.700	0.300	0.857	0.143	0.333	0.667
26	"	0.533	0.467	0.619	0.381	0.435	0.565
27	"	0.533	0.467	0.750	0.250	0.286	0.714
28	"	0.633	0.367	0.563	0.438	0.756	0.244
29	"	0.500	0.500	0.579	0.421	0.421	0.579
30	"	0.600	0.400	0.733	0.267	0.400	0.600
1	ARA.	0.667	0.333	0.778	0.222	0.444	0.556
2	"	0.567	0.433	0.650	0.350	0.458	0.542
3	"	0.333	0.667	0.529	0.471	0.235	0.765
4	"	0.567	0.433	0.800	0.200	0.262	0.738
5	"	0.567	0.433	0.706	0.294	0.385	0.615
6	"	0.533	0.467	0.706	0.294	0.336	0.664
7	"	0.567	0.433	0.688	0.313	0.409	0.591
8	"	0.500	0.500	0.588	0.412	0.412	0.588
9	"	0.600	0.400	0.933	0.067	0.100	0.900
10	"	0.500	0.500	0.611	0.389	0.389	0.611
11	"	0.533	0.467	0.733	0.267	0.305	0.695
12	"	0.633	0.367	0.688	0.313	0.540	0.460
13	"	0.533	0.467	0.684	0.316	0.361	0.639
14	"	0.600	0.400	0.688	0.313	0.469	0.531
15	"	0.567	0.433	0.667	0.333	0.436	0.564
16	"	0.433	0.567	0.588	0.412	0.315	0.685
17	"	0.500	0.500	0.615	0.385	0.385	0.615
18	"	0.500	0.500	0.667	0.333	0.333	0.667
19	"	0.733	0.267	0.800	0.200	0.550	0.450
20	"	0.633	0.367	0.773	0.227	0.393	0.607
21	"	0.533	0.467	0.632	0.368	0.421	0.579
22	"	0.433	0.567	0.438	0.563	0.430	0.570
23	"	0.567	0.433	0.615	0.385	0.503	0.497
24	"	0.667	0.333	0.882	0.118	0.235	0.765
25	"	0.600	0.400	0.800	0.200	0.300	0.700
26	"	0.433	0.567	0.556	0.444	0.340	0.660
27	"	0.433	0.567	0.769	0.231	0.176	0.824
28	"	0.600	0.400	0.615	0.385	0.577	0.423
29	"	0.533	0.467	0.611	0.389	0.444	0.556
30	"	0.633	0.367	0.875	0.125	0.216	0.784
31	"	0.667	0.333	0.842	0.158	0.316	0.684

E K C

```

C *****
C ***** MARKOV ZİNCİRİ *****
C *****
C ***** KASIM KOÇAK *****
C ***** İ.T.Ü UÇAK VE UZAY BİL. FAK, METEOROLOJİ *****
C ***** MÜHENDİSLİĞİ BÖLÜMÜ. *****
C ***** 1992 *****
C *****
REAL PER/30.0/,ED1/0.5/
DIMENSION SSI(365),SSJ(52),SSK(52)
DIMENSION HK1(13,52),HK2(13,52),HK11(52),HK12(52)
DIMENSION YM(10957),GD1(365),GD2(365),GD3(365),
*GD4(365),GDT_11(365)
DIMENSION IGUN(365),GDD1(365),GDD11(365),GW1(365),
*GWD1(365),GDW1(365),GWW1(365)
DIMENSION IHAF(52),HD2(52),HDD2(52),HW2(52),HWD2(52),
*HDW2(52),HWW2(52),HD1(52),HDD1(52),HW1(52),HWD1(52),
*HDW1(52),HWW1(52)
DIMENSION DSAY(26),SXT(12),ESD(4)
DATA P1,P2,P3,P4,P5,P6,P7,PD,PW,SGD/10*0./,KC/1/,ED/0.2/
DATA S1T_11,S2T_11,S3T_21,S2T_21/4*0./,ESD/0.5,1.91,3.,5./
OPEN(UNIT=90,FILE='RAIN1.DAT')
OPEN(UNIT=91,FILE='GUN1.DAT')
OPEN(UNIT=92,FILE='HAF1.DAT')
OPEN(UNIT=93,FILE='HAF2.DAT')
C ***** P(Dt) , p(Wt) *****
READ(90,20)(YM(I),I=1,10957)
20 FORMAT(F5.1)
DO 45 IA=1,4
DO 30 II=1,365
M2=II+7
DO 40 M1=M2,10950,365
IF(YM(M1).LT.ESD(IA)) THEN
SGD=SGD+1.
END IF
40 CONTINUE
IGUN(II)=II
IF(IA.EQ.1) THEN
GD1(II)=SGD/PER
GW1(II)=1-GD1(II)
END IF
IF(IA.EQ.2) THEN
GD2(II)=SGD/PER
END IF
IF(IA.EQ.3) THEN
GD3(II)=SGD/PER
END IF
IF(IA.EQ.4) THEN
GD4(II)=SGD/PER
END IF
SGD=0.
30 CONTINUE
45 CONTINUE
C ***** P(Dt|Dt-1),P(Dt|Dt-1,Dt-2),P(Wt|Dt-1),P(Dt|Wt-1), *****
C ***** P(Wt|Wt-1) *****
DO 50 J=1,365
MM=J+7

```

```

DO 60 M5=MM,10950,365
  IF((YM(M5).LT.ED1).AND.(YM(M5-1).LT.ED1)) THEN
    S2T_11=S2T_11+1.
  END IF
  IF(YM(M5-1).LT.ED1) THEN
    S1T_11=S1T_11+1.
  END IF
  IF(((YM(M5).LT.ED1).AND.(YM(M5-1).LT.ED1)).AND.(YM(M5-2)
*.LT.ED1)) THEN
    S3T_21=S3T_21+1.
  END IF
  IF((YM(M5-1).LT.ED1).AND.(YM(M5-2).LT.ED1)) THEN
    S2T_21=S2T_21+1.
  END IF
60 CONTINUE
  GDD1(J)=S2T_11/S1T_11
  GDT_11(J)=S1T_11/PER
  GDD11(J)=S3T_21/S2T_21
  GWD1(J)=1-GDD1(J)
  IF(GW1(J).LE.0.) THEN
    GDW1(J)=0.
  ELSE
    GDW1(J)=GD1(J)*GWD1(J)/GW1(J)
    SSI(J)=GD1(J)*GWD1(J)/GW1(J)
  END IF
  IF(SSI(J).GT.1.) THEN
    GDW1(J)=2-SSI(J)
  END IF
  GWW1(J)=1-GDW1(J)
  S1T_11=0.
  S2T_11=0.
  S3T_21=0.
  S2T_21=0.
50 CONTINUE
  WRITE(91,55)(IGUN(II),GD1(II),GW1(II),GDD1(II),GWD1(II),
*.GDW1(II),GWW1(II),II=1,365),GD2(II),GD3(II),GD4(II),
*.GDD11(II),II=1,365)
55 FORMAT(I4,6F1.3,1H )

```

```

C      *****      P(Dt-6,Dt-5,Dt-4,Dt-3,Dt-2,Dt-1,Dt)      *****
ED=0.5
N5=8
DO 79 NS=1,2
DO 80 N1=1,52
DO 85 N3=N5,10943,365
  IF(YM(N3).LE.ED) THEN
    SXT(1)=SXT(1)+1.
  END IF
  IF((YM(N3+1).LT.ED).AND.(YM(N3).LT.ED)) THEN
    SXT(2)=SXT(2)+1.
  END IF
  IF((YM(N3+2).LT.ED).AND.(YM(N3+1).LT.ED)) THEN
    SXT(3)=SXT(3)+1.
  END IF
  IF((YM(N3+3).LT.ED).AND.(YM(N3+2).LT.ED)) THEN
    SXT(4)=SXT(4)+1.
  END IF

```



```

IF((YM(N3+4).LT.ED).AND.(YM(N3+3).LT.ED)) THEN
  SXT(5)=SXT(5)+1.
END IF
IF((YM(N3+5).LT.ED).AND.(YM(N3+4).LT.ED)) THEN
  SXT(6)=SXT(6)+1.
END IF
  IF((YM(N3+6).LT.ED).AND.(YM(N3+5).LT.ED)) THEN
    SXT(7)=SXT(7)+1.
  END IF
IF(YM(N3+1).LT.ED) THEN
  SXT(8)=SXT(8)+1.
END IF
  IF(YM(N3+2).LT.ED) THEN
    SXT(9)=SXT(9)+1.
  END IF
IF(YM(N3+3).LT.ED) THEN
  SXT(10)=SXT(10)+1.
END IF
  IF(YM(N3+4).LT.ED) THEN
    SXT(11)=SXT(11)+1.
  END IF
IF(YM(N3+5).LT.ED) THEN
  SXT(12)=SXT(12)+1.
END IF
85 CONTINUE
N5=N5+7
IHAF(N1)=N1
P1=SXT(1)/PER
P2=SXT(2)/SXT(1)
P3=SXT(3)/SXT(8)
P4=SXT(4)/SXT(9)
P5=SXT(5)/SXT(10)
P6=SXT(6)/SXT(11)
P7=SXT(7)/SXT(12)
PD=(P1*P2*P3*P4*P5*P6*P7)
PW=1-PD
  IF(NS.EQ.1) THEN
    HD1(N1)=PD
    HW1(N1)=PW
  ELSE
    HD2(N1)=PD
    HW2(N1)=PW
  END IF
DO 88 NV=1,12
  SXT(NV)=0.
88 CONTINUE
80 CONTINUE
ED=ED+1.41
79 CONTINUE
C ***** P(Dt|Dt-1),P(Wt|Dt-1),P(Wt|Wt-1),P(Dt|Wt-1) *****
DO 90 KD=1,2
DO 100 KA=1,52
DO 110 KB=KC,10943,365
  DO 115 KT=1,13
    IF((YM(KT+KB-1).LT.ED).AND.(YM(KT+KB).LT.ED)) THEN
      DSAY(2*KT-1)=DSAY(2*KT-1)+1.
    END IF

```

```

IF(YM(KT+KB-1).LT.ED) THEN
    DSAY(2*KT)=DSAY(2*KT)+1.
END IF
115 CONTINUE
110 CONTINUE
    KC=KC+7
    IF(KD.EQ.1) THEN
        HK11(KA)=DSAY(2)/PER
    END IF
        IF(KD.EQ.1) THEN
            DO 129 KS=1,13
                IF(DSAY(KS*2).EQ.0.) THEN
                    HK1(KS,KA)=0.
                ELSE
                    HK1(KS,KA)=DSAY(2*KS-1)/DSAY(KS*2)
                END IF
            END IF
129 CONTINUE
        END IF
            IF(KD.EQ.2) THEN
                DO 130 K=1,13
                    IF(DSAY(K*2).LE.0.) THEN
                        HK2(K,KA)=0.
                    END IF
                    IF(DSAY(K*2).GT.0.) THEN
                        HK2(K,KA)=DSAY(2*K-1)/DSAY(K*2)
                    END IF
                END IF
130 CONTINUE
            END IF
                IF(KD.EQ.2) THEN
                    HK12(KA)=DSAY(2)/PER
                END IF
                    AA=HK1(1,KA)
                    AB=HK2(1,KA)
                    DO 131 I=2,13
                        AA=AA*HK1(I,KA)
                        AB=AB*HK2(I,KA)
                    END IF
131 CONTINUE
                    HDD1(KA)=HK11(KA)*AA
                    HDD2(KA)=HK12(KA)*AB
                    HWD1(KA)=1-HDD1(KA)
                    HWD2(KA)=1-HDD2(KA)
                    SSJ(KA)=HD1(KA)*HWD1(KA)/HW1(KA)
                    SSK(KA)=HD2(KA)*HWD2(KA)/HW2(KA)
                    IF(SSJ(KA).GT.1.) THEN
                        HDW1(KA)=2-SSJ(KA)
                    ELSE
                        HDW1(KA)=HD1(KA)*HWD1(KA)/HW1(KA)
                    END IF
                    IF(SSK(KA).GT.1.) THEN
                        HDW2(KA)=2-SSK(KA)
                    ELSE
                        HDW2(KA)=HD2(KA)*HWD2(KA)/HW2(KA)
                    END IF
                    HWW1(KA)=1-HDW1(KA)
                    HWW2(KA)=1-HDW2(KA)
                    DO 124 LP=1,26
                        DSAY(LP)=0.

```

```
124 CONTINUE
    AA=0.
    AB=0.
100 CONTINUE
    ED=ED+1.71
    90 CONTINUE
        WRITE(92,121)(IHAF(L),HD1(L),HW1(L),HDD1(L),HWD1(L),
        *HDW1(L),HWW1(L),L=1,52)
        WRITE(93,121)(IHAF(L),HD2(L),HW2(L),HDD2(L),HWD2(L),
        *HDW2(L),HWW2(L),L=1,52)
121 FORMAT(I4,6F10.3,1H )
    CLOSE(UNIT=90,STATUS='KEEP')
    CLOSE(UNIT=91,STATUS='KEEP')
    CLOSE(UNIT=92,STATUS='KEEP')
    CLOSE(UNIT=93,STATUS='KEEP')
    STOP
    END
```



Ö Z G E Ç M i Ş

Kasım KOÇAK, 1959 yılında Şarkışla (Sivas)'da doğdu. 1978 yılında Sivas Öğretmen Lisesinden mezun oldu. Askerlik hizmetinden sonra 1983 yılında girdiği İ.T.Ü. Uçak ve Uzay Bilimleri Fakültesi, Meteoroloji Mühendisliği Bölümünü 1987 yılında tamamlayarak, 1988 yılında, aynı Bölümde araştırma görevlisi olarak çalışmaya başladı. Kasım Koçak, evli ve bir çocuk babasıdır.