

**T.C.  
AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**BARAJ REZERVUARININ, GİRİŞ AKIMLARININ İSTATİSTİKSEL  
ÖZELLİKLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ**

**Meltem Bircan AKA**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ  
İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI**

**2011**

**T.C.  
AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**BARAJ REZERVUARININ, GİRİŞ AKIMLARININ İSTATİSTİKSEL  
ÖZELLİKLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ**

**Meltem Bircan AKA**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ  
İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI**

**2011**

**T.C.**  
**AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ**  
**FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**BARAJ REZERVUARININ, GİRİŞ AKIMLARININ İSTATİSTİKSEL**  
**ÖZELLİKLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İCELENMESİ**

**Meltem Bircan AKA**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI**

Bu tez .././2011 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından (.....) not takdir edilerek Oybirliği/Oyçokluğu ile kabul edilmiştir.

Yard. Doç. Dr. Tanju AKAR (Danışman)

Doç Dr. Aynur KAZAZ

Doç Dr. Oral YAĞCI

## ÖZET

### **BARAJ REZERVUARININ, GİRİŞ AKIMLARININ İSTATİSTİKSEL ÖZELLİKLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ**

**Meltem Bircan AKA**

**Yüksek Lisans Tezi, İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı  
Danışman: Yard. Doç. Dr. Tanju AKAR  
Haziran 2011, 113 Sayfa**

Baraj düzenlemelerinin ve doğal değişimlerin neden olduğu iklim değişikliği ile birlikte oradaki akım karakteristikleri de değişecektir. Akarsu akım debisi bir rastgele değişken olmak üzere, bunun eşit zaman aralığında ölçülmüş değerleri ile bir zaman serisi oluşturulabilir. Zaman serileri modelleme teknikleriyle yapılacak çalışmalarla bir baraj rezervuarının inşasından önce, modelleme için yeterli uzunluktaki veri ile lineer stokastik modeller kurulabilir. Rezervuarın inşasından sonraki dönemde gelen akım değerleri yeterli uzunlukta ölçülebilmüş ise modelleme yapmak mümkün olabilmektedir. Bu çalışmada baraj inşasından önce ve sonra oluşturulan modellerin değişimi incelenmiştir. Bölgedeki iklimsel değişiklikleri ve bölgesel hidrolojik rejimlerin değişiminde insan aktivitelerinin (baraj inşası gibi) etkisi modelleme ile birlikte araştırılmıştır.

Yapılan çalışmada Orta Akdeniz Havzasında yer alan Manavgat Nehri üzerindeki Sinanhoca istasyonunda ölçülmüş (1964-2005) yıllarına ait aylık ortalama akım debileri kullanılmıştır. 1983 yılından sonraki akım verileri Oymapınar Barajı inşa edildikten sonra ölçülmüş olan akım verileridir. Baraj inşasından önce ve sonra ayrı ayrı modelleme oluşturmak üzere yıllık ortalama debilerinin öncelikle normal dağılıma

uyduđu belirlenmiř, ardından Olasılık izgisi Korelasyon Katsayısı Testi (PPCC) ile kontrol edilmiřtir. Yıllık deęerler iin AR(1), MA(1), AR(2), ARMA(1,1) modelleri her iki durum iin kurulmuřtur. Ancak sureci temsil eden en uygun modelin belirlenebilmesi iin Akaike Bilgi Kriteri (AIC) uygulanmıř ve her iki durum iin AR(1) modeli seilmiřtir. Daha sonra baęımsız rastgele bileřeninin baęımsızlıęının belirlendięi Portmanteau testi uygulandıktan sonra her iki durum iin AR(1) modelinin testi getięi belirlenmiřtir.

ANAHTAR KELİMELELER: Yıllık ortalama debi, zaman serisi, baraj rezervuarı, lineer stokastik model, Manavgat Nehri, Oymapınar Barajı.

JÜRİ: Yard. Do. Dr. Tanju AKAR (Danıřman)

Do. Dr. Aynur KAZAZ

Do. Dr. Oral YAĞCI

## **ABSTRACT**

### **THE EFFECT OF DAM RESERVOIRS ON THE STATISTICAL PROPERTIES OF INLOWS**

**Meltem Bircan AKA**

**M.Sc. Thesis in Civil Engineering**

**Advisor: Assist. Prof. Dr. Tanju AKAR**

**June 2011, 113 pages**

The change in the climate caused by dam arrangements and natural transformations will evidently result in a change in the flow characteristics. A time series could be developed employing a cross-sectional measurement of the current flow of a river, this being a random variable. With the help of studies involving time series modeling techniques, linear stochastic models could be developed with data large enough for the modeling before the construction of a dam reservoir. The modeling is applicable only if the current values after the construction of the reservoir are measured detailed enough. This study involves the change of the models made before and after the construction of dam. Climatic changes in the area and the effect of the human activities such as dam construction on the change of regional hydrological regime are analyzed in this study along with the modeling.

The present study employs the average monthly current flow between 1964 and 2005 recorded in the Sinanhoca Station which is situated on Manavgat River in the Middle Mediterranean basin. The data after 1983 represent data recorded after the construction of Oymapınar Dam. Having formed modeling before and after the construction of the dam respectively, the study first revealed that the average annual

flowrate was in line with normal distribution; and then it was tested via Probability Plot Correlation Coefficient Test (PPCC). AR(1), MA(1), AR(2), ARMA(1,1) models were employed for both situations for annual values. However, Akaike Information Criterion (AIC) was used in order to identify the most suitable model that best represents the process, and the AR(1) model was chosen for both situations. Consequently, after conducting the Portmanteau test, in which the independency of the independent random component was identified, the study revealed that the AR(1) model passed the test for both situations.

**KEYWORDS:** Annual average discharge, time series, reservoir of dam, linear stochastic models, Manavgat River, Oymapınar Dam.

**COMMITTEE:** Assist. Prof. Dr. Tanju AKAR (Advisor)

Assoc. Prof. Dr. Aynur KAZAZ

Assoc. Prof. Dr. Oral YAĞCI

## ÖNSÖZ

Su kaynakları planlaması için her şeyden önce suyun miktar ve kalitesinin hidrolojik değişkenlerle birlikte düşünülüp, akılcıl bir yönetim şeklinin belirlenmesi gerekmektedir. Bir akarsu üzerinde yapılması düşünülen hidrolojik yapıların, sistem kapasitesi için gerekli olan proje kriterlerinin güvenilir olarak elde edilmesinde istatistiksel modellerle tahmin yapılabilme önem taşımaktadır.

Hidrolojik olaylar rastgele karakterdedir. Bu gibi olayları incelemek için problemlere istatistik yaklaşım gerekmektedir. İstatistik yaklaşımda olaydaki değişkenlerin rastgele karakteri göz önüne alınarak olasılık (ihtimal) kavramına dayanan modeller kurulmaktadır.

İnceleme kapsamına alınan Manavgat Nehri üzerindeki Oymapınar Barajıyla ilgili istatistiksel anlamda yeterli düzeyde veri ile yapılacak modeller yardımıyla, baraj rezervuarı yapımından önce ve sonrasına ait ilişkiler belirlenebildiği takdirde, daha sonra yapılacak barajların, elde bulunan tarihi verileriyle gelecekteki muhtemel akım değişimlerinin inşa aşamasından önce tahmin edilebileceği umulmaktadır.

Bana bu konuda çalışma olanağı veren, çalışma süresince yardımını ve desteğini esirgemeyen danışman hocam Sayın Yard.Doç.Dr. Tanju AKAR' a ve eğitimimin her aşamasında beni destekleyen ve yanımda olan aileme çok teşekkür ederim.



## İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	i
ABSTRACT.....	iii
ÖNSÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ.....	ix
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	xii
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	xiv
1. GİRİŞ.....	1
1.1. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı.....	2
1.2. Konunun Önemi.....	3
2. KURAMSAL BİLGİLER ve KAYNAK TARAMALARI.....	6
2.1. Kuramsal Bilgiler.....	6
2.1.1. İstatistiksel tahminin önemi.....	6
2.1.2. Hidroloji ve hidrolojik çevrim.....	8
2.1.3. Akarsu akımlarını etkileyen parametreler.....	10
2.1.3.1. Yağış.....	11
2.1.3.2. Sızma.....	12
2.1.3.3. Buharlaşma.....	12
2.1.3.4. Terleme.....	13
2.1.4. Hidrolojik verinin analizi.....	13
2.1.5. Olasılık dağılımları .....	14
2.1.6. Olasılık dağılım fonksiyonu.....	15
2.1.6.1. Normal dağılım.....	15
2.1.6.2. Lognormal dağılım.....	16
2.1.6.3 Gamma dağılımı .....	18
2.1.7. Parametre tahmin yöntemleri.....	18
2.1.7.1. Momentler yöntemi.....	19
2.1.7.2. Maksimum olabilirlik yöntemi.....	20
2.1.8. Olasılık dağılım testleri .....	21
2.1.8.1. Ki-Kare ( $\chi^2$ ) testi.....	21

2.1.8.2. Kolmogorov-Smirnov (K-S) testi.....	22
2.1.8.3. Olasılık çizgisi korelasyon katsayısı (PPCC) testi.....	22
2.1.9. Zaman serisi modelleri .....	23
2.1.9.1. Stokastik bileşen, stasyonelik ve ergodiklik.....	27
2.1.9.2. Deterministik bileşen .....	32
2.1.10. Stokastik modeller.....	38
2.1.10.1. Otoregresif modeller .....	38
2.1.10.2. Hareketli ortalama modelleri.....	41
2.1.10.3 Otoregresif-Hareketli ortalama modeli.....	43
2.1.11. Aylık akışların modelleri.....	44
2.1.12. Model seçimi.....	47
2.1.13. Modelin kontrolü.....	49
2.1.14. Sentetik seri türetilmesi.....	51
2.2. Kaynak Taramaları.....	53
3. MATERYAL ve METOT.....	67
3.1. Materyal.....	67
3.1.1. Manavgat nehri ve Oymapınar Barajının genel özellikleri.....	67
3.1.2. Akım ölçüm istasyonları.....	68
3.1.3. Akım verileri.....	71
3.2. Metot.....	74
4. ARAŞTIRMA BULGULARI VE TARTIŞMA.....	78
4.1. Oymapınar Barajı inşası öncesi için kurulan Manavgat Nehri yıllık akım modelleri.....	80
4.1.1. Otoregresif modeller.....	84
4.1.1.1. 1. Mertebe Markov modeli.....	84
4.1.1.2. 2. Mertebe Markov modeli.....	85
4.1.2. Hareketli ortalama modelleri.....	86
4.1.2.1. 1. Mertebe hareketli ortalama modeli.....	86
4.1.3. Otoregresif-Hareketli ortalama modeli.....	87

4.2. Oymapınar Barajı inşası sonrası için kurulan Manavgat Nehri yıllık akım modelleri.....	92
4.2.1. Otoregresif modeller.....	96
4.2.1.1. 1. Mertebe Markov modeli.....	96
4.2.1.2. 2. Mertebe Markov modeli.....	97
4.2.2. Hareketli ortalama modelleri.....	98
4.2.2.1. 1. Mertebe hareketli ortalama modeli.....	98
4.2.3. Otoregresif-Hareketli ortalama modeli.....	99
5. SONUÇLAR.....	104
6. KAYNAKLAR.....	105
7. EKLER.....	109
EK-I. Standart Normal Dağılım Tablosu.....	109
EK-II. $\chi^2$ Dağılım Tablosu.....	110
EK-III. Kolmogorov-Smirnov Testi $\Delta$ İstatistiği tablosu.....	111
EK-IV PPCC Testi Normal dağılım için $r_{\text{kritik}}$ değerleri.....	112
ÖZGEÇMİŞ	113

## SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

### Simgeler

<b>%</b>	Yüzde
<b>A<sub>i</sub></b>	Fourier katsayısı
<b>B<sub>i</sub></b>	Fourier katsayısı
<b>a<sub>τ</sub></b>	Sürecin herhangi bir parametresinin istatistiği
<b>C<sub>i</sub></b>	Fourier serisindeki harmoniklerin genliği
<b>C<sub>sx</sub></b>	Çarpıklık katsayısı istatistiği
<b>cm</b>	Santimetre
<b>d</b>	Ortalamadaki sabit sıçrama
<b>E[ ]</b>	Beklenen değer
<b>F<sub>i</sub></b>	Rastgele değişkenin küçük kalması olasılığı
<b>F * (x<sub>i</sub>)</b>	K-S testinde düzenlenmiş örneğin küçük kalması olasılığı
<b>GWh</b>	Gigawatt saat
<b>hm<sup>3</sup></b>	Hektometreküp
<b>k</b>	Otokorelasyon katsayısı için adım
<b>km</b>	Kilometre
<b>km<sup>2</sup></b>	Kilometrekare
<b>KW</b>	Kilowatt
<b>L</b>	Maksimum olabilirlik fonksiyonu
<b>l</b>	Portmanteau testinde adım sayısı
<b>M</b>	Sınıf aralığı sayısı
<b>m</b>	Metre
<b>m<sup>2</sup></b>	Metrekare
<b>m<sup>3</sup></b>	Metreküp
<b>MW</b>	Megawatt
<b>N</b>	Örnekteki eleman sayısı
<b>P<sub>m</sub></b>	Kümülatif periyodogramın ordinat değeri
<b>P<sub>i</sub></b>	Periyodik bileşen

$p$	Otoregresif modelin mertebesi
$q$	Hareketli ortalama modelin mertebesi
$r_k$	$k$ ' ıncı mertebeden otokorelasyon katsayısı istatistiđi
$(r_\epsilon)_k$	Kalıntıların $k$ ' ıncı mertebeden otokorelasyon katsayısı istatistiđi
$S$	Standart sapma istatistiđi
$s_\tau$	$\tau$ ' uncu periyodik standart sapma
$T_t$	Sürecin trend (eđilim) bileşeni
$u_i$	0-1 aralığında üniform dağılmış rastgele sayı
$x_0$	3 parametrelı dağılımların alt sınırı
$x_g$	Geometrik ortalama
$x_i$	Gözlenmiş deđişkenin rastgele deđişkeni
$x_{v,\tau}$	$x_t$ deđişkeninin periyodik hali
$\bar{x}$	Ortalama istatistiđi
$y_i$	Logaritmik dönüştürülmüş rastgele deđişken
$y_{v,\tau}$	$y_t$ deđişkeninin periyodik hali
$z_i$	Standart normal deđişken
$z_t$	Standart hale getirilmiş sürecin deđişkeni
$z_{v,\tau}$	$z_t$ deđişkeninin periyodik hali
$\alpha_\tau$	Sürecin herhangi bir periyodik parametresi
$\alpha$	Gamma dağılımının biçim parametresi
$\beta$	Gamma dağılımının şekil parametresi
$\Gamma()$	Gamma fonksiyonu
$\chi^2$	Rastgele deđişkene ait bir dağılım türü
$\Delta t$	Zaman aralığı
$\epsilon_t$	Modellerdeki bağımsız rastgele deđişken, kalıntı terimi
$\Phi$	Otoregresif modelin regresyon katsayısı
$\square_{k,k}$	$k$ . mertebe kısmi otokorelasyon katsayısı
$\mu$	Sürecin ortalama parametresi

$\theta$	Hareketli ortalama modelinin regresyon katsayısı
$\rho_k$	k. mertebe otokorelasyon katsayısı parametresi
$\sigma$	Sürecin Standart sapma parametresi
$\xi_i$	$N(0,1)$ dağılmış rastgele sayı

### **Kısaltmalar**

<b>AAGİ</b>	Aylık akarsu gözlem istasyonu
<b>AIC</b>	Akaike bilgi kriteri
<b>AGİ</b>	Akış gözlem istasyonu
<b>AR</b>	Otoregresif Model
<b>ARMA</b>	Otoregresif-Hareketli Ortalama Model
<b>DSİ</b>	Devlet Su İşleri
<b>DMİ</b>	Devlet Meteoroloji İşleri
<b>EİEİ</b>	Elektrik İşleri Etüt İdaresi
<b>MA</b>	Hareketli Ortalama Model
<b>Var</b>	Varyans
<b>YGİ</b>	Yağış Gözlem İstasyonu
<b>YSA</b>	Yapay Sinir Ağları
<b>YAGİ</b>	Yıllık akarsu gözlem istasyonu

## ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 2.1.	Akarsu havzasına düşen yağışın akışa dönüşümü (Bayazıt 1998).....	9
Şekil 2.2.	Normal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonu (Akar 2000).....	16
Şekil 2.3.	LogNormal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonu (Akar 2000).....	17
Şekil 2.4.	2 Parametrelili Gamma dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonu (Akar 2000) .....	18
Şekil 2.5.	Zaman serilerinin modellenmesi süreci akış diyagramı (Yevjevich 1972) .....	26
Şekil 2.6.	Deterministik - Stokastik Süreç Akış diyagramı (Yevjevich 1972).....	27
Şekil 2.7.	Korelogram (Yevjevich 1972).....	29
Şekil 2.8.	Stasyonellik ve Ergodiklik tanımında kullanılan büyüklükler (Yevjevich 1972).....	30
Şekil 2.9.	Ortalaması artan bir süreç (Eğilim) (Yevjevich 1972).....	33
Şekil 2.10.	Ortalamasında sıçrama olan bir süreç (Yevjevich 1972).....	33
Şekil 2.11.	Periyodik bileşen ve Alt harmonikler (Kottegoda 1979).....	34
Şekil 2.12.	Kümülatif Periyodogram (Yevjevich 1972) .....	37
Şekil 2.13.	Novasibirsk Rezervuarının memba ve mansap tarafında kalan istasyonlar arasındaki aylık ortalama akımlarının kıyaslanması (Yang vd 2004).....	63
Şekil 3.1.	Orta Akdeniz Havzası.....	68
Şekil 3.2.	Manavgat Nehri ve üzerindeki akım gözlem istasyonları (E.İ.E.İ 2008).....	70
Şekil 4.1.	Sinanhoca İstasyonu yıllık ortalama debi - zaman değişimi (1964-1983).....	79
Şekil 4.2.	Sinanhoca İstasyonu yıllık ortalama debi - zaman değişimi (1984 – 2005).....	79
Şekil 4.3.	Stasyonere hale dönüştürülmüş serinin ( $y_t - t$ ) değişimi grafiği.....	82
Şekil 4.4.	Sinanhoca İstasyonu (1964-1983) yıllık ortalama debisi korelogramı.....	83

Şekil 4.5.	Sinanhoca İstasyonu (1964-1983) yıllık ortalama debisi kısmi korelogramı.....	83
Şekil 4.6.	Stasyonere hale dönüştürülmüş serinin $(y_i - t)$ değişimi grafiği.....	94
Şekil 4.7.	Sinanhoca İstasyonu (1984-2005) yıllık ortalama debisi korelogramı....	95
Şekil 4.8.	Sinanhoca İstasyonu (1984-2005) yıllık ortalama debisi kısmi korelogramı .....	95



## ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 3.1.	Orta Akdeniz Suları havzası Manavgat Irmağı üzerindeki Akarsu Gözlem İstasyonları (AGİ) (E.İ.E.İ.).....	71
Çizelge 3.2.	Sinanhoca İstasyonu aylık ortalama akım ölçüm verileri ( $m^3/s$ ) .....	72
Çizelge 3.3.	Sinanhoca İstasyonu aylık ortalama akım ölçüm verileri ( $m^3/s$ ) .....	73
Çizelge 4.1.	Sinanhoca istasyonu aylık akım istatistikleri.....	80
Çizelge 4.2.	Sinanhoca istasyonu yıllık ortalama akım verisi ve PPCC testi.....	81
Çizelge 4.3.	Otokorelasyon katsayıları.....	82
Çizelge 4.4.	Kısmi Otokorelasyon katsayıları.....	82
Çizelge 4.5.	AR(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri.....	85
Çizelge 4.6.	AR(2) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri.....	86
Çizelge 4.7.	MA(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri.....	87
Çizelge 4.8.	ARMA(1,1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri.....	88
Çizelge 4.9.	Baraj öncesi Sinanhoca AGİ yıllık ortalama akışları (AR), (ARMA) ve (MA) model parametreleri.....	89
Çizelge 4.10.	Kalıntı değerlerinin ( $\epsilon_i$ ) otokorelasyon katsayıları $(r_\epsilon)_K$ hesap sonuçları .....	90
Çizelge 4.11.	(1963-1984) yılları arası Manavgat Nehri yıllık debi modelleri için Portmanteau test değerleri.....	90
Çizelge 4.12.	AR(1) modeli kalıntıları için PPCC.....	91
Çizelge 4.13.	Seriye ait istatistiksel parametreler.....	92
Çizelge 4.14.	Sinanhoca İstasyonu yıllık ortalama akım verileri ve PPCC testi.....	93
Çizelge 4.15.	Otokorelasyon katsayıları.....	94
Çizelge 4.16.	Kısmi otokorelasyon katsayıları.....	95

Çizelge 4.17.	AR(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri.....	97
Çizelge 4.18.	AR(2) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri.....	98
Çizelge 4.19.	MA(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı.....	99
Çizelge 4.20.	ARMA(1,1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri.....	100
Çizelge 4.21.	Baraj sonrası Sinanhoca AGİ yıllık ortalama akışları (AR), (ARMA) ve (MA) model parametreleri.....	100
Çizelge 4.22.	Kalıntı değerlerinin $\varepsilon_i$ otokorelasyon katsayıları $(r_\varepsilon)_k$ hesap sonuçları .....	102
Çizelge 4.23.	(1983-2006) yılları arası Manavgat Nehri yıllık debi modelleri için Portmanteau test değerleri.....	102
Çizelge 4.24.	AR(1) modeli kalıntıları için PPCC testi .....	103

## 1.GİRİŞ

Bir toplumun ekonomik, sosyal ve endüstriyel gelişimini etkileyen temel maddelerin en önemlisini su oluşturmaktadır. Suyun dünyada sınırlı bulunması ve yerine geçebilecek bir başka yapay maddenin bulunmayışı nedeniyle kullanım alanlarındaki sarfiyatının akıllı bir programa göre yapılması gerekir. Su kaynaklarının dünyada sınırlı oluşundan dolayı en iyi şekilde işletimlerinin yapılması ve fayda temin edilebilmesi için bilimsel yöntemlerin uygulanması gerekmektedir. Dünya ekonomisine ve artan nüfusa hizmet etmek amacı ile mühendisler tarafından hidroelektrik enerji üretmek, sulama, endüstri ve içme suyu olarak kullanmak ve taşkınları kontrol altına almak amacı ile dünyada geçmişten bugüne binlerce su yapıları inşa edildi. Su yapılarının planlanarak inşaatlarının tamamlanması ile doğada su çevriminin gittikçe daha büyük bir kısmı kontrol altına alınıyor ve yağışların zaman ve mekan bakımından eşit olmayan dağılımının ortaya çıkardığı sıkıntılardan mümkün olduğunca uzaklaşıyor.

Yağışlardaki belirsizliklerden dolayı su kaynakları planlaması için hidrolojik çalışmaların yapılabilmesi zor olmaktadır. Hidrolojik çalışmalarda su kaynakları planlama çalışmaları için önem taşımaktadır. Hidrolojik olayların modellenebilmesi için öncelikle rastgele bir şekilde oluşan doğal verilerin ölçülmesi gerekir. Hidrolojik verilerin zaman içinde hızla değişmeleri yeterli sıklıkta bir ölçüm ağı kurulmasını ve ölçümlerin sık yapılmasını gerektirir. Devlet Su İşleri (DSİ) ve Elektrik İşleri Etüt İdaresi (EİEİ) tarafından akarsular üzerinde işletilen akım gözlem istasyonları vardır. Türkiye’de Devlet Su İşleri (DSİ) ve Elektrik İşleri Etüt İdaresi (EİEİ) akarsularda akımları; Devlet Meteoroloji İşleri (DMİ) Genel Müdürlüğü ise meteorolojik verileri ölçüp yayınlamaktadır. D.S.İ. , faaliyet alanına giren su kaynakları planlamalarını, uzun süreci kapsayan çok yönlü sistematik veri toplama ve etüt faaliyetleri ile elde edilen verilere dayalı olarak gerçekleştirmektedir. Ölçüm istasyonlarının sayıları çok yeterli olmadığından, nehir boyunca akarsuların debilerinin özellikle yağış dönemlerinde yeterince bilinmemesi gibi bir sorunla karşı karşıya gelinmektedir. Bu durum, baraj gibi maliyeti çok yüksek olan su yapılarının projelendirilmesinde olumsuz sonuçlara ve aksaklıklara sebep olabilmektedir. Türkiye’de kişi başına düşen yıllık kullanılabilir su

miktarı 1600 m<sup>3</sup>'dür. Kişi başına 5000 m<sup>3</sup> ve fazla su potansiyeli olan bir ülke "su zengini" olarak kabul edildiğinden diğer ülkeler ve dünya ortalamasıyla kıyaslırsak, Türkiye kişi başına kullanılabilir su miktarı bakımından su azlığı çeken ülkeler arasında gösterilebilir. 2023 yılı için nüfusumuzun 100 milyon olacağını öngörmüştür. Bu durumda 2023 yılı için kişi başına düşen kullanılabilir su miktarının 1125 m<sup>3</sup> /yıl civarında olacağı söylenebilir. Mevcut büyüme hızı, su tüketim alışkanlıklarının değişmesi gibi faktörlerin etkisi ile su kaynakları üzerine olabilecek baskıları tahmin etmek mümkündür. Ayrıca tüm bu tahminler mevcut kaynakların hiç tahrip edilmeden aktarılması durumunda söz konusu olabilecektir. Dolayısıyla Türkiye'nin gelecek nesillere sağlıklı ve yeterli su bırakabilmesi için kaynakların çok iyi korunup, akılcı kullanması gerekmektedir.

Hidroloji bilimi su kaynaklarının geliştirilmesi amacıyla yapılan mühendislik çalışmalarında önemli bir yer tutar. Yeryüzündeki nüfusun büyük bir hızla çoğalması ve çeşitli amaçlarla kullanılan su miktarının da artmasından dolayı önemi gittikçe artan hidrolojik çalışmalarda gün geçtikçe daha gelişmiş yöntemler kullanılması gerekmektedir. Bunların arasında istatistik yöntemler özel bir önem taşımaktadır (Bayazit 1981). Doğada hidrolojik olayların yer ve zamana göre hızla değişmesi olasılık teorisi ve istatistik yöntemlerin kullanılmasını gerektirmektedir. Son zamanlarda matematiksel modellerin uygulanabilmesi için bilgisayarların yaygınlaşması istatistiksel yöntemlerin kullanılmasına büyük katkı sağlamıştır.

### **1.1. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı**

Yapılan çalışmada Orta Akdeniz suları havzasında yer alan Manavgat Nehri üzerinde inşa edilmiş ve şu an işletme halinde olan Oymapınar Baraj düzenlemesinin neden olduğu akım değişimleri için barajın memba kısmında yer alan Sinanhoca İstasyonu verileri inceleme kapsamına alınmıştır. Oymapınar Barajı inşa edilmeden önceki ve inşa edildikten sonraki dönem verileri barajın memba kısmında yer alan Sinanhoca İstasyonundan temin edilmiştir. Oymapınar Barajının inşasından önce bölgede bulunan Sinanhoca rasat istasyonunda ölçülmüş değerler ile baraj inşasından sonra yine Sinanhoca rasat istasyonundan elde edilmiş olan ve E.İ.E.İ.'den temin edilen

akım deęerleri kullanılmak suretiyle istatistik modeller oluřturulmuřtur. E.İ.E.İ.'den alınan veriler kullanılarak baraj dzenlemesinin neden olduęu akım deęiřimleri ve bunların iliřkilendirilmesi baraj inřası öncesi ve sonrası için istatistik yöntemler yardımıyla model kurularak belirlenmiřtir.

Akarsu akım debisi bir rastgele deęiřken olmak üzere, bunun eřit zaman aralıęında ölçölmüř deęerleri ile bir zaman serisi oluřturulabilir. Zaman serileri modelleme teknikleriyle yapılacak çalıřmalarla bir baraj rezervuarının inřasından önce, modelleme için yeterli uzunluktaki veri ile istatistik model kurulabilir. Rezervuarın inřasından sonraki dönemde gelen akım deęerleri yeterli uzunlukta ölçölebilmif ise modelleme yapmak mümkün olabilmektedir. Bu çalıřmada baraj inřasından önce ve sonra oluřturulan modellerin, deęiřimi incelenmiřtir. Bölgedeki iklimsel deęiřiklikleri ve bölgesel hidrolojik rejimlerin deęiřiminde insan aktivitelerinin (baraj inřası gibi) etkisi modelleme kurularak belirlenmiřtir.

Akım serilerinin istatistiksel özelliklerini ifade eden model kurulurken;

1-) Kullanılacak modelin tipi seçildi.

2-) Gözlenmiř akım serileri kullanılarak, seçilen modelin parametreleri tahmin edildi.

3-) Modelin uygunluęu gözlenmiř akım serisi ile karşılařtırılarak kontrol edildi.

Böylece istatistik anlamda modelleme kurulmuřtur.

## **1.2. Konunun Önemi**

Barajların inřası bittikten sonra dolmaya bařlamaları ile göl haznelerinde biriken su, çevre iklimi üzerinde etkili olmaktadır. Su kaynakları kullanımının iklim deęiřiklięi ve dolayısıyla küresel ısınma üzerinde etkili olduęu bilinmektedir. Ve büyük su kütleleri çevre üzerinde az da olsa etki yapmaktadırlar. Dolayısıyla baraj dzenlemelerinin ve

dođal varyasyonların neden olduđu iklim deđişikliđi ile birlikte oradaki akım karakteristikleri de deđişecektir.

Hidrolojinin inceleme alanını oluşturan hidrolojik çevrimin her bir parçasında, suyun göz önüne alınan sisteme girişı, bu sistemde biriktirilmesi ve sistemden çıkışı ile ilgili çeşitli hidrolojik olaylar yer alır. Bütün hidrolojik olaylar doğada meydana geldikleri için pek çok sayıda deđişkenden etkilenirler. Bu deđişkenlerin her birinin olayı ne şekilde etkilediklerini tam olarak belirlemek çođu zaman mümkün olmadığı için göz önüne alınan olaydaki deđişkenler arasındaki bağıntılar kesin bir şekilde elde edilemez. Bu yüzden olayı deterministik kanunlar belirleyemez.

Buradan anlaşılacağı gibi hidrolojik olaylar rastgele karakterdedir. Bu gibi olayları incelemek için problemlere istatistik yaklaşım gerekmektedir. İstatistik yaklaşımda olaydaki deđişkenlerin rastgele karakteri göz önüne alınarak olasılık (ihtimal) kavramına dayanan modeller kurulur.

Bir rastgele deđişkenin aldığı deđerlerin zaman içinde belli aralıklarla izlenmesi halinde bir zaman serisi elde edilir. Ardışık anlardaki akım deđerleri ( $X_i$  ve  $X_{(i+1)}$ ) arasında istatistik anlamda bir bağımlılık bulunması halinde  $X$ , bir stokastik süreç oluşturur. Stokastik süreçleri incelerken sadece rastgele deđişkenin olasılık dağılımını bilmek yeterli olmaz, ayrıca deđişkenin iç bağımlılıđını da belirleyen bir model kurmak gerekmektedir. Hidrolojik deđişimlerin stokastik karakteristiklerinin analizinde birçok metot gelişmektedir. Bunlardan biride zaman serileri kullanarak istatistiksel analiz yapmaktır.

Hidrolik yapıların tasarımında akımların gelecekte alacağı tahmin edilen deđerleri kullanılmaktadır. Akımlar ve bunları oluşturan yağışların gelecekteki deđerlerini önceden tam olarak belirlemek mümkün olmamaktadır. Rastgele karakterlerinden dolayı, hidrolojik deđişkenlerin gelecekte alabileceđi deđerler ancak belirli olasılıklarla belirlenir. Çeşitli mühendislik yapılarının proje kriterlerini oluşturan pik debilerin gelecekteki deđerlerinin bilinmesi projelendirilme aşamasında önemlidir. Hidrolojik

tasarım aşamasındaki hatalar, geçmişte su yapılarının yıkılma nedeni bile olmuştur. Bu yüzden hidrolojik tasarımın, projelendirilmede önemi büyüktür.

Baraj yüzey alanı ve havza alanının, o bölgede iklim değişikliğini ve dolayısıyla akım değişimini önemli derecede etkileyen en önemli faktörlerden olduğu bilinmektedir. Oymapınar barajıyla ilgili uygun model kurulursa, inşa edilebilecek yeni bir baraj için baraj inşası sonrası oluşabilecek akım koşulları değişimi, kurulmuş ve modellemesi yapılmış barajın, yüzey alanıyla veya havza alanıyla ilişkilendirilirse, kurulacak olan barajın projelendirilme aşamasında bize proje kriterleriyle ilgili katkı sağlayabilir.

İstatistiksel anlamda yeterli düzeyde veri ile yapılacak modeller yardımıyla, baraj rezervuarı yapımından önce ve sonrasına ait ilişkiler belirlenebildiği takdirde, daha sonra yapılacak barajların, elde bulunan tarihi verileriyle gelecekteki muhtemel akım değişimlerinin inşa aşamasından önce tahmin edilebileceği umulmaktadır.

## **2. KURAMSAL BİLGİLER ve KAYNAK TARAMALARI**

### **2.1. Kuramsal Bilgiler**

#### **2.1.1. İstatistiksel tahminin önemi**

Bir akarsu üzerine yapılması düşünülen hidrolojik sistemlerden optimal olarak yararlanmak amaçtır (Çevik 2003). Bu nedenle bir akarsu üzerinde yapılması düşünülen hidrolojik yapıların, sistem kapasitesi için gerekli olan proje kriterlerinin güvenilir olarak elde edilmesinde istatistiksel modellerle tahmin yapılabilme önem taşımaktadır. Su kaynakları planlaması için her şeyden önce suyun miktar ve kalitesinin hidrolojik değişkenlerle birlikte düşünülüp, akılcı bir yönetim şeklinin belirlenmesi gerekmektedir. Planlama için akarsu akımları, taşkınlar, buharlaşma, katı madde, su kalitesi, rüzgar, sıcaklık gibi veriler gerekmektedir. Ayrıca; topografya verileri, jeoloji ve deprem verileri, ekonomi verileri, çevre şartları, hukuk verileri de planlama raporuna esas olacak veriler arasındadır. Su kaynakları planlaması için sadece gözlemlenmiş deterministik değerler yeterli olmamaktadır. Su yapılarının maliyetinin çok fazla risklerinin de büyük olmasından dolayı bu yapıların projelendirilmesi esnasında gözlemlenmiş değerler dışında gelebileceği tahmin edilen akım değerlerinin de dikkate alınması gerekmektedir. Olması muhtemel yani probabilistik akım değerlerini elde edebilmek için öncelikle akımların stokastik özelliklerinin belirlenmesi gerekmektedir. Rastgele değişkenin ardışık değerleri arasında bir iç bağımlılık bulunması halinde bu gözlemlerden oluşan zaman serisine stokastik süreç denir. Akarsularda akımlar arasındaki ilişkileri belirleyen özelliklerin tümü stokastik özellikleri oluşturur. Stokastik özellikleri belirlenen akımlar için matematiksel ifadelerle matematiksel modeller kurulmaktadır.

Barajların boyutlandırılmasında işletilmesinde aşağıdaki hidrolojik özellikler dikkate alınmaktadır ( Ağırlioğlu 2007).

- 1-) Elde edilebilecek toplam su miktarları



2-) En küçük debi ile aylık ve yıllık en düşük ortalama debiler.

3-) Gözlenen ve gelecekte beklenen en büyük debiler.

Mevsimlerin kurak geçtiği dönemlerde debi ortalamasının çok altına düşebilirken yağışlı dönemlerde ise çok yüksek değerler alabilir. Akarsuyun getirdiği akımın zaman içindeki dağılımını düzenlemek için akarsular üzerine biriktirme hazneleri ( baraj gölleri, rezervuarlar) kurmak gerekir. Bu haznelerde akarsuyun fazla su getirdiği dönemlerde depolanan su, kurak dönemlerdeki istemi karşılamak için kullanılır. Biriktirme haznelerinin kapasitesinin belirlenmesi su kaynaklarını geliştirme projelerinin önemli problemlerindendir. Hazne kapasitesi sağlanmak istenen suyun miktarına, akarsuyun getirdiği akımlara ve haznenin işletme şekline bağlı olmaktadır. Akarsudaki doğal akım zaman içinde rastgele değişen bir karakter gösterdiğinden hazne kapasitesinin hesabı istatistik yöntemlerin kullanılmasını gerektiren bir problemdir. Çünkü baraj haznesi için beslenme kaynağı olan akarsuyun oluşturduğu su miktarı, bir su yılı incelendiğinde özellikle mevsimlere ve yağış miktarlarına bağlı olarak çok fazla değişim göstermektedir. Akımların rastgele karakteri nedeniyle bir hazne istenen miktarda suyu ancak belli bir olasılıkla sağlayabilir. Bunun için hazne kapasitesi istenen suyun sağlanamaması olasılığı için kabul edilebilecek riske de bağlıdır. Gerekli aktif hazne kapasitesi belirlendikten sonra buna ölü hacim olarak ayrılacak değer ve varsa taşkın kontrolü için kullanılacak hacim eklenerek toplam kapasite elde edilir.

Hazne işletmesi de kapasite hesabı ile ilişkilidir. Biriktirme haznelerinin her zaman maksimum faydayı sağlayacak şekilde işletilmeleri gerekir. Hazne işletmesi hazneye giren akımların zaman içinde rastgele dağılımını, istemin zaman içinde (genellikle yıl boyunca periyodik bir biçimde) değişimine en iyi biçimde uydurmayı amaçlar. Bunun içinde gelecekte hazneye girecek akımların (önceki akımlara, kar örtüsüne, yağış ve sıcaklık tahminlerine dayanarak) önceden kestirilmesi ve bu şekilde tahmin edilen akımlara göre haznenin işletilmesi gerekir.

İnşa edilmiş bir havzadan sağlanacak faydalar da haznenin işletme şekline bağlıdır ve biriktirme haznesinin işletilme şeklide gerekli hazne kapasitesini etkilemektedir. Bu

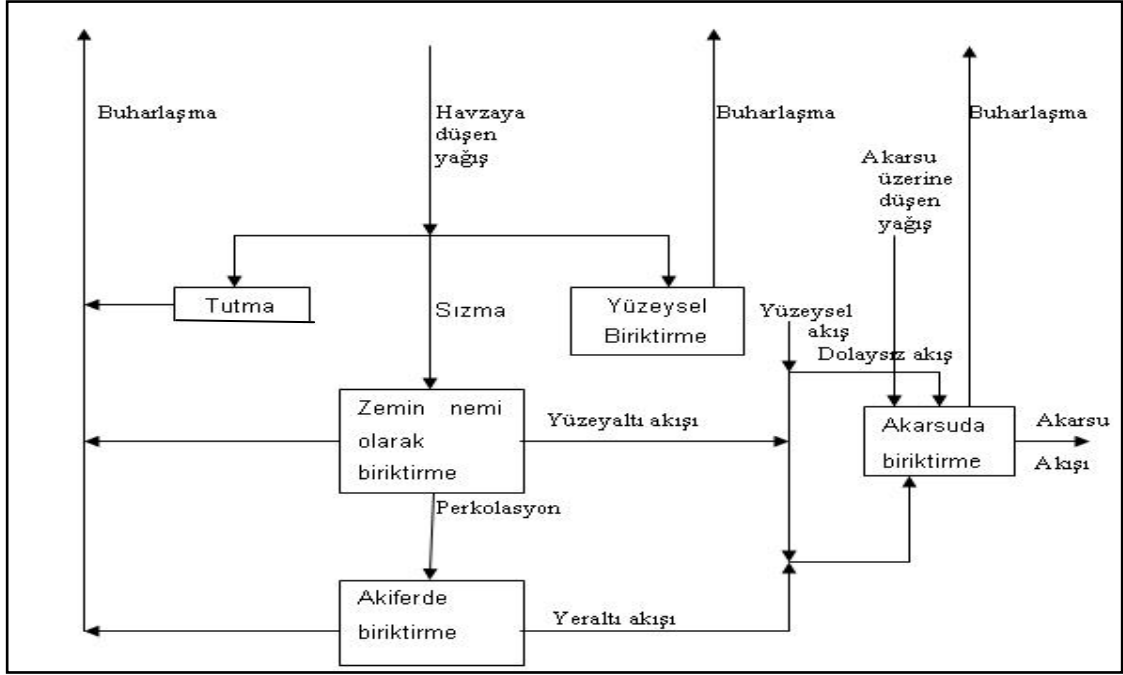
durumdan dolayı hazne belirli bir durumda iken ne kadar su çekileceğini belirleyen kuralın yani hazne işletme politikasının hazneden çekilen suyun kullanım amacına bağlı olarak optimizasyonu gerekmektedir. Hazne işletme kuralı gerekli kapasiteyi etkileyeceğinden işletme kuralı ve kapasitenin ardışık yaklaşımlarla optimizasyonu gerekmektedir. Hazne işletmesinin optimizasyonu, haznenin planlanması sırasında ve hazne inşa edildikten sonra gerekli olmaktadır.

Akarsu debilerinin zamanla değişimi, baraj işletme politikasını ve hazne kapasitesini belirlemek için gereklidir. Taşkın akımları ise, dolu savağın düzenlenmesi, taşkın barajda ötelenmesi neticesinde dolu savak üzerinde oluşacak su yükünün hesaplanması ve derivasyon yapılarının boyutlandırılmasında temel veriyi oluştururken, bir barajın gövde, dip savak, dolu savak ve çevirme yapıları gibi kısımlarının projelendirilmesinde taşkın hidrolojisi çalışmaları gerekmektedir. Taşkınların büyüklüğü ve frekansını belirleyebilmek için gerekli olan esaslar arasında hidrolojik ve meteorolojik veriler bulunmaktadır.

### **2.1.2.Hidroloji ve hidrolojik çevrim**

Suyla ilgili bir bilim dalı olan hidroloji, dünya üzerindeki ( yer yüzeyinde, yer altında ve atmosferde) suyun oluşumunu, dağılımını, çevrimini, yer üstündeki ve altındaki hareketini, fiziksel ve kimyasal özelliklerini, çevreyle ve canlılarla karşılıklı ilişkilerini inceler. Hidroloji, su yapısı ve kaynaklarının geliştirilmesi ile ilgili plan, proje, inşaat ve işletme aşamalarındaki suyun miktarı ve özellikleri ile ilgili gerekli çözümlenme yöntemlerini kapsayarak, bu konuda su ile ilgili her türlü sorulara cevap vermeye yarar.

Hidrolojinin temel kavramı hidrolojik çevrimdir. Bu çevrim suyun denizden başlayıp buharlaşarak atmosfere, oradan yağışlarla yeryüzüne ve akarsular ya da yer altı sularının akışı yoluyla deniz veya okyanuslara dönmesi ile tamamlanır. İnsanın hidrolojik çevrime olan etkisi, suyu tutmak yüzeysel akışı azaltmak şeklinde ( barajlar yapmak suretiyle) veya kentleşme neticesinde yolların kaplanması ile yüzeysel akışın artmasına, tabi bitki örtüsünün değişmesi ise terleme, buharlaşma ve sızmaya etkili olur.



Şekil 2.1. Akarsu havzasına düşen yağışın akışa dönüşümü (Bayazıt 1998)

Büyük ve küçük hidrolik yapıların tasarımında suyun miktarının ve ekstrem debi değerlerinin bilinmesi zorunludur. Bu durumda inşaat mühendisliği açısından hidrolojik çevrim bileşenlerinden biri olan akış değişkeni çok önemlidir. Çünkü hidrolojik çevrimin ancak yeryüzündeki bölümü kontrol altına alınabilmektedir. Yüzeysel suların kaynağı atmosferden yağış alanlarına düşen yağmur, kar, dolu gibi yağışlardır. Akarsu havzaları yağışı akışa dönüştürdüğüne göre bu mekanizma bir sistem gibi düşünülebilir. Sistemin girdisi yağış, çıktısı ise akıştır.

Su kaynaklarının kullanılması amacıyla yapılan tesisler ve bu tesislerin inşa edildikten sonra işletilmeleri hidroloji bilimi ile yakından ilgilidir. Su kaynakları ile ilgili yapılan çalışmalarda proje, planlama, inşa ve işletme aşamalarında su ile ilgili bazı bilgilere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu gibi su kaynakları çalışmalarında akarsudan geçen ve geçebileceği tahmin edilen debi değerlerin bilinmesi çok büyük önem taşımaktadır.

Hidrolojik olaylar büyük ölçeklerde ve birçok belirsizliği ihtiva ettiği için laboratuvarlarda model ve deneylerin yapılması mümkün değildir. Bu sebepten dolayı, hidroloji değişkenlerinin doğada yeterli sıklıktaki zaman aralıklarında ölçümlerinin yapılarak geçmiş yani tarihi veri dizisi şeklinde kayıt edilmesi çok büyük önem arz eder.

İşte bunun zorunlu bir sonucu olarak ta, hidroloji çalışmalarının başarı ile yapılması için aşağıdaki noktaların takip edilmesi gereklidir (Bayazıt 1986, Şen 2002).

1-) Yağış, akış, buharlaşma gibi temel hidroloji değişkenlerinin değişik istasyon ve zamanlarda yeterli sıklıkta ölçümlerinin sürekli olarak yapılması,

2.) Ham olan ölçüm verilerinin basit birtakım istatistik ve veri güvenilirliği sınamalarına tabi tutarak işlenmiş bilgilerin bilgisayar ortamında elde edilmesi; veri dizilerinin istatistik parametrelerinin ve dağılım fonksiyonlarının elde edilmesi; değişik hidroloji verileri arasında olabilecek ilişkilerin istatistik ve regresyon yöntemleri ile işlenerek bulunması ve böylece ampirik ilişkilerin ortaya çıkarılması,

3.) Ölçümlerden yararlanarak gerekli matematik modellemelerin yapılması sonucu hidrolojik değişkenliğin ortaya çıkmasına sebep olan kanunların bulunmasına çalışılması; uygun görülen modellerden elde edilecek tahminler ile yapılan ölçümlerin kıyaslanarak geliştirilen modellerin iyileştirilmesine çalışılması,

4-) Belirlenen gelecek zaman aralıklarında incelenen hidroloji olayının tekrar görülmesi ve istenmeyen bazı davranışlarının ortaya çıkma yüzdelerinin ve sıklıklarının hesaplanması için ihtimaller hesabı ilkelerinden yararlanılması; bu bakımdan ihtimal hesabı ile istatistiğin hidrolojide kullanılması.

### **2.1.3. Akarsu akımlarını etkileyen parametreler**

Akarsu akımlarının düzenli bir eğilim gösterebilmesi için meydana gelebilecek buharlaşma, terleme, sızma olaylarının olmaması veya homojen bir düzen göstermesi gerekmektedir. Pratikte ise böyle bir durum söz konusu değildir. Yıllar içerisinde havzada meydana gelen bitki örtüsündeki değişim ya da nüfusta meydana gelen değişimler akarsuyun rejimini etkilediği gibi yeryüzünde meydana gelen sıcaklık değişimleri ile mevsimsel değişimlerde akarsuların rejimlerine etki etmektedir. Akarsu rejimlerini etkileyen etmenlerden bazıları aşağıda verilmiştir.

### 2.1.3.1. Yağış

Atmosferden katı veya sıvı halde yeryüzüne düşen sulara yağış denir. Yağış meteorolojinin konusu olmakla birlikte, yeryüzüne düştüğü andan itibaren hidrolojinin en önemli parametresini oluşturmaktadır. Yağışlarda meydana gelen değişimler, hidroloji ve su kaynakları için önemli sonuçlar doğurabilir. Yağmur ve kar hidrolojik bakımdan en önemli iki yağış şekli olup aralarındaki en önemli fark yağmur halinde düşen sular derhal akış haline geçtikleri halde karın genellikle uzun süre eriyerek akış haline geçmesidir (Bayazıt 1986). Yağan yağışın yağış fazlası kısmı yüzeysel akışa geçer. Yüzeysel akışa geçen sular ise akarsuya direkt katkı sağlar. Yağışın bir kısmı ise yüzeyin hemen altına (gecikmesiz yüzey altı suyu) ya da daha derinlere sızarak gecikmeli yüzey altı suyu, yer altı suyuna katılır.

Dünyanın çeşitli yerlerinde yapılan araştırmalar son yıllarda yağışlarda ve akarsuların akımlarında önemli değişimler olduğunu göstermiştir. Yerkürenin iklimindeki değişimin çeşitli bölgelere düşen yağışı ne şekilde etkileyeceği konusunda güvenilir bilgiler bulunmamaktadır. Ülkemizde de yıl içinde mevsimlere göre değişen yağış akış ilişkileri yıllar arasında büyük farklılıklar göstermektedir. Bunun sonucu olarak suyun zamana ve miktara bağlı olarak değişen ihtiyaçların karşılanması amacı ile yönetimi büyük önem arz etmektedir. Bu sebeple Türkiye’de yağışlarda ve akışlarda herhangi bir değişimin ve bunun azalan veya artan yönde olup olmadığının araştırılması gerekmektedir (Bayazıt vd 2000).

Dünyanın birçok bölgesinde hem artış hem de azalma olarak nehir akış hacminde meydana gelen görünür eğilimler mevcuttur. Bunlar sadece bölgelerdeki hava sıcaklığı veya yağışlardaki değişikliklerle açıklanamaz (Şen 2005). İklim değişiminin su kaynakları üzerindeki etkisi, sadece nehir akışında ki hacim, zamanlama (kar erimesi), nitelik ve zemin suyu beslenmesinde meydana gelen değişimlere bağlı değildir. Aynı zamanda sistem özelliklerine, sistemin üzerinde meydana gelen değişken baskılara, sistem yönetim evrimine ve nihayet iklim değişmesine yönelik tedbirlerin uygulanmış olmasına bağlı olmaktadır.

### **2.1.3.2. Sızma**

Birim zamanda, birim alandan zeminin altına geçen su miktarına sızma şiddeti denir. Şayet, havzada meydana gelen yağış şiddeti sızma şiddetinden fazla ise, yüzeysel akış ve sızma aynı anda oluşur. Diğer taraftan, yağış şiddeti sızma şiddetinden küçük veya eşit olduğu durumlarda, yüzeysel akış meydana gelmez ve yağın yağışın tamamı yer altına sızar. Sızma zamanla ve bulunduğu yer itibarı ile çeşitlilik gösterir. Doygun tabaka kalınlığı, yüzey suyu derinliği, zemin nemi, havzanın jeolojik yapısı, yağışın sıkıştırması, ince danelerin yıkanması, insan ve hayvan sıkıştırmaları, bitki örtüsü ve sıcaklık gibi etmenler sızmaya etki etmektedir. Sızma miktarının fazla olması halinde, akarsu çekilmeleri daha da hızlı olacaktır. Bunun yanında sızma miktarı yıldan yıla değişebildiği gibi mevsimsel olarak da değişmektedir.

### **2.1.3.3. Buharlaşma**

Suyun sıvı halden gaz (su buharı) haline geçmesine buharlaşma denmektedir. Su yüzeyindeki moleküller yeterli bir kinetik enerji kazandıkları zaman kendilerini tutmaya çalışan diğer moleküllerin çekiminden kurtulup su ortamından havaya fırlarlar. Su yüzeyi yakınlarında sürekli olarak sudan havaya, havadan suya geçen moleküllere rastlanır. Sudan havaya geçen moleküllerin sayısı daha fazla ise buharlaşma olduğu kabul edilir (Bayazıt 1999).

Su yüzeyinden buharlaşma miktarının hesabı, olayı etkileyen faktörlerin çokluğu nedeniyle çok güçtür. Buharlaşan su miktarı doğrudan doğruya ölçülemez. Ya küçük kaplarda ölçülen buharlaşmaya, ya da su (enerji) dengesi veya su buharı transferinde ölçülebilen diğer büyüklüklere bağlı olarak belirlenir.

Zemin yüzeyinden buharlaşma su yüzeyinden buharlaşmaya benzemektedir. Ancak özellikle az geçirimli zeminlerde su moleküllerinin yemeleri gereken direnç daha büyüktür. Zeminin üst kısmında yeterli miktarda su bulunuyorsa zeminden buharlaşma su yüzeyinden buharlaşmaya eşit olur. Aksi durumda zeminden buharlaşma miktarı zeminde mevcut su miktarı ile sınırlıdır (Bayazıt 1999).

#### **2.1.3.4. Terleme**

Bitkilerin suyu kökleriyle zeminden çekip yaşamaları için gerekli işlemlerde faydalandıktan sonra yapraklarından buhar halinde havaya vermelerine terleme denmektedir (Bayazıt 1999). Terleme buharlaşmanın bağlı olduğu bütün etkenlere, ayrıca bitki örtüsüne, zemin cinsine ve zeminde mevcut su miktarına bağlıdır. Zemin nemi ile ilişkili olan gerçek terleme miktarının belirlenmesi güçtür. Ancak hidrolojide sadece terlemeyi değil bitkilerle kaplı topraktan toplam buharlaşma ve terleme kayıplarını belirlemek daha yararlı olur.

Bitkilerin buharlaşma kayıpları üzerine etkileri tutma şeklinde de olur. Tutma, bitkiler tarafından alıkonan ve yeryüzüne hiç varamayan yağış olarak tanımlanır (Bayazıt 1999).

Hidrolojik olayların büyüklükleri istatistiksel yöntemlerle tahmin edilmektedir (Okman 1974). Bu sebepten dolayı su ile ilgili mühendislik çalışmalarında gerekli olan hidrolojik olayların gelecekteki miktarların ne olacağına dair bilgilerin istatistiksel analizlerle tahmin edilmesi gerekmektedir.

#### **2.1.4. Hidrolojik verinin analizi**

Hidrolojinin esas inceleme alanını teşkil eden hidrolojik çevrimin her bir kısmında meydana gelen hidrolojik olaylar pek çok değişkenden etkilendikleri için her bir olaydaki değişkenler arasındaki bağıntılar kesin bir şekilde elde edilemediğinden, hidrolojik olayların deterministik bağıntıları çoğunlukla belirlenemezler (Yılmaz 1995). Hidrolojik çalışmalarda rastgele karakterdeki olayların incelenmesinde olasılık teorisi ve istatistik bilimlerinin yöntemleri kullanılır. Olasılık teorisi rastgele karakterdeki olayların olasılıklarını inceleyen bir matematik dalıdır. İstatistik ise rastgele nitelikteki bir değişkene ait gözlenmiş örnekleri inceleyerek bu değişkenin toplumu hakkında yargılara varan bir yöntemdir. İstatistik yaklaşımda olaydaki değişkenlerin rastgele karakteri göz önüne alınarak olasılık (ihtimal) kavramına dayanan modeller kurulur.

Günümüzde hidroloji, deterministik ve istatistik metotlar yan yana ve birbirini tamamlayacak şekilde kullanılmaktadır ( Bayazıt 1981).

Gelecekteki bir gözlemede alacağı değer önceden kesinlikle bilinmeyen değişkenlere rastgele değişken denir. Zaman içinde; rastgele değişkenlerin gözlenmiş veya ölçülmüş değerlerinin kaydedilmesiyle bir zaman serisi elde edilmiş olunur. Eğer seri sürekli olarak kaydediliyorsa sürekli zaman serisi, belirli zaman aralıklarında kaydediliyorsa kesikli zaman serisi olarak adlandırılır.

Bir rastgele değişken yalnızca belirli bazı değerleri alıyorsa bu bir kesikli rastgele değişkendir. Buna karşılık herhangi bir zamanda belli bir aralıkla herhangi bir değeri alıyorsa bu da sürekli rastgele değişken olarak adlandırılmaktadır. Akarsudan ölçülen akımlar sürekli rastgele değişkene örnek olarak gösterilebilirken; kesikli rastgele değişken için durum farklıdır. İncelenen rastgele değişkene bağlı olarak sabit bir  $\Delta t$  zaman aralığı seçilir ve ardışık gözlemlerin aralarında hep aynı  $\Delta t$  zaman aralığı bırakılır. ( $x_1, x_2, \dots, x_t, \dots$ ) belirli aralıklarla kaydedilen zaman serileri olmak üzere ardışık anlardaki değerler arasında istatistiksel anlamda bir bağımlılık bulunması taktirde  $x_t$  bir stokastik süreç oluşturur.

Bir zaman serisinin istatistik anlamda incelenmesi ve stokastik sürecin tam olarak belirlenebilmesi için serinin olasılık dağılımının ve bu dağılıma ait parametrelerin belirlenmesi gerekmektedir (Bayazıt 1996).

### **2.1.5. Olasılık dağılımları**

Rastgele değişkenlere ait örneklerdeki gözlemlerin olasılıkları sadece bir fonksiyon ile ifade edilmek istendiğinde elde edilecek olan bu fonksiyona olasılık dağılım fonksiyonu denmektedir.

Kesikli rastgele değişkenler olasılık kütle fonksiyonu ile, sürekli rastgele değişkenler olasılık yoğunluk fonksiyonu ile ifade edilirler. Bir yıldaki yağışlı günlerin



sayısı kesikli bir deęişken olmakta, bir akarsudaki akımın debisi ise sürekli bir rastgele deęişkendir.

Sürekli ve kesikli rastgele deęişkenlerin olasılık dağılımlarından en önemlileri binom dağılımı, geometrik dağılım, normal dağılım, iki-üç parametrelili lognormal dağılım, iki-üç parametrelili gamma dağılımı, weibull dağılımı, genel ekstrem deęer dağılımı, log-pearson tip dağılımı vb. dir.

Bu bölümde sürekli rastgele deęişkenlerin olasılık dağılımlarından en önemlileri normal dağılım, iki-üç parametrelili lognormal dağılım, iki-üç parametrelili gamma dağılımı, weibull dağılımı vb. özellikleri verilmiştir.

## 2.1.6. Olasılık dağılım fonksiyonu

### 2.1.6.1. Normal dağılım

Bazı teorik dağılımlar, rastgele deęişkenlerin davranışlarını iyi ifade etmektedirler. Bu dağılımın deęerleri de kullanım kolaylığı amacıyla tablolaştırılmıştır ve EK I'da verilmiştir. Normal dağılım ya da Gauss dağılımı olarak bilinen dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu (o.y.f.) x rastgele deęişken olmak üzere;

$$F(x) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \exp[-(x - \mu_x)^2 / 2\sigma_x^2] \text{ şeklindedir. } -\infty < x < \infty \quad (2.1)$$

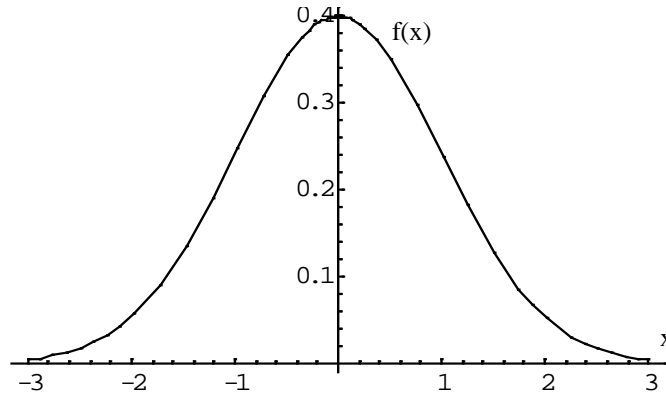
Bu dağılım 2 parametrelili olup,  $\mu_x$  ortalamayı,  $\sigma_x$  standart sapmayı göstermektedir. Normal dağılım simetrik olduğundan çarpıklık katsayısı sıfırdır ( $C_x=0$ ), kurtosis katsayısı ise 3'dür ( $k=3$ ). (2.1) denkleminle verilen normal dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu (o.y.f) ve olasılık dağılım fonksiyonunu (o.d.f) tablolaştırmak için standart normal deęişken kullanılır.

$$z = (x - \mu_x) / \sigma_x \quad (2.2)$$

Normal dağılımın  $F(x)$  eklenik dağılım fonksiyonu (belirli bir değerden küçük kalması olasılığı) analitik olarak elde edilemediğinden sayısal integrasyon uygulanarak tablo haline getirilmiştir ve  $(z)$  standart normal değişkeni yardımıyla kullanılır. Standart değişken boyutsuz olup ortalaması 0, standart sapması 1'dir. Normal dağılım simetrik olduğundan bu tablolar sadece  $z$ 'nin pozitif değerleri için hazırlanmıştır.

EK I'da verilmiş olan tabloya göre  $z$ 'nin verilen bir değeri aşması olasılığı  $F_1(z)$  ile, bu değerden küçük kalma olasılığı  $F(z)$  ile gösterilirse  $F(z)=1-F_1(z)$  olmaktadır ve  $z$  nin pozitif değerleri için  $F_1(z)$  olasılıkları tablodan okunabilmektedir.

Normal dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu ise  $\mu_x$  etrafında simetrik bir çan eğrisi şeklindedir (Bayazıt 1981).



Şekil 2.2. Normal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonu (Akar 2000)

#### 2.1.6.2. Lognormal dağılım

Rastgele değişkenine;  $Y=\ln(x)$  şeklinde logaritmik bir dönüşüm uygulandığında dönüştürülmüş  $Y$  değişkeninin dağılımı normal ise  $x$  değişkeninin dağılımı lognormaldir. Dönüşüm gereği bu dağılım  $x>0$  için geçerlidir.  $Y$ 'nin normal dağılımının parametreleri,  $\mu_y$  ortalaması,  $\sigma_y$  standart sapması olarak alınır. Bu parametreler  $x$ ' in parametreleri olan,  $\mu_x$  ve  $\sigma_x$ 'e şu şekilde bağlıdır.

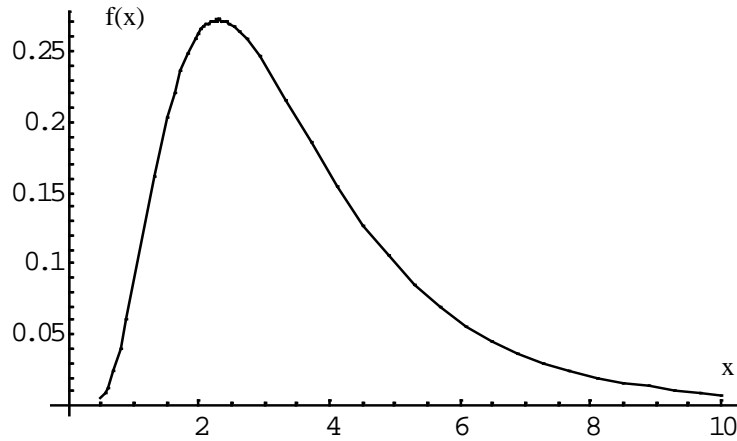
$$\sigma_x = \mu_x \cdot (e^{\sigma_y^2} - 1)^{1/2} \quad (2.3)$$

$$\mu_x = \exp\left(\mu_y + \frac{\sigma_y^2}{2}\right) \quad (2.4)$$

Lognormal dağılımın parametrelerini hesaplamak için iki yöntemden bahsedilebilir. İlk olarak örnekteki değerlere  $Y=\ln(x)$  dönüşümü uygulayarak  $Y$  değerlerinin  $\mu_y$  ortalaması,  $\sigma_y$  standart sapması tahmin edilebilir. İkinci olarak ta  $\mu_x$  ve  $\sigma_x$  değerleri yukarıdaki (2.3) ve (2.4) ile gösterilen denklemlerde yerine koyularak  $\mu_y$  ve  $\sigma_y$  çözülebilir.

$$f(x) = \frac{1}{x \cdot \sigma_y \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln x - \mu_y)^2}{2\sigma_y^2}\right] \text{şeklindedir. } x \geq 0 \quad (2.5)$$

Denklemiyle olasılık dağılım fonksiyonu verilen lognormal dağılım 2 parametrelidir. Yukarıdaki denklemde  $x$  yerine  $(x - x_0)$  koyulduğunda 3 parametrelili lognormal dağılım elde edilir (Bayazıt 1981).



Şekil 2.3. LogNormal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonu (Akar 2000)

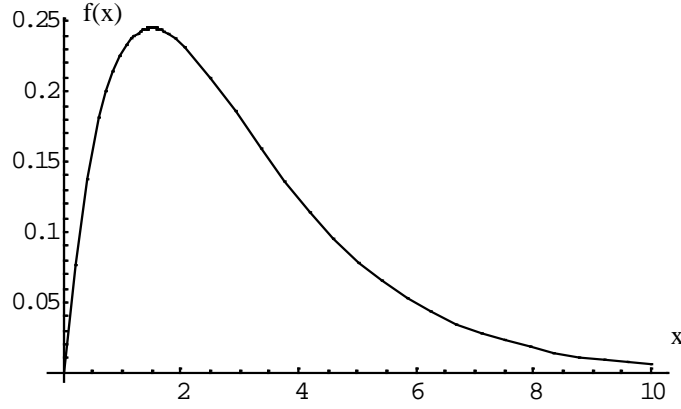
### 2.1.6.3 Gamma dağılımı

İki parametrelili gamma dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu (o.y.f)

$$F(x)=\frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) \quad x \geq 0 \text{ şeklindedir.} \quad (2.6)$$

Gamma dağılımındaki  $\alpha$  biçim  $\beta$  ölçek parametresidir. Yukarıdaki denklemde  $x$  yerine  $(x- x_0)$  konulursa 3 parametrelili gamma dağılımı elde edilebilir (Bayazıt 1981).

Tablo K=  $(x- \mu_x)/ \sigma_x$  frekans faktörünü yardımıyla kullanılabilir.



Şekil 2.4. 2 Parametrelili Gamma dağılımı olasılık yoğunluk fonksiyonu (Akar 2000)

### 2.1.7. Parametre tahmin yöntemleri

Seçilen bir dağılım fonksiyonunu gözlenmiş bir örneğe uydurmak için parametre değerleri eldeki örnekten tahmin edilir. Toplumun sonsuz sayıdaki elemanının istatistiksel özelliklerini temsil eden ifadeler parametre ise, tahmin edilen bu değerler toplumun gerçek parametre değerlerine eşit olmamaktadır. Fakat fonksiyonun parametre sayısı artırılıp gözlemlere uydurulması sağlanabilir. Hesaplanan istatistik değer, toplumun gerçek parametre değerine mümkün olduğunca yakın olabilmesi sağlanmalıdır. Parametre sayısı arttırıldığında parametre tahminindeki hatalar büyüdüğünden pratikte en çok iki ve üç parametrelili dağılımlar kullanılır. Yaygın olarak kullanılan parametre tahmin yöntemleri, Momentler yöntemi, Maksimum olabilirlik yöntemi gibi modellerdir. Her bir dağılıma ait parametreler bu yöntemlerle belirlenir.

### 2.1.7.1. Momentler yöntemi

Bu yöntemde dağılımın parametreleri rastgele değişkenin istatistik momentleri cinsinden yazılır. İstatistik momentler aşağıdaki denklemlerle hesaplandıktan sonra parametrelere geçilir.

Bir rastgele değişken normal dağılıma uyuyorsa, bu rastgele değişkenin momentler yöntemine göre örnekten tahmin edilen istatistikleri ortalama, varyans ve çarpıklık katsayısı olarak adlandırılır.

Rastgele değişkenin toplumundan N elemanlı bir örnek çekilirse, toplumun ortalaması olan  $\mu_x$  parametresine karşı gelen bu örnekten tahmin edilen ortalamanın istatistiği:

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^N \frac{x_i}{N} \quad (2.7)$$

Rastgele değişkenin dağılımının ortalama çevresindeki yayılımını ifade eden istatistik varyanstır. Boyutu rastgele değişkenle aynı olan bir büyüklük elde etmek için varyansın karekökü alınır, bu değer adı da standart sapmadır.

$$S_x^2 = \sum (x_i - \bar{x})^2 / (N - 1) \quad (2.8)$$

Çarpıklık katsayısının istatistiği de 3. mertebe momentlerden elde edilir.

$$C_{sx} = \frac{N}{(N-1)(N-2)} \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{S_x^3} \quad (2.9)$$

Rastgele deęişken lognormal daęılıyorsa;  $y=\ln(x)$  dönüşümü yapılarak normal daęılıma dönüştürülür. Dönüşüm uygulandıktan sonra elde edilen Y deęerlerinin normal daęılan bir deęişken gibi ortalamasının  $\mu_y$  ve  $\sigma_y$  standart sapmasının istatistikleri yukarıda verilmiş olan formüllerle hesaplanır. Ya da örnekten tahmin edilen  $\mu_x$  ve  $\sigma_x$  deęerleri aőaęıdaki denklemlerin yerine konularak  $\mu_y$  ve  $\sigma_y$  deęerleri bulunur.

$$\mu_x = \exp\left(\mu_y + \frac{\sigma_y^2}{2}\right) \quad (2.10)$$

$$\sigma_x = \mu_x \left(\exp(\sigma_y^2) - 1\right)^{1/2} \quad (2.11)$$

$$C_{sx} = \left(\exp(\sigma_y^2) - 1\right)^{3/2} + 3\left(\exp(\sigma_y^2) - 1\right)^{1/2} \quad (2.12)$$

Bu dönüşüm formülündeki y indisli parametreler normal deęişkenin ortalaması ve standart sapmasıdır.

Gamma daęılımının  $\alpha, \beta, x_0$  parametreleri Őu denklemlerden hesaplanır.

$$\mu_x = \alpha\beta \quad (2.13)$$

$$\sigma_x^2 = \alpha\beta^2 \quad (2.14)$$

$$C_{sx} = \frac{2}{\sqrt{\alpha}} \quad (2.15)$$

### 2.1.7.2. Maksimum olabilirlik yöntemi

L olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan a,b...deęerleri, topluma ait  $\alpha, \beta$  gibi parametrelerin istatistikleridir. Bu da aőaęıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$L = \prod_{i=1}^N p(x_i; \alpha, \beta, \dots) \quad (2.16)$$

Yukarıda (2.16) denklemde tanımlanan ifade  $x$  değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu  $p(x; \alpha, \beta, \dots)$  dır. Yapılacak gözlemde  $N$  adet olayın meydana gelme olasılığı  $L$ 'i verir. (2.16) denklemindeki çarpmaları toplamalar haline getirebilmek için iki tarafın logaritmaları alınır. Ve böylece aşağıdaki gibi bir denklem elde edilmiş olur.

$$\ln L = \ln \left[ \prod_{i=1}^N p(x_i; \alpha, \beta, \dots) \right] = \sum_{i=1}^N \ln p(x_i; \alpha, \beta, \dots) \quad (2.17)$$

Bu ifadedeki parametrelerin etkin tahminleri  $a, b, \dots$  şu denklem takımını çözerek bulunur (Salas vd 1980).

$$\frac{\partial \ln L}{\partial a} = 0, \quad \frac{\partial \ln L}{\partial b} = 0, \dots \quad (2.18)$$

Maksimum olabilirlik yöntemi her durumda etkin tahminler verdiği için diğer yöntemlerden daha üstündür. Ancak (2.18) denklemlerin çözümünü elde etmek birçok hallerde kolay olmamaktadır. Bu yüzden uygulama alanı sınırlıdır (Bayazıt 1981).

### 2.1.8. Olasılık dağılım testleri

Gözlenmiş bir örnekteki verilerin frekans dağılımının seçilen bir dağılım fonksiyonuna uyup uymadığını kontrol etmek için çeşitli testler kullanılabilir. Bu testlerden en yaygın olanlar  $\chi^2$  (ki-kare) testi ve Kolmogorov-Simironov (K-S) testi ve Olasılık çizgisi Korelasyon Katsayısı (PPCC) testleridir (Bayazıt 1996).

#### 2.1.8.1. Ki-Kare ( $\chi^2$ ) testi

$\chi^2$  testinde  $N$  adet elemanı olan örnek  $M$  adet sınıf aralığına ayrılarak incelenir. Buna göre  $i$ . Sınıfa düşen gözlem sayısı  $N_i$  olup,

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^M \frac{(N_i - Np_i)^2}{Np_i} \quad (2.19)$$

İstatistiğinin dağılımı serbestlik derecesi  $M - N_p - 1$  olan  $\chi^2$  dağılımıdır. Bu ifadedeki  $p_i$  seçilen dağılım fonksiyonu için  $i$ . Sınıf aralığında kalma olasılığıdır.  $N_p$  seçilen dağılım fonksiyonunda değerleri gözlenen verileri kullanarak tahmin edilen parametrelerin sayısıdır. Bu testi uygularken sınıf aralıklarını  $p_i$  olasılıkları için ( $p_i = 1/M$ ) olacak şekilde seçmek uygundur. Bu testte  $M \geq 5$ ,  $N_i \geq 5$  olması gerektiğinden ancak büyük örneklerde kullanılabilir.  $\chi^2$  dağılımında aşılma olasılığı  $p$  olan değerler EK II.'deki tablodan alınabilir.

### 2.1.8.2 Kolmogorov-Smirnov (K-S) testi

Küçük örnekler için de kullanılabilen K-S testinde test istatistiği,

$$\Delta = \max_i |F(x_i) - F^*(x_i)| \quad (2.20)$$

şeklinde tanımlanmıştır.  $F^*(x_i)$  küçükten büyüğe doğru düzenlenmiş örnekten  $F^*(x_i) = i/N$  formülüyle hesaplanan değerler  $F(x_i)$  ise aynı  $(x_i)$ 'ler için seçilen dağılım fonksiyonundan hesaplanan küçük kalma olasılıklarıdır. Seçilen dağılımın parametrelerinin değerlerinin örnekteki verilerden bağımsız olarak seçilmesi halinde  $\Delta$  test istatistiği için kritik  $\Delta_\alpha$  değerleri örnekteki  $N$  eleman sayısına ve  $\alpha$  aşılma olasılığına bağlı olarak EK III'deki tablodan alınabilir.

### 2.1.8.3. Olasılık çizgisi korelasyon katsayısı (PPCC) Testi

$\chi^2$  ve K-S testleri gücü daha düşük olan testlerdir. Gücü yüksek olan test olasılık çizgisi korelasyon katsayısı testidir. Bu testte küçükten büyüğe doğru sıralanmış



(düzenlenmiş) örnekteki her bir  $x_i$  elemanı için; önerilen (2.71) denklemiyle  $F(x_i)$  küçük kalma olasılığı hesaplanır. Bu değer hesaplandıktan sonra bu olasılığa karşılık gelen  $z_i$  (standart normal değişken) değeri dağılım fonksiyonu tablosundan okunmaktadır. Normal dağılım için standart değişken değerleri EK I'da yer almaktadır. Böylece örnekteki eleman sayısı kadar oluşturulan  $(x_i, z_i)$  çiftleri için  $r_{x,z}$  korelasyon katsayısı aşağıdaki denklem kullanılarak hesaplanır.

$$r_{x,z} = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(z_i - \bar{z})}{\left[ \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^N (z_i - \bar{z})^2 \right]^{1/2}} \quad (2.21)$$

Hesaplanan katsayı değerinin  $\alpha$  anlamlılık düzeyine ve örnekteki N eleman sayısına bağlı olarak EK IV'de verilen (Normal dağılım hipotezi için olasılık çizgisi korelasyon testindeki kritik değerler tablosu)  $r_{kr}$  değerinden büyük olması halinde verilerin normal dağılıma uyduğu hipotezi kabul edilir, aksi durumda reddedilir.

### 2.1.9. Zaman serisi modelleri

Gerçekte hidrolojik zaman serilerinin kesin matematiksel modelinin belirlenmesi mümkün değildir. Hidrolojik sürecin toplumu için tanımlanan matematiksel model yaklaşıktır. Model parametreleri sınırlı uzunlukta veriden tahmin edildiği için model parametrelerinin toplum değerleri bilinemez (Salas ve Smith 1981). Farklı modeller arasından, incelenen hidrolojik sürece en uygun model tipinin seçimi, stokastik hidrolojide karşılaşılan en önemli problemlerden biridir. Pratikte, uygun model seçimi – özellikle model tipi ve mertebesinin – belirlenmesi kişisel deneyime bağlı olarak, sezgisel biçimde yapılmaktadır (Salas vd 1985).

Bir rastgele değişkenin aldığı değerlerin zaman içinde belli aralıklarla ( $\Delta t$ ) izlenmesi halinde bir  $(x_1, x_2, \dots, x_i)$  elde edilir. Ardışık anlardaki  $x_i$  ve  $x_{i+1}$  değerleri arasında istatistik anlamda bir bağımlılık bulunması halinde  $x_i$  bir stokastik süreç

oluşturur. Akımların rastgele karakteri nedeniyle hazneye giren akımlar bir stokastik süreç oluşturduğu gibi kayıplar ve bazı hallerde haznedeki çekilmek istenen su hacmi de stokastik süreç niteliğindedir.

Bir stokastik sürecin tam olarak belirlenebilmesi için sürecin rastgele bileşenin olasılık dağılımı ve stokastik bağımlılığı bilinmelidir (Bayazit 1996).

Buraya kadar ki kısımda rastgele değişkenin zaman içinde ardarda yapılan gözlemlerde aldığı değerler arasındaki bağımlılığı göz önüne almadan, sadece olasılık dağılım fonksiyonlarının tipi ve olasılık dağılımının çeşitli parametreleri incelendi. Fakat birçok hidrolojik değişkenlerde ardışık gözlemlerin birbirinden bağımsız olmadıkları görülür. Ardışık gözlemler arasında bir iç bağımlılık bulunması durumunda inceleme yöntemi de değişmektedir. Buna göre rastgele değişkenin ardışık değerleri arasında bir iç bağımlılık bulunması halinde bu gözlemlerden oluşan zaman serisine stokastik süreç denir (Bayazit 1981).

Stokastik süreçleri incelerken sadece rastgele değişkenin olasılık dağılımını bilmek yeterli olmaz, ayrıca değişkenin iç bağımlılığını ifade eden bir model kurmak gerekir. Stokastik süreçlerin modellerinin kurulmasındaki amaç bu modeller yardımıyla söz konusu değişken için sentetik seriler türetilmesidir.

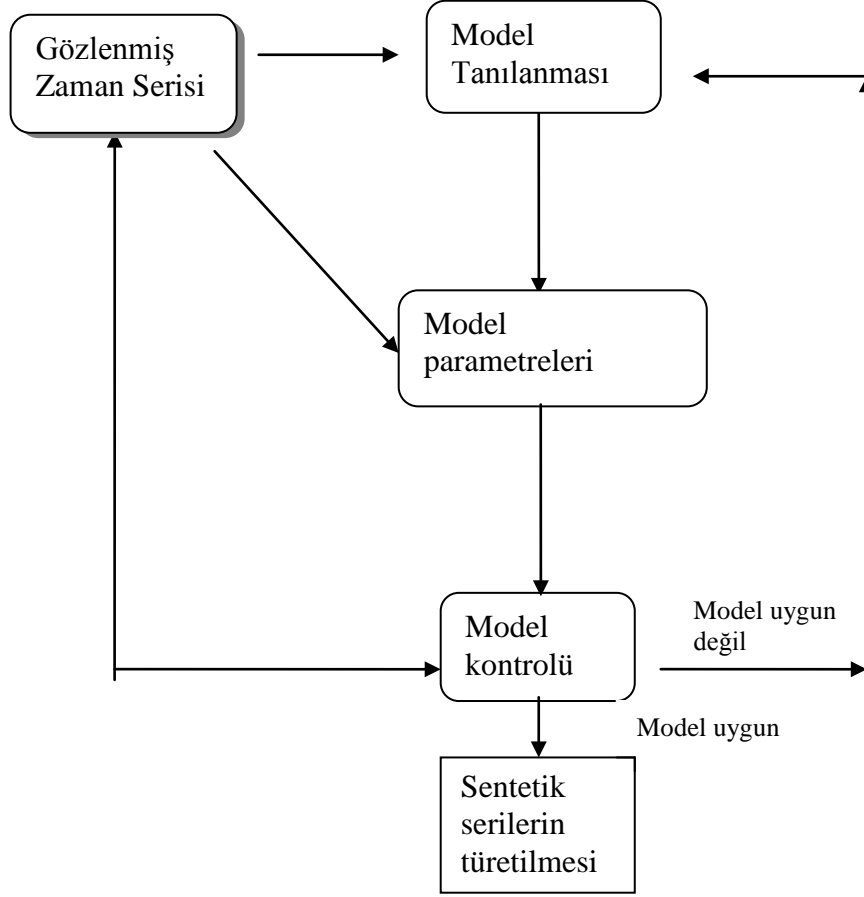
Hidrolojik yapıların tasarımında akışların gelecekteki değerleri kullanılmaktadır. Akışlar ve bunları oluşturan yağışların gelecekteki değerlerini önceden tam olarak kestirmek mümkün olamamaktadır. Çünkü bu değişkenler rastgele değişkenlerdir. Bundan dolayı gelecekte alabilecek değerler ancak olasılıkla belirlenir.

Zaman serileri, mevcut örnek serilerin karakteristiklerine, modelin tipine ve seçilen model tekniklerine bağlı olan bir süreçtir. Zaman serilerini göstermek için kullanılabilen birçok tipte stokastik model bulunmaktadır. Bazıları diğerlerinden daha karmaşıktır. Belirli tipte bir model için, modelin parametre tahminlerinin çeşitli teknikleri bulunduğu gibi hangi modelin uygun olduğunun testi için de çeşitli teknikler bulunmaktadır. Ayrıca bazı teknikler diğerlerinden daha karmaşıktır. Model sürecinin

basitlik veya karmaşıklığının çoğu modeli seçene (teknik bilgiye ve pratikliğe) bağlı olmaktadır. Genellikle zaman serilerinin modellenmesinde izlenecek yol şöyledir (Box ve Jenkins 1970).

- 1- Model tipinin seçilmesi,
- 2- Model şeklinin tanımlanması,
- 3- Model parametrelerinin tahmini,
- 4- Modelin kontrolü.

İlk safhada çeşitli model tiplerinin arasından birisi seçilir. Örneğin Markov modelleri veya Otoregresif modeller yaygın olarak kullanılan model tipleridir. Modelin tipi ve şekli tanımlandıktan sonra modelin parametreleri hesaplanır. Modelle ilgili bütün bilgiler elde edildikten sonra bu bilgilerin başlangıçtaki veriyi temsil edip etmediği, istatistikte kullanılan testler yardımıyla belirlenir. Kabul edilmediği takdirde ilk aşamaya dönülür.



Şekil 2.5. Zaman serilerinin modellenmesi süreci akış diyagramı (Yevjevich 1972)

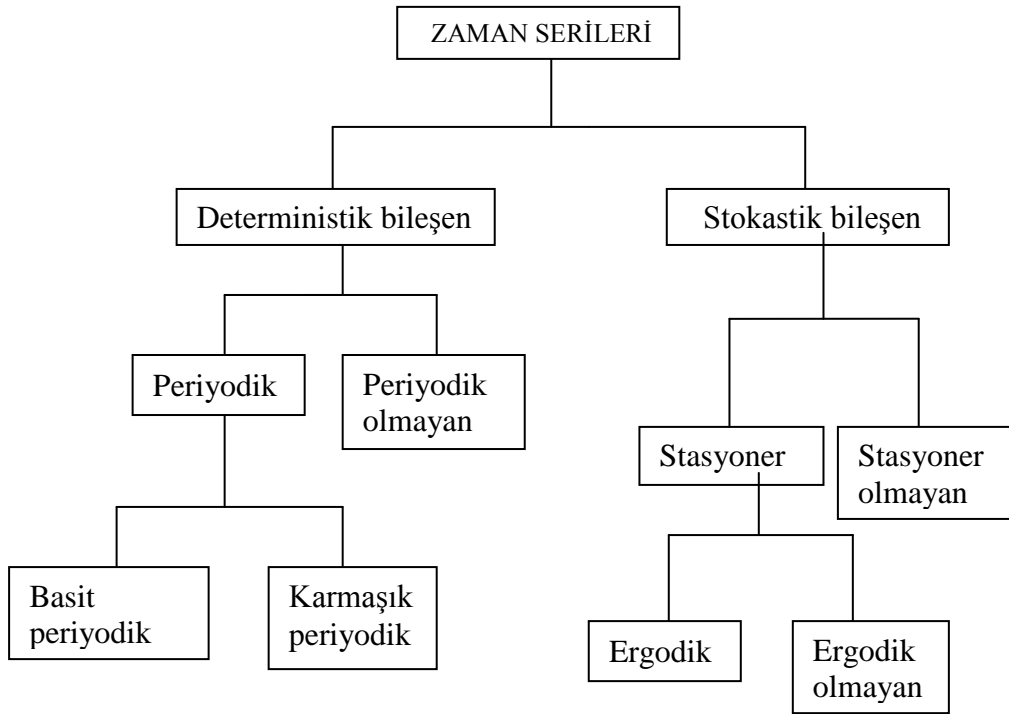
Su kaynakları sistemlerinin boyutlandırılmasında ve işletilmesinde karşılaşılan karar vermeye yönelik problemlerde, sentez ve simülasyon gibi matematiksel yaklaşımlara ihtiyaç duyulur. Simülasyon, bir su kaynağı sisteminin belli bir periyot boyunca davranışının matematiksel tarzda ifadesi olarak tanımlanabilir. Hidrolojik simülasyon modelleri çeşitli şekillerde sınıflandırılmalarına rağmen akım modelleri başlıca iki grup altında toplanır:

1-) Hidrolojik sistemin deterministik veya fiziksel simülasyonu,

2-) Hidrolojik sistemin istatistiksel veya stokastik simülasyonu (Salas vd 1980).

Deterministik yaklaşımda hidrolojik sistem teknik veya ampirik fiziksel ilişkilerle tanımlanır ve bu yaklaşım olasılık kanunlarına değil matematiksel bağıntılara dayanmaktadır.

Deterministik yaklaşımda rastgelelik göz önüne alınmaz ve deterministik modellerin çıktılarını kesin olarak belirlenir. Stokastik yaklaşımda ise değişkenler rastgele karakterde olup bu yaklaşım eldeki tarihi serinin istatistiksel karakteristikleriyle ilgilidir. Bu tür modeller arasında en kolay ve en yaygın kullanılanları otoregresif modellerdir (Salas vd 1980). Aslında bütün hidrolojik değişkenler rastgele karakterde iseler de, değişkenliklerinin fazla olmaması durumunda deterministik değişkenler olarak düşünülebilirler.



Şekil 2.6. Deterministik - Stokastik Süreç Akış diyagramı (Yevjevich 1972)

### 2.1.9.1. Stokastik bileşen, stasyonerylik ve ergodiklik

Stokastik seriler stasyonery ve stasyonery olmayan seriler olmak üzere ikiye ayrılır. Stasyonery olan seriler de ergodik olan ve ergodik olmayan seriler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

Bir serinin stokastik olması, ardışık değerlerinin arasında görülen iç bağımlılığa bağlıdır. Bir zaman serisinin ardışık değerleri arasında iç bağımlılık varsa, o seri stokastiktir. Stokastik olan bir sürecin iç bağımlılığına belirlemek için en çok kullanılan parametreler otokorelasyon katsayılarıdır.

Stokastik süreç niteliğindeki bir zaman serisinden alınan bir örneğin istatistik analizinde  $X$  değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunun ve parametrelerinin belirlenmesinin yeterli olmadığı, bunun yanı sıra iç bağımlılığının da incelenmesi gerektiği daha önce belirtilmişti.

Otokorelasyon katsayılarını kovaryansın, sürecin ratgele değişkeninin varyansına oranı olarak kabul edebiliriz. Otokorelasyon katsayıları bir serideki gözlemler arasındaki doğrusal bağımlılığı göstermektedir. Bir serinin gözlemleri arasında bağımlılığın bulunmaması durumunda serinin otokorelasyon katsayıları 0'a yakın değerler alacaktır. Otokorelasyon katsayısı aşağıdaki ifadeyle  $k$ - aralıklı otokorelasyon katsayısı olarak adlandırılır.

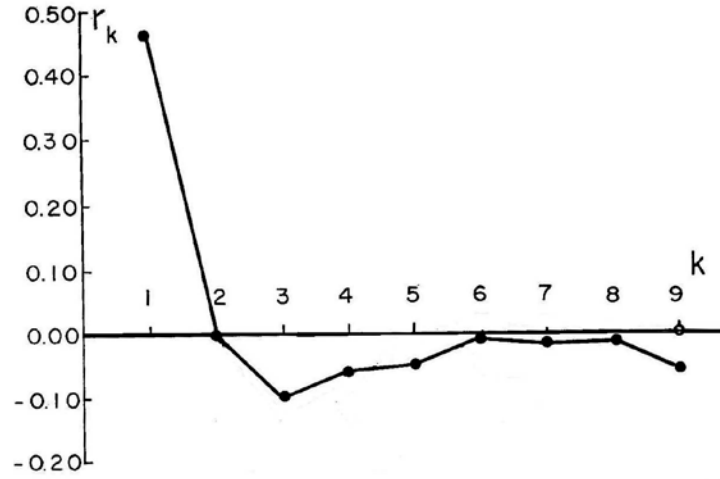
$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(x_t, x_{t+k})}{\text{Var}x} \quad (2.22)$$

Böylece zaman aralığı  $k$  olan gözlemler arasındaki otokorelasyon katsayısı tanımlanmış olur. Otokorelasyon katsayısının mutlak değeri 0 ile 1 arasında değişmekte olup, 1'e doğru yaklaştıkça lineer iç bağımlılık artmaktadır.

Kesikli seriler halinde gözlemler sonlu zaman aralıklarıyla yapıldığından otokorelasyon katsayıları da sonlu zaman aralıkları ile ifade edilir.  $k$ 'ıncı mertebeden otokorelasyon katsayısı  $\rho_k$  ( $k = 1,2,3,\dots$ ), zaman aralığı  $k.\Delta t$  olan gözlemler arasındaki bağımlılığı ifade eder. McMichael ve Hunter (1972) eldeki  $N$  elemanlı örnekten otokorelasyon katsayılarının, aşağıda ifade ile ( $k=1,2,3,\dots$ ) için elde edilebileceğini belirtmiştir.

$$r_k = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x}) \cdot (x_{i+k} - \bar{x})}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.23)$$

N elemanlı bir örnek için k'ya karşılık gelen her  $r_k$  değerinin birleştirilmesi ile elde edilen grafiğe korelogram denir (Şekil 2.7). Bir serinin gözlemleri arasında doğrusal bir bağımlılığın bulunduğunu saptamak için tahmin edilen otokorelasyon katsayılarının değişiminin grafiğinin yani korelogramının elde edilmesi gereklidir. Elde edilen bu grafikte otokorelasyon katsayıları sıfırdan önemli derecede farklılık gösteriyorsa serinin gözlemleri arasında doğrusal bir bağımlılığın olduğu sonucuna varılır (Janacek ve Swift 1993).



Şekil 2.7. Korelogram (Yevjevich 1972)

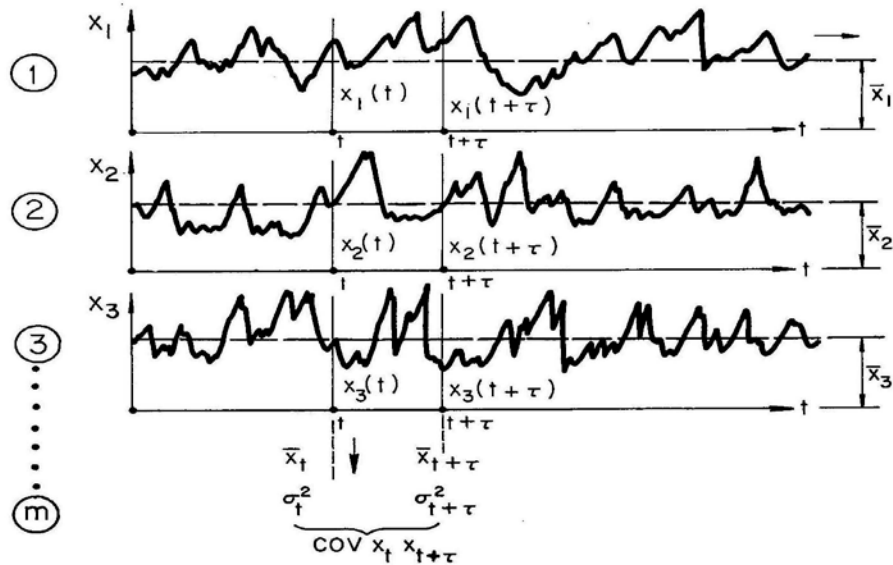
Bağımsızlığın sınırlarını belirleyen en önemli etken rastgele değişkenin dağılımıdır. Sürecin bağımsızlığı  $r_k$  'nın örnekleme dağılımının 0'a yakınlığı ile ölçülür.  $r_k$  'nın örnekleme dağılımının standart sapması aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$\sigma_{r_k} = \frac{\sqrt{(N-k-1)}}{N-k} \cong \frac{1}{\sqrt{N}} \quad (2.24)$$

Yukarıdaki ifadelerle verilmiş olan otokorelasyon katsayıları stokastik moodellerde kullanılmaktadır. Periyodik bileşen seriden ayrıldıktan sonra geriye kalan süreçten stokastik bileşen ayrılırsa bağımsız rastgele bileşen elde edilmiş olur (Akar 2000).

Bir stokastik sürece ait özellikler zamanla değişmiyorsa bu süreç stasyonerdir. Toplum içinden farklı zamanlarda alınan örneklerin istatistik parametreleri ve dağılımları örnekten örneğe değişmiyorsa böyle bir süreç stasyoner süreçtir. Bir sürecin stasyoner olup olmadığı o seri içinden aynı noktada, aynı şartlar altında ve farklı zamanlarda ölçülmüş olan N elemanlı örneklere ait ortalamaların ve kovaryansların değerlendirilmesi ile anlaşılır.

Stasyonerliğin mertebesini belirlemek için elde bulunan bir zaman serisinden yararlanılabilir. Öncelikle serinin içinden aynı noktada, aynı şartlar altında, fakat farklı zamanlarda başlayan ölçümlerin oluşturduğu çok sayıda örneklerden oluşan bir küme (ensemble) bulunduğunu düşünelim. Kümedeki  $i=1,2,3,\dots,m$  olarak numaralandırılan her bir örnekte zaman başlangıcından itibaren  $t$  anında ölçülmüş olan  $x_i(t)$  değerlerinin kullanılmasıyla küme için ortalamalar ve kovaryanslar tanımlanmak istenirse:



Şekil 2.8. Stasyonerlik ve Ergodiklik tanımında kullanılan büyüklükler (Yevjevich 1972).



$$\bar{x}_t = \frac{\sum_{i=1}^M x_i(t)}{M} \quad (2.25)$$

$$\text{Cov}(x_t, x_{t+\tau}) = \frac{\sum_{i=1}^M x_i(t) \cdot x_i(t+\tau)}{M} - \bar{x}_t \cdot \bar{x}_{t+\tau} \quad (2.26)$$

Burada;

M : Örnek adedi,

t : Ölçüm anı,

$\tau$  : Zamana uygulanan artış.

Kümedeki m örnek sayısının sonsuza gitmesi halinde t nin her değeri için  $\bar{x}_t$  bütün serinin ortalaması her zaman  $\mu$  ortalamasına yakın bir değer ise seriye birinci mertebeden stasyoner veya ortalaması stasyoner denir. Yine m örnek adedinin sonsuza gitmesi durumunda t nin her değeri için  $\text{Cov}(x_t, x_{t+\tau}) \rho_t \sigma_x^2$  değerine yakın bir değer ise sürecin kovaryansı stasyonerdir. Eğer sürecin hem ortalaması hem de kovaryansı stasyoner ise bu sürece ikinci mertebeden stasyoner (zayıf stasyoner) denir.

$x(t), x(t+\tau_1), x(t+\tau_2), \dots$  arasında yüksek mertebeden momentler (3.,4.,...mertebeden) momentleri M'in sonsuza gitmesi halinde t'nin aldığı her değer için aynı değere yakınsıyor ise seriye yüksek mertebeden stasyoner (kuvvetli stasyoner) denir. Uygulamada ikinci mertebeden stasyonerlik genellikle yeterli olmaktadır.

Eğer bir küme stasyonerse, kümedeki T uzunluğundaki her bir örnek seri için ortalama ve kovaryansı tanımlarsak;

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \int_0^T \bar{x}_i(t) dt \quad (2.27)$$

$$\text{Cov}(\bar{x}_{i,t}, \bar{x}_{i,t+\tau}) = \frac{1}{T-\tau} \int_0^{T-\tau} (x_i(t) - \bar{x}_i(t))(x_i(t+\tau) - \bar{x}_i(t+\tau)) dt \quad (2.28)$$

$T \rightarrow \infty$  ise  $i$ 'nin her değeri için  $x_i$  aynı  $\mu$  ortalamasına  $\text{Cov}(\bar{x}_{i,t}, \bar{x}_{i,t+\tau})$  da aynı  $\rho_i \sigma_x^2$  değerine yakınsıyor ise ve daha yüksek mertebeden bütün momentler için de benzer özellikler varsa sürece ergodik denir (Bayazit 1981).

Hidrolojik serilerden yıllık seriler genelde stasyoner kabul edilebilir. Fakat diğer zaman aralıklarında (ay, hafta, gün) ölçülmüş değerlerden oluşan serilerde ortalama, kovaryans ve momentler devamlı değiştiğinden stasyoner değildir. Fakat stasyoner olmayan seriler çeşitli dönüşümlerle stasyoner hale getirilebilir.

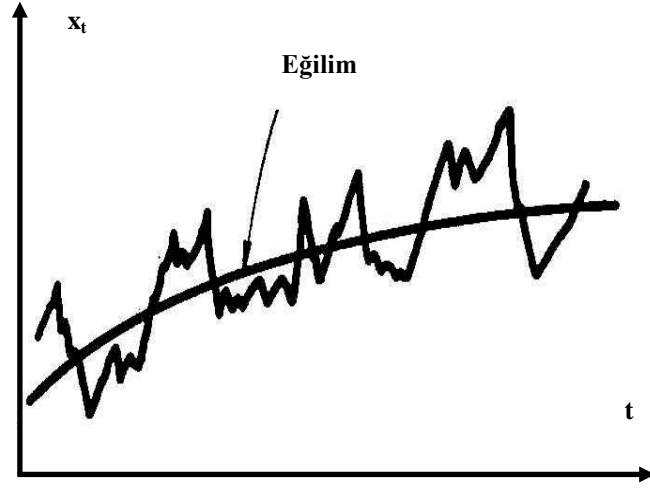
### 2.1.9.2. Deterministik bileşen

Deterministik bileşen, periyodik ve periyodik olmayan bileşen olmak üzere 2 kısımda incelenmektedir. Periyodik olmayan bileşenler; eğilim (trend), sıçrama olarak incelenebilir. Bu bileşenler stasyonerliği bozan bileşenlerdir.

Stokastik süreçlerin parametrelerinde meydana gelen değişim, doğal ya da insan etkisiyle meydana gelmekte ve sonuçta homojenlik bozulmaktadır (Okman 1994).

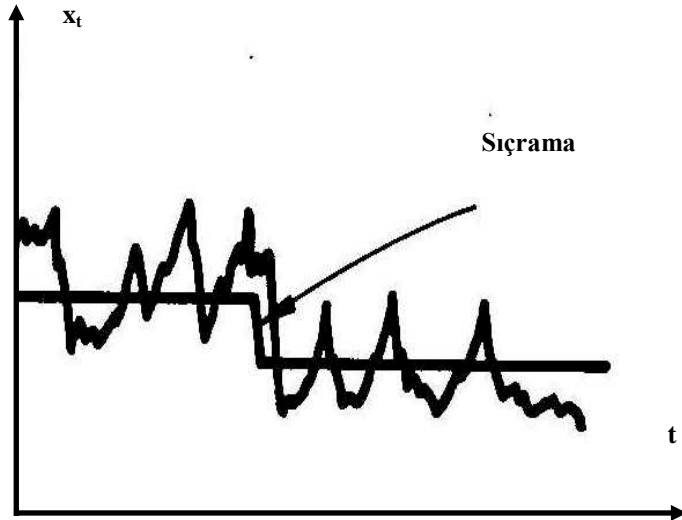
Periyodik olmayan grupta en çok rastlanan eğilim (trend) bileşenidir. Eğilim, gözlem süresi içinde sürekli olarak artan veya azalan bir şekilde sürecin değişiklik göstermesidir (Şekil 2.9). Bu değişim sürecin ortalamasında olduğu gibi başka parametrelerinde de görülebilir.

Eğilime neden olarak, veri toplamadaki sistematik hatalar, mühendislik yapılarının sisteme yaptığı etkilerden dolayı hidrolojik süreçteki değişiklikler gösterilebilir. Eğilimden farklı olarak, değişim ani oluyorsa bu takdirde sıçrama adını alır (Şekil 2.10). Çevirme yapıları, depremler, toprak kaymaları sıçramaya neden olan doğal ya da insan kaynaklı nedenlere örnek olarak gösterilebilir (Akar 2000).



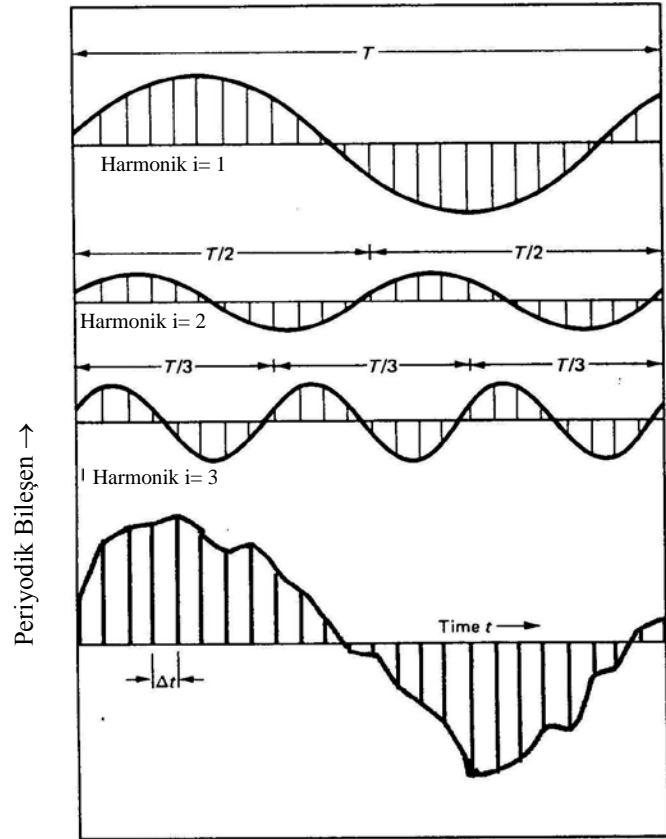
Şekil 2.9. Ortalaması artan bir süreç (Eğilim) (Yevjevich 1972)

Seriye ait parametreler insan etkisi veya doğal etkilerle oluşan değişiklikler neticesinde ani olarak değişebilir. Örneğin akarsular üzerine yapılan barajlar sıçramalara yol açmaktadır.



Şekil 2.10. Ortalamasında sıçrama olan bir süreç (Yevjevich 1972)

Peryodiklik, yeryüzünün güneş çevresinde dönüşünün etkisiyle yıldan daha kısa zaman aralıkları ile ölçülen hidrolojik süreçlerde görülmektedir (Bayazit 1981). Dünyanın güneş etrafındaki devrinden kaynaklanan doğal olaylardaki tekrarlılığın yansımaları ifade etmektedir. Peryodik bileşen aşağıdaki Şekil 2.11.'de görüldüğü gibi iki şekilde bulunabilir. Şekil 2.11.'de sürecin herhangi bir parametresindeki periyodikliğin basit periyodik fonksiyona uyması durumunda parametrenin zamanla değişimi görülmektedir.



Şekil 2.11. Periyodik bileşen ve Alt harmonikler (Kottegoda 1979)

Herhangi bir hidrolojik süreç bileşenlerine indirgenmek istendiğinde öncelikle mevcut eğilimi (trend) tespit edilir. Eğiliminden arındırılmış olan süreç homojen kabul edilir. Homojen hale getirilen seri artık sadece periyodik ve stokastik bileşenlere sahiptir. Dolayısıyla periyodik ve stokastik olan süreci;

$$y_{v,t} = \mu_{\tau} + \sigma_{\tau} \cdot \xi_{v,t} \quad (2.29)$$

şeklinde tanımlamak uygun olmaktadır. Buradaki  $\mu_\tau$  ve  $\sigma_\tau$  periyodik bileşene ait parametreler,  $\xi_{v,\tau}$  stokastik bileşendir. Peryodik bileşen Şekil 2.11.'de görüldüğü gibi iki biçimde bulunabilir. Zaman serilerinin değişik frekanslardaki sinüs veya kosinüs bileşenleri bulunduğu düşünülürse herhangi bir parametrenin periyodik bileşeni, en basit halde, C genlik,  $\omega$  periyod,  $\theta$  faz açısı olmak üzere; şu denklemlerle ifade edilebilir.

$$\alpha_\tau = C \cdot \sin\left(\frac{2\pi}{\omega} \cdot \tau + \theta\right) \quad (2.30)$$

$\alpha_\tau$  sürecin herhangi bir parametresi (ortalama, standart sapma...) olabilir.

Hidrolojik süreçlerde periyodiklik çoğu zaman karmaşık bir yapıda ortaya çıkmaktadır, basit periyodik bileşenlere daha az rastlanılmaktadır. Bu durumda frekansları  $1/\omega$ ' nin tam katları olan harmonikler de işin içine girmektedir. Alt harmoniklerin olaya etkisi, karmaşık fonksiyonların seri açılımları ile ifade edilmektedir. Bunun için Fourier'nin verdiği yöntem kullanılmaktadır.

$$\alpha_\tau = \bar{\alpha} + \sum_{i=1}^m (A_i \cdot \cos\left(\frac{2\pi \cdot i}{\omega} \cdot \tau + B_i \sin\left(\frac{2\pi \cdot i}{\omega} \cdot \tau\right)\right) \quad (2.31)$$

veya

$$\alpha_\tau = \bar{\alpha} + \sum_{i=1}^m C_i \cdot \cos\left(\frac{2\pi \cdot i}{\omega} \cdot \tau + \theta_i\right) \quad (2.32)$$

yazılabilir.

Burada  $\alpha_\tau$  sürecin herhangi bir parametresi,  $\bar{\alpha}$  gözönüne alınan  $\alpha$  parametresinin ortalama değeri,  $C_i$  harmoniklerin genlikleri,  $\theta_i$  harmoniklerin faz açıları ve  $i$  göz önüne alınacak harmonik sayısıdır.  $C_i$  ve  $\theta_i$  açılımın  $A_i, B_i$  Fourier katsayılarına şu şekilde bağlıdır.

$$C_i^2 = A_i^2 + B_i^2, \quad \theta_i = \arctg(-B_i/A_i) \quad (2.33)$$

Yukarıda görülen 2.31 denkleminde  $A_i$  ve  $B_i$  Fourier katsayılarıdır. Yukarıdaki (2.31) denkleminle yazılmış ifadelerde harmonik sayısının sınır değeri sonsuzdur. Ancak pratikte Fourier açılımında sonlu sayıda harmonik kullanmak gerekir. Öncelikle açılımda kullanılacak harmoniklerin sayısı ( $m$ ) anlamlı olacak şekilde belirlenmelidir.  $i$  için alınabilecek en büyük değer,  $\omega$  periyodunun çift sayı olması halinde  $m=\omega/2$ ,  $\omega$  nin tek sayı olması halinde ise  $m=(\omega-1/2)$  olmaktadır.  $\omega$  periyodu aylık değerlerle çalışılıyorsa 12, günlük değerlerle çalışılıyorsa 365 olarak alınır. Fakat harmoniklerin sürecin periyodikliğini yeterli derecede temsil etmesi gerekmektedir. Bunun için yeter derecede harmonik günlük akış serilerinde en fazla 6, aylık akış serilerinde ise 4 olmaktadır. Yani pratikte  $\omega/2$  sayıda harmonikle çalışmak gereksiz olmaktadır.

Eldeki örnek seriden Fourier katsayılarını ( $A_i, B_i$ ) hesaplamak için aşağıdaki denklemler kullanılmaktadır.

$$A_i = \frac{2}{\omega} \sum_{\tau=1}^{\omega} a_{\tau} \cdot \cos\left(\frac{2 \cdot \pi \cdot i \cdot \tau}{\omega}\right) \quad (2.34)$$

$$B_i = \frac{2}{\omega} \sum_{\tau=1}^{\omega} a_{\tau} \cdot \sin\left(\frac{2 \cdot \pi \cdot i \cdot \tau}{\omega}\right) \quad (2.35)$$

Fourier dönüşümü uygulayacağımız parametrenin istatistiği  $a_t$  dir.  $\omega$  örnekteki eleman sayısını göstermektedir. Günlük seriler için  $T=365$ , haftalık seriler için  $T=52$ , aylık seriler için  $T=12$  olarak alınmaktadır.

Fourier açılımında kullanılması uygun olacak anlamlı harmonik sayısını belirlemek için her bir harmoniğin açıkladığı varyans denklemi kullanılır. Fourier açılımında  $i$ . harmoniğin açıkladığı varyans:

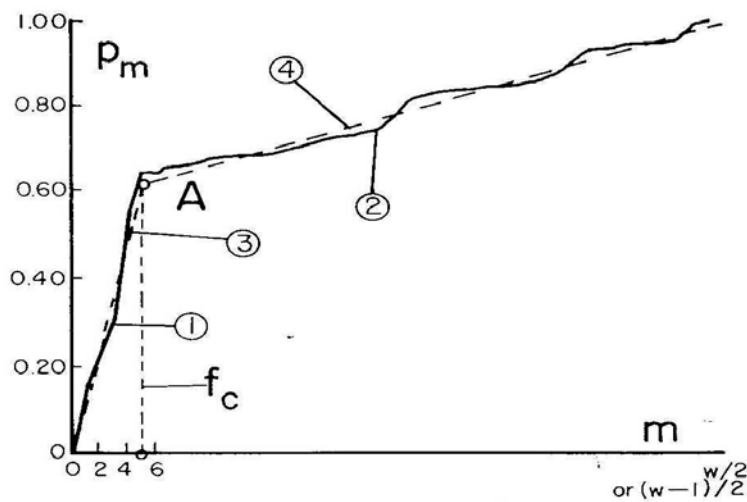
$$\text{Var}(h_i) = \frac{C_i^2}{2} = \frac{A_i^2 + B_i^2}{2} \quad (2.36)$$

Ve  $a_t$  parametresinin örnekten hesaplanan varyansı da,  $\text{Var}(a_t)$  olmak üzere  $P_m$  değerleri aşağıdaki ifade ile hesaplanır.

$$P_m = \frac{\sum_{i=1}^m \text{Var}(h_i)}{\text{Var}(a_t)} \quad (2.37)$$

Bu ifadede günlük değerler için  $m=6-12$  ve aylık değerler için  $m=6$  alınarak  $P_m$  değerleri hesaplanır. Bu ifadeye göre  $m$  arttıkça  $P_m$  nin artış hızı küçülecektir. Ortalama ve standart sapmada  $m$  nin alacağı belli bir değerden sonra harmoniklerin açıkladığı varyans çok küçük olacaktır.

$P_m$  değerlerinin hesaplanmasından sonra,  $m$ 'in aldığı değer için  $P_m$  - $m$  çiftleri,  $m$  yatay ekseninde olmak üzere bir grafiğe aktarılırsa bu grafiğe periyodogram adı verilir (Şekil 2.12). Eğimin ani olarak azaldığı noktanın yataydaki izdüşümü anlamlı harmonik sayısını vermektedir.



Şekil 2.12. Kümülatif Periyodogram (Yevjevich 1972)

Anlamli harmonikler iin hesaplanana  $A_i$  ve  $B_i$  katsayilarindan sonra ortalama ve standart sapmanin periyodik bileşenleri ( $m_\tau$  ve  $s_\tau$ ) belirlendikten sonra ařağıdaki ifade ile periyodiklik sreten ayrılıp sre, stasyonere hale getirilmiř olur (Salas vd 1980).

$$z_t = \frac{y_{v,\tau} - \mu_\tau}{\sigma_\tau} \quad (2.37)$$

### 2.1.10. Stokastik modeller

Stokastik modeller uygulanırken eřitli yollar izlemek mmkndr. Sre eęilim ve sırama gibi etkilerden arındırıldıktan sonra periyodik parametreleri koruyan bir model olarak geliřtirilir veya ilave olarak periyodiklikten de arındırılarak stasyonere hale getirilerek modellenir. İki trl modelleme yapmak ta mmkndr. Seilen modele gre yeni seriler tretilirken ters dnřmlerle orijinal serinin zelliklerini tařıyan durumlarına getirilirken sıranın nemli olduęuna dikkat edilmesi gerekmektedir.

#### 2.1.10.1. Otoregresif modeller (Markov modelleri)

Otoregresif modeller 1960'lı yılların bařlarından itibaren yıllık ve periyodik zaman serilerinin modellenmesi amacıyla hidrolojide ve su kaynaklarının planlanmasında, zaman baęımlılıęı gerektiren bir yapıya sahip olmaları ve basit bir modelleme řekli olması aısından yaygın olarak kullanılmıřtır (Bykyıldız 2004).

Model oluřturma, zaman serilerini sistematik bir řekilde tanımlama ve tahmin yapma iřlemi olduęundan, kısaca AR analizinin amacı, zaman serilerinin gemiřteki ve gelecekteki kalıplarını doęru bir řekilde temsil eden bir model ortaya koymaktır (Keskin ve Taylan 2007).

Markov modelleri Box ve Jenkins (1970) ve Yevjevich (1972) tarafından geliřtirilmiř ve yaygın olarak kullanılmıřtır. Box-Jenkins modellerinde ama; zaman serisine en iyi uyan, en az parametre ieren doęrusal modelin belirlenmesidir



(Yaman vd 2001). Zaman bağımlılığı gösteren normal dağılmış, ortalaması  $\mu$  ve varyansı  $\sigma^2$  olan kararlı (stasyonere) bir  $y_i$  (i-inci yılın  $y_i$  akımları olmak üzere) zaman serisi ele alalım. AR(p) ile gösterilen p derecesindeki bir otoregresif model aşağıdaki gibi ifade edilir. (Salas 1980).

$$y_i = \sum_{j=1}^p \Phi_j y_{i-j} + \varepsilon_i$$

$$= \Phi_1 y_{i-1} + \Phi_2 y_{i-2} + \dots + \Phi_p y_{i-p} + \varepsilon_i \quad (2.38)$$

Bu ifadede  $y_i$  i-inci yıla ait gözlenmiş akış,  $\Phi_j$  modelin parametreleri olan otoregresif katsayılar,  $\varepsilon_i$  bağımsız bir süreç oluşturan normal dağılmış değişkendir, p model mertebesini göstermektedir. p-inci mertebeye Markov modelinde herhangi bir yılın akışının ondan önceki p yılın akışlarına bağlı olarak ifade edildiği görülmektedir. Hidrolojide birinci ve ikinci mertebeye Markov modelleri [AR(1) ve AR(2)] geniş bir uygulama alanı bulmaktadır (Bayazıt 1981).

Markov modellerinin en basit şekli 1. Mertebeye Markov modelidir.(AR(1) modeli):

$$y_i = \Phi_1 y_{i-1} + \varepsilon_i \quad (2.39)$$

Bu modelde herhangi bir yılın akışı sadece ondan önceki yılın akışına bağlıdır. 1. Mertebeye Markov modelindeki  $\Phi_1$  katsayısı sürecin 1 aralıklı otokorelasyon katsayısına ( $\rho_1$ )'e eşittir. ( $\Phi_1 = \rho_1$ )  $\Phi_1$  katsayısının değerini belirlemek için 2.39 denklemi  $y_{i-1}$  ile çarpıldıktan sonra terimlerin beklenen değerleri alınır:

$$E[y_i y_{i-1}] = \Phi_1 E[y_{i-1}^2] + E[\varepsilon_i y_{i-1}] \quad (2.40)$$

Burada  $y_{i-1}$  değişkeni standart olduğundan  $E[y_{i-1}^2] = 1$ ,  $\varepsilon_i$  ve  $y_{i-1}$  bağımsız olduklarından  $E[\varepsilon_i y_{i-1}] = 0$  olacaktır.  $E[y_i y_{i-1}] = \rho_1$  (1 aralıklı otokorelasyon

katsayısı) olduğundan  $\Phi_1 = \rho_1$ 'dir.  $\varepsilon_i$  bağımsız değişkeninin varyansını hesaplamak için (2.39) denkleminin karesini aldıktan sonra terimlerin beklenen değerleri alınırsa:

$$E[y_i^2] = \rho_1^2 [E[y_{i-1}^2] + 2\rho_1 E[y_{i-1}\varepsilon_i] + E[\varepsilon_i^2]] \quad (2.41)$$

$y_i$  değişkeni standart olduğundan soldaki terim 1'e eşittir.  $y_{i-1}$  değişkenide standart olduğundan sağdaki ilk terim  $\rho_1^2$ 'ye eşittir.  $y_{i-1}$  ile  $\varepsilon_i$  bağımsız olduğundan ikinci terim 0'a eşittir. Buna göre  $E[\varepsilon_i^2] = 1 - \rho_1^2$  bulunur.  $\varepsilon_i$  değişkeninin ortalaması 0 olduğundan varyansı da  $1 - \rho_1^2$ 'ye eşittir.  $\sigma_\varepsilon^2 = 1 - \rho_1^2$  (Bayazıt 1996). 1.mertebe Markov modelinin korelogramını tespit etmek için öncelikle  $\rho_2$ 'nin bulunması gerekmektedir. 2.39 denklemini  $y_{i-2}$  ile çarpıp terimlerin beklenen değerleri alınırsa;

$$E[y_i y_{i-2}] = \rho_1 E[y_{i-1} y_{i-2}] + E[\varepsilon_i y_{i-2}] \quad (2.42)$$

Denkleminin sol tarafı  $\rho_2$ 'ye eşittir. Sağ taraftaki ilk terimde  $E[y_{i-1} y_{i-2}] = \rho_1$  olup  $\varepsilon_i$  ile  $y_{i-2}$  bağımsız olduğundan ikinci terim 0'a eşittir. Buna göre;  $\rho_2 = \rho_1^2$  sonucu elde edilir.

Markov zincirinin korelogramı ise;

$$\rho_k = \rho_1^k \quad (2.43)$$

k aralığı arttıkça bu korelogramda 0'a yaklaşıldığı görülmektedir.

AR(2) modelinin denklemini aşağıdaki ifadede verilmiştir.

$$y_i = \Phi_1 y_{i-1} + \Phi_2 y_{i-2} + \varepsilon_i \quad (2.44)$$

Otoregresif katsayılar olan  $\Phi_1$  ve  $\Phi_2$  aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\Phi_1 = \frac{\rho_1 - \rho_1 \rho_2}{1 - \rho_1^2} \quad \Phi_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \quad (2.45)$$

$\varepsilon_i$  bağımsız değişkeninin varyansı;

$$\sigma_\varepsilon = 1 - R^2 \quad R^2 = \frac{\rho_1^2 + \rho_2^2 - 2\rho_1^2 \rho_2}{1 - \rho_1^2} \quad (2.46)$$

$\varepsilon_i$  bağımsız değişkeninin ortalaması ise 0'dır.

### 2.1.10.2. Hareketli ortalama modelleri

Hareketli ortalama modellerinde  $y_i$  değişkeni belirli sayıda  $\varepsilon_i$  bağımsız değişkeninin ağırlıklı ortalaması olarak ifade edilmektedir. Bu modelde de sürecin ortalaması 0'dır. Sürecin varyansı da  $\sigma^2$ 'dir.  $q$ 'inci mertebeden hareketli ortalama modelinin (MA(q) denklemi;

$$y_i = \varepsilon_i - \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{i-j} = \varepsilon_i - \theta_1 \varepsilon_{i-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{i-q} \quad (2.47)$$

$\varepsilon_{i-j}$  ( $j=0,1,\dots,q$ ), süreçteki bağımsız değişken olup ortalaması 0, varyansı  $\sigma_\varepsilon^2$ 'dir.  $\theta_i$  ise modelin regresyon katsayılarıdır.

En basit hareketli ortalama modeli olan 1.Mertebe hareketli ortalama modeli MA(1) :

$$y_i = \varepsilon_i - \theta_1 \varepsilon_{i-1} \quad (2.48)$$

şeklindedir. Burada;

$y_i$ ,  $i$ . yıla ait gözlenmiş akımdır.

$\varepsilon_i$ , bağımsız rastgele değişkendir.

$\theta_1$ , model katsayısı (regresyon analizi veya otokorelasyon katsayıları arasındaki bağıntıdan bulunur).  $\varepsilon_i$  değişkeninin ortalaması 0'a eşittir. Bu değişkenin varyansını bulmak için (2.48) denkleminin karesini aldıktan sonra terimleri beklenen değerleri alınır;

$$E[y_i^2] = E[\varepsilon_i^2] - 2\theta_1 E[\varepsilon_i \varepsilon_{i-1}] + \theta_1^2 E[\varepsilon_i^2 - 1] \quad (2.49)$$

$y_i$  değişkeni standart olduğundan  $E[y_i^2]=1$ ,  $\varepsilon_i$  ve  $\varepsilon_{i-1}$  değişkenleri bağımsız olduğundan;

$$E[\varepsilon_i \varepsilon_{i-1}] = 0$$

$$E[\varepsilon_i^2] = E[\varepsilon_{i-1}^2] = \sigma_\varepsilon^2$$

yazılırsa bu denklemlerden;

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{1 + \theta_1^2} \quad (2.50)$$

bulunur.  $\theta_1$  değerini hesaplamak için;

$$y_{i-1} = \varepsilon_{i-1} - \theta_1 \varepsilon_{i-2} \quad (2.51)$$

(2.51) denklemini (2.48) denklemi ile çarpıp terimlerin beklenen değerlerini alırsak;

$$E[y_i y_{i-1}] = E[\varepsilon_i \varepsilon_{i-1}] - \theta_1 E[\varepsilon_i \varepsilon_{i-2}] - \theta_1 E[\varepsilon_i^2 - 1] + \theta_1^2 E[\varepsilon_{i-1} \varepsilon_{i-2}] \quad (2.52)$$

Yukarıdaki (2.52) denkleminde;

$$E[y_i y_{i-1}] = \rho_1; \text{ ve}$$

$E[\varepsilon_i \varepsilon_{i-1}] = E[\varepsilon_i \varepsilon_{i-2}] = E[\varepsilon_{i-1} \varepsilon_{i-2}] = 0$  olduğundan  $\sigma_\varepsilon^2$  için (2.50) denkleminin verdiği ifade yerine konursa;

$$\theta_1^2 = \frac{\theta_1}{\rho_1} + 1 = 0 \quad (2.53)$$

$\theta_1$ =Regresyon katsayısıdır. Ve sürecin stasyonere olabilmesi için bu katsayının mutlak değerce 1'den küçük olması gerekmektedir.  $\rho_1=1$  aralıklı otokorelasyon katsayısıdır.

### 2.1.10.3 Otoregresif – Hareketli ortalama (Arma(p,q)) modelleri

Bazı zamanlarda otoregresif modeller de hareketli ortalama modelleri de süreci tam olarak ifade edememektedir. Bu gibi durumlar için Box ve Jenkins (1970) iki modelin karışımını kullanarak modelleme yapmışlardır. p'inci mertebeden otoregresif ve q'uncu mertebeden hareketli ortalama modellerinin karışımı ARMA(p,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$y_i = \phi_1 y_{i-1} + \phi_2 y_{i-2} + \dots + \phi_p y_{i-p} + \varepsilon_i - \theta_1 \varepsilon_{i-1} - \theta_2 \varepsilon_{i-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{i-q} \quad (2.54)$$

En basit ARMA modeli olan ARMA(1,1) modeli aşağıdaki gibidir.

$$y_i = \phi_1 y_{i-1} + \varepsilon_i - \theta_1 \varepsilon_{i-1} \quad (2.55)$$

Bu modelin parametreleri aşağıdaki ifadelerle hesaplanır.

$$\rho_1 = \frac{(1 - \Phi_1 \theta_1)(\Phi_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\Phi_1 \theta_1} \quad (2.56)$$

$$\rho_2 = \Phi_1 \rho_1 \quad (2.57)$$

Bu tür modeller kısaca ARMA veya ARMA(p,q) gösterimleriyle tanımlanmakta, ARMA(p,0) modeli AR(p) içsel bağımlı modeline indirgenmektedir. Benzer şekilde, ARMA(0,q) modeli hareketli ortalama MA(q) modeli ile aynı anlamdadır (Baran ve Bacanlı 2006).

### 2.1.11. Aylık akışların modelleri

Yıllık seriler dışındaki diğer serilere periyodik zaman serileri adı verilmektedir. Periyodik zaman serileri bir yıldan daha küçük zaman dilimlerine ait kayıtları içeren serilerdir. Periyodik bir seride yılın her hangi bir bölümüne ait istatistiksel karakteristikler aynı yılın diğer bölümlerine ait olanlardan farklıdır. Bu gibi hallerde, 1 yıla eşit olan bir periyod bulunmaktadır ve zaman aralığı küçüldükçe sürecin iç bağımlılığı da artmaktadır (Bayazıt 1996).

Özellikle biriktirme haznelerinin işletilmesinde aylık akış serileriyle çalışmak gerekmektedir. Aylık, haftalık, günlük akımları modellerken periyodik bileşeni de göz önüne almak gerekir. Bu akımlarda 1 yıla eşit periyod bulunduğundan süreç stasyoner değildir. Sürecin stasyoner hale gelebilmesi için öncelikle bu bileşenin belirlenerek süreçten ayrılması gerekmektedir. Süreç stasyoner hale getirildikten sonra yukarıda anlatılmış olan modellemelerden en uygun olanı kullanılabilir.

Modelleme için sürecin stasyoner ve istatistik parametrelerinin zamandan bağımsız olması gerektiğinden ve periyodik bileşenin Fourier dönüşümü ile bir zaman serisinden nasıl ayrılacağından daha önce bahsedilmiştir. Aylık akım modelleri için sürecin ortalama ve standart sapmasındaki periyodikliğin ayrılması çoğu zaman yeterli olmaktadır. Öncelikle aylık akımları modellerken Fourier fonksiyonunda kullanılacak  $A_i$  ve  $B_i$  katsayıları hem ortalama hem de standart sapma parametresi için daha önce ifade edilen (2.34) ve (2.35) denklemleri ile elde edilir.

Fourier fonksiyonunda bütün harmonikleri kullanmanın gereksiz olduğundan ve sürecin tamamının periyodik olmadığı gerekçesiyle anlamlı harmonik sayısının hesaplanması gerektiği daha önce anlatılan periyodik bileşen kısmında açıklanmıştı.

Anlamlı harmonik sayısının belirlenmesinden sonra; aşağıdaki ifade yardımıyla periyodik ortalama ve standart sapma değerleri hesaplanarak seriden ayrılır.

$$\alpha_{\tau} = \bar{\alpha} + \sum_{i=1}^m (A_i \cos \frac{2.\pi.i}{\omega}.\tau + B_i \sin \frac{2.\pi.i}{\omega}.\tau) \quad (2.58)$$

Burada  $\alpha_{\tau}$  sürecin herhangi bir parametresi,  $\bar{\alpha}$  gözönüne alınan  $\alpha$  parametresinin ortalama değeri ve  $i$  göz önüne alınacak harmonik sayısıdır.  $i$  harmonik sayısı her bir harmoniğin açıkladığı varyans yüzdesine göre hesaplanır.  $i$ -inci harmoniğin açıkladığı varyans yüzdesi;

$$\text{Var}(h_i) = \frac{A_i^2 + B_i^2}{2} \quad (2.59)$$

Şeklinde hesaplanır.  $i$  büyüdükçe  $\text{Var}(h_i)$  azalır ve bu duruma göre anlamlı harmonik sayısı belirlenir.

Hesaplanan periyodik ortalama ve standart sapma değerleri seriden ayrıldığında elimizde stasyoner bir süreç kalmaktadır. Bu ayrıştırma işlemi; daha öncede periyodiklik bileşeni kısmında ifade edildiği gibi;

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_{x_j}} \quad (2.60)$$

ifadesiyle yapılmaktadır. Burada;  $i$  indisi yılları,  $j$  indisi yılın içindeki dönemleri göstermektedir.  $\bar{x}_j$  ve  $s_{x_j}$ , periyod içinde  $j$ -inci dönemin ( $j=1,2,3,\dots,12$  olmak üzere)

ortalama ve standart sapmasıdır. Yukarıdaki denklemlerle elde edilen süreç standart olduğundan  $\mu_y = 0$   $\sigma_y = 1$  dir.

Ancak (2.60) dönüşümü sürecin otokorelasyon katsayılarının periyodikliğini gidermediğinden Y süreci tam olarak stasyonere olmamaktadır. Bu etki ihmal edilirse bu süreç daha önce anlatılmış olan modellerle ifade edilebilir.

Otokorelasyon katsayılarındaki periyodikliğin korunması istenirse; bu tip modellerde aydan aya korelasyon katsayılarının değişimi de korunur. Bu modeller kendi içinde 2 sınıfa ayrılır. Birinci sınıftaki modellerde lineer otoregresif katsayıları yıl boyunca periyodik olarak değişir. 1. Mertebe Markov modeli aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$Y_{ij} = \rho_{1,j} Y_{ij-1} + \varepsilon_{ij} \quad (2.61)$$

(2.61) denkleminde;  $\rho_{1,j}$ , j-1-inci ve j-inci dönemlerin akımları arasındaki otokorelasyon katsayılarıdır.

İkinci sınıfta incelenen modeller ise parametreleri yıl boyunca değişen 1. Mertebe Markov modelidir.

$$x_{i,j} = \bar{x}_j - b_j \cdot (x_{i-1,j-1} - \bar{x}_{j-1}) + S_j \cdot (1 - r_j^2)^{1/2} \cdot \varepsilon_i \quad (2.62)$$

Yukarıdaki (2.62) denkleminle ifade edilen modele Thomas-Fiering modeli de denir.

$\bar{x}_j$  = j. ayın akımlarının ortalaması

$S_j$  = j. ayın akımlarının standart sapması

$b_j$  = j ve j-1. aylara ait akışlar arasındaki regresyon katsayısı

$r_j$  = j ve j-1. aylara ait akışların arasındaki korelasyon katsayısıdır.



### 2.1.12. Model seçimi

Buraya kadar anlatılan modeller arasında en uygun modelin seçimi için parsimoni kuralına uymak gerekmektedir. Bu kurala göre modeldeki parametre sayısının mümkün olduğunca küçük olması gerekmektedir. Örnekteki gözlem sayısı N ise ARMA (p,q) modelinde  $p+q < N/15$  olmalıdır.

Modelin otoregresif bileşeninin p mertebesini belirlemek için **kısmi otokorelasyon fonksiyonu** kullanılmaktadır. Salas ve Obeysekera (1982), genelleştirilmiş kısmi otokorelasyon fonksiyonunu ele alarak bu fonksiyon yardımıyla ARMA modellerinin derecesinin belirlenebileceğini göstermişlerdir.  $\phi_{k,k}$  kısmi otokorelasyon katsayısı olup, k-1'inci mertebe AR modeli uydurulduktan sonra sürecin geriye kalan kısmı için otokorelasyon katsayısıdır. Buna göre AR(p) modeline uyan bir süreçte  $k > p$  için  $\phi_{k,k} = 0$  olur.  $\phi_{k,k}$  katsayıları  $\rho_k$  otokorelasyon katsayısına bağlı olarak;

$$\phi_{1,1} = \rho_1 \quad (2.63)$$

$$\phi_{k,k} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j} ; \quad k \geq 2 \quad (2.64)$$

$$\phi_{k,j} = \phi_{k-1,j} - \phi_{k,k} \phi_{k-1,k-j} ; \quad k \neq j \quad (2.65)$$

$\phi_{k,k}$  katsayıları ( $k=1,2,\dots$ ) katsayıları bu denklemler kullanılarak ardışık şekilde hesaplanır. Daha sonra bunların sıfırdan anlamlı derecede farklı olup olmadıkları kontrol edilir.

$\text{Var}(\phi_{k,k}) \cong 1/N$  örneğin, normal dağılım için, %5 anlamlılık düzeyinde  $|\phi_{k,k}| > 1.96/\sqrt{N}$  ise  $\phi_{k,k}$ 'nin sıfırdan farklı olduğu kabul edilebilir.

Bu test sonunda  $k > p$  için  $\phi_{k,k} = 0$  olduğu sonucuna varılırsa modelin otoregresif bileşeninin mertebesi bu  $p$  değeri olarak alınabilir.

Hareketli ortalama modelinin  $q$  mertebesini belirlemek için korelograma bakılır. MA( $q$ ) modeline uyan bir süreçte  $k > q$  için  $\rho_k = 0$  olmaktadır.  $\rho_k$  otokorelasyon katsayıları hesaplandıktan sonra  $|\rho_k| > 1.96/\sqrt{N}$  şartını sağlıyorsa  $\rho_k$  değerinin 0'dan farklı olduğu kabul edilebilir. Modelin hareketli ortalama bileşeninin mertebesi  $k > q$  için  $\rho_k = 0$  olduğunda bu  $q$  değerinin seçilmesi uygun olur. Bartlett (1946)'da bir serinin otokorelasyon katsayılarının  $k=q$  dan sonra sıfırdan önemli derecede farklılık göstermemesi durumunda, serinin modelinin hareketli ortalama modeline göre kurulmasının gerekli olduğunu, buna karşın otokorelasyon katsayılarının  $k=q$  dan sonra sıfırdan önemli derecede farklılık göstermesi durumunda ise serinin otoregresif modellere göre modelinin kurulmasının gerekli olduğunu belirtmiştir (Hipel vd 1977).

ARMA( $p,q$ ) modelinin en uygun mertebesi için yukarıda anlatıldığı şekilde ayrı ayrı mertebe tespiti yapılmalıdır. ARMA( $p,q$ ) modelleri arasından en uygununu seçerken (Akaike 1974) tarafından önerilen **Akaike Bilgi Kriteri** uygulanabilir. Modelin denklemi;

$$y_i = f(y_{i-1}, y_{i-2}, \dots) + \varepsilon_i \quad (2.66)$$

şeklinde olup,  $\varepsilon_i$  kalıntı terimini ifade etmektedir. Kalıntı terimleri  $\varepsilon_i$  yukarıdaki ifadeden hesaplanır.  $\sigma_\varepsilon^2$  kalıntıların varyansı olmak üzere:

$$\min[N \ln \sigma_\varepsilon^2 + 2(p+q)] \quad (2.67)$$

Akaike'ye göre en uygun model için yukarıdaki ifadenin sağlanması gerekir. Yani bu şartı sağlayan model en uygun model olmaktadır.

### 2.1.13. Modelin kontrolü

Gözlenmiş bir stokastik sürece uydurulmak istenen matematik modelin tipi seçilip, parametreleri eldeki örnekten tahmin edildikten sonra seçilen modelin gözlenmiş seriye uygunluğunun kontrol edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla 2 kontrol yapılmalıdır. Bunlardan ilki modelin kalıntı terimlerinin bağımsız olmasıdır. Bunun için gözlenmiş veriler kullanılarak  $\varepsilon_i$  kalıntıları hesaplanıp gerçekte rastgele olup olmadıkları kontrol edilmelidir. Bu amaçla;

1-Anderson bağımsızlık testi

2-Box-Pierce ( Portmanteau) bağımsızlık testi kullanılmaktadır.

$\varepsilon_i$  kalıntılar, (2.66) denkleminin sağ tarafındaki f fonksiyonunun her i değeri için söz konusu model ve gözlenmiş  $x_{i-1}, x_{i-2}, \dots$  değeri kullanılarak hesaplanır. Belirlenen  $\varepsilon_i$  kalıntılarının gerçekten bağımsız olup olmadığını kontrol etmek için korelogramı belirlenir.

Anderson bağımsızlık testine göre seriden elde edilen  $(r_\varepsilon)_k$ 'nin korelogramda belli sınırlar içinde kalması halinde süreç bağımsız kabul edilebilir. Anderson testine göre  $(r_\varepsilon)_k$  otokorelasyon katsayısının örnekleme dağılımının ortalama ve varyansı yaklaşık olarak aşağıdaki ifadelerle verilmiştir.

$$E(r_\varepsilon)_k = -\frac{1}{N-k} \quad \text{Var}(r_\varepsilon)_k = \frac{N-k-1}{(N-k)^2} \quad (2.68)$$

Yukarıdaki ifadeler kullanılarak belirli bir  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde korelogramın güven bölgesi belirlenir.  $(r_\varepsilon)_k$  otokorelasyon katsayılarından bu bölgenin dışında kalanların yüzdesi  $\alpha$  ' dan küçükse kalıntıların bağımsız olduğu kabul edilebilir. (2.68) ifadesinde  $E(r_\varepsilon)_k=0$ ,  $\text{Var}(r_\varepsilon)_k=1/N$  alınabilir.

Box-Pierce tarafından öne sürülen testte (Portmanteau testi) Q istatistiği tanımlanmıştır. Bu da seçilen modelin süreçten ayrıldıktan sonra elde edilen kalıntıların korelogramını dayanmaktadır. Box-Pierce portmanto istatistiğinin örnekleme dağılımı serbestlik derecesi  $l-p-q$  olan  $\chi^2$  dağılımıdır.  $l=(0.1-0.3)N$  seçilmeli ve 10-25 arasında olmalıdır. Q istatistiği;

$$Q=N \sum_{k=1}^l r_k^2(\varepsilon) \quad (2.69)$$

şeklindedir. Burada L maksimum adım sayısı olmak üzere örnekteki eleman sayısının %10'u ile %30'u arasındadır.  $Q < \chi^2(l-p-q)$  ise modelin kalıntı terimi bağımsız kabul edilir.

Q değeri  $(l-p)$  serbestlik derecesindeki ve istenilen olasılıktaki  $\chi^2$  (ki-kare) değeri ile kıyaslanır. Anlamlılık düzeyi olarak  $1-\alpha=0.95$  almak yeterli olur. Q değerinin  $\chi^2$  değerinden küçük olması durumunda artık serilerin bağımsız olduğu sonucuna varılır ve işlemlere devam edilir. Aksi halde modelin derecesi  $p=p+1$  alınarak geriye dönülür.  $\varepsilon_i$  artık serilerinin çarpıklığı da kontrol edilmelidir, fakat bu noktada inisiyatif kullanmak mümkündür (Salas vd 1980).

Kalıntıların bağımsız olması modelin uygun olması için tek başına yeterli olmamaktadır. Kalıntıların normal dağılmış bağımsız değişken olması gerekmektedir. Hesaplanan kalıntı terimlerinin normal dağılıp dağılmadığı daha önce anlatılmış olan olasılık dağılım testleri ile kontrol edilir. Bunun için en çok kullanılan testler, K-S,  $\chi^2$  ve Olasılık çizgisi korelasyon katsayısı (PPCC) testidir.

Olasılık çizgisi korelasyon testi;  $\chi^2$  ve K-S testlerine göre daha güçlüdür. Bu testte örnek küçükten büyüğe doğru sıralanarak örnekteki her bir  $x_i$  elemanı için;

$$F(x_i) = \frac{i - 0.375}{N + 0.25}, \quad i=1, \dots, N \quad (2.71)$$

küçük kalma olasılığı hesaplandıktan sonra, bu olasılığa karşılık gelen  $z_i$  (standart normal değişken) değeri dağılım fonksiyonu tablosundan okunur. Standart değişkenler normal dağılım için EK I'da verilmiştir. Daha sonra belirlenen  $(x_i, z_i)$  çiftleri arasındaki korelasyon katsayısı ( $r_{x,z}$ ) hesaplanır. Bu katsayının değeri  $\alpha$  anlamlılık düzeyine ve örnekteki eleman sayısına bağlı olan ve EK IV'de (Olasılık çizgisi korelasyon testindeki kritik değerler tablosu) yer alan  $r_{kr}$  değerinden büyük olması halinde verilerin normal dağılıma uyduğu hipotezi kabul edilir.

Seçilen model için, her uygunluk kontrolü yönteminde var olan farklı zayıflıklar nedeniyle, tek bir yöntemi kullanmak çoğu kez mümkün değildir. Bu nedenle, genellikle farklı sına yöntemlerinin verdiği sonuçlar araştırılarak uygun modele karar vermek yoluna gidilmektedir. İncelenen sürecin toplumu hakkında verilecek kararlar seçilen modele bağlı olacağından, uygun model seçiminde kullanılan yöntemin güvenilirliği de önem taşımaktadır. Model uygunluğu için kullanılan ölçütlerin; incelenen hidrolojik sürecin yapısı, istatistiksel özellikleri, veri uzunluğu gibi çok sayıda özelliğe bağlı olarak oldukça farklı sonuçlar verdiği gösterilmiştir (Bacanlı ve Baran 2004).

#### **2.1.14. Sentetik seri türetilmesi**

Hidrolojik zaman serileri niteliğindeki gözlem değerlerinin stokastik yapılarının belirlenmesi; tek değişkenli hidrolojik dizilerin sentetik olarak türetilmesi konularındaki çalışmalar 1960'lı yıllardan bu yana artarak sürmektedir.

Su kaynakları projelerinde projelerin oldukça uzun sayılabilecek ekonomik ömürlerinin yanında, genellikle oldukça kısa gözlemlerden yararlanarak karar verme gerekliliği, karar verme sürecinde karşı karşıya kalınan belirsizliği önemli ölçüde arttırmaktadır. Belirsizliğin azaltılabilmesi için gereken uzun akış verileri bulunmadığında, aynı topluma ait olduğu varsayılan yeni örneklerin türetilmesi ancak modelleme yöntemleri kullanılarak mümkün olmaktadır. Bu nedenle sentetik seri üretimi amacıyla stokastik modelleme yöntemlerine sıklıkla başvurulur (Baran ve Bacanlı 2006).

Sentetik akım serileri, hidrolojistlere gelecekteki muhtemel varyasyonları izleme ve pek çok alternatifi değerlendirerek üstlenilen riski azaltma imkanı vermektedir. Üretilen serinin tarihi seriye ait istatistiksel karakteristikleri muhafaza etmesi gerekmektedir (Salas vd 1980).

Göz önüne alınan hidrolojik serinin model tipi belirlenip, parametreleri tahmin edildikten sonra orjinal seriden ayrılan bağımsız rastgele değişken,  $(\varepsilon_i)$  kalıntı terimi bağımsızlık testine ve daha sonra dağılım testine tabi tutulur ve modelin gözlenmiş seriye uygunluğu kontrol edildikten sonra bu modeli kullanarak istenilen uzunlukta sentetik seriler türetilir.

Akım sürecinin modellenmesiyle elde edilen sentetik serilerde, değişkenin istatistik özellikleri eldeki tarihi seri ile aynı olmakla birlikte dizilişleri farklılık göstermektedir.

Serilerin türetilmesi için ilk önce  $\varepsilon_i$  bağımsız değişkene ait değerler türetilir ve türetilen bağımsız rastgele sayılar,  $\varepsilon_i$ 'nin dağılımı ile aynı istatistik özelliklere sahip olmalıdır.

Bağımsız değişkenin normal dağılması halinde; Box ve Müller (1958) tarafından geliştirilen,

$$\xi_1 = [\ln(1/u_1)]^{1/2} \cdot \cos(2\pi u_2) \quad (2.72)$$

$$\xi_2 = [\ln(1/u_1)]^{1/2} \cdot \sin(2\pi u_2)$$

Bu ifadelerde  $\xi_1$  ve  $\xi_2$  standart normal rastgele sayılar,  $u_1$  ve  $u_2$  üniform dağılmış (ortalaması 0 ve varyansı 1 ) rastgele sayılardır. Bu  $u_1$  ve  $u_2$  sayıları bilgisayar yardımıyla türetilir. Örneğin 1000 adet sayı türetilcekse 500 çift  $\xi_1$  ve  $\xi_2$  sayıları

türetilmelidir (Akar 2000). Süreci temsil ettiği kabul edilen modeldeki kalıntı terimi  $N(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2)$  ise türetilen rastgele sayı,

$$\varepsilon_t = \mu_\varepsilon + \sigma_\varepsilon \xi$$

(2.73) ifadesinde yerine konulur.  $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  kalıntı terimi için  $\varepsilon_t = \sigma_\varepsilon \xi$  halini alır. Ardından  $\varepsilon_t$  bağımsız rastgele değişkeni modelde yerine konur ve türetme işlemi her bir defa çalışıldığında kurulan modele uygun sentetik sayı elde edilmiş olur.

Sentetik akım serileri, hidroloji ile uğraşanlara gelecekteki muhtemel değişimleri izleme, çok sayıda farklı seçeneği değerlendirerek ele alınan risk faktörünü azaltma şansı vermektedir (Sert 1991). Biriktirme haznelerinde hazne kapasitesi için gözlenmiş akımları kullanmak yeterli olmadığından sentetik akım serileri en çok biriktirme haznelerinin planlama ve işletme çalışmalarında kullanılmaktadır.

Üretilen sentetik serilerin, ele alınan serinin korelogram, ortalama standart sapma ve artık serilerin çapraz korelasyonu gibi istatistiksel özelliklerini koruyup korumadığı kontrol edilir. Eğer bazı özelliklerin korunmadığı görülürse, modelin reddi söz konusu olabilmektedir (Karabörk ve Kahya 1999).

## 2.2. Kaynak Taramaları

Baran ve Bacanlı (2006) yaptıkları çalışmada gözlenmiş yıllık akımlar ve türetilmiş sentetik seriler kullanılarak en uygun model seçiminde kullanılan yöntemleri karşılaştırılmışlardır. Sınamalarda AR(1), AR(2), AR(3), ARMA(1,1), ARMA(1,2) modelleri değerlendirilmiştir. Çalışmanın ilk aşamasında Ceyhan Havzası Tanır/Gözlerüstü 1957-2000 yılları arasında gözlenmiş yıllık ortalama akışların AR(1), AR(2), AR(3), ARMA(1,1), ARMA(1,2) modelleri ile tanımlanabilirliği araştırılmıştır. Daha sonra korelogramı incelendiğinde içsel bağımlılık katsayısının belli bir  $k$  (otokorelasyon katsayısındaki adım sayısı) değerinden sonra birden 0 olmadığı, büyük  $k$  değerinde bile sifira yavaşça yaklaştığı görülmüştür. Bu durum modelde içsel

bağımlılık terimlerinin (AR) bulunduğunun göstergesi olarak tanımlanmaktadır. Bu istasyon için de en uygun modelin AR(2) modeli olabileceği ifade edilmiştir. Bu çalışmada yıllık akımlarda uygunluk ölçütlerinin performanslarının veri sayısı ile değişiminin incelenmesi amacıyla orjinal seri için elde edilmiş olan AR(2) modeli parametre verileri kullanılarak türetilmiş 600 yıllık veri kullanılmaktadır. Uzun süreli sentetik serilerle yapılan çalışmalar, veri sayısındaki artışın tüm uygunluk ölçütlerinin performansını olumlu etkilediğini göstermektedir.

Keskin ve Taylan (2007) yaptıkları çalışmada Orta Akdeniz Havzasındaki Dim Çayı, Manavgat Çayı ve Köprüçay'a ait aylık akımların tahminleri için stokastik modeller geliştirmişlerdir. Modellerin oluşturulmasında akım gözlem istasyonlarına ait sırasıyla 36, 42, 57 yıllık veriler kullanılmıştır. Dim çayı için AR(2), Manavgat ve Köprüçay için AR(3) modelleri uygun model olarak seçilmiştir. En uygun modelin seçimi aşamasında Akaike Bilgi Kriteri testi uygulanmış ve aynı zamanda Portmanteau testi ile de artık serilerin içsel bağımlı olup olmadığı araştırılmıştır. Seçilen modeller kullanılarak her bir akım serisi ile aynı uzunlukta sentetik seriler üretilmiş ve üretilen serilerin ölçülmüş akım serileri ile uyum içerisinde olduğu görülmüştür. Aynı zamanda seçilen istasyonlara ait akımlar için Yapay Sinir Ağları modelleri (YSA) kurulmuştur. Her iki modele ait sonuçlar, ölçülmüş değerlerle karşılaştırıldığında, AR modellerinin uygun sonuçlar verdiği belirlenmiştir.

Çalışmanın amacı şu şekilde özetlenebilir.

- 1-) Orta Akdeniz bölgesinde bulunan Dim, Manavgat ve Köprüçay akımlarına ait stokastik modeller kurmak.
- 2-) Her üç çaya ait akımları yapay sinir ağları ile modellemek.
- 3-) Kurulan modellerin sonuçları ile ölçüm sonuçlarını değerlendirerek modellerin performanslarını irdelemektir.

Stokastik modeller kurulurken, seriler standart hale getirildikten sonra her bir akarsu için ayrı ayrı AR(1), AR(2), AR(3) modelleri denenmiştir. Bu modellere ait



Otokorelasyon fonksiyonları (OKF) ile tarihi seriye ait Otokorelasyon fonksiyonları (OKF) karşılaştırılmış ve tarihi seriye en uygun olanı seçilmiştir. Daha sonraki adımda seçilen modellerin uygunluğu için Akaike bilgi kriteri uygulanarak bu kriterle de seçilen modelin uygunluğu kanıtlanmıştır. Daha sonra tarihi serilerin kullanılmasıyla 50 adet sentetik seri üretilerek tarihi akımla da uyum içerisinde olduğu sonucuna varılmıştır. İstatistiksel modeller ve YSA modelleri kurularak yapılan çalışmanın sonucuna göre yüksek ve düşük akım periyotlarında geniş varyasyonlar olmasına rağmen, bu periyotlardaki tahmin etme yeteneğinin istatistik modellerin ekstrem noktaların tahmini için uygun olduğunu göstermiştir.

Çobaner ve diğerleri, (2005) Ceyhan Havzasında yer alan Hurman suyu üzerindeki 2015 nolu akım gözlem istasyonuna (AGİ) ait uzun (1957-1994) yılları arasında gözlenen aylık nehir akımlarının matematiksel olarak ifade edilmesi ve geleceğe dönük aylık akım tahmini yapılabilmesi için gerekli otoregresif modelin (AR(p)) ortaya konulması, aylık nehir akımlarına en iyi uyan otoregresif (AR(p)) modelin saptanmasını amaçlamışlardır. Stokastik bileşenin elde edilebilmesi için verilere Fourier analizi uygulayarak tarihi serilere ait ortalama ve standart sapmadaki periyodik bileşen verilerden uzaklaştırılmıştır ve korelogram yapısından serinin üçüncü mertebeden ifade edilebileceği belirlenmiştir. Artık terimlerinin de bağımsız olduğu sonucuna varılmıştır.

Öncelikle tam standardize edilen serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları hesaplanmış ve korelogramından birçok otokorelasyon  $r_k$  değerinin % 5 önem düzeyinde sıfırdan önemli derecede farklı olduğu görülmektedir. Bu durumdan dolayı otokorelasyon fonksiyonunun üssel olarak azalması, serinin otoregresif (AR) bir model ile tanımlanabileceğini ima etmektedir.

Kısmi otokorelasyon fonksiyonunun ise  $k=4$  'den (dördüncü mertebeden sonra) genellikle  $\phi_{p,j}$  katsayılarının % 95 güven sınırları içerisinde kaldığı izlenmektedir.

Yapılan testlere göre ortalama ve standart sapma etrafındaki periyodik bileşen 3 harmonikli bir modelle, stokastik bileşen ise AR(3) modeli ile ifade edilebilmiştir. Daha

sonra su kaynakları planlaması için istenilen uzunlukta gamma olasılık dağılım fonksiyonu kullanılarak aylık akım değerleri türetilmektedir.

Bir stokastik süreç için seçilen ARMA( p,q) modelinin veriye uygunluğunu test etmek için seçilen modelden hesaplanan kalıntıların otokorelasyon katsayılarının sıfırdan önemli derece farklı olup olmadıklarına bakılır. Kalıntıların otokorelasyon katsayıları hesaplanır. Kalıntıların otokorelasyon katsayıları 0'dan önemli derecede farklılık göstermiyorsa, seçilen model aylık akımların tahmininde kullanılabilir. Kalıntıların sıfırdan önemli derecede farklılık gösterip göstermediği  $Q(r)$  istatistiksel formülüne göre hesaplanır (Ljung ve Box 1978).

Salas ve Obeysekera (1982) genelleştirilmiş kısmi otokorelasyon fonksiyonunu ele alarak bu fonksiyon yardımıyla ARMA modellerinin derecesinin belirlenebileceğini göstermişlerdir.

Merzi ve diğerleri (1995), Çoruh Havzası'nda Oltu Nehri'ne ait aylık akımların stokastik modellemesini yapmışlardır. Modelleme sırasında AR(1), AR(2), AR(3) ve ARMA(1,1) modelleri denenmek suretiyle en uygun modelin ARMA(1,1) modeli olduğuna karar verilmiştir. Karabörk ve Kahya (1998) tarafından yapılan çalışmada, Seyhan Havzasında Göksu Nehri üzerindeki 1801 nolu Himmetli Akım Gözlem İstasyonunda ölçülen yıllık ve aylık akımların otoregressif (AR) modelleri ve otoregressif hareketli ortalama (ARMA) modelleri kurulmuştur. Yapılan analizler sonucunda yıllık akımlar için AR(1) ve ARMA(2,1); aylık akımlar için PAR(2) ve PARMA(2,1) modellerinin en uygun modeller olduğu görülmüştür. Ayrıca ARMA modellerinin söz konusu akım kayıtları için AR modellerinden hem yıllık bazda hem de aylık bazdaki simülasyonlarda daha iyi sonuç verdikleri de vurgulanmıştır.

Kahya ve diğerleri (1998), Yeşilırmak Havzasında EİE 1401, 1402, 1413 ve 1414 numaralı akım gözlem istasyonlarında ölçülen yıllık ortalama akımların çok değişkenli stokastik modeli kurmuşlardır. İncelenen istasyonlarda seçilen modeller ile bunların bir alt ve bir üst otoregressif modelleri arasında AIC (Akaike Bilgi Kriteri) değerleri kullanılarak kıyaslama yapılmış ve minimum AIC değerini veren (optimum)

modeller sırasıyla ARMA(2,1), ARMA(0,1), ARMA(3,1) ve ARMA(2,1) olarak belirlenmiştir. Ayrıca aynı istasyonlardaki yıllık ortalama akımların ARIMA(p,d,q) modelleri kurulmuştur. İstasyon verileri normal dağıldığı için herhangi bir dönüşüm yapılmamış ve serideki düşük frekanslı bileşenlerin yok edilmesi/azaltılması için bir kez fark alınmıştır. Farkı alınan seriler için ARIMA(2,1,1), ARIMA(0,1,1), ARIMA(3,1,1) ve ARIMA(2,1,1) modellerinin uygun olduğu sonucuna varılmıştır.

Yiğit (1998), Sakarya Havzası Ankara Çayı üzerindeki 1226 nolu Meşecik İstasyonunun 28 yıllık aylık ve yıllık akımlarının stokastik modellemesini yapmıştır. Yıllık akımlar için AR(1) modelinin en uygun model olduğu tespit edilirken, aylık akımlar için ise en uygun modelin otoregresif parametrelili AR(2) modeli olduğu tespit edilmiştir.

Büyük yıldız (2004) tarafından yapılan çalışmada nehir akımlarının stokastik modellemesinde yaygın olarak kullanılan modellerden biri olan AR(p) ve ARMA(p,q) modellerinin metodolojisine ve Orta Anadolu Kapalı Havzasında yer alan üç istasyona ait yıllık ortalama akım serilerine uygulanmasına yer verilmiştir. Gerekli tüm kontroller yapılarak akım serilerini temsil eden modellere karar verildikten sonra kurulan modeller kullanılarak her bir istasyonun gözlem periyodu ile aynı N uzunluğuna sahip 50'şer adet sentetik seri üretilmiş ve kurulan modellerin tarihi seriye ait istatistiksel karakteristikleri muhafaza ettiği gösterilmiştir. Bütün bu yapılan analizler sonucunda 1611, 1612 ve 1622 numaralı akım gözlem istasyonlarına ait yıllık ortalama akımlarını temsil eden en uygun otoregresif modelin her üç istasyonda da AR(1) modeli olduğu, en uygun otoregresif hareketli ortalama modelinin ise 1611 ve 1612 numaralı istasyon için ARMA(1,1), 1622 numaralı istasyon için ise ARMA(2,1) olduğuna karar verilmiştir. Elde edilen bu model Orta Anadolu Kapalı Havzasındaki üç nehrin yıllık ortalama akım tahminlerinde kullanılabilir.

Çevik ve Yürekli (2002) yapılan çalışmaya göre su kaynaklarından optimal olarak faydalanmak için hidrolojik olayların gelecekteki miktarlarının bilinmesi önemlidir. Bu amaçla da değişik modeller kurulabileceği gibi, akarsu akımlarının oluşturduğu serinin bir zaman serisi olması nedeniyle modellenmesinde de zaman serileri analizlerinde son

zamanlarda oldukça yaygın olarak kullanılan ARIMA modellerinden faydalanmanın mümkün olacağı belirtilmiştir. Buradan hareketle Yeşilirmak Nehrinde 1939-1995 yılları arasında ölçülmüş aylık akımların modellemesi yapılmış, yapılan 361 adet ARIMA (p,d,q)(P,D,Q) modeli içerisinde ilgili verilere en uygun olan modelin ARIMA (1,0,0)(0,1,1) modeli olduğu saptanmıştır. Elde edilen bu modelin, gelecekte Yeşilirmak nehrinin aylık akım miktarının ne olacağı ile ilgili yapılacak araştırmalarda oldukça yardımcı olacağı ifade edilmiştir.

Sert ve Sepetçioğlu (1995), tarafından yapılan çalışma ile akarsuların stokastik özellikleri incelenmiş bu özellikleri tespit için istatistiksel parametreler tahmin edilmiş ve akımların olasılık dağılım fonksiyonları çıkarılıp, korelasyon ve regresyon katsayıları yardımıyla akım serilerinin istatistiksel modeli kurulmuştur. Böylece, gözlenmiş akım değerlerinden oluşan seri, istatistiksel yöntemlerle modellenmiş olmakta ve istenilen uzunlukta sentetik seri türetilmesi imkanı sağlanmaktadır.

Seyhan havzasında seçilen bir akım gözlem istasyonu için Thomas –Fiering Modeli geliştirilmiş ve bu model yardımıyla sentetik seriler türetilmiştir. Birden fazla istasyon arasında iç bağımlılıkları dikkate almak suretiyle geliştirilen regresyon modeli yardımıyla, bir istasyonun eksik verileri diğer istasyonun verileri kullanılarak tamamlanmıştır. Diğer taraftan birden fazla istasyon arasında iç bağımlılıkları gözetilen sentetik seri türetilmesi gerçekleştirilmiştir.

Jain ve arkadaşları (1999), YSA ve Otoregresif (ARMA) modellerini, baraj rezervuarına giren akımların tahmini ve işletimi için Hindistan'daki sulama ve elektrik üretme amaçlı bir projede uygulamışlardır. Bu iki model kıyaslanarak, YSA modelinin büyük akımlarda, otoregresif modelinde düşük akımlarda iyi sonuç verdiğini vurgulamışlardır. YSA modelinin girdi-çıkış ilişkilerinde güçlü bir yöntem olduğunu ve rezervuar girdi akım tahminlerinde etkin bir sonuç verebileceğini ifade etmişlerdir.

Çimen ve Türkteviz (2008), Yapay sinir ağları (YSA) yöntemini kullanarak baraj haznelerine girecek akarsu akımlarının tahmini için bir model oluşturmuşlardır. Bu amaçla, Manavgat nehri üzerinde bulunan 911 ve 912 nolu akım ölçüm istasyonlarında

ölçülmüş akım verileri kullanılmasıyla 901 nolu akım ölçüm istasyonundaki debi değerlerinin tahmini YSA yöntemi ile yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar, akım rasatı olmayan veya yetersiz olan bir akarsu kesiti için daha uzaktaki kesitlerin mevcut olan ölçümleri kullanarak geliştirilmiş bir yöntem olan Rasyonel metot ile karşılaştırılmıştır ve sonuçları üzerinde durulmuştur. Çalışmada, Rasyonel metodun genellikle D.S.İ tarafından kullanılan ve drenaj alanlarının oranlarının kullanıldığı bir yöntem olduğu üzerinde durulmuştur. YSA model sonuçlarına bakıldığında tatmin edici tahminler elde edilmiştir. Rasyonel modelden elde edilen hata değerleri büyük çıkmıştır. Bu sonuçlara göre, istasyonlar arası mesafenin uzun ve dolayısıyla drenaj alanlarının 1'den çok büyük olduğu yerlerdeki akım tahminlerinde, YSA yöntemi tahminlerinin güvenilirliğinin oldukça yüksek olabileceği düşünülmüştür.

Çakmak ve diğerleri (2010), tarafından yapılan çalışmada, Dicle Havzasında yer alan Billoris Akım Gözlem İstasyonuna (AGİ) ait yıllık ve aylık akımların tahmini için kullanılabilir stokastik modeller araştırılmıştır. Bu amaçla AGİ'nde 1946'dan 2005 yılına kadar gözlenmiş akımlar kullanılmıştır. Hem yıllık hem de aylık akımların modellenmesi sırasında içsel bağımlı [AR(1) ve AR(2)] ile içsel bağımlı-hareketli ortalama [ARMA(1,1)] modellerinin uygunluğu araştırılmıştır. Uygun modelin seçimi aşamasında korelogramlar ve farklı uygunluk test sonuçları değerlendirilmiştir. Uygun modelin seçimi aşamasında korelogramlar ve farklı uygunluk test sonuçları değerlendirilmiştir. Modelleme sonucunda, Billoris AGİ gözlenmiş yıllık ve aylık akımların AR(1) modeliyle tanımlanabileceği belirlenmiştir.

Sönmez ve Doğan (2010), akım ölçümü yapılmayan derelerde debi süreklilik çizgisinin elde edilebilmesi için gerekli olan debilerin tahminini yapmışlardır. Tahmin modeli için, çalışma sahası olarak seçilen Turnagöl Deresine yakın mesafelerdeki yağış gözlem istasyonlarından alınan yağış verileri ile aynı havza içerisindeki komşu dere olan Değirmendere'ye ait akım verileri temin edilmiştir. Bu veriler çeşitli senaryolar altında yapay sinir ağları (YSA) ve çoklu regresyon analizi (ÇRA)'ne tabi tutularak elde edilen sonuçlar kıyaslanmıştır. Bulunan 0.9381 mertebesindeki determinasyon katsayısı ( $R^2$ ) 1'e yakınsadığından en iyi model olarak seçilmiş ve YSA'nın ÇRA'ne göre daha

iyi sonuçlar verdiği ve debi tahmin modeli olarak YSA'ların kullanılabilceği görülmüştür.

Yang ve diğeri (2002), aylık akım deęişimlerini incelemek üzere Sibirya'daki Yenisei nehri havzasındaki Nizjnyaya Tunguska, Podkomenyaya Tunguska, Angara-Taseeva ve Yenisei Havzasının üst kısımlarını inceleme kapsamına almışlardır. Bu bölgelerdeki rezervuar düzenlemelerinin ve doğal deęişimlerin sebep olduğu akım deęişimlerini tespit etmek için (1935-1999) uzun dönem aylık akım verileri analiz edilmiştir. Çalışmada, rezervuar düzenlemelerinin, Yenisei Havzasının üst kısımlarında ve havzanın kuzeyinde aylık akım rejimini önemli derecede deęiştirdiği sonucuna varılmıştır. Yenisei Havzasının kuzey kısmına inşa edilen dört adet büyük rezervuarın, barajların mansabında yer alan Angara Vadisinde, yaz dönemi pik akışlarını %15-30 oranına kadar azalttığı, kış dönemi en düşük akışını ise %5-30 oranına kadar arttırdığı belirlenmiştir. Yenisei Havzasının üst taraflarına inşa edilen iki adet geniş rezervuarın kış akışlarını %45-85 oranında arttırdığı ve yaz akışlarını % 10-50 oranına kadar azalttığı tespit edilmiştir. Buna göre, Yenisei Havzasının daha alt bölgelerinde ve batısında akım rejimi deęişimi daha az olmakta ve daha az mevsimsel deęişimlerin görüldüğü sonucuna da varılmaktadır. Rezervuar düzenlemelerinden dolayı Yenisei Havzası çıkışında istasyonlardan elde edilen akım kayıtlarının doğal deęişim göstermediği yazın tahmin edilenin altında, kışın ise tahmin edilenin üstünde bir trend gösterdiği tespit edilmiştir. Bu çalışma, bölgesel ve global iklim deęişikliğinde insan aktivitelerinin önemi ve büyük ölçekteki rezervuarların başka havzalarda da yaratabileceği etkinin ne olabileceği hakkında bir örnek çalışma olmaktadır.

Özçelik ve Baykan (2008), aylık akışlar için geliştirilmiş zaman serileri üzerine bir çalışma yapmışlardır. Çalışmanın amacı aylık kısa dönem akış modellerindeki zorlukları giderip, kayıt alınabilen istasyonların sınırlı olduğu yerler için zaman serileri geliştirebilmektir. Kısa dönem ve uzun dönem istasyonlardaki ölçümlerin arasındaki ilişkiler, aylık akışların periyodik ve seri halinde bağımlı davranışlarını geliştirmek için kullanılmaktadır. Geliştirilen model yaklaşımı için Ceyhan Havzasındaki Göksu-Himmetli ve Göksu-Gökdere Akım Gözlem İstasyonlarının 50 yıllık kayıtları kullanılmıştır. Himmetli İstasyonunun 5 'er grupluk 10 yıllık serilere ayrılmasından

sonra klasik zaman serileri modelleri hesaplanmıştır ve her bir 10 yıllık geliştirilen serinin yeterliliklerini ve etkinliklerini açıklamak için gerçek uzun dönem 50 yıllık zaman serileri modeliyle kıyaslanmıştır. Daha sonra 1801 nolu Himmetli İstasyon kayıtları 10 yıllık periyotlara ayrıldıktan sonra 1805 nolu Gökdere İstasyonunun 50 yıllık akım verileri kullanılarak kısa dönem akım kayıtları geliştirilmektedir. Geliştirilen modeller kısa döneme ayrılıp istasyonun 50 yıllık gerçek kayıtları kullanılarak DI (degree of improvement) ile değerlendirilmektedir. Bu işlem seriye bağımlı, periyodik kalıntıların geliştirilmesinde ve sentetik seri modellerinin elde edilmesinde kullanılmaktadır. Sonuç olarak geliştirilen zaman serileri lineer regresyon analizi kullanılarak klasik gelişim teknikleri ile karşılaştırılmaktadır.

Kim ve Kaluarachchi (2009) Mavi Nil Nehri Havzasında su kaynakları üzerinde iklim değişikliği etkilerini incelemişlerdir. Bu çalışmada su kaynakları işletmeleri ve hidroloji üzerindeki iklim değişikliği etkileri için, 6 farklı GCMs (genel devir modelleri) sonuçları kullanılarak 2050'li yıllar analiz edilmiştir. Bu bölgede bulunan Karadabi ve Border Barajlarından, barajların mansabına doğru olan akıştaki değişimlerde değerlendirilmektedir. Bu değerlendirmeler sonucunda farklı GCM modelleri kullanılarak çalışma bölgesindeki hidrolojik değişkenlerin (yağış, sıcaklık, potansiyel buharlaşma ve akış) sırasıyla %11, 2.3 °C, %16, %4 oranlarında artış göstereceği tahmin edilmektedir. Bu senaryolar sonucunda yağıştaki artış tahmininden dolayı bir çok kuraklık olayının azalacağı ve akışında artış göstereceği tahmin edilmektedir. Bu çalışmanın, çalışma bölgesindeki ve bu bölgenin mansabında yer alan bölgelerde gelecekteki su kaynakları durumuyla ilgili su kaynakları planlaması ve yönetimi konusunda yararlı bilgiler sunabileceği tahmin edilmektedir.

Block (2007) yapmış olduğu çalışmada, geçmiş akım değerlerini kullanarak gelecek yıllara ait akımlara bağlı olabilecek çeşitli fonksiyonlar tanımlamıştır. Bu sınır fonksiyonları, sadece incelenmekte olan barajların nasıl doldurulabileceği ve barajdan sulama ihtiyacının giderilmesinin hangi miktarlarda gerçekleştirilebileceği durumu için değil, barajın mansabında kalan bölgelerde potansiyel etkilerin değerlendirilmesi açısından önemli olmaktadır. Gelecek akımlara dair güvenilir akım verileri olmadığı takdirde hazne kapasitesi sağlanmak istenen suyun miktarına bağlı olarak

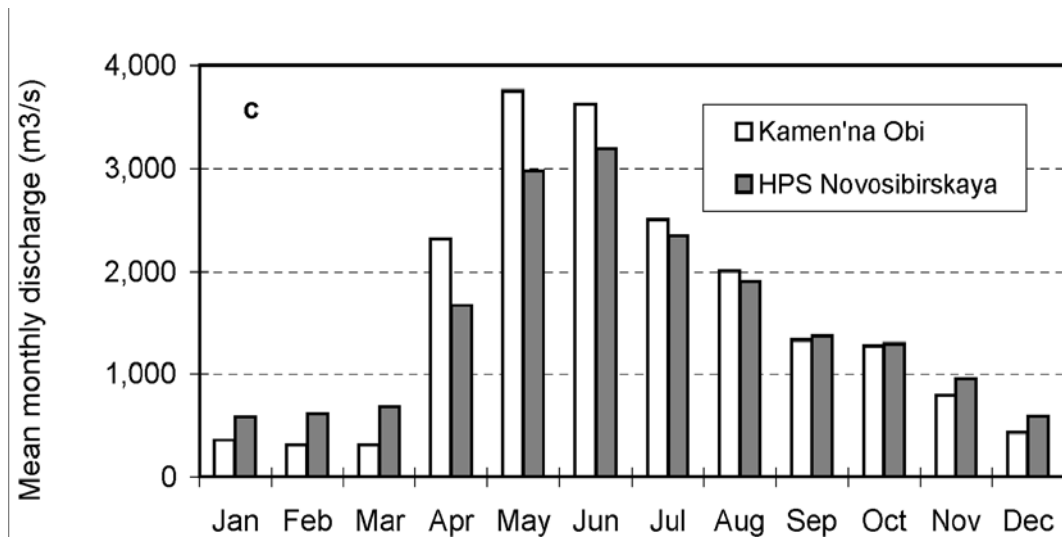
hesaplanamaz. Öte yandan kapasitesi belli olan bir haznenin işletme kuralı da gerçek zamanda uzun süreli işletmede hazneye girecek ortalama akımlara göre değerlendirilmelidir. Sonuç olarak doğal veya barajların inşa edilmesiyle düzenlenmiş şartlar altında akım rejimi gelecekteki değişimlerini araştırmak için akım istatistikleri belirlenmiştir. Su kaynakları sistemini değerlendirmek için güvenilirlik, esneklik ve yararlanma olanağının incelenmesinin gerekliliği ve bunların incelenen hipoteknik baraj işletmeleri için gerekli olduğu ifade edilmektedir. Bu çalışmada istasyonlar için sıcaklık ve yağış arasındaki geçmiş korelasyon yapısının zamanla değişmediği ve model parametrelerinin de farklı iklim şartlarında değişmediği vb. durumları düşünülerek model kuruluyor. Modelin sonucuna göre bu kurallar dahilinde barajın mansabındaki bölgelerde meydana gelen taşkınlardan vb. durumlardan zarar görülmemiş oluyor.

Sibirya'da Lena ve Yenisei Havzalarında da büyük rezervuarların bulunmasından dolayı bu duruma bağlı olarak akım miktarında değişiklikler meydana gelmektedir. Rezervuar düzenlemelerinden dolayı bu havzaların çıkışa yakın mansap taraflarında yazın meydana gelen doğal akım değişimleri tahmin edilenin altında, kışın ise tahmin edilenin üzerindedir. Ayrıca o bölgedeki büyük rezervuarların inşasının bitiminden sonra veya inşası sırasında yıllık akım rejiminin etkilendiği gözlenmiştir (Ye, 2003; Yang 2004).

Yang ve diğerleri (2004) Sibirya'daki Ob Nehri Havzası üzerinde akış karakteristikleri ve değişimleri çalışmasında insan aktiviteleri (özellikle rezervuarlar ve zirai aktiviteler) veya doğal iklim değişimleriyle meydana gelebilecek akım değişimlerini değerlendirebilmek için (1936-90) uzun dönem aylık akımları analiz etmişlerdir. Akış karakterindeki değişim Ob Havzasının memba ve mansap bölgelerinde gözlenmiştir. Ob nehrinin memba tarafında bulunan Novosibirsk Rezervuarı 1957 kurulmuş ve maximum kapasitesi  $8.8 \text{ km}^3$ 'dir. Barajın memba kısmında bulunan Kamen'na Obi İstasyonu verileriyle, barajın mansap kısmında kalan HSP Novosibirskaya İstasyonu aylık ortalama akım verileri grafik üzerinden kıyaslanmaktadır. Aylık akım verileri, insan etkileri ve doğal varyasyonların neden olduğu akım değişikliği etkileri hakkında bilgi vermektedir. Nisan ve Ağustos aylarında HPS İstasyonu aylık ortalama akım verilerinin diğer istasyona göre düştüğü



görülmektedir. Maximum düşüş ise Nisan-Mayıs aylarında görülmektedir. HPS İstasyonunun, diğer istasyona göre yaz aylarında gözlenen aylık ortalama akım verileri azalımı, baraj rezervuarı düzenlemelerinden ve sulama suyu kullanımından meydana gelmektedir. Diğer aylarda ise barajın mansabında kalan istasyonda, membadakine göre artış gözlenmektedir. Bu durumun sebebi baraj rezervuarlarında depolanan suyun bir kısmının o aylarda kullanılabilirdiğinden kaynaklanmaktadır. Böylece bu çalışmada insan aktivitelerinin bölgesel hidrolojik rejim ve uzun dönem mevsimsel akım değişikliğine sebep olduğu tespit edilmiştir.



Şekil 2.13 Novosibirsk rezervuarının memba ve mansap tarafında kalan istasyonlar arasındaki aylık ortalama akımlarının kıyaslanması (Yang vd 2004)

Vicuna ve Dracup (2005) yaptıkları çalışmayı 3 önemli katogoride incelemiştir.

- 1- Geçmiş akış trend çalışmaları ve jeofizik kayıtlarında olası bir iklim değişikliğinin tespiti için yapılan çalışmalar.
- 2- Akım üzerinde iklim değişikliğinin, gelecekteki tahmini potansiyel etkileri çalışmaları.
- 3- Ekonomik, ekolojik ve kurumsal etkileri saptamak için doğal akıştaki tahmin edilen değişiklikleri kullanan çalışmalar.

Kalifornia'da rezervuarlarla düzenlenmiş çok sayıda yapı bulunmaktadır. Global ısınmanın su kaynakları sistemine etki eden hidrolojik döngü üzerinde önemli etkisi

bulunmaktadır ve iklimsel deęişimlerden kaynaklanan akış zamanında meydana gelen önemli deęişiklikler rezervuarın kuruluş amacına baęlı olarak ve tasarım fonksiyonlarını yerine getirilmesi açısından incelenmesi gereken önemli unsurlardandır. Örneęin; ilkbahar kar erimelerinin erken zamanda veya geç zamanda meydana gelmesi baraj rezervuarının işletilmesini olumsuz yönde etkileyebilmektedir (Roos 2003) .

Kim ve Kaluarachci (2009), Tarım Nehri Havzasında su kaynakları akım deęişikliklerini göstermek için 5 adet hidrolojik istasyonun akış serilerini analiz etmişlerdir. Bunun yanı sıra su kaynakları üzerinde iklim deęişikliği etkileri 1960-2005 arası 23 adet meteorolojik istasyon günlük sıcaklık ve yağış verileri kullanılarak incelenmiştir ve bazı önemli sonuçlara ulaşılmıştır. Yağış, sıcaklık ve yıllık akış serileri trend tahmini için Mann –Kendall trend testi uygulanmıştır. Yağış deęişimlerini kıyasladığımız zaman Tarım Nehrindeki istasyonların çoęunda önemli derecede sıcaklık artışı olduęu gözlenmektedir. Yapılan çalışmada, geçmiş yılların verileri kullanılarak mevsimsel yağış ve sıcaklık deęerlerinin zaman içindeki artış ve azalış trendleri elde edilmiştir. Yıllık ilkbahar, yaz, sonbahar, kış ayları ortalamalarına göre trendde önemli bir artış olup olmadığı gözlenmiştir. O bölgedeki iklim deęişikliği yağış ve sıcaklık analizlerine bakılarak karakterize edilmiştir. Yağış artışı genellikle yaz aylarında, sıcaklık artışı da en fazla kış aylarında görülmüştür. Özetle, iklim deęişikliği ve mevcut su kaynakları arasındaki ilişkinin bilinmesinin etkin su kaynakları yönetimi için yararlı olabileceęinden ve çeşitli insan aktiviteleri, zirai uygulamalar için su kaynakları kullanımı ve yönetiminin öneminden bahsedilmiştir.

Jiang (2008), Çin Poyand Gölü Havzasında iklim deęişikliğinin, yıllık ve mevsimlik akış ve de bitki örtüsü üzerindeki etkileri incelemiştir. 1990' lı yıllarda Poyand Gölü Havzasında tekrar eden pek çok taşkın ve tahribatlar arazide insan eliyle yaratılan ve havzanın kullanımının bölgede nasıl bir etki yaratılmış olduęu konusunda endişeleri dile getirmiştir. Konuyla ilişkili nasıl bir yaklaşım oluşturulacağını, iklimin nasıl deęiştiğini, kullanılan araziye, bölgedeki bitki örtüsündeki deęişimleri, havza hidrolojisi ve akışın aylık ve mevsimsel deęişimlere etkilerini ele almıştır. Araştırmaya göre böyle bir bilgi su kaynaklarını korumak ve uzun dönemli arazi kullanımına yönelik plan yapmak için hayati bir önem taşımaktadır. Çalışmada iklim deęişikliklerinin, arazi

kullanımına, Poyang gölü Xinjiang Havzasındaki taşkın ve hidrolojiye etkilerini inceleyebilmek için Swat modeli kullanılmıştır. Bu araştırmadaki en önemli bulgu yıllık taşkınlara iklimin etkisi olmuştur. Bitki örtüsü değişiklikleri yıllık taşkınlara ortalama bir etkide bulunmuş olabilir. Bu durum mevsimsel taşkınları etkilemektedir ve havzanın yıllık hidrolojisini değiştirmektedir. Jiang, bunun nedenlerini bitki örtüsü ve bununla ilgili mevsimsel değişimlerin buharlaşma üzerine etkilerini inceleyerek ilişkilendirmiştir. Diğer yandan ormanların azalmasının, akış potansiyelini artırdığını ve ayrıca kuruluğun etkilerini fazlalaştırdığını savunmaktadır. Çalışma, arazi kullanımıyla ilgili hidrolojik sonuçları ve iklim değişikliğinin anlaşılabilmesini sağlayabilmekte ve Poyand Gölü Havzası için üretken ve sürdürülebilir bir şekilde arazi kullanımının sağlanmasına da katkıda bulunabilmektedir.

Majhi ve Yang (2006), yaptıkları çalışmada Kolyma Havzası üzerindeki iklim değişikliği ve insan etkilerine bağlı akış hidrolojisi değişimini incelemişlerdir. İncelenen bölgenin kuzey tarafı Nisan ayında en düşük akış, Haziran ayında ise en yüksek akış ile karakterize edilmiştir. Baraj öncesi ve baraj sonrası aylık akım miktarı kıyaslamalarında, barajın mansabında barajdan sonra düşük akım dönemlerinde akımda önemli bir artış, yüksek akım dönemlerinde akımda önemli bir azalış meydana geldiği gözlemlenmektedir. Örneğin, barajın 1423 km mansabında yer alan Ust'-Srednekan İstasyonda Aralık-Nisan aylarında 1 saniye'de yaklaşık 205 m<sup>3</sup>'lük bir artış ve Haziran ayında saniye'de 133 m<sup>3</sup>'lük azalış meydana geldiği ölçülerek tespit edilmiştir. İnceleme kapsamına alınan barajda sel kontrolü için yaz aylarında su depo ediliyor ve kış aylarında enerji gereksinimi için harcıyor. Barajın bulunduğu bölgede barajın mansap tarafında, pik akış mevsimlerinde rezervuar depolamalarından dolayı yüksek yağışın meydana geldiği aylarda, akım miktarında azalma meydana geldiği, yağış miktarının daha az olduğu aylarda ise baraj inşasından sonra akım miktarında artış olduğu gözlemlenmiştir. Ust'-Srednekan İstasyonunda baraj sonrası periyod için çalışma yapılmış (1986-2000) Aralık-Nisan sırasında birdenbire akım miktarlarında %522-%3157 oranlarına kadar artış, Haziran ayında ise akım miktarında %41'e kadar azalış gözlenmektedir.

Ren ve diğeri (2001), Nehir akımı üzerinde insan aktivitelerinin etkisini uzun dönem verilerine dayanarak günlük, aylık, yıllık, on yıllık, yüzyıllık deęişimleri niteliksel ve niceliksel analizler olarak incelemiřlerdir. Sonradan rezervuar kurulmuř olan Yellow Nehri Havzasında yıllık ortalama akımın, barajın mansabında, baraj sonrası dönem için baraj öncesine oranla azalış gösterdiđi sonucuna varılmıřtır. İnceleme kapsamına alınan Yellow Nehri Havzasında yađış genel olarak Haziran-Ekim aylarında meydana gelmektedir. Bu bölgeye Liujiakxia ve Longyangxia gibi geniř ölçekli rezervuarların kurulmasıyla aylık akımların deęiřtiđi sonucuna varılmıřtır. Yellow Nehri havzasının üst ve orta kısımlarına farklı yıllarda öncelikle Sanmenxia ve daha sonra Liujiakxia ve Longyangxia Rezervuarları inşa edilmiř. (1960-1969-1986).1960 yılından önce Haziran-Ekim aylarında yıllık ortalama akıřların %60.8' i meydana gelmektedir. Maximum aylık akıř ise Ađustos ayında görölmektedir. 1960-1986 yıllarında Haziran-Ekim ayları yıllık akıř %56'ya kadar azalmaktadır. Maximum aylık akıř ise Eylül ayında gözlenmektedir.1986-1997 arası Longyangxia Rezervuar inřasından sonra yađıřlı periyotlardaki yıllık akımın mansap tarafında %47'ye kadar azaldıđı gözlemlenmiřtir. Bunun sonucunda yađıřın az olduđu mevsimler sırasında akım miktarının rezervuar inřası sonrası, yıllık akıřta artıřı gözlemlenmiřtir. Yađıřlı mevsimlerde ise akım miktarının rezervuar inřası sonrası, yıllık akıřta azalışı görölmektedir. Sonuç olarak akım řartları rezervuarlardan sonra deęiřim göstermiřtir.

### 3. MATERYAL ve METOT

#### 3.1. Materyal

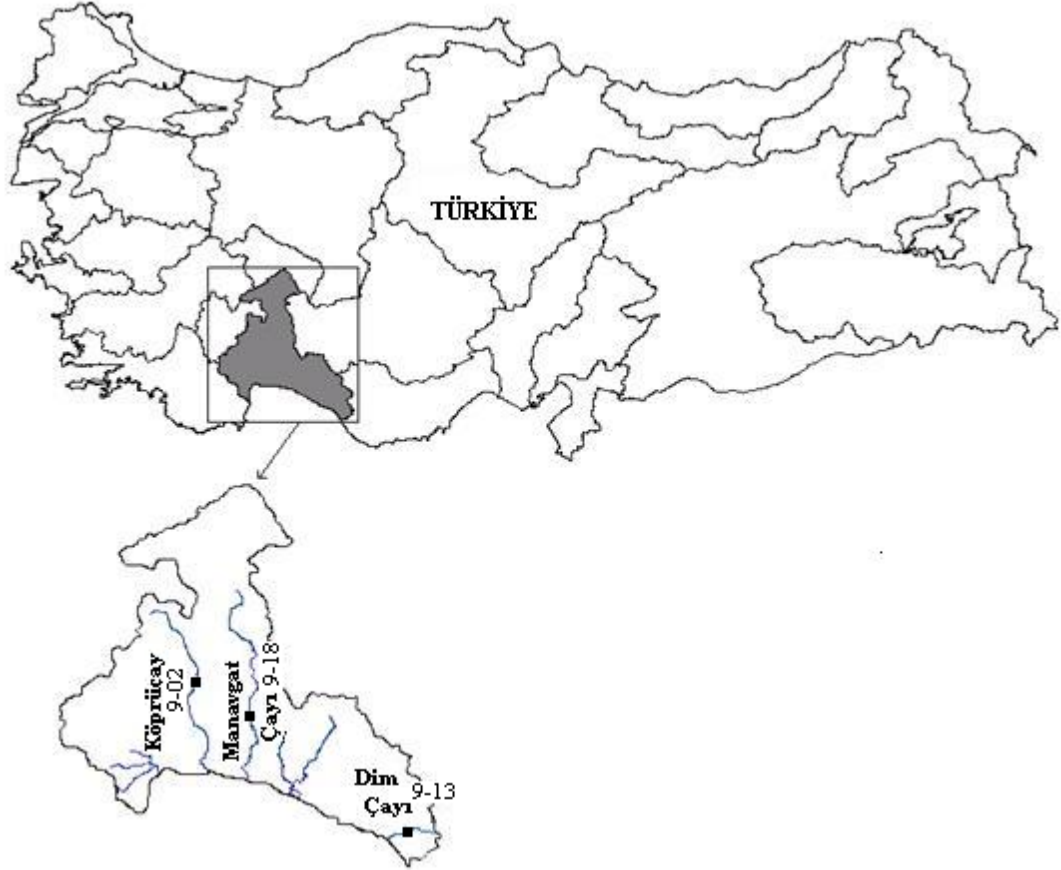
##### 3.1.1. Manavgat Nehri ve Oymapınar Barajının genel özellikleri

Bu çalışmada E.İ.E.İ. tarafından işletilen ve Manavgat Nehri üzerinde bulunan 912 numaralı Sinanhoca akım gözlem istasyonunda (1964-2005) yıllarında ölçülmüş olan akım miktarları materyal olarak kullanılmıştır.

Orta Akdeniz Havzasında yer alan Manavgat Nehri taşıdığı su miktarı açısından Akdeniz bölgesi ve ülkemizin en önemli akarsularından birisidir. Manavgat Nehri, batı Toroslar'ın güney yamaçlarından doğarak, güneye doğru ormanlık bir alan içinde akar ve Manavgat ilçesinin üç km kadar kuzeyinde Manavgat şelalesini oluşturur. Manavgat şelalesinden sonra nehrin suları Antalya Körfezi'ne dökülür. Türkiye'nin en düzenli rejimine sahip olan Manavgat Nehri üzerinde iki tane baraj inşa edilmiş olup (Oymapınar ne Manavgat Barajları) Türkiye enerji üretimine büyük katkı sağlamaktadır. Nehir, kar, yağmur ve karstik su kaynaklarıyla beslendiği için kuraklık çoğu kez olmaz. Manavgat Nehrinin karstik kaynaklarla beslenmesinden dolayı yüzey su toplama havzasına düşen yağışa oranla daha fazla miktarda su taşımaktadır. Nehir yıllık toplam akışının 1/3 ini havzasına düşen yağışlardan 2/3'sini ise karstik kaynaklardan sağlamaktadır. Nehrin toplam uzunluğu 93 km olup, toplam havza alanı  $1375 \text{ km}^2$  'dir. Yıllık yüzeysel akış miktarı  $4464 \text{ hm}^3/\text{yıl}$  'dır.

Oymapınar Barajı, Manavgat Çayı üzerinde Manavgat'ın 25 km kuzeyindeki Oymapınar Köyünün 3 km membasına inşa edilmiştir. Türkiye'nin en yüksek dördüncü barajı olan **Oymapınar Barajı**, Antalya'da Manavgat Nehri üzerinde, elektrik enerjisi üretimi amacı ile 1977-1984 yılları arasında inşa edilmiş bir barajdır. Manavgat Nehri akımları, nehrin karstik arazi üzerinde yer almasından dolayı yıl içerisinde az değişip genel olarak düzenli rejimlidir. Beton kemer tipi olan barajın gövde hacmi  $575.000 \text{ m}^3$ , akarsu yatağından yüksekliği 185 m normal su kotunda göl hacmi  $300 \text{ hm}^3$ , normal su kotunda göl alanı  $4.70 \text{ km}^2$  'dir. Bir mühendislik harikası olan baraj 540 MW güç

kapasiteli HES (hidroelektrik santral) ile yılda 1620 GWh elektrik enerjisi üretimi sağlamaktadır. Baraj gövdesinin inşaatında dolgu olarak beton kullanılmıştır. Sağ kıyıda iki dolusavak tüneli bulunmaktadır. Sağ kıyıda yer alan dolusavak dört radyal kapaklı, 11.5 m çapında iki tünelden oluşur. Santral binasında ise her biri 135 MW gücünde dört türbin bulunmaktadır. Barajın yıllık ortalama elektrik enerjisi üretimi 1.62 milyar KW saattir.



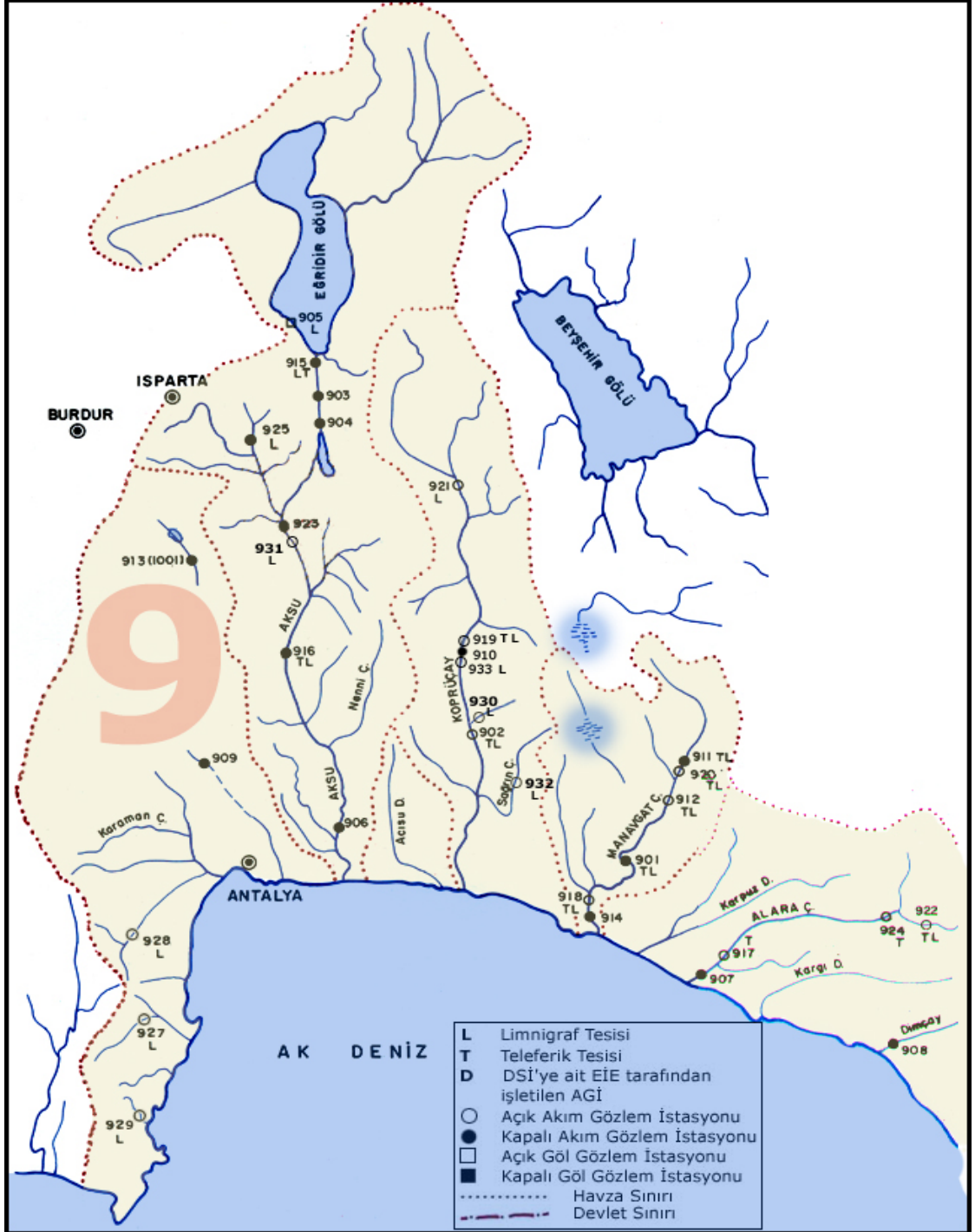
Şekil 3.1. Orta Akdeniz Havzası

### 3.1.2. Akım ölçüm istasyonları

Her bilimde olduğu gibi mühendislik hidrolojisinde de ölçümler (yağış, su seviyesi, debi, buharlaşma v.b.) esastır. Hidrolojik çevrimin bileşenleri arasındaki

ilişkiler (yağış-akış ilişkisi, birim hidrograf, istatistik analizler) ancak ölçümlerle bulunabilir.

Manavgat nehrinin de içinde bulunduğu Orta Akdeniz Suları Havzasında D.S.İ. ve E.İ.E.İ. tarafından işletilen akım gözlem istasyonları bulunmaktadır. Orta Akdeniz Suları Havzasına ait 21 adet açık, 3 adet kapalı olmak üzere toplam 24 adet aylık akarsu gözlem istasyonu (A.A.G.İ.) bulunmaktadır. Ve yine bu havzaya ait 9 adet açık ve 9 adet kapalı olmak üzere toplam 18 adet yıllık akarsu gözlem istasyonu (Y.A.G.İ.) bulunmaktadır (E.İ.E.İ. 2002). Manavgat Nehri üzerinde 6 adet akım gözlem istasyonu bulunmaktadır. Bunlar, Homa (901 nolu), Şahapköprü (911 nolu), Şahapköprü (920 nolu), Sinanhoca (912 nolu), Şelale (918 nolu), Manavgat köprü (914 nolu) akım gözlem İstasyonlarıdır. (E.İ.E.İ.). Bu istasyonlardan 901 nolu Homa İstasyonu 1986 yılında, 911 nolu Şahapköprü İstasyonu 1974 yılında kapatılmış olup, Şahapköprü istasyonu 1990 yılında 920 nolu istasyon olarak tekrar açılmıştır. Bu çalışma için Orta Akdeniz Suları Havzasında yer alan Manavgat Nehri üzerindeki Sinanhoca rasat istasyonundan elde edilmiş olan ve E.İ.E.İ.'den temin edilen akım değerleri kullanılmıştır.



Şekil 3.2. Manavgat nehri ve üzerindeki akım gözlem istasyonları (E.İ.E.İ, 2008)



### 3.1.3. Akım verileri

Akım kaynağını, batı Toroslar'ın güney yamaçlarından alır ve güneye doğru ormanlık bir alan içinde akar. Nehrin suları, Oymapınar Barajına ulaşmadan önce barajın memba kısmında yer alan ve şuan ölçüm alınabilen 920 nolu Şahapköprü Akım Gözlem İstasyonundan ve daha sonra bu çalışmada inceleme kapsamına alınan ve barajın yine memba kısmında yer alan 912 nolu Sinanhoca İstasyonundan geçerek Oymapınar Barajına ulaşır. Manavgat Nehri üzerinde yer alan akım gözlem istasyonları Çizelge 3.1.'de verilmiştir.

Çizelge 3.1.Orta Akdeniz Suları Havzası Manavgat nehri üzerindeki Akarsu Gözlem İstasyonları (AGİ) (E.İ.E.İ.)

İstasyon no	İstasyon adı	Ölçüm periyodu	Açıklama
901	Homa	(1939-1986)	1983'de eşel 1 m indirildi. 1986'da kapandı.
911	Şahapköprü	(1963-1974)	
912	Sinanhoca	(1963 ---	
914	Manavgat Köp.	(1966-1971)	1971'de kapatılarak 4km membada 918 nolu AGİ açılmıştır.
918	Şelale	(1971 ---	1983'de eşel 1 m indirildi.
920	Şahapköprü	(1990 ---	

E.İ.E.İ'nden temin edilen Oymapınar Barajının inşasından önce bölgede bulunan Sinanhoca rasat istasyonunda ölçülmüş akım değerleri ile baraj inşasından sonra yine Sinanhoca rasat istasyonundan elde edilmiş olan akım değerleri Çizelge 3.2. ve Çizelge 3.3.'de gösterilmiştir.

Çizelge 3.2. Sinanhoca İstasyonu aylık ortalama akım ölçüm verileri ( m<sup>3</sup> /s)

Yıl/ay	ekim	kasım	aralık	ocak	şubat	mart	nisan	mayıs	haziran	temmuz	ağustos	eylül
1964	20.24	11.39	58.21	12.82	50	68.55	43.81	29.15	22.7	8.12	1.29	0
1965	8.07	8.98	25.26	87.57	135.5	124.5	141.8	128.6	88.36	56.78	38.16	22.1
1966	8.52	5.82	120.8	277.3	169.3	161.8	140.5	122.1	90.36	62.29	46.92	32.42
1967	20.43	13.86	165.2	168.5	80.24	115.9	174.1	140.1	95.41	61.65	47.55	33.29
1968	23.53	85.45	144.5	277.6	179.7	221.5	162.7	137.5	93.25	65.99	51.21	37.99
1969	29.22	59.94	159.1	195.9	128.7	143.5	146.8	132.5	77.32	51.89	37.08	26.12
1970	20.42	16.41	155	143.7	193.7	181.5	127.8	96.95	69.74	52.26	36.97	25.79
1971	36.2	55.42	89.09	82.25	86.16	120.2	99.43	80.49	54.19	37.32	25.28	17.82
1972	14.49	34.15	93.78	32.16	62.74	67.85	68.68	57.38	42.88	27.47	18.39	9.81
1973	18.09	18.26	7.88	4.53	61.55	96.39	82.03	67.59	38.14	18.31	4.88	0.503
1974	0	0.303	28.83	5.39	22.99	85	55.91	38.16	21.48	6.35	0.632	0
1975	0.309	4.98	131.2	108.8	90.93	114.6	151.2	133.2	91.79	58.29	38.32	22.35
1976	14.38	28.1	66.25	92.13	77.39	71.65	128.8	94.71	66.79	45.44	26.52	13.23
1977	28.93	23.58	193.2	82.92	84.1	83.68	114.2	98.44	56.86	40.95	27.26	16.25
1978	8.98	2.57	10.08	154	253.1	155.8	157.8	133.4	83.64	52.29	36.21	22.3
1979	18.44	25.22	131.7	237.3	166	99.68	82.41	71.3	61.03	41.29	26.05	14.11
1980	6.155	28.49	97.12	184	100.3	133.6	165.7	132.3	88.26	60.27	45.1	32.13
1981	21.31	29.37	145.2	268.9	177.1	180.5	166.5	143.2	117.2	80.84	50.8	36.81
1982	26.56	66.07	302	183.7	105.8	99.98	112.8	108.4	75.71	53.92	38.95	26.95
1983	25.04	18.2	28.68	55.63	73.51	95.67	145.4	105.1	67.69	46.25	30.79	21.71

Çizelge 3.3. Sinanhoca İstasyonu aylık ortalama akım ölçüm verileri ( m<sup>3</sup> /s)

Yıl/ay	ekim	kasım	aralık	ocak	şubat	mart	nisan	mayıs	haziran	temmuz	ağustos	eylül
1984	17.35	85.14	237.8	152.4	152.3	133.6	167.4	128	79.76	60.43	45.56	31.33
1985	17	19.58	19.65	130.9	126.9	71.48	93.61	73.58	54.4	32.36	16.59	7.76
1986	16.39	87.93	43.98	152.6	132.5	99.34	80.13	57.75	44.09	28.19	14.93	5.19
1987	1.36	0.04	17.6	172.8	94.27	106.4	127.4	183	106.6	72.37	52.83	35.9
1988	21.4	36.93	95.37	46.4	77.98	171.4	162.4	133.6	86.4	57.74	38.1	22.49
1989	14.04	131.7	129.7	57.61	47.76	93.8	73.01	54.55	31.69	17.59	7.09	1.16
1990	9.3	74.2	179	84.2	106	116	101	73.2	52.1	32.3	17.6	9.23
1991	3.04	7.12	64.9	22.5	38.1	49.8	54.6	37.9	25.6	10.5	2.08	0.07
1992	0.14	3.22	88.9	40.9	27.9	64.3	153	116	67.1	48.2	28.4	15.2
1993	5.08	15.3	60.8	46.5	86	118	148	120	80.1	49.5	26.4	13.4
1994	4.35	9.44	39.2	88.6	92.5	96.1	91.7	97.5	52.2	28.2	13.2	3.92
1995	4.1	71.6	90.9	200	115	135	168	105	72.7	51.7	34	19.2
1996	12.8	161	81.2	105	143	159	149	125	73.4	52.4	34	20.1
1997	14.5	16.7	108	84.8	47.7	36	116	85	53	32.7	16.1	5.37
1998	61.1	92.7	202	115	85.4	81.2	113	83.8	55.9	33.9	17.4	6.28
1999	3.01	29.83	204.62	121.61	294	157.61	177.4	128.8	79.09	55.31	37.53	22.26
2000	10.17	4.15	14.86	32.91	78.85	64.89	115.37	98.19	58.36	37.29	18.47	7
2001	38.82	39.7	54.05	67.5	74.39	74.2	81.49	124.62	59	41.35	36.64	34.68
2002	0	29.34	166.78	41.57	21.51	40.57	62.89	35.54	20.3	7.88	1.09	0.006
2003	0	15.07	32.36	34.79	116.24	128.97	109.21	69.83	47.77	27.05	12.85	4.41
2004	2.67	0.49	93.15	165.61	125.36	128.19	107.24	86.13	57.95	38.19	21.25	11.01
2005	3.03	11.86	10.78	22.68	60.43	101.61	64.22	45.83	25.85	12.36	3.19	0.1

### 3.2. Metot

Yıllık akım serilerinin belirgin bir trend ve sıçrama bileşenleri bulunmadığı takdirde stasyoner oldukları kabul edilebilir. Hidrolojide yıllık değerler periyodiklik içermemektedir. Fakat mevsimlik, aylık, haftalık, günlük akımları modellerken, yıl periyod olmak üzere bir periyodik bileşen bulunacağından akım serileri stasyoner olmayacaktır. Daha önce anlatılan konularda bahsedildiği gibi trend, sürecin parametrelerinin (ortalama, standart sapma) zaman içerisinde artışı ve azalışını göstermektedir. Sıçrama ise ani olarak meydana gelen artış veya azalış olarak tanımlanır. Yıllık akım serilerini modellerken öncelikle sıçrama ve trend bileşenlerine bakılmalıdır.

Cıgızoğlu vd (2002), yaptıkları çalışmada Türkiye genelindeki 26 akarsu havzasının 24'ünde bulunan 107 akım gözlem istasyonundan (AGİ) alınan verilerin analizlerini yaparak, yıllık ortalama akımlarda zamanla değişim görülüp görülmediğini araştırmışlardır. Bu amaçla yıllık ortalama akım verilerine t ve Kendall testi kullanılarak trend analizi yapılmıştır.

Bu çalışma sonuçlarına göre, inceleme kapsamına alınan Manavgat Nehrinin de içinde bulunduğu Orta Akdeniz Havzasının hiçbir istasyonunda (Sinanhoca İstasyonu dahil) trende rastlanmamıştır. Bu nedenle de süreci stasyoner kabul etmek mümkün olabilmektedir.

Öncelikle, Oymapınar baraj inşası öncesi ve sonrası yıllık akım verileri kullanılarak elde edilen zaman serisinin olasılık dağılımının normal dağılıp dağılmadığı kontrol edilmelidir. Baraj inşasından önce ve sonra ayrı ayrı modelleme oluşturmak üzere yıllık ortalama debilerinin normal dağılıma uyduğu belirlenmiştir. Bu test sonucunda serinin normal dağılmadığı tespit edilirse, uygun bir dönüşüm ile seri normal dağılmış hale dönüştürülür. Hesaplanan çarpıklık katsayısının sıfıra çok yakın olması yıllık akımların normal dağıldığının kabul edilebileceğini göstermektedir. Fakat bu basit testten sonra daha kuvvetli testlerin uygulanması uygun olmaktadır. Normal dağılım kabulünün daha açık ve daha kesin ifade edilebilmesi için seriye normal dağılım

testlerinden biri olan Olasılık Çizgisi Korelasyon Katsayısı testi (PPCC) uygulanmalıdır.

Yıllık ortalama değerlerin ( $m^3/s$ ) küçükten büyüğe sıralanmış şekli  $x_i$  olmak üzere, orjinal seri olan  $x_i$  değerlerinin küçük kalması olasılıkları  $F_i$  değerleri (2.71) denkleminle hesaplanmaktadır ve bunlara karşılık gelen  $z_i$  değerleri de standart normal değerlerdir. Daha sonra  $x_i$  ve  $z_i$  arasındaki korelasyon katsayısı yani iki rastgele değişken arasındaki doğrusal bağımlılığın derecesini ölçen parametre aşağıdaki (2.74) ifadesiyle hesaplanmaktadır.

$$\rho = \frac{\text{Cov}_{x,y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y} \quad (2.74)$$

Bu katsayının değeri  $\alpha$  anlamlılık düzeyine ve örnekteki eleman sayısı olan  $N$ 'ye bağlı olarak EK I'da verilen  $r_{\text{kritik}}$  değerinden büyük olduğu olursa bu seri PPCC testini geçer. Bundan dolayı, orijinal değerlere dönüşüm uygulanmasına gerek kalmadan modellemede orijinal serinin kullanılması uygun olacaktır.

Model kurarken işlemleri basitleştirmek için (2.75) denklemi yardımıyla  $x_i$  akımları standart hale getirilmektedir. Bundan sonraki modelleme işlemlerinde  $x_i$  değişkenleri olarak stasyoner hale dönüştürülmüş  $y_i$  değerleri kullanılacaktır.

$$y_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_x} \quad (2.75)$$

İç bağımlılığı olan bir rastgele değişkenin zaman içinde ardarda aldığı değerlerden oluşan zaman serisi bir stokastik süreçtir. Stokastik süreç niteliğindeki bir zaman serisinden alınan örneğin istatistik analizinde  $x_i$  orjinal seri değerlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonunun ve parametrelerinin bilinmesi yeterli olmadığından sürecin iç bağımlılığı da incelenmiştir.

Modellemenin gerçekleştirilmesi için uygun seri elde edildikten sonra model parametrelerine geçebilmek için sürecin iç bağımlılığının belirlenmesi gerekmektedir. Bunun için sırasıyla otokorelasyon katsayıları, kısmi otokorelasyon katsayıları ve bunların korelogramı belirlenmiştir. Uygulanacak modelin mertebesi hakkında fikir sahibi olabilmek için akım serilerine ait  $k=10$ 'ye kadar otokorelasyon ve  $k=5$ 'e kadar kısmi otokorelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Daha sonra otokorelasyon değerlerinin  $k$  mertebesine göre değişimini gösteren baraj öncesi ve sonrası için korelogramlar çizilmiştir. Çizilen korelogramların sıfıra birkaç değerden sonra yakınsaması ARMA modelinin kullanılma ihtimalinin düşük olabileceğine işaret etmektedir. Herhangi bir  $r_k$  değerinin istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda, seride birbirleri arasında  $k$  kadar merteye olan terimlerin birbiriyle bağımlı oldukları sonucuna varılır.

Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları belirlendikten sonra model tipleri arasında gözlenmiş akım serisine en iyi uyan modeli seçerken parsimoni kuralına uymak gerekmektedir. Bu kural modeldeki parametre sayısını mümkün olduğunca küçük tutmakla sağlanır. Örnekteki gözlem sayısı  $N$  ise ARMA( $p,q$ ) modelinde  $p+q < N/15$  olmalıdır. Modelin otoregresif bileşeninin  $p$  mertebesini belirlemede kısmi otokorelasyon katsayıları yardımcı olmaktadır. AR( $p$ ) modeline uyan bir süreçte  $k > p$  için  $\Phi_{k,k} = 0$  olur.  $\Phi_{k,k}$  katsayıları ( $k=1,2,\dots$ ) ardışık olarak hesaplandıktan sonra bunların 0'dan anlamlı derecede farklı olup olmadıkları kontrol edilir. Öncelikle bu durumun kontrolü için  $\alpha = 0.05$  anlamlılık düzeyi için iki uçlu bir test yapılırsa EK I'da yer alan normal dağılım tablosundan aşılması olasılığı  $0.05/2 = 0.025$  olan değer interpolasyon (ara değer hesaplama yöntemiyle) ile 1.96 olarak okunmaktadır.  $|\Phi_{k,k}| > 1.96/\sqrt{N}$  ise  $\Phi_{k,k}$ 'nin sıfırdan farklı olduğu 0.05 anlamlılık düzeyi için kabul edilebilir.

Modelin hareketli ortalama bileşeninin  $q$  mertebesini belirlemek için korelogram yani otokorelasyon katsayıları dikkate alınmaktadır. MA( $q$ ) modeline uyan bir süreçte  $k > q$  için  $\rho_k = 0$ 'dır.  $|r_k| > 1.96/\sqrt{N}$  ise  $r_k$ 'nin sıfırdan farklı olduğu  $\alpha = 0.05$  anlamlılık

düzeyi için kabul edilebilir. Parametre sayısını küçük tutmak içinse AR(1), AR(2), ARMA(1,1) ve MA(1) modellerinden birisi düşünülebilir.

ARMA(p,q) modelleri arasından uygun olan modelin belirlenebilmesi için parsimoni kuralına uymak gerekmektedir. Bu kuralı uygulamak için de Akaike bilgi kriteri (AIC) testi uygulanır. Bu test daha önce ifade edilen (2.67) denklemiyle, bağımsız rastgele değişkenlerin (kalıntıların) varyanslarının kullanılmasıyla elde edilmektedir.

Akaike bilgi kriterine göre, hesaplanan değerlerden minimum şartını sağlayan model en uygun olanıdır. Süreci bu modelin temsil edebilmesi için kalıntı terimlerinin bağımsız olabilmesi gerekmektedir. Kalıntı terimlerinin bağımsızlık testi için Portmanteau testi uygulanmaktadır.

Bunun için gözlenmiş verileri kullanarak modelin  $\varepsilon_i$  kalıntı terimleri hesaplanıp, bunların bağımsızlığı kontrol edilmektedir.  $\varepsilon_i$  terimlerinin  $(r_\varepsilon)_k$  otokorelasyon katsayıları hesaplandıktan sonra (2.69) denklemini kullanarak bunların 0' a eşit kabul edilip edilmediği kontrol edilmektedir. Ardından bağımsız değişkenin dağılımının sürecin dağılımına uygunluğu için yine PPCC testi yapılmaktadır. Bu testi de geçen model için süreci temsil ettiği kabul edilmektedir.

#### 4. ARAŞTIRMA BULGULARI VE TARTIŞMA

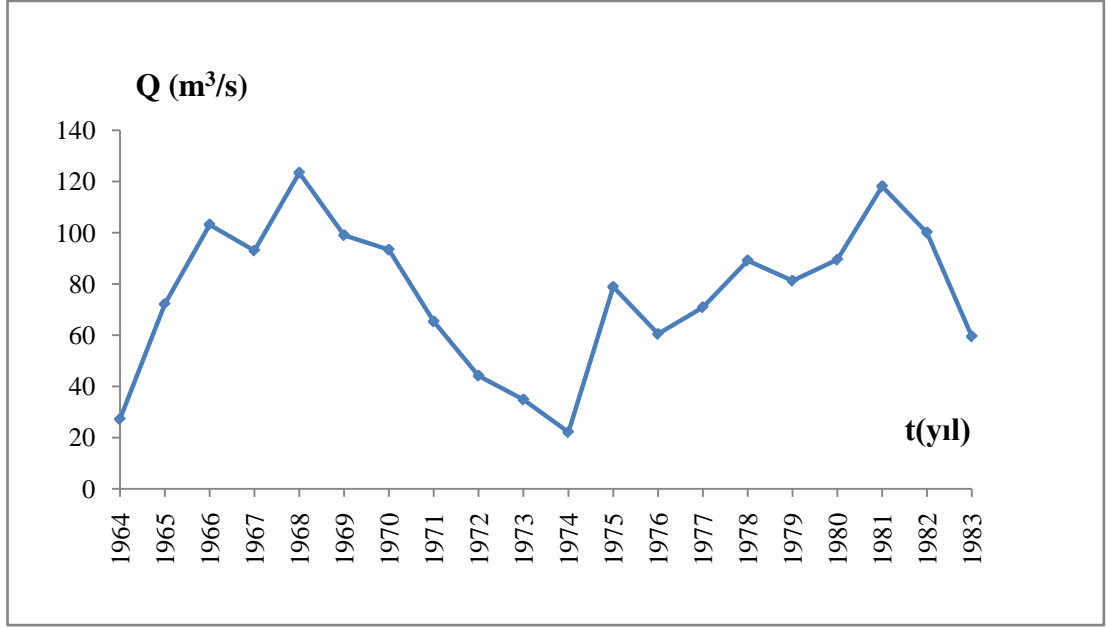
Baraj rezervuarına giren akımların modellenmesi için en uygun yol Baraj bölgesine en yakın olan 901 numaralı Homa istasyonuna ait verileri kullanmaktır. Barajın inşasından sonra bu istasyon mansapta kaldığı için Oymapınar barajının düzenleme etkisinde kalmıştır. Bu nedenle istasyon 1986 yılında kapatılmıştır. Baraj yapıldıktan sonra giren akımları ölçmek ancak hazne işletme çalışmalarının incelenmesi veya daha yukarı kısımda bulunan 912 numaralı Sinanhoca istasyonunun değerlerinin kullanılmasıyla mümkün olabilmektedir.

Yapılan araştırmada, D.S.İ tarafından baraj haznesinin işletme çalışmaları çerçevesinde günlük su seviyesi takibinden günlük giren net akım miktarı kaydedilmektedir. Ancak barajın kullanıma açıldığı 1984 yılından 2001 yılına kadar buharlaşma kaydı tutulmadığından bu veri su bütçesi çalışması için kullanılmamıştır. Eksik buharlaşma değerleri nedeniyle bu çalışmada kurulacak zaman serisi modellerinde veri olarak kullanılmamıştır.

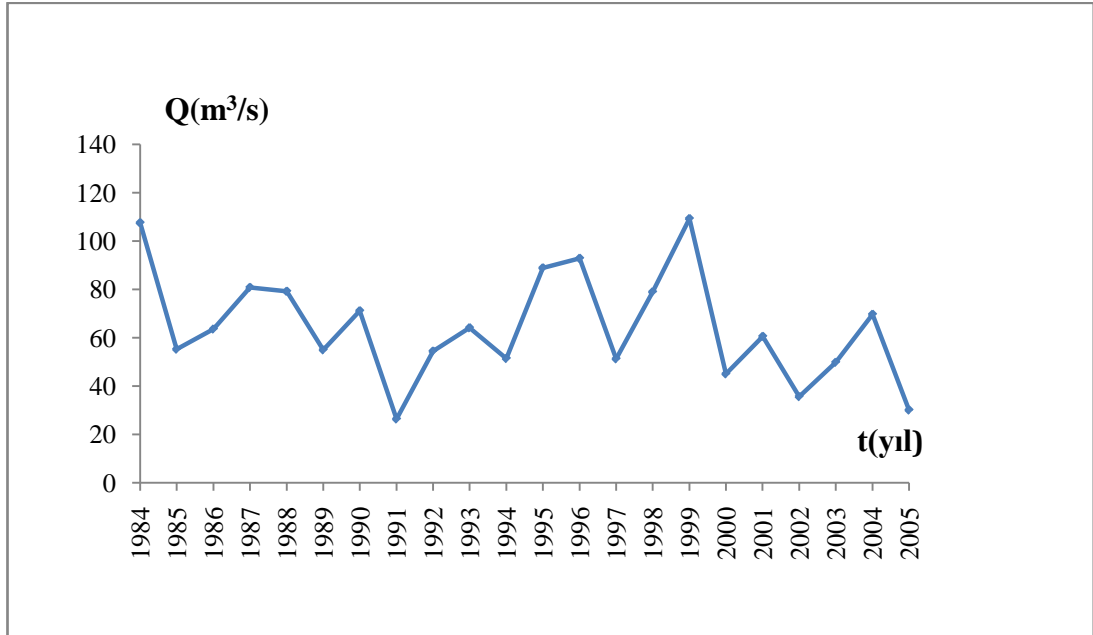
Bu nedenle Sinanhoca ve Homa istasyonlarının mevcut olan 1964-1983 yılları arasındaki veri incelendiğinde aralarında % 99.4 gibi yüksek bir korelasyon bulunmuştur. Sinanhoca istasyonunda hala sağlıklı olarak ölçüm yapılmaktadır. Bu çalışmada baraj öncesi ve sonrası akım değerleri olarak Sinanhoca yıllık akımları kullanılmıştır.

Baraj inşasının öncesi ve sonrası için kurulacak olan zaman serisi modellerinde kullanılacak 912 numaralı AGİ' ye ait akış kayıtlarından hesaplanan yıllık ortalama akım değerleri 1964 ve 1983 arası değerler Şekil 4.1' de, 1984 ve 2005 arasındaki değerler Şekil 4.2' de verilmiştir.





Şekil 4.1. Sinanhoca İstasyonu yıllık ortalama debi - zaman değişimi (1964-1983)



Şekil 4.2. Sinanhoca İstasyonu yıllık ortalama debi - zaman değişimi (1984-2005)

## 4.2. Oymapınar Barajı İnşası Öncesi İçin Kurulan Manavgat Nehri Yıllık Akım Modelleri

Manavgat nehri üzerindeki Sinanhoca İstasyonuna ait, Oymapınar Barajı inşa edilmeden önceki 20 yıllık ortalama akım verileri kullanılarak çizilen debi - zaman grafiği Şekil 4.1.'de gösterilmiştir.

Şekil 4.1.'deki grafikte trend ve sıçrama bileşenine rastlanmamaktadır. Bu nedenle süreci stasyoner kabul etmek mümkündür.

Oymapınar barajı kurulmadan önceki yıllara ait (1964-1983) Sinanhoca İstasyonu için akım ölçüm verileri ve temel istatistik parametreler aşağıda Çizelge 4.1.'de verilmektedir.

Çizelge 4.1. Sinanhoca istasyonu aylık akım istatistikleri

	Ekim	Kasım	Aralık	Ocak	Şubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran	Temmuz	Ağustos	Eylül	$\bar{x}$
ortalama	17.47	26.82	107.7	132.8	114.9	121.1	123.4	102.5	70.14	46.4	31.42	20.58	76.26
standart sapma	9.55	22.54	71.02	87.98	56.9	41.09	38.39	34.23	24.6	18.72	15.05	11.4	27.85
çarpıklık katsayısı	-0.17	1.208	0.735	0.199	0.694	0.779	-0.66	-0.73	-0.42	-0.73	-0.81	-0.44	-0.39

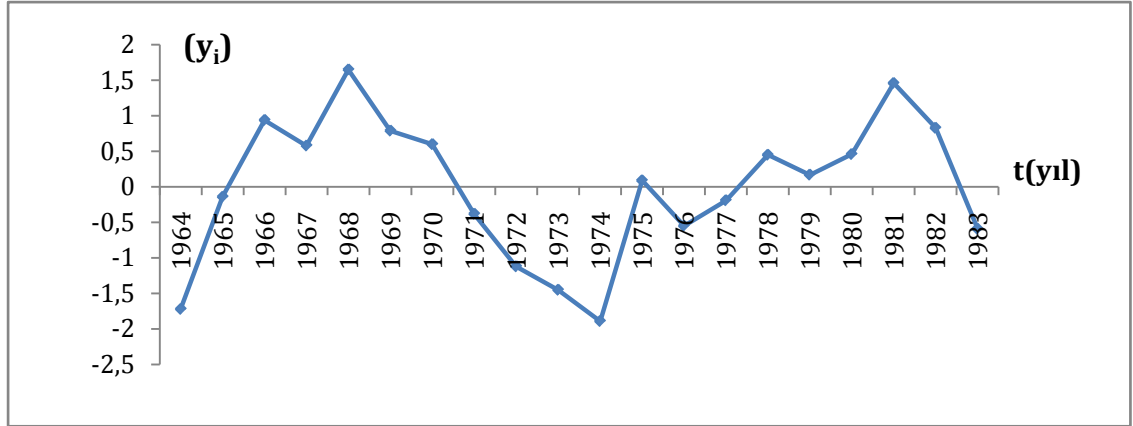
Aşağıda temel istatistik özellikleri verilmiş olan verinin modelleme yapılmadan önce normal dağılıma uyduğunun gösterilmesi için PPCC testi uygulanmıştır. Bu test için yapılmış ara hesaplar Çizelge 4.2. 'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.2. Sinanhoca İstasyonu yıllık ortalama akım verisi ve PPCC testi

No	$x_i(Q)$	$F_i$	$z_i$
1	22.09	0.031	-1.868
2	27.19	0.080	-1.403
3	34.85	0.130	-1.128
4	44.15	0.179	-0.919
5	59.47	0.228	-0.744
6	60.45	0.278	-0.589
7	65.32	0.327	-0.448
8	70.86	0.377	-0.315
9	72.14	0.426	-0.187
10	78.83	0.475	-0.062
11	81.21	0.525	0.062
12	89.18	0.574	0.187
13	89.45	0.623	0.315
14	93.01	0.673	0.448
15	93.35	0.722	0.589
16	99.01	0.772	0.744
17	100.07	0.821	0.919
18	103.18	0.870	1.128
19	118.14	0.919	1.403
20	123.40	0.969	1.868

Yukarıdaki Çizelge 4.2.'de 1'den 20'ye kadar sıralanmış 912 nolu Sinanhoca İstasyonuna ait yıllık ortalama akımlarının ( $m^3/s$ ) küçükten büyüğe sıralanmış şekli  $x_i$  olmak üzere, örnekteki her bir  $x_i$  elemanı için  $F_i$  küçük kalması olasılıkları (2.71) denklemiyle hesaplanmıştır ve bunlara karşılık gelen  $z_i$  standart normal değişken değerleri EK I'dan alınmıştır. Daha sonra  $x_i$  ve  $z_i$  arasındaki korelasyon katsayısı (2.74) ifadesiyle  $r_{x,z}=0.986$  olarak hesaplanmıştır. Bu katsayının değeri  $=0.10$  anlamlılık düzeyine ve örnekteki eleman sayısı olan  $N=20$  ye bağlı olarak EK IV'de verilen  $r_{kritik}=0.960$  değerinden büyük olduğu için bu seri PPCC testini geçer. Bunun sonucu olarak verinin normal dağılım hipotezi  $\alpha=0.10$  anlamlılık düzeyi için kabul edilebilir.

Model kurarken işlemleri basitleştirmek için,  $x_i$  akımları standart hale getirilmiştir. Şekil 4.3.'de  $x_i$  değerlerinin (2.75) denklemiyle stasyonere hale dönüştürülmüş şekli olan  $y_i$  değişkenleri ile  $t$ (yıl) değişimi gösterilmiştir.



Şekil 4.3. Stasyoner hale dönüştürülmüş serinin (y<sub>i</sub> - t) değişimi grafiği

Modellemenin gerçekleşebilmesi ve sürecin iç bağımlılığının belirlenebilmesi için sırasıyla otokorelasyon katsayıları, kısmi otokorelasyon katsayıları ve bunların korelogramı belirlenmiştir.

Çizelge 4.3. Otokorelasyon katsayıları

k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
r <sub>k</sub>	0.493	0.190	-0.019	-0.368	-0.425	-0.423	-0.288	-0.249	0.04	0.164

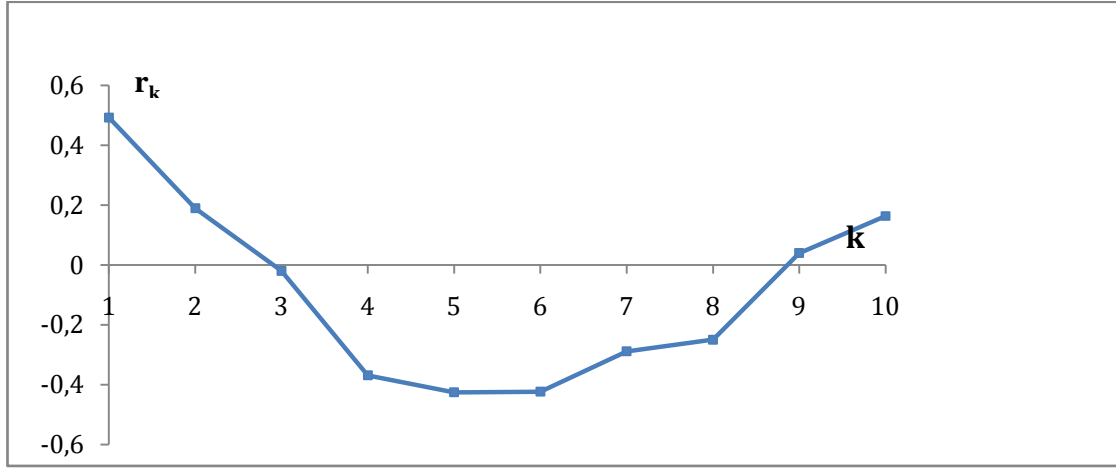
Çizelge 4.4. Kısmi otokorelasyon katsayıları

k	1	2	3	4	5
Φ <sub>k,k</sub>	0.493	-0.069	-0.113	-0.404	-0.113

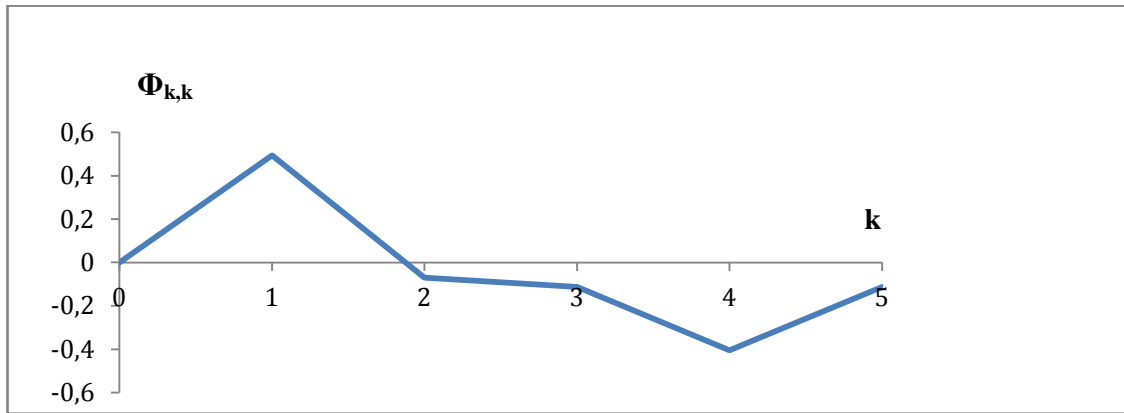
Yukarıda Çizelge 4.3.'de belirtildiği gibi otokorelasyon katsayıları k=10'a kadar daha önce verilmiş olan (2.23) denklemlle hesaplanmış ve Şekil 4.4.'de değişimi gösterilmiştir.

Çizelge 4.4.'de ise yukarıda belirtildiği gibi kısmi otokorelasyon katsayıları k=5'e kadar daha önce ifade edilmiş olan (2.64) denklemlle hesaplanmıştır. Modelin

otoregresif mertebesinin belirlenmesinde kullanılan diğer bir metot da, kısmi otokorelasyon fonksiyonudur. Çizelge 4.4' deki değerler Şekil 4.5.'de grafik olarak verilmiştir.



Şekil 4.4. Sinanhoca istasyonu (1964-1983) yıllık ortalama debisi korelogramı



Şekil 4.5. Sinanhoca istasyonu (1964-1983) yıllık ortalama debisi kısmi korelogramı

Modelin otoregresif bileşeninin p mertebesini belirlemek için kısmi otokorelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Öncelikle Çizelge 4.4'de gösterildiği gibi  $\Phi_{k,k}$  katsayıları ( $k=1,2,\dots$ ) ardışık olarak hesaplandıktan sonra bunların anlamlı derecede 0'dan farklı olup olmadıkları kontrol edilmiştir. Aşılması olasılığı  $0.05/2=0.025$  olan değer EK I'da yer alan normal dağılım tablosundan 1.96 olarak okunmuştur.

$|\Phi_{k,k}| > 1.96/\sqrt{N}$  ise  $\Phi_{k,k}$ 'nin sıfırdan farklı olduğu  $\alpha = 0.05$  anlamlılık düzeyi için kabul edilebilmektedir.

$N=20$  örnekteki eleman sayısı ve  $\sigma$  örnekleme dağılımının standart sapması olmak üzere  $\sigma = 1/\sqrt{20} = 0.224$  ve  $1.96 \cdot \sigma = 1.96 \cdot 0.224 = 0.438$  değerinden sonra 0'a yaklaşıldığı kabul edilir. Yukarıda Çizelge 4.4' de ifade edilen kısmi otokorelasyon katsayıları için  $k=2$  değerinden sonra anlamlı derecede 0'a yaklaşıldığı kabul edilebilir. Bu durumda modelin otoregresif bileşeninin  $p$  mertebesini belirlerken  $\Phi_{2,2}$  değerinde 0'a yaklaşıldığı için  $p$  mertebesi en fazla 2 alınabilir. Ayrıca kısmi korelogramda kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının güven seviyesine ait sınırları kestiği noktalar otoregresif bileşenin derecesini seçmek için önemli bir ipucu verebilmektedir.

Modelin hareketli ortalama bileşeninin  $q$  mertebesini belirlemek için korelogram yani otokorelasyon katsayıları hesaplanmıştır.  $k > q$  için  $\rho_k = 0$ 'dır.  $|r_k| > 1.96/\sqrt{N}$  ise  $r_k$ 'nin sıfırdan farklı olduğu  $\alpha=0.05$  anlamlılık düzeyi için kabul edilebilir.  $1.96/\sqrt{N} = 0.438$  değeri modelin otoregresif bileşeninin  $q$  mertebesini belirlemek için de kritik değerdir. Bu durumda  $k \geq 2$  için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının ( $r_k$ ) sıfır kabul edilebileceği görülmektedir. Modelin otoregresif bileşeninin  $q$  mertebesini belirlerken  $r_2$  değerinde 0'a yaklaşıldığı için  $q$  mertebesi de en fazla 2 alınabilir. Fakat parametre sayısının mümkün olduğunca küçük tutulup parsimoni kuralına (ARMA( $p,q$ ) modelinde  $p+q < N/15$ ) uyulması gerektiğinden  $N$  örnekteki eleman sayısı 20 olmak üzere ARMA( $p,q$ ) modeli için  $p+q < 20/15$  olduğu göz önünde bulundurulmalıdır. Parametre sayısını küçük tutmak içinse AR(1), AR(2), ARMA(1,1) ve MA(1) modellerinden birisi düşünülebilir.

#### **4.1.1. Otoregresif modeller (Markov modelleri)**

##### **4.1.1.1. 1.Mertebe Markov modeli (AR(1))**

1.mertebe Markov modeli için modeldeki  $\Phi_1$  parametresi sürecin 1 aralıklı otokorelasyon katsayısına ( $\rho_1$ ) eşittir. ( $\Phi_1 = \rho_1$ ). Buradan  $\Phi_1 = 0.4927$  değeri elde

edilmiştir. 1. mertebe Markov modeli (AR(1)) için (2.39) denkleminde parametreler yerine konulursa;

Çizelge 4.5. AR(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\varepsilon_i$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	0.702	1.013	0.122	1.361	-0.017	0.206	-0.678	-0.935	-0.896	-1.182

$\varepsilon_i$	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	1.024	-0.598	0.084	0.545	-0.05	0.376	1.238	0.111	-0.998

$y_i = 0.4927 y_{i-1} + \varepsilon_i$  şeklinde ifade edilir.  $\varepsilon_i$ , denklemden yalnız bırakılarak formülden hesaplanmış ve yukarıda Çizelge 4.5.'de gösterilmiştir. Modelin kalıntılarının varyansı,  $\varepsilon_i$  değerleri elde edildikten sonra bu değerlerden hesaplanan varyans değeridir.

$\sigma_\varepsilon^2 = 0.6248$  olarak hesaplanmıştır.

#### 4.1.1.2. 2.Mertebe Markov modeli (AR(2))

2.mertebe Markov modeli için modeldeki  $\Phi_1$  ve  $\Phi_2$  parametre değerleri, daha önce örnekten hesaplanan ve tablolaştırılan otokorelasyon değerleri  $\rho_1 = 0.4927$  ve  $\rho_2 = 0.1904$  kullanılarak daha önce ifade edilen (2.45) denklemleriyle hesaplanır.

$$\Phi_1 = 0.527$$

$$\Phi_2 = -0.069 \text{ 'dur.}$$

AR(2) modelinin denklemini; (2.44) denkleminde ifade edilmiştir.

$\Phi_1$  ve  $\Phi_2$  parametreleri (2.44) denkleminde yerine yazıldıktan sonra,

$y_i = 0.527y_{i-1} + (-0.069)y_{i-2} + \varepsilon_i$  şeklinde ifade edilir.  $\varepsilon_i$  kalıntı terimleri yalnız bırakılarak hesaplanmış ve Çizelge 4.6.'da gösterilmiştir.

Çizelge 4.6. AR(2) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\varepsilon_i$	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	0.899	0.08	1.41	-0.033	0.293	-0.643	-0.881	-0.884	-1.21	0.998

$\varepsilon_i$	13	14	15	16	17	18	19	20
	-0.732	0.109	0.513	-0.078	0.401	1.234	0.093	-0.925

Modelin kalıntılarının varyansı,  $\varepsilon_i$  değerleri elde edildikten sonra bu değerlerden hesaplanan varyans değeridir.  $\sigma_\varepsilon^2 = 0.6255$  olarak hesaplanmıştır.

#### 4.1.2.Hareketli ortalama modelleri

##### 4.1.2.1. 1.Mertebe hareketli ortalama modeli (MA(1))

1.mertebe hareketli ortalama modeli için modeldeki  $\theta_1$  regresyon katsayısı, örnekten hesaplanmış olan 1. mertebe otokorelasyon katsayısı  $\rho_1 = 0.4927$  değeri kullanılarak şu ifade ile hesaplanır. Buradaki  $|\theta_1| < 1$  koşulunu sağlamalıdır. Daha önce ifade edilen (2.53) denkleminde,  $\theta_1 = -0.842$  olarak hesaplanmıştır.

En basit hareketli ortalama modeli olan MA(1) modelinin denklemi (2.48) şeklindedir.  $\theta_1$  regresyon katsayısı yukarıdaki (2.48) denkleminde yerine yazıldıktan



sonra,  $\varepsilon_i$  kalıntı terimleri yalnız bırakılarak formülden hesaplanmış ve Çizelge 4.7.'de gösterilmiştir.

Çizelge 4.7. MA(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\varepsilon_i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	-1.717	1.301	-0.154	0.715	1.047	-0.086	0.670	-0.947	-0.326	-1.175

$\varepsilon_i$	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	-0.907	0.853	-1.272	0.882	-0.290	0.417	0.110	1.373	-0.323	-0.316

Modelin kalıntılarının varyansı,  $\varepsilon_i$  değerleri elde edildikten sonra bu değerlerde hesaplanan varyans değeridir.  $\sigma_\varepsilon^2=0.8116$  olarak hesaplanmıştır.

#### 4.1.3. Otoregresif- Hareketli ortalama modeli (ARMA(p,q))

ARMA modeli otoregresif model ile (AR modeli) hareketli ortalama modelin (MA modeli) karışımıdır.  $\Phi_1$  parametresi, örnekten hesaplanmış olan 1. mertebe otokorelasyon katsayısı  $\rho_1=0.4927$  ve 2. mertebe otokorelasyon katsayısı  $\rho_2=0.1904$  değerleri kullanılarak  $\rho_2 = \Phi_1\rho_1$  ifadesiyle sürecin otoregresif kısmına ait regresyon katsayısı  $\Phi_1=0.3864$  olarak hesaplanmıştır. Elde edilen değerler (2.56) denkleminde yerine yazıldığında  $\theta_1 = -0.1409$  değeri bulunur. Buradan elde edilen regresyon katsayıları, en basit ARMA modeli olan ARMA(1,1) modeli için ifade edilen (2.55) denkleminde yerine yazılırsa;

$$y_i = 0.3864y_{i-1} + \varepsilon_i - (-0.1409\varepsilon_{i-1})$$

ifadesi elde edilmiş olur. Buradan  $\varepsilon_i$  kalıntı terimleri yalnız bırakılarak hesaplanmış ve Çizelge 4.8.'de gösterilmiştir.

Çizelge 4.8. ARMA(1,1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\varepsilon_i$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	0.519	0.924	0.092	1.41	-0.040	0.296	-0.656	-0.883	-0.891	-1.210

$\varepsilon_i$	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.993	-0.728	0.127	0.507	-0.073	0.405	1.23	0.093	-0.923

Modelin kalıntılarının varyansı,  $\varepsilon_i$  değerleri elde edildikten sonra bu değerlerden hesaplanan varyans değeridir.  $\sigma_\varepsilon^2 = 0.5757$  olarak hesaplanmıştır.

Oymapınar Barajı inşa edilmeden önce ölçülmüş Sinanhoca İstasyonuna ait verilerin Otoregresif, Hareketli ortalama ve Otoregresif-Hareketli ortalama modellerinin parametrelerinin hesap sonuçları Çizelge 4.9.'da verilmiştir.

Çizelge 4.9. Baraj öncesi Sinanhoca AGİ yıllık ortalama akışları (AR), (ARMA) ve (MA) model parametreleri

	AR(1)	AR(2)	MA(1)	ARMA(1,1)
$\phi_1$	0.4927	0.527	-	0.3864
$\phi_2$	-	-0.069	-	-
$\theta_1$	-	-	-0.842	-0.1409

ARMA(p,q) modelleri arasından uygun olan modeli belirlerken Akaike informasyon kriteri (AIC) testi uygulanmıştır. AIC değerleri, daha önce belirlenmiş olan modellere ait bağımsız rastgele değişkenlerin (kalıntıların) varyanslarının kullanılmasıyla hesaplanmaktadır.

Belirlenmiş olan her bir modele ait AIC değerleri;

$$\text{AR}(1) \text{ modeli için} \quad \text{AIC}(1,0)=20.\text{Ln}(0.624859)+2.(1+0)= -7.404 \quad (4.1)$$

$$\text{AR}(2) \text{ modeli için} \quad \text{AIC}(2,0)=20.\text{Ln}(0.625505)+2.(2+0)= -5.384 \quad (4.2)$$

$$\text{MA}(1)\text{modeli için} \quad \text{AIC}(0,1)=20.\text{Ln}(0.811587)+2.(0+1)= -2.175 \quad (4.3)$$

$$\text{ARMA}(1,1) \text{ modeli için} \quad \text{AIC}(1,1)=20.\text{Ln}(0.575747)+2.(1+1)= -7.042 \quad (4.4)$$

Hesaplanan değerlerden minimum şartını sağlayan model en uygun olanıdır. Hesap verilerine göre AR(1) modeli minimum şartını sağlamaktadır.

Süreci bu modelin temsil edebilmesi için kalıntı terimlerinin (bağımsız rastgele değişkenlerin) bağımsız olması gerekmektedir. Kalıntı terimlerinin bağımsızlık testi için Portmanteau testi uygulanmıştır.

Üzerinde çalışılan bütün modeller için kalıntı değerlerinin ( $\varepsilon_i$ ) otokorelasyon katsayıları( $r_\varepsilon$ )<sub>k</sub> hesap sonuçları Çizelge 4.10.'da gösterilmiştir.

Çizelge 4.10. Kalıntı değerlerinin ( $\varepsilon_i$ ) otokorelasyon katsayıları  $(r_\varepsilon)_k$  hesap sonuçları

	k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AR(1)	$(r_\varepsilon)_k$	0.164	0.152	0.098	-0.190	-0.221	-0.260	-0.137	-0.44	0.04	-0.006
AR(2)	$(r_\varepsilon)_k$	0.079	0.168	0.020	-0.197	-0.228	-0.246	-0.069	-0.406	0.059	0.011
MA(1)	$(r_\varepsilon)_k$	-0.279	0.303	-0.071	-0.215	-0.041	-0.330	0.077	-0.250	0.073	0.156
ARMA (1,1)	$(r_\varepsilon)_k$	0.114	0.169	0.078	-0.197	-0.207	-0.271	-0.1	-0.431	0.012	0.054

Portmanteau testi için, Çizelge 4.10.'de gösterildiği gibi her bir modelin kalıntılarının otokorelasyon katsayıları  $(r_\varepsilon)_k$  denklem (2.23)'den hesaplandıktan sonra  $M=10$  adım için  $Q$  değerleri denklem (2.69)' dan elde edilmiştir. Bu değerler ve %10 anlamlılık düzeyi için EK II'deki tablodan okunan  $\chi^2(1-p-q)$  değerleri Çizelge 4.11.'de verilmiştir.

Çizelge 4.11. (1963-1984) yılları arası Manavgat nehri yıllık debi modelleri için Portmanteau test değerleri

Model tipi	AR(1)	AR(2)	MA(1)	ARMA(1,1)
Q	8.583	7.185	8.601	8.039
$\chi^2(1-p-q)$	14.68	13.36	14.68	13.36

Örnekteki  $N$  eleman sayısı 20 olmak üzere %10 anlamlılık düzeyinde EK II' deki  $\chi^2$  dağılım tablosundan okunan değerlerden bütün modellerin bağımsızlık testini geçtiği söylenebilir. Akaike Bilgi Kriterine göre en uygun model AR(1) modeli olduğuna göre modelin kalıntılarının normal dağılıma uyup uymadığı PPCC testiyle kontrol edilmelidir.

Çizelge 4.12. AR(1) modeli kalıntıları için PPCC

i	$\varepsilon_i$	$F_i$	$z_i$
2	-1.182	0.032	-1.846
3	-0.998	0.084	-1.376
4	-0.935	0.136	-1.100
5	-0.896	0.188	-0.884
6	-0.678	0.240	-0.705
7	-0.598	0.292	-0.547
8	-0.050	0.344	-0.401
9	0.017	0.396	-0.263
10	0.084	0.448	-0.130
11	0.111	0.500	0.000
12	0.122	0.552	0.130
13	0.206	0.604	0.263
14	0.376	0.656	0.401
15	0.545	0.708	0.547
16	0.702	0.760	0.705
17	1.012	0.812	0.884
18	1.024	0.864	1.100
19	1.238	0.915	1.376
20	1.361	0.967	1.846

Çizelge 4.12.'de ifade edilen  $\varepsilon_i$  kalıntı (bağımsız rastgele değişken) değerleriyle  $z_i$  standart normal değişken değerleri arasındaki korelasyon katsayısı  $r_{(\varepsilon_i z_i)}=0.9818$  bulunmuştur. Bu değer  $\alpha = 0.10$  anlamlılık düzeyine ve örnekteki eleman sayısı olan  $N=19$ 'a bağlı olarak EK IV'de verilen  $r_{\text{kritik}}=0.960$  değerinden büyük olduğu için AR(1) modeli kalıntıları serisi PPCC testini geçer.

## 4.2. Oymapınar Barajı İnşası Sonrası İçin Kurulan Manavgat Nehri Yıllık Akım Modelleri

Yıllık akım serilerini modellerken öncelikle sıçrama ve trend bileşenlerine bakılması gerektiğinden bahsedilmişti. Bunun tespiti için; Manavgat Nehri üzerindeki Sinanhoca İstasyonuna ait, Oymapınar Barajı inşa edildikten sonraki 22 yıllık ortalama akım verileri kullanılarak çizilen debi zaman grafiği Şekil 4.2.'de gösterilmiştir.

Şekil 4.2.'deki grafikte trend ve sıçrama bileşenine rastlanmadığından süreci stasyoner kabul etmek mümkündür.

Oymapınar Barajı kurulduktan sonraki yıllara ait (1984-2005) Sinanhoca İstasyonu için akım ölçüm verileri ve temel istatistik parametreler aşağıda Çizelge 4.13.'de verilmektedir.

Çizelge 4.13. Sinanhoca istasyonu aylık akım istatistikleri

	ekim	kasım	aralık	ocak	şubat	mart	nisan	mayıs	haziran	temmuz	ağustos	eylül	$\bar{x}$
ortalama	11.8	42.87	92.53	90.31	97.46	101.2	114.4	93.78	58.33	37.57	22.51	12.55	62.56
standart sapma	14	44.3	66.1	52.9	56.14	37.55	36.85	35.99	21.01	16.71	13.98	10.95	20.46
çarpıklık katsayısı	2.3	1.25	0.76	0.48	1.83	0.044	0.155	0.34	0.119	0.032	0.379	0.854	0.309

Yukarıda temel istatistik özellikleri verilmiş olan verinin modelleme yapılmadan önce normal dağılıma uyduğunun gösterilmesi için PPCC testi uygulanmıştır. Bu test için yapılmış ara hesaplar Çizelge 4.14. 'de gösterilmektedir.

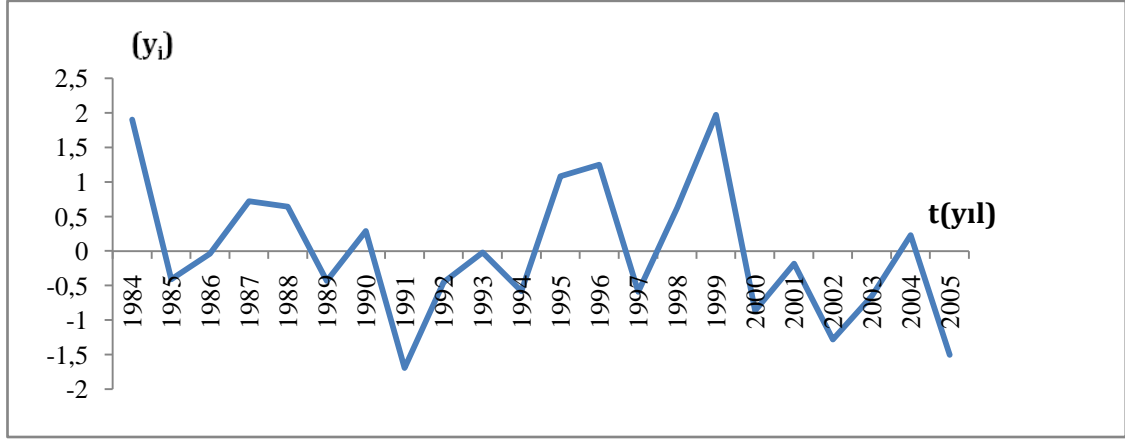
Çizelge 4.14. Sinanhoca istasyonu yıllık ortalama akım verisi ve PPCC testi

No	$x_i$ (Q)	$F_i$	$z_i$
1	26.35	0.028	-1.910
2	30.16	0.073	-1.453
3	35.62	0.118	-1.185
4	45.04	0.163	-0.982
5	49.88	0.208	-0.814
6	51.36	0.253	-0.666
7	51.41	0.298	-0.531
8	54.44	0.343	-0.405
9	54.97	0.388	-0.285
10	55.32	0.432	-0.170
11	60.54	0.477	-0.056
12	63.58	0.522	0.056
13	64.09	0.567	0.170
14	69.77	0.612	0.285
15	71.18	0.657	0.405
16	78.97	0.702	0.531
17	79.18	0.747	0.666
18	80.88	0.792	0.814
19	88.93	0.837	0.982
20	92.91	0.882	1.185
21	107.59	0.927	1.453
22	109.26	0.972	1.910

Çizelge 4.14.'de 1'den 22'ye kadar sıralanmış 912 nolu Sinanhoca İstasyonunun (1984-2005) yıllarına ait yıllık ortalama akımlarının ( $m^3/s$ ) küçükten büyüğe sıralanmış şekli  $x_i$  olmak üzere; örnekteki her bir  $x_i$  elemanı için  $F_i$  küçük kalması olasılıkları (2.71) denklemiyle hesaplanmış ve bunlara karşılık gelen  $z_i$  standart normal değişken değerleri EK I'da bulunan tabloda yer almıştır. Daha sonra  $x_i$  ve  $z_i$  arasındaki korelasyon katsayısı (2.74) ifadesiyle  $r_{x,z}=0.988$  olarak hesaplanmıştır.

Bu değer mutlak değeri 0 ile 1 arasında olup değer yüksek çıkması, aralarındaki doğrusal bağımlılığın kuvvetliliğinden kaynaklanmaktadır. Bu katsayının değeri  $\alpha=0.10$  anlamlılık düzeyine ve örnekteki eleman sayısı olan  $N=22$  ye bağlı olarak EK IV'deki tabloda verilen  $r_{kritik}=0.963$  değerinden büyük olduğu için bu seri PPCC testini geçer. Bunun sonucu olarak normal dağılım hipotezi  $\alpha=0.10$  anlamlılık düzeyi için kabul edilebilir ve modellemede orijinal serinin kullanılması uygun olacaktır.

$x_i$  akımları standart hale getirilmiştir. Şekil 4.7.'de  $x_i$  değerlerinin (2.75) denklemiyle stasyonere hale dönüştürülmüş şekli olan  $y_i$  değişkenleri ile  $t$ (yıl) değişimi gösterilmektedir.



Şekil 4.7. Stasyonere hale dönüştürülmüş serinin ( $y_i - t$ ) değişimi grafiği

Model parametrelerine geçebilmek için sürecin iç bağımlılığının belirlenmesi gerekmektedir. Sürecin iç bağımlılığı için sırasıyla otokorelasyon katsayıları, kısmi otokorelasyon katsayıları ve bunların korelogramı belirlenmiştir.

Çizelge 4.15.'de belirtildiği gibi otokorelasyon katsayıları  $k=10$ 'a kadar daha önce ifade edilmiş olan (2.23) denklemiyle hesaplanmıştır.

Çizelge 4.16.'da belirtildiği gibi kısmi otokorelasyon katsayıları  $k=10$ 'e kadar daha önce ifade edilmiş olan (2.64) denklemiyle hesaplanmıştır.

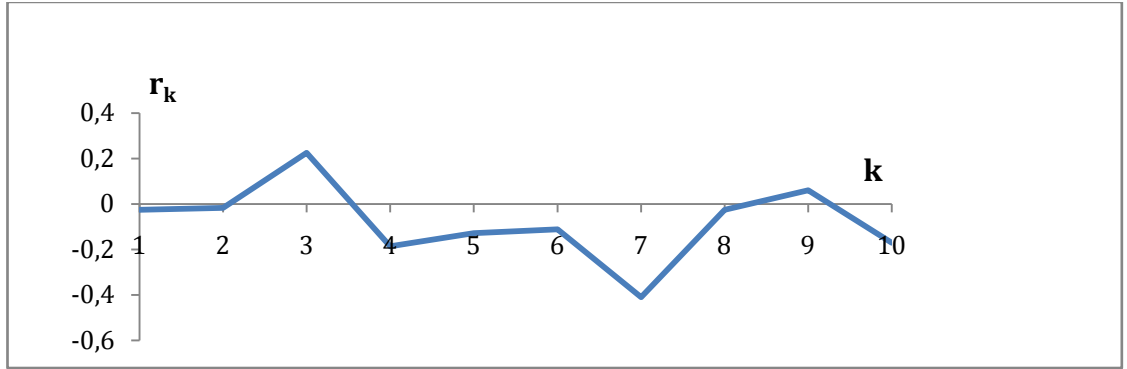
Çizelge 4.15. Otokorelasyon katsayıları

k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$r_k$	-0.026	-0.017	0.225	-0.186	-0.129	-0.111	-0.410	-0.025	0.06	-0.171

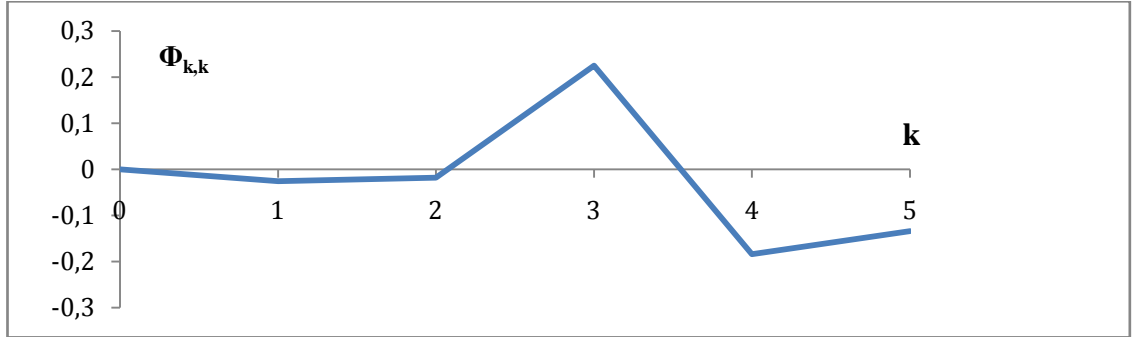


Çizelge 4.16. Kısmi otokorelasyon katsayıları

k	1	2	3	4	5
$\Phi_{k,k}$	-0.026	-0.018	0.225	-0.184	-0.134



Şekil 4.8. Sinanhoca İstasyonu (1984-2005) yıllık ortalama debisi korelogramı



Şekil 4.8. Sinanhoca İstasyonu (1984-2005) yıllık ortalama debisi kısmi korelogramı

Modelin otoregresif bileşeninin p mertebesini belirlemede kısmi otokorelasyon katsayıları yardımcı olmaktadır. Otokorelasyon katsayıları ( $\Phi_{k,k}$ ) ( $k=1,2,\dots$ ) ardışık olarak hesaplandıktan sonra bunların anlamlı derecede 0'dan farklı olup olmadıkları kontrol edilir. Öncelikle bu durumun kontrolü için  $\alpha = 0.05$  anlamlılık düzeyi için iki uçlu bir test yapılırsa EK I'da yer alan normal dağılım tablosundan aşılması olasılığı  $0.05/2=0.025$  olan değer enterpolasyon (ara değer hesaplama yöntemiyle) 1.96 olarak okunmaktadır.

N örnekteki eleman sayısı 22 olmak üzere  $|\Phi_{k,k}| > 1.96/\sqrt{N}$  ise sıfırdan farklı olduğu 0.05 anlamlılık düzeyinde kabul edilebilir. Bu denklemde N eleman sayısı yerine konursa  $1.96/\sqrt{22}=0.418$  değerinden sonra 0'a yaklaşıldığı kabul edilebilir. Yukarıda Çizelge 4.16'da ifade edilen kısmi otokorelasyon katsayıları için  $k=1$  itibariyle anlamlı derecede 0'a yaklaşıldığı kabul edilebilir. Bu durumda modelin otoregresif bileşeninin p mertebesi küçük tutulabilir. Modelin hareketli ortalama bileşeninin q mertebesini belirlemek içinse korelogram yani otokorelasyon katsayıları dikkate alınmaktadır.  $1.96/\sqrt{22}=0.418$  değeri modelin otoregresif bileşeninin q mertebesini belirlemek için de kritik değerdir. Bu durumda  $k \geq 1$  için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının ( $r_k$ ) sıfır kabul edilebileceği görülmektedir ve modelin otoregresif bileşeninin q mertebesinin 1 alınması düşünülebilir. Modeldeki parametre sayısının mümkün olduğunca küçük tutulup parsimoni kuralına (ARMA(p,q) modelinde  $p+q < N/15$ ) uyulması gerektiğinden N örnekteki eleman sayısı 22 olmak üzere ARMA(p,q) modeli için  $p+q < 22/15$  olduğu göz önünde bulundurulmalıdır.

#### **4.2.1. Otoregresif modeller (Markov modelleri)**

##### **4.2.1.1. 1.Mertebe Markov modeli (AR(1))**

1.mertebe Markov modeli için modeldeki  $\Phi_1$  parametresi sürecin 1 aralıklı otokorelasyon katsayısına ( $\rho_1$ ) eşittir. ( $\Phi_1 = \rho_1$ ). Buradan  $\Phi_1 = -0.0263$  değeri elde edilmiştir. 1 mertebe Markov modeli (AR(1) modeli için (2.39) denkleminde parametreler yerine konulursa;

Çizelge 4.17. AR(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\epsilon_i$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	-0.361	-0.056	0.719	0.664	-0.409	0.279	-1.685	-0.495	0.035	-0.58	1.061

$\epsilon_i$	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
	1.28	-0.553	0.620	1.992	-0.814	0.203	-1.287	-0.685	0.211	-1.518

$y_i = -0.0263 y_{i-1} + \epsilon_i$  şeklinde ifade edilir.  $\epsilon_i$ , denklemden yalnız bırakılarak formülden hesaplanmış ve yukarıda Çizelge 4.17.'de gösterilmiştir. Modelin kalıntılarının varyansı,  $\sigma_\epsilon^2 = 0.8601$  olarak hesaplanmıştır.

#### 4.2.1.2. 2.Mertebe Markov Modeli (AR(2))

2.mertebe Markov modeli için modeldeki  $\Phi_1$  ve  $\Phi_2$  parametre değerleri, daha önce örnekten hesaplanan ve tablolaştırılan otokorelasyon değerleri  $\rho_1 = -0.0263$  ve  $\rho_2 = -0.0174$  kullanılarak (2.45) denklemiyle hesaplanmıştır.

$$\Phi_1 = -0.0268$$

$$\Phi_2 = -0.0181 \text{ 'dir.}$$

AR(2) modelinin denklemi (2.44) ifadesinde belirtildiği gibidir.

$\Phi_1$  ve  $\Phi_2$  parametreleri (2.44) denkleminde yerine yazıldıktan sonra,  $\varepsilon_i$  kalıntı terimleri yalnız bırakılarak formülden hesaplanmış ve aşağıdaki Çizelge 4.18.'de gösterilmiştir.

Çizelge 4.18. AR(2) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\varepsilon_i$	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	-0.022	0.711	0.663	-0.396	0.291	-1.693	-0.49	-0.066	0.593	1.06	1.27

$\varepsilon_i$	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
	-0.533	0.642	1.982	-0.801	-0.168	-1.3	-0.689	0.187	0.187	-1.53

Modelin kalıntılarının varyansı,  $\varepsilon_i$  değerleri elde edildikten sonra bu değerlerden hesaplanan varyans değeridir.  $\sigma_\varepsilon^2 = 0.9011$  olarak hesaplanmıştır.

## 4.2.2. Hareketli ortalama modelleri

### 4.2.2.1. 1.Mertebe Hareketli Ortalama Modeli (MA(1))

1.mertebe hareketli ortalama modeli için modeldeki  $\theta_1$  regresyon katsayısı, örnekten hesaplanmış olan 1. mertebe otokorelasyon katsayısı  $\rho_1 = -0.0263$  değeri kullanılarak daha önce ifade edilen (2.53) denklemi ile hesaplanır.  $\theta_1 = 0.0264$  olarak hesaplanmıştır.

En basit hareketli ortalama modeli olan MA(1) modelinin denklemi; (2.48) ifadesinde belirtildiği gibidir.  $\theta_1$  regresyon katsayısı (2.48) denkleminde yerine yazıldıktan sonra,  $\varepsilon_i$  kalıntı terimleri yalnız bırakılarak formülden hesaplanmış ve Çizelge 4.19.' de gösterilmiştir. Modelin kalıntılarının varyansı,  $\sigma_\varepsilon^2 = 0.9992$  olarak hesaplanmıştır.

Çizelge 4.19. MA(1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\varepsilon_i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	1.901	-0.361	-0.055	0.718	0.664	-0.41	0.28	1.68	-0.49	-0.04	-0.58

$\varepsilon_i$	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
	1.061	1.28	-0.553	0.621	1.992	-0.813	-0.202	-1.288	-0.686	0.21	-1.519

#### 4.2.3. Otoregresif- Hareketli ortalama modeli (Arma(p,q))

ARMA modelinin otoregresif model ile (AR modeli) hareketli ortalama modelin (MA modeli) karışımıdır.  $\Phi_1$  parametresi, örnekten hesaplanmış olan 1. mertebe otokorelasyon katsayısı  $\rho_1 = -0.0263$  ve 2. mertebe otokorelasyon katsayısı  $\rho_2 = -0.0174$  değerleri kullanılarak  $\rho_2 = \Phi_1 \rho_1$  ifadesiyle sürecin otoregresif kısmına ait regresyon katsayısı  $\Phi_1 = 0.6616$  olarak hesaplandı. Elde edilen değerler (2.56) denkleminde yerine yazıldığında  $\theta_1 = 0.6889$  değeri elde edilmiştir. Buradan elde edilen regresyon katsayıları, en basit ARMA modeli olan ARMA(1,1) modeli için ifade edilen (2.55)

denkleminde yerine yazılıp,  $\varepsilon_i$  kalıntı terimleri yalnız bırakılarak hesaplanmış ve Çizelge 4.20.'de gösterilmiştir.

Çizelge 4.20. ARMA(1,1) modeli için hesaplanmış olan kalıntı terimleri

$\varepsilon_i$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	-1.669	-0.923	0.114	0.247	-0.683	0.102	-1.815	-0.58	-0.125	-0.655

$\varepsilon_i$	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
	1.011	1.237	-0.563	0.636	1.993	-0.8	-0.158	-1.272	-0.68	0.191	-1.54

Modelin kalıntılarının varyansı,  $\sigma_\varepsilon^2=0.9082$  olarak hesaplanmıştır.

Çizelge 4.21. Baraj sonrası Sinanhoca AGİ yıllık ortalama akışları (AR), (ARMA) ve (MA) model parametreleri

	AR(1)	AR(2)	MA(1)	ARMA(1,1)
$\phi_1$	-0.0263	-0.0268	-	0.6616
$\phi_2$	-	-0.0181	-	-
$\theta_1$	-	-	0.0264	0.6889

Çizelge 4.21'de Oymapınar barajı inşa edildikten sonra ölçülmüş Sinanhoca istasyonuna ait verilerin Otoregresif, Hareketli ortalama ve Otoregresif-Hareketli ortalama modellerinin parametrelerinin hesap sonuçları verilmiştir. Yukarıda anlatılan modeller arasından uygun olan modelin belirlenebilmesi için parsimoni kuralına uymak gerektiği ve bu kuralı uygulamak için de Akaike Bilgi Kriteri (AIC) testininin

uygulanması gerektiği daha önceki konularda ifade edilmişti. AIC değerleri, modellere ait bağımsız rastgele değişkenlerin (kalıntıların) varyanslarının kullanılmasıyla elde edilmektedir.

Belirlenmiş olan her bir modele ait AIC değerleri;

$$\text{AR}(1) \text{ modeli için} \quad \text{AIC}(1,0)=22.\text{Ln}(0.860138)+2.(1+0)= -1.3146 \quad (4.5)$$

$$\text{AR}(2) \text{ modeli için} \quad \text{AIC}(2,0)=22.\text{Ln}(0.901134)+2.(2+0)= 1.710 \quad (4.6)$$

$$\text{MA}(1) \text{ modeli için} \quad \text{AIC}(0,1)=22.\text{Ln}(0.999209)+2.(0+1)= 1.9825 \quad (4.7)$$

$$\text{ARMA}(1,1) \text{ modeli için} \quad \text{AIC}(1,1)=22.\text{Ln}(0.90823)+2.(1+1)= 1.8823 \quad (4.8)$$

Hesap verilerine göre AR(1) modeli parsimoni kuralına uyarak minimum şartını sağlamaktadır. Süreci bu modelin temsil edebilmesi için kalıntı terimlerinin (bağımsız rastgele değişkenlerin) bağımsız olması gerekmektedir. Kalıntı terimlerinin bağımsızlık testi için Portmanteau testi uygulanmıştır.

Portmanteau testi için, Çizelge 4.22.'de gösterildiği gibi her bir modelin kalıntılarının otokorelasyon katsayıları  $(r_\varepsilon)_k$  denklem (2.23)'den hesaplandıktan sonra  $M=10$  adım için Q değerleri denklem (2.69)'dan elde edilmiştir. Bu değerler ve %10 anlamlılık düzeyi için EK II' deki tablodan okunan  $\chi^2(1-p-q)$  değerleri Çizelge 4.23.'de verilmiştir.

AR(1) modeli için kalıntı değerlerinin  $(\varepsilon_t)$  otokorelasyon katsayıları hesap sonuçları aşağıda Çizelge 4.22.' de gösterilmiştir.

Çizelge 4.22. Kalıntı değerlerinin ( $\varepsilon_i$ ) otokorelasyon katsayıları ( $r_{\varepsilon}$ )<sub>k</sub> hesap sonuçları

	k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AR(1)	( $r_{\varepsilon}$ ) <sub>k</sub>	0.035	-0.009	0.186	-0.3	-0.119	-0.18	-0.31	0.017	0.075	-0.128
AR(2)	( $r_{\varepsilon}$ ) <sub>k</sub>	0.041	0.014	0.196	-0.311	-0.123	-0.217	-0.323	0.011	0.068	-0.106
MA(1)	( $r_{\varepsilon}$ ) <sub>k</sub>	-0.003	-0.011	0.219	-0.186	-0.137	-0.127	-0.41	-0.033	0.054	-0.158
ARMA (1,1)	( $r_{\varepsilon}$ ) <sub>k</sub>	0.051	-0.018	0.2	-0.182	-0.046	-0.034	-0.299	-0.036	0.005	-0.282

Çizelge 4.23. (1984-2005) yılları arası Manavgat nehri yıllık debi modelleri için Portmanteau test değerleri

Model tipi	AR(1)	AR(2)	MA(1)	ARMA(1,1)
Q	6.401	7.03	6.936	5.497
$\chi^2(1-p-q)$	14.68	13.36	14.68	13.36

Örnekteki N eleman sayısı 22 olmak üzere %10 anlamlılık düzeyinde EK II'deki  $\chi^2$  dağılım tablosundan okunan değerlerden bütün modellerin bütün modellerin bağımsızlık testini geçtiği söylenebilir.

Akaike bilgi kriterine göre en uygun model AR(1) modeli olduğuna göre modelin kalıntılarının normal dağılıma uyup uymadığı PPCC testiyle kontrol edilmelidir.



Çizelge 4.24. AR(1) modeli kalıntıları için PPCC testi

i	$\varepsilon_i$	$F_i$	$z_i$
2	-1.685	0.029	-1.889
3	-1.518	0.076	-1.429
4	-1.287	0.123	-1.157
5	-0.814	0.17	-0.952
6	-0.686	0.218	-0.780
7	-0.585	0.265	-0.629
8	-0.553	0.312	-.491
9	-0.495	0.359	-0.362
10	0.409	0.406	-0.238
11	-0.361	0.453	-0.118
12	-0.203	0.500	0.000
13	-0.056	0.547	0.118
14	0.035	0.594	0.238
15	0.211	0.641	0.362
16	0.279	0.688	0.491
17	0.62	0.735	0.629
18	0.664	0.782	0.780
19	0.719	0.829	0.952
20	1.06	0.876	1.157
21	1.28	0.923	1.429
22	1.99	0.97	1.889

Çizelge 4.24.'de ifade edilen  $\varepsilon_i$  kalıntı (bağımsız rastgele değişken) değerleriyle  $z_i$  standart normal değişken değerleri arasındaki korelasyon katsayısı  $r_{(\varepsilon_i z_i)} = 0.990$  bulunmuştur. Bu değer  $\alpha=0.10$  anlamlılık düzeyine ve örnekteki eleman sayısı olan  $N=21$ 'e bağlı olarak EK IV' de yer alan tabloda verilen  $r_{\text{kritik}} = 0.963$  değerinden büyük olduğu için AR(1) modeli kalıntıları serisi PPCC testini geçer.

## 5. SONUÇLAR

Bir akarsu üzerinde baraj yapılması durumunda bölgede iklim koşullarının baraj haznesi tarafından etkilenebileceği çok sayıda araştırmacı tarafından öne sürülmüştür. İklimde yerel olarak meydana gelebilecek bu değişikliğe farklı açılardan bakılabilir. Bu tip yerel etkiyi incelemek üzere bu çalışmada Manavgat Çayı üzerinde kurulmuş olan Oymapınar baraj haznesinin bölge iklimi üzerindeki muhtemel etkisi incelenmiştir. Bu amaçla baraj yapımından önce ve sonraki yıllara ait akımların zaman serileri kullanılarak stokastik modelleri kurulmuş; her iki zaman serisinde meydana gelen değişimler araştırılmıştır. Buna göre elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibi sıralanabilir:

1. Oymapınar Barajının inşasından önce 912 numaralı Sinanhoca AGİ'ye ait 20 yıllık ortalama akım değerlerinin baraj inşasından sonra ölçülmüş 22 yıllık ortalama değerlerle temel istatistiksel özellikleri karşılaştırıldığında ortalama debinin %18 ve standart sapmanın % 26.5 azaldığı, görülmüştür. Buna göre, akımda azalma meydana gelmiş ve değişim aralığı daralmıştır.
2. Baraj öncesi çarpıklık katsayısı -0.39 iken baraj sonrasında 0.31 olmuş; buna göre akımın olasılık dağılımının sola doğru uzayan kuyruğu sağa doğru yönelmiştir. Ancak bu değişime rağmen iki serinin de Normal dağılıma uyduğu gözlenmiştir. Bu nedenle modelleme öncesinde iki seriye de dönüşüm uygulanmamıştır.
3. Baraj inşasından önceki döneme ait verilerin birinci ve ikinci mertebe iç bağımlılık katsayıları  $r_1=0.493$ ,  $r_2=0.190$  iken baraj sonrasında  $r_1=-0.026$ ,  $r_2=-0.017$  olarak hesaplanmıştır. Buna göre; ardışık yıllar arasındaki bağımlılığın baraj yapımından sonrası azaldığı, hatta ortadan kalktığını göstermektedir.
4. Baraj yapımı öncesi ve sonrası için ayrı ayrı yapılan modelleme çalışmaları ve uygunluk testleri sonunda iki veri kümesine de en iyi uyum modelin AR(1) olduğu belirlenmiştir.

## 6. KAYNAKLAR

- AĞIRALIOĞLU, N., 2007. Baraj planlama ve tasarımı. Su vakfi yayınları, İstanbul, 246ss.
- AKAR, T., 2000. Akarsu askı maddesi debilerinin zaman serileriyle modellenmesi ve hazne ölü hacim tahmini. Doktora Tezi, İstanbul Teknik Üniversitesi, İstanbul, 102 ss.
- BACANLI, Ü.G., BARAN, T. 2004. Stokastik modellerde yıllık akım verilerinde uygunluk kriterlerinin değerlendirilmesi. IV Ulusal Hidroloji Kongresi, 23-25 Haziran, İstanbul, Türkiye, 215-225.
- BACANLI, Ü.G., BARAN, T. 2006. İ.M.O. Teknik dergi, 264,3987-4002
- BARTLETT, M.S. 1946. On the theoretical specification of sampling properties of autocorrelated time series, Royal Statistical Society J., Ser. B, 8,27-41.
- BATALLA, R., GOMEZ, C., KONDOLF, G.M. 2004. Reservoir-induced hydrology changes in the Ebro River basin. Journal of Hydrology, 117-136.
- BAYAZIT, M., 1981. Hidrolojide istatistik yöntemler. İstanbul Teknik Üniversitesi yayınları, İstanbul, 223 ss.
- BAYAZIT, M., 1996. İnşaat Mühendisliğinde Olasılık Yöntemleri. İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi Matbaası, 245 ss.
- BAYAZIT, M., 1997. Biriktirme Haznelerinin Tasarımı ve İşletilmesi. İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi Matbaası, 200 ss.
- BAYAZIT, M., 1998. Hidrolojik Modeller. İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi Matbaası, 228 ss.
- BOX, G.E.P., MULLER, M.E. 1958. A note on the generation of normal deviates. Ann.Math.Stat., 28 pp, 610-611.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G.M. 1976. Time series analysis, forecasting and control. Holdenday, Revised Edition, San Fransisco, 575p.
- BÜYÜKYILDIZ, M., 2004. Orta Anadolu Kapalı Havzasının yıllık ortalama akımlarının stokastik modellenmesi. S.Ü. Mühendislik-Mimarlık Fak. Dergisi, c.19, s.1.
- CHOW, V.T., 1964. Handbook of applied hydrology. McGraw-Hill, New York, Sect8-I.
- CIĞIZOĞLU, H.K., BAYAZIT, M., ÖNÖZ, B., YILDIZ, M., MALKOÇ, Y. 2004. Türkiye nehirleri taşkın, ortalama, düşük akımlarındaki trendler, İstanbul, 265ss.

- ÇAKMAK, Ö., TEMİZ, Ö., BARAN, T. 2010. Dicle Havzası Billoris AGİ yıllık ve aylık akımları stokastik modellemesi. VI Ulusal Hidroloji Kongresi, 22-24 Eylül, Pamukkale Ün. Denizli, 1033 ss.
- ÇEVİK, O. ve YÜREKLİ, K. 2003. Mevsimsel ARIMA modeli kullanılarak Yeşilırmak Nehri aylık akım serisinin modellenmesi. Tarım Bilimleri Dergisi, 9(3):261-268.
- ÇOBANER, M., ÇETİN, M., YURTAL, R. 2005. Nehir akımlarının deterministik ve stokastik özelliklerinin incelenmesi. Ç.Ü. Müh-Mim. Fak. Dergisi, 1019-1011, c.20, s.1.
- ELEKTRİK İŞLERİ ETÜD İDARESİ (EİE), Hidrolojik çalışmalar, Akarsu havzaları <http://www.eie.gov.tr/turkce/hidroloji/09oakdeniz.html>
- HİPEL, K.W., MCLEOD, A.I. and LENNOX, W.C. 1977. Advances in Box-Jenkins Modeling. 1. Model construction. Water Resources Research, 13(3): 567-575.
- JANACEK, G. and SWIFT, L. 1993. Time series forecasting, simulation, application. Ellis Horwood, New York, 333 ss.
- KARABÖRK, Ç. ve KAHYA, E. 1998. Göksu nehrinin yıllık ve aylık akımlarının stokastik modellemesi. S.Ü. Mühendislik-Mimarlık Fakültesi Dergisi, c.13, s.1, Konya.
- KESKİN, M.E. ve TAYLAN, E.D. 2007. Orta Akdeniz Havzasındaki akımların stokastik modellemesi. İ.M.O. Teknik dergi, Yazı 282, 4271-4291.
- KİM, U., KALVARACHCHİ, J. J. 2009. Climate change impacts on water resources in the upper blue Nile River Basin, Ethiopia. Journal of the American water resources association, Vol.45, No.6.
- KOTTEGODA, N.T., 1979. Stochastic Water resources technology, Halsted Press.
- MAJHI, I., YANG, D. 2008. Streamflow characteristics and changes in Kolyma Basin in Siberia. American Meteorological Society, Vol.9.
- MCMİCHAEL, F.C. ve HUNTER, J.S. 1972. Stochastic modeling of temperature and flow in rivers. Water resources research, 8(1):87-98.
- MERZİ, N., USUL, N. Ve USUL, G. 1995. Çoruh Havzasında Oltu Nehrinin (2323 numaralı istasyonun) aylık akımlarının stokastik modellemesi, c.6, s.4.
- OKMAN, C; 1994. Hidroloji. Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi Yayınları 1388, Ankara, 359ss.
- ÖZÇELİK, C., BAYKAN, O. 2009. An improved time series model for monthly stream flows. Stoch Environ Res Assess, 23:587-601.

- REN, L., WANG, M., LI, C., ZHANG, W. 2002. Impacts of human activity on river runoff in the northern area of China. *Journal of Hydrology*, 204-217.
- ROOS, M., 2003. The effects of global climate change on California Water resources. A report for the Energy California Commission. Public Interest Energy Research Program. Research Development and Demonstration Plan, Sacramento, CA.
- SALAS, J.D., DELLEUR, J.R., YEVJEVICH, V., LANE, W.L. 1980. Applied modelling of hydrologic time series. Water Resources Publications, Littleton-Colorado.
- SALAS, J.D., OBEYSEKERA, J.T.B., SIMITH, R.A. 1985. Identification of streamflow stochastic models. *ASCE Journal of Hydraulics Division*, 107:853-868.
- SERT, M., 1991. Simulation of the multi reservoir systems operation in water resources planning. *Doğa*, 15: 145-158.
- SEPETÇIOĞLU, Y., (1995). Akarsularda akımların stokastik özellikleri ve akım serilerinin istatistiksel modellenmesi. Yüksek Lisans Tezi, Harran Üniversitesi, Şanlıurfa, 119 ss.
- SÖNMEZ, O. Ve DOĞAN, E. 2010. Akım ölçümü olmayan derelerde YSA ve regresyon analizi ile veri tahmini. VI Ulusal Hidroloji Kongresi, 22-24 Eylül, Pamukkale Ün. Denizli, 1033 ss.
- ŞEN, Z., 2002. Su bilimi Temel kavramları. Su Vakfı Yayınları, İstanbul
- TÜRKTEMİZ, B., 2008. Baraj haznelerine giren akımların YSA ile tahmini. Yüksek Lisans Tezi, Süleyman Demirel Üniversitesi, Isparta, 117 ss.
- VICUNA, S., DRACUP, J. A. 2007. The evolution climate change impact studies on hydrology and water resources in California. *Climatic Change*, 82:327-350.
- YANG, D., YE, B., SHIKLOMANOV, A. 2004. Discharge characteristics and changes over the Ob River watershed in Siberia. *American Meteorological Society*, Vol.5
- YANG, D., YE, B., KANE, D. 2004. Streamflow changes over Siberian Yenisei River Basin. *Journal of Hydrology*, 59-80.
- YEVJEVICH, V., (1972). Stochastic processes in hydrology. Water Resources Publications Ford Collins, Colorado, 276 pp.
- YILMAZ, T., 1995. Hidrolojide İstatistik Yöntemler Yüksek Lisans ders notları. Selçuk Üniversitesi, Konya.
- YİĞİT, U., 1998. Stochastic modeling of monthly flows of Ankara Creek in Sakarya Basin. Yüksek Lisans Tezi, O.D.T.Ü. Ankara.

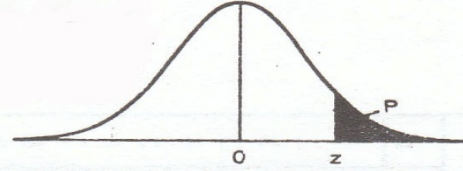
YÜREKLİ, K. 2003. Çorum Çat deresi aylık akım serisinin farklı stokastik modellerle incelenmesi. Tarım Bilimleri Dergisi, 9(2): 129-135.

ZHANG, Q., YU XU, C., JIANG, T., CHEN, Y.D. 2010. Climate changes and their impacts on water resources in the arid regions: a case study of the Tarim River basin, China, Stoch Environ Res Risk Assess, 24:349-358.

## 7. EKLER

### EK-I. Standart Normal Dağılım Tablosu

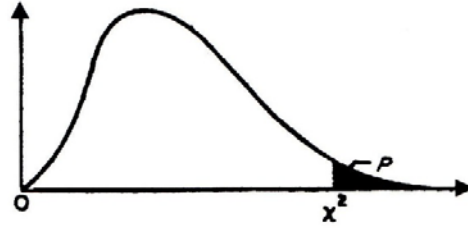
$$P = \int_s^{\infty} \phi(z) dz$$



<i>z</i>	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.4960	0.4920	0.4880	0.4840	0.4801	0.4761	0.4721	0.4681	0.4641
0.1	0.4602	0.4562	0.4522	0.4483	0.4443	0.4404	0.4364	0.4325	0.4286	0.4247
0.2	0.4207	0.4168	0.4129	0.4090	0.4052	0.4013	0.3974	0.3936	0.3897	0.3859
0.3	0.3821	0.3783	0.3745	0.3707	0.3669	0.3632	0.3594	0.3557	0.3520	0.3483
0.4	0.3446	0.3409	0.3372	0.3336	0.3300	0.3264	0.3228	0.3192	0.3156	0.3121
0.5	0.3085	0.3050	0.3015	0.2981	0.2946	0.2912	0.2877	0.2843	0.2810	0.2776
0.6	0.2743	0.2709	0.2676	0.2643	0.2611	0.2578	0.2546	0.2514	0.2483	0.2451
0.7	0.2420	0.2389	0.2358	0.2327	0.2296	0.2266	0.2236	0.2206	0.2177	0.2148
0.8	0.2119	0.2090	0.2061	0.2033	0.2005	0.1977	0.1949	0.1922	0.1894	0.1867
0.9	0.1841	0.1814	0.1788	0.1762	0.1736	0.1711	0.1685	0.1660	0.1635	0.1611
1.0	0.1587	0.1562	0.1539	0.1515	0.1492	0.1469	0.1446	0.1423	0.1401	0.1379
1.1	0.1357	0.1335	0.1314	0.1292	0.1271	0.1251	0.1230	0.1210	0.1190	0.1170
1.2	0.1151	0.1131	0.1112	0.1093	0.1075	0.1056	0.1038	0.1020	0.1003	0.0985
1.3	0.0968	0.0951	0.0934	0.0918	0.0901	0.0885	0.0869	0.0853	0.0838	0.0823
1.4	0.0808	0.0793	0.0778	0.0764	0.0749	0.0735	0.0721	0.0708	0.0694	0.0681
1.5	0.0668	0.0655	0.0643	0.0630	0.0618	0.0606	0.0594	0.0582	0.0571	0.0559
1.6	0.0548	0.0537	0.0526	0.0516	0.0505	0.0495	0.0485	0.0475	0.0465	0.0455
1.7	0.0446	0.0436	0.0427	0.0418	0.0409	0.0401	0.0392	0.0384	0.0375	0.0367
1.8	0.0359	0.0351	0.0344	0.0336	0.0329	0.0322	0.0314	0.0307	0.0301	0.0294
1.9	0.0287	0.0281	0.0274	0.0268	0.0262	0.0256	0.0250	0.0244	0.0239	0.0233
2.0	0.0228	0.0222	0.0217	0.0212	0.0207	0.0202	0.0197	0.0192	0.0188	0.0183
2.1	0.0179	0.0174	0.0170	0.0166	0.0162	0.0158	0.0154	0.0150	0.0146	0.0143
2.2	0.0139	0.0136	0.0132	0.0129	0.0125	0.0122	0.0119	0.0116	0.0113	0.0110
2.3	0.0107	0.0104	0.0102	0.0099	0.0096	0.0094	0.0091	0.0089	0.0087	0.0084
2.4	0.0082	0.0080	0.0078	0.0075	0.0073	0.0071	0.0069	0.0068	0.0066	0.0064
2.5	0.0062	0.0060	0.0059	0.0057	0.0055	0.0054	0.0052	0.0051	0.0049	0.0048
2.6	0.0047	0.0045	0.0044	0.0043	0.0041	0.0040	0.0039	0.0038	0.0037	0.0036
2.7	0.0035	0.0034	0.0033	0.0032	0.0031	0.0030	0.0029	0.0028	0.0027	0.0026
2.8	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0023	0.0022	0.0021	0.0021	0.0020	0.0019
2.9	0.0019	0.0018	0.0018	0.0017	0.0016	0.0016	0.0015	0.0015	0.0014	0.0014
3.0	0.0013	0.0013	0.0013	0.0012	0.0012	0.0011	0.0011	0.0011	0.0010	0.0010
3.1	0.0010	0.0009	0.0009	0.0009	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0007	0.0007
3.2	0.0007	0.0007	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0005	0.0005	0.0005
3.3	0.0005	0.0005	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0003
3.4	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0002
3.5	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002
3.6	0.0002	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
3.7	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
3.8	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
3.9	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>z</i>	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09

EK-II.  $\chi^2$  Dağılım Tablosu

P → Olasılık  
n → Serbestlik Derecesi



n \ P	0.99	0.98	0.95	0.90	0.50	0.10	0.05	0.02	0.01
1	0.0002	0.0006	0.0039	0.0158	0.455	2.706	3.841	5.412	6.635
2	0.0201	0.0404	0.103	0.211	1.386	4.605	5.991	7.824	9.210
3	0.115	0.185	0.352	0.584	2.366	6.251	7.815	9.837	11.34
4	0.297	0.429	0.711	1.064	3.357	7.779	9.488	11.67	13.28
5	0.554	0.752	1.145	1.610	4.351	9.236	11.07	13.39	15.09
6	0.872	1.134	1.635	2.204	5.348	10.64	12.59	15.03	16.81
7	1.239	1.564	2.167	2.833	6.346	12.02	14.07	16.62	18.48
8	1.646	2.032	2.733	3.490	7.344	13.36	15.51	18.17	20.09
9	2.088	2.532	3.325	4.168	8.343	14.68	16.92	19.68	21.67
10	2.558	3.059	3.940	4.865	9.342	15.99	18.31	21.16	23.21
11	3.053	3.609	4.575	5.578	10.34	17.28	19.68	22.62	24.72
12	3.571	4.178	5.226	6.304	11.34	18.55	21.03	24.05	26.22
13	4.107	4.765	5.892	7.042	12.34	19.81	22.36	25.47	27.69
14	4.660	5.368	6.571	7.790	13.34	21.06	23.68	26.87	29.14
15	5.229	5.985	7.261	8.547	14.34	22.31	25.00	28.26	30.58
16	5.812	6.614	7.962	9.312	15.34	23.54	26.30	29.63	32.00
17	6.408	7.255	8.672	10.08	16.34	24.77	27.59	31.00	33.41
18	7.015	7.906	9.390	10.86	17.34	25.99	28.87	32.35	34.80
19	7.633	8.567	10.12	11.65	18.34	27.20	30.14	33.69	36.19
20	8.260	9.237	10.85	12.44	19.34	28.41	31.41	35.02	37.57
21	8.897	9.915	11.59	13.24	20.34	29.62	32.67	36.34	38.93
22	9.542	10.60	12.34	14.04	21.34	30.81	33.92	37.66	40.29
23	10.20	11.29	13.09	14.85	22.34	32.01	35.17	38.97	41.64
24	10.86	11.99	13.85	15.66	23.34	33.20	36.42	40.27	42.98
25	11.52	12.70	14.61	16.47	24.34	34.38	37.65	41.57	44.31
26	12.20	13.41	15.38	17.29	25.34	35.56	38.88	42.86	45.64
27	12.88	14.13	16.15	18.11	26.34	36.74	40.11	44.14	46.96
28	13.57	14.85	16.93	18.94	27.34	37.92	41.34	45.42	48.28
29	14.26	15.57	17.71	19.77	28.34	39.09	42.56	46.69	49.59
30	14.95	16.31	18.49	20.60	29.34	40.26	43.77	47.96	50.89
n \ P	0.99	0.98	0.95	0.90	0.50	0.10	0.05	0.02	0.01



EK-III. Kolmogorov-Smirnov Testi  $\Delta$  İstatistiği Tablosu

n → Örnekteki eleman sayısı  
a → Aşılma olasılığı

n	$\alpha$			
	0.20	0.10	0.05	0.01
5	0.45	0.51	0.56	0.67
10	0.32	0.37	0.41	0.49
15	0.27	0.30	0.34	0.40
20	0.23	0.26	0.29	0.36
25	0.21	0.24	0.27	0.32
30	0.19	0.22	0.24	0.29
35	0.18	0.20	0.23	0.27
40	0.17	0.19	0.21	0.25
45	0.16	0.18	0.20	0.24
50	0.15	0.17	0.19	0.23
> 50	$1.07/\sqrt{n}$	$1.22/\sqrt{n}$	$1.36/\sqrt{n}$	$1.63/\sqrt{n}$

EK-IV. PPCC Testi Normal Dağılım İçin  $r_{kritik}$  Değerleri

$n \rightarrow$  Örnekteki eleman sayısı,  $\alpha \rightarrow$  Anlamlılık Düzeyi

n	$\alpha$					
	0.005	0.010	0.025	0.050	0.100	0.250
3	0.867	0.869	0.872	0.879	0.891	0.924
4	0.813	0.824	0.846	0.868	0.894	0.931
5	0.807	0.826	0.856	0.880	0.903	0.934
6	0.820	0.838	0.866	0.888	0.910	0.939
7	0.828	0.850	0.877	0.898	0.918	0.944
8	0.840	0.861	0.887	0.906	0.924	0.948
9	0.854	0.871	0.894	0.912	0.930	0.952
10	0.862	0.879	0.901	0.918	0.934	0.954
11	0.870	0.886	0.907	0.923	0.938	0.957
12	0.876	0.892	0.912	0.928	0.942	0.960
13	0.885	0.899	0.918	0.932	0.945	0.962
14	0.890	0.905	0.923	0.935	0.948	0.964
15	0.896	0.910	0.927	0.939	0.951	0.965
16	0.899	0.913	0.929	0.941	0.953	0.967
17	0.905	0.917	0.932	0.944	0.954	0.968
18	0.908	0.920	0.935	0.946	0.957	0.970
19	0.914	0.924	0.938	0.949	0.958	0.971
20	0.916	0.926	0.940	0.951	0.960	0.972
21	0.918	0.930	0.943	0.952	0.961	0.973
22	0.923	0.933	0.945	0.954	0.963	0.974
23	0.925	0.935	0.947	0.956	0.964	0.975
24	0.927	0.937	0.949	0.957	0.965	0.976
25	0.929	0.939	0.951	0.959	0.966	0.976
26	0.932	0.941	0.952	0.960	0.967	0.977
27	0.934	0.943	0.953	0.961	0.968	0.978
28	0.936	0.944	0.955	0.962	0.969	0.978
29	0.939	0.946	0.956	0.963	0.970	0.979
30	0.939	0.947	0.957	0.964	0.971	0.979
31	0.942	0.950	0.958	0.965	0.972	0.980
32	0.943	0.950	0.959	0.966	0.972	0.980
33	0.944	0.951	0.961	0.967	0.973	0.981
34	0.946	0.953	0.962	0.968	0.974	0.981
35	0.947	0.954	0.962	0.969	0.974	0.982
36	0.948	0.955	0.963	0.969	0.975	0.982
37	0.950	0.956	0.964	0.970	0.976	0.983
38	0.951	0.957	0.965	0.971	0.976	0.983
39	0.951	0.958	0.966	0.971	0.976	0.983
40	0.953	0.959	0.966	0.972	0.977	0.984
41	0.953	0.960	0.967	0.973	0.977	0.984
42	0.954	0.961	0.968	0.973	0.977	0.984
43	0.956	0.961	0.968	0.974	0.978	0.984
44	0.957	0.962	0.969	0.974	0.978	0.985
45	0.957	0.963	0.969	0.974	0.979	0.985
46	0.958	0.963	0.970	0.975	0.979	0.985
47	0.959	0.965	0.971	0.976	0.980	0.986
48	0.959	0.965	0.971	0.976	0.980	0.986
49	0.961	0.966	0.972	0.976	0.980	0.986
50	0.961	0.966	0.972	0.977	0.981	0.986
55	0.965	0.969	0.974	0.979	0.982	0.987
60	0.967	0.971	0.976	0.980	0.984	0.988
65	0.969	0.973	0.978	0.981	0.985	0.989
70	0.971	0.975	0.979	0.983	0.986	0.990
75	0.973	0.976	0.981	0.984	0.987	0.990
80	0.975	0.978	0.982	0.985	0.987	0.991
85	0.976	0.979	0.983	0.985	0.988	0.991
90	0.977	0.980	0.984	0.986	0.988	0.992
95	0.979	0.981	0.984	0.987	0.989	0.992
100	0.979	0.982	0.985	0.987	0.989	0.992

## ÖZGEÇMİŞ

Meltem Bircan AKA 1984 yılında Konya’da doğdu. Lise öğrenimini Seydişehir Mahmut Esat Anadolu Lisesinde tamamladı. 2003 yılında girdiği Atatürk Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümünden 2007 yılında İnşaat Mühendisi olarak mezun oldu. 2008 yılı Eylül ayında girdiği Akdeniz Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı’nda yüksek lisans öğrenimini 2011 yılı Haziran ayında tamamladı.