

66407

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ★FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİNİN MATEMATİK MODELLERİ

DOKTORA TEZİ

İnş. Yük. Müh. Hikmet Kerem CİĞİZOĞLU

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih: 14 Temmuz 1997

Tezin Savunulduğu Tarih : 25 Eylül 1997

Tez Danışmanı: Prof.Dr.Mehmetçik Bayazıt

Diğer Jüri Üyeleri: Prof.Dr.Recai Bilgin

Doç.Dr.Osman Börekçi

Doç.Dr.Beyhan Oğuz

Y.Doç.Dr.Bilhat Önöz

[Handwritten signatures of Prof.Dr.Mehmetçik Bayazıt, Prof.Dr.Recai Bilgin, Doç.Dr.Osman Börekçi, Doç.Dr.Beyhan Oğuz, and Y.Doç.Dr.Bilhat Önöz]

EYLÜL 1997

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
DOKÜMANTASYON
T.C. İZMİR EKİMLERİ

ÖNSÖZ

Tez danışmanım sayın Prof.Dr.Mehmetçik Bayazıt'a çalışmalarım sırasında bana gösterdiği yakın ilgi nedeniyle teşekkür ederim.

8 Temmuz 1997

Hikmet Kerem Cıgızoğlu
İnşaat Yüksek Mühendisi



İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	ii
SEMBOL LİSTESİ	v
ŞEKİL LİSTESİ	viii
TABLO LİSTESİ	xii
ÖZET	xiv
SUMMARY	xv
BÖLÜM 1. GİRİŞ	1
1.1. Çalışmanın konusu	1
1.2. Debi süreklilik çizgisinin tanımı	2
1.3. Debi süreklilik çizgisinin debi gidiş çizgisinden elde edilmesi	3
1.4. Debi süreklilik çizgisi için kullanılan zaman biriminin seçimi ve debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi	3
1.5. Debi süreklilik çizgisi'nin kullanıldığı yerlere örnekler	5
1.6. Debi süreklilik çizgisi üzerinde yapılmış çalışmalar	14
BÖLÜM 2. AKIM MODELLERİ	17
2.1. Akım serilerinin modellenmesinin adımları	17
2.1.1. Stokastik süreçler ve zaman serileri	17
2.1.2. Zaman serisi modelleri	18
2.1.3. Zaman serisi modellemesi	19
2.2. Stasyonier olmayan süreçlerin bileşenleri.....	21
2.2.1. Gidiş (Trend).....	21
2.2.2. Sıçrama.....	21
2.2.3. Periyodiklik	22
2.3. Stokastik bileşen	24
2.4. Stasyonier akım serilerinin modellenmesi.....	24
2.4.1. Lineer Otoregresif Modeller	24
2.4.2. Hareketli ortalama modelleri	26
2.4.3. ARMA Modelleri	27
2.4.4. Gamma Otoregresif Model (GAR(1))	28
2.5. Stasyonier olmayan akım serilerinin modellenmesi.....	29
2.6. Rastgele değişkenin dağılımı	30
2.7. Periyodik akım serilerinin modellenmesi için yapılmış çalışmalar	32

2.8. Günlük akım serilerinin modellenmesi için yapılmış çalışmalar.....	33
2.8.1. AR Modelleri.....	33
2.8.2. Shot Noise (Atış gürültüsü) modelleri.....	34
2.8.3. Geçiş olasılıklarına dayanan modeller.....	35
2.8.4. Diğer yaklaşımlar.....	36
BÖLÜM 3. STASYONER SÜREÇLERİN DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİ	38
3.1. Otokorelasyon katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi...	38
BÖLÜM 4. PERİYODİK SÜREÇLERİN DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİ	41
4.1. Sadece periyodik bileşen bulunması durumunda debi süreklilik çizgisi	41
4.1.1. Bir harmonik için debi süreklilik çizgisi.....	41
4.1.2. İki harmonik için debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi	44
4.2. Periyodik ve rastgele bileşeni bulunan süreçlerini debi süreklilik çizgisi	48
4.2.1. Olasılıkların ortalamaları ile debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi ...	49
4.2.1.1. Normal dağılım.....	50
4.2.1.2. Çarpık dağılım (Gamma dağılımı)	51
4.2.1.3. Thomas Fiering Modeli için debi süreklilik çizgisi.....	56
4.2.2. $Z = R \cdot Y$ çarpım değişkeninin dağılımını kullanarak debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi.....	62
4.2.2.1. (4.22) denkleminde parametrelerin denklem üzerindeki etkisinin incelenmesi.....	66
4.2.2.2. Örnek uygulamalar.....	73
4.2.3. Uygulama için genel tabloların hazırlanması.....	76
SONUÇLAR	87
KAYNAKLAR	90

Sembol Listesi

F(x)	X deęişkeninin eklenik frekans daęılımı deęeri
f(x)	X deęişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu deęeri
Q	Debi
T	Periyod
$\frac{\Delta t}{T}$	Aşılma olasılığı
P	Elektrik gücü
H	Net yük
e	Genel verimlilik
C	Yerçekimi sabiti
p	Zaman yüzdesi
DO	Çözünen oksijen miktarı
BOD	Biyolojik oksijen ihtiyacı
W_j	Ağırlık yüzdesi
QS_j	Kaynak bölgedeki nehir akım deęeri
DP_j	Aşılma yüzdesi deęeri
QD_j	DP _j aşılma yüzdesine karşı gelen akım deęeri
f (x₁, x₂, x₃,...)	x ₁ , x ₂ ve x ₃ deęişkenlerinin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu
E(x₁)	x ₁ deęişkeninin beklenen deęeri
μ	Ortalama
Var(x₁)	x ₁ deęişkeninin varyansı

σ	Standart sapma
$\text{Cov}(\mathbf{x}_t, \mathbf{x}_{t-k})$	x_t ve x_{t-k} değişkenlerinin kovaryansı
ε_t	Stokastik bileşen
ξ_t	Ortalaması 0, varyansı $1-\phi^2$ olan bağımsız seri
ϕ	Model parametresi
θ	Faz açısı
α_t	Sürecin parametresi
C	Sinüzoidal bileşenin genliği
$\bar{\alpha}$	Gözönüne alınan α parametresinin ortalaması
A_i	Fourier katsayısı
B_i	Fourier katsayısı
ρ_1	1 aralık otokorelasyon katsayısı
ρ_2	2 aralık otokorelasyon katsayısı
a_1	2. mertebe Markov modelinin parametresi
a_2	2. mertebe Markov modelinin parametresi
R^2	Modelin açıkladığı varyans yüzdesi
z_i	Standart normal değişken
c_{sx}	x değişkeninin çarpıklık katsayısı
λ	Yer parametresi
α	Ölçek parametresi
β	Şekil parametresi
$\Gamma(\beta)$	β parametresine ait gamma değeri
U_m	Bağımsız, idantik ve uniform dağılıma sahip rastgele değişken

η	“Shot noise” sürecine dayanılarak bulunan parametre
Y_m	Ortalama değeri $-\beta \ln \phi$ olan Poisson dağılımına uyan rastgele sayı
b_j	Regresyon katsayısı
ε_0	Standart normal değişken
C_1	1.harmoniğin genliği
C_2	2. harmoniğin genliği
s_x	Örneğin standart sapması
x_j	Periyodik ortalama değeri
k	Periyodik değişim katsayılarının ortalaması



ŞEKİL LİSTESİ

Şekil 1.1.	Debiş gidiş çizgisinden debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi.	4
Şekil 1.2.	Bir hidroelektrik santraldaki potansiyel enerjinin tahmini için debi süreklilik metodu : a) günlük akım debi süreklilik çizgisi, b) net yük debi çizgisi, c) güç-süreklilik çizgisi.	7
Şekil 1.3.	Arıtma tesisi verimliliği ile akım miktarı ve akımda çözünen minimum çözünen oksijen (DO) miktarı arasındaki ilişkiyi gösteren diyagram.	7
Şekil 1.4.	1, 2, 7 ve 10 günlük ortalama akımlar için saat yönünde 90° döndürülmüş debi süreklilik çizgileri.	8
Şekil 1.5.	Atık su arıtma tesisi inşası, işletilmesi ve bakımı için birim masraf eğrileri.	9
Şekil 1.6.	Parametreler arasındaki ilişkiyi gösteren bileşke diyagram.	9
Şekil 1.7..	Nehir suyunun nehirden bir pompa yardımıyla nehir-dışı biriktirme yerine pompalanması.	10
Şekil 1.8.	Nehir dışı biriktirme kapasitesinin tahmini için debi süreklilik çizgisinin kullanımı (bir pompa).	10
Şekil 1.9.	Debi süreklilik çizgisi.	11
Şekil 1.10.	Tutma eğrisi.	11
Şekil 1.11.	Havzanın debi süreklilik çizgisi.	12
Şekil 1.12.	Bir kaynak istasyonunun bir aydaki debi süreklilik çizgisini kullanarak hedef bölge istasyonundaki eksik değerlerin tahmin edilmesi.	13
Şekil 2.1.	Akış serilerinin modellenmesi sürecinin akış diyagramı.	20
Şekil 2.2.	Ortalaması gittikçe artan bir süreç (gidiş).	21
Şekil 2.3.	Ortalamasında sıçrama olan bir süreç.	22
Şekil 2.4.	Basit periyodik bileşen.	23
Şekil 3.1.	Değişik otokorelasyon katsayıları $r_1=0$ (1), $r_1=0.5$ ve $r_1=0.9$ (3) için debi süreklilik çizgileri.	40

Şekil 3.2.	Missouri Nehri'nin tarihi yıllık akımı serisinin, (1), ve Normal Dağılım tablosundan okunan standart Normal değişken değerlerinin, (2), debi süreklilik çizgileri.	40
Şekil 4.1.	$\frac{x-\mu}{C}$ boyutsuz değişkeninin t'ye göre değişimi.	42
Şekil 4.2.	Periyodik süreç bir harmonikle ifade edildiğinde elde edilen debi süreklilik çizgisi.	43
Şekil 4.3.	$\frac{C_2}{C_1}=0.05$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.	45
Şekil 4.4.	$\frac{C_2}{C_1}=0.10$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.	45
Şekil 4.5.	$\frac{C_2}{C_1}=0.20$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.	46
Şekil 4.6.	$\frac{C_2}{C_1}=0.40$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.	46
Şekil 4.7.	$\theta = \frac{\pi}{6}$ alındığında farklı $\frac{C_2}{C_1}$ değerleri için debi süreklilik çizgileri.	47
Şekil 4.8.	$\theta = \frac{\pi}{2}$ alındığında farklı $\frac{C_2}{C_1}$ değerleri için debi süreklilik çizgileri.	48
Şekil 4.9.	Yamula İstasyonu aylık akımlarının Normal Dağılım kabulü ile (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile aynı istasyonun tarihi debi süreklilik çizgisi (2).	51
Şekil 4.10.	Karahacılı İstasyonu günlük akımlarının Normal Dağılım kabulü ile (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile aynı istasyonun tarihi debi süreklilik çizgisi (2).	52
Şekil 4.11.	Karahacılı İstasyonu tarihi günlük akımlarının (1963-1989) su yılı için verilmiş çarpıklık katsayısı değerlerinin Fourier açılımı (6 harmonik) değerleri	54
Şekil 4.12.	Yamula İstasyonu aylık akımlarının sabit çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemi ile olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).	55
Şekil 4.13.	Karahacılı İstasyonu günlük akımlarının sabit çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).	55

- Şekil 4.14.** Yamula İstasyonu aylık akımlarının periyodik çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2). 56
- Şekil 4.15.** Karahacılı İstasyonu günlük akımlarının periyodik çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2). 57
- Şekil 4.16.** Karahacılı İstasyonu tarihi günlük oto korelasyon katsayısı değerlerinin Fourier açılımı (6 harmonik) değerleri ($\bar{r} = \frac{\sum_{j=1}^{365} r_j}{365} = 0.92$). 58
- Şekil 4.17.** Yamula İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (1), sabit çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (2) türetilmiş 42 yıllık aylık sentetik serinin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi (3). 58
- Şekil 4.18.** Karahacılı İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (1), sabit çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (2) türetilmiş 30 yıllık günlük sentetik serinin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi (3). 59
- Şekil 4.19.** Yamula İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmayarak türetilmiş 42 yıllık aylık sentetik serinin debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2). 60
- Şekil 4.20.** Karahacılı İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmayarak türetilmiş 30 yıllık günlük sentetik serinin debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2). 60
- Şekil 4.21.** Yamula İstasyonu için Normal Dağılım, (1), sabit çarpıklık katsayısı, (2), ve periyodik çarpıklık katsayısı, (3), kabullerine göre (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve otokorelasyon katsayısı kullanılarak, (4), ve periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmadan, (5), türetilen 42 yıllık aylık sentetik serilerin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi. 61
- Şekil 4.22.** Karahacılı İstasyonu için Normal Dağılım, (1), sabit çarpıklık katsayısı, (2), ve periyodik çarpıklık katsayısı, (3), kabullerine göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve otokorelasyon katsayısı kullanılarak, (4), ve periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmadan, (5), türetilen 30 yıllık günlük sentetik serilerin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi. 61

- Şekil 4.23.** $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.1$ ve $\theta = -0.25$ olarak alındığında, $k=0.20$ için 4.31 denklemi ile $c_{sx}=0.75$, (1), $c_{sx}=1.25$, (2), $c_{sx}=1.75$, (3) ve $c_{sx}=2.25$, (4), değerleri için elde edilen debi süreklilik çizgileri. 69
- Şekil 4.24.** $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.1$ ve $\theta = -0.25$ olarak alındığında, $k=0.50$ için 4.31 denklemi ile $c_{sx}=0.75$, (1), $c_{sx}=1.25$, (2), $c_{sx}=1.75$, (3) ve $c_{sx}=2.25$, (4), değerleri için elde edilen debi süreklilik çizgileri. 71
- Şekil 4.25.** $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.1$ ve $\theta = -0.25$ olarak alındığında, $k=0.80$ için 4.31 denklemi ile $c_{sx}=0.75$, (1), $c_{sx}=1.25$, (2), $c_{sx}=1.75$, (3) ve $c_{sx}=2.25$, (4), değerleri için elde edilen debi süreklilik çizgileri. 71
- Şekil 4.26.** $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.1$, $k=0.50$ ve $c_{sx}=1.25$ olarak alındığında 4.31 denklemi ile $\theta = -1.75$, (1), $\theta = -1.00$, (2), $\theta = -0.25$, (3), $\theta = 0.25$, (4), $\theta = 1.00$, (5) ve $\theta = 1.75$, (6), değerleri için elde edilmiş debi süreklilik çizgileri. 72
- Şekil 4.27.** $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.4$, $k=0.50$ ve $c_{sx}=1.25$ olarak alındığında 4.31 denklemi ile $\theta = -1.75$, (1), $\theta = -1.00$, (2), $\theta = -0.25$, (3), $\theta = 0.25$, (4), $\theta = 1.00$, (5) ve $\theta = 1.75$, (6), değerleri için elde edilmiş debi süreklilik çizgileri. 73
- Şekil 4.28.** Karahacılı İstasyonu için 4.22 denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 30 yıllık günlük akımın debi süreklilik çizgisi, (1), 4.31 denkleminde göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), ve tarihi debi süreklilik çizgisi (3). 75
- Şekil 4.29.** Yamula İstasyonu için (4.23) denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 42 yıllık aylık akımın debi süreklilik çizgisi, (1), (4.31) denkleminde göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), ve tarihi debi süreklilik çizgisi (3). 75
- Şekil 4.30.** Karahacılı İstasyonu için (4.23) denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 30 yıllık aylık akımın debi süreklilik çizgisi, (1), (4.31) denkleminde göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), tarihi debi süreklilik çizgisi (3) ve Tablo 4.9'daki değerlere göre elde edilen debi süreklilik çizgisi (4). 86
- Şekil 4.31.** Yamula istasyonu için (4.23) denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 42 yıllık aylık akımın debi süreklilik çizgisi, (1), (4.31) denkleminde göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), tarihi debi süreklilik çizgisi (3) ve Tablo 4.12'deki değerlere göre elde edilen debi süreklilik çizgisi (4). 86

TABLO LİSTESİ

Tablo 4.1.	Yamula İstasyonu tarihi aylık akımlarının çarpıklık katsayısı değerleri.	54
Tablo 4.2.	Yamula İstasyonu tarihi aylık oto korelasyon katsayısı değerleri.	57
Tablo 4.3.	Türkiye’deki bazı aylık akım istasyonlarının istatistiksel parametreleri.	69
Tablo 4.4.	Türkiye’deki günlük akımların istatistiksel parametreleri.	70
Tablo 4.5.	$\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{x} = 0.3$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.1; 0.2) için değişik k değerlerine (0.1; 0.2; 0.3) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25’e eşit olarak alınmıştır).	78
Tablo 4.6.	$\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{x} = 0.5$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.1; 0.2; 0.3) için değişik k değerlerine (0.1; 0.2; 0.3; 0.4; 0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25’e eşit olarak alınmıştır).	79
Tablo 4.7.	$\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{x} = 0.7$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.1; 0.2) için değişik k değerlerine (0.1; 0.2; 0.3; 0.4; 0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25’e eşit olarak alınmıştır).	80
Tablo 4.8.	$\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{x} = 0.7$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.3; 0.4) için değişik k değerlerine (0.1; 0.2; 0.3; 0.4; 0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25’e eşit olarak alınmıştır).	81
Tablo 4.9.	$\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{x} = 0.9$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.1; 0.2; 0.3) için değişik k değerlerine (0.1; 0.2; 0.3; 0.4; 0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25’e eşit olarak alınmıştır).	82

Tablo 4.10. $\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{\bar{x}} = 0.9$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.4; 0.5; 0.6) için değişik k değerlerine (0.1; 0.2; 0.3; 0.4; 0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25'e eşit olarak alınmıştır). 83

Tablo 4.11. $\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{\bar{x}} = 1.2$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.4;0.5;0.6) için değişik k değerlerine (0.1;0.2;0.3;0.4;0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25'e esit alınmıştır). 84

Tablo 4.12. $\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{\bar{x}} = 1.2$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.7;0.8;0.9) için değişik k değerlerine (0.1;0.2;0.3;0.4;0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25'e esit alınmıştır). 85

ÖZET

Bu çalışma akarsulardaki akımların süreklilik çizgileri ile ilgilidir. Debi süreklilik çizgisi su kaynakları mühendisliğinin birçok dalında uygulama alanı bulmasına karşın bu konu üzerinde yapılmış çalışmalar konunun önemine oranla oldukça düşük sayıdadır. Debi süreklilik çizgisinin matematik modelleri ile ilgili bir çalışmaya ise literatürde rastlanmamıştır. Bu çalışmada öncelikle debi süreklilik çizgisinin su kaynakları mühendisliğindeki kullanımı ile ilgili ayrıntılı bilgileri verilmiştir. Debi süreklilik çizgisini etkileyen bileşenler belirlenmiş ve bu bileşenlerin debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada debi süreklilik çizgileri, stasyon (yıllık) ve periyodik (aylık ve günlük) akımların debi süreklilik çizgileri olarak ayrı ayrı incelenmiştir. Stasyon akımlarda otokorelasyon katsayısının, periyodik akımlarda ise farklı sayıda harmonik kullanılması durumlarında θ faz açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Debi süreklilik çizgisinin akım modelleri ile ilgisi incelenmiş ve bir akım modeli verildiğinde süreklilik çizgisini elde etmek için algoritmalar geliştirilmiştir. Daha sonra süreklilik çizgisinin analitik yoldan elde edilmesi ile ilgili yöntemler geliştirilmiştir. Bu yöntemler, olasılıkların ortalaması ile debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi ve $Z=X \cdot Y$ değişkeninin dağılımını kullanılması ile debi süreklilik çizgisinin elde edilmesidir. Türkiye'deki bazı nehir akım ölçüm istasyonları için, gerek akım modelleri kullanılarak simülasyon yolu ile gerekse analitik metodlarla elde edilen debi süreklilik çizgileri, tarihi debi süreklilik çizgileri ile karşılaştırılmıştır. Sonuçta elinde tarihi nehir akımları ile ilgili bazı temel parametre değerleri bulunan su kaynakları mühendislerinin debi süreklilik çizgisi değerlerini rahatlıkla elde edebilmeleri için bazı grafik ve tablolar verilmiştir. Yapılan çalışmanın, akım gözlemleri yetersiz olan veya bulunmayan kesitlerde süreklilik çizgilerinin elde edilmesi gibi bir çok su kaynakları mühendisliği alanında faydalı olacağı umulmaktadır.

MATHEMATICAL MODELS OF FLOW DURATION CURVES SUMMARY

This study is related to the duration curves of river flows. The flow duration curve plots cumulative frequency of discharge, that is, discharge as a function of time that the discharge is exceeded. Though flow duration curve is widely used in water resources engineering the number of the studies related to this subject are low compared with the importance of the subject. The majority of the realized studies are about the utilization domains of duration curves in water resources engineering and some of them cover the determination of the regional flow duration curves. A study related to the mathematical models of the flow duration curve is not found in the literature.

In this study firstly detailed information is presented about the utilization areas of the flow duration curves. The components of the flow duration curve are determined and their effects on the duration curve are examined. The relation between flow duration curve and flow models is investigated and algorithms are developed to obtain a duration curve as a flow model is present. Following it methods are developed to obtain flow duration curve analytically. Then for some gauged Turkish river flow stations duration curves obtained analytically are compared with the original observed duration curves and the duration curves based on the simulation using the flow models.

FLOW DURATION CURVE OF THE STATIONARY SERIES

Annual mean flows are stationary and they do not contain periodic component. Therefore they have only the stochastic component. Annual flows can be presented with the 1.order Markov model as follows:

$$x_t = r_1 x_{t-1} + \varepsilon$$

where r_1 is the 1. order auto correlation coefficient while x_{t-1} and x_t are the annual flow values succeeding each other. ε is the stochastic component with mean "0" and variance " $1 - r_1^2$ ". To investigate the effect of the auto correlation coefficient, flow duration curves are obtained for the simulated series based on the 1. order Markov model for various auto correlation coefficient values. It is seen that there is no difference between the shapes of the curves. As a case study flow duration curve of the annual flows in Missouri river in U.S.A. having a high auto correlation coefficient value is compared with the flow duration curve of the standard normal variables obtained from the Normal Distribution table. Again here both curves agree well with each other. It can be concluded that the auto correlation coefficient has no effect on flow duration curve.

For the stationary flows the exceedance probability of a flow value x can be found by subtracting the corresponding cumulative distribution value from 1. Accordingly it can be written as

$$P(x < x_0) = 1 - F(x_0)$$

where $P(x < x_0)$ and $F(x_0)$ represent the probability that x exceeds x_0 and the cumulative frequency value of x_0 respectively.

FLOW DURATION CURVE OF THE PERIODIC SERIES CONSISTING OF ONLY PERIODIC COMPONENT

Periodic series (monthly and daily series) are not stationary and have periodic components. If the flow value is represented only with one harmonic, the exceedance probability $\frac{\Delta t}{T}$ can be defined as:

$$\frac{\Delta t}{T} = 1 - \frac{1}{\pi} \arccos\left(\frac{x - \mu}{C}\right)$$

where T , C and μ represent the period (year), the amplitude and the annual mean value respectively. It is clear from the above formula that the phase angle θ has no effect on the flow duration curve in the case of 1 harmonic.

In the case of two harmonics the periodic component is defined in the dimensionless form as given below:

$$\frac{x - \mu}{C_1} = \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + \frac{C_2}{C_1} \cos\left(\frac{4\pi t}{T} + \theta\right)$$

where θ , C_1 and C_2 are the phase angle and the amplitudes of the 1. and 2. harmonics respectively. Simulations are realized for various $\frac{C_2}{C_1}$ and θ values. It is seen that the shape of the flow duration curve is sensitive to the changes in $\frac{C_2}{C_1}$ and θ values.

FLOW DURATION CURVE OF THE PERIODIC SERIES HAVING BOTH PERIODIC AND STOCHASTIC COMPONENTS

1. Determination of the flow duration curve using the average of the probabilities

If the number of the time intervals considered through a T period is represented with N and $\frac{\Delta t}{T}$ is the exceedance probability ($\Delta t = 1$ for a month $N = 12$, $\Delta t = 1$ for a day $N = 365$), it can be assumed that the flow values at different time intervals are

homogeneous, that is their distributions and statistical parameters are constant. In that case for each Δt_i time interval ($i=1,2, \dots, N$) the probability that the flow x_i exceeds a x_0 value, $P(x_i > x_0)$, is determined by considering the distribution function and parameters of the flow in that time interval. The average of these probabilities gives the probability, that the x flow value exceeds the mentioned x_0 through a year:

$$P(x > x_0) = \frac{\sum_{i=1}^N P(x_i > x_0)}{n}$$

For the monthly flows this equation is defined as:

$$P(x > x_0) = \frac{\sum_{i=1}^{12} P(x_i > x_0)}{12}$$

and for the daily flows:

$$P(x > x_0) = \frac{\sum_{i=1}^{365} P(x_i > x_0)}{365}$$

Using the above mentioned formulas flow duration curves are obtained for different gauged flow stations in Turkey for different probability distributions. Analytically obtained flow duration curves for daily flows of Karahacılı station for Normal distribution and skewed distribution are compared with the original flow duration curve and the duration curves obtained by simulating daily flows based on the Thomas Fiering model (Figure 1). It is seen that the flow duration curves based on the analytical method agree well with the original duration curve and the duration curves based on the simulation.

2. Determination of the flow duration curve using the distribution of the $Z = X \cdot Y$ variable

The periodic flows can be expressed in the following form:

$$x = \bar{x}_t + s_{xt} \varepsilon$$

where $\bar{x}_t$, s_{xt} and ε are periodic mean, periodic standard deviation and gamma distributed stochastic component (mean 0, standard deviation 1, skewness coefficient c_{sk}) respectively. Since s_{xt} is proportional to $\bar{x}_t$ the above equation becomes

$$x = \bar{x}_t + k \bar{x}_t \varepsilon$$

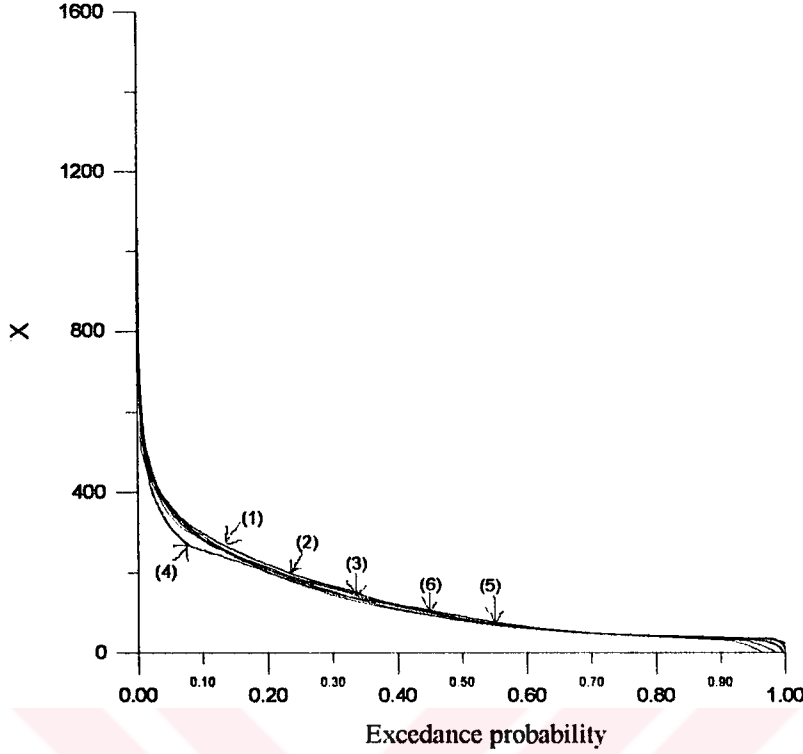


Figure 1. Analytically obtained flow duration curves for Normal Distribution, (1), constant skewness coefficient, (2), and periodic skewness coefficient, (3), and the flow duration curves of the simulated daily synthetic series for a duration of 30 years based on the Thomas Fiering model using periodic skewness coefficient and auto correlation coefficient, (4), using periodic skewness coefficient but without considering auto correlation coefficient, (5), and the original flow duration curve, (6), for the Karahacılı station.

$$\sum_{t=1}^N \frac{s_{xt}}{x_t}$$

where $k = \frac{\sum_{t=1}^N \frac{s_{xt}}{x_t}}{N}$. The equation can be factorized as

$$x = \bar{x}_t (1 + k \epsilon)$$

If the elements in the above equation are represented as $Z=x$, $R=\bar{x}_t$ and ' $Y=1+k\epsilon$ ', the probability density function of the Z variable is as follows:

$$f_z(z) = \int_{y=-\infty}^{\infty} \left| \frac{1}{y} \right| f_R\left(\frac{z}{y}\right) f_Y(y) dy$$

After some substitutions and changes the cumulative distribution function is obtained by integrating the probability density function as presented below:

$$F_Z(u) = \int_{y=-\infty}^{\infty} F_R\left(\frac{z}{y}\right) f_Y(y) dy$$

For discrete variables the above equation is defined in the following form:

$$F_Z(z_j) = \sum_{i=1}^N F_R\left(\frac{z_j}{y_i}\right) f_Y(y_i) \Delta y_i$$

R is not a random variable and represents the periodic mean values of the periodic series (daily and monthly flows). Since the stochastic component ϵ has a gamma distributed marginal distribution also ' $y_i = 1 + k\epsilon$ ' variable has the same distribution. Therefore the mean and the standard deviation of ' $y_i = 1 + k\epsilon$ ' variable are

$$E(1 + k\epsilon) = 1 ; \quad \text{Var}(1 + k\epsilon) = k^2 \text{Var}(\epsilon) = k^2 .$$

The three parameter gamma distribution has the following form:

$$f_Y(y) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} (y - y_0)^{\alpha-1} e^{-\frac{(y-y_0)}{\beta}} ; y \geq 0$$

The parameters of the distribution are found in terms of k and c_{sy} :

$$\alpha = \frac{4}{c_{sy}^2} ; \beta = \frac{k c_{sy}}{2} ; y_0 = 1 - \frac{2k}{c_{sy}}$$

Substituting these values into the probability density function we obtain,

$$f_Y(y) = \frac{1}{\left(\frac{k c_{sy}}{2}\right)^{\frac{4}{c_{sy}^2}} \Gamma\left(\frac{4}{c_{sy}^2}\right)} \left(y - 1 + \frac{2k}{c_{sy}}\right)^{\frac{4}{c_{sy}^2}-1} e^{-2\frac{(y-y_0)}{k c_{sy}}}$$

Considering this formula flow duration curve can be obtained using the

$$F_Z(z_j) = \sum_{i=1}^N F_R\left(\frac{z_j}{y_i}\right) f_Y(y_i) \Delta y_i \text{ equation. As a case study for the daily flows of}$$

Karahacılı station analytic flow duration curve is compared with original duration curve and the duration curve based on the simulation of the daily flows using

$x = \bar{x}_t (1 + k\epsilon)$. It is seen clearly that the three curves agree well with each other (Figure 2).

If $\bar{x}_t$ is represented with two harmonics the flow value is expressed in the dimensionless form as:

$$\frac{x}{\bar{x}} = \left(1 + \frac{C_1}{\bar{x}} \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + \frac{C_2}{\bar{x}} \cos\left(\frac{4\pi t}{T} + \theta\right) \right) (1 + k\epsilon)$$

where $\bar{x}$ represent the overall mean of the daily flows.

Accordingly the cumulative distribution function of $\frac{x}{\bar{x}}$ is expressed in terms of 5 parameters:

$$F\left(\frac{x}{\bar{x}}\right) = f\left(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, \theta, k, c_{sx}\right)$$

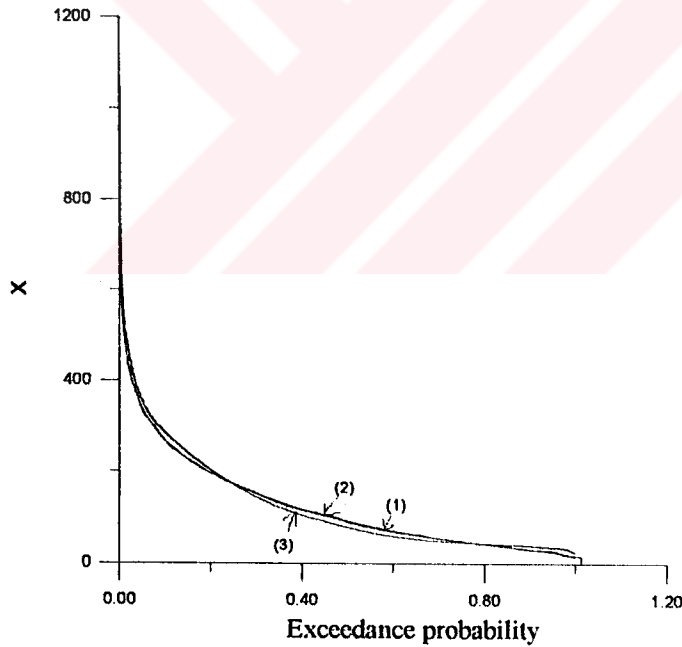


Figure 2. The flow duration curves obtained by simulation, (1), and analytically, (2), together with the original flow duration curve, (3).

Flow duration curves are obtained using the mentioned analytic method for various k and c_{sx} values keeping the other three parameters constant. It is seen that for $k < 0.5$, k has no effect on the flow duration curve if $c_{sx} < 1.25$, which is the case for the majority of the Turkish rivers. Then flow duration curves are obtained using the analytic method for various θ phase angle values keeping the other 4 parameter values constant. It is seen that θ has no effect on the flow duration curve. In the light of

these results the cumulative distribution function is expressed in terms of three variables:

$$F\left(\frac{x}{\bar{x}}\right) = f\left(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, k\right)$$

Accordingly the exceedance probability values for various $\frac{x}{\bar{x}}$ values are tabulated for

different $\frac{C_1}{\bar{x}}$, $\frac{C_2}{\bar{x}}$ and k values.

Table 1. The exceedance probabilities for different $\frac{C_2}{\bar{x}}$ values (0.1;0.2;0.3)

corresponding to various k values (0.1;0.2;0.3;0.4;0.5) as $\frac{C_1}{\bar{x}} = 0.5$ found

analytically for $\frac{x}{\bar{x}}$ values.

$\frac{x}{\bar{x}}$	$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.1$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.2$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.3$				
	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0.2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0.4	1	1	0.98	0.96	0.88	1	1	0.99	0.96	0.92	1	1	0.98	0.92	0.88
0.6	0.87	0.82	0.78	0.74	0.67	0.95	0.84	0.79	0.72	0.68	0.89	0.82	0.79	0.73	0.68
0.8	0.57	0.59	0.58	0.54	0.5	0.52	0.55	0.55	0.54	0.52	0.5	0.53	0.54	0.54	0.51
1	0.44	0.43	0.41	0.4	0.4	0.4	0.4	0.39	0.39	0.38	0.37	0.38	0.38	0.37	0.38
1.2	0.33	0.29	0.27	0.28	0.3	0.31	0.29	0.28	0.27	0.27	0.3	0.29	0.27	0.28	0.26
1.4	0.2	0.17	0.18	0.19	0.18	0.22	0.19	0.18	0.19	0.21	0.23	0.2	0.2	0.19	0.21
1.6	0.06	0.09	0.12	0.14	0.15	0.1	0.11	0.12	0.13	0.14	0.14	0.12	0.13	0.13	0.15
1.8	0.02	0.04	0.07	0.09	0.12	0.03	0.06	0.08	0.09	0.11	0.05	0.07	0.09	0.1	0.11
2	0	0.02	0.04	0.06	0.08	0.01	0.02	0.04	0.07	0.08	0.01	0.04	0.05	0.06	0.09
2.2	0	0.01	0.02	0.04	0.05	0	0.01	0.03	0.04	0.06	0	0.02	0.03	0.05	0.06
2.4	0	0	0.01	0.02	0.04	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0	0.01	0.02	0.04	0.05
2.6	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0	0.01	0.02	0.04
2.8	0	0	0	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.02	0.02
3	0	0	0	0.01	0.02	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.02
3.2	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.01
3.4	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0.01	0.01
3.6	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.01
3.8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.01
4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

It is expected that the realized study will be useful in the determination of the flow duration curves in river sections where the flow data is missing and in many other water resources problems.



BÖLÜM 1

GİRİŞ

1.1. ÇALIŞMANIN KONUSU

Bu çalışma akarsulardaki akımların süreklilik çizgileri ile ilgilidir. Çalışma günlük ve aylık nehir akımlarına ait debi süreklilik çizgilerinin gerek akım modelleri kullanılarak simülasyon yolu ile gerekse geliştirilecek analitik yöntemlerin kullanımı ile elde edilmesini kapsamaktadır. Debi süreklilik çizgisi su kaynakları mühendisliğinin birçok dalında uygulama alanı bulmasına karşın bu konu üzerinde yapılmış çalışmalar konunun önemine oranla oldukça düşük sayıdadır. Konu ile ilgili yapılmış çalışmaların önemli bir kısmı debi süreklilik çizgisinin su kaynakları mühendisliğindeki kullanım alanları ile ilgilidir. Bir kısmı ise bazı bölgeler için bölgesel debi süreklilik çizgilerinin elde edilmesini kapsamaktadır. Debi süreklilik çizgisinin matematik modelleri ile ilgili bir çalışmaya literatürde rastlanmamıştır. Bu çalışmada öncelikle debi süreklilik çizgisinin su kaynakları mühendisliğindeki kullanımı ile ilgili ayrıntılı bilgileri verilmiştir. Debi süreklilik çizgisini etkileyen bileşenler belirlenmiş ve bu bileşenlerin debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Debi süreklilik çizgisinin akım modelleri ile ilgisi incelenmiş ve bir akım modeli verildiğinde süreklilik çizgisini elde etmek için algoritmalar geliştirilmiştir. Daha sonra süreklilik çizgisinin analitik yoldan elde edilmesi ile ilgili yöntemler geliştirilmiştir. Türkiye'deki bazı nehir akım ölçüm istasyonları için, gerek akım modelleri kullanılarak simülasyon yolu ile gerekse analitik metodlarla elde edilen debi süreklilik çizgileri, tarihi debi süreklilik çizgileri ile karşılaştırılmıştır. Sonuçta elinde tarihi nehir akımları ile ilgili bazı temel parametre değerleri bulunan su kaynakları mühendislerinin debi süreklilik çizgisi değerlerini rahatlıkla elde edebilmeleri için bazı grafik ve tablolar verilmiştir. Yapılan çalışmanın, akım gözlemleri yetersiz olan veya bulunmayan kesitlerde süreklilik çizgilerinin elde

edilmesi gibi bir çok su kaynakları mühendisliği probleminde faydalı olacağı umulmaktadır.

1.2. DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİNİN TANIMI

Bir debi süreklilik çizgisi belli bir istasyondaki günlük, haftalık, aylık (veya bir başka zaman aralığı) akımların miktarı ve frekansı arasındaki ilişkidir ve belli bir zaman aralığı boyunca verilmiş bir akım değerinin eşit olduğu veya aşıldığı zaman yüzdesini göstermektedir (VOGEL ve diğ.1994). Eldeki bir debi gidiş çizgisinden faydalanarak debinin belli bir değere eşit, ya da ondan büyük olduğu zaman yüzdesi hesaplanıp düşey eksene debiler, yatay eksene zaman yüzdeleri taşınırsa debi süreklilik çizgisi elde edilir. Debi süreklilik çizgisi bir eklenik olasılık dağılım eğrisi değildir, çünkü yıldan küçük zaman birimleri için bir akarsudaki akım süreci stasyoner (istatistik özellikleri zamanla değişmeyen) bir süreç olmayıp ortalama, standart sapma, çarpıklık katsayısı, ... gibi akım özellikleri yıl boyunca değişir. Dolayısıyla belli bir gündeki akımın belli bir değeri aşması olasılığı yıl içinde bulunan güne bağlıdır (MAIDMENT, 1992, s.8.27-8.28). Debi süreklilik çizgisini elde ederken gün, hafta, ay, yıl gibi değişik zaman birimlerindeki debilerle çalışılabilir. Zaman biriminin seçimi eğrinin kullanım amacına bağlıdır.

Eklenik olasılık dağılımı, $F(x)$, tanım olarak olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(x)$ 'in integralidir, buna göre

$$F(x) = P(-\infty \leq X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx \quad (1.1)$$

Yıllık akımlar stasyoner oldukları için, belli bir x değerinin aşılma olasılığını bulmak için eklenik frekans dağılım değerini 1'den çıkarmak yeterlidir. Günlük ve aylık akım serileri ise stasyoner değildir. Stasyoner olmayan serilerin eklenik frekans dağılımı tanımlanamaz, bu nedenle günlük akımların süreklilik çizgisi eklenik dağılım çizgisi olarak düşünülemez.

1.3. DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİNİN DEBİ GİDİŞ ÇİZGİSİNDEN ELDE EDİLMESİ

Debi süreklilik çizgisi debi gidiş çizgisinden elde edildiği için öncelikle bu çizginin belirlenmesi gereklidir. Debi gidiş çizgisi x-ekseninde seçilen zaman biriminin (gün, ay, yıl), y-ekseninde de ,Q, debi miktarının, ($\frac{m^3}{s}$), bulunduğu ve debi miktarının zamanla nasıl değiştiğini gösteren bir grafikdir. Bu grafik üzerindeki belli bir Q_i değerinin aşılma olasılığını belirlemek için y-ekseninde Q_i değerinin bulunduğu yerden itibaren x-eksenine paralel bir yatay çizilir. Yatay çizginin üzerinde kalan ve Q_i 'den daha yüksek değere sahip debilere bakılarak Q_i 'yi aşan zaman toplamı olan Δt bulunur. Bu değer, debi süreklilik çizgisinin toplam süresi olan T'ye bölünmesiyle, ($\frac{\Delta t}{T}$), o Q_i 'ye karşı gelen aşılma olasılığı bulunur. Bu şekilde bütün Q değerlerine karşı gelen aşılma olasılıkları bulunduktan sonra y-eksenine Q değerleri, x-eksenine de bu değerlere karşı gelen aşılma olasılıkları gelecek şekilde debi süreklilik çizgisi çizilir (Şekil 1.1).

1.4. DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİ İÇİN KULLANILAN ZAMAN BİRİMİNİN SEÇİMİ VE DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

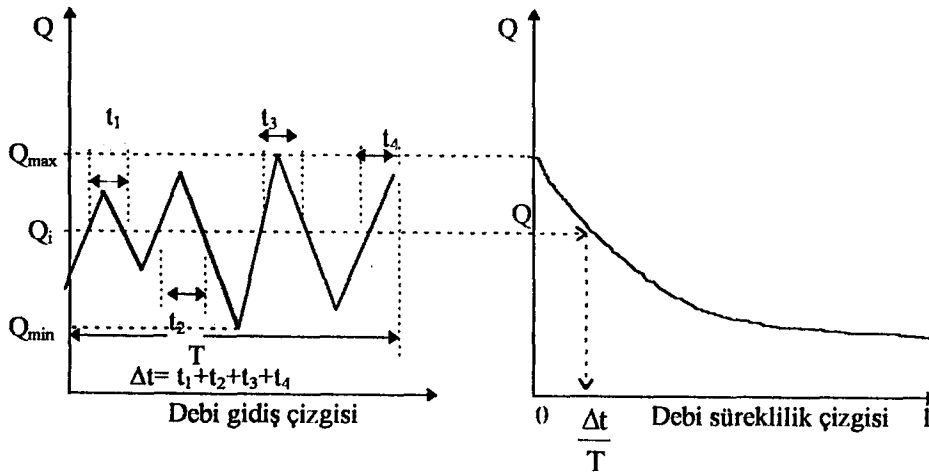
Debi süreklilik çizgisini oluşturan debi gidiş çizgisinin zaman birimi kullanım amacına bağlı olarak gün, hafta, ay ve yıl olarak değişmektedir. Yıldan daha küçük zaman birimleri için elde edilen zaman serilerinde periyodiklik vardır ve bu, zaman serisi analizinde dikkate alınması gereken önemli bir konudur. Yıllık akımlardan oluşan zaman serileri ise stasyonerdir, yani istatistiksel parametre değerleri zamanla değişmemektedir. Bu konular Bölüm 2'de ayrıntılı olarak işlenmiştir.

Hidrolojik zaman serilerinin analizi ve modellenmesinde, birçok araştırmacı tarafından kullanılan veriler belli bir zaman aralığındaki kesikli zaman serileridir. Yıllık zaman serilerinin kullanımını cazip kılan nedenler şunlardır (YEVJEVICH, 1984, s.4):

- (1) Seri parametrelerinde; önemli süreksizlik, homojenliğin olmaması veya örneklemede uç değerlerin bulunması durumunda oluşan uzun aralıklı gidişlerin veya sıçramaların incelenmesi;
- (2) Uzun kurak veya yağışlı yıl süreçlerinin incelenmesi;
- (3) Seri özellikleri ile uzun vadeli iklimsel değişkenlikler arasındaki ilişkilerin incelenmesi;
- (4) İnsan faaliyetleri ya da doğal afetler nedeniyle oluşan değişikliklerin belirlenmesi;
- (5) Büyük su biriktirme kapasiteleri veya sistemlerinin işletilmesi ve planlanması; proje veya planlama performansının fayda, maliyet, risk ve değer ölçümlerinin hesaplanması;
- (6) Genel olarak hidrolojik süreçlerin yıllık zaman serilerinin anlaşılması.

Aylık akım serilerinin kullanılmasını cazip kılan konular ise şunlardır:

- (1) Seri parametrelerindeki periyodikliğin (mevsimlik değişim) incelenmesi;
- (2) Mevsimlik veya yıllık proje performansları ile yiliçi veya yıldan yıla akım düzenlemesinin incelenmesi;
- (3) Su temini ve hidroelektrik enerji üretimindeki risklerin ve normal dışı kurak mevsimlerin incelenmesi;
- (4) İklimsel ve hidrolojik rastgele değişkenler ile zaman süreçleri arasındaki ilişkilerin incelenmesi;
- (5) Zaman serilerindeki periyodik stokastik sürecin anlaşılması.



Şekil 1.1. Debi gidiş çizgisinden debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi.

Aydan daha kısa süreli zaman aralıklı zaman serileri, örneğin günlük akım serileri, ise çoğunlukla uç değerlerin (taşkın, düşük akım veya serilerin eksiklik gösteren kısımları) incelenmesinde kullanılmaktadır. Kısa süreli akım serilerini (özellikle günlük akım serileri) incelemenin önemi, onların çeşitli çevre ve sistemlerdeki jeofiziksel süreçleri; enerji, su kirleticileri, ve su kalitesiyle ilgili malzemelerin girdi-tepki-çıkıtlı konularının sistem ilişkilerini iyi bir şekilde anlayabilmemizde yatmaktadır.

Debi süreklilik çizgisi için seçilen zaman aralığı eğrinin dikliğini etkilemektedir. Seçilen zaman aralığı küçüldükçe eğri dikleşmektedir. Buna göre günlük ortalama akımlar için olan debi süreklilik çizgisi aylık ve özellikle de yıllık debi süreklilik çizgilerine oranla daha diktir. Dolayısıyla aşılma yüzdesindeki bir artış debi değerini günlük debi süreklilik çizgisinde diğerlerine oranla daha fazla arttırmaktadır. Büyük havza alanına sahip nehirlerde ise günlük ve aylık debi süreklilik çizgileri arasında fazla bir fark bulunmamaktadır (Mc MAHON ve ARENAS, 1982).

1.5. DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİNİN KULLANILDIĞI YERLERE ÖRNEKLER

Debi süreklilik çizgisinin kullanım alanı oldukça geniştir. Aşağıda bu çizginin kullanıldığı yerlere bazı örnekler verilmiştir:

1.Örnek: Debi süreklilik çizgisi bir hidroelektrik santralin enerji potansiyelinin belirlenmesinde kullanılmaktadır. Burada debi süreklilik çizgisi su gücü denkleminin uygulanması ile bir güç süreklilik çizgisine dönüştürülmektedir ve santralin enerji potansiyeli ile ilgili bir tahmin yapılabilir. Debi süreklilik metodu olarak adlandırılan bu metod şu etaplardan oluşmaktadır (MAIDMENT, 1992, s.27.39-27.40):

- 1- Günlük akım debi süreklilik çizgisinin oluşturulması.
- 2- Net yükün yük-debi eğrisinden bulunması.
- 3- Debi süreklilik çizgisi üzerinde 20 ile 30 arasında nokta seçilir ve $P=C \cdot Q \cdot H \cdot e$ denklemi kullanılarak her debi için güç hesaplanır, bu denklemde P, Q, H, e ve C

sırasıyla elektrik gücü (kW), debi (m³/s), mevcut net yük (m) genel verimlilik (genellikle %80 ile %85 arasında) ve sabiti (SI birim sisteminde 9.81 m/s²) temsil etmektedir.

Bu formülün bize santralin teorik enerji potansiyeli hakkında yalnızca tahmini bir değer verdiği belirtilmelidir. Elde edilen bu değer genelde bu santralde oluşabilecek gerçek güç değerinden daha yüksektir. Bunun nedenleri şöyle sıralanabilir:

- a- Kurulu kapasite sınır değeri dikkate alınmamaktadır.
- b- Türbin verimlilik değerleri, gerçekte hem yük hem de debi ile birlikte değişebilmelerine karşın, sabit olarak kabul edilmişlerdir.
- c- Kritik değerden büyük olan debilerde tam kapak debisi azaltılmış yük ile birlikte azalır.
- d- Havuz seviyelerindeki işletme kısıtlamaları veya boşaltma oranları güç üretimini önemli ölçüde düşürebilir.

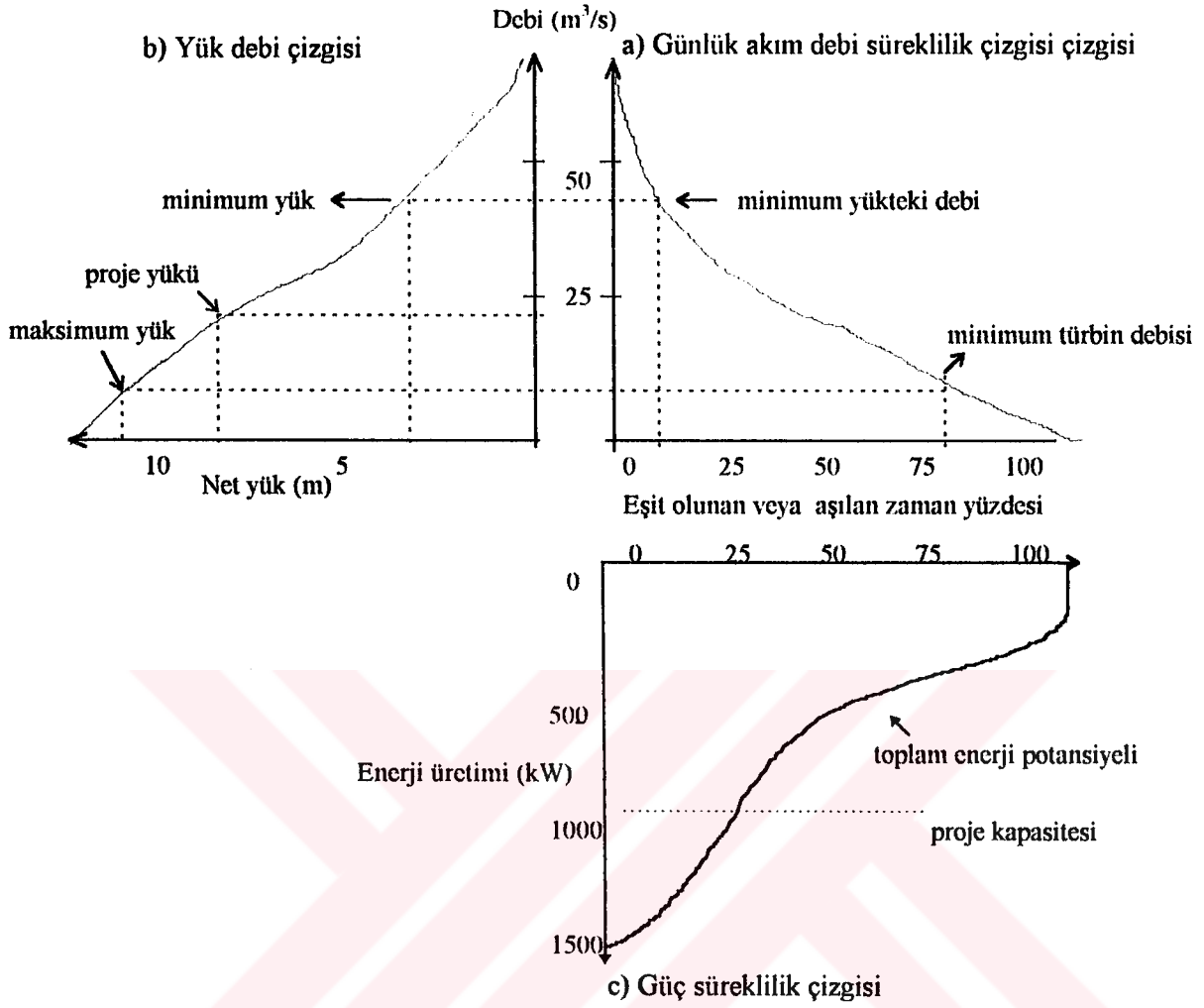
4- Yıllık ortalama enerji, güç süreklilik çizgisinden şu şekilde hesaplanır:

$$\text{Yıllık ortalama enerji (kWh)} = 87.6 \int_0^{100} P dp$$

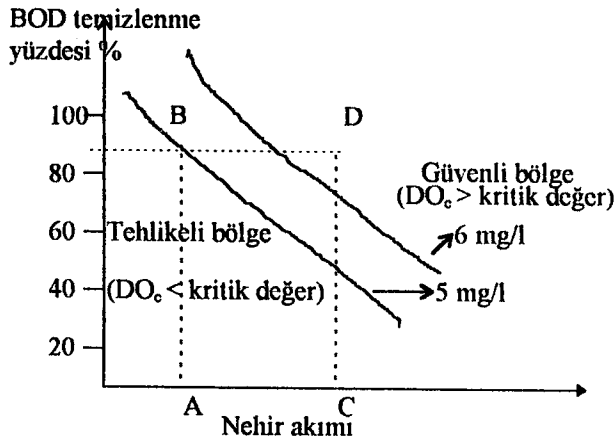
burada P: güç (kW) ve p: zaman yüzdesi'dir (Şekil 1.2).

2.Örnek: MALE ve OGAWA (1984) bir atıksu arıtma tesisinin projelendirilmesi ile ilgili değişkenler arasındaki ilişkilerin gösterilmesi ve değerlendirilmesi için debi süreklilik çizgisinin nasıl kullanılabileceğini göstermiştir. Prosedür daha sonra diyagram oluşturacak şekilde birleştirilen üç grafiğin oluşturulmasını kapsamaktadır:

(1) Su kalitesi ile arıtma tesisi verimliliği ve nehir akımı arasındaki ilişkiyi gösteren eğriler grubu; (2) Alınan akım için bir dizi debi süreklilik çizgisi eğrisi ve (3) Arıtma tesisi inşaatı için bir maliyet eğriler grubu.



Şekil 1.2. Bir hidroelektrik santraldeki potansiyel enerjinin tahmini için debi süreklilik metodu: (a) günlük debi- süreklilik çizgisi, (b) net yük debi çizgisi, (c) güç- süreklilik çizgisi.



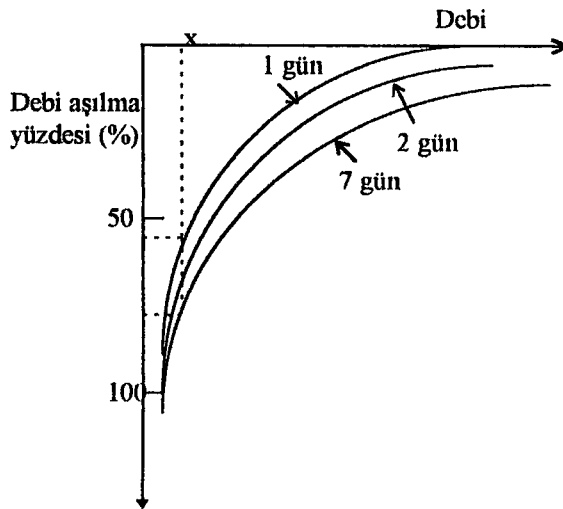
Şekil 1.3. Arıtma tesisi verimlilięi ile akım miktarı ve akımda çözünen minimum çözünen oksijen (DO) miktarı arasındaki ilişkiyi gösteren diyagram.

(1) Su kalitesi eğrileri: Arıtma tesisi verimliliği ile akım miktarı ve akımda çözünen minimum çözünen oksijen (DO) miktarı arasındaki ilişkiyi gösteren diyagram Şekil 1.3’de verilmiştir.

Eğriler iki farklı DO (çözölmüş oksijen) kriterini göstermekte olup, her özel uygulama için biyolojik oksijen ihtiyacı (BOD) deşarj, giren akım ve nihai minimum DO arasındaki ilişki kullanılarak belirlenebilmektedir. Bir DO kriteri için eğri oluşturulduğunda, grafik, bir x BOD temizleme yüzdesine sahip bir atık su temizleme tesisinin bir nehre $y \frac{m^3}{s}$ akım verdiğinde uygun bir giren akım DO konsantrasyon değerini muhafaza ettiğini göstermektedir. Örneğin, eğer bir atık su işleme tesisi kendi giren akım BOD’sinin %90’nını temizliyorsa, nehre A miktarında bir akım verdiğinde 6 mg/l’lık bir kriter sağlanmayacaktır. Ancak C miktarındaki bir nehir akımı için bunun tam tersi sözkonusudur. Üst sağ kısım güvenli bölgeyi sol kısım ise tehlikeli bölgeyi göstermektedir.

(2) Debi süreklilik çizgileri:

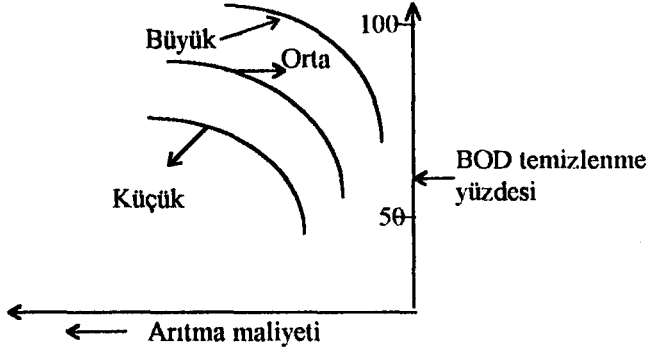
Orijinal debi süreklilik çizgisinin saat yönünde 90° döndürölmesinden oluşmaktadır. Bu eğrileri incelersek örneğin bir x akımı seçildiğinde 1 günlük ortalama akımlar için bu değerin aşılma olasılığı %59, 7 günlük ortalama akımlar için ise %80’dir.



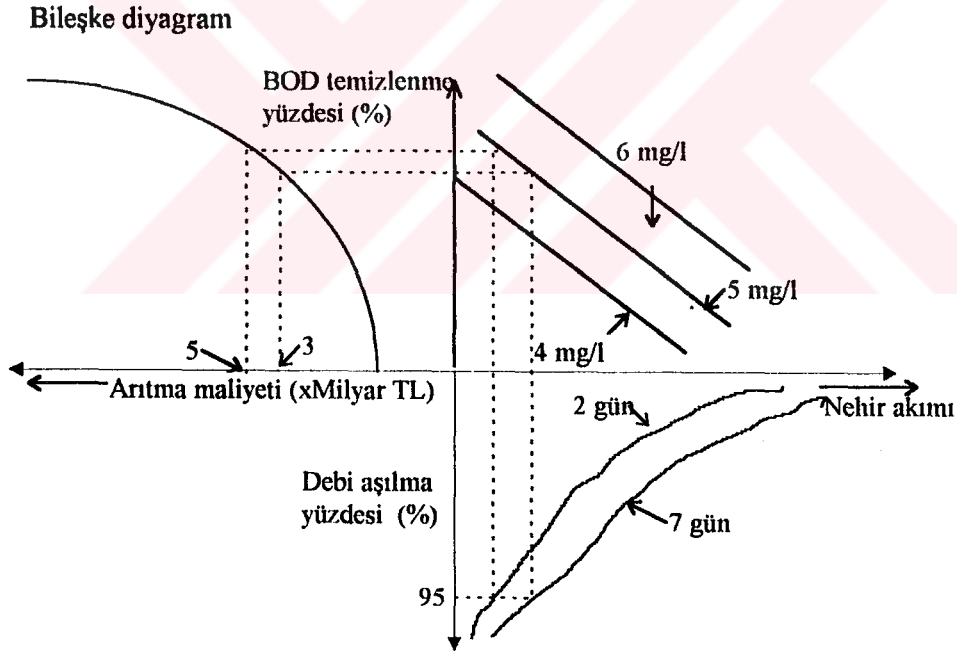
Şekil 1.4. 1, 2, 7 ve 10 günlük ortalama akımlar için saat yönünde 90° döndürölmüş debi süreklilik çizgileri.

(3) Maliyet eğrileri:

Bu eğriler çeşitli işletme büyüklükleri için, farklı BOD temizlenme yüzdelere karşı gelen arıtma maliyetlerini vermektedir.



Şekil 1.5. Atık su arıtma tesisi inşaatı, işletilmesi ve bakımı için birim masraf eğrileri

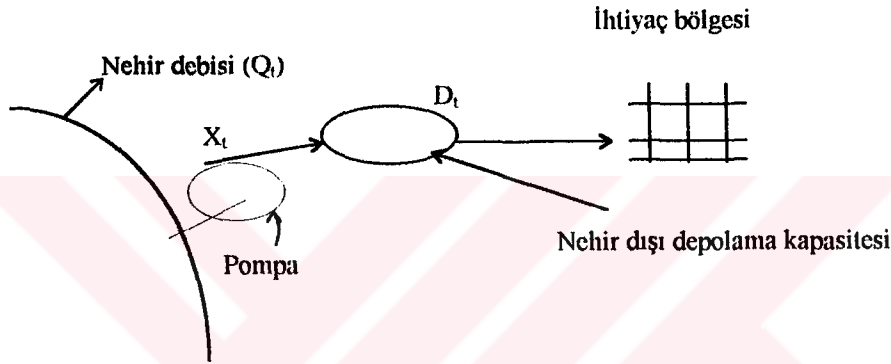


Şekil 1.6. Parametreler arasındaki ilişkiyi gösteren bileşke diyagram.

Şekil 1.6'daki bileşke diyagramda farklı politikaların etkilerini incelemek için su kalitesi eğrileri ($DO = 4 \text{ mg/l}$, 5 mg/l ve 6 mg/l), debi süreklilik çizgileri ve maliyet eğrisi birleştirilmiştir. Burada ele alınan örnekte DO kriteri sabit tutulduğunda ($DO = 5 \text{ mg/l}$), %95 aşılma olasılığı için iki farklı debi süreklilik çizgisine (2 ve 7

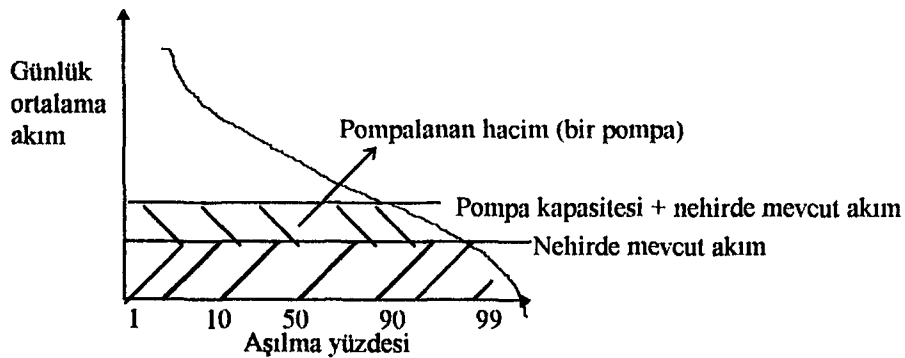
günlük debi süreklilik çizgileri) karşı gelen arıtma maliyetleri karşılaştırılmıştır. Buna göre örneğin 2 günlük ortalama akım için arıtma maliyeti 5 Milyar TL iken, 7 günlük ortalama akımda aynı maliyet 3 Milyar TL olmaktadır.

3. Örnek: Debi süreklilik çizgisi ayrıca düzensiz akıma sahip nehirlerde, nehir dışı biriktirme kapasitesinin hesabında da kullanılmaktadır. Nehir dışı biriktirme, kısaca suyun nehirden bir pompa yardımıyla nehir-dışı biriktirme yerine pompalanması ve oradan da ihtiyaç bölgesine gönderilmesi işlemidir (Şekil 1.7, MAIDMENT, 1992, s.27.6-27.7)



Şekil 1.7. Nehir suyunun nehirden bir pompa yardımıyla nehir-dışı biriktirme yerine pompalanması.

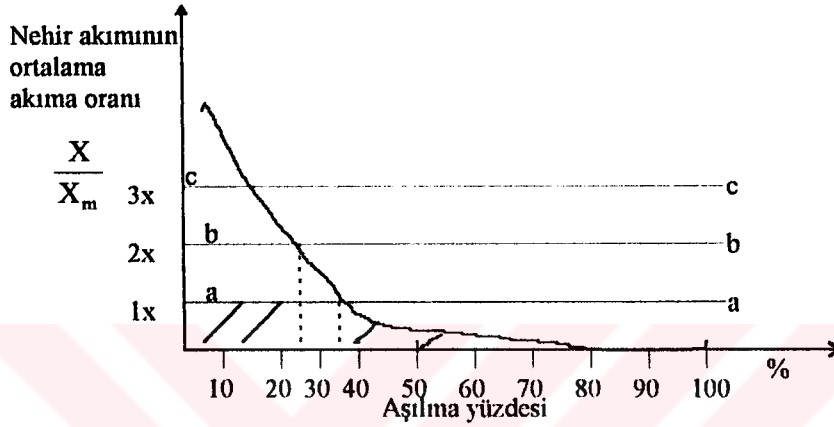
Normalde günlük akımlar kullanılarak elde edilmiş bir debi süreklilik çizgisi gerekli biriktirme boyutu konusunda bize bir ilk tahmin verebilir. Genelde, suyu nehir dışı biriktirme merkezine çıkartmak için düşük yükte yüksek kapasiteli bir pompa kullanılmaktadır. Her yıl düzenli bir yağışlı mevsim geçirildiği kabul edilerek, mevcut suyun (pompalanan) yaklaşık bir tahmini yapılabilir (Şekil 1.8).



Şekil 1.8. Nehir dışı biriktirme kapasitesinin tahmini için debi süreklilik çizgisinin kullanımı (bir pompa).

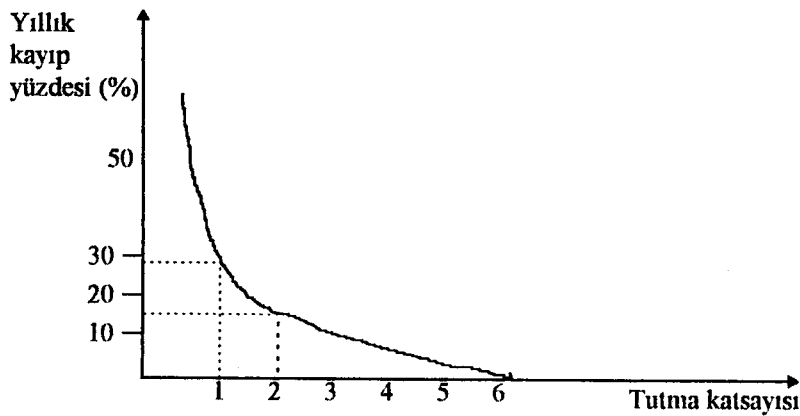
Daha ayrıntılı analiz gerektiğinde, sistemin simülasyonu yapılmalıdır. İşlemin ölçeğine bağlı olarak, bir günlük, haftalık, veya aylık zaman aralığı kullanılmalıdır.

4.Örnek: Debi değerleri önemli değişiklik gösteren nehirlerden su taşımak amacıyla akedükler inşa edildiğinde, akedüğün kapasitesini hesaplamak için debi süreklilik çizgisi kullanılmaktadır (Şekil 1.9, BROWN, 1958).



Şekil 1.9. Debi süreklilik çizgisi.

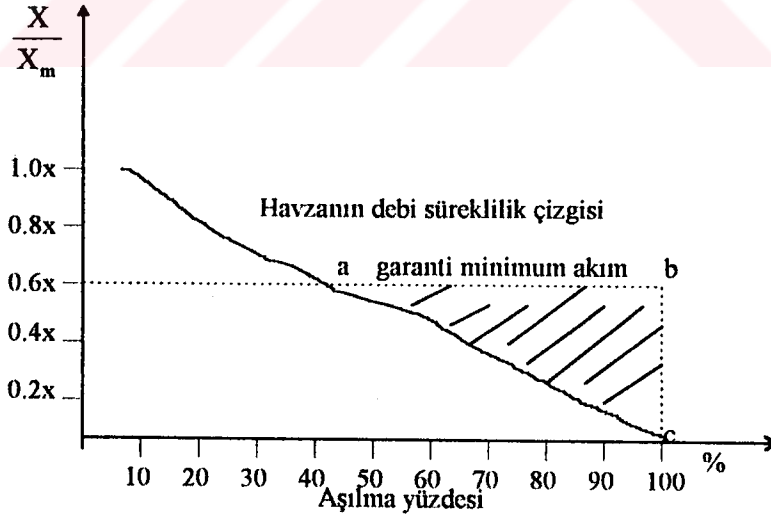
Akedük ne kadar büyük yapılırsa, taşkın zamanlarında yıllık su kaybı o kadar çok az, akedüğün maliyeti ise o kadar fazla olur. Akedüğün boyutunun artması, bu nedenle hem yıllık geliri hem de yıllık yatırım masraflarını arttırmakta olup ekonomik dengenin elde edildiği nokta genellikle debi süreklilik çizgisinden tutma katsayısı (ortalama debinin katı) dikkate alınarak elde edilir.



Şekil 1.10. Tutma eğrisi.

Örneğimizde debi süreklilik çizgisi üzerindeki x-eksenine paralel a-a yatay çizgisi ortalama debi değerini ve onun zaman ölçeği boyunca ölçülen uzunluğunu göstermekte olup, akımın ortalama akımdan 128 gün boyunca daha büyük, 237 gün boyunca ise daha küçük olduğunu ifade etmektedir. Benzer şekilde b-b çizgisi ise akımın ortalamanın iki katı olan değerden yaklaşık 273 gün boyunca daha az olduğunu göstermektedir. c-c doğrusu ise ortalamanın 3 katı bir debi durumundaki şartları göstermektedir. a-a çizgisinin altında kalan taralı alan maksimum kapasitesi ortalama debi olan bir akedük tarafından tutulacak yıllık toplam su hacmini, üstünde kalan alan ise taşkın zamanında olabilecek yıllık su kaybını göstermektedir. Debi süreklilik çizgisinin altındaki toplam alan yıllık toplam nehir akım miktarını vermektedir. Bundan dolayı a-a' nın üstündeki alanın toplam alana oranı, akedük yalnızca ortalama akımı aldığında yıllık kayıp yüzdesini temsil etmektedir (Şekil 1.9).

Farklı tutma katsayıları, ortalama debinin katları için çizilebilir (tutma eğrisi). Bu eğri sayesinde farklı kapasitelere sahip akedüklerin maliyeti bulunabilir ve gelir kayıpları ile yıllık yatırım harcamalarına bakılarak en uygun akedük kapasitesi belirlenebilir (Şekil 1.10).

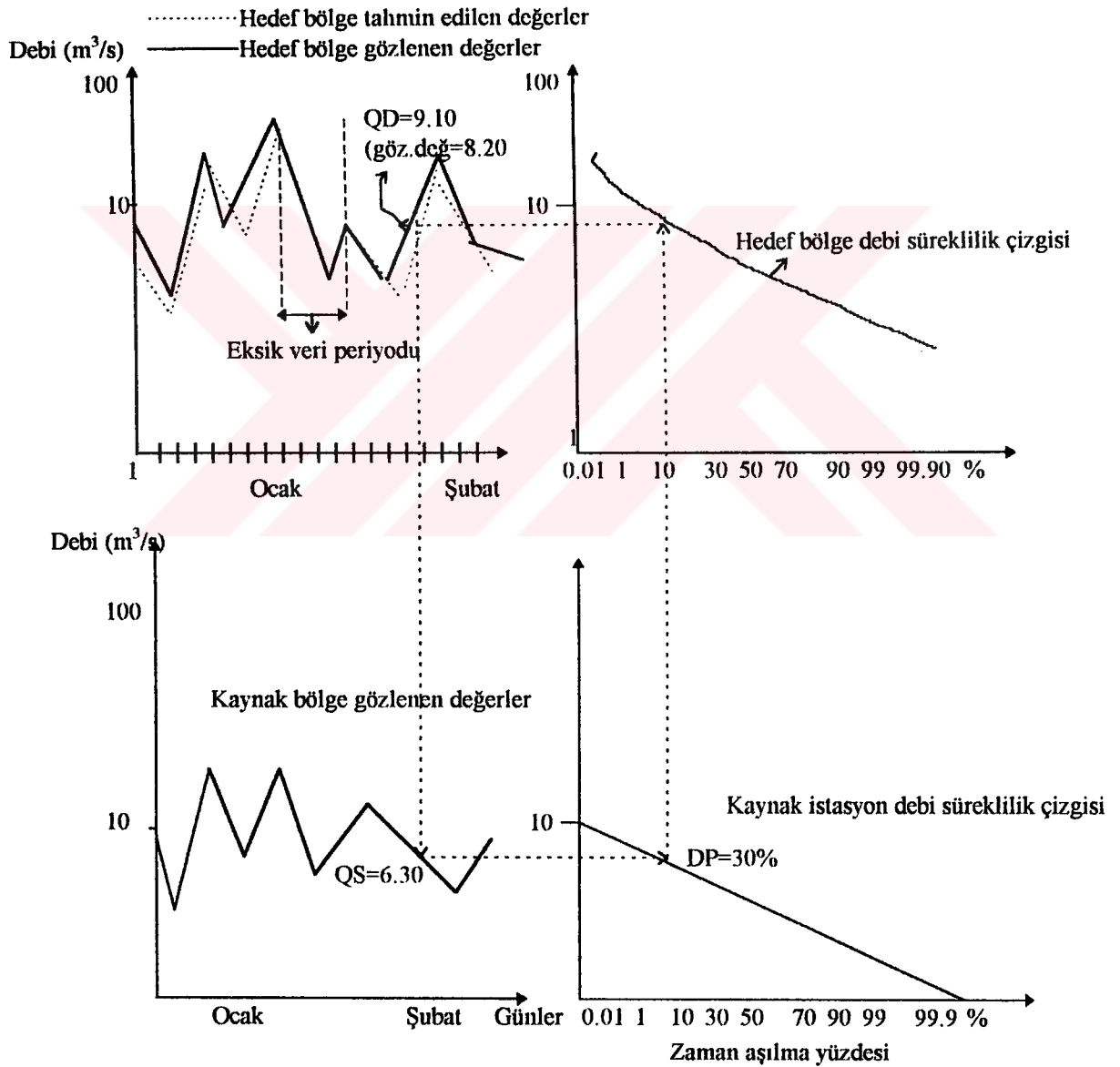


Şekil 1.11 . Havzanın debi süreklilik çizgisi.

5.Örnek: Nehirde bir baraj bulunması durumunda, nehirin kısmen ya da tamamen kurumaması için aşağı yönde su verilmesi sık sık gerekli olmaktadır. Bazı durumlarda gerekli su belli sabit bir debi miktarı olabilmektedir. Ancak genelde minimum bir

debinin sağlanması gerekmektedir. Bu durumda ölçüm noktası için, ölçüm noktası ve tutma noktası arasındaki havza alanının bir debi süreklilik çizgisi hazırlanmalıdır (BROWN, 1958, s.242).

Şekildeki abc alanı yıllık olarak verilmesi gerekli toplam su hacmini ve bc maksimum debi değerini vermekte ve boşaltım kapağının boyutunu belirlemektedir. abc alanı ortalama koşulların olduğu bir diyagramdan ve ordinat "kurak-yıl" koşullarından biri yardımı ile belirlenmektedir.



Şekil 1.12. Bir kaynak istasyonunun bir aydaki debi süreklilik çizgisini kullanarak hedef bölge istasyonundaki eksik değerlerin tahmin edilmesi.

6.Örnek: Bir nehir ölçüm istasyonundaki eksik gözlenmiş değerlerin belirlenmesi için yakın diğer havzalardaki ölçüm istasyonlarından elde edilmiş debi süreklilik çizgileri kullanılabilir. Bunun için öncelikle kaynak istasyonlar belirlenir ve bu istasyonlardaki ve hedef istasyondaki (eksik ölçüm değerleri tamamlanacak ya da mevcut ölçüm değerleri uzatılacak istasyon) akım rejimleri arasındaki benzerlik derecesine göre ağırlık yüzdesi değeri saptanır (W_j , $j=1$ ile N arasında). Hedef istasyon ve kaynak istasyonlarda ay boyunca gözlenmiş günlük ortalama debilerin debi süreklilik çizgisi elde edilir. Hedef bölgedeki herhangi bir güne ait nehir akım değerini tahmin etmek için, kaynak bölgelerdeki nehir akım değerlerine (QS_j) ait debi süreklilik çizgisi (ilgili ay için) üzerinden aynı gün için aşılma yüzdesi değeri (DP_j) belirlenir ve hedef bölgedeki debi süreklilik çizgisinden aynı aşılma yüzdesi (DP_j) değerine karşı gelen akım değeri (QD_j) okunur (Şekil 1.12).

Hedef bölgesindeki her değer (QD_j) daha sonra kaynak bölgenin ağırlık katsayısı (W_j) ile çarpılır ve bu çarpımların toplamı ağırlıkların toplamına bölünerek aranan QD debisi belirlenir.

$$QD = \sum (QD_j \times W_j) / \sum W_j \quad (1.3)$$

1.6. DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİLERİ ÜZERİNDE YAPILMIŞ ÇALIŞMALAR

Debi süreklilik çizgisinin tahmini olarak ilk kullanımı 1880 yılında CLEMENS HERSCHEL'e aittir (FOSTER, 1934). 20. yüzyılın ilk yarısında Amerika Birleşik Devletleri'nde belli bazı bölgeler için debi süreklilik çizgilerinin geliştirilmesi amacıyla geniş çaplı çalışmalar yapılmıştır. Örneğin MITCHELL (1957), Illinois'nin ölçüm istasyonlu, kısmen ölçüm istasyonlu ve ölçüm istasyonsuz bölgelerinde debi süreklilik çizgilerinin tahmini için metodlar geliştirmiştir. CROSS ve BERNHAGEN (1949) Ohio'daki, SEVILLE ve diğ. (1933) ise Kuzey Carolina'daki debi süreklilik çizgilerini anlatmışlardır. A.B.D.'de Illinois, New Hampshire ve Massachusetts'deki ölçüm istasyonsuz bölgeler için sırasıyla SINGH (1971), DINGMAN (1978) ve FENNESSEY ile VOGEL (1990) tarafından bölgesel debi süreklilik çizgileri

geliştirilmiştir. Bölgesel debi süreklilik çizgileri ile ilgili diğer yeni modellerin bir incelemesi FENNESSEY ile VOGEL (1990) tarafından yapılmıştır.

MITCHELL (1957), SEARCHY (1959) ve Hidroloji Enstitüsü ('Düşük akımlar' 1980), debi süreklilik çizgilerinin oluşturulması, yorumlanması ve uygulanması ile ilgili olarak bilgiler vermektedir. Dikkat çekici bir nokta da debi süreklilik çizgilerinin oluşturulması, yorumlanması ve uygulanması ile ilgili önemli çalışmaların çoğunun bilgisayarın yaygın olarak kullanımından önce yapılmış olmasıdır (örn. FOSTER, 1934, MITCHELL, 1957, SEARCHY, 1959).

Bilgisayar teknolojisindeki gelişmelerle birlikte, debi süreklilik çizgileri üzerinde az sayıda makale yayınlanmıştır; bu çalışmalarda bilgisayar teknolojisindeki ilerlemelerle bağlantılı olarak, debi süreklilik çizgisi ile ilgili gerçekleştirilen birçok yeni gelişme ele alınmış ve incelenmiştir (VOGEL ve FENNESSEY, 1994). FIENBERG (1979), bilgisayar teknolojisinin gelişiminden itibaren, istatistiki bilginin gösterimi için grafikli araçların kullanımında sürekli bir azalışı tesbit etmiştir. Debi süreklilik çizgileri ile ilgili makalelerin büyük çoğunluğunun bu yüzyılın ilk yarısına ait olmasına karşın, mevcut kitaplarda bu önemli araç ile ilgili olarak hala tartışmalar bulunmaktadır (örn. WARNICK, 1984, GORDON ve diğ., 1992).

Debi süreklilik çizgilerinin hidroelektrik güç hesabı, su temini ve drenaj planlaması için kullanımı önerilmiştir (CHOW, 1964, WARNICK, 1984). MITCHELL (1957) ve SEARCHY (1959) atık-yük dağıtımı ve su-kalitesi işletim sorunları ile ilgili uygulamaları tanımlamaktadırlar. MALE ve OGAWA (1984), bir atık su işleme tesisi kapasitesinin seçimi ile ilgili değişkenler arasındaki ilişkileri göstermek ve değerlendirmek için debi süreklilik çizgilerinin nasıl kullanılabileceğini göstermiştir. U.S. Bureau of Reclamation (STRAND ve PEMBERTON, 1982), debi süreklilik çizgilerini, askı halindeki yüklerinin frekanslarını inceleyen çalışmalarda ve belli bir bölge için uzun vadeli askıda sediment miktarının belirlenmesinde kullanmaktadır. U.S. Fish & Wildlife Service (GORDON ve diğ., 1992) debi süreklilik çizgilerini, kendi "Akım içi akıntı artışı metodoloji"lerinde değişik miktar ve frekanslardaki nehir akımının canlı yaşamı için uygunluğunun araştırılmasında kullanmışlardır. ALAUZE

(1989), her su çekilişinin belli bir güvenilirliği olması gereken rezervuarlardan su çekilişlerinin optimum dağıtımının belirlenmesi için debi süreklilik çizgilerinin kullanımını tanımlamaktadır. HUGHES ve SMAKHTIN (1996) ise bir nehir ölçüm istasyondaki eksik gözlenmiş değerlerin belirlenmesi için yakın diğer havzalardaki ölçüm istasyonlarından elde edilmiş debi süreklilik çizgilerini kullanmışlardır.



BÖLÜM 2

AKIM MODELLERİ

2.1. AKIM SERİLERİNİN MODELLENMESİNİN ADIMLARI

2.1.1. Stokastik süreçler ve zaman serileri

'X' sembolü ile gösterilen bir değişkenin alacağı değer kesin bir şekilde tahmin edilebiliyorsa, değişken 'deterministik değişken' olarak kabul edilebilir. Öte yandan 'X'in değeri kesin olarak tahmin edilemiyor ise, o zaman 'X' bir rastgele değişkendir. Bu son durumda X'in olasılık anlamında ifade edilebileceğini veya X'in olasılık kanunları tarafından yönetildiğini söyleyebiliriz. X'in aldığı değerlerin sıralı bir dizi halinde ve zaman aralıkları ile ifade edildiğini kabul edersek ($X_1, X_2, X_3, \dots$; alt indis zaman aralığını göstermektedir) bu dizi bir zaman serisi olarak adlandırılır. $X_1, X_2, \dots$ rastgele değişkenler kümesi kendi olasılık dağılımları ile birlikte bir olasılık süreci veya genelde bir stokastik süreç olarak adlandırılabilir.

Gerçekte bir stokastik süreç, $X_1, X_2, X_3, \dots$ rastgele değişkenlerinin ortak olasılık dağılımı $f(x_1, x_2, x_3, \dots)$ bilgisini gerektirmektedir. Eğer ortak dağılım marjinal dağılımların çarpımı şeklinde ifade edilebiliyorsa,

$$f(x_1, x_2, x_3, \dots) = f(x_1) \cdot f(x_2) \cdot f(x_3) \cdot \dots \quad (2.1)$$

süreç bağımsız, stokastik seri ise bağımsız seri olmaktadır. Diğer durumda değişken değerleri arasında belli bir tipte serisel bağımlılık söz konusudur ve süreç serisel bağımlı stokastik süreç, seri de buna bağlı olarak serisel bağımlı zaman serisi olarak adlandırılır. Bir stokastik sürecin bütün özelliklerinin ortak dağılım fonksiyonu $f(x_1, x_2, x_3, \dots)$ içinde bulunmasına karşın, beklenen değer, varyans ve kovaryans gibi bazı belli özellikleri ifade etmek uygun olmaktadır. Genelde bir $X_1, X_2, \dots$ stokastik sürecinin beklenen değeri, her zaman konumundaki $E(X_1), E(X_2), \dots$ beklenen

değerlerinin oluşturduğu kümeden oluşmaktadır. Benzer şekilde, varyanslar kümesi $\text{Var}(X_1), \text{Var}(X_2) \dots$ 'dir. 't' ve 't+k' gibi iki konumu dikkate alırsak, X_t ve X_{t+k} değişkenleri arasındaki kovaryans $\text{Cov}_t(k) = \text{Cov}(X_t, X_{t+k})$ olarak tanımlanmaktadır. Kovaryans stokastik sürecin lineer bağımlılığını ifade eden özelliktir.

Bir stokastik sürecin (zaman serisinin) beklenen değerleri zamanla değişmiyorsa yani $E(X_1) = E(X_2) = \dots = \mu$ ise, süreç ortalamada stasyoner ya da birinci derece stasyoner olarak kabul edilir. Benzer şekilde $\text{Var}(X_1) = \text{Var}(X_2) = \dots = \sigma^2$ ise stokastik süreç varyansta stasyonerdir.

Eğer kovaryans t'nin konumuna değil de sadece k zaman aralığına bağlı ise stokastik süreç kovaryansta stasyonerdir. Bu durumda t'ye bakmaksızın $\text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = \text{Cov}(k)$. Eğer bir stokastik süreç ortalama ve kovaryansta stasyoner ise ikinci derece stasyoner olarak kabul edilir. İkinci derece stasyoner süreç aynı zamanda geniş anlamda stasyoner veya zayıf stasyoner olarak adlandırılır. Ortalama, varyans ve kovaryans dışındaki diğer istatistiksel parametreler de zamandan bağımsız ise stokastik süreç yüksek derece stasyoner veya kuvvetli stasyonerdir.

2.1.2. Zaman serisi modelleri

Bir stokastik süreci temsil eden bir matematik modele "stokastik model" veya "zaman serisi modeli" adı verilir. Modelin belli bir matematiksel şekli veya yapısı ve bir parametre kümesi bulunmaktadır. Basit bir zaman serisi modeli $X_1, X_2, \dots$ arasında herhangi bir bağımlılık olmaması halinde bütün $t=1,2,\dots$ konumları için $\theta = \{\theta_1, \theta_2, \dots\}$ parametreleri olan tek bir olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(x; \theta)$ ile ifade edilebilir. Örneğin ortalaması μ ve varyansı σ^2 olan X normal ise zaman serisi modeli şu şekilde yazılabilir:

$$x_t = \mu + \sigma \varepsilon_t, t=1,2,\dots \quad (2.2)$$

burada ε_t ortalaması 0, varyansı 1 olan normal bir değişkendir ve $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots$ bağımsızdır. Denklem 2.2'deki modelin parametreleri μ ve σ olup sabit oldukları (zamanla değişmedikleri) için model stasyonerdir.

Bağımlı yapısı olan bir model şu şekilde oluşturulabilir:

$$\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + \xi_t \quad (2.3)$$

burada ξ_t ortalaması 0, varyansı $1 - \phi^2$ olan bağımsız bir seri, ε_t bağımlı seri, ve ϕ modelin parametresidir. Denklem 2.3'deki ε_t , ξ_t 'nin bir fonksiyonu olmanın yanısıra aynı zamanda aynı ε değişkeninin "t-1" zamanındaki değerinin bir fonksiyonu olduğu için bağımlı bir seridir. Denklem 2.3'teki ε_t denklem 2.2'deki bağımlı model ile ifade edildiği takdirde x_t 'nin modeli de bağımlı olur. Bu durumda x_t modelinin parametreleri μ , σ ve ϕ olur.

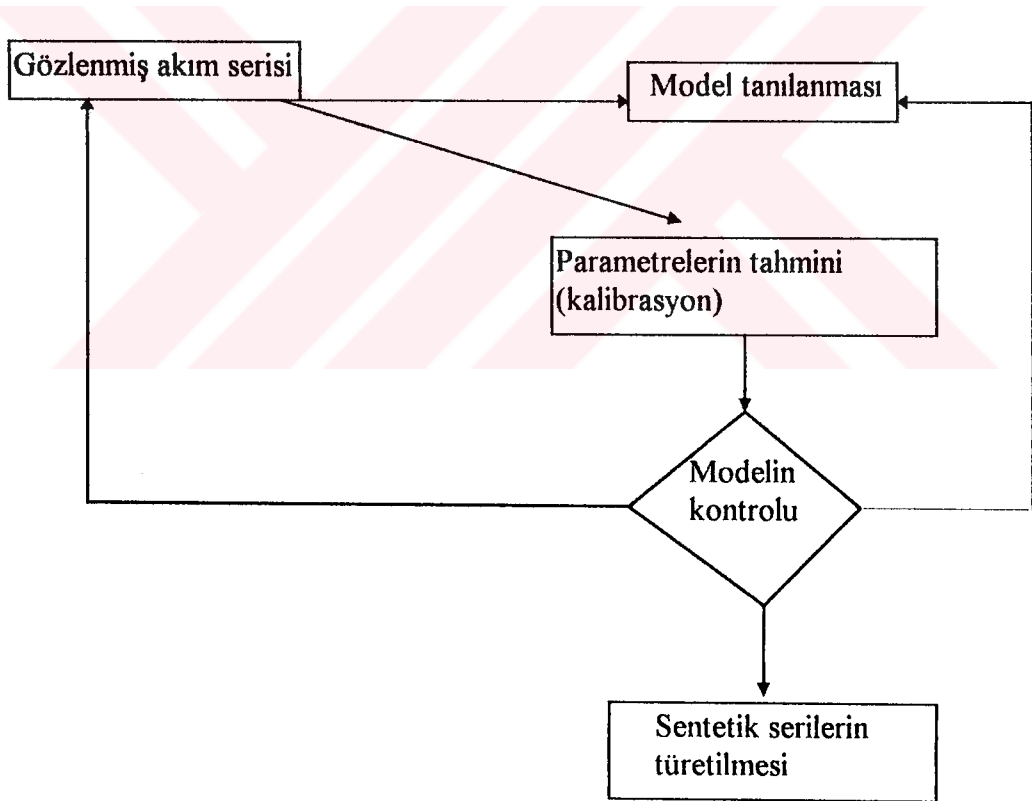
Bu modellerin parametreleri sabit oldukları için modeller stasyoner zaman serilerini veya stasyoner stokastik süreçleri temsil etmekte olup stasyonerdirler. Bu parametreler zamanla değiştikleri takdirde stasyoner olmayan modeller oluşur.

2.1.3. Zaman serisi modellemesi

Zaman serisi modellemesi eldeki mevcut örnek serinin özelliklerine, kullanılan model tipine ve seçilen modelleme tekniklerine bağlı olarak basit veya karmaşık olabilen bir süreçtir. Örneğin, istatistiksel özellikleri zamanla değişmeyen serilerin modelleri ve modelleme teknikleri zamanla değişen özellikler gösteren serilere oranla daha basittir. Kurulacak matematik modelin kullanılacağı amaca göre, sözkonusu sürecin istatistiksel özelliklerini yeterli bir şekilde ifade edebilmesi gerekir. Modeli bu şartı sağlayacak en basit, yani parametre sayısı en az olan model olarak seçmek uygun olur, çünkü parametre sayısı arttıkça bunların değerlerinin eldeki örnekten hesabındaki güvenilirlik azalır. Genelde, zaman serilerinin modellenmesi şu aşamalar dikkate alınarak planlanabilir (BOX ve JENKINS, 1970, s.18):

- 1) Model tipinin seçilmesi,
- 2) Model şeklinin tanılanması,
- 3) Model parametrelerinin tahmini, ve
- 4) Modelin kontrolü.

1.aşamada eldeki mevcut model tiplerinden biri seçilmektedir. Model tipi belirlendikten sonra yapılması gereken model şekli veya mertebesinin belirlenmesidir. Örneğin seçilen model tipi otoregresif model ise bu modelin 1., 2. veya daha üst bir mertebeden olup olmayacağına karar verilecektir. Model tipi ve şeklinin belli olmasından sonra, model parametreleri eldeki veriler kullanılarak bulunacaktır. Tam olarak belirlenmiş olan modelin gözlenmiş seriye uygunluğu istatistik testlerle kontrol edilip modelin kabul edilip edilmeyeceğine karar verilecektir (Şekil 2.1).



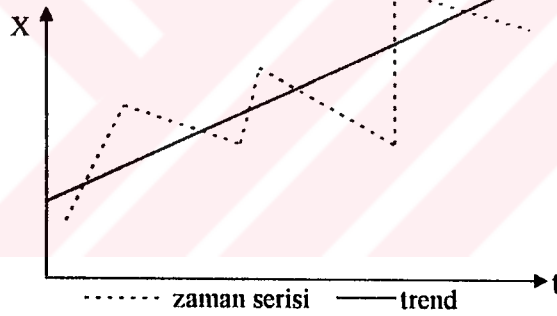
Şekil 2.1. Akış serilerinin modellenmesi sürecinin akış diyagramı.

2.2. STASYONER OLMAYAN SÜREÇLERİN BİLEŞENLERİ

Stasyonier olmayan süreçlerde stasyonierliği bozan çeşitli etkenler bulunabilir (BAYAZIT, 1981, s.147-148):

2.2.1. Gidiş (Trend)

Sürecin parametrelerinin zaman içinde sürekli artması veya azalmasına yolaçan bileşendir (Şekil 2.2). Bu değişme, sürecin ortalamasında olabildiği gibi diğer parametrelerinde de gerçekleşebilir. Hidrolojik süreçlerde gidiş genellikle doğal etkiler ya da insan etkisiyle homojenliğin bozulmasıyla ortaya çıkar. Örneğin bir havzanın ağaçlandırılmasıyla akışın özelliklerinde zamanla aynı yönde bir değişiklik görülebilir. Bir sürecin gidiş bileşeni



Şekil 2.2. Ortalaması gittikçe artan bir süreç (gidiş).

bulunduğu saptanırsa bu bileşen genelde polinom şeklinde bir denklemle ifade edilir. Bu polinomun tipi mümkün olduğu kadar basit, mümkünse bir doğru çizgi şeklinde seçilmelidir, çünkü çok sayıda parametrenin eldeki örnekten tahminindeki güvenilirlik az olur.

2.2.2. Sıçrama

Sürecin parametrelerinin ani olarak değişmesi ile meydana gelen bileşendir (Şekil 2.3). Bu da doğal ya da insan yapısı değişikliklere bağlı olabilir. Orman yangınları, toprak

kaymaları, akarsu üzerine baraj yapılması gibi ani değişiklikler sıçramalara yol açabilir. Kısa olan hidrolojik serilerde gidiş ve sıçrama bileşenlerinin varlığının istatistiksel yöntemlerle belirlenmesi genellikle zor olduğundan fiziksel nedenleri gözönünde tutmak gerekir.



Şekil 2.3. Ortalamasında sıçrama olan bir süreç.

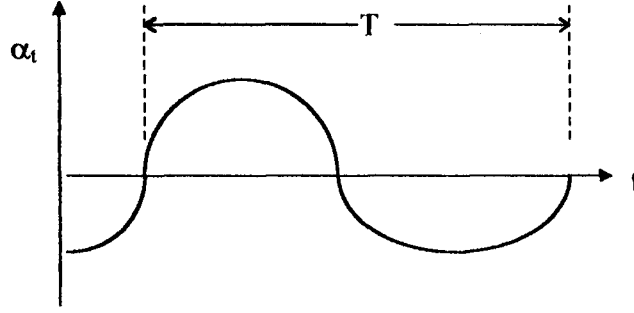
2.2.3. Periyodiklik

Yeryüzünün güneş çevresinde dönüşünün etkisiyle yıldan daha kısa zaman aralıkları ile ölçülen hidrolojik süreçlerde periyodiklik görülür. Sürecin çeşitli parametrelerinde görülebilen bu periyodiklik basit olabileceği gibi karmaşık da olabilir. Bir zaman serisinin periyodik bileşeni basit yapıda ise şu denklemle ifade edilebilir:

$$\alpha_t = C \sin\left(\frac{2\pi}{T}t + \theta\right) \quad (2.4)$$

burada T periyodu, θ faz açısını, C sinüzoidal bileşenin genliğini, α_t ise sürecin herhangi bir parametresini (ortalama, standard sapma, ...) göstermektedir (Şekil 2.4).

Hidrolojik süreçlerde basit periyodik bileşenlere az rastlanır. Periyodik bileşen çoğu zaman karmaşık yapıdadır. Yani frekansları $\frac{1}{T}$ 'nin tam katları olan harmonikler de işin



Şekil 2.4. Basit periyodik bileşen.

içine girer. Fourier açılımını kullanarak :

$$\alpha_t = \bar{\alpha} + \sum_{i=1}^m \left(A_i \cos\left(\frac{2\pi}{T}it\right) + B_i \sin\left(\frac{2\pi}{T}it\right) \right) \quad (2.5)$$

veya

$$\alpha_t = \bar{\alpha} + \sum_{i=1}^m C_i \cos\left(\frac{2\pi}{T}it + \theta_i\right) \quad (2.6)$$

yazılabilir.

Burada $\bar{\alpha}$ gözönüne alınan α parametresinin ortalama değerini, C_i harmoniklerin genliklerini, m harmonik sayısını, θ_i ise harmoniklerin faz açılarını göstermektedir. C_i ve θ_i , açılımın A_i , B_i Fourier katsayılarına şu şekilde bağlıdır:

$$C_i^2 = A_i^2 + B_i^2 \quad \text{ve} \quad \theta_i = \arctg\left(-\frac{B_i}{A_i}\right) \quad (2.7)$$

A_i ve B_i katsayıları ise şu şekilde bulunmaktadır:

$$A_i = \frac{2}{T} \sum_{\tau=1}^T \alpha_\tau \cos\left(\frac{2\pi}{T}i\tau\right) ; B_i = \frac{2}{T} \sum_{\tau=1}^T \alpha_\tau \sin\left(\frac{2\pi}{T}i\tau\right) \quad (2.8)$$

burada T periyodun süresini (örn. günlük akımlar sözkonusu ise $T = 365$), α_τ gözlenmiş serinin τ 'nci periyodundaki değerlerin ortalamasını göstermektedir.

2.3. STOKASTİK BİLEŞEN

Zaman serilerindeki rastgeleliğin (stokastisite) nedeni türbülans, büyük ölçekli vortisite, ısı dönüşümü, gelen ve giden radyasyon dalgaları için atmosferik opasite, rastgele termodinamik süreçler ve dünya çevresindeki diğer birçok süreçtir. Bu rastgelelik, zaman serilerindeki stokastik bileşen diye adlandırılan değişimleri oluşturmaktadır. Suyun birikmesi, dünya çevresindeki ısı ve bunun sonucu oluşan bazı etkiler periyodik ve neredeyse periyodik süreçleri sona erdiren ve stokastik değişimdeki zamansal bağımlılığı oluşturan etkenlerdir. Hidrolojik olayların girdileri çoğunlukla karşılıklı olarak ilişki içinde olan periyodik ve stokastik değişimlerin bir kombinasyonu şeklindedir (YEVJEVICH, 1984, s.176).

2.4. STASYONER AKIM SERİLERİNİN MODELLENMESİ

Yıllık akış serilerinin varsa gidiş ve sıçrama şeklindeki bileşenleri ayrıldıktan sonra, stasyonere oldukları kabul edilebilir. Bu gibi seriler için en çok kullanılan modeller şunlardır:

2.4.1. Lineer Otoregresif Modeller

Kısaca Markov modelleri olarak da adlandırılan bu modellerin genel ifadesi şu şekildedir:

$$X_i = \sum_{j=1}^m a_j X_{i-j} + \varepsilon_i \quad (2.9)$$

Burada X_i i'nci yılda görülen akışı, a_j modelin parametreleri olan otoregresif katsayıları, ε_i bağımsız süreç oluşturan normal dağılmış değişkeni, m modelin mertebesini göstermektedir. m'inci mertebe Markov modelinde herhangi bir yılın

akışının ondan önceki m yılın akışlarına bağlı olarak ifade edildiği görülmektedir, başka bir deyişle (2.9) denklemi, ϵ_i terimi dışında, X_i akışının X_{i-1} , X_{i-2} , ... X_{i-m} akışlarına göre doğrusal regresyon çizgisidir.

Markov modellerinin en basit tipi 1.mertebe Markov modelidir. Bu modelde herhangi bir yılın akışı sadece ondan önceki yılın akışına bağlı olarak

$$x_i = a_1 x_{i-1} + \epsilon_i \quad (2.10)$$

denklemi ile ifade edilir. Bu model $y = \frac{x - \mu_x}{\sigma_x}$ standard değişkeni için

$$y_i = \rho_1 y_{i-1} + \epsilon_i \quad (2.11)$$

şeklini alır. Görüldüğü gibi bu modelde parametre, akım serisinin 1 aralık otokorelasyon katsayısı olmaktadır. ϵ_i normal değişkeninin ortalaması 0 varyansı “1- ρ_1^2 ” dir. (2.11) denklemi ile verilen Markov sürecinin korelogramı şu şekildedir:

$$\rho_k = \rho_1^k \quad (2.12)$$

1.mertebe Markov modeli y değişkeninin varyansının yüzde ρ_1^2 ’lik bir kısmını açıklar.

2.mertebe Markov modeli ise

$$y_i = a_1 y_{i-1} + a_2 y_{i-2} + \epsilon_i \quad (2.13)$$

şeklindedir. Burada

$$a_1 = \frac{\rho_1 - \rho_1 \rho_2}{1 - \rho_1^2} \quad \text{ve} \quad a_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \quad (2.14)$$

2.mertebe Markov modelinde ε_i bağımsız değişkeninin varyansı “ $1-R^2$ ”ye eşittir. Burada

$$R^2 = \frac{\rho_1^2 + \rho_2^2 - 2\rho_1^2 \rho_2}{1 - \rho_1^2} \quad (2.15)$$

şeklindedir ve model y değişkeninin varyansının yüzde R^2 ’lik bir kısmını açıklamaktadır.

Markov modellerinde değişken normal dağılmıştır. Dağılımı normal olmayan değişkenler için Markov modellerindeki ε_i değişkenine çarpıklık katsayısının da dahil edilmesi için değişik dönüşümler geliştirilmiştir, bunlardan birisi olan Wilson-Hilferty dönüşümünde ε_i şu şekilde elde edilmektedir (KIRBY, 1972):

$$\varepsilon_i = \frac{2}{c_{sc}} \left(1 - \left(\frac{c_{sc}}{6} \right)^2 + \left(\frac{c_{sc}}{6} \right) z_i \right)^3 - \frac{2}{c_{sc}} \quad (2.16)$$

burada

$$c_{sc} = \frac{1 - \rho_1^3}{(1 - \rho_1^2)^{\frac{3}{2}}} c_{sk} \quad (2.17)$$

z_i standard normal değişken, ρ_1 ve c_{sk} ise X_i akım serisinin sırasıyla 1 aralık otokorelasyon katsayısı ve çarpıklık katsayısıdır.

2.4.2. Hareketli ortalama modelleri

Bu modellerde x_i , belli sayıda bağımsız ε_i değişkenlerinin ağırlıklı bir ortalaması olarak tanımlanır:

$$x_i = \sum_{j=0}^m b_j \varepsilon_{i-j} \quad (2.18)$$

Bu modelde m modelin mertebesini göstermektedir. Modelin b_j katsayıları ya çok değişkenli regresyon analizi ile belirlenir, ya da b_j katsayıları ile serinin otokorelasyon katsayıları arasındaki bağıntılar belirlenip b_j değerleri buradan bulunur.

Hareketli ortalama modelinin korelogramı

$$\rho_k = \frac{\sum_{j=0}^m b_j b_{j+k}}{\sum_{j=0}^m b_j^2} \quad (2.19)$$

ifadesiyle verilmiştir, burada “ $j+k > m$ ” için $b_{j+k}=0$ alınacaktır. (2.19) denkleminde göre zaman aralığı $m \Delta t$ ‘den büyük olan X_i değerleri birbirinden bağımsızdır ($k > m$ için $\rho_k=0$). $b_j = \frac{1}{m+1}$ olan basit hareketli ortalama modelinde (2.19) denkleminde göre $\rho_k=1 - \frac{k}{m}$ ve $k \leq m$ ‘dir. Buna göre k’nın artışı ile ρ_k lineer olarak azalır, korelogram doğru çizgi şeklindedir.

2.4.3. ARMA Modelleri

Bu modeller lineer otoregresif süreçlerle hareketli ortalamaların bir karışımıdır.

$$x_i = \phi_1 x_{i-1} + \dots + \phi_p x_{i-p} + \varepsilon_i - \theta_1 \varepsilon_{i-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{i-q} \quad (2.20)$$

denkleminde ifade edilen modele ARMA(p,q) modeli denmektedir. Bu modelin parametrelerinin sayısı $p+q+2$ ‘dir. Bunlardan p adedi ϕ katsayıları, q adedi θ katsayıları, birisi μ_x ve diğeri σ_ε^2 ’dir. “ $p=0$ ” için hareketli ortalama (MA) ve $q=0$

için Markov (AR) modelleri elde edilir. Yıllık akışlar için en çok kullanılan ARMA(1,1) modelinin denklemi şu şekildedir:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2.21)$$

ϕ_1 ve θ_1 parametrelerinin mutlak değerleri 0 ile 1 arasında değişebilir. Bu modelin korelogramı şu şekildedir:

$$\rho_1 = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1} ; \rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} \quad (k \geq 2) \quad (2.22)$$

Eldeki örnekten hesaplanan ρ_1 ve ρ_2 değerlerini yukarıdaki denkleme koyarak ϕ_1 ve θ_1 parametreleri hesaplanabilir.

2.4.4. Gamma Otoregresif Model (GAR(1))

Yıllık akımlar için dağılımın çarpıklığını koruyan akım modelleri geliştirilmiştir. Bunlardan biri gamma dağılmış değişkenler türeten GAR(1) modelidir. GAR(1) modeli şu denklemle ifade edilebilir (FERNANDEZ ve SALAS, 1990):

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

burada x_t , t anındaki nehir akımı, ϕ_1 otoregresyon katsayısı ve ε_t bağımsız rastgele değişkendir. Bilinen AR(1) modeli ile arasındaki fark X'in üç parametrelili bir gamma marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olmasıdır:

$$f(x) = \frac{\alpha^\beta (\alpha - \lambda)^{\beta-1} \exp(-\alpha(x - \lambda))}{\Gamma(\beta)} \quad (2.24)$$

burada λ , α ve β sırasıyla yer, ölçek ve şekil parametreleridir. Bu parametreler serinin ortalama, $\bar{x}$, standart sapma, s_x , ve çarpıklık katsayısı, c_{sx} , değerleri ile şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\beta = \frac{4}{c_{sx}} ; \alpha = \frac{s_x c_{sx}}{2} ; \lambda = \bar{x} - \frac{2s_x}{c_{sx}} \quad (2.25)$$

ε_t değişkeni FERNANDEZ ve SALAS'ın (1990) tanımladığı üzere LAWRENCE (1982) tarafından WEISS'in (1977) "shot noise" sürecine dayanılarak verilen bir işleme dayanmaktadır:

$$\varepsilon_t = \lambda (1 - \phi) + \eta \quad (2.26)$$

burada

$$\eta = 0, N = 0 \text{ ise} \quad (2.27)$$

$$\text{ve } \eta = \sum_{m=1}^N Y_m \phi^{U_m}, N > 0 \text{ ise} \quad (2.28)$$

burada N ortalama değeri $-\beta \ln \phi$ olan Poisson dağılımına uyan bir rastgele tamsayıdır. U_m kümesi bağımsız, idantik ve üniform dağılıma sahip $(0,1)$ (IID) rastgele değişkenlerden, Y_m ise ortalama değeri $\frac{1}{\alpha}$ olan IID eksponansiyel dağılmış değişkenlerden oluşmaktadır.

2.5. STASYONER OLMAYAN AKIM SERİLERİNİN MODELLENMESİ

Periyodik akım serileri için en çok kullanılan model parametreleri yıl boyunca değişen 1. mertebe Markov modeli ya da diğer adıyla Thomas Fiering modelidir (THOMAS ve FIERING, 1962):

$$x_{i,j} = \bar{x}_j + b_j \left(\bar{x}_{i-1,j-1} - \bar{x}_{j-1} \right) + s_j \left(1 - r_j^2 \right)^{\frac{1}{2}} \varepsilon_i \quad (2.29)$$

Bu denklemde j indisi model örneğin günlük akımlar için kullanılacaksa günden güne artmaktadır ($j=1,2,\dots,365$), i indisi ise yılları göstermektedir. $\bar{x}_j$ ve s_j yılın j'inci gününün akımlarının ortalaması ve standart sapmasıdır. b_j ve r_j yılın j ve 'j-1'inci günlerindeki akımlar arasındaki regresyon ve korelasyon katsayıları olup, b_j şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$b_j = \frac{s_j}{s_{j-1}} r_j \quad (2.30)$$

Burada r_j yılın j ve 'j-1'inci günlerindeki akımlar arasındaki 1.derece otokorelasyon katsayısıdır. ε_i rastgele değişkeni standart normal değişken $N(0,1)$ olabileceği gibi, Bölüm 3.3.1'de anlatıldığı gibi çarpıklık katsayısındaki periyodikliği de koruyabilir.

2.6. RASTGELE DEĞİŞKENİN DAĞILIMI

Önceki bölümlerde anlatılan ARMA modellerinde X_i rastgele değişkeninin marjinal dağılımı normal dağılımdır. Bu dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{(x - \mu_x)^2}{2\sigma_x^2} \right) \quad (2.31)$$

şeklinde dir. Kısaca $N(\mu_x, \sigma_x)$ şeklinde gösterilen bu dağılımın iki parametresi vardır. Bunlardan μ_x rastgele değişkenin ortalaması, σ_x ise standart sapmasıdır. Normal dağılım simetrik olup çarpıklık katsayısı $c_{sk}=0$, kurtosisi $k=3$ 'dür. Normal dağılımın

eklenik frekans $F(x)$ dağılım değerleri $z = \frac{x - \mu_x}{\sigma_x}$ standart değişkeni için tablodan

okunmaktadır. ARMA modellerindeki ε_i rastgele değişkeni, normal dağılım kabulü durumunda $N(0,1)$ dağılımına uyan rastgele z_i sayılarıdır. z_i sayılarını kullanarak bazı diğer dağılımlara uyan rastgele sayılara basit dönüşümlerle geçilebilir:

$LN(\mu_y, \sigma_y)$ dağılımına uyan ε_i sayılarına geçmek için

$$\varepsilon_i = \exp(\mu_y + \sigma_y z_i) \quad (2.32)$$

dönüşümü kullanılır. Çarpıklık katsayısı c_m olan 2 parametrelili gamma dağılımına uyan ε_i sayılarına geçmek için Bölüm 2.3.1.'de bahsedilen değiştirilmiş Wilson Hilferty dönüşümü gibi dönüşümler kullanılabilir.

Periyodik zaman serileri kullanılan diğer marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonları iki veya üç parametrelili lognormal ve gamma marjinal dağılım fonksiyonlarıdır. Üç parametrelili gamma dağılım fonksiyonu ve parametreleri Bölüm 2.3'de verilmiştir. Üç parametrelili lognormal olasılık yoğunluk fonksiyonu ise şu şekildedir:

$$f(x) = \frac{1}{(x - \beta)\sigma_y \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(x - \beta) - \mu_y)^2}{2\sigma_y^2}\right) \quad (2.33)$$

burada μ_y , $Y = \ln X$ değerlerinin ortalaması, σ_y standart sapması ve β alt sınır parametresidir ($x > \beta$).

Gamma dağılımındaki α ölçek parametresi, ve log-normal dağılımda β alt sınır parametresi bu dağılımların stasyonere olmayan süreçlere daha iyi uymasını sağlamaktadır. Ancak buna karşılık iki parametrelili dağılım yerine üç parametrelili dağılım kullanıldığı için parametre sayısının artmasının neden olduğu bazı sorunlar görülmektedir:

- (a) α ve β parametreleri yıllık periyod boyunca büyük negatif değerler alabilmektedir;
- (b) Türetilen serilerde negatif değerler olabilmektedir (normalde akımların sıfırdan büyük pozitif değerler alması gerekirken);
- (c) Özellikle, α ve β parametrelerinin hesabında taraflı bir çarpıklık katsayısı değeri kullanılıyorsa bu alt sınır değerlerinin doğruluk derecesini azaltmaktadır.

Ancak bütün bu sorunlara karşın frekans dağılımlarının kuyruk kısımlarına (özellikle yüksek değerlerin sağ kuyruğu) üç parametrelili gamma ve log-normal olasılık dağılım fonksiyonları çok iyi uymaktadır.

2.7. PERİYODİK AKIM SERİLERİNİN MODELLENMESİ İÇİN YAPILMIŞ ÇALIŞMALAR

Akarsu akım serilerinin modellenmesinde karşılaşılan temel güçlükler marjinal dağılımın asimetrisinden ve ardışık değerlerin otokorelasyonundan kaynaklanmaktadır. Yıllık nehir akım serileri normal dağılmış kabul edilebilir, bunun yanında aylık, haftalık ve günlük zaman serileri çarpık oldukları için normal dağılım kabulünden uzaklaşmaktadır. Nehir akım serilerinin çarpıklığı geliştirilen çok sayıda metod ile benzeştirilebilir. En geniş kullanım alanı olan teknik, bir seriyi normale yakın hale getirmek için dönüşümlerin kullanılmasıdır (BOX ve COX, 1965; MATALAS, 1967; MEJIA ve RODRIGUEZ-ITURBE, 1974; LETTENMAIER ve BURGESS, 1977; HIRSCH, 1979 ve STEDINGER, 1981). Bir başka yaklaşım ise bağımsız rastgele değişkenin istatistiksel özelliklerinin çarpıklığı yeniden türetecek şekilde oluşturulmasıdır. Örneğin Bölüm 3.3.1.'de anlatılan Wilson Hilferty dönüşümü; THOMAS ve FIERING (1962), BEARD (1965), PAYNE ve diğ. (1969), Mc GINNIS ve SAMMONS (1970), Mc MAHON ve MILLER (1971); KIRBY (1972) ve O'CONNELL (1974) tarafından kullanılmıştır. Çarpıklık katsayısının bu yaklaşım ile türetilbilmesine karşın sözkonusu değişken gamma değildir. Son yıllarda gamma tipli marjinal dağılıma sahip bazı modeller geliştirilmiştir (GAVER ve LEWIS, 1980; LAWRENCE ve LEWIS, 1981; FERNANDEZ ve SALAS, 1986; SIM, 1987). Bu modeller gamma marjinal dağılım fonksiyonuna sahip değişkenleri içermesine karşın klasik modellerin içerdiği değişken dönüşümünü gerekli kılmamaktadır.

2.8. GÜNLÜK AKIM SERİLERİNİN MODELLENMESİ İÇİN YAPILMIŞ ÇALIŞMALAR

Günlük akım serilerinin modellenmesi için yapılmış çalışmalar, AR modelleri, shot noise modelleri, geçiş olasılıklarına dayanan modeller ve bunların dışındakiler olmak üzere 4 ana grupta toplanabilir. Bu modeller hakkındaki geniş bir literatür araştırması AKSOY (1997) tarafından gerçekleştirilmiştir.

2.8.1. AR Modelleri

QUIMPO (1967, 1968) ve QUIMPO ve YEVJEVICH (1967) günlük akım değerleri arasındaki bağımlılığa dayalı otoregresif bir model araştırmışlardır. Verilen bu yöntemi izleyerek, BULU (1974), Fırat nehri üzerindeki Keban akım gözlem istasyonunun günlük akım verilerinin birinci; KELOĞLU (1979), karstik bir bölge olan Manavgat havzasındaki günlük akım verilerinin ise birinci (tercihen ikinci) mertebe otoregresif bir model ile tanımlanabildiklerini göstermişlerdir.

BEARD (1967) tarafından yapılan çalışmada ise, günlük debi değerlerindeki değişimin az olduğu aylarda günlük, diğer aylarda ise aylık akımlar kullanılarak bir modelleme çalışması yapılmıştır. PAYNE ve diğ. (1969), BEARD (1967) tarafından verilen yöntemi farklı bir şekilde kullanarak günlük debi değerlerine uygulamışlardır.

HALL ve O'CONNELL (1972) da doğal logaritması alınan günlük debi değerlerinin ardarda iki kez standartlaştırılmaya tabi tutulması ile elde edilen değişkenin birinci mertebe otoregresif bir model ile tanımlanabileceğini göstermişlerdir. KOTTEGODA (1972) ve GREEN (1973) ise günlük debilerin yüksek olan değişimlerinden kaçınmak amacı ile günlük debi değerleri yerine 5 günlük ortalama debi değerlerini kullanmışlardır. KOTTEGODA (1972), 5 günlük ortalama debi değerlerine dördüncü mertebe bir AR modeli uydururken, GREEN (1973), 5 günlük ortalama debi değerlerinin logaritmalarını aldıktan sonra lineer enterpolasyona dayalı bir teknik geliştirmiştir. 5 günlük ortalama akım değerleri ile gözlenen akım değerleri arasındaki

fark, enterpole edilen akım değerine hata terimi olarak eklenmiştir. Model, pik debilerde başarısız bulunmuştur.

Tek istasyonlu bu çalışmaların yanısıra çoklu veri üretimi için de AR modelleri kullanılmıştır. Örneğin; BEARD (1967) tarafından verilen yöntem, PENTLAND ve CUTHBERT (1973) tarafından çoklu veri üretimi için kullanılmıştır. Ancak, BEARD (1967), Pearson Tip III dönüşümünü kullanırken, bu çalışmada, daha kolay olan logaritmik dönüşüm kullanılmıştır.

YOUNG ve diğ. (1969) ise gözlenmiş günlük akımların birinci mertebe otokorelasyon katsayıları, varyasyon katsayıları ve gamma dağılımlı bir rastgele değişken ile oluşturdukları THOMAS ve FIERING (1962) modelini, Washington şehrine su sağlayan çok hazneli bir sisteme uygulamış; ortalamayı koruyan ancak otokorelasyon ve varyasyon katsayılarını düşük akımlarda iyi benzeştiremeyen bir sonuç elde etmişlerdir.

2.8.2. Shot Noise (Atış Gürültüsü) Modelleri

Bu tür modeller, hidrografın uzun süreli karakteristiklerinin yanında, hidrografın yükselme ve alçalma eğrileri gibi kısa süreli karakteristiklerinin de korunmasına yöneliktir. PARZEN (1962) tarafından verilen filtre edilmiş (süzülmüş) Poisson sürecine dayanan ve ilk kez BERNIER (1970) tarafından günlük akımların modellenmesinde kullanılabileceği belirtilen Shot Noise Modelleri ilk kez Weiss (1973) tarafından uygulanmıştır. Single Shot Noise (SSN) modeli olarak da adlandırılan bu model İngiltere'den günlük akımlara uygulandığında, türetilen seride gözlenenden daha fazla pik olduğu ve hidrografın hızlı alçaldığı, yani taban akışının toplam akış içindeki payının yüksek olduğu akım durumunda bu modelin kullanılamayacağı görülmüş ve Double Shot Noise (DSN) modeli geliştirilmiştir (O'CONNELL, 1977). Double Shot Noise (DSN) modelinin, akım karakteristiklerini Single Shot Noise (SSN) modelinden daha iyi koruduğu belirlenmiştir. Second Order Shot Noise (SOSN) modeli olarak adlandırılan model ise, yükselme anları aynı olan, yüzeysel ve taban akışının oluşturduğu yükselme miktarları arasında da bir ilişki olan

ancak yüzeysel akışı taban akışından daha hızlı alçalan bir modeldir. WEISS (1977), Double Shot Noise (DSN) ve Second Order Shot Noise (SOSN) modelleri arasında bir model olan Modified Second Order Shot Noise (MSOSN) modelini de ortaya atmıştır. Bu modellerin gereğinden fazla küçük değerli debi ürettikleri, bu yüzden düşük akımlarda başarısız oldukları O'CONNELL & JONES (1979) tarafından belirtilmiştir.

COWPERTWAIT ve O'CONNELL (1992), sentetik akım verilerinin üretilmesi amacı ile Neyman-Scott Shot Noise (NSSN) modelini ortaya atmışlardır. Bu model, pulse üreten bir model ile paralel lineer iki haznenin boşalmasından oluşan iki bileşenli bir modeldir. Bu modelin WEISS (1973, 1977)'den farkı, her yağış fırtınasından sonra en az bir pulse oluşmasıdır. WEISS (1973, 1977) tarafından verilen modelde ise her yağış fırtınası bir pulse ile eşdeğerdir. Neyman-Scott Shot Noise (NSSN) modeli ile elde edilen sentetik seride yaz aylarında taban akışının gözlenenden daha hızlı alçaldığı ve yıllık maksimum akım değerlerinde başarısız kaldığı belirlenmiştir. MURRONE ve diğ. (1992) de, shot noise modellerini, akışı, yüzeysel akış, yüzeyaltı akışı, yeraltı akışı ve derin yeraltı akışı olarak dörde ayırarak kullanmışlardır.

2.8.3. Geçiş olasılıklarına dayanan modeller

TREIBER (1975) ve TREIBER ve PLATE (1977), havzaya düşen yağışı akışa dönüştüren bir model ortaya atmışlardır. Bu modelde, gözlenmiş akım serisinden akımda artış olan günlerde bir pulse olduğu düşünülerek pulse oluşan günler belirlenmiş, pulse yükseklikleri de modifiye edilmiş bir eksponansiyel dağılım ile belirlenmiştir. Bu model daha sonra, SCHULTZ (1976) tarafından çoklu veri üretimi için kullanılmıştır. TREIBER ve SCHULTZ (1975) ise bu model ile üretilen günlük akım verilerinin kullanılması ile belirlenen hazne hacimlerinin gözlenen değerlerin kullanılması ile belirlenen hazne hacimlerine daha yakın olduğu ve daha güvenli tarafta kaldığı sonucuna varmışlardır.

Aynı model, KRON ve diğ. (1990) tarafından da, birbirine yakın akarsuların akımları arasındaki korelasyon katsayıları ve koşullu olasılık kuralları kullanılarak yeni bir şekli

ile geliştirilmiştir. Çoğu karakteristiği koruyan model gözlenenden büyük pikler vermiştir.

TREIBER (1975) ve TREIBER ve PLATE (1977) tarafından verilen modele benzer ancak daha basit yaklaşımlar ile günlük akım değerlerini modellemeye çalışan SARGENT (1979), pulse oluşan günlerin belirlenmesi, pulse yüksekliklerinin belirlenmesi ve alçalma eğrisinin oluşturulması adımlarından oluşan bir model ortaya atmıştır. Akımda pulse oluşan günler olarak akımda artış olan veya akımın sabit kaldığı günler seçilmiştir. Simulasyon serisinde, pulse oluşan günler bir Markov zinciri ile oluşturulmuştur. Yine geçiş olasılıkları kullanılarak KOTTEGODA ve HORDER (1980), yağış ve akışı ayrı ayrı modellemeye çalışmışlardır.

KOTTEGODA ve diğ. (1995), yine benzer bir yöntem ile günlük düşük akımların modellenmesi için çalışmışlar ve İtalya'da Po havzası üzerinde bir uygulama gerçekleştirmişlerdir. Bu çalışmada, yağış verileri yerine akım verileri kullanılarak kuru ve yağışlı günler belirlenmiştir.

2.8.4. Diğer Yaklaşımlar

YAKOWITZ (1973), kuruyan akarsuların günlük akımları ile ilgili Markov zincirlerine dayalı modelinde, günlerin büyük bir kısmında akımın sıfır olması, pozitif akımların bir araya kümelenmesi, yağışsız dönemde akış alçalmasının eksponansiyelden daha hızlı olması ve akımın stasyoner değil periyodik olması gibi özellikler aramaktadır. YAKOWITZ (1979)'da ise parametrik olmayan bir yöntem ile günlük akımları modellemeye çalışmıştır. Matematiksel olarak çekici olmayan bu modelinde de YAKOWITZ (1979), akımları, kendilerinden önceki üç günün akımına bağlı bir fonksiyon ile belirlemeye çalışmıştır.

Ardışık gözlemler arasındaki farka dayalı bir model geliştiren KELMAN (1977, 1980), bu farkların pozitif ve negatif olduğu dönemleri ayrı ayrı incelemiştir. Hidrografın alçalma eğrisi lineer iki haznenin boşalmasına benzetilmiştir.

AR modelleri ve SN modelleri ile akımda pulse oluşan günlerin yerleri ve alçalma eğrileri ile ilgili sorunları ortadan kaldırmak amacı ile lineer olmayan bir AR modeli ortaya atan O'CONNELL ve JONES (1979), bir gündeki akımı kendisinden bir önceki günün akımına bağlı lineer olmayan bir fonksiyon ile tanımlamış, bu fonksiyona eklediği bir rastgele bileşen ile modeli tamamlamıştır. Böylece, SN modellerinin üretemediği düşük akımların üretilmesi mümkün olmuştur.

HSU ve diğ. (1995), alışlagelmiş istatistik yöntemler yerine, hidrolojik çevrim elemanlarını kullanarak günlük akım değerlerini modellemeye çalışmışlardır. AKSOY (1996) da, SALAS ve CHEBAANE (1990) ve CHEBAANE ve diğ. (1992, 1995) tarafından kuruyan akarsuların aylık akımlarının kuruma olan ve olmayan aylarının belirlenmesi için verilen mevsimlik AR bir modelin, (SDAR(1)), kuruyan akarsuların akım oluşan ve oluşmayan günlerinin belirlenmesinde başarılı bir şekilde kullanılabileceğini göstermiştir.

BÖLÜM 3

STASYONER SÜREÇLERİN DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİLERİ

Daha önceki bölümlerde açıklandığı gibi yıllık akımlar stasyonier süreçlerdir. Yıllık akımlarda periyodik bileşen bulunmamaktadır. Dolayısıyla trend, sıçrama gibi bileşenler bulunmaması durumunda yıllık akımların bir tek stokastik bileşenden oluştuğu sonucuna varabiliriz.

1. mertebe Markov Modeli ile' yıllık akımları şu şekilde ifade edebiliriz:

$$x_t = r_1 x_{t-1} + \varepsilon \quad (3.1)$$

burada r_1 1 aralık oto korelasyon katsayısı, x_{t-1} ve x_t birbirini izleyen yıllık akım değerleri, ε ortalaması "0" ve varyansı " $1-r_1^2$ " olan normal dağılmış rastgele değişkendir ve aşağıdaki denklemle ifade edilmektedir:

$$\varepsilon = \sqrt{1-r_1^2} \varepsilon_0 \quad (3.2)$$

burada ε_0 standart normal değişkendir, $N(0,1)$.

3.1. OTOKORELASYON KATSAYISININ DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

Bu bölümde otokorelasyon katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Debi süreklilik çizgisini elde ederken akımların zaman içinde birbirini izleyişi gözönüne alınmadığından otokorelasyon katsayısının debi süreklilik çizgisi

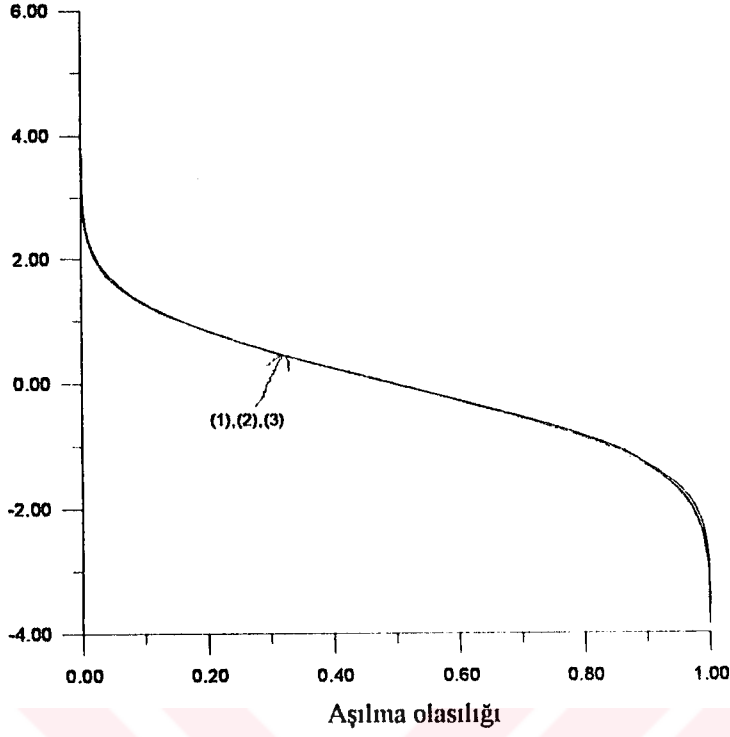
üzerinde etkisinin olmadığını söyleyebiliriz. Bunu göstermek için farklı korelasyon katsayıları için ($r_1 = 0; 0.5$ ve 0.9) 1. mertebe Markov modeli kullanılarak 30 yıllık bir süre için simülasyonlar yapılmış ve elde edilen akım değerlerinin debi süreklilik çizgileri karşılaştırılmıştır (Şekil 3.1). Burada açıkça görüldüğü gibi bütün seriler idantiktir ve üç debi süreklilik çizgisi birbiri ile çakışmaktadır, bu da yukarıda 1 aralık otokorelasyon katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin olmadığı görüşünü doğrulamaktadır.

Daha sonra 1 aralık otokorelasyon katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisini incelemek için bir nehirin tarihi yıllık akım serisi alınmıştır. Bunun için Amerika Birleşik Devletleri'nin Missouri nehri üzerindeki Fort Benton yakınındaki istasyon seçilmiştir. Seri 65 yıllıktır (1890-1955) ve 1.derece otokorelasyon katsayısı yıllık akımlar için oldukça yüksek bir değer olan 0.593 'tür. Serinin ortalaması $216 \text{ m}^3/\text{s}$, standart sapması $59 \text{ m}^3/\text{s}$ ve çarpıklık katsayısı ise 0.084 'tür (YEVJEVICH, 1963). Serinin tarihi standart değerlerine ait debi süreklilik çizgisi elde edilmiş ve daha sonra normal dağılım tablosundan elde edilen standart normal değişken değerlerin aşılma olasılığı eğrisi ile karşılaştırılmıştır (Şekil 3.2). Burada da her iki eğrinin büyük ölçüde birbirine uyduğu görülmektedir. Bu sonuçta beklenildiği gibi 1 aralık otokorelasyon katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerinde etkisinin olmadığı sonucunu desteklemektedir.

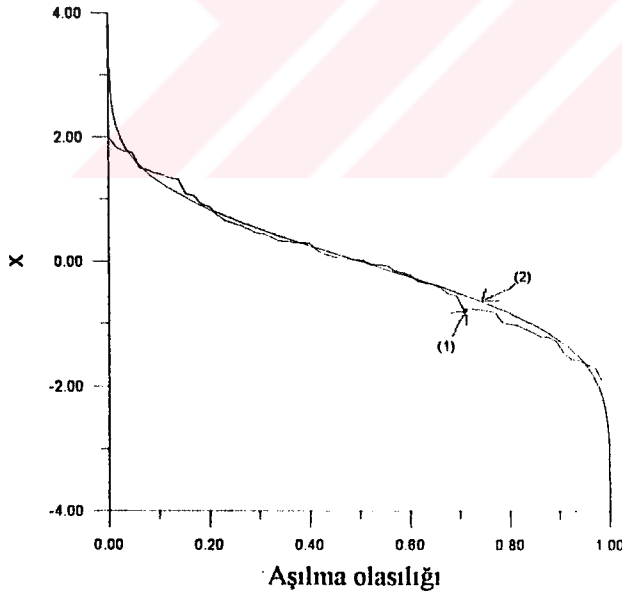
Bütün bu bilgilerin ışığında stasyoner akımlar için debi süreklilik çizgisinin absis eksenindeki aşılma olasılığı değerlerinin eklenik frekans dağılımı değerlerini 1'e tamamlayan değerler olduğunu söyleyebiliriz. Buna göre

$$P(X > x_0) = 1 - F(x_0) \quad (3.3)$$

şeklinde yazılabilir. Burada $P(X > x_0)$, X 'in belli bir x_0 değerini aşma olasılığını, $F(x_0)$ ise x_0 'ın eklenik frekans dağılımı değerini, başka bir ifadeyle X 'in x_0 değerinden küçük kalma olasılığını vermektedir.



Şekil 3.1. Değişik otokorelasyon katsayıları $r_1=0$ (1), $r_1=0.5$ (2) ve $r_1=0.9$ (3) için debi süreklilik çizgileri.



Şekil 3.2. Missouri Nehri'nin tarihi yıllık akım serisinin, (1), ve Normal Dağılım tablosundan okunan standart Normal değişken değerlerinin, (2), debi süreklilik çizgileri.

BÖLÜM 4

PERİYODİK SÜREÇLERİN DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİLERİ

4.1. SADECE PERİYODİK BİLEŞEN BULUNMASI DURUMUNDA DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİ

4.1.1. Bir harmonik için debi süreklilik çizgisi

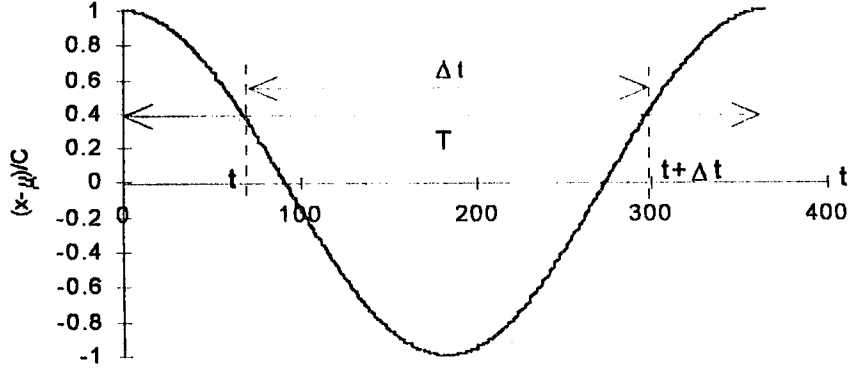
Periyodik bir sürecin sadece 1 harmonikle temsil edilebileceğini kabul edersek x periyodik akım sürecinin t anındaki değerini şu şekilde ifade edebiliriz:

$$x = \mu + C \cos\left(\frac{2\pi t}{T} + \theta\right) \quad (4.1)$$

burada μ yıl boyunca akımların ortalamasını, T periyodu (yıl), C genliği, θ ise faz açısını göstermektedir. Denklemi şu şekilde boyutsuz hale getirebiliriz:

$$\frac{x - \mu}{C} = \cos\left(\frac{2\pi t}{T} + \theta\right) \quad (4.2)$$

Burada, T periyod değeri günlük akımlar söz konusu ise 365'e, aylık akımlar dikkate alınıyorsa 12'ye eşittir. T periyodu 365'e eşit alınıp t 'ye 1 ile 365 arasında değişen değerler verildiğinde $\frac{x - \mu}{C}$ boyutsuz değişkeninin aldığı değerlerin t 'ye göre değişimi Şekil 4.1'de verilmiştir.



Şekil 4.1. $\frac{x - \mu}{C}$ boyutsuz değişkeninin t 'ye göre değişimi.

(4.2) denklemini şu şekilde düzenleyebiliriz:

$$\Rightarrow \arccos\left(\frac{x - \mu}{c}\right) = \frac{2\pi t}{T} + \theta \quad (4.3)$$

Şekil (4.1)'e baktığımızda t anından belli bir Δt süresi kadar sonra akımın aynı değeri aldığını görürüz; buna göre,

$$x(t) = x(t + \Delta t) \quad (4.4)$$

Şekil 4.1'den görüldüğü gibi akımın $x(t)$ değerini aştığı zaman yüzdesi :

$$P(X > x(t)) = \frac{\Delta t}{T} \quad (4.5)$$

Yukarıdaki denklemleri kullanarak aşağıdaki denklem elde edilebilir:

$$\Rightarrow \cos\left(\frac{2\pi t}{T} + \theta\right) = \cos\left(\frac{2\pi(t + \Delta t)}{T} + \theta\right) \quad (4.6)$$

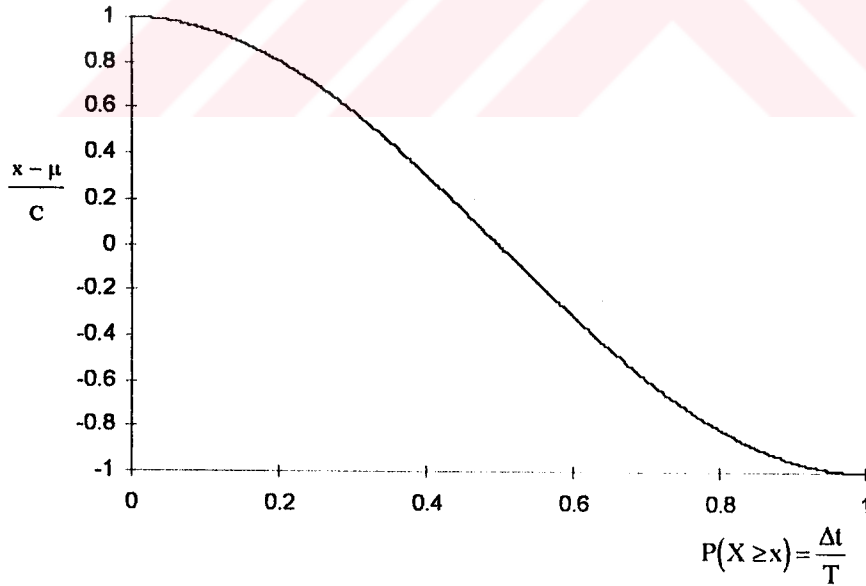
Kosinusu eşit olan iki açının toplamı 2π (veya katları) olacağından

$$\Rightarrow \frac{2\pi(t + \Delta t)}{T} + \theta = 2\pi - \left(\frac{2\pi t}{T} + \theta\right) \quad (4.7)$$

(4.3) ve (4.7) denklemlerini kullanarak şu denklemi elde edebiliriz:

$$\frac{\Delta t}{T} = 1 - \frac{1}{\pi} \left(\frac{2\pi t}{T} + \theta \right) = 1 - \frac{1}{\pi} \arccos\left(\frac{x - \mu}{C}\right) \quad (4.8)$$

Denklem (4.8) bize, periyodik akım süreci bir harmonikle ifade edildiğinde süreklilik çizgisini vermektedir. Bu denklemde $\frac{\Delta t}{T}$ sözkonusu X değerinin aşılma olasılığını



Şekil 4.2. Periyodik süreç bir harmonikle ifade edildiğinde elde edilen debi süreklilik çizgisi.

göstermektedir (Şekil 4.2). Bu denklemden açıkça görüleceği gibi bir harmonik durumunda debi süreklilik çizgisi faz açısından bağımsızdır.

4.1.2. İki harmonik için debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi

Periyodik akım sürecinin iki harmonikle ifade edilebileceğini düşünürsek şu denklemi elde ederiz:

$$\Rightarrow x = \mu + C_1 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + C_2 \cos\left(\frac{4\pi t}{T} + \theta\right) \quad (4.9)$$

Denklemi boyutsuz hale getirmek için şu düzenleme yapılabilir:

$$\Rightarrow \frac{x - \mu}{C_1} = \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + \frac{C_2}{C_1} \cos\left(\frac{4\pi t}{T} + \theta\right) \quad (4.10)$$

Burada μ yıl boyunca akımların ortalamasını, θ faz açısını, C_1 ve C_2 ise 1. ve 2. harmoniklerin genliklerini göstermektedir.

θ faz açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi

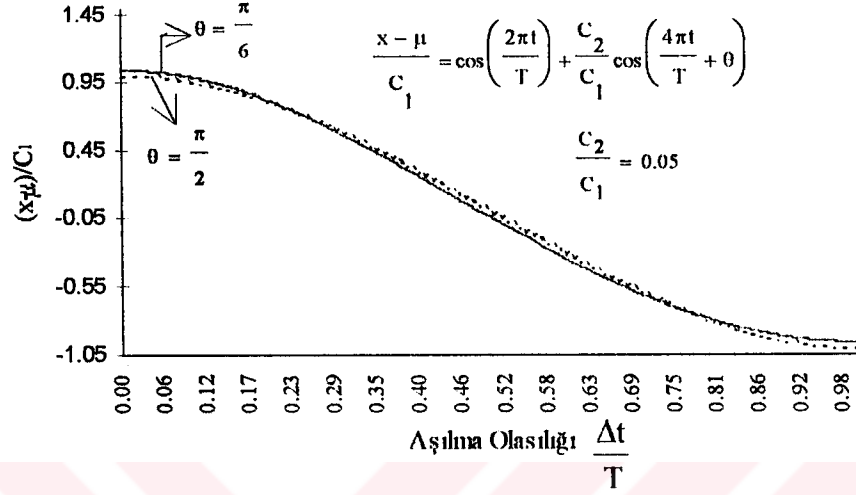
Bu bölümde sabit bir $\frac{C_2}{C_1}$ değeri ile değişik θ değerleri için simülasyonlar yapılarak faz

açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi incelenmiştir. $\frac{C_2}{C_1} = 0.05; 0.10 ; 0.20$ ve

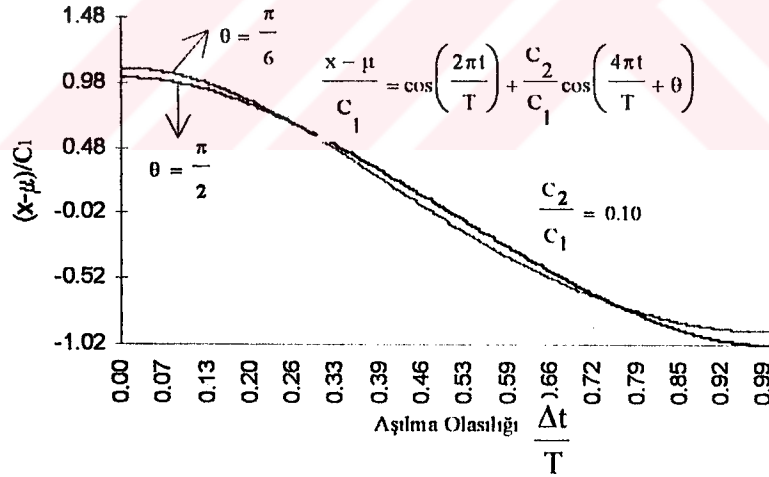
0.40 değerlerinin herbiri ile $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ değerleri için elde edilen simülasyon sonuçları

Şekil 4.3, 4.4, 4.5 ve 4.6'da verilmiştir. Buradan da görüldüğü gibi iki harmonik durumunda faz açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi ihmal edilemeyecek kadar

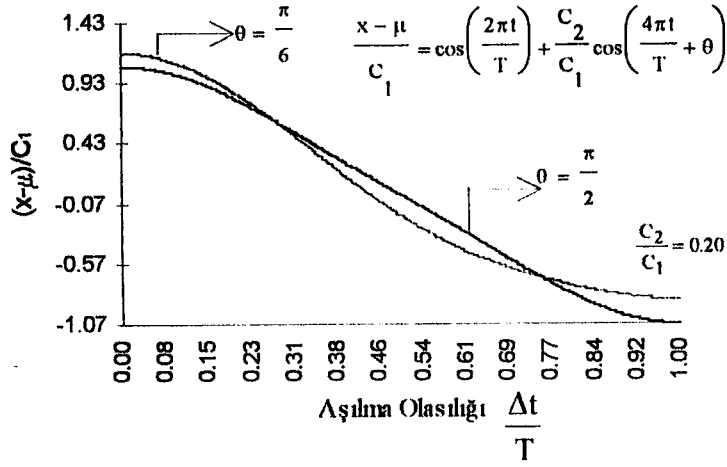
büyüktür. $\frac{C_2}{C_1}$ 'in küçük değerleri için bu etki fazla önemli değilken, $\frac{C_2}{C_1}$ oranı büyüdükçe giderek artmaktadır.



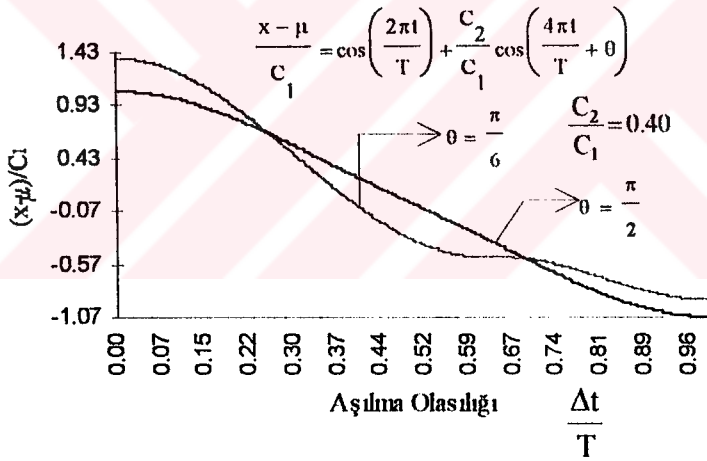
Şekil 4.3. $\frac{C_2}{C_1}=0.05$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.



Şekil 4.4. $\frac{C_2}{C_1}=0.10$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.



Şekil 4.5. $\frac{C_2}{C_1} = 0.20$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.



Şekil 4.6. $\frac{C_2}{C_1} = 0.40$ olduğunda $\theta = \frac{\pi}{6}$ ve $\frac{\pi}{2}$ için debi süreklilik çizgileri.

$\frac{C_2}{C_1}$ oranının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi

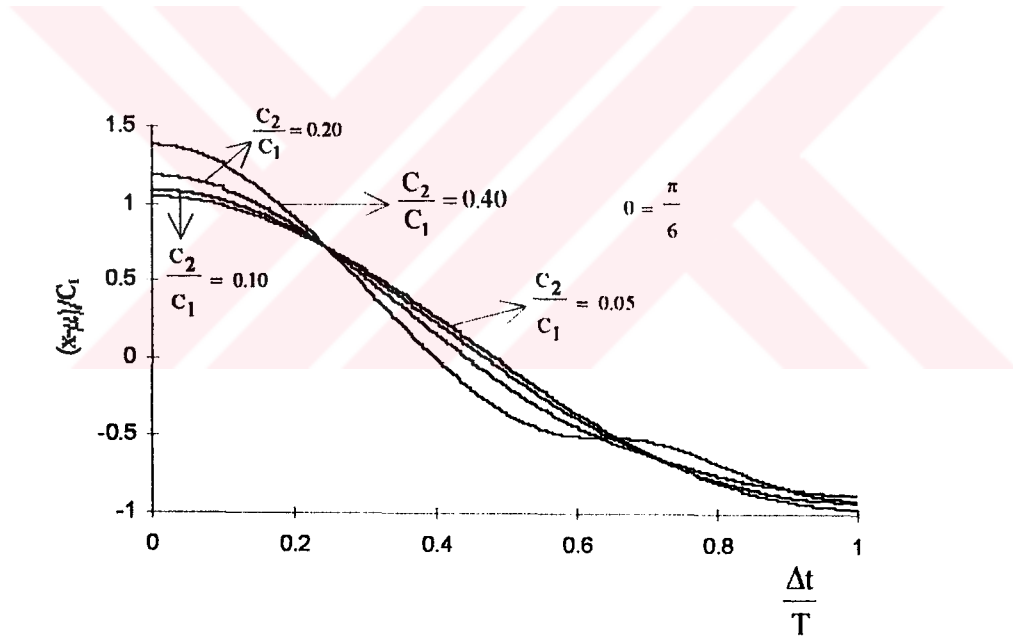
Bu bölümde $\frac{C_2}{C_1}$ oranının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi θ faz açısı sabit tutulup

$\frac{C_2}{C_1}$ oranı için değişik değerler alınarak incelenmiştir. Periyodik akım süreçlerine ait

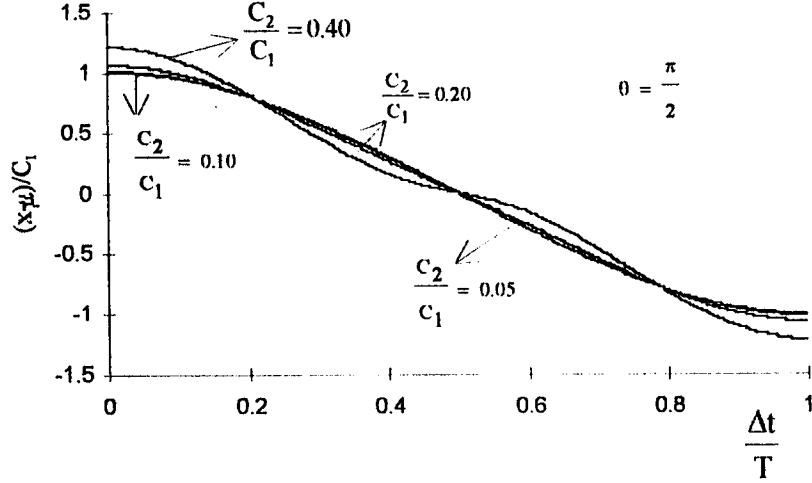
gözlenmiş akım serilerinde C_2 'nin C_1 'den daha küçük olduğu gözlemlendiğinden

simülasyonlar 1'den daha küçük $\frac{C_2}{C_1}$ oranları için yapılmıştır ($\frac{C_2}{C_1}=0.05;0.10;0.20;0.40$).

Burada θ faz açısı değeri olarak sırasıyla $\theta=\frac{\pi}{6}$ ve $\theta=\frac{\pi}{2}$ alınmıştır (Şekil 4.7 ve 4.8).



Şekil 4.7. $\theta = \frac{\pi}{6}$ alındığında farklı $\frac{C_2}{C_1}$ değerleri için debi süreklilik çizgileri.



Şekil 4.8. $\theta = \frac{\pi}{2}$ alındığında farklı $\frac{C_2}{C_1}$ değerleri için debi süreklilik çizgileri.

$\frac{C_2}{C_1}$ 'in 0.05 ve 0.10 değerleri için elde edilen debi süreklilik çizgileri birbirine çok yakın iken $\frac{C_2}{C_1}$ 'in büyümesiyle aradaki farkların giderek arttığı görülmektedir.

Sonuç olarak periyodik bileşende iki harmonik bulunması halinde $\frac{C_2}{C_1}$ 'in küçük değerleri dışında gerek $\frac{C_2}{C_1}$ oranı gerekse θ faz açısı debi süreklilik çizgisi üzerinde etkili olmaktadır. Bu durumda debi süreklilik çizgisi için analitik bir ifade vermek mümkün değildir. Akım süreçlerinde anlamlı harmonik sayısı daha da fazla olabildiğinden (günlük akımlar için 6, aylık akımlar için 4 harmonik) parametre sayısı daha da artacaktır.

4.2. PERİYODİK VE RASTGELE BİLEŞENİ BULUNAN SÜREÇLERİN DEBİ SÜREKLİLİK ÇİZGİSİ

Ay, hafta, gün gibi yıldan küçük zaman birimlerine ait akarsu akım süreçlerinde periyodik ve rastgele bileşenler bulunmaktadır. Bu gibi stasyonere olmayan bir sürecin debi süreklilik

çizgisi için analitik bir model elde etmek güçtür. Burada probleme iki ayrı yaklaşım getirilmiştir.

4.2.1. Olasılıkların ortalamaları ile debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi

T periyodu boyunca gözönüne alınan zaman aralıklarının sayısı n ise ($\Delta t = 1$ ay için $n=12$, $\Delta t = 1$ gün için $n=365$) her bir zaman aralığındaki (ay,gün gibi) akımların kendi içlerinde homojen oldukları, yani dağılımlarının ve istatistiksel parametrelerinin sabit olduğu kabul edilebilir.

Bu durumda her bir Δt_i zaman aralığı için ($i=1,2,...,n$) X_i akımının verilen bir x_0 değerini aşması olasılığı, $P(X_i > x_0)$, o zaman aralığındaki akımın dağılım fonksiyonu ve parametreleri gözönüne alınarak hesaplanabilir. Bu olasılıkların ortalaması X akımının yıl boyunca sözkonusu x_0 değerini aşması olasılığını verir:

$$P(X > x_0) = \frac{\sum_{i=1}^n P(X_i > x_0)}{n} \quad (4.11)$$

Bu denklem aylık akımlar için

$$P(X > x_0) = \frac{\sum_{i=1}^{12} P(X_i > x_0)}{12} \quad (4.12)$$

günlük akımlar için

$$P(X > x_0) = \frac{\sum_{i=1}^{365} P(X_i > x_0)}{365} \quad (4.13)$$

şeklindedir. Aylık (günlük) akımların debi süreklilik çizgisi yukarıdaki formülleri kullanarak belirlenebilir. Bazı olasılık dağılım fonksiyonları için elde edilen sonuçlar aşağıda verilmiştir:

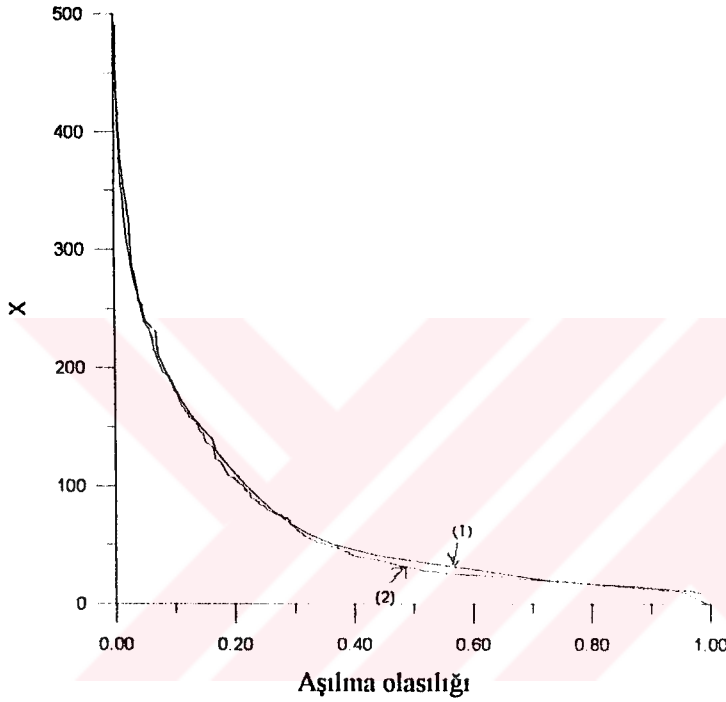
4.2.1.1. Normal Dağılım

X değişkeninin marjinal olasılık dağılımının Normal Dağılım olması durumunda, (4.11) denklemi ile verilen ve belli bir $X = x_0$ değerinin aşılma olasılığını gösteren formülün hesaplanması için öncelikle her periyod için standart normal değişken değerleri bulunmaktadır:

$$z_i = \frac{x_0 - s_x}{\bar{x}} \quad (4.14)$$

burada s_x ve $\bar{x}$, o günün (aylık akımlarda ayın) akımlarının standart sapma ve ortalamasını vermektedir. Günlük akımlarda 365 z_i değeri (aylık akımlarda 12 z_i değeri) hesaplanmaktadır. Daha sonra Normal Dağılım Tablosu kullanılarak bu z_i değerlerine karşı gelen aşılma olasılıkları elde edilmektedir. Son olarak (4.12) ve (4.13) denklemleri kullanılarak sözkonusu $X=x_0$ değerinin aşılma olasılığı bulunmaktadır. Aylık ve günlük akımlar için birer örnek istasyon seçilmiş ve bu istasyonların herbiri için ölçülmüş tarihi değerlerin debi süreklilik çizgileri ve (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgileri karşılaştırılmıştır. Aylık akımlar için seçilen 15582 km²'lik yağış alanı bulunan Kızılırmak nehri Yamula İstasyonu için 42 yıllık (1939-1980) tarihi aylık ortalama akımlara ait debi süreklilik çizgisi ve (4.11) denklemi ile belirlenen debi süreklilik çizgisi Şekil 4.9'daki 1. ve 2. çizgilerdir. (4.11) denklemi ile bulunan debi süreklilik çizgisinin tarihi akım eğrisine iyi uyduğu gözükmemektedir. Günlük akımlar için seçilen ve 10065 km²'lik yağış alanı bulunan Göksu nehri Karahacılı İstasyonu için 27 yıllık (1963-1989) günlük akımlarla tarihi akım debi süreklilik çizgisi ve (4.11) denklemine göre debi süreklilik çizgisi elde edilmiş ve Şekil 4.10'da 1. ve 2. eğriler olarak sunulmuştur. Burada

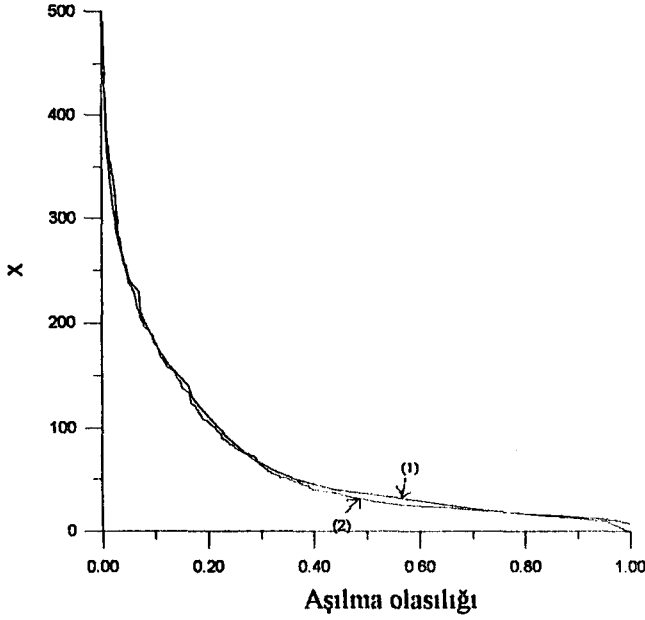
da iki eğrinin birbirlerine uyduğu gözükmemektedir. Kızılırmak Nehri Yamula İstasyonu için 12 aylık tarihi çarpıklık katsayısı değerinin ortalaması 1.16, Göksu Nehri Karahacılı İstasyonun'da 365 günlük tarihi çarpıklık katsayısının ortalama değeri ise 1.27'dir. Buna göre her iki istasyondaki akım değerlerinin de Normal Dağılıma tam olarak uymadığı görülmektedir. 1. ve 2. eğriler arasındaki farkların nedeninin buna bağlı olduğu söylenebilir.



Şekil 4.9. Yamula İstasyonu aylık akımlarının Normal Dağılım kabulü ile (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile aynı istasyonun tarihi debi süreklilik çizgisi (2).

4.2.1.2. Çarpık Dağılım (Gamma Dağılımı)

X değişkeninin marjinal olasılık dağılımının Gamma Dağılımı olması durumunda (çarpıklık katsayısının dikkate alınması durumu) $X=x_0$ değerinin aşılma olasılığı, geliştirilmiş Wilson Hilferty Dönüşümünün yardımıyla bulunabilir. Bu dönüşüm KIRBY (1972) tarafından geliştirilmiş olup $c_{sx} \leq 10$ değerleri için başarılı sonuçlar vermiştir. Dönüşüm 3 parametrelidir.



Şekil 4.10. Karahacılı İstasyonu günlük akımlarının Normal Dağılım kabulü ile (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile aynı istasyonun tarihi debi süreklilik çizgisi (2).

Gamma (Pearson tip 3) dağılımı için iyi bir yaklaşım vermektedir. Buna göre gamma dağılmış ϵ bağımsız değişkeni ile z standart normal değişkeni arasında şöyle bir ilişki vardır:

$$\epsilon = A \left[\max \left(H, 1 - \left(\frac{G}{6} \right)^2 + \left(\frac{G}{6} \right) z \right)^3 - B \right] \quad (4.15)$$

burada

$$H = \left(B - \frac{\frac{2}{c_{sx}}}{A} \right)^{\frac{1}{3}} ; A = \max \left(\frac{2}{c_{sx}}, 0.40 \right) \quad (4.16)$$

$$B = 1 + 0.0144 \max(0, c_{sx} - 2.25)^2 ; G = c_{sx} - 0.063 \max(0, c_{sx} - 1)^{1.85}$$

burada z normal dağılmış değişken, c_{xx} ise periyodik değişkenin çarpıklık katsayısıdır. Çarpıklık katsayısı sabit bir değer alabileceği gibi her periyod için farklı bir değer de olabilir. Çarpıklık katsayısı değerlerinin önemli kısmı için

$$H\left(1 - \left(\frac{G}{6}\right)^2 + \left(\frac{G}{6}\right)z\right) \quad (4.17)$$

olduğu için (4.15) denklemi şu hale gelir:

$$\varepsilon = A \left[\left(1 - \left(\frac{G}{6}\right)^2 + \left(\frac{G}{6}\right)z\right)^3 - B \right] \quad (4.18)$$

bu durumda standart normal z değişkenini şu şekilde bulabilmekteyiz:

$$z = \left[\left(\frac{\varepsilon}{A} + B \right)^{\frac{1}{3}} - 1 + \left(\frac{G}{6} \right)^2 \right] \frac{6}{G} \quad (4.19)$$

bu denklemdeki ε değeri ise daha önceden $\varepsilon = \frac{x_0 - s_x}{\bar{x}}$ denklemi ile bulunmaktadır. s_x

ve $\bar{x}$ bölüm 4.2.1.1'de belirtildiği gibi o günün (ya da ayın) standart sapması ve ortalamasıdır. Son olarak 4.18 denklemi ile bulunan z değeri için Normal Dağılım Tablosun'dan aşılma olasılığı bulunmaktadır.

Sabit çarpıklık katsayısı için debi süreklilik çizgisi

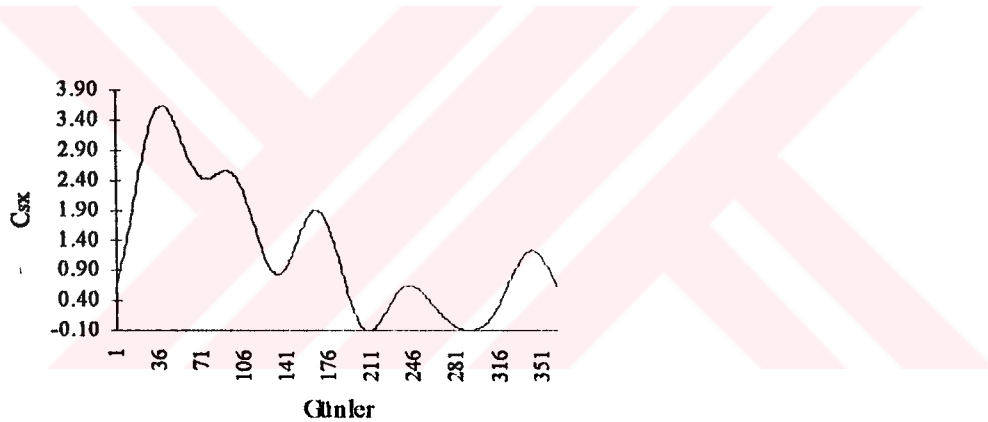
Yukarıda belirtildiği şekilde günlük akımlar için 365 adet z değerine karşı gelen (aylık akımlarda 12 z) P_i değerleri hesaplandıktan sonra yine bölüm 4.2.1'de yapıldığı gibi 4.12

ve 4.13 denklemleri kullanılarak $P=P(X>X_0)$ aşılma olasılığı hesaplanmaktadır. İlk olarak işlemler 4.16 denklemindeki sabitlerin hesabı için sabit çarpıklık katsayısı ($c_{sx}=\text{sabit}$) kabul edilerek yapılmıştır. Aylık ve günlük akımlara örnek olarak seçilmiş olan Yamula ve

Tablo 4.1. Yamula İstasyonu tarihi aylık akımlarının çarpıklık katsayısı değerleri.

Ay	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	$c_{sx} = \frac{\sum_{i=1}^{12} c_{si}}{12}$
c_{sx}	0.88	1.25	1.69	3.28	1.75	0.97	0.35	0.71	1.43	0.45	0.50	0.81	1.17

Karahacılı istasyonları'nın periyodik çarpıklık katsayısı değerleri aşağıda verilmiştir. Hesaplarda aylık (günlük) çarpıklık katsayılarının yıl boyunca ortalaması olan c_{sx} değeri ile çalışılmıştır.

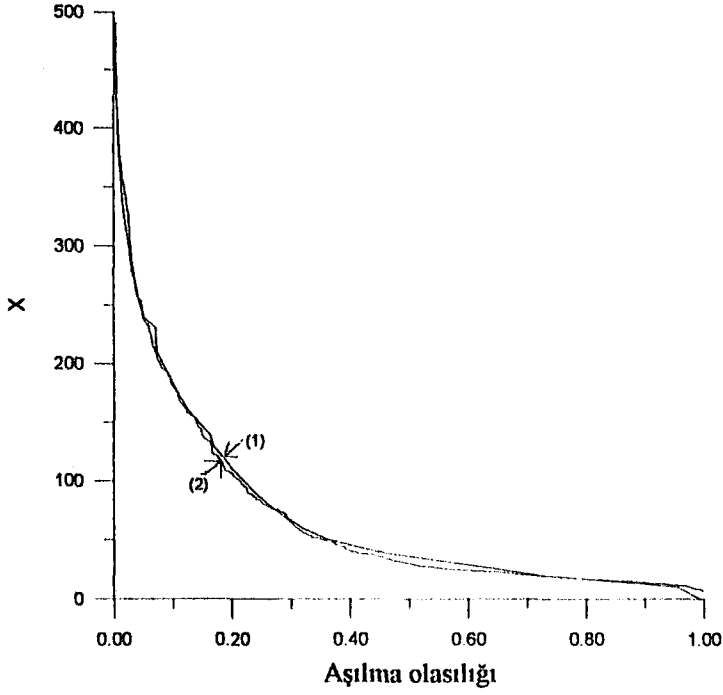


Şekil 4.11. Karahacılı istasyonu tarihi günlük akımlarının (1963-1989) su yılı için verilmiş çarpıklık katsayısı değerlerinin Fourier açılımı (6 harmonik) değerleri.

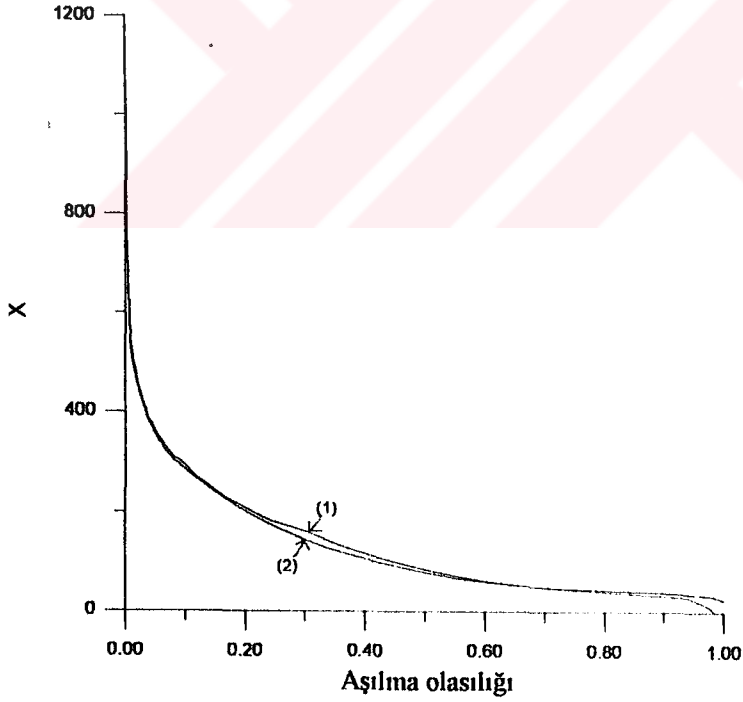
(4.11) denklemi ile yukarıda belirtilen şekilde elde edilen debi süreklilik çizgileri tarihi debi süreklilik çizgileri ile karşılaştırılmıştır (Şekil 4.12 1.ve 2. eğriler; Şekil 4.13 1. ve 2. eğriler). Her iki istasyonda da iki eğrinin birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir.

Periyodik çarpıklık katsayısı için debi süreklilik çizgisi

Bir önceki bölümde normal z değişkeninin hesabında 4.15 ve 4.16 denklemlerinde sabit çarpıklık katsayısı kullanılmıştı. Bu bölümde ise her zaman periyodu için ayrı çarpıklık

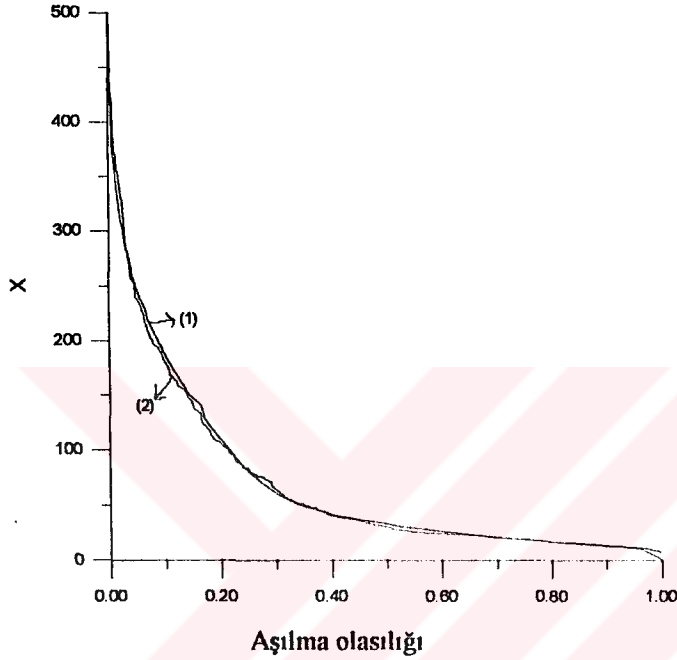


Şekil 4.12. Yamula İstasyonu aylık akımlarının sabit çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemi ile olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).



Şekil 4.13. Karahacılı İstasyonu günlük akımlarının sabit çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).

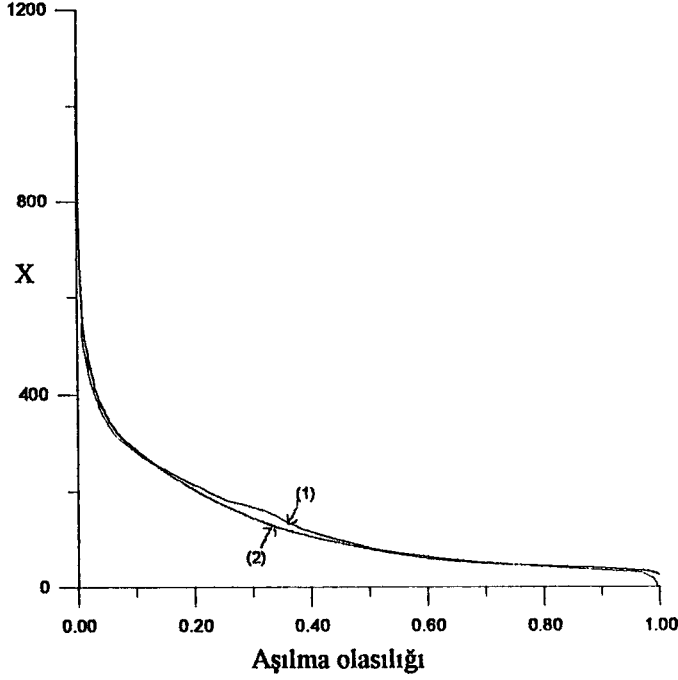
katsayısı, c_{sx} , kullanılmıştır. Yani günlük akımlar için 365 c_{sx} değeri, aylık akımlar için ise 12 c_{sx} değeri ile çalışılmıştır. Periyodik çarpıklık katsayısı durumu için (4.11) denklemiyle elde edilen debi süreklilik çizgisi, tarihi akım debi süreklilik çizgisi ile karşılaştırılmıştır. Her iki debi süreklilik çizgisi de önceki bölümlerde olduğu gibi Yamula ve Karahacılı istasyonları için elde edilmiştir (Şekil 4.13 1. ve 2. eğriler, Şekil 4.14 1. ve 2. eğriler).



Şekil 4.14. Yamula İstasyonu aylık akımlarının periyodik çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).

4.2.1.3. Thomas Fiering Modeli için debi süreklilik çizgisi

Bu bölümde, Bölüm 2.4'te anlatılan Thomas Fiering modeli ile yapılmış simülasyonlar sonucunda elde edilen periyodik akım değerlerinin debi süreklilik çizgisi tarihi akım serisi debi süreklilik çizgisi ile karşılaştırılmıştır. Bölüm 2.4'te verilen formüldeki ε_1 rastgele değişkeninin elde edilmesinde geliştirilmiş Wilson Hilferty transformasyonu kullanılmış ve periyodik çarpıklık katsayısı dikkate alınmıştır. Yamula ve Karahacılı için elde edilmiş simülasyon debi süreklilik çizgisi ve tarihi debi süreklilik çizgisi Şekil 4.17 ve 4.18'de 1.

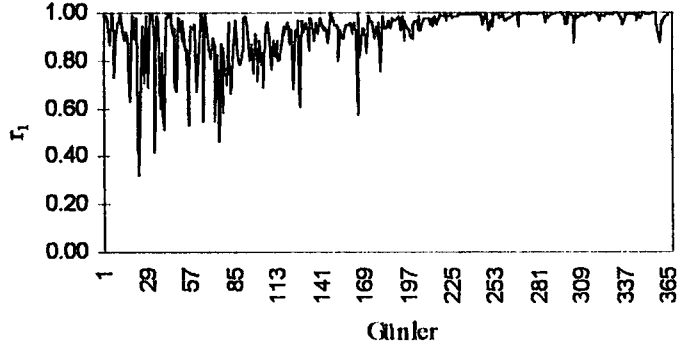


Şekil 4.15. Karahacılı İstasyonu günlük akımlarının periyodik çarpıklık katsayısı kullanılarak (4.11) denklemleri ile elde edilmiş debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).

Tablo 4.2. Yamula istasyonu tarihi aylık otokorelasyon katsayısı değerleri.

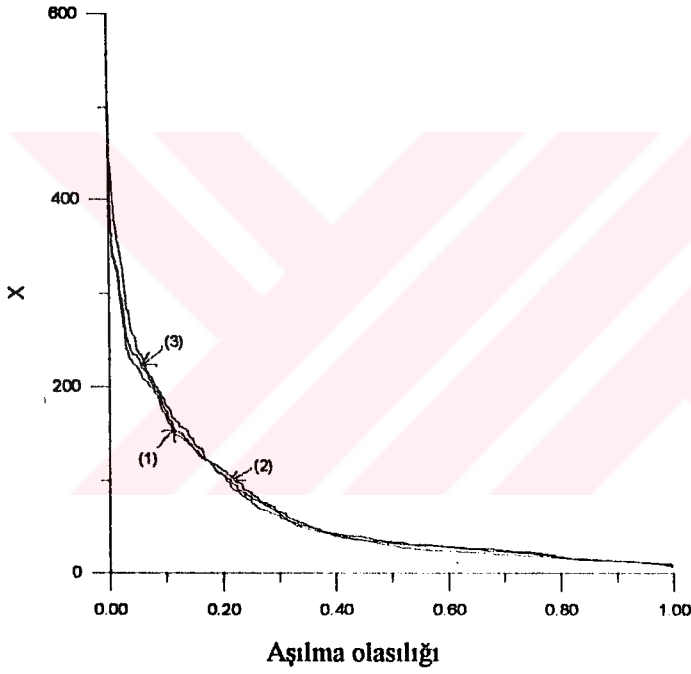
Aylar	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	$\bar{r} = \frac{\sum_{j=1}^{12} r_j}{12}$
r_1	0.87	0.79	0.81	0.53	0.85	0.45	0.32	0.71	0.47	0.79	0.82	0.90	0.69

ve 2. eğriler olarak verilmiş ve bir karşılaştırma yapılmıştır. Daha sonra sabit çarpıklık katsayısı için simülasyon yapılmış ve elde edilen debi süreklilik çizgileri Şekil 4.17 ve 4.18'de 3. eğriler olarak verilmiştir. Her iki seferde de periyodik otokorelasyon katsayısı

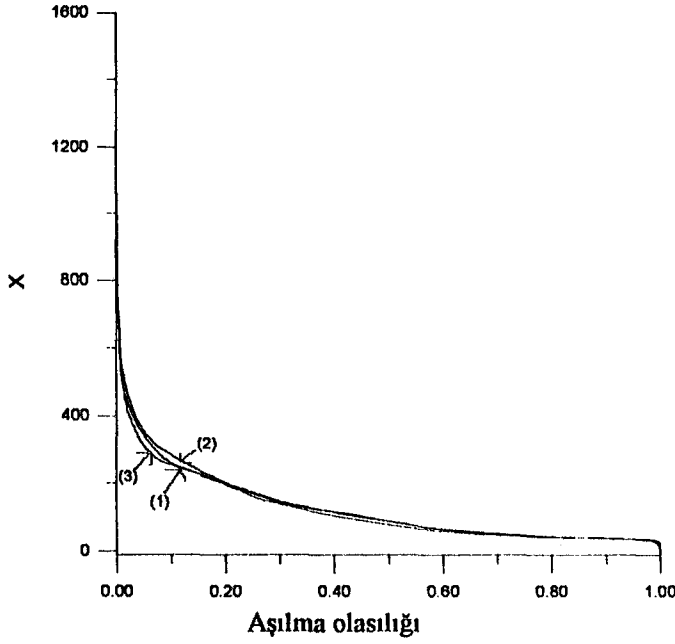


Şekil 4.16. Karahacılı istasyonu tarihi günlük otokorelasyon katsayısı değerlerinin Fourier

açılımı (6 harmonik) değerleri $(\bar{r} = \frac{\sum_{i=1}^{365} r_j}{365} = 0.92)$.



Şekil 4.17. Yamula İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (1), sabit çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (2) türetilmiş 42 yıllık aylık sentetik serinin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi (3).



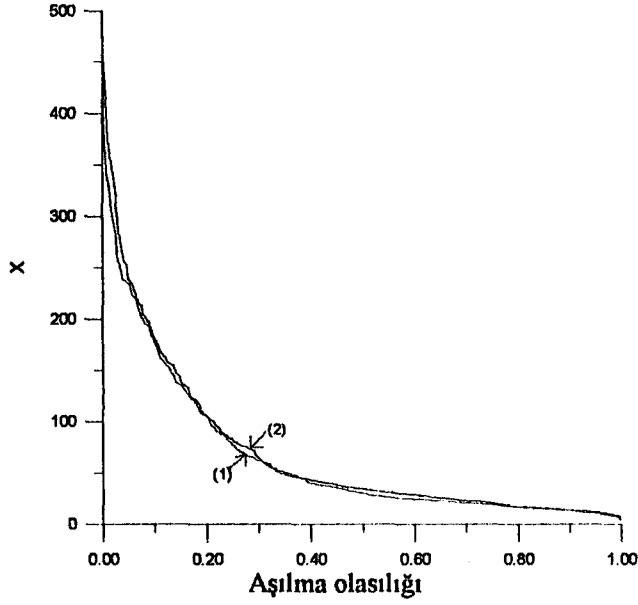
Şekil 4.18. Karahacılı İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (1), sabit çarpıklık katsayısı ve periyodik otokorelasyon katsayısı kullanılarak (2) üretilmiş 30 yıllık günlük sentetik serinin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi (3).

kullanılmıştır. Her iki simülasyonda da periyodik otokorelasyon katsayısı değerleri aşağıda verilmiştir (Tablo 4.2 & Şekil 4.16). Üç eğrinin de birbirleri ile büyük ölçüde çakiştıkları gözlenmiştir.

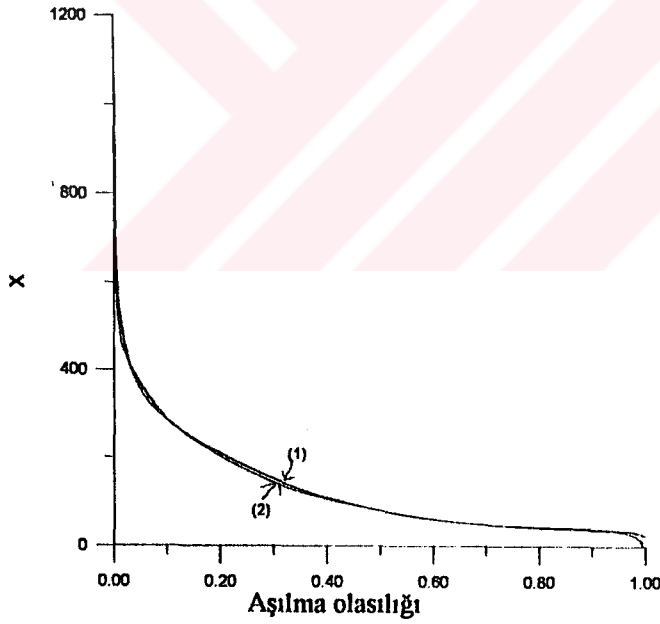
Daha sonra bölüm 3.4'te anlatılan Thomas Fiering modelinde kullanılan bir aralık otokorelasyon katsayısı, r_j , ihmal edildiğinde debi süreklilik çizgisinin durumu incelenmiştir. Bu durumda Bölüm 3.4'teki denklem,

$$X_{ij} = \bar{x}_j + s_j \epsilon_i \quad (4.20)$$

halini almaktadır. Buna göre simülasyonlar yapılmış ve elde edilen debi süreklilik çizgisi tarihi akım debi süreklilik çizgisi ile karşılaştırılmıştır (Şekil 4.19 ve 4.20 1. ve 2. eğriler). Bu şekillerde her iki eğrinin de büyük ölçüde çakiştığı gözükmemektedir. Burada da daha

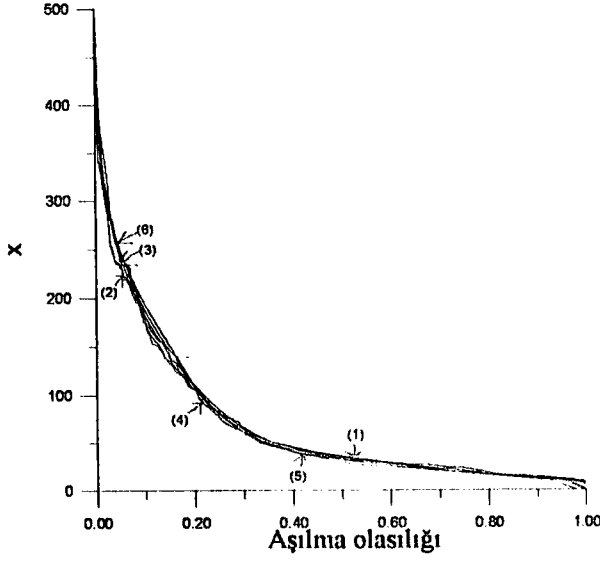


Şekil 4.19. Yamula İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmayarak türetilmiş 42 yıllık aylık sentetik serinin debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).

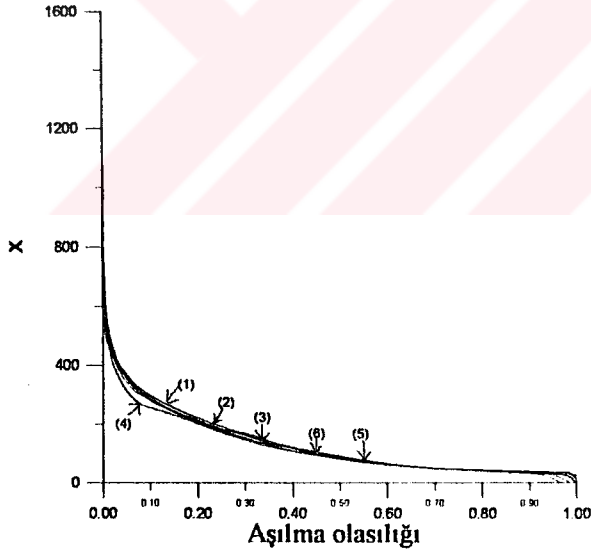


Şekil 4.20. Karahacılı İstasyonu için Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmayarak türetilmiş 30 yıllık günlük sentetik serinin debi süreklilik çizgisi (1) ile tarihi debi süreklilik çizgisi (2).

önce gösterildiği gibi otokorelasyon katsayısının bir aralık otokorelasyon katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerinde etkisinin bulunmadığını görmekteyiz. Son olarak Normal



Şekil 4.21. Yamula İstasyonu için Normal Dağılım, (1), sabit çarpıklık katsayısı, (2), ve periyodik çarpıklık katsayısı, (3), kabullerine göre (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve otokorelasyon katsayısı kullanılarak, (4), ve periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmadan, (5), türetilen 42 yıllık aylık sentetik serilerin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi.



Şekil 4.22. Karahacılı İstasyonu için Normal Dağılım, (1), sabit çarpıklık katsayısı, (2), ve periyodik çarpıklık katsayısı, (3), kabullerine göre (4.11) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile Thomas Fiering Modeli ile periyodik çarpıklık katsayısı ve otokorelasyon katsayısı kullanılarak, (4), ve periyodik çarpıklık katsayısı kullanılıp, otokorelasyon katsayısı dikkate alınmadan, (5), türetilen 30 yıllık günlük sentetik serilerin debi süreklilik çizgileri ile tarihi debi süreklilik çizgisi.

dağılım, sabit çarpıklık ve periyodik çarpıklık kabüllerine göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgileri, Thomas Fiering modeli ile periyodik çarpıklık için bir aralık otokorelasyon katsayısını dikkate alarak ve alınmayarak simülasyon sonucu elde edilen debi süreklilik çizgileri ve tarihi debi süreklilik çizgisi aynı grafikte bir araya getirilmiş ve karşılaştırılmıştır (Şekil 4.21 ve 4.22 1.,2.,3.,4.,5. ve 6. eğriler).

4.2.2. $Z = R \cdot Y$ Çarpım değişkeninin dağılımını kullanarak debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi

Önceki bölümlerde bahsedildiği üzere periyodik akımlar şu denklemle ifade edilebilmektedir:

$$x = \bar{x}_t + s_{xt} \varepsilon \quad (4.21)$$

burada $\bar{x}_t$, s_{xt} ve ε sırasıyla periyodik ortalama, periyodik standart sapma ve gamma dağılmış stokastik bileşeni (ortalaması 0, standart sapması 1, çarpıklık katsayısı c_{st}) ifade etmektedir. Bir çok akarsularda yaklaşık olarak s_{xt} değerinin $\bar{x}_t$ ile orantılı olduğu kabul edilebilir (YEVJEVICH, 1984). Bu durumda (4.20) denklemi şu hale gelmektedir:

$$x = \bar{x}_t + k \bar{x}_t \varepsilon \quad (4.22)$$

$k = \frac{\sum_{t=1}^n s_{xt}}{\bar{x}_t}$ olarak alınabilir. 4.21 denklemini şu şekilde faktörize edebilmekteyiz:

$$x = \bar{x}_t (1 + k \varepsilon) \quad (4.23)$$

Yukarıdaki denklemde çarpanlardan herbirini yeni değişkenlerle ifade edebiliriz:

$$Z = x ; R = \bar{x}_t ; Y = 1 + k \varepsilon \quad (4.24)$$

bu durumda $Z = R \cdot Y$ denklemi elde edilmektedir. Z değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu ANG ve TANG (1975)' da şu şekilde ifade edilmiştir:

$$f_Z(z) = \int_{y=-\infty}^{\infty} \left| \frac{1}{y} \right| f_{R,Y} \left(\frac{z}{y}, y \right) dy \quad (4.25)$$

R ve Y bağımsız oldukları için,

$$f_Z(z) = \int_{y=-\infty}^{\infty} \left| \frac{1}{y} \right| f_R \left(\frac{z}{y} \right) f_Y(y) dy \quad (4.26)$$

Bu denklemin integrali alınarak $F_Z(z)$ fonksiyonu şu şekilde elde edilir:

$$F_Z(z) = \int_{t=-\infty}^z \int_{y=-\infty}^{\infty} \left| \frac{1}{y} \right| f_R \left(\frac{t}{y} \right) f_Y(y) dy dt \quad (4.27)$$

$t = y \cdot u$ ve $dt = y \cdot du$ olarak tanımlanırsa yukarıdaki denklem şu hale gelir:

$$F_Z(z) = \int_{u=-\infty}^{\frac{z}{y}} \int_{y=-\infty}^{\infty} \left| \frac{1}{y} \right| f_R(u) f_Y(y) dy y du \quad (4.28)$$

$$F_Z(z) = \int_{y=-\infty}^{\infty} \left[\int_{u=-\infty}^{\frac{z}{y}} f_R(u) du \right] f_Y(y) dy \quad (4.29)$$

$$F_Z(z) = \int_{y=-\infty}^{\infty} F_R\left(\frac{z}{y}\right) f_Y(y) dy \quad (4.30)$$

Kesikli değişkenler için 4.30 denklemi

$$F_Z(z_j) = \sum_{i=1}^N F_R\left(\frac{z_j}{y_i}\right) f_Y(y_i) \Delta y_i \quad (4.31)$$

şeklinde yazılmaktadır. Burada R bir rastgele değişkeni değil, akımların günlük (aylık) ortalamalarının periyodik bileşenini göstermektedir. $F_R(r) = P(R \leq r)$ fonksiyonu bu periyodik bileşenin denkleminde belirlenecektir. Öte yandan ε marjinal olasılık dağılımı gamma dağılımı olan bir stokastik bileşen olduğu için $y_i = 1 + k\varepsilon$ değişkeni de aynı dağılıma sahiptir (BAYAZIT, 1981, s.61). ε değişkeninin ortalaması 0, standart sapması 1 iken, y_i değişkeninin ortalaması 1, standart sapması ise k^2 'dir:

$$E(1 + k\varepsilon) = 1 \quad (4.32)$$

$$\text{Var}(1 + k\varepsilon) = k^2 \text{Var}(\varepsilon) = k^2$$

3 parametrelili gamma dağılımının olasılık dağılım fonksiyonu şu şekildedir:

$$f_Y(y) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} (y - y_0)^{\alpha-1} e^{-\frac{(y-y_0)}{\beta}}; y \geq 0 \quad (4.33)$$

Bu dağılımın momentleri şu şekildedir:

$$E(Y) = y_0 + \alpha\beta = 1; \text{Var}(Y) = \alpha\beta^2 = k^2; c_{sy} = \frac{2}{\sqrt{\alpha}} \quad (4.34)$$

Bunun sonucunda dağılımın parametreleri k cinsinden şu şekilde ifade edilmektedir.:

$$\alpha = \frac{4}{c_{sy}^2}; \beta = \frac{k c_{sy}}{2}; y_0 = 1 - \frac{2k}{c_{sy}} \quad (4.35)$$

Bu değerleri yerine koyduğumuzda olasılık dağılım fonksiyonu şu hale gelmektedir.

$$f_Y(y) = \frac{1}{\left(\frac{k c_{sy}}{2}\right)^{\frac{4}{c_{sy}^2}} \Gamma\left(\frac{4}{c_{sy}^2}\right)} \left(y - 1 + \frac{2k}{c_{sy}}\right)^{\frac{4}{c_{sy}^2} - 1} e^{-2\frac{(y - y_0)}{k c_{sy}}} \quad (4.36)$$

Bu formül kullanılarak her ' $y_i = 1 + k \varepsilon$ ' değerine karşı gelen $f(y_i)$ değeri hesaplanabilmektedir. (4.31) denklemi ile debi süreklilik çizgisi elde edilmesi için şu etaplar izlenmektedir:

1- Tarihi periyodik günlük (aylık) akım ortalamaları tarihi seriden elde edilmektedir. Daha sonra bu değerler küçükten büyüğe doğru sıralanmaktadır. Herbir periyodik ortalama değerine karşı gelen $F_R(r)$ değeri $F_R(r) = \frac{i}{M+1}$ formülü ile bulunmaktadır. Burada, r , sözkonusu periyodik ortalama değerini, i , bu değer in sırasını, M ise toplam değer sayısını (günlük akımlarda $M=365$, aylık akımlarda $M=12$) temsil etmektedir.

2- (4.31) denklemindeki y_i ($y_i = 1 + k \varepsilon$) değişkeninin alacağı en küçük ve en büyük değer (y_1 ve y_M) belirlenir. Bu iki değer arasındaki fark dikkate alınacak y_i değer adedine (M) bölünerek Δy değeri bulunur ($\Delta y = \frac{y_M - y_1}{M}$). Alt ve üst y_i sınırları için tahmini değerler

alınabileceği gibi bu sınırlar " $y_i = 1 + k \epsilon$ " denklemine göre simülasyon yapılarak da belirlenebilir. Simülasyon sonucu elde edilen y_i değerleri büyüklük sırasına göre sıralandığında en küçük ve en büyük değerler bize sırasıyla y_1 ve y_M 'i verir.

3- 4.31 denkleminde kullanılacak z_j değerleri için sözkonusu akım istasyonundaki tarihi değerler dikkate alınarak bir değişim aralığı seçilir (örneğin 0 ile 700 arasında birer birer artan 700 değer). Her z_j 'ye ait $F_R = \left(\frac{z_j}{y_i}\right)$ 'nin belirlenmesi için öncelikle 1'den N'e kadar

olan bütün y_i 'ler için $\frac{z_j}{y_i}$ oranları bulunur. Her $\frac{z_j}{y_i}$ oranı, r periyodik ortalama değerleri

ile karşılaştırılır. $\frac{z_j}{y_i}$ oranına en yakın r hangisi ise $F_R = \left(\frac{z_j}{y_i}\right)$ olarak o r 'ye ait $F_R(r)$ alınır.

Bu y_i 'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu, $f_y(y_i)$, değeri ise 4.33 denklemi ile bulunur. 3 parametrelili gamma dağılımı parametre değerleri 4.34 denklemleri ile belirlenir.

4- Bulunan $F_R = \left(\frac{z_j}{y_i}\right)$ ve $f_y(y_i)$ değerleri ile Δy çarpılır. Bütün y_i değerleri ($i=1, \dots, N$) için bulunan çarpımların toplamı bize sözkonusu z_j değerinin eklenik frekans dağılımı, $F_z(z_j)$, değerini vermektedir. $F_z(z_j)$ 'i 1'e tamamlayan değer aşılma olasılığını verdiği için x-ekseninde z_j değerleri, y-ekseninde ise aşılma olasılıkları olmak üzere debi süreklilik çizgisi çizilir.

4.2.2.1. (4.22) denkleminde parametrelerin denklem üzerindeki etkisinin incelenmesi

$x = \bar{x}_1 (1 + k \epsilon)$ denkleminde $\bar{x}_1$ değerini iki harmonikle ifade edersek x akım değerini aşağıdaki şekilde bulabiliriz:

$$x = \left(\bar{x} + C_1 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + C_2 \cos\left(\frac{4\pi t}{T} + \theta\right) \right) (1 + k\epsilon) \quad (4.37)$$

burada

$\bar{x}$: günlük akımların genel ortalaması

C_1 : birinci harmoniğin katsayısı ($C_1^2 = A_1^2 + B_1^2$)

C_2 : ikinci harmoniğin katsayısı ($C_2^2 = A_2^2 + B_2^2$)

θ : faz açısı'dır.

Bu denklemden anlaşılacağı üzere x ,6 parametrenin ($\bar{x}$, C_1 , C_2 , θ , k , c_{sx}) bir fonksiyonudur. Denklemi $\bar{x}$ değerine bölerek boyutsuzlaştırabiliriz, bu durumda denklem şu şekli alır:

$$\frac{x}{\bar{x}} = \left(1 + \frac{C_1}{\bar{x}} \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + \frac{C_2}{\bar{x}} \cos\left(\frac{4\pi t}{T} + \theta\right) \right) (1 + k\epsilon) \quad (4.38)$$

Denklem bu hale geldiğinde $\frac{x}{\bar{x}}$ değerinin 5 parametreye ($\frac{C_1}{\bar{x}}$, $\frac{C_2}{\bar{x}}$, θ , k , c_{sx}) bağlı olduğunu

görüyoruz.. Dolayısıyla

$$F\left(\frac{x}{\bar{x}}\right) = f\left(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, \theta, k, c_{sx}\right) \quad (4.39)$$

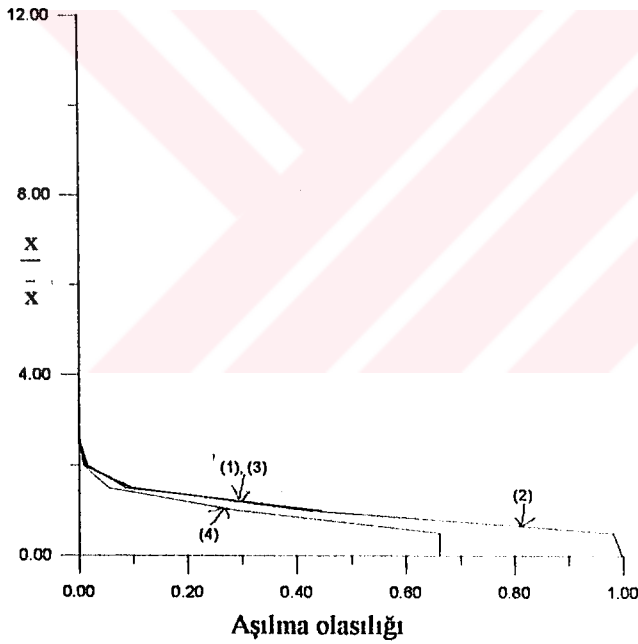
Bundan sonraki bölümde bu 5 parametrenin, (4.31) denklemi kullanılarak elde edilen debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi incelenmiştir.

k ve c_{sx} parametrelerinin debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi

Bu bölümde $\frac{C_1}{\bar{x}}$, $\frac{C_2}{\bar{x}}$ ve θ parametrelerine sabit değerler verilip k ile c_{sx} parametrelerinin değişik değerleri için debi süreklilik çizgileri elde edilmiş ve incelenmiştir. Örneğimizde $\frac{C_1}{\bar{x}} = 0.4$; $\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.1$ ve $\theta = -0.25$ olarak alınmıştır. Üç değişik k değeri için ($k=0.20, 0.50, 0.80$), c_{sx} 'in 4 farklı değer alması durumuna ($c_{sx}=0.75, 1.25, 1.75, 2.25$) göre debi süreklilik çizgileri elde edilmiştir. Öncelikle değişik k değerlerinin debi süreklilik çizgisini önemli ölçüde etkilediği görülmüştür. k değeri arttıkça debi süreklilik çizgisi dikleşmekte, başka bir ifadeyle eğimi artmaktadır. Bu nedenle birbirini izleyen debi değerlerinin aşılma olasılıkları arasındaki farklar k ile doğru orantılı olarak artmaktadır. Küçük k değerlerine bakıldığında ($0.2, 0.5$), yine c_{sx} 'in küçük değerleri için ($c_{sx}=0.75$ ve $c_{sx}=1.25$) c_{sx} 'in debi süreklilik çizgisi üzerinde etkisinin fazla olmadığı gözükmemektedir. k 'nın 0.2 değerini aldığı anda yalnızca $c_{sx}=2.25$ için olan eğrinin diğer üçünden ayrıldığı, k 'nın 0.5 değeri için ise aynı durumun $c_{sx}=1.75$ için geçerli olduğu gözükmemektedir (Şekil 4.23 ve Şekil 4.24). k 'nın 0.8 'e eşit olduğu durumda ise değişik c_{sx} değerleri için elde edilen eğrilerin birbirlerinden son derece farklı oldukları gözükmemiştir (Şekil 4.25). Bu incelemeler sonucunda çarpıklık katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin k 'ya (günlük akımların değişim katsayılarının ortalaması) bağlı olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla değişim katsayılarının ortalamasının küçük olduğu nehirlerde ($k < 0.5$) c_{sx} 'in 1.25 'den küçük değerleri için, k 'nın debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin ihmal edilebileceği sonucu ortaya çıkmıştır. Türkiyede'ki bazı günlük ve aylık akım istasyonlarındaki tarihi verilerin k değerlerinin ortalamasına baktığımızda (Tablo 4.3 ve Tablo 4.4) bunun günlük akımlar için 0.5 aylık akımlar için ise 0.45 olduğunu görüyoruz. Bunun yanında çarpıklık katsayılarının ortalamasının ise aylık akımlarda 1.00 'e günlük akımlarda ise 1.15 'e eşit olduğu gözükmemektedir (Tablo 4.3 ve Tablo 4.4). Buna göre Türkiye nehirleri için çarpıklık katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin genelde ihmal edilebileceği sonucuna varılabilir.

Tablo 4.3. Türkiye'deki bazı aylık akım istasyonlarının istatistiksel parametreleri.

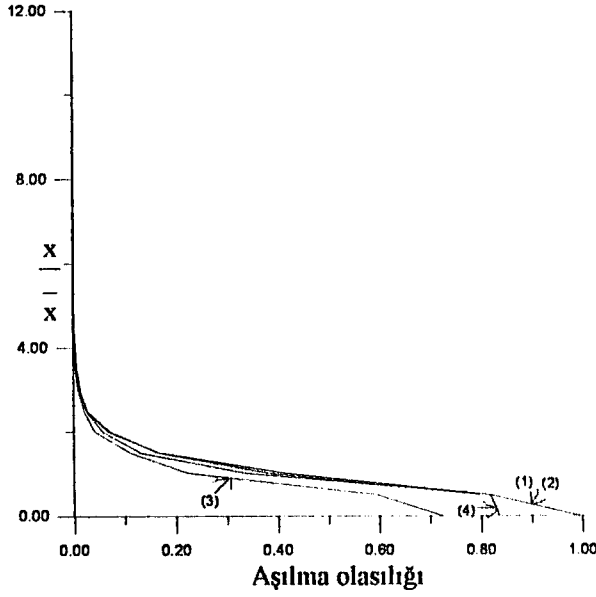
İst. No	İstasyon Adı	Hav. Alan (km ²)	Yıllar	$\bar{x}$	c_{sx}	k	$\frac{C_1}{\bar{x}}$	$\frac{C_2}{\bar{x}}$	$\frac{C_3}{\bar{x}}$	$\frac{C_4}{\bar{x}}$
316	Susurluk Simav Çayı	6454	1953-1990	49.50	1.50	0.62	1.24	0.44	0.10	0.03
712	Göksu - Bucakkışla	2689	1962-1990	30.79	0.70	0.34	1.03	0.37	0.31	0.14
1501	Kızılırmak Nehri-Yamula	15582	1939-1980	66.49	1.15	0.44	1.21	0.71	0.42	0.20
2015	Ceyhan İla. -Ilurman	915	1957-1990	8.44	0.63	0.39	0.62	0.29	0.21	0.09
	Toplam→	25640		Ort. →	1.00	0.45				



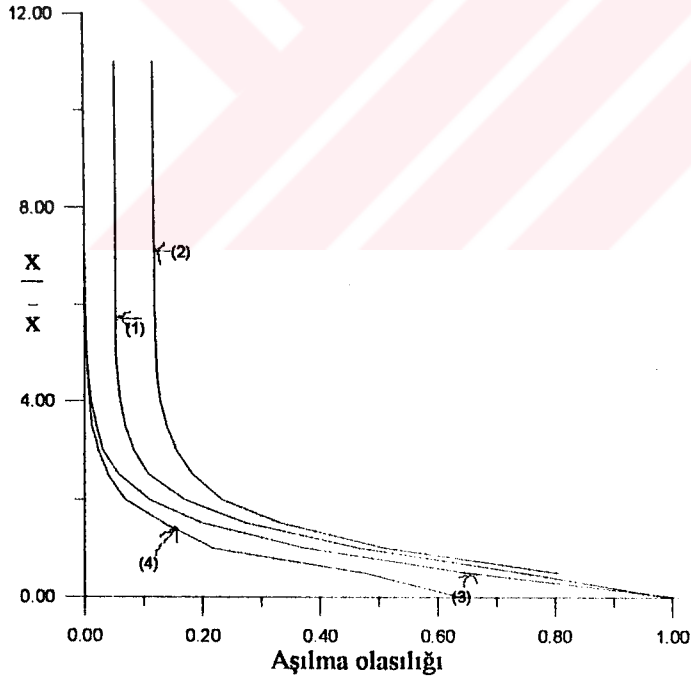
Şekil 4.23. $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.1$ ve $\theta = -0.25$ olarak alındığında, $k=0.20$ için 4.31 denklemi ile $c_{sx}=0.75$, (1), $c_{sx}=1.25$, (2), $c_{sx}=1.75$, (3) ve $c_{sx}=2.25$, (4), değerleri için elde edilen debi süreklilik çizgileri.

Tablo 4.4. Türkiye’deki günlük akımların istatistiksel parametreleri.

İst. No	İstasyon Adı	Hav. Alanı (km ²)	Yıllar	$\bar{x}$	c_{sx}	k	$\frac{C_1}{\bar{x}}$	$\frac{C_2}{\bar{x}}$	$\frac{C_3}{\bar{x}}$	$\frac{C_4}{\bar{x}}$
1708	Tarsus İrm.-Muhat Köprü.	1416	1963-1989	41.86	0.99	0.55	0.89	0.37	0.17	0.05
1714	Göksu-Karahacılı	10065	1963-1989	126.95	1.21	0.46	0.89	0.22	0.28	0.15
1717	Lamas Çayı-Kızılgeçit	1055	1963-1994	6.11	1.21	0.45	0.64	0.32	0.32	0.16
2124	Tohma Suyu-Yazıköy	1336	1963-1989	8.79	0.98	0.32	0.35	0.18	0.19	0.06
2145	Tohma Suyu-Hisarçık	5822	1963-1989	25.15	1.12	0.36	0.50	0.25	0.23	0.06
2218	İyidere-Şimşirli	855	1963-1989	28.15	1.24	0.39	0.82	0.56	0.15	0.12
701	Çine Çayı-Kayırılı	948	1963-1989	6.25	1.47	0.76	1.19	0.47	0.14	0.07
811	Dalaman Çayı-Suçatı	3856	1963-1989	17.77	1.31	0.64	1.1	0.24	0.05	0.06
901	Manavgat Çayı-Homa	928	1963-1982	141.17	0.19	0.39	0.65	0.18	0.14	0.05
902	Köprüçay-Beskonak	1942	1963-1989	85.55	1.20	0.41	0.71	0.16	0.13	0.02
103	Meriç Neh.-Meriç Köprü.	27251	1969-1991	156.10	1.61	0.69	0.64	0.09	0.07	0.08
1203	Porsuk Çayı-Başdeğirmen	3938	1941-1984	9.91	1.40	0.58	0.80	0.19	0.08	0.13
1221	Sakarya Nehri-Doğançay	52532	1953-1980	134.44	1.04	0.56	0.66	0.14	0.11	0.02
1242	Sakarya Nehri-Kargı	33847	1961-1991	54.43	1.08	0.39	0.55	0.11	0.07	0.05
	Toplam→	145791		Ort.→	1.15	0.50	0.74	0.25	0.15	0.08



Şekil 4.24. $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.1$ ve $\theta = -0.25$ olarak alındığında, $k=0.50$ için 4.31 denklemi ile $c_{sx}=0.75$, (1), $c_{sx}=1.25$, (2), $c_{sx}=1.75$, (3) ve $c_{sx}=2.25$, (4), değerleri için elde edilen debi süreklilik çizgileri.



Şekil 4.25. $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.1$ ve $\theta = -0.25$ olarak alındığında, $k=0.80$ için 4.31 denklemi ile $c_{sx}=0.75$, (1), $c_{sx}=1.25$, (2), $c_{sx}=1.75$, (3) ve $c_{sx}=2.25$, (4), değerleri için elde edilen debi süreklilik çizgileri.

θ faz açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi

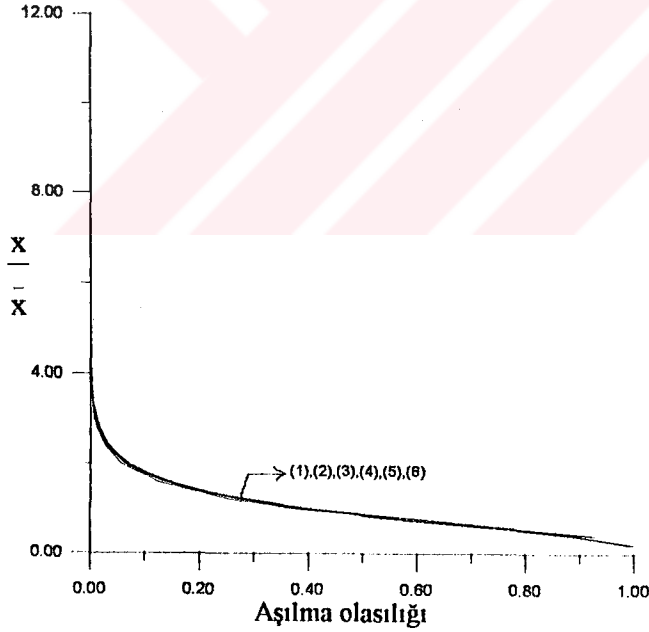
Bu kısımda 4 parametre sabit tutularak, θ 'nın debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi incelenmeye çalışılmıştır. $\frac{C_1}{\bar{x}}$, $\frac{C_2}{\bar{x}}$, k ve c_{rx} parametrelerine sırasıyla 0.4, 0.1, 0.5 ve 1.25

değerleri verilmiştir. Bu değerler sabit tutulduğunda, 6 değişik θ değeri ($\theta = -1.75, -1.00, -0.25, 0.25, 1.00, 1.75$) için debi süreklilik çizgileri elde edilmiştir. Burada 6 eğrinin de çakıştığı, birbirlerinden ayırdedilemeyecek durumda olduğu görülmektedir (Şekil 4.26).

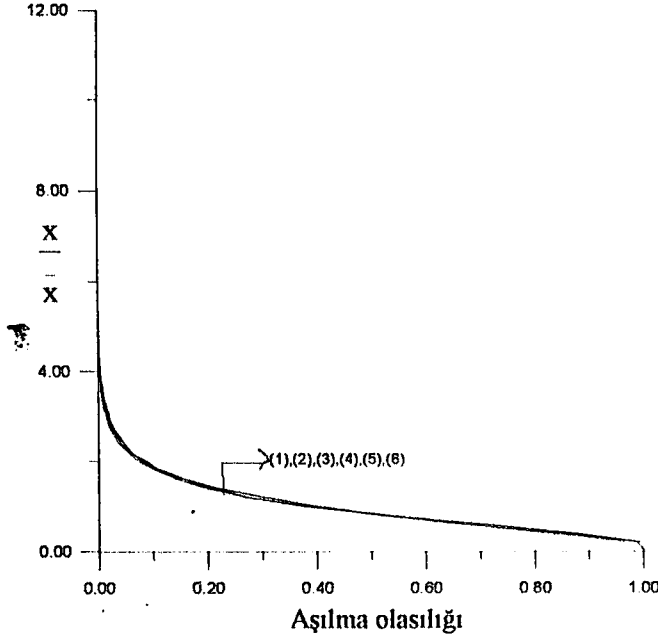
Bunun, $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerinin $\frac{C_1}{\bar{x}}$ değerinden daha küçük olması ile bir ilgisinin olup olmadığını

anlamak amacıyla aynı çalışma bu kez $\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.4$ için tekrarlanmıştır (Şekil 4.27). Bu

durumda $\frac{C_1}{\bar{x}}$, $\frac{C_2}{\bar{x}}$, k ve c_{rx} parametrelerine sırasıyla 0.4, 0.4, 0.50 ve 1.25 değerleri



Şekil 4.26. $\frac{C_1}{\bar{x}} = 0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.1$, $k = 0.50$ ve $c_{rx} = 1.25$ olarak alındığında 4.31 denklemi ile $\theta = -1.75$, (1), $\theta = -1.00$, (2), $\theta = -0.25$, (3), $\theta = 0.25$, (4), $\theta = 1.00$, (5) ve $\theta = 1.75$, (6), değerleri için elde edilmiş debi süreklilik çizgileri.



Şekil 4.27. $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.4$, $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.4$, $k=0.50$ ve $c_{sx}=1.25$ olarak alındığında 4.31 denklemi ile $\theta = -1.75$, (1), $\theta = -1.00$, (2), $\theta = -0.25$, (3), $\theta = 0.25$, (4), $\theta = 1.00$, (5) ve $\theta = 1.75$, (6), değerleri için elde edilmiş debi süreklilik çizgileri.

verilmiştir. 6 farklı θ açısı için elde edilen debi süreklilik çizgilerine bakıldığında, debi süreklilik çizgilerinin yine çakıştığı görülmektedir. Dolayısıyla θ açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin ihmal edilebilecek düzeyde küçük olduğu sonucuna varılmıştır. Bu sonuç ilk bakışta Bölüm 4.1.2.'de elde edilen sonuçla çelişir gibi gözükmemektedir. Ancak Bölüm 4.2.1.'de periyodik akım süreci yalnızca iki harmonikle ifade edilmiş, stokastik bileşen dikkate alınmamıştır. Stokastik bileşen en az periyodik bileşen büyüklüğünde bir değer taşıdığı için, θ açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisi bu durumda ihmal edilebilecek düzeyde kalmaktadır.

4.2.2.2. Örnek Uygulamalar

Çalışmada günlük ve aylık akımlara örnek olarak seçilen Karahacılı ve Yamula istasyonları için k , c_{sy} ve Gamma dağılımı parametreleri şu değerleri almaktadır:

Karahacılı İstasyonu

$$k = \frac{\sum_{t=1}^{365} \frac{S_{yt}}{y_t}}{365} = 0.46 ; c_{sy} = \frac{\sum_{i=1}^{365} c_{si}}{365} = 1.27$$

buna göre

$$\alpha = \frac{4}{1.27^2} = 2.47 ; \beta = \frac{0.46 \cdot 1.27}{2} = 0.29 ; y_0 = 1 - \frac{2 \cdot 0.46}{1.27} = 0.28$$

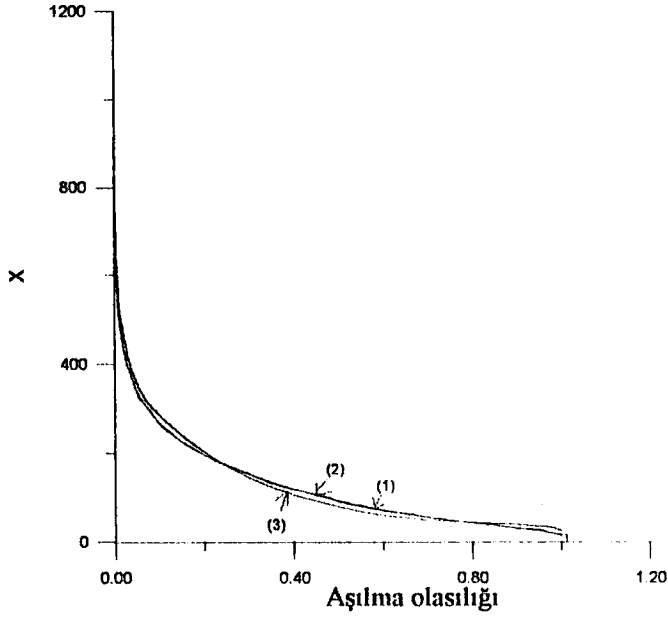
Yamula istasyonu

$$k = \frac{\sum_{t=1}^{12} \frac{S_{yi}}{y_t}}{12} = 0.435 ; c_{sy} = \frac{\sum_{i=1}^{12} c_{si}}{12} = 1.16$$

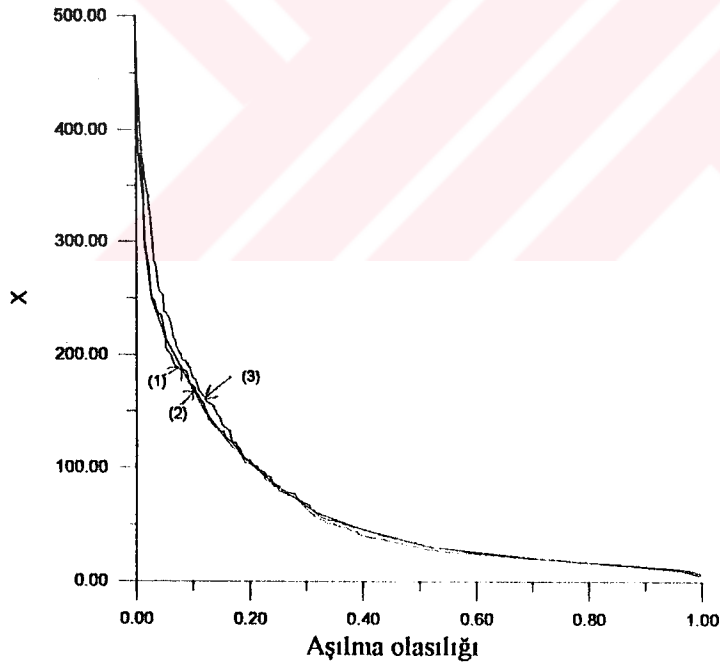
buna göre

$$\alpha = \frac{4}{1.16^2} = 2.99 ; \beta = \frac{0.435 \cdot 1.16}{2} = 0.25 ; y_0 = 1 - \frac{2 \cdot 0.435}{1.16} = 0.25$$

denklemleri ile simülasyon yoluyla günlük akımlar (Karahacılı istasyonu) ve aylık akımlar (Yamula istasyonu) türetilmiş, bu akımların debi süreklilik çizgileri ile 4.31 denklemleri ile yollarında anlatıldıkları şekilde elde edilen debi süreklilik çizgileri arasında karşılaştırma yapılmıştır (Şekil 4.28 ve Şekil 4.29, 1. ve 2. Eğriler,). Daha sonra tarihi akım debi süreklilik çizgisi de bu iki eğrinin yanında verilmiştir (Şekil 4.28 ve Şekil 4.29, 3. eğri). Çarpıklık katsayısı, c_{sy} , değeri olarak yukarıda belirtildiği gibi 365 tarihi günlük



Şekil 4.28. Karahacılı İstasyonu için 4.22 denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 30 yıllık günlük akımın debi süreklilik çizgisi, (1), 4.31 denkleminin analitik çözümüyle elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), ve tarihi debi süreklilik çizgisi (3).



Şekil 4.29. Yamula İstasyonu için (4.23) denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 42 yıllık aylık akımın debi süreklilik çizgisi, (1), (4.31) denkleminin analitik çözümüyle elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), ve tarihi debi süreklilik çizgisi (3).

çarpıklık katsayısının (aylık akımlar için 12 tarihi aylık çarpıklık katsayısının) ortalaması alınmıştır.

Her iki istasyonda da simülasyonla elde edilmiş akımların debi süreklilik çizgisi ile (4.31) denkleminde göre elde edilen debi süreklilik çizgisinin hemen hemen çakıştığı görülmektedir.

4.2.3. Uygulama için genel tabloların hazırlanması

Periyodik akım değişim katsayıları ortalamasının, $k = \frac{\sum_{i=1}^{365} \frac{S_{xt}}{\bar{x}_t}}{365}$, küçük olduğu nehirlerde ($k < 0.5$), çarpıklık katsayısının düşük olması durumunda ($c_{sy} < 1.25$), çarpıklık katsayısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin ihmal edilebilecek kadar düşük olduğu sonucuna varılmıştır. θ faz açısının ise debi süreklilik çizgisi üzerinde bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Dolayısıyla düşük k değerine sahip nehirlerde $\frac{x}{\bar{x}}$ değerinin üç parametreye $(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, k)$ bağlı olduğu kabul edilebilir;

$$F\left(\frac{x}{\bar{x}}\right) = f\left(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, k\right) \quad (4.40)$$

Bu sonucun ışığında bu üç parametreye değişik değerler vererek farklı $\frac{x}{\bar{x}}$ değerlerine karşı gelen aşılma olasılıkları bulunabilir. Tablo 4.4'de, Türkiye nehirlerindeki günlük akımlar için bu üç parametrenin $(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, k)$ değerleri bulunmaktadır. Bu tablodan

görülebileceği gibi nehirlerin tümünde $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri $\frac{C_1}{\bar{x}}$ değerlerinden, önemli bir

kısımında da $\frac{C_3}{\bar{x}}$ değerleri $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerlerinden çok daha küçüktür. Bu bize $\frac{\bar{x}_1}{\bar{x}}$ değerinin

iki harmonikle ifade edilmesinin (denklem 4.38) yerinde bir kabul olduğunu göstermektedir. Bu bilgiler ışığında üç parametreye Türkiye nehirlerinde sıkça rastlanan

değerler verilerek 4.31 denklemi ile çeşitli $\frac{x}{\bar{x}}$ değerlerine karşı gelen aşılma olasılıkları

Bölüm 4.2.2'nin başında açıklanan etaplar izlenerek elde edilmiştir. Burada R değişkeni tarihi günlük ortalamaları değil, iki harmonikle ifade edilen Fourier serisini göstermektedir. Buna göre 4.38 denkleminde günlük akımlar için $T=365$ olarak alınıp

t'ye de 1 ile 365 arasında değişen değerler verilerek 365 farklı $\frac{\bar{x}_1}{\bar{x}}$ değeri elde edilir ve

büyüklik sırasına göre dizilir. Daha sonraki etaplar Bölüm 4.2.2'nin başında anlatıldığı gibidir. Elde edilen sonuçlar Tablo 4.5, 4.6, 4.7, 4.8, 4.9, 4.10, 4.11 ve 4.12'de verilmiştir.

Tablo 4.4'teki değerler dikkatle incelendiğinde k değişkeninin aynı havza içinde fazla değişim göstermediği farklı nehirlerde birbirine yakın değerler aldığı gözükmemektedir.

Dolayısıyla aynı havza içinde $\frac{x}{\bar{x}}$ değerinin iki parametreye $(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}})$ bağlı olduğu kabul

edilebilir. Buna göre her havza için belli bir k katsayısı kabul edilebileceğinden havza

içindeki bir nehirin $\frac{x}{\bar{x}}$ akım değerine karşı gelen aşılma olasılığını yukarıda verilen

tablolardan okuyabilmek için yalnızca $\frac{C_1}{\bar{x}}$ ve $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerlerini bilmek yeterlidir.

Bu tabloların aylık ve günlük akımlara uygulanması Yamula ve Karahacılı istasyonları için

gerçekleştirilmiştir. Tablo 4.3 ve Tablo 4.4'den bu istasyonlara ait $\frac{C_1}{\bar{x}}$, $\frac{C_2}{\bar{x}}$ ve k

değerleri Yamula istasyonu için sırasıyla 1.21, 0.71 ve 0.44, Karahacılı istasyonu için ise 0.89, 0.22 ve 0.46 olarak okunmuştur. Bu değerler dikkate alınarak Karahacılı istasyonu

için $\frac{C_1}{\bar{x}}=0.9$ 'a karşı gelen Tablo 4.9'da $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.2$ ve $k=0.5$ 'e ait aşılma olasılıkları ile,

Tablo 4.5. $\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{\bar{x}} = 0.3$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.1;0.2) için değişik k değerlerine (0.1;0.2;0.3) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25'e esit alınmıştır).

$\frac{x}{\bar{x}}$	$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.1$			$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.2$		
	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.1	k=0.2	k=0.3
0	1	1	1	1	1	1
0.2	1	1	1	1	1	1
0.4	1	1	1	1	1	1
0.6	1	0.96	0.89	1	0.98	0.89
0.8	0.73	0.67	0.66	0.71	0.69	0.63
1	0.42	0.42	0.41	0.38	0.40	0.41
1.2	0.24	0.22	0.24	0.25	0.23	0.23
1.4	0.07	0.1	0.14	0.11	0.12	0.15
1.6	0.01	0.04	0.08	0.03	0.06	0.08
1.8	0	0.02	0.04	0.01	0.03	0.04
2	0	0.01	0.02	0	0.01	0.02
2.2	0	0	0.01	0	0	0.01
2.4	0	0	0.01	0	0	0.01
2.6	0	0	0	0	0	0

Yamula istasyonu için de $\frac{C_1}{\bar{x}}=1.2$ ve $\frac{C_2}{\bar{x}}=0.7$ ye karşı gelen Tablo 4.12'de $k=0.40$ ve

$k=0.5$ 'e ait aşılma olasılıkları arasında enterpolasyon ile elde edilen debi süreklilik çizgileri (Şekil 4.30 ve 4.31, 4.eğri) tarihi debi süreklilik çizgisi ile, simülasyon ve (4.31) denklemi ile elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile karşılaştırılmıştır. Karahacılı istasyonu için tablodan elde edilen debi süreklilik çizgisi değerleri diğer eğriler ile çok iyi uyushmaktadır. Yamula istasyonunda gözlenen farklar genellikle %15'in altındadır.

Tablo 4.10. $\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{\bar{x}} = 0.9$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.4;0.5;0.6) için değişik k değerlerine (0.1;0.2;0.3;0.4;0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25'e esit alınmıştır).

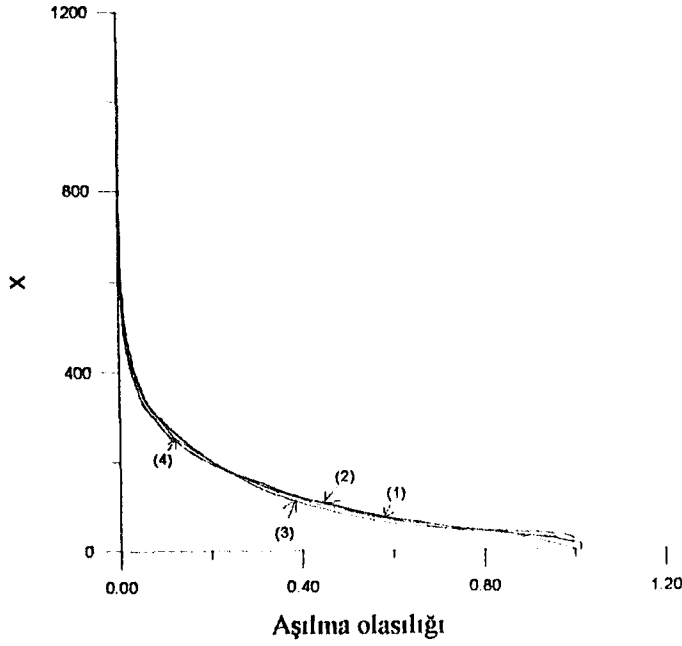
$\frac{x}{\bar{x}}$	$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.4$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.5$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.6$				
	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0.2	1	1	1	0.98	0.94	1	1	0.99	0.98	0.92	1	0.99	0.96	0.93	0.9
0.4	0.81	0.77	0.74	0.74	0.71	0.77	0.76	0.74	0.71	0.69	0.73	0.73	0.71	0.69	0.68
0.6	0.51	0.52	0.53	0.53	0.53	0.5	0.52	0.52	0.52	0.52	0.55	0.54	0.53	0.53	0.52
0.8	0.44	0.44	0.43	0.43	0.41	0.42	0.42	0.42	0.42	0.4	0.4	0.42	0.42	0.42	0.41
1	0.39	0.38	0.38	0.36	0.34	0.37	0.37	0.36	0.35	0.33	0.36	0.36	0.36	0.35	0.33
1.2	0.35	0.34	0.32	0.3	0.29	0.33	0.33	0.31	0.29	0.28	0.32	0.32	0.31	0.29	0.28
1.4	0.3	0.29	0.26	0.25	0.24	0.29	0.28	0.27	0.25	0.22	0.29	0.28	0.27	0.25	0.24
1.6	0.26	0.24	0.22	0.2	0.18	0.25	0.24	0.22	0.2	0.19	0.25	0.24	0.22	0.21	0.2
1.8	0.21	0.18	0.16	0.16	0.16	0.21	0.19	0.17	0.16	0.16	0.21	0.2	0.18	0.17	0.15
2	0.14	0.12	0.13	0.13	0.14	0.16	0.14	0.14	0.14	0.13	0.17	0.15	0.14	0.13	0.14
2.2	0.07	0.08	0.09	0.09	0.1	0.1	0.1	0.09	0.1	0.11	0.12	0.1	0.11	0.11	0.12
2.4	0.03	0.05	0.07	0.08	0.09	0.04	0.06	0.07	0.08	0.09	0.06	0.07	0.08	0.09	0.1
2.6	0.01	0.03	0.05	0.06	0.07	0.02	0.04	0.05	0.06	0.07	0.03	0.05	0.06	0.07	0.07
2.8	0	0.02	0.04	0.04	0.06	0.01	0.02	0.04	0.05	0.06	0.01	0.03	0.04	0.06	0.07
3	0	0.01	0.02	0.04	0.04	0	0.01	0.02	0.04	0.05	0	0.02	0.03	0.04	0.06
3.2	0	0.01	0.02	0.02	0.04	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0	0.01	0.02	0.03	0.04
3.4	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0.01	0.02	0.03	0.03
3.6	0	0	0.01	0.02	0.02	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0	0.01	0.02	0.03
3.8	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.03
4	0	0	0	0.01	0.02	0	0	0	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.02
4.2	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.02
4.4	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.01
4.6	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0.01	0.01
4.8	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.01
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.01

Tablo 4.11. $\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{\bar{x}} = 1.2$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.4;0.5;0.6) için değişik k değerlerine (0.1;0.2;0.3;0.4;0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25'e eşit alınmıştır).

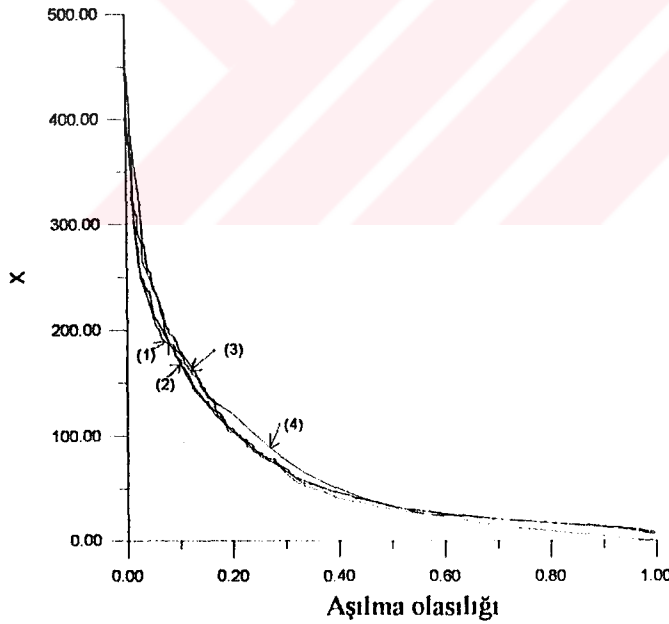
$\frac{x}{\bar{x}}$	$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.4$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.5$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.6$				
	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0.2	0.71	0.72	0.73	0.75	0.73	0.8	0.79	0.78	0.77	0.76	0.79	0.79	0.77	0.75	0.74
0.4	0.56	0.56	0.56	0.57	0.55	0.53	0.53	0.54	0.54	0.54	0.54	0.55	0.54	0.54	0.54
0.6	0.5	0.5	0.49	0.5	0.47	0.48	0.47	0.47	0.46	0.45	0.46	0.46	0.45	0.45	0.44
0.8	0.45	0.45	0.44	0.44	0.41	0.43	0.43	0.42	0.41	0.4	0.42	0.42	0.41	0.4	0.39
1	0.41	0.41	0.4	0.39	0.35	0.39	0.39	0.38	0.37	0.34	0.39	0.38	0.37	0.36	0.33
1.2	0.37	0.36	0.35	0.33	0.31	0.36	0.35	0.34	0.32	0.3	0.35	0.35	0.34	0.32	0.29
1.4	0.33	0.32	0.31	0.26	0.27	0.32	0.32	0.3	0.28	0.27	0.32	0.31	0.3	0.27	0.27
1.6	0.29	0.28	0.26	0.23	0.21	0.29	0.28	0.26	0.25	0.24	0.29	0.28	0.26	0.24	0.23
1.8	0.25	0.24	0.22	0.21	0.19	0.25	0.24	0.22	0.21	0.2	0.26	0.24	0.22	0.21	0.19
2	0.21	0.19	0.17	0.18	0.17	0.22	0.19	0.18	0.16	0.15	0.22	0.21	0.19	0.16	0.16
2.2	0.16	0.14	0.14	0.14	0.14	0.18	0.15	0.14	0.14	0.14	0.19	0.16	0.14	0.15	0.15
2.4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.11	0.12	0.11	0.11	0.12	0.12	0.14	0.12	0.12	0.12	0.13
2.6	0.05	0.06	0.08	0.09	0.1	0.07	0.07	0.08	0.08	0.11	0.09	0.08	0.09	0.09	0.1
2.8	0.02	0.04	0.05	0.07	0.08	0.03	0.05	0.06	0.07	0.08	0.05	0.06	0.07	0.08	0.08
3	0.01	0.03	0.04	0.06	0.06	0.01	0.03	0.04	0.06	0.06	0.02	0.04	0.06	0.07	0.07
3.2	0	0.01	0.03	0.04	0.05	0	0.02	0.03	0.05	0.06	0.01	0.03	0.04	0.05	0.06
3.4	0	0.01	0.02	0.03	0.05	0	0.01	0.02	0.04	0.05	0	0.02	0.03	0.04	0.05
3.6	0	0.01	0.01	0.03	0.04	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0	0.01	0.02	0.04	0.04
3.8	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0.01	0.01	0.02	0.03	0	0.01	0.02	0.03	0.04
4	0	0	0.01	0.02	0.02	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0	0.01	0.02	0.03
4.2	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.02	0.02	0	0	0.01	0.02	0.03
4.4	0	0	0	0.01	0.02	0	0	0	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.02
4.6	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.02	0	0	0	0.01	0.02
4.8	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.01
5	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.01

Tablo 4.12. $\frac{x}{\bar{x}}$ değerleri için, $\frac{C_1}{\bar{x}} = 1.2$ olarak alındığında, farklı $\frac{C_2}{\bar{x}}$ değerleri (0.7;0.8;0.9) için değişik k değerlerine (0.1;0.2;0.3;0.4;0.5) karşı gelen aşılma olasılıkları (çarpıklık katsayısı 1.25'e eşit alınmıştır).

$\frac{x}{\bar{x}}$	$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.7$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.8$					$\frac{C_2}{\bar{x}} = 0.9$				
	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.4	k=0.5
0	1	1	1	1	1	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.85	0.84	0.84	0.84	0.84
0.2	0.76	0.75	0.74	0.73	0.71	0.73	0.73	0.73	0.72	0.7	0.72	0.71	0.7	0.7	0.68
0.4	0.59	0.57	0.56	0.55	0.55	0.6	0.6	0.58	0.57	0.54	0.62	0.6	0.59	0.58	0.56
0.6	0.44	0.44	0.45	0.45	0.45	0.45	0.45	0.46	0.45	0.45	0.5	0.48	0.47	0.47	0.46
0.8	0.4	0.4	0.4	0.39	0.38	0.39	0.39	0.39	0.39	0.38	0.39	0.39	0.39	0.4	0.39
1	0.37	0.37	0.36	0.35	0.33	0.36	0.36	0.35	0.35	0.33	0.35	0.35	0.35	0.35	0.33
1.2	0.34	0.33	0.33	0.31	0.29	0.33	0.33	0.32	0.31	0.29	0.33	0.32	0.32	0.31	0.29
1.4	0.31	0.31	0.29	0.27	0.26	0.31	0.3	0.29	0.27	0.26	0.3	0.3	0.29	0.27	0.26
1.6	0.28	0.28	0.26	0.24	0.23	0.28	0.27	0.26	0.24	0.23	0.28	0.27	0.26	0.24	0.23
1.8	0.25	0.24	0.22	0.21	0.2	0.25	0.25	0.23	0.21	0.2	0.26	0.25	0.23	0.21	0.2
2	0.22	0.21	0.19	0.17	0.16	0.23	0.22	0.19	0.18	0.16	0.23	0.22	0.2	0.19	0.16
2.2	0.19	0.17	0.15	0.15	0.14	0.2	0.18	0.17	0.14	0.15	0.2	0.19	0.17	0.16	0.15
2.4	0.15	0.13	0.13	0.13	0.13	0.16	0.15	0.13	0.13	0.13	0.17	0.15	0.13	0.13	0.13
2.6	0.11	0.1	0.1	0.09	0.11	0.12	0.1	0.11	0.11	0.11	0.14	0.12	0.11	0.11	0.12
2.8	0.06	0.06	0.07	0.08	0.08	0.07	0.08	0.09	0.09	0.09	0.1	0.09	0.09	0.1	0.09
3	0.03	0.05	0.06	0.07	0.07	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.05	0.06	0.07	0.08	0.08
3.2	0.01	0.03	0.04	0.05	0.07	0.02	0.04	0.05	0.06	0.07	0.03	0.04	0.06	0.06	0.07
3.4	0.01	0.02	0.03	0.04	0.06	0.01	0.02	0.04	0.05	0.06	0.01	0.03	0.04	0.06	0.06
3.6	0	0.01	0.02	0.04	0.05	0	0.02	0.03	0.04	0.05	0.01	0.02	0.03	0.05	0.05
3.8	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0	0.01	0.03	0.04	0.04
4	0	0.01	0.01	0.02	0.03	0	0.01	0.02	0.03	0.03	0	0.01	0.02	0.03	0.04
4.2	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0.01	0.02	0.03	0.03
4.4	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.02	0.03	0	0	0.01	0.02	0.02
4.6	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.02
4.8	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0.01	0.01	0.02	0	0	0.01	0.01	0.02
5	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.01	0	0	0	0.01	0.02



Şekil 4.30. Karahacılı İstasyonu için (4.23) denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 30 yıllık aylık akımın debi süreklilik çizgisi, (1), (4.31) denklemine göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), tarihi debi süreklilik çizgisi (3) ve Tablo 4.9'daki değerlere göre elde edilen debi süreklilik çizgisi (4).



Şekil 4.31. Yamula istasyonu için (4.23) denklemi ile simülasyonla elde edilmiş 42 yıllık aylık akımın debi süreklilik çizgisi, (1), (4.31) denklemine göre analitik olarak elde edilmiş debi süreklilik çizgisi, (2), tarihi debi süreklilik çizgisi (3) ve Tablo 4.12'deki değerlere göre elde edilen debi süreklilik çizgisi (4).

SONUÇLAR

Yapılan çalışmada elde edilen sonuçları maddeler halinde şu şekilde sıralayabiliriz:

1. Stasyoner süreçlerde sürecin otokorelasyon yapısının debi süreklilik çizgisi üzerinde bir etkisinin bulunmadığı sonucuna varılmıştır. Stasyoner akımlar için debi süreklilik çizgisinin absis eksenindeki aşılma olasılığı değerlerinin eklenik frekans dağılımı değerlerini 1'e tamamlayan değerler olduğunu söyleyebiliriz. Buna göre

$$P(X > x_0) = 1 - F(x_0) \quad (3.3)$$

şeklinde yazılabilir.

2. Periyodik bir süreç sadece bir harmonikle temsil edildiğinde aşılma olasılığının

$$\frac{\Delta t}{T} = 1 - \frac{1}{\pi} \left(\frac{2\pi t}{T} + \theta \right) = 1 - \frac{1}{\pi} \arccos \left(\frac{x - \mu}{C} \right) \quad (4.8)$$

denklemini ifade edilebileceği gösterilmiştir. Buradan açıkça gözüktüğü gibi bir harmonik durumunda debi süreklilik çizgisi faz açısından bağımsızdır.

3. Periyodik akım süreci iki harmonik ile ifade edildiğinde $\frac{C_2}{C_1}$ 'in küçük değerleri

dışında gerek $\frac{C_2}{C_1}$ oranının gerekse θ faz açısının debi süreklilik çizgisi üzerinde etkili olduğu görülmüştür. Bu durumda debi süreklilik çizgisi için analitik bir ifade vermek mümkün değildir.

4. Olasılıkların ortalamaları ile debi süreklilik çizgisinin elde edilmesi metodu bazı olasılık dağılım fonksiyonları için aylık ve günlük akımlara uygulanmış ve şu sonuçlar elde edilmiştir:

4.1. Normal dağılım için analitik olarak elde edilen eğriler tarihi eğrilere tam olarak uymamıştır. Buna neden olarak seçilen istasyonlardaki akımların Normal dağılıma uymaması gösterilebilir.

4.2. Gamma dağılımı kabulü durumunda sabit ve periyodik çarpıklık katsayısı için analitik olarak elde edilen eğrilerin tarihi eğriler ile uyuştukları görülmüştür.

4.3. Thomas Fiering metodu kullanılarak simülasyon yolu ile 1 aralık otokorelasyon katsayısı dikkate alınarak ve ihmal edilerek elde edilen debi süreklilik çizgilerinin, tarihi debi süreklilik çizgileri ve Gamma dağılımına göre olasılıkların ortalaması metodu ile elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile uyuştukları görülmüştür. Otokorelasyon katsayısının süreklilik çizgisi üzerinde bir etkisi olmadığı burada da gözükmemektedir.

5. $Z=R \cdot Y$ çarpım değişkeninin dağılımı kullanıldığında kesikli değişkenler için eklenik frekans dağılımı ifadesi

$$F_Z(z_j) = \sum_{i=1}^N F_R\left(\frac{z_j}{y_i}\right) f_Y(y_i) \Delta y_i \quad (4.31)$$

şeklinde bulunmuştur. Bu denkleme göre aylık ve günlük akımlar için elde edilen debi süreklilik çizgilerinin, tarihi debi süreklilik çizgileri ve simülasyonla elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile uyduğu görülmüştür.

$$x = \bar{x}_i (1 + k \epsilon) \quad (4.22)$$

denkleminde $\bar{x}$, değeri iki harmonikle ifade edildiğinde değişim katsayılarının küçük olduğu nehirlerde ($k < 0.5$) c_{xx} 'in 1.25'den küçük değerleri için, k 'nın debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin ihmal edilebileceği, θ açısının debi süreklilik çizgisi üzerindeki etkisinin ise ihmal edilebilecek düzeyde küçük olduğu sonucuna varılmıştır.

Dolayısıyla düşük k değerine sahip nehirlerde $\frac{x}{\bar{x}}$ değerinin üç parametreye

$(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, k)$ bağlı olduğu kabul edilebilir:

$$F\left(\frac{x}{\bar{x}}\right) = f\left(\frac{C_1}{\bar{x}}, \frac{C_2}{\bar{x}}, k\right) \quad (4.40)$$

Bu üç parametreye farklı değerler verilerek (4.31) denklemi ile elde edilen debi süreklilik çizgisi değerleri tablolaştırılmıştır. Aylık ve günlük istasyonlar için tablolardan elde edilen süreklilik çizgilerinin, tarihi debi süreklilik çizgileri ve simülasyonla elde edilmiş debi süreklilik çizgileri ile uyuştukları görülmüştür.

Yapılan çalışmanın, akım gözlemleri yetersiz olan veya bulunmayan kesitlerde süreklilik çizgilerinin elde edilmesi gibi su kaynakları mühendisliği problemlerinde faydalı olacağı umulmaktadır.

KAYNAKLAR

- AKSOY, H. (1996), Kurak ve Yarı Kurak Bölgelerde Günlük Akımların Modellenmesi, İTÜ İnşaat Fakültesi, İnşaat Mühendisliğinde Bilgisayar Kullanımı V. Sempozyumu, İstanbul.
- AKSOY, H. (1997), Günlük Akım Modellerine Bir Bakış, İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi Hidrolik Anabilim Dalı Seminerleri.
- ALAOUZE, C.M. (1989), Reservoir Releases to Uses With Different Reliability Requirements, Water Resources Bulletin, 25(6), 1163-1168.
- ANG, A. H. S., TANG, W. H. (1975), Probability Concepts in Engineering Planning and Design, Volume I- Basic Principles, pp.176-183.
- BAYAZIT, M. (1981), Hidrolojide İstatistik Yöntemler, İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi.
- BAYAZIT, M. (1984), Mühendisler İçin İstatistik, Birsen Yayınevi, s.61.
- BEARD, L.R. (1965), Use of Interrelated Records to Simulate Streamflow, Journal of Hydraulics Division, ASCE, 91(HY5), pp.13-22.
- BEARD, L.R. (1967), Simulation of Daily Streamflow, Proc. International Hydrology Symposium, Fort Collins, Colorado, 624-632.
- BERNIER, J. (1970), Inventaire des Modeles de Processus Stochastiques Applicables a la Description des Debits Journaliers des Rivières, Revue Inst. Intern. Stat., 38:1, 49-61.
- BOX, G.E.P., COX, D.R.(1965), An Analysis of Transformations, J.R.Stat.Soc., Ser.B, 26, pp.211-252.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G.M. (1970), Time Series Analysis Forecasting and Control, Holden-Day.
- BROWN, G. (1958), Hydro-electric Engineering Practice.
- BULU, A. (1974), Fırat Nehri Günlük Debilerinin Yapısal Analizi, İnşaat Mühendisleri Odası, Türkiye İnşaat Mühendisliği 6. Teknik Kongresi, Ankara.
- CHEBAANE, M., SALAS, J.D., BOES, D.C. (1992), Modeling of Intermittent Monthly Streamflow Processes, Colorado State University, Water Resources Paper, No. 105, Fort Collins, Colorado.

- CHEBAANE, M., SALAS, J.D., BOES, D.C. (1995), Product Periodic Autoregressive Processes for Modeling Intermittent Monthly Streamflows, *Water Resources Research*, 31-6, 1513-1518.
- CHOW, W.T. (1964), *Handbook of Applied Hydrology*, Mc-Graw Hill Book Co., New York, N.Y.
- COWPERTWAIT, P.S.P., O'CONNELL, P.E. (1992), A Neyman-Scott Shot Noise Model for The Generation of Daily Streamflow Time Series, In *Advances in Theoretical Hydrology- A Tribute to James Dooge*, Ed. By O'Kane, J.P., 75-94, Elsevier, Amsterdam.
- CROSS, W.P., BERNHAGEN, R.J. (1949), Flow Duration, Ohio Streamflow Characteristics, Bull. 10, Part 1, Ohio Dept. of Natural Resour., Div. of Water.
- DINGMAN, S.L. (1978), Synthesis of Flow-Duration Curves for Unregulated Streams in New Hampshire, *Water Resources Bulletin*, 14(6), 1481-1502.
- FENNESSEY, N.M., VOGEL, R.M. (1990), Regional Flow Duration Curves for Ungaged Sites in Massachusetts, *Journal of Water Resources Planning and Management*, ASCE, Vol.116(4), pp.530-549.
- FERNANDEZ, B., SALAS, J.D. (1986), Periodic Gamma Autoregressive Processes for Operational Hydrology, *Water Resources Research*, 22(10), pp.1385-1396.
- FERNANDEZ, B., SALAS, J.D. (1990), Gamma-Autoregressive Models for Stream-Flow Simulation, *Journal Of Hydraulic Engineering*, ASCE, Vol.116, No.11, pp. 1403-1414.
- FIENBERG, S.E. (1979), Graphical Methods In Statistics, *The Am. Statistician*, 33(4), 165-178.
- FOSTER, H.A. (1934), Duration Curves, *ASCE Trans.*, 99, 1213-1267.
- GAVER, D.P., LEWIS, P.A.W. (1980), First-Order Autoregressive Gamma Sequences And Point Processes, *Adv. Appl. Probab.*, 12, 727-745.
- GORDON, N.D., McMAHON, T.A., FINLAYSON, B.L. (1992), *Stream Hydrology- an Introduction for Ecologists*. John Wiley & Sons, New York, N.Y., 373-377. Guidelines for Determining Flood Flow frequency, (1982), Bull. 17B, Interagency Advisory Committee on Water Data, (IACWD), Hydrology Subcommittee, Office of Water Data Collection, U.S. Geological Survey, Reston, Va.
- GREEN, N.M.D. (1973), A Synthetic Model for Daily Streamflow, *J. of Hydrology*, 20, 351-364.

- HALL, M.J., O'CONNELL, P.E. (1972), Time Series Analysis of Mean Daily River Flows, *Water And Water Engineering*, 125-133.
- HIRSCH, R.M. (1979), Synthetic Hydrology and Water Supply Reliability, *Water Resources Research*, 15(6), pp.1603-1615.
- HSU, N.S., KUO, J.T., CHU, W.S., LIU, Y.J. (1995), Proposed Daily Streamflow-Forecasting Model for Reservoir Operation, *J. Water Resources Planning and Management*, ASCE, 121 (2), 132-143.
- HUGHES, D.A., SMAKHTIN, V. (1996), Daily Flow Time Series Patching or Extension: A Spatial Interpolation Approach Based on Flow Duration Curves, *Hydrological Sciences*, 41(6).
- KELMAN, J. (1977), Stochastic Modeling of Hydrologic Intermittent Daily Processes, *Hydrology Paper*, 89, Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- KELMAN, J. (1980), A Stochastic Model For Daily Streamflow, *Journal of Hydrology*, 47, 235-249.
- KELOĞLU, N. (1979), Manavgat Irmağı Günlük Akımlarının Matematik Modelleri, DSI, TÜBİTAK, İTÜ İnşaat Fakültesi, 1. Ulusal Hidroloji Kongresi, 283-290, İstanbul.
- KIRBY, W. (1972), Computer-Oriented Wilson Hilferty Transformation That Preserves the First Three Moments and the Lower Bound of the Pearson Type 3 Distribution, *Water Resources Research*, 8(5), pp.1251-1254.
- KOTTEGODA, N.T. (1972), Stochastic Five Daily Stream Flow Model, *Journal of Hydraulics Division*, ASCE, 98, HY9, 1469-1485.
- KOTTEGODA, N.T., NATALE, L., RAITERI, E., SACCARDO, I. (1995). A Stochastic Model of Daily Flows for Simulating Low Flows in a Highly Developed Basin, *Statistical and Bayesian Methods in Hydrological Sciences*, An International Conference in Honor of Jacques Bernier, UNESCO, 11-13 September, 1995, Paris.
- KRON, W., PLATE, E.J., IHRINGER, J. (1990). A Model for the Generation of Simultaneous Daily Discharges of Two Rivers at Their Point of Confluence, *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, 4, 255-276.
- LAWRANCE, A.J. (1982), The Innovation Distribution of a Gamma Distributed Autoregressive Process, *Scandinavian J.Statistics*, 9(4), pp. 234-236.
- LAWRANCE, A.J., LEWIS, P.A.W. (1981), A New Autoregressive Time Series Model in Exponential Variables (NEAR(1)), *Adv. Ap. Prob.*, 3, 826-845.

- LETTENMAIER, D.P., BURGESS, S. (1977), An Operational Approach to Preserving Skew in Hydrologic Models of Long Term Persistence, *Water Resources Research*, 13(2), pp.281-290.
- MAIDMENT, D.R. (1992), *Handbook of Hydrology*, Mc Graw Hill.
- MALE, J.W., OGAWA, H. (1984), Tradeoffs in Water Quality Management, *Journal of Water Resources Planning and Management*, ASCE, Vol.110, No.4, pp.434-444.
- MATALAS, N.C. (1967), Mathematical Assessment of Synthetic Hydrology, *Water Resources Research*, 3(4), pp.937-945.
- MCGINNIS, D.F., SAMMONS, W.H. (1970), Discussion on Daily Streamflow Simulation, *Journal of Hydraulics Division*, ASCE, 96(HY5), pp.1201-1206.
- McMAHON. T.A., MILLER, A. (1971), Application of the Thomas and Fiering Model to Skewed Hydrologic Data, *Water Resources Research*, 7(5), 1338-1340.
- McMAHON. T.A., ARENAS, A.D. (1982), Methods of Computation of Low Flow Streamflow, *Unesco*, p.36.
- MEJIA, J.M., RODRIGUEZ-ITURBE, I. (1974), Correlation Links Between Normal and Lognormal Processes, *Water Resources Research*, 10(4), pp.689-690.
- MITCHELL, W.D. (1957), Flow Duration Curves of Illinois Streams, *Illinois Dept. Of Public Works and Buildings, Division of Waterways*.
- MURRONE, F., ROSSI, F., CLAPS, P. (1992), A Conceptually-Based Multiple Shot Noise Model for Daily Streamflow", In *Stochastic Hydraulics'92*, Ed. By Kuo, J.T. & Lin, G.F., Proc. 6th IAHR International Symposium on Stochastic Hydraulics, Dept. of Civil Engineering, NTU, Taipei, Taiwan ROC, 857-864, Water Resources Publication, Littleton, Colorado.
- O'CONNELL, P.E. (1974), Stochastic Modeling of Long-Term Persistence in Streamflow Sequences, Rep. 1974-2, 284 pp., Hydrol. Sect. Dep. Of Civ. Eng., Imperial College, London.
- O'CONNELL, P.E., JONES, D.A. (1979), Some Experience With the Development of Models For the Stochastic Simulation of Daily Flows, In *Inputs For Risk Analysis in Water Systems*, Ed. By McBean, E.A., Hipel, K.W. & Unny, T.E., 287-314, Water Resources Publications, Fort Collins, Colorado.
- PARZEN, E. (1962), *Stochastic Processes*, Holden-Day, Inc., San Francisco, California.

- PAYNE, K., NEUMANN, W.R., KERRI, D.R. (1969), Daily Streamflow Simulation, Journal of Hydraulics Division, ASCE, 95(HY4), pp.1163-1179.
- PENTLAND, R.L., CUTHBERT, D.R. (1973), Multisite Daily Streamflow Simulation, Water Resources Research, 9, 2, 470-473.
- QUIMPO, R.G. (1967), Stochastic Model of Daily River Flow Sequences, Hydrology Paper, No.18, Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- QUIMPO, R.G. (1968), Stochastic Analysis of Daily River Flows, J. Hydraulics Division, ASCE, 94 (HY1), 43-57, Colorado.
- QUIMPO, R.G., YEVJEVICH, V. (1967), Stochastic Description of Daily River Flows, Proc. International Hydrology Symposium, Fort Collins, Colorado, 291-297.
- SALAS, D.C., DELLEUR, YEVJEVICH, V., LANE, (1980), Applied Modeling of Hydrologic Time Series, Water Resources Publ., Fort Collins, Colorado.
- SARGENT, D.M. (1979). A Simplified Model For the Generation of Daily Streamflows, Hydrological Sciences Bulletin, 24, 4, 509-527.
- SAVILLE, THORNDIKE, WATSON, J.D. (1933), An Investigation of the Flow Duration Characteristics of North Carolina Streams, Trans., Am. Geophys. Union, 406-525.
- SCHULTZ, G.A. (1976). A Stochastic Model For Generation of Daily Discharges For Various Sites Within a Catchment", IIASA Workshop on Multisite Streamflow Models, Laxenburg.
- SEARCY, J.K. (1959), Flow-Duration Curves, Water Supply Paper1542-A, U.S. Geological Survey, Reston, Virginia.
- SIM, C.H. (1987), A Mixed Gamma ARMA(1,1) Model For River Flow Time Series, Water Resources Research, 23(1), pp.32-36.
- SINGH, K.P. (1971), Model Flow Duration and Streamflow Variability, Water Resources Research, 7(4), 1031-1036.
- STEDINGER, J.R. (1981), Estimating Correlations In Multivariate Streamflow Models, Water Resources Research, 17(1), pp.200-208.
- STRAND, R.I., PEMBERTON, E.L. (1982), Reservoir Sedimentation, Tech. Guideline For Bureau Of Reclamation, U.S. Bureau Of Reclamation, U.S. Bureau of Reclamation, Denver, Colo.

- THOMAS, H.A., FIERING, M.B. (1962), Mathematical Synthesis of Streamflow Sequence For Analysis of River Basins by Simulation, The Design of Water Resources System, Edited by A. Maas., et al., Harward University Press, Cambridge Mass., pp.459-493.,
- TREIBER, B. (1975), Ein Stochastisches Modell zur Simulation von Tagesabflüssen (A Stochastic Model For the Simulation of Daily Streamflows), No. 5, Publication Series of the Institute For Hydrology and Water Resources Planning, Karlsruhe University.
- TREIBER, B., PLATE, E.J. (1977), A Stochastic Model For the Simulation of Daily Flows, Hydrological Sciences Bulletin, 22, 1, 175-192.
- TREIBER, B., SCHULTZ, G.A. (1975), Comparison of Required Reservoir Storages Computed By The Thomas-Fiering Model And The 'Karlsruhe Model' Type A and B, Proc. International Symposium and Workshop on the Application of Mathematical Models in Hydrology and Water Resources Systems, UNESCO, WMO, IAHS, Bratislava, Czechoslovakia.
- VOGEL, M., FENNESSEY, N.M.. (1994), Flow-Duration Curves. I: New Interpretation and Confidence Intervals, Journal of Water Resources Planning and Management, ASCE, Vol.120, No.4, pp.485-504.
- WARNICK, C.C. (1984), Hydropower Engineering, Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey, 59-73.
- WEISS, G. (1973), Shot Noise Models For Synthetic Generation Of Multisite Daily Streamflow Data, Proc. Symp. Design of Water Resources Projects With Inadequate Data , UNESCO, WMO, IAHS, Madrid, IAHS Publ. No 108, 457-467.
- WEISS, G. (1977), Shot Noise Models For The Generation of the Synthetic Streamflow Data, Water Resources Research, 13(1), pp.101-108.
- YAKOWITZ, S.J. (1973), A Stochastic Model For Daily River Flows in an Arid Region, Water Resources Research, 9, 5, 1271-1285.
- YAKOWITZ, S.J. (1979), A Nonparametric Markov Model For Daily River Flow, Water Resources Research, 15, 5, 1035-1043.
- YEVJEVICH, V.M. (1963), Fluctiations of Wet and Dry Years Part I Research Data Assembly and Mathematical Models, Hydrology Papers, Colorado State University.
- YEVJEVICH, V.M. (1984), Structure of Daily Hydrologic Series, Water Resources Publications.

YOUNG, G.K., SOMERS, W.P., PISANO, W.C., FITCH, W.N. (1969), Assessing Upland, Reservoirs Using a Daily Flow Model, Water Resources Research, 5, 2, 362-379.



ÖZGEÇMİŞ

Hikmet Kerem CİĞİZOĞLU 1966 yılında Ankara’da doğmuştur. Orta öğretimini İstanbul Erkek Lisesinde tamamlamıştır. 1991’de Boğaziçi Üniversitesi İnşaat Mühendisliği bölümünden mezun olmuştur. 1993 yılında Boğaziçi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İnşaat Mühendisliği bölümünde Yüksek Lisans öğrenimini tamamlamış, aynı yıl İ.T.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, İnşaat Anabilim Dalı, Su Programında doktora başlamıştır. Ekim 1992 tarihinden beri İ.T.Ü. İnşaat Fakültesi Hidrolik Anabilim Dalında araştırma görevlisi olarak çalışmaktadır.

