

**T.C.
SÜLEYMAN DEMİREL ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**AKARSU AKIMLARININ NONLİNEERLİK, STOKASTİKLİK
VE BELİRSİZLİK ÖZELLİKLERİNİN MATEMATİKSEL
TABANLI METOTLARLA İNCELENMESİ**

Hakan TONGAL

Danışman: Doç. Dr. Veysel GÜLDAL

**DOKTORA TEZİ
İNŞAAT MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI
ISPARTA-2012**

TEZ ONAYI

Hakan TONGAL tarafından hazırlanan “Akarsu Akımlarının Nonlineerlik, Stokastiklik ve Belirsizlik Özelliklerinin Matematiksel Tabanlı Metotlarla İncelenmesi” adlı tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından oybirliği ile Süleyman Demirel Üniversitesi İnşaat Mühendisliği Hidrolik Anabilim Dalı’ nda **DOKTORA TEZİ** olarak kabul edilmiştir.

Danışman: Doç. Dr. Veysel GÜLDAL

(Süleyman Demirel Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Hidrolik Anabilim Dalı)

Jüri Üyeleri:

Prof. Dr. Gökmen TAYFUR

(İzmir Yüksek Teknoloji Enstitüsü, İnşaat Mühendisliği Bölümü)

Prof. Dr. Abdullah AVEY

(Süleyman Demirel Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Mekanik Anabilim Dalı)

Doç. Dr. Veysel GÜLDAL

(Süleyman Demirel Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Hidrolik Anabilim Dalı)

Prof. Dr. Ümit GÖKKUŞ

(Celal Bayar Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Hidrolik Anabilim Dalı)

Doç. Dr. Osman YILDIZ

(Kırıkkale Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Hidrolik Anabilim Dalı)

Prof.Dr. Mehmet Cengiz KAYACAN
Enstitü Müdürü

Not: Bu tezde kullanılan özgün ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunundaki hükümlere tabidir.

İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER.....	i
ÖZET.....	iii
ABSTRACT.....	vi
TEŞEKKÜR.....	ix
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	x
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	xiii
SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ	xv
1. GİRİŞ.....	1
1.1. Çalışmanın Amacı.....	3
1.2. Kapsam.....	5
2. KAYNAK ÖZETLERİ.....	7
2.1. Stokastiklik, Stasyonerlik, Mevsimsellik ve Uzun Dönemli Hafıza Üzerine Kaynak Özetleri	7
2.2. Hidrolojide Volatilite Üzerine Kaynak Özetleri	12
2.3. Kaos Üzerine Yapılan Çalışmaların Özetleri.....	13
3. MATERYAL VE YÖNTEM	17
3.1. Materyal.....	17
3.2. Yöntem.....	27
3.2.1 Zaman serileri analizi.....	27
3.2.1.1. Otoregresif modeller	28
3.2.1.2. Hareketli ortalama modelleri.....	30
3.2.1.3. Otoregresif-hareketli ortalama modelleri.....	32
3.2.1.4. Model seçim kriterleri	34
3.2.1.5. Akarsu akımlarında stasyonerlik.....	39
3.2.1.6. Dickey-Fuller birim kök testi	41
3.2.1.7. Arttırılmış Dickey-Fuller birim kök testi	44
3.2.1.8. KPSS birim kök testi	46
3.2.1.9. Akarsu akımlarında trend analizi	48
3.2.1.10. Akarsu akımlarında mevsimsellik.....	53
3.2.1.11. Stasyonerlik için yöntemler.....	55
3.2.2. Akarsu akımlarında uzun dönemli hafıza analizi	60
3.2.2.1. Otokorelasyon fonksiyon analizi.....	61

3.2.2.2. Klasik R/S analizi	61
3.2.2.3. Bütünleşik varyans analizi	63
3.2.3. Akarsu akımlarında heteroskedastisite	65
3.2.3.1. ARCH etkisinin Mcleod-Li testi	66
3.2.3.2. ARCH etkisinin Lagrange çarpanı testi	67
3.2.3.3. Volatilite için nonlinear ARCH ve GARCH modelleri	68
3.2.4. Akarsu akımlarında kaos	72
3.2.5. Performans indisleri.....	79
4. ARAŞTIRMA BULGULARI VE TARTIŞMA	80
5. SONUÇ.....	180
KAYNAKLAR.....	190
EKLER.....	200
EK-1.....	201
ÖZGEÇMİŞ.....	211

ÖZET

Doktora Tezi

AKARSU AKIMLARININ NONLİNEERLİK, STOKASTİKLİK VE BELİRSİZLİK ÖZELLİKLERİNİN MATEMATİKSEL TABANLI METOTLARLA İNCELENMESİ

Hakan TONGAL

Süleyman Demirel Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Veysel GÜLDAL

Akarsu akımlarının yeterli ve doğru bir şekilde modellenebilmesi için akımı oluşturan süreçler hakkında ayrıntılı ve yeterli bilgiye sahip olmak gerekir. Literatürde, akarsu akımlarını meydana getiren süreçlerin birbirleriyle nonlineer etkileşimli oldukları kabul edilmiş bir varsayımdır. Ancak hidrologistler arasında bu nonlineerliğin türü hakkında bir uzlaşma sağlanamamıştır. Akarsu akımlarının stokastik nonlineer olabileceğini söyleyen geleneksel hidrologistler ile deterministik nonlineer olabileceğini söyleyen kaotik hidrologistler arasındaki tartışma sürmektedir (Sivakumar, 2000, Liaw vd., 2001, Schertzer vd., 2002, Sivakumar ve Jayawardena, 2002, Sivakumar, 2007, Khokhlov vd., 2008). Bu çalışma ile devam eden bu tartışmalara bir parça katkı sağlanması hedeflenmiştir.

Bu çalışmada, Türkiye’ de bulunan farklı hidrometeorolojik özelliklere sahip altı akarsu havzasında (Simav, Büyük Menderes, Köprüçay, Kızılırmak, Göksun ve Çoruh), günlük-aylık ve yıllık zaman ölçeklerinde etkin olan dinamikleri belirleyebilmek amacıyla *Birim Kök ve Durağanlık analizi*, *Eğim analizi*, *Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) analizi*, *Mevsimsellik analizi*, *Uzun Dönemli Hafıza ve Kaos analizi* gerçekleştirilmiştir. Zaman serilerinde stasyonerlik, oluşturulan modellerin yeterliliği ve geçerliliği için önemli bir kavramdır ve istatistiksel-matematiksel modellemeye geçilmeden önce akımların durağanlık ve birim kök incelemelerinin yapılması gerekmektedir. Bu analizler için Dickey-Fuller,

Arttırılmış Dickey-Fuller, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök analizleri gerçekleştirilmiştir. Akarsu akımlarında durağanlık şartını bozan bir diğer koşul olan trendlerin varlığı ise Mann-Kendall, Spearman R ρ trend analizleri ve Sen eğim tahmincisi yardımıyla araştırılmıştır. Akarsu akım modelleme çalışmalarında kabul edilen bir diğer varsayım da varyans sabitliliğidir. Bu çalışmada akarsu akım modelleme çalışmalarında varyans sabitsizliğini dikkate alan ve koşullu değişen varyansı modelleyen ARCH modelleri ve genelleştirilmiş hali olan GARCH modelleri tanıtılmıştır. Bu modeller ile günlük, aylık ölçekte zamanla değişen varyanslar (volatilite) başarıyla modellenmiştir. Günlük akımlarda kuvvetli ARCH etkisi veya bir başka deyişle koşullu değişen varyans özelliği bulunurken yıllık ölçekteki akımlarda ise ARCH etkisi bulunmamıştır. Elde edilen trend ve volatilite tahminleri ile hangi nehirlerinin *dengeye ulaşmaya* başladığı, hangi nehirlerin ise *hassaslaştığı* belirlenmiştir. Akarsu akımlarında ARCH etkisi ile uzun dönemli hafıza arasında bir etki olup olmadığının incelenmesi için ise akımlara ait otokorelasyon fonksiyonları incelenmiş ve Klasik *R/S (rescaled adjusted range)* analizi gerçekleştirilmiştir. Bu analiz sonucunda günlük akımlarda kuvvetli uzun dönem hafıza özelliği bulgulanırken yıllık akımlarda verilerin normal dağılmasından ötürü uzun dönemli hafıza özelliğine rastlanmamıştır. Aylık akımlarda ise ARCH etkisi gözlenen akarsularda uzun dönemli hafıza özelliği bulgulanırken, ARCH etkisi gözlenmeyen akımlarda uzun dönemli hafıza özelliğine rastlanmamıştır. Bu çalışma ile akarsu akımlarındaki ARCH etkisi ve uzun dönemli hafıza arasındaki bağıntı ilk kez bulgulanmıştır. Ayrıca bu analiz ile akımlardaki trendlerin gelecekte de devam edip etmeyeceği belirlenmiştir. Araştırmacılar bu çalışmada uygulanan yöntemler ile iklim değişikliği çalışmalarında bulgularan azalan veya artan trendlerin gelecekte de devam edip etmeyeceği konusunda fikir sahibi olabilirler. Akarsu akımlarında uzun dönemli hafızanın bulgulanması akarsu akımlarında rastsallıktan ziyade akarsuya etkilerin, uzun zaman boyunca varlıklarını sürdürdükleri kararlı nonlineer dinamikliğin olduğuna yönelik ipucudur. Akarsu akımlarında nonlineer determinizm olup olmadığını araştırmak için yeterli veriye sahip günlük akımlarda kaos analizi gerçekleştirilmiştir. Kaos analizi için gerekli olan uygun gecikme değerinin belirlenmesi için Karşılıklı Bilgi (MI) Fonksiyonu kullanılmıştır. Bu fonksiyondan optimum gecikme değerinin belirlendiği ilk yerel minimum değerinin bulunması için

MI fonksiyonunun r latif deęiřiminin kullanılabileceęi ilk kez bu alıřmada  nerilmiřtir. Uygun gecikme deęerinin belirlenmesi ile korelasyon integralleri hesaplanan akarsu akım s releri iin muhtemel etkin minimum ve maksimum deęiřkenlerin sayıları elde edilmiřtir. Bu sonular, incelenen akarsu akım dinamiklerinin stokastik olmadıęını, aksine kaotik davranıř sergilediklerini g stermektedir. Elde edilen etkin deęiřken sayılarının akarsu akım tahmin alıřmalarında kullanılıp kullanılmayacaęını g stermek amacıyla bu minimum ve maksimum deęiřken sayılarını akımın gemiř deęerleri olarak dikkate alan yapay sinir aęları geliřtirilerek akımlar bařarıyla tahmin edilmiřtir. Bu sonular ile  lkemizde ilk kez, akarsu akım tahmin modellerinde y ksek baęımlılık g steren verilerde deęiřkenin gemiř deęiřken sayısının otokorelasyon fonksiyonundan belirlenmesinin g  olduęu durumlarda, bu analiz yardımıyla etkin deęiřken sayılarının akımın gemiř deęerleri olarak alınabileceęi g sterilmiřtir.

Anahtar Kelimeler: Dickey-Fuller, arttırılmıř Dickey-Fuller, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Mann-Kendall, Spearman ro, Sen eęim tahmincisi, otoregresif kořullu deęiřen varyans (ARCH), klasik *R/S (rescaled adjusted range)* analizi, karřılıklı bilgi fonksiyonu, kaos.

2012, 212 sayfa

ABSTRACT

Ph. D. Thesis

THE EXAMINATION OF NONLINEARITY, STOCHASTICITY AND UNCERTAINTY PROPERTIES OF STREAMFLOWS WITH THE MATHEMATICAL BASED METHODS

Hakan TONGAL

**Süleyman Demirel University
Graduate School of Applied and Natural Sciences
Department of Civil Engineering**

Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Veysel GÜLDAL

The adequate and accurate modeling of stream flows requires detailed and sufficient knowledge of underlying processes that constitute stream flows. In the literature, the underlying processes of stream flows interact in a nonlinear manner with each other is a pre-assumed hypothesis. However, among the hydrologists there is still not a compromise about the nature of this nonlinearity. The debate between the conservative hydrologists who maintain the stochastic nonlinearity prevails in the stream flows dynamics and chaotic hydrologists who maintain the prevailing nonlinear determinism, is still continuing. (Sivakumar, 2000; Liaw vd., 2001; Schertzer vd., 2002; Sivakumar ve Jayawardena, 2002; Sivakumar, 2007). With this study it is aimed to provide a minor contribution to this debate.

In this study, to determine the underlying dominant dynamics in the six river basins of Turkey with different hydro-climatical properties (Simav, Büyük Menderes, Köprüçay, Kızılırmak, Göksun and Çoruh), *Unit Root and Stationarity Analysis, Trend Analysis, Autoregressive Conditionally Heteroscedasticity (ARCH) Analysis, Seasonality Analysis, Long-Term Memory Analysis and Chaos Analysis* were employed in daily, monthly and yearly time scales. The stationarity is an important concept for the reliability and validity of models in the time series analysis, and before the statistical-mathematical modeling the stationarity and the unit root analyses are required. For this aim, Dickey-Fuller, Augmented Dickey-Fuller, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) unit root analyses were applied. The

presence of trend that is another component violating stationarity condition was investigated by the Mann-Kendall, Spearman's Rho and Sen's slope estimator analyses. In addition to the stationarity assumption, the variance stability or homoscedasticity is a pre-assumed condition. In this study, the ARCH models and their generalized form, the GARCH models are introduced which consider variance instability or heteroscedasticity and allow to model conditional variance. With these models, daily, monthly and yearly conditional variances (volatilities) were successfully modeled. In the daily stream flow time series, a strong ARCH effect or in other words conditionally changing variance was detected, but in the yearly stream flow time series the ARCH effect could not be detected. The results of trend and volatility forecasts show which rivers start to be stable and to be susceptible. To find whether any relationship exists between ARCH effect and long-memory, the autocorrelation functions were examined and the classical *R/S (rescaled adjusted range)* analysis was applied. The results show that in the daily stream flow time series a strong long-memory was detected and in the yearly time series because of normality of data, the long-memory feature was not spotted. In the monthly stream flow time series, in the stream flows in which the ARCH effect was detected, the long-memory was also spotted, however, in the stream flows in which the ARCH effect was not detected, the long-memory was not spotted either. For the first time in this study, the relationship between the ARCH effect and the long-memory in stream flows was discovered. In addition to investigating this relationship, it is possible to say with the *R/S* analysis as to whether the detected trends would continue in future. The researchers can have an idea about whether the detected trends in their climate-change research would persist in future, by the applied methods presented in this study. The detected long-memory in the stream flows is a clue that the long persistent nonlinear dynamics are acting in generating stream flows rather than randomness. To investigate whether nonlinear determinism is present in the stream flow dynamics, the chaos analysis was employed in daily scale. For the required delay time for chaos analysis, the Mutual Information (MI) function was used. To determine the first local minimum of the MI function as an optimal delay time, the use of relative change of MI function is first proposed in this study. By the determination of the optimal delay time, the minimum and maximum numbers of dominant processes of stream flows

are obtained from the correlation integrals. These results show that rather than stochasticity, the chaotic dynamics are acting on generating stream flows. To understand whether these obtained minimum and maximum numbers of dominant processes could be used in forecasting of stream flows, the artificial neural networks models were constructed which include the determined minimum and maximum number of lagged values of discharges. The forecast results show that the determined minimum and maximum number of dominant processes could be taken as lagged discharge values and could be used in forecasting of discharges. In our country, for the first time by this study it is shown that, in highly interdependent stream flow time series where the determination of lagged values of discharges are difficult to be obtained from autocorrelation function for the runoff forecasting models, the lagged values could be taken as the minimum and maximum number of dominant processes obtained from chaos analysis.

Key Words: Dickey-Fuller, augmented Dickey-Fuller, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Mann-Kendall, Spearman's ρ , Sen's slope estimator, autoregressive conditionally heteroscedasticity (ARCH), classical *R/S* (*rescaled adjusted range*) analysis, mutual information function, chaos.

2012, 212 pages

TEŞEKKÜR

Bu tez çalışmasında beni yönlendiren, karşılaştığım sorunları sabırla dinleyip değerli vaktini ayıran, derin bilgi ve tecrübesi ile zorlukları aşmamda yardımcı olan, değerli Danışman Hocam Doç. Dr. Veysel GÜLDAL' a teşekkürlerimi ve saygılarımı sunarım.

2879-D-11 No' lu Proje ile tezimi maddi olarak destekleyen Süleyman Demirel Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Yönetim Birimi Başkanlığı'na teşekkür ederim.

Daima yanımda olan aileme sonsuz sevgi ve saygılarımı sunarım.

Hakan TONGAL

Isparta, 2012

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 3.1. Simav Çayı ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları.....	18
Şekil 3.2. Büyük Menderes nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları....	19
Şekil 3.3. Köprüçay nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları	21
Şekil 3.4. Kızılırmak nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları.....	22
Şekil 3.5. Göksun nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları.....	24
Şekil 3.6. Çoruh nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları	25
Şekil 3.7. Stokastik trende sahip bir zaman serisinin korelasyon fonksiyonu	57
Şekil 3.8. (-1,0,1) başlangıç şartı ve $\sigma = 10$, $r = 28$ ve $b = 8/3$ parametreleri için Lorenz çakeri.....	74
Şekil 4.1. Simav Çayı' na ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri.....	82
Şekil 4.2. Büyük Menderes nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri	83
Şekil 4.3. Köprüçay nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri.....	84
Şekil 4.4. Kızılırmak nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri	85
Şekil 4.5. Göksun nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri	86
Şekil 4.6. Çoruh nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri.....	87
Şekil 4.7. Tüm zaman ölçeklerinde akarsu akımlarına ait histogramlar	89
Şekil 4.8. Akımların tüm zaman ölçeklerine ait PPCC sonuçları	93
Şekil 4.9. Simav nehri akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları.....	104
Şekil 4.10. B. Menderes akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları.....	105
Şekil 4.11. Köprüçay akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları.....	106
Şekil 4.12. Kızılırmak akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları.....	107
Şekil 4.13. Göksun akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları.....	108

Şekil 4.14. Çoruh akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları.....	109
Şekil 4.15. Simav Çayı' na ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri.....	117
Şekil 4.16. B. Menderes nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri	118
Şekil 4.17. Köprüçay nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri.....	119
Şekil 4.18. Kızılırmak nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri	120
Şekil 4.19. Göksun nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri	121
Şekil 4.20. Çoruh nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri.....	122
Şekil 4.21. B. Menderes' e ait yeni aylık akım verilerinin histogram ve P-P grafikleri	123
Şekil 4.22. Kızılırmak' a ait yeni aylık akım verilerinin histogram ve P-P grafikleri	124
Şekil 4.23. Göksun nehrine ait yeni aylık akım verilerinin histogram ve P-P grafikleri	125
Şekil 4.24. Yeni aylık akım modellerinden elde edilen kalıntıların ACF ve P-P grafikleri	128
Şekil 4.25. Kalıntı terimlerinin karelerine ait zamanın fonksiyonu olarak ACF'ler	130
Şekil 4.26. Simav Çayı günlük-GARCH(2,1) ve aylık-ARCH(2) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları	137
Şekil 4.27. B. Menderes nehri günlük-ARCH(1) ve aylık-ARCH(1) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları	138
Şekil 4.28. Köprüçay nehri günlük-GARCH(2,3) ve aylık-ARCH(1) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları	139
Şekil 4.29. Kızılırmak nehri günlük-GARCH(3,1) modelinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları	140
Şekil 4.30. Göksun nehri günlük-GARCH(2,1) ve aylık-GARCH(1,1) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları	141
Şekil 4.31. Çoruh nehri günlük-ARCH(2) modelinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları	142
Şekil 4.32. Yıllık ortalama akımlar ile standart sapmaları ve varyasyon katsayılarının zamanla değişimleri.....	143

Şekil 4.33. Simav Çayı için periyodikliğin giderildiği akım verileri için histogram ve P-P grafikleri	147
Şekil 4.34. Simav Çayı yıllık ortalama akımlar için zamanın fonksiyonu olarak hesaplanan ACF ve PACF	147
Şekil 4.35. Simav Çayı yıllık akımları AR(3) modelinden elde edilen kalıntı terimi karelerinin otokorelasyon fonksiyonu	148
Şekil 4.36. Yıllık ortalama akımlar için (G)ARCH modellerinden elde edilen koşullu varyans ve standart sapma değerleri.....	151
Şekil 4.37. Gözlenen ve teorik ARMA süreçleri için zamanın fonksiyonu olarak ACF' ler.....	158
Şekil 4.38. Günlük akımlar için Karşılıklı Bilgi Fonksiyonu ve rölatif değişimleri	162
Şekil 4.39. Günlük akımlar için farklı m gömü boyutlarında hesaplanan korelasyon integralleri	165
Şekil 4.40. Çoruh nehri akımlarında $m=1$ and $m=25$ gömü boyutları için korelasyon boyutunun elde edilmesi	166
Şekil 4.41. Akarsu akımları için elde edilen korelasyon üslerinin gömü boyutlarıyla değişimi	167
Şekil 4.42. Elde edilen analiz sonuçlarının özet sunumu.....	170
Şekil 4.43. Yapay sinir ağları modellerinden elde edilen tahmin ve gözlem saçılım grafikleri	175

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 4.1. Akım gözlem istasyonlarına ait bilgiler	81
Çizelge 4.2. Akarsu akım değerlerinin üç farklı zaman ölçeği için temel istatistikleri	88
Çizelge 4.3. Akımların tüm zaman ölçekleri için Ki-Kare analizi sonuçları	96
Çizelge 4.4. Akarsu akımlarının stasyonellik test sonuçları	97
Çizelge 4.5. Eğim Analizi (Ham veri)	99
Çizelge 4.6. Ham ve logaritmik verilerin Sen eğim analizi sonuçları	101
Çizelge 4.7. Akarsu akım verileri için trend denklemleri	102
Çizelge 4.8. Simav Çayı akımları için optimum zaman serisi modelleri.....	111
Çizelge 4.9. B. Menderes nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri.....	112
Çizelge 4.10. Köprüçay nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri.....	113
Çizelge 4.11. Kızılırmak nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri.....	114
Çizelge 4.12. Göksun nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri.....	115
Çizelge 4.13. Çoruh nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri	116
Çizelge 4.14. B. Menderes nehri aylık yeni serisinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları	124
Çizelge 4.15. Kızılırmak nehrine ait akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları	125
Çizelge 4.16. Göksun nehrine ait akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları	126
Çizelge 4.17. Yeni aylık akım modelleri	127
Çizelge 4.18. Akarsu akım verileri için hesaplanan McLeod-Li ve Lagrange Çarpanı istatistikleri.....	133
Çizelge 4.19. Simav Çayı yıllık ortalama akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları	147
Çizelge 4.20. Yıllık ortalama akarsu akım verileri için hesaplanan McLeod-Li ve Lagrange Çarpanı istatistikleri	149

Çizelge 4.21. Akım volatilitelerinin eğim analizi sonuçları	156
Çizelge 4.22. Günlük ve aylık akımlar için R/S analizi sonuçları	160
Çizelge 4.23. Karşılıklı bilgi fonksiyonundan elde edilen yerel minimumlar	164
Çizelge 4.24. Akarsu akımları için korelasyon ve gömü boyutları.....	168
Çizelge 4.25. YSA modelleri için minimum değişken sayısını dikkate alan model yapıları.....	171
Çizelge 4.26. YSA modelleri için maksimum değişken sayısını dikkate alan model yapıları.....	172
Çizelge 4.27. Minimum değişken sayılı FFNN ve RNN modellerinin eğitim ve test sonuçları	173
Çizelge 4.28. Maksimum değişken sayılı FFNN ve RNN modellerinin eğitim ve test sonuçları	173

SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ

α	Güven düzeyi
α_i, β_j	ARCH ve GARCH model katsayıları
a_m ve b_m	Fourier serisinde sinüs ve kosinüs terimlerinin katsayıları
A.C.F.	Otokorelasyon fonksiyonu
A.D.F	Arttırılmış Dickey Fuller
A.I.C	Akaike bilgi kriteri
AR	Otoregresif modeller
ARMA	Karma otoregresif-hareketli ortalama modeller
ARCH	Koşullu değişen otoregresif heteroskedastisite
βt	Deterministik trend
$C(r)$	Korelasyon integrali
$Cov(y_t, y_{t-l})$	y_t ve y_{t-l} arasındaki kovaryans
CV_i	Zaman serisinin mevsimsel varyasyon katsayısı
DF Testi	Dickey-Fuller testi
d	Korelasyon boyutu
e_t	Ortalaması sıfır, varyansı σ_e^2 olan Gaussian stokastik temiz dizi
$E[.]$	Beklenen değer
F.F.N.N.	İleri beslemeli yapay sinir ağları
$F(x_i)$	x_i ' lerin küçük kalma olasılıkları
G ve T	Gözlenen ve tahmin edilen değerler
$\bar{G}$ ve $\bar{T}$	Gözlem ve tahmin değerlerinin ortalaması
GARCH	Genelleştirilmiş koşullu değişen otoregresif heteroskedastisite
h	Hurst katsayısı
H	Heaviside adım fonksiyonu
$I(d)$	d . dereceden entegre seri
Kx_i ve Ky_i	Gözlenen x_i ve y_i değişkenlerinin kronolojik sıralamadaki derecesi

l	Gecikme değeri (lag)
m	Gömü boyutu
M	Zaman penceresi (<i>time window</i>)
MA	Hareketli ortalama modelleri
MAE	Ortalama mutlak hata
$MI(\tau)$	Karşılıklı bilgi fonksiyonu
N	Veri sayısı
p	Otoregresif model derecesi
P.A.C.F.	Kısmi otokorelasyon fonksiyonu
P.P.C.C.	Olasılık Çizgisi Korelasyon Katsayısı Testi
P-P grafikleri	Olasılık-Olasılık grafikleri
$P(X_i), P(X_{i-\tau})$	X_i ve $X_{i-\tau}$ değişkenlerinin gözlenme olasılıkları
$P(X_i, X_{i-\tau})$	X_i ve $X_{i-\tau}$ değişkenlerinin ortak gözlenme olasılığı
R.N.N.	Elman sinir ağı
RMSE	Ortalama karesel hata
R/S	Yeniden ölçeklendirilmiş aralık istatistiği
$Sh_{\hat{\phi}_1}$	Tahmin edilen $\hat{\phi}_1$ parametresinin standart hatası
$\phi_1, \dots, \phi_p$	Otoregresif katsayılar
$\theta_1, \dots, \theta_q$	Hareketli ortalama modeli katsayıları
$\phi_{k,k}$	Kısmi otokorelasyon katsayıları
γ_k	Arasında k gecikme bulunan dönemler için hesaplanan kovaryans
γ_0	Arasında sıfır gecikme bulunan dönemler için hesaplanan varyans
χ^2	Ki-kare istatistiği
μ	Zaman serinin ortalaması
Q_{LB}	Ljung-Box test istatistiği
ρ_k	Otokorelasyon fonksiyonu
$\hat{r}_a^2(k)$	Kalıntı terimlerinin karelerinin otokorelasyon fonksiyonunu
r_t	Rastsal yürüyüş

r_s	Spearman Ro istatistiđi
$r_{x,z}$	x_i ve z_i deđerleri arasındaki korelasyon katsayısı
s_i	Zaman serisinin mevsimsel standart sapması
$t_{\hat{\phi}}$	Dickey-Fuller test istatistiđi
u_t	Bağımsız ve özdeş $N(0, \sigma_u^2)$ dağılan beyaz gürültü süreci
v	Ki-kare istatistiđi için serbestlik derecesi
$w_j(p)$	Özel pencere (örn. Barlett penceresi)
$\{y_t\}$	Herhangi bir zaman serisi
$\{y_{t_1}, \dots, y_{t_k}\}$	Herhangi bir zaman serisinin elemanları
$\hat{Y}_t$	Durağan bir zaman serisi
Y_t	Durağan normal dağılmış deđişken
$\bar{y}_i$	Zaman serisinin mevsimsel ortalaması
z_i	Standart normal deđişken

1. GİRİŞ

Akarsu akımlarının modellenmesi ve tahmini, su kaynakları yönetiminde, taşkın koruma yapılarının boyutlandırılmasında ve olası taşkın anında alınacak önlemlerin belirlenmesinde büyük öneme sahiptir. Doğal afetlerin önlenmesi ve hidroelektrik üretimi için rezervuar hacminin doğru belirlenmesi, büyük oranda akarsu akımlarını meydana getiren süreçleri belirlemeye ve akarsu akımlarını uygun matematiksel-istatistiksel modellerle modellemeye bağlıdır (Gonçalves vd., 2007). Ayrıca, akarsu akımlarının uygun modellerle modellenmesi, akarsu akımları üzerinde meydana gelebilecek olumsuz etkilerin (örn. iklim değişikliği) belirlenmesinde hayati öneme sahiptir. Akarsu akımlarının modellenmesinde kullanılan başlıca yöntemler, lineer ve nonlineer modelleme teknikleri başlığı altında toplanabilir. Özellikle zaman serisi analizi hidrolojik araştırmalarda büyük öneme sahiptir. Zaman serisi analizi, sentetik hidrolojik kayıtların üretilmesinde, hidrolojik olayların tahmininde, hidrolojik kayıtlardaki trend ve ani değişimlerin tespit edilmesinde, kayıp dataların tamamlanmasında ve verilerin uzatılmasında gerekli olan matematiksel modellerin inşa edilmesinde kullanılmaktadır (Salas, 1993).

Zaman serisi modellerin temelinde yatan stasyonerlik, mevsimsellik ve uzun dönemli hafıza özelliklerinin uygun tekniklerle incelenmesi, modellerin güvenilirliği açısından oldukça önemlidir. Aynı zamanda, akarsu akımlarında stasyonerlik, mevsimsellik ve uzun dönemli hafıza özelliklerinin incelenmesi, dikkate alınan akarsu akımlarında meydana gelen önemli trend azalımı, artışı ve/veya ani değişikliklerin belirlenmesinde oldukça faydalıdır. Bu özelliklerin incelenmesi, modelleyiciye havza yönetimi ve taşkın koruma başlıkları altında akarsu akım süreçleri hakkında değerli bilgiler sağlamaktadır.

Zaman serisi modellerinde genellikle ortalama davranış modellenmeye ve tahmin edilmeye çalışılır. Bu modelleme çalışmalarında, genellikle varyansın zaman boyunca sabitlik varsayımı (*homoskedastisite*) kabul edilir. Bununla birlikte su kaynakları yönetimi ve planlanmasında varyans sabitsizliğinden doğan risk ve belirsizliğin dikkate alındığı heteroskedastisitenin (*volatilité*) modellenmesi

alıřmaları hidroloji alanında nem kazanmaktadır (Wang vd., 2005b). zellikle tahmin performansının volatilit  ile ters orantılı olduėu d ř n l rse bu konudaki alıřmaların hidrolojiye kazandırılmasının nemi anlařılır.

Varyans sabitsizliėinin modellenmesinde finansal ekonometride geliřtirilen ARCH modelleri (Engle, 1982) ve genelleřtirilmiř hali olan GARCH modelleri (Bollerslev, 1987) etkilidir. ARCH modelleri, g zlenen serinin gemiř varyanslarına dayanarak ileride g zlenmesi muhtemel varyansları tahmin ederek su kaynakları y netimi ve tařkın koruma yapıları-alıřmaları iin b y k neme sahip tahmin belirsizliėinin giderilmesinde olduka kullanıřlıdır. Ayrıca, bu modeller yardımıyla  retilen sentetik seriler de varyans sabit olmadıėı s reci temsil etmede daha gereki olacaktır.

Akarsu akımlarında, volatiliteden meydana gelen nonlinearliėin yanında hidroloji alanında son yıllarda ilgi odaėı olmuř bir diėer nonlinearlik t r  ise deterministik nonlinearlik veya yaygın adıyla Kaos' tur. Hidrolojik sistemlerin stokastik, deterministik, kaotik veya kaotik olmaması konularında arařtırmalar ve tartıřmalar devam etmektedir. Deterministik kaosa g re, incelenen s rete veya sistemde kompleks ve tahmin edilemeyen davranıřın y ksek sayıdaki deėiřkenlerin karřılıklı etkileřimi sonucu olması gerekmez. Kaos bilimi halen geliřmektedir ve hidroloji alanındaki zaman serilerinde kaosun varlıėını arařtırmak iin geliřtirilen y ntemler hala yetersizdir. Bununla birlikte hidroloji alanında yapılan bazı alıřmalar sonucunda rastsal g r nen hidrolojik olayların, y ksek sayıda deėiřkenlerden etkilenmesinden ziyade, bařlangı kořullarına hassas baėlılık g steren birkaç deėiřkenin nonlinear etkileřimi sonucu olabileceėi bulunmuřtur (Khan vd., 2005; Sivakumar, 2000, 2004). Aıktır ki bu alanda yapılacak alıřmalar hidrolojik s relerin modellenmesinde yeni bir yaklařımın benimsenmesine yol aabilecektir.

1.1. Çalışmanın Amacı

Hidroloji literatüründe, akarsu akımlarının stokastik nonlinear olabileceğini savunan geleneksel hidrologistler ile deterministik nonlinear olabileceğini savunan kaotik hidrologistler arasındaki tartışma sürmektedir (Sivakumar, 2000, Liaw vd., 2001, Schertzer vd., 2002, Sivakumar ve Jayawardena, 2002, Sivakumar, 2007, Khokhlov vd., 2008). Eğer akarsu akımlarının kaotik nonlinear oldukları gösterilirse bu, olasılık hidrolojide varsayımsal olarak kabul edilen stokastikliğin sorgulanmasına yol açacaktır. Stokastiklik varsayımının sorgulanması, akarsu akımlarında yeni kaotik modelleme tekniklerinin uygulanmasının önünü açabilecek, bu ise akarsu akımlarının tahmin edilebilirliğine yeni yaklaşımlar getirecektir. Ülkemiz hidroloji literatüründe bu tez çalışması ile akarsu akımlarında kaotik dinamiklik ilk kez incelenmiştir.

Kaos analizi sonucunda, akarsu akım dinamiklerinde etken değişken sayılarının belirlenmesi de amaçlanmıştır. Ülkemizde ilk olarak bu çalışmada, akarsu akım dinamiklerinin kaotik olması durumunda etken değişken sayısının nasıl belirlenebileceği gösterilmiştir. Akarsu akımlarında etken değişken sayısının belirlenmesi, akımların matematiksel modelleri oluşturulurken dikkate alınacak değişkenlerin belirlenmesinde büyük öneme sahiptir. Ayrıca, etken değişken sayısının akımların geçmiş değerleri olarak alındığında tahmin performansına etkisi, hidroloji literatüründe ilk kez bu çalışmada incelenmiştir.

Koşullu değişen varyans (autoregressive conditional heteroscedasticity-ARCH) finans literatüründe önemli bir yer tutmaktadır. Ekonomik zaman serilerinde varyansın sıklıkla durağan seyretmemesi ve zamana bağlı olarak değişmesi, nonlinear varyans modelleme tekniklerinin geliştirilmesine yol açmıştır. Koşullu değişen varyans, zaman serilerinde gözlenen belirsizliklerin geçmiş belirsizliklerden bağımsız olmadığı anlamına gelmektedir. Ülkemiz hidroloji alanında akarsu akım akımlarında koşullu değişen varyans modellemesi ilk kez Güldal ve Tongal (2011) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu tez çalışmasında, akarsu akımlarında ARCH etkisi ayrıntılı olarak incelenmiştir. Dünya hidroloji literatüründe ARCH konusunda sayılı çalışmalardan olan bu tez çalışması ile klasik Box-Jenkins yaklaşımının temel

kabullerinden olan varyansın sabitliđi istatistiksel/matematiksel yaklaşımlarla sorgulanmıştır. Akarsu akımlarındaki belirsizlikler/koşullu değışen varyans özellikleri için nonlinear varyans modellerinin uygulamaları gerçekleştirilmiştir. Geliştirilen bu modeller ile su kaynakları yönetimi ve taşkın koruma yapılarının planlanmasında incelenen zaman aralığında, varyansın (belirsizliđin) nasıl değıştiđi belirlenebilmektedir. Çalışma bu yönüyle, modelleyicilere ve karar alıcılara büyük fayda sağlayacaktır.

Ülkemiz hidroloji alanında zaman serisi modelleme çalışmalarında genellikle, stasyonelik araştırılması yapılmadan modelleme aşamasında geçilmektedir. Bu çalışmada ülkemizde ilk kez Dickey Fuller, Arttırılmış Dickey Fuller ve KPSS testleri ile akarsu akımlarında stasyonelik özellikleri araştırılmıştır. Kullanılan istatistiksel yöntemler ile akarsu akım modellemesine geçilmeden önce stasyoneliđin incelenmesinin önemi üzerinde durulmuştur.

Günlük ve aylık zaman ölçeklerinde, akarsu akımlarının içsel bağımlılıđını gösteren otokorelasyon fonksiyonları incelendiđi zaman uzun gecikmelerden sonra sıfıra yakınsama görölmektedir. Gözlenen akımlarda içsel bağımlılık uzun gecikmelerden sonra sıfıra yakınsıyorsa, uzak gözlemler arasında istatistiksel bir iliřkinin varlıđından söz edilebilir. Ülkemizdeki hidroloji literatüründe akarsu akımlarının uzun dönemli hafıza özelliđi gösterip göstermedikleri ilk kez bu çalışma ile incelenmiştir. Uzun dönemli hafıza özelliklerinin belirlenmesi, incelenen akımlarda kararlılıđın/kararsızlıđın olup olmadıđının ortaya konmasında önem taşımaktadır. Eğer incelenen akarsu akımlarının kararlı oldukları belirlenirse bu, akımların gelecekte de aynı dinamiksel özelliklerini koruyacakları anlamına gelmektedir. Bu nedenle, uzun dönemli hafıza özelliklerinin incelenmesi için gerekli matematiksel yöntemlerin tanıtılması, ülkemizde gerçekleştirilecek iklim değışikliđi araştırmaları için büyük öneme sahiptir.

1.2. Kapsam

Bu çalışmanın konusu, Türkiye’de farklı hidrometeorolojik özelliklere sahip altı akarsu havzasında (Simav, Büyük Menderes, Köprüçay, Kızılırmak, Göksun ve Çoruh nehirleri) günlük, aylık ve yıllık zaman ölçeklerindeki akım serilerinin nonlineerlik, stokastiklik, stasyonerlik, mevsimsellik, zamanla değişen varyans, uzun dönemli hafıza özelliklerinin incelenmesi ve incelenen akarsu akımlarının kaotik dinamiklik içerip içermediğinin belirlenmesidir.

Geliştirilecek varyans modellerinin uygunluğu, farklı zamanlarda farklı varyans özelliği (heterokedastisite) sergileyen zaman serilerinde araştırılmıştır. Ülkemizde akarsu akımlarındaki volatilitiyi inceleyen ilk çalışmalardan olan bu tezde geliştirilen varyans modelleri ile su kaynakları yönetiminde ve taşkın koruma yapılarının boyutlandırılmasında varyansın sabitliği kabulüne gerek olmadığı gösterilmiştir.

İncelenecek akarsu akımlarının stokastik mi, kaotik mi olduğunun belirlenmesi akarsu modellemesinde uygun yöntemin seçilmesi açısından önemlidir. Bu çalışmada süreçlerin kaotik ve stokastik özellikleri incelenerek, akarsu akım modelleme çalışmalarında bu konuda izlenmesi gereken metodoloji belirlenmiştir. Ayrıca, Kaos analizi ile elde edilecek etken dinamik değişken sayıları, farklı özelliklere sahip akarsularda yapay sinir ağları modellerin geliştirilmesinde kullanılarak, modellerin tahmin performanslarına olan etkisi incelenmiştir. Bu çalışma, ülkemizde akarsu akım verilerinin kaos analizi ile incelenmesi konusunda yapılacak ilk çalışmalardan biri olup hidrolojik sistemlerin gerekirse kaotik metotlarla modellenmesi gerektiği üzerinde durulmuştur.

Çalışmanın biçimlendirilmesi şu şekildedir: (1) Kaynak Özetleri kısmında (a) stasyonerlik ve uzun dönemli hafıza özelliklerinin incelendiği çalışma özetlerinin, (b) volatilitenin incelendiği çalışmaların özetlerinin ve (c) kaos alanındaki önemli çalışmaların özetlerinin sunulması, (2) Materyal ve Yöntem kısmında çalışmada

kullanılacak gerekli matematiksel-istatistiksel yöntemlerin tanıtılması ve elde edilen önemli sonuçların (3) Tartışma ve Sonuç kısmında sunulması.

2. KAYNAK ÖZETLERİ

Literatürde lineer ve nonlineer zaman serisi modelleri ile stasyonellik, mevsimsellik ve uzun dönemli hafıza üzerine yapılan bazı çalışmaların özetleri aşağıda verilmiştir.

2.1. Stokastiklik, Stasyonellik, Mevsimsellik ve Uzun Dönemli Hafıza Üzerine Kaynak Özetleri

Te ve Singh (1994) otoregresif modellerin parametrelerinin hesabında kullanılmak üzere yeni bir otokorelasyon fonksiyonu metodu önermiş ve bazı durumlarda Yule-Walker denklemlerinden daha iyi sonuç verdiğini göstermişlerdir.

Al-Awadhi vd. (1998), İngiltere’ de Herne Körfezi’nde 1981-1989 yılları arasında bir barometre tarafından ölçülen yüzey basınç verilerini ARMA modelleriyle modellemişlerdir. Çalışmalarında, aynı zaman serisinin farklı zaman ölçeklerine sahip serilerinde geliştirdikleri ARMA modellerinin karşılaştırmalı sonuçlarını vermişlerdir. Sonuçlar, alçak basınç ve yüksek basınç görülen günlerde, günden güne değişimlerin birbirinden farklı olduğunu göstermiştir. Bu nedenle ARMA modelleri kurulurken kabul edilen temel varsayımların (stasyonellik gibi) geçerli olabilmesi için dönüştürme işlemi (log dönüşüm) yaptıklarını ve bu dönüşüm işleminin ARMA temel kabullerini geçerli kıldığını göstermişlerdir.

Mitosek (1999), beş farklı akım gözlem istasyonundan elde edilen, ortalama uzunluğu 71.2 yıl olan günlük akım zaman serilerinin stokastik yapısını incelediği çalışmada, günlük ortalama değeri yüksek olan zaman serilerinin standart sapmalarının da yüksek olduğunu, varyasyon katsayılarının yaklaşık olarak bile sabit kabul edilemeyeceğini ve bir günlük gecikme için hesaplanan korelasyon değerlerinin yarısından fazlasının istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir.

Toth vd. (2000), geçmiş yağış yüksekliklerini kullanarak kısa dönemli yağış tahmini yaptıkları çalışmalarında stokastik ARMA, yapay sinir ağları (ANN) ve non-parametrik en yakın komşuluk (*nearest-neighbours*) modellerini kıyaslamışlardır. Daha sonra elde edilen bu tahminleri yığınsal (*lumped*), kavramsal yağış-akış

modelinde kullanarak akım tahmini gerçekleştirmişlerdir. Kullanılan zaman serisi analizlerinin avantajlarının ve kısıtlamalarının incelendiği çalışmada ANN modellerinin taşkın tahmininde sağladığı üstünlükler belirtilmiştir.

Matyasovszky (2001), çalışmasında nonlinear zaman serisi modellerinin geliştirilme adımları olan nonlinearlik testi, model tahmini ve parametrelerin kontrolünü açıklamıştır. Ayrıca, verideki nonlinear yapıyı en iyi temsil eden modelleri incelemiştir. Geliştirilen metodoloji Merkez İngiltere yıllık ortalama sıcaklık verisine uygulanmış ve nonlinearliğe parçalı sabit bir yaklaşım olan eşik otoregresif modelinin en iyi model olduğu tespit edilmiştir.

Ooms ve Franses (2001) basit zaman serisi çizimlerine ve örneklem otokorelasyonlarına dayanarak, aylık akım serilerinin güçlü mevsimsellik yanında uzun dönemli hafıza özelliği gösterdiğini bulmuşlardır. Bu iki özelliği beraber tanımlamak için mevsimsel periyodik uzun hafızalı model geliştirip bunu Fraser nehrinin akımlarına uygulamışlardır.

Öztürk ve Aydın (2001) Yukarı Fırat Havzası üzerindeki toplam 19 gözlem istasyonundan elde ettikleri 11 yıllık aylık akım değerlerinin ikinci mertebe otoregresif modelleriyle sentetik akımlar türetmişlerdir. Akım istasyonlarını bilgisayara tanıtarak havzanın simülasyon modelini kurmuşlardır. Tesislerin karakteristik özelliklerini düğüm noktaları metoduyla modele tanıtmışlardır. Modeli farklı alternatiflere göre 11 yıllık süre ile çalıştırıp sonuçları yorumlamışlardır.

Tayfur ve Kavvas (2001), California’ da bulunan Tahoe Havzasındaki Tahoe City istasyonundan aldıkları (1980 Ekim-1993 Temmuz dönemi) günlük yağış verileri ile aynı havzada bulunan Upper Truckee nehrindeki debi ve toplam askı-katı madde verilerinin otoregresif-hareketli ortalama zaman serisi modellerini oluşturmuşlardır. Ayrıca, debi ile toplam askı-katı madde verilerini kullanarak bu iki seri için tek değişkenli transfer fonksiyon modelini geliştirmişlerdir.

Aksoy (2002), zaman zaman kuruyan akarsuların günlük akımlarının türetilmesi için, Markov zincirinin kullanıldığı bir model önermiştir. Markov zinciri ile akarsuyun hangi günlerde kuruduğu belirlenmekte, akarsuyun kurumadığı günde bir önceki güne göre akımda artma veya azalma meydana gelmesine bağlı olarak akım değeri hesaplanabilmektedir. Bu model Fırat havzasındaki Culap Suyu' nun 28 yıllık günlük akım verilerine uygulanmış ve gözlenen verilerin istatistikleri türetilen seri ile başarılı bir şekilde korunduğu belirlenmiştir.

Chen ve Rao (2003), aylık hidrolojik zaman serilerindeki nonlinearliği Hinich testi ile araştırdıkları çalışmalarında, standartlaştırılmış aylık sıcaklık ve yağış serilerindeki stasyoner segmentlerin Gaussian veya lineer olduklarını ve bazı standartlaştırılmış aylık akım serilerinin de nonlinear olduklarını göstermişlerdir.

Büyük yıldız ve Berktaş (2004) çalışmalarında, Türkiye' nin büyük havzalarından biri olan Sakarya Havzası' na ait aylık yağışların periyodik otoregresif modellerini oluşturmuş ve model tiplerine ait matematiksel ifadeleri elde etmişlerdir. 25 istasyona ait aylık yağış verileriyle aynı uzunluğa sahip 50' şer adet sentetik seri üretilip, türetilen serinin istatistiklerini tarihi serinin istatistikleri ile karşılaştırmışlardır.

Kahya ve Kalaycı (2004), Türkiye' nin 26 havzasından aldıkları akarsu akımlarında Sen' in T testi, Spearman' ın Ro testi, Mann-Kendall ve Mevsimsel Mann-Kendall non-parametrik testlerini kullanarak trend analizi gerçekleştirmişlerdir. Sonuçta, % 5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde Türkiye' nin batısındaki havzalarda azalma trendi bulgulanırken doğusunda bulunan havzalarda trend bulgusuna rastlanmamıştır. Havzalarda bulunan azalma trendinin doğrudan iklim değişimine bağlamanın doğru olmayabileceğini, iklim değişiminin etkisini görebilmek için sıcaklık, yağış ve akarsu akımlarındaki değişimlerin beraber incelenmesi gerektiğini ortaya koymuşlardır.

Laio vd. (2004), yağış-akış çevriminin dinamik yapısını inceledikleri çalışmalarında, yağışın Gaussian olmayan (Poissonian) doğasının yağış-akış dinamikliğini inceleyen metotların sonuçlarını etkilediğini göstermişlerdir. Gaussian olmayan süreç

tarafından etkilenen sistemlerde “*Deterministic versus stochastic*” (DVS) yönteminin nonlinearliği belirlemede daha etkili olduğunu ortaya koymuşlardır.

Aydın (2005) akarsu akımlarının ileriye dönük olarak sentetik akım serilerinin türetilmesi için bir matematik ve bilgisayar modeli oluşturmuştur. Hazırlanan bilgisayar programıyla Keban Baraj haznesine giren Peri Suyu, Munzur Çayı ve Murat Nehri akımlarının gerçek değerleri yardımıyla akım serileri modellenmiştir. Her nehir için ayrı ayrı akım serileri türetilip, Keban Barajı haznesine giren bu kolların toplam akım serileri oluşturulmuştur. Kalıntı terimlerinin bağımsızlık testi için Anderson Testi ve kalıntıların normal dağılıma uygunluğunu göstermek için Olasılık Çizgisi Korelasyon Katsayısı Testi ve Jarque-Bera Testi uygulanmıştır.

Şarlak ve Şorman (2005), normal dağılım dışında gama dağılımı için uyarlanmış maksimum olabilirlik metodu ile 1. mertebe otoregresif ve momentler yöntemi ile 1. mertebe gama otoregresif zaman serilerinin model parametrelerinin bulunmasını araştırmışlardır. Bu metotları Kızılırmak Havzasında yer alan E.İ.E. 1501 yıllık akım gözlem istasyonu verilerine uygulamışlardır. Her iki yöntemden elde edilen parametrelerle kurulan modeller ile sentetik seriler üretmişlerdir. Sentetik serilerin moment değerleri, gözlenmiş verilerin moment değerleri ile karşılaştırıldığında gama hata terimli 1. mertebe otoregresif modelin gama otoregresif modelinden daha başarılı olduğunu göstermişlerdir.

Topçuoğlu vd. (2005) yaptıkları çalışma ile ARIMA modellerini kullanarak Gediz Havzasının gelecekteki yağış potansiyelini tahmin etmeye çalışmışlardır. Bu amaçla Gediz Havzasında bulunan 11 istasyonun 1970–2000 yıllarına ait aylık yağış verilerini kullanmışlardır. Gediz Havzası için oluşturulan model sonucu, gelecek 100 yıllık dönem sonunda, havza içindeki yıllık toplam yağışın % 2.4 oranında azalacağını belirtmişlerdir.

Modarres (2007), insanların yaşamını etkileyen önemli iklimsel olaylardan olan kuraklığın stokastik davranışını incelediği çalışmasında, Zayandehrud nehrinin akımlarında SARIMA (*seasonal autoregressive integrated moving average*) modelini kurarak akımları tahmin etmiştir. Ayrıca, çalışmasında SARIMA

modelinin tahminde, su kaynaklarının planlanması ve yönetilmesinde kullanışlılığını göstermiştir.

Şengül ve Can (2011), Karasu akımlarının stokastik modellemesini yaptıkları çalışmada AR (1) modelinin çalışmada incelenen diğer ARMA modellerinden daha iyi olduğunu göstermişlerdir. En iyi modelin seçiminde Akaike Bilgi Kriteri kullanılmış olup elde edilen en iyi modelin kalıntılarının beyaz gürültü sürecine sahip oldukları Port-Manteau testiyle gösterilmiştir. AR (1) modeliyle 100 adet sentetik seri üretilip istatistikleri gözlenmiş seriyle karşılaştırılmış ve %95 güven aralığıyla istatistiklerin benzer oldukları bulgulanmıştır

Xu vd. (2010) Çin' in batısında bulunan Tarım Nehri' ne ait akım sürecini dalgacık analizi, korelasyon boyutu (*correlation dimension*) ve *R/S* metotları ile incelemişlerdir. Çalışmaları sonucunda (1) akarsuyu besleyen kolların yıllık akım süreçlerinin karmaşık ve nonlinear olduğu ayrıca incelenen kolların seçilen zaman ölçeklerinde periyodiklik, nonlinear trend, kaotik dinamiklik ve uzun dönemli hafıza karakteristikleri içerdiğini; (2) bu nonlinear trendlerin çalışmada dikkate alınan zaman periyodu içinde bölgesel iklim değişikliklerinden kaynaklandığını; (3) Hotan, Yarkand ve Aksu nehirleri için korelasyon boyutlarını 3.0' ten büyük olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca hesapladıkları Hurst katsayılarına dayanarak yıllık akım süreçlerinde uzun dönemli hafıza bulduklarını belirtmişlerdir. Bununla beraber buldukları farklı Hurst katsayıları nehir kollarının farklı hafızalara sahip olduğunu ve Aksu ile Yarkand nehirlerinin kararlılık sergilerken Hotan nehrinin kararsızlığa sahip olduğunu belirtmişlerdir.

Bu çalışmalarda dikkati çeken önemli bir nokta, her türlü zaman serisine istenilen zaman serisi modelinin uygulanamayacağıdır. Özellikle stasyonerlik kavramı, oluşturulan zaman serisi modelleri için önem kazanmaktadır. Bu nedenle modellemeye geçmeden önce hangi modelin uygulanacağını tespitinin ilk adımını, incelenen zaman serisinde stasyonerliğin mevcut olup olmaması oluşturmaktadır.

2.2. Hidrolojide Volatilite Üzerine Kaynak Özetleri

Aşağıda varyans sabitsizliğinin incelendiği bazı çalışmaların özetleri sunulmuştur.

Tol (1997) çalışmasında, meteorolojik değişkenlerin tahmin edilebilirliğinin sabit olmasından ziyade düzenli değişimler gösterdiğini ileri sürmüştür. Bu varsayımın geçerliliğini 1963-1988 yılları arasındaki Shearwater, Canada’ da ölçülen rüzgâr verilerinde kurduğu GARCH modeli ile göstermiştir. Bu modelde, gözlenen değişkenin koşullu varyansı, geçmiş gözlem değerlerinin ve geçmiş tahmin hatalarının koşullu varyanslarına lineer bağlıdır. Varyansın sabit olmadığı bu modellerin, rüzgâr verilerinde bulgularan heteroskedastisitenin modellenmesinde varyansın sabit olduğu modellerden daha başarılı olduğu gösterilmiştir.

Nieto (2005), çıkış değişkeninde ve girdi sınır değişkeninde eksik veri olması durumlarına, dış kaynaklı sınır değişken içeren tek değişkenli sınır otoregresif model kurmak için bir Markov zinciri Monte Carlo tabanlı Bayesian yöntemi geliştirmiştir. Bu model Tsay (1998)’ in çok değişkenli sınır otoregresif modelinin özel bir durumu olarak düşünülebilir. Nieto’ nun çalışmasının önemli farkı ise model geliştirmede Bayesian yaklaşımının kullanılması ve ele alınan değişkenlerde eksik verilerin olmasıdır.

Wang vd. (2005b), Sarı Nehir (Çin)’ e ait gözlenen akarsu zaman serileri için oluşturdukları lineer zaman serisi modellerinden elde edilen artık serilerde gerçekleştirdikleri McLeod-Li ve Engle Lagrange Çarpanı testleriyle nonlinear bir davranış olan koşullu değişen varyansın olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca, aylık akarsu akımlarında mevcut ARCH etkisinin ana kaynağının varyanstaki mevsimsel değişimin olduğunu göstermişlerdir. Fakat varyanstaki bu mevsimsel değişim günlük serideki volatilitenin ancak bir kısmını açıklayabilmiştir. Periyodik otoregresif modeller aylık akımları modellemede yeterli iken hiçbir zaman serisi modelinin varyanstaki mevsimsel değişimi dikkate almamasından ötürü günlük akımları yeterli derecede modelleyemeyeceklerini öne sürmüşlerdir. Bunun için ise günlük akım serilerinde var olan ARCH etkisinin modellenmesinde ve kalıntılardaki mevsimsel

varyans deęişiminin korunması için ARMA-GARCH hata terimli modeli tanıtmışlardır.

Pianosi (2008) çalışmasında akım tahmini için bir nonlinear heteroskedastik model sunmuştur. Sunulan model iki alt modelden oluşturulmuştur. Birinci model, mevcut bilgiye (geçmiş akım ve yağış kayıtları) dayanarak beklenen akım tahmini verirken diğer model tahmin hatalarının varyansını, geçmiş tahmin hatalarının ve yağış ölçümlerinin bir fonksiyonu olarak vermektedir.

Burada özetleri verilen çalışmalar özellikle hidroloji alanından seçilmiştir. ARCH modelleri ekonometri alanında geliştirildikleri için literatürde, bu modellerin hidroloji alanında kullanımı çok yaygın değildir. Bu tez çalışmasında, bu modellerin akarsu akımlarının belirsizlik özelliğini yeterli derecede modelleyip modelleyemeyeceęi araştırılarak ülkemizde bu alandaki eksiklięin kapatılmasına küçük de olsa katkı sağlanması düşünülmektedir.

2.3. Kaos Üzerine Yapılan Çalışmaların Özetleri

Kaynak Özetlerinin bu son kısmında ise hidrolojideki kaos konusunda yapılan bazı önemli çalışmaların özetleri verilmiştir.

Liu vd. (1998), dinamik sistem teorisine dayanarak günlük ölçekte akım verilerini modellemiş ve tahmin etmişlerdir. Model, gözlenen akımlardan çok boyutlu faz-uzayı geliştirerek kurulmuştur. Tahminler, yeniden oluşturulan faz-uzayının yörüngelerini takip ederek gerçekleştirilmiştir. Tahminlerin doğruluęu, düşük-boyutlu kaotik davranıştan akım verilerinin stokastik davranışını tanımlamak için ayırt edici bir parametre olarak kullanılmıştır. Bu parametrenin geçerliliğini göstermek için, karakteristięi ve temel özellikleri bilinen bir zaman serisi kullanılmıştır. Sonuçlar, önerilen yöntemin kaotik ve stokastik serilerin tanımlanmasında kullanılabileceğini göstermiştir. Ayrıca, önerilen yöntem ile 28 akarsu akım verisi ve 13 yapay seri üzerinde yapılan analizler sonucunda havza

büyükülüğü ile akarsu akım dinamikleri arasında açık bir ilişki olmadığı ortaya konmuştur.

Lisi vd. (2001), çalışmalarında kaotik yaklaşımı kullanarak akarsu debisini tahmin etmeye çalışmışlardır. Bu amaçla, öncelikle akarsu akım verisinde kaosu varlığını faz-uzayı, korelasyon integrali ve Lyapunov üssü gibi bazı kaotik yöntemlerle araştırmışlardır. Sonuçlar, deterministik kaosu varlığını ortaya koymuştur. Ayrıca, akım verilerinin tahmininde nonlinear en yakın komşuluk tahmincisi ile lineer bir ARIMA modelini karşılaştırmışlar ve akım tahmininde nonlinear modelin daha etkin olduğunu göstermişlerdir.

Elshorbagy vd., (2001), tek bir akarsu akımı yerine çapraz ilişkili (korelasyon katsayısı 0.76) iki akarsu akımında (Little River ve Reed Creek, Virginia, USA) kaos analizi gerçekleştirmişlerdir. Little River akım verilerini temel alarak Reed Creek akımlarında mevcut olan kayıp verileri tahmin etmişlerdir. Bunun için bir global model ve bir de kayıp dataların çevresindeki verileri esas alan yerel modeller geliştirmişlerdir. Yerel modellerin, akarsu akımında mevcut bulunan kaotik özellikten ötürü global modelden daha iyi sonuç verdiğini bulgulamışlardır.

Sivakumar (2001), çeşitli zaman ölçeklerine sahip yağış verilerinin dinamik davranışını incelemiş ve verilerin bir zaman ölçeğinden başka bir zaman ölçeğine çevrilmesinde kullanılabilecek en uygun metodu belirlemeye çalışmışlardır. Çalışmada, Leaf River havzasında (Mississippi, USA) 25 yıllık bir periyotta kaydedilen günlük, 2-günlük, 4-günlük ve 8-günlük yağış verileri incelenmiş ve dört yağış verisi için de muhtemel kaosu varlığını gösteren sonlu korelasyon boyutları (sırasıyla 4.82, 5.26, 6.42 ve 8.87) elde edilmiştir. Ancak bu korelasyon boyutları, varyasyon katsayıları ile karşılaştırıldığında yüksek varyasyon katsayısı için (günlük ölçek) düşük korelasyon boyutu ve düşük varyasyon katsayısı için (8-günlük ölçek) yüksek korelasyon boyutu elde edilmiştir. Sağduyuya aykırı gibi görünen bu sonuca temel sebepler, daha büyük ölçekteki (günlük) zaman serisinde yüksek sayıda sıfır bulunması ve bunun korelasyon boyutunun daha küçük elde edilmesine yol açması ile düşük ölçekteki zaman serisinde daha fazla seviyede gürültünün olmasının da

korelasyon boyutunun daha fazla hesaplanmasına yol açmış olabileceği gösterilmiştir.

Sivakumar (2005), çalışmasında kaos teorisinin hidrolojide kullanımına yönelik eleştirilerden biri olan veri sayısının sınırlı olmasının korelasyon boyutuna etkisini araştırmıştır. Çalışmada yapay olarak üretilen stokastik zaman serisinden ve Henon haritası kaotik zaman serisinden elde edilen korelasyon boyutlarını İsveç Göta nehir akımlarının korelasyon boyutuyla karşılaştırmışlardır. Sonuçta, kaos teorisinin temelinde yatan, pratikte imkansız olan sonsuz sayıdaki veri hipotezinin, hidrolojik akım verilerinde kaotik çalışmalara engel olmayacağını, birkaç yüz verinin bile korelasyon boyutunun doğru belirlenmesinde yeterli olacağını göstermiştir.

Jun-hai vd, (2006), temiz dizi özelliğine sahip olmayan kaotik zaman serilerini gürültüden ayıştırmaya ve kaotik tahmin için yeniden-yapılandırma (*reconstruction*) metodlarını kullanarak en iyi gömülüm boyutunu belirlemeye çalışmışlardır.

Wang vd. (2006) çalışmalarında akarsu süreçlerinin altında hangi tür nonlineerliğin olduğunu araştırmışlardır. Dört farklı nehre ait akarsu verilerini analiz ettikleri çalışmalarında dört karakteristik zaman ölçeğine odaklanmışlardır. Bu zaman ölçekleri 1 yıllık, 1 aylık, 10 günlük ve 1 günlük olup, bu zaman ölçeklerindeki akarsu akımlarında genel nonlineerlik testi için BDS testini, özel nonlineerlik olan düşük boyutlu kaos için ise korelasyon üssü (*correlation exponent*) analizini kullanmışlardır. Çalışmaları sonucunda, küçük zaman ölçeklerinde daha güçlü ve karmaşık nonlineer mekanizmaların olduğunu, tüm yıllık serilerin lineer iken tüm günlük serilerin nonlineer olduklarını bulmuşlardır. Zaman ölçeği günlükten yıllığa doğru giderken nonlineerliğin zayıfladığını göstermişlerdir.

Ng vd., (2007), sapan değerli Saugeen nehir (Ontario, Kanada) akımlarına, akımların karmaşıklık derecesini ölçmek için kaotik yöntemleri uygulamışlardır. Sapan değerli akarsu akımlarının yapısal özelliklerini tanımlamak için uyguladıkları yöntemler arasında otokorelasyon fonksiyonu, karşılıklı bilgi fonksiyonu, güç spektrum analizi, faz-uzayı yapılandırması, korelasyon boyutu, surrogate testleri ve Hurst katsayılarını

kullanmışlardır. Analizlerinin sonucunda H_0 hipotezi olan rastsal görünümlü akarsu akımlarının rastsal olmadığı ve şu anda belirlenemeyen karşılıklı etkileşimli diferansiyel denklemlerle ifade edilebileceği ve elde edilen yüksek korelasyon boyutuna sapan değerlerin neden olduğunu ve bu akımların analizlerinin diğer akım verilerinden daha karmaşık olduğunu bulgulamışlardır.

Xu vd., (2010) Tarım Nehri' nin (Çin) ana kolları üzerinde nonlineerlik özelliklerinin belirlenmesi için analizler gerçekleştirmişlerdir. Kullandıkları yöntemler arasında dalgacık analizi, korelasyon boyutu ve R/S analizleri vardır. Analizler sonucunda (1) ana kolların yıllık akımlarının karmaşık ve nonlineer olduğu ve her birinin seçilen zaman ölçeklerinde periyodik, nonlineer trendler ve kaotik, uzun hafıza özellikleri içerdikleri ve (2) ana kollarda korelasyon boyutlarının 3.0 olduğu ve yeterli bir modelleme için en az dört değişken gerektiğini bulmuşlardır.

3. MATERİYAL VE YÖNTEM

3.1. Materyal

Bu bölümde çalışmaya konu alınan hidrolojik bölgeler tanıtılmış ve bölgelerle ilgili hidrolojik ve meteorolojik veriler özetlenmiştir.

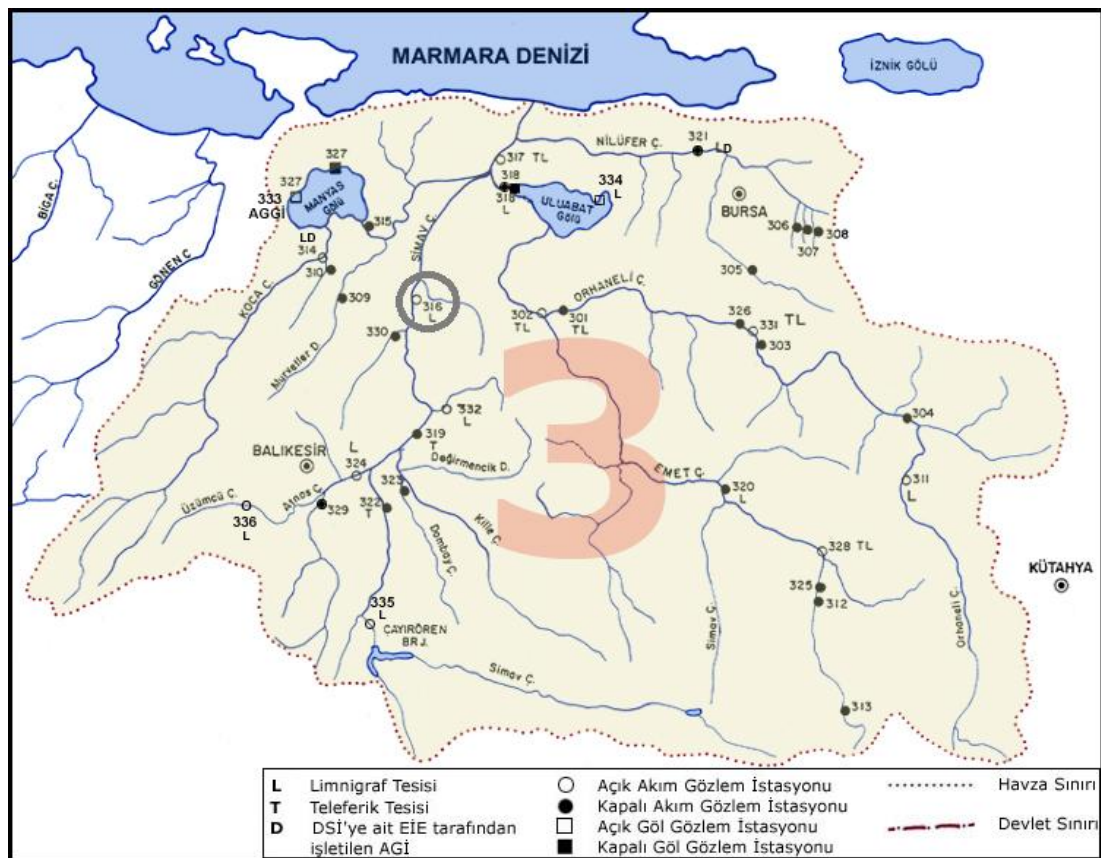
3.1.1. Havza ve akım verileri

Akarsu akımlarının doğru tahmini; su kaynakları yönetiminde, taşkın koruma yapılarının boyutlandırılmasında ve bu çerçevede alınacak önlemlerde büyük önem kazanmaktadır. Diğer yandan, akarsu akım sürecinin daha iyi anlaşılması akarsu akım tahminlerinin etkinliğini ve güvenilirliğini arttırmada esastır. Akarsu akımları tahmin metotları süreç-güdümlü (process-driven) ve veri-güdümlü (data-driven) şeklinde iki gruba ayrılabilir. Aynı şekilde akarsu akım süreçlerinin anlaşılması ve modellenmesi de fiziksel tabanlı (physical based) ve matematiksel tabanlı (mathematical based) metotlar şeklinde iki başlık altında incelenebilir. Bu çalışmada akarsu akım süreçlerinin nonlineerlik, stokastiklik ve belirsizlik özelliklerinin incelenmesinde matematiksel tabanlı metotlar kullanılacaktır. Bu metotların uygulanacağı Türkiye’ nin farklı hidro-meteorolojik özelliklere sahip seçilen altı akarsu akımı günlük, aylık ve yıllık zaman ölçeklerinde, nonlineerlik, stokastiklik, stasyonellik, mevsimsellik, koşullu değişen varyans, uzun dönemli hafıza ve kaos açılarından analiz edilecektir.

Çalışmaya konu olan akarsular Simav, Büyük Menderes, Köprüçay, Kızılırmak, Göksun ve Çoruh nehirleridir. Özellikle akımların kurak, yağışlı ve ikisi arasında özellik gösteren bölgelerden seçilmesine özen gösterilmiştir.

Simav Çayı:

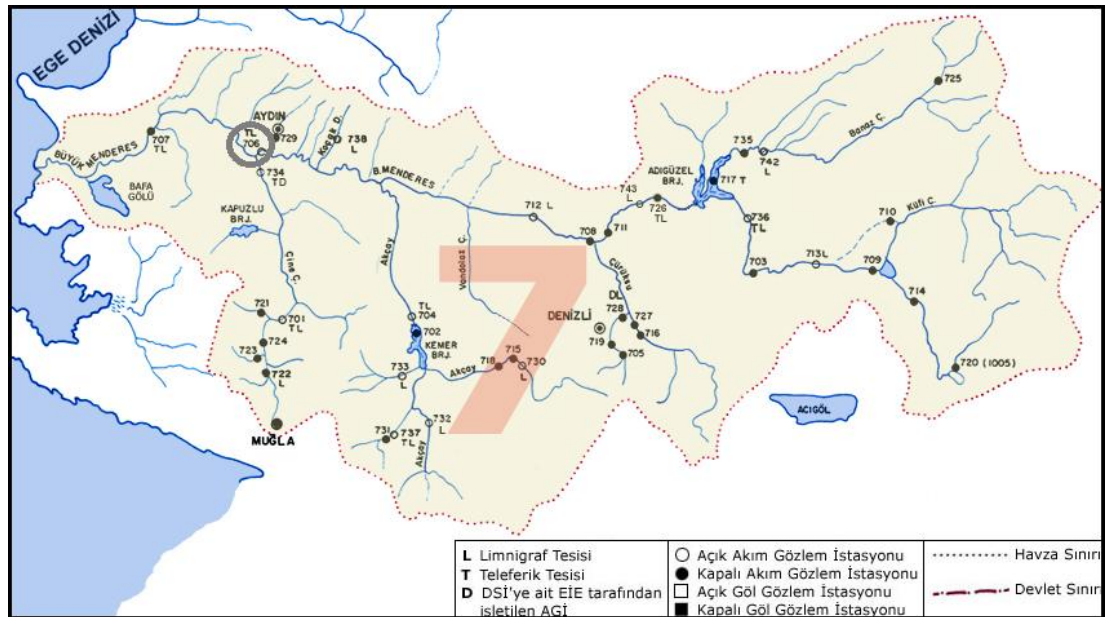
Susurluk havzası 40° 20' ile 39° 10' Kuzey enlemleri, 29° 38' ile 27° 20' Doğu boylamları arasında yer almaktadır. Havzanın kuzeyinde Marmara Denizi, doğusunda Sakarya havzası, batısında Marmara ve Ege havzaları ile güneyinde Gediz havzası bulunmaktadır (Şekil 3.1). (Tanatmış, 2000). Susurluk havzasını oluşturan ana nehir kolu olan Simav çayı diğer adıyla Susurluk çayı, Kütahya ili Simav ilçesinden doğup, Sındırgı, Kepsut, Susurluk ve Karacabey ovalarından geçerek Marmara Denizi' ne ulaşır. Simav çayı 321 km uzunluğa sahip olup havza alanı 22399 km²' dir. Havza iklimi; yazları sıcak ve kurak, kışları ise ılık ve yağışlıdır. Yağışlar yaz periyodunda oldukça az olup, sulama mevsiminde de sınırlıdır. Yıllık ortalama yağış 650 mm, yıllık ortalama sıcaklık 15°C ve yıllık rölatif nem % 67, ortalama buharlaşma ise 1054.9 mm' dir (Kuşçu, 2012).



Şekil 3.1. Simav Çayı ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları

Büyük Menderes Nehri:

Büyük Menderes nehri, Batı Anadolu’ nun en büyük akarsuyu olup Büyük Menderes Havzasının ana sulama kaynağıdır. 584 km uzunluğundaki Büyük Menderes nehri Afyon ili Suçikan mevkiinde doğup Denizli, Nazilli ve Aydın’ dan geçerek Ege Denizi’ ne dökülür. Havzanın kuzeyinde Aydın dağlık bölgesi, Çökelez Dağı ve Beşparmak Dağı, güneyinde Batı Menteşe ve Doğu Menteşe dağlık bölümü, Karıncalı, Akdağ, Eşler ve Söğüt dağları, batısında ise Ege Denizi bulunmaktadır (Şekil 3.2). Havzanın yüksekliği batıda deniz seviyesinde iken doğuya doğru gidildikçe özellikle kuzey ve güney dağlık bölgelerde yükseklik 2400 m’ ye ulaşmaktadır. Ortalama havza yüksekliği 850 m’ dir. Havzanın doğusunda İç Anadolu bölgesinin etkisiyle kışları soğuk ve yazları kurak olan ve ayrıca iki mevsim arasında yüksek sıcaklık farkı görülen karasal iklim hâkimken batısında Ege Denizi’ nin etkisiyle Akdeniz iklimi görülmektedir. Havzanın ortalama yağışı 635 mm’ dir. Bu yağış hem uzamsal hem zamansal olarak üniform olmayan bir şekilde düşmektedir. Doğu bölgelerinde ortalama yıllık yağış 350 mm iken batıdaki dağlık bölgelerde 1000 mm’ yi bulmakta ve en az yağış Haziran, Temmuz ve Ağustos aylarında gözlenmektedir (Durdu, 2010).

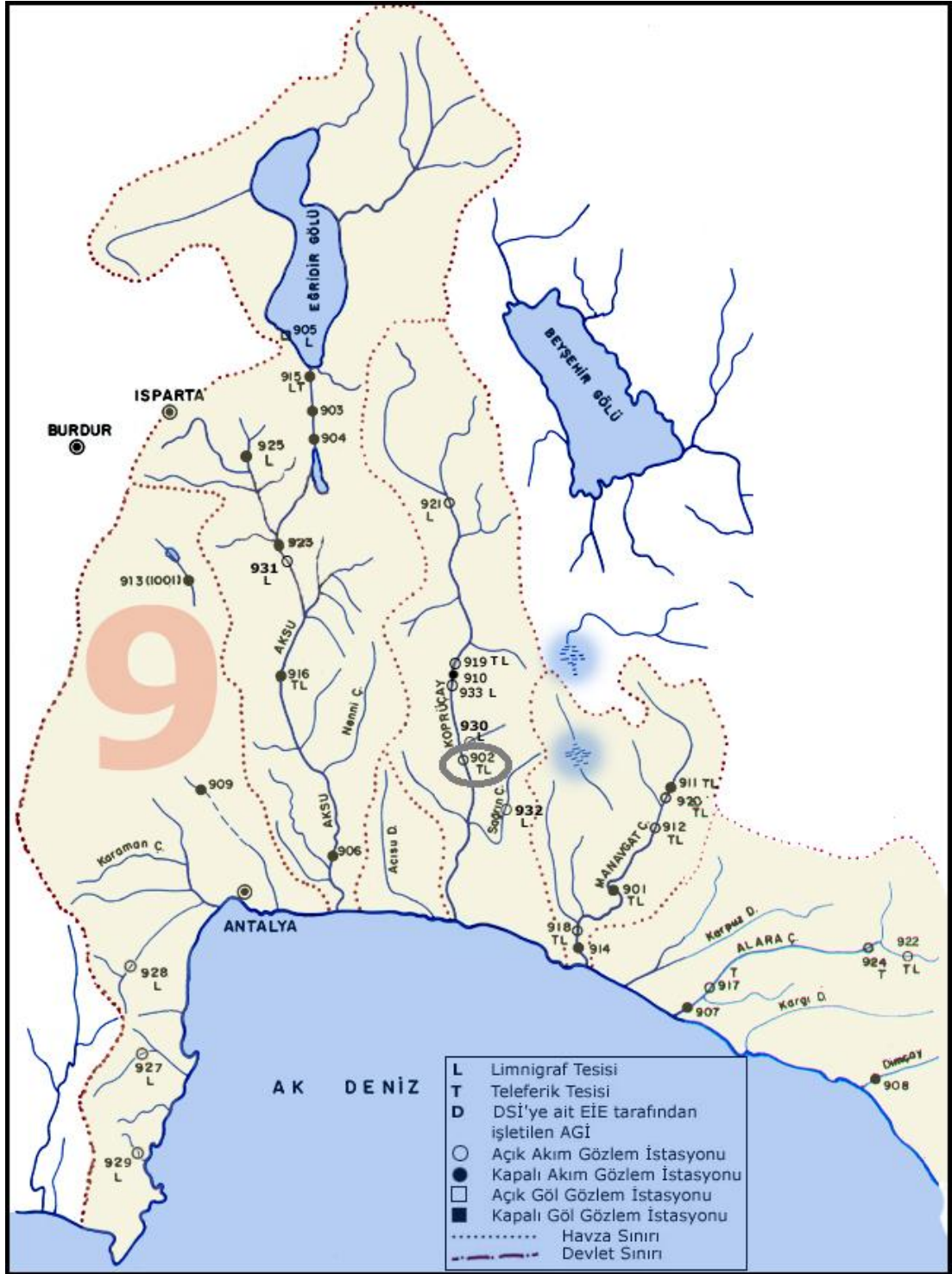


Şekil 3.2. Büyük Menderes nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları

Köprüçay Nehri:

Köprüçay nehri ülkemizin Akdeniz bölgesinde, Isparta ve Antalya il sınırları içerisinde 37°49'-36°49' Kuzey enlemleri ve 31°06'-31°10' Doğu boylamları arasında, Elektrik İşleri Etüt İdaresi (E.İ.E)' nin Mütferrik Orta Akdeniz Suları olarak tanımladığı bölgede yer alır. Havzada Aksu Çayı ve Başak Deresi' nin yanında irili ufaklı birçok dereler vardır. Bu iki büyük dere birleşerek havzaya adını veren Köprüçay Nehri' ni (156 km) oluşturur. Bu nehir, sularının büyük bir kısmını Yukarı Köprüçay Havzası olarak bilinen ve Isparta ili sınırları içerisinde kalan (195-1115 m kotları arası) yağış alanından toplamaktadır (Şekil 3.3).

Köprüçay Havzası enerji imkanları bakımından Türkiye' nin önemli havzalarından biridir. Havza ülkemizin teknik ve ekonomik hidroelektrik potansiyelinin %0,5' ine sahiptir. Havza içerisinde birçok mevcut sulama tesislerinin yanında henüz işletmede olmayan, master planları hazır önemli enerji üretim tesisleri vardır. Havzada Akdeniz Bölgesi iklim özellikleri hâkimdir. Havzada iklimin özelliklerinin ölçüldüğü meteorolojik istasyonlar Devlet Su İşleri ve E.İ.E. tarafından işletilmektedir (E.İ.E., 2001). Havzada yıllık ortalama sıcaklık 18°C, yıllık ortalama yağış ise 1100 mm' dir.

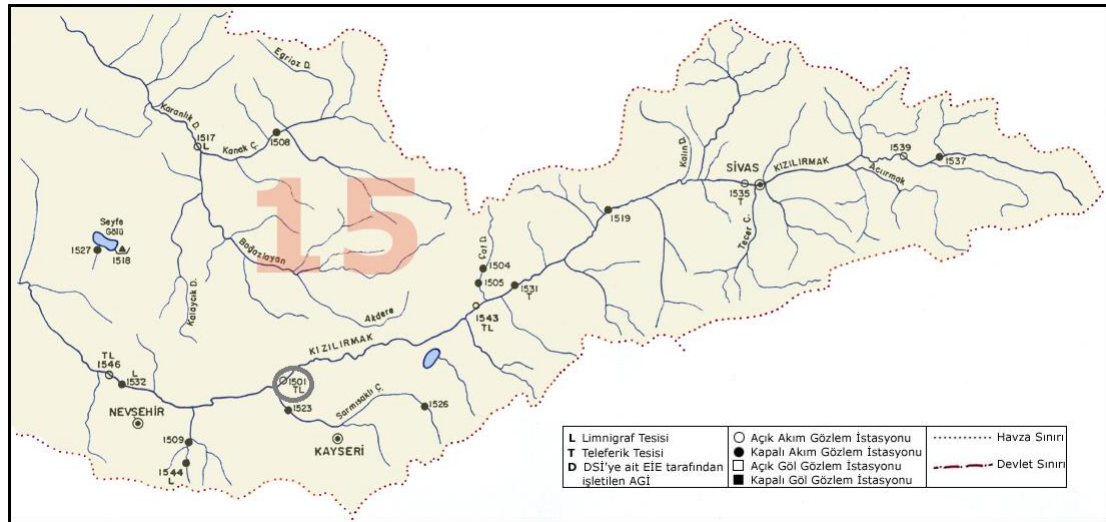


Şekil 3.3. Köprüçay nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları

Kızılırmak Nehri:

Kızılırmak havzası, 37°58'-41°44' Kuzey enlemleri ile 32°48'-38°22' Doğu boylamları arasında olup Doğu İç Anadolu Bölgesi' nde yer almaktadır. 1355 km su yatağına sahip akarsu Türkiye' nin en uzun nehridir. Nehir, İç Anadolu' nun en doğusundaki Sivas ilinde Kızıldağ' ın güney yamaçlarında doğar, sırasıyla Sivas, Kayseri, Nevşehir, Kırşehir, Kırıkkale, Ankara, Çankırı, Çorum ve Samsun illerinden geçerek çok sayıda dere ve çayın sularını toplayarak Bafra Burnu' ndan Karadeniz' e ulaşır (Şekil 3.4). Havzada kurak yazların yaşandığı karasal iklim hâkim olup yıllık ortalama yağış ve sıcaklık sırasıyla 446.1 mm ve 13.7°C' dir. Havzada en fazla yağış Kasım, Aralık, Ocak aylarında, en az ise Temmuz ayında görülür.

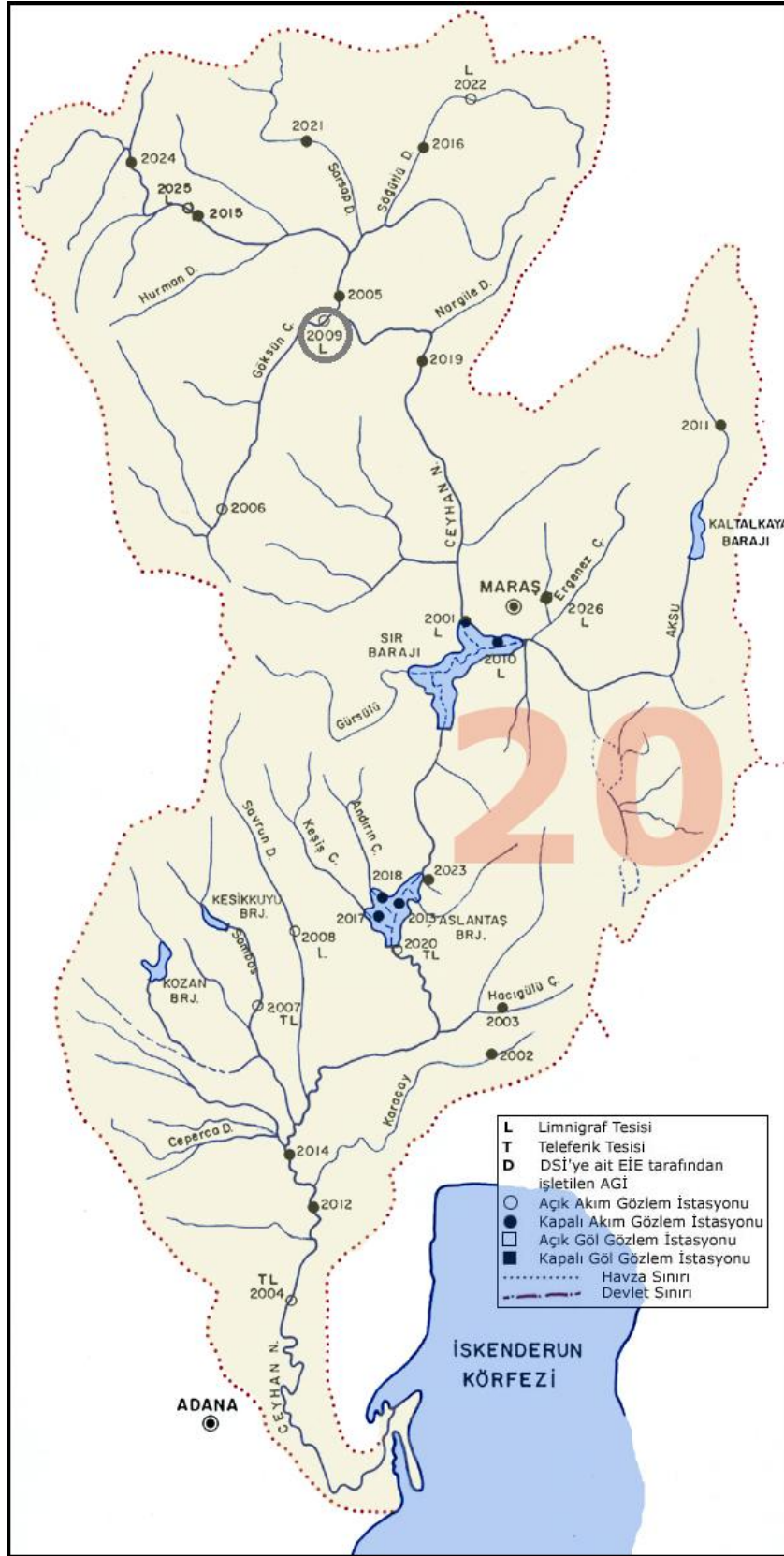
Yağmur ve kar suları ile beslenen nehrin rejimi düzensizdir. Temmuz ve Şubat arasında düşük su düzeyinde akan nehir, Mart ayında hızla kabarmaya başlar ve Nisan ayında en yüksek su seviyesine ulaşır (Tülek, 2006; Çakmak vd., 2007).



Şekil 3.4. Kızılırmak nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları

Göksun Nehri:

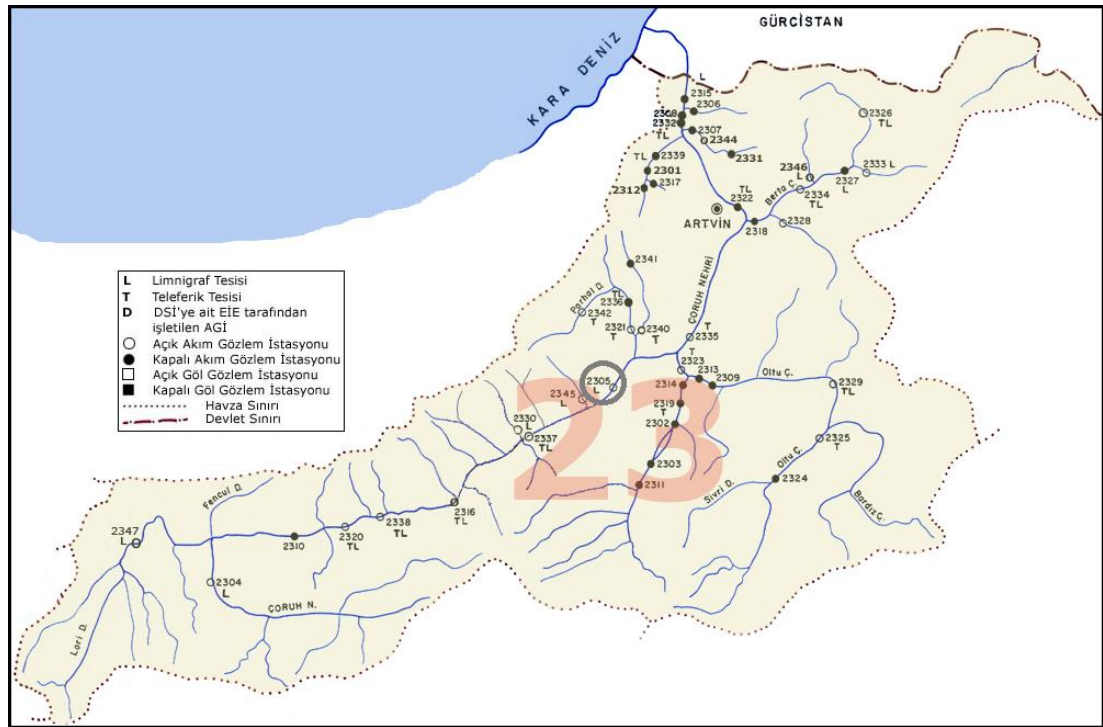
Ceyhan havzası ülkemizin Akdeniz Bölgesi' nin doğusunda yer almakta olup batısından ve kuzeyinden Seyhan havzası, güneyinden Asi nehri, doğusunda ve kuzeydoğusunda Fırat nehri ile çevrelenmiştir (Şekil 3.5). Havza alanı yaklaşık 21982 km² olup havzanın en önemli akarsuyu Ceyhan nehridir. Ceyhan nehri Kahramanmaraş' ın 2000-2500 m' lik dağlarından doğup Adana yakınlarında Akdeniz' e dökülür (Tanrıverdi vd., 2010). Yukarı Ceyhan havzası, Karasal Doğu Anadolu iklimi tarafından şekillendirilirken, havzanın güney bölümü Akdeniz iklimi etkisi altındadır. Havzanın kuzey bölümünün uzun dönem yıllık ortalama yağış miktarı ve sıcaklığı sırasıyla 500 mm ve 7°C iken güney bölümünde 700 mm ve 19°C' dir (Ödemiş vd., 2007). Ceyhan nehri ilk kaynaklarını Elbistan ovası etrafındaki dağlardan ve Elbistan ilçe merkezinden çıkan Pınarbaşı kaynağından alır. Sivas yakınlarında doğan ve Afşin ilçe yakınından geçen Hurman çayı ve Göksun ilçesinden doğan Terbüzek ve Kömür çayları Göksun Çayı adı altında Ceyhan ile birleşir. Bu bakımdan Göksun Çayı Ceyhan nehrini besleyen başlıca kollardan birini oluşturur.



Şekil 3.5. Göksun nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları

Çoruh Nehri:

Çoruh nehri, Bayburt ilindeki Mescit dağlarından doğup, Gürcistan' ın Batum ilinden Karadeniz' e dökülür. Ülkemizin en hızlı akan nehri olan Çoruh nehri, yıllık ortalama 6.3 milyar m³' lük akış hacmine sahiptir. 431 km' lik uzunluğa sahip nehrin 21 km' lik kısmı Gürcistan sınırları içerisinde (Şekil 3.6). Çoruh havzası ülkemizin en çok erozyona maruz kalan havzası olup, Çoruh nehri yılda 5.8 milyon m³' lük rusubat taşımaktadır (Yazıcı, 2011).



Şekil 3.6. Çoruh nehri ve EİE tarafından işletilen gözlem istasyonları

Havza, Karadeniz' den etkilenmektedir ve kendine has ılıman bir iklime sahiptir. Karadeniz' e sahil kısımlarda çok nemli bir iklim hâkimken yükseklik arttıkça karasallığın etkisiyle sıcaklık düşmekte, yağış azalmaktadır. Gürcistan sınırına yakın ortalama yağış miktarı yaklaşık 1550 mm, dağların kıyıya paralel olduğu orta ve yukarı bölümlerde yıllık ortalama yağış miktarı yaklaşık 550 mm' dir. Benzer şekilde orta bölümlerde sıcaklık (4°C) Gürcistan sınırına göre daha düşüktür. Nemli iklimin etkisiyle Çoruh havzasının büyük bölümünde yıllık ortalama sıcaklık 0°C' nin altına

düşmez. Sonuç olarak, vadinin iklimi çok çeşitli bitki örtüsü tiplerinin görülmesine imkân verecek şekilde Karadeniz, Akdeniz ve İç Anadolu bölgelerinin özelliklerini gösterir (Anonim, 2011).

3.2. Yöntem

3.2.1. Zaman serileri analizi

Bir rastgele değişkenin zaman içinde aldığı değerler ardışık olarak kaydedildiğinde elde edilen seriye zaman serisi adı verilir. Değişkenin sürekli veya kesikli olma durumuna göre gözlenen seriye “sürekli zaman serisi” ya da “kesikli zaman serisi” denir ve her ikisinin incelenme yöntemi farklıdır. Genel olarak zaman serisi analizi, değişkenin geçmiş değerlerini kullanarak o seriyi meydana getiren süreç hakkında modelleyiciye bilgi sağlayan çalışmalardır. Zaman serisini meydana getiren süreç hakkında yeterli ve doğru bilgi edinildiğinde, zaman serisinde meydana gelen değişimler dikkate alınarak ileride gözlenmesi muhtemel değişikliklerin belirli bir güven aralığında tahmin edilebilir. Zaman serisi analizi ile değişkene ait verilerin analiz edilmesi ile serinin dinamikleri, eğilimi ve istatistiksel özellikleri belirlenerek seriyi meydana getiren süreç hakkında ayrıntılı bilgiye sahip olunabilir. Serinin gelecekte de aynı özelliklerini koruyacağı varsayımı altında (eğer stasyonellik şartı sağlanıyorsa) ileriye dönük tahminler yapılabilir, senaryolar geliştirilebilir. Bu tahminlerin ve senaryoların güvenilirliği, geçmiş gözlemlerin sağlıklı olmasına ve modelin süreci temsilde yeterli doğruluğa sahip olmasına bağlıdır.

Lineer zaman serisi modelleri, bir değişkenin kendi geçmiş değerlerindeki istatistiksel bilgilerle, varsayımsal bir açıklama sürecini dikkate alarak aynı değişkenin gelecekte alabileceği değerler arasında doğrusal ilişki kurmaya çalışırlar. Dikkate alınan değişken ile aynı değişkenin geçmiş değerleri arasındaki korelasyonlar, lineer zaman serisi modellerinin odak noktasıdır. Literatürde en çok kullanılan lineer zaman serisi modelleri olarak (a) otoregresif (AR) modeller (b) hareketli ortalama (MA) modelleri (c) karma otoregresif-hareketli ortalama (ARMA) modelleri sayılabilir. Aşağıda bu modeller açıklanmıştır.

3.2.1.1. Otoregresif modeller

Otoregresif zaman serisi modelleri, bir zaman serisinin herhangi bir dönemindeki gözlem değerini, aynı değişkenin geçmiş gözlem değerlerine ve bir hata terimine bağlı olarak açıklayan modellerdir. Otoregresif modeller, içerdikleri geçmiş gözlem değerlerinin sayısına göre isimlendirilirler ve genel olarak $AR(p)$ şeklinde gösterilirler. $AR(p)$ modellerinin genel yapısı aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + e_t \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (3.1)$$

Burada, Y_t modellenen durağan normal dağılmış değişken, μ serinin ortalaması, p model derecesi ve e_t ortalaması sıfır, varyansı σ_e^2 olan Gaussian stokastik temiz dizidir.

p 'inci dereceden otoregresif zaman serisi istatistiksel modeli, $\mu = 0$ varsayımı dikkate alınarak (3.1) denkleminde aşağıdaki gibi yazılır:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (3.2)$$

$\phi_1, \dots, \phi_p$ otoregresif katsayıları aşağıdaki Yule-Walker doğrusal denklem sisteminden elde edilir:

$$\rho_k = \sum_{j=1}^p \phi_j \rho_{k-j} \quad (3.3)$$

ρ_k k . gecikme için otokorelasyon değeridir ve aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]}{\sqrt{E[(Y_t - \mu)^2 (Y_{t+k} - \mu)^2]}} = \frac{\text{cov}(Y_t, Y_{t+k})}{\sigma_y \sigma_{y+k}} \quad (3.4)$$

ρ_k , Y_t ile Y_{t+k} arasındaki kovaryansın aynı dönemlere ait standart sapmaya oranı şeklinde de yazılabilir. Durağan bir süreçte dönemler arasında varyans aynı olduğu için bir başka deyişle sürece ait varyans gecikmeyle değişmediği için aşağıdaki eşitlik geçerlidir:

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]}{\sigma_y^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (3.5)$$

Burada, γ_k , arasında k gecikme bulunan dönemler için hesaplanan kovaryans, γ_0 ise arasında sıfır gecikme olan süreçteki kovaryansı bir başka ifadeyle sürecin varyansını göstermektedir.

Otokorelasyon, değişkenin kendi geçmiş değerleri ile arasındaki ilişkinin yönünü ve derecesini gösterir. Farklı değerdeki k gecikmeleri için hesaplanan otokorelasyon değerlerinin gecikmeye bağlı fonksiyonuna ise otokorelasyon fonksiyonu adı verilir.

Y_t sürecinin varyansı σ_y^2 ve e_t bağımsız rastgele değişkenin varyansı σ_e^2 arasındaki p 'inci dereceden otoregresif zaman serisi için genel ilişki:

$$\sigma_e^2 = \frac{N\sigma_y^2}{(N-p)} (1 - \sum_{j=1}^p \phi_j \rho_j) \quad (3.6)$$

şeklinde ifade edilir. Bu ifadede ϕ_j , j 'inci mertebeden otoregresif katsayısı ve ρ_j ise Y_t sürecinin j ' inci mertebeden otokorelasyon katsayısıdır.

3.2.1.2. Hareketli ortalama modelleri

Hareketli ortalama (MA) modelleri, incelenen değişkenin t zamanındaki değerinin, t zamanındaki hata terimi ve hata teriminin gecikmeli değerlerinin ağırlıklı toplamı şeklinde ifade edildiği modellerdir (Yılancı, 2007). Bir zaman serisinin ardışık gözlemleri arasında Δt zaman aralığında meydana gelen değişimler, ortalaması sıfır ve sabit bir varyansla korelasyonsuz rastsal değişkenlerin bir dizisi gibi davranıyorsa sürecin hareketli ortalama zaman serisi modeli ile temsil edilmesi uygun olabilir. q mertebeden hareketli ortalama modeli $MA(q)$:

$$Y_t = \mu + \sum_{j=1}^q \theta_j e_{t-j} + e_t \quad (3.7)$$

şeklinde tanımlanır. Burada y_t , durağan normal dağılmış ve ortalaması μ , varyansı σ^2 olan stokastik bir süreç ve e_t ortalaması sıfır, sabit bir varyansta σ_e^2 korelasyonsuz rastsal değişkenlerdir.

Durağan bir seri için denklem (3.7)'nin varyansı:

$$E[(y_t - \mu)^2] = (e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q})^2 \quad (3.8)$$

$$\gamma_0 = \sigma_e^2 \left(1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2 \right) \quad (3.9)$$

şeklinde elde edilir. Kovaryansı ise;

$$\gamma_k = E[(e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q})(e_{t-k} + \theta_1 e_{t-k-1} + \theta_2 e_{t-k-2} + \dots + \theta_q e_{t-k-q})] \quad (3.10)$$

denkleminde elde edilir. e_t ' lerin farklı gecikme değerlerinde aldıkları değerlerin çarpımlarının beklenen değerleri sıfırdır ve θ_0 bire eşittir. $k > q$ için γ_k ' nin tanımından ortak tarihli e_t ' lerin beklenen değeri sıfırdır. Bu durumda:

$$\gamma_k = \sigma_e^2 \sum_{j=0}^{q-k} \theta_j \theta_{k+j} \quad k = 1, 2, \dots, q \quad (3.11)$$

$$\gamma_k = 0 \quad k > q \quad (3.12)$$

MA(q) zaman serisi modeli için otokorelasyon fonksiyonu:

$$\rho_k = \frac{\sum_{j=0}^{q-k} \theta_j \theta_{k+j}}{1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2} \quad k = 1, 2, \dots, q \quad (3.13)$$

$$\rho_k = 0 \quad k > q \quad (3.14)$$

olacaktır. Otokorelasyon fonksiyonu q gecikmeden sonra sıfırdır ve MA(q) zaman serisi modelinin hafızası q kadardır.

3.2.1.3. Otoregresif-hareketli ortalama modelleri

Bazı zaman serilerinin dinamik yapısını tanımlayabilmek için oluşturulan AR (p) ve MA (q) modellerinin derecesi oldukça yüksek olabilmekte ve seriyi yeterince iyi temsil edememektedir. Bu zorluğun üstesinden gelebilmek için otoregresif-hareketli ortalama metodu geliştirilmiştir. p 'inci dereceden otoregresif ve q 'uncu dereceden hareketli ortalama modellerinin bir karışımı olan ARMA(p, q) modeli:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + e_t + \sum_{j=1}^q \theta_j e_{t-j} \quad (3.15)$$

şeklinde ifade edilir. Burada μ sürecin ortalaması, ϕ_i otoregresif kısmının θ_j hareketli ortalama kısmının regresyon katsayıları ve e_t normal dağılmış ortalaması sıfır ve sabit bir varyansı olan rastgele değişkendir.

$\mu = 0$ varsayımı altında, k sayıda gecikme dikkate alınarak kovaryans:

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = E[y_{t-k}(\phi_1 y_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1})] \quad (3.16)$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} \quad k \geq 2 \quad (3.17)$$

şeklinde hesaplanır. Otokorelasyon fonksiyonu ise;

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \phi_1 - \frac{\theta_1 \sigma_e^2}{\gamma_0} \quad k = 1 \quad (3.18)$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \phi_1 \rho_{k-1} \quad k \geq 2 \quad (3.19)$$

olarak yazılabilir. ARMA modeli AR ve MA zaman serisi modellerinin birleşimi olduğu için otokorelasyon fonksiyonu MA bileşeninin özelliği olarak q gecikmeden sonra kesilmesi beklenirken AR bileşeninin etkisiyle p gecikmeden sonrası için azalan otokorelasyon davranışı beklenir.

3.2.1.4. Model seçim kriterleri

İncelenen süreç için oluşturulacak zaman serisi modelinin derecesini belirlemek için iki farklı yöntem vardır. Bunlardan ilki otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) fonksiyonlarını kullanmak diğeri ise bazı bilgi kriteri fonksiyonlarını kullanmaktır.

Otokorelasyon fonksiyonu bir diğeri deyişle korelogram genellikle hareketli ortalama zaman serisi modellerinde modelin derecesini belirlemek için kullanılır. MA(q) modelinin otokorelasyon fonksiyonu ρ_k , $k > q$ için sıfırdır veya q ' dan sonraki gecikmeler istatistiksel olarak anlamlı değildir. $k > q$ için otokorelasyon katsayısı sıfır veya istatistiksel olarak anlamlı bulunmazsa modelin derecesi için q değeri alınabilir.

Otoregresif zaman serisi modellerinin (AR(p)) derecesini belirlemek için ise kısmi otokorelasyonlar kullanılır. Kısmi otokorelasyonlar, diğeri zaman gecikmelerinin etkisi giderildiğinde (sabit kabul edildiğinde) y_t ile y_{t-k} arasındaki birlikteliğin derecesini ölçmede kullanılır. $\phi_{k,k}$ kısmi otokorelasyon katsayıları, ρ_k otokorelasyon katsayılarına bağlı olarak:

$$\phi_{1,1} = \rho_1 \quad (3.20)$$

$$\phi_{2,2} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \quad (3.21)$$

$$\phi_{k,k} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j} \quad k = 3, 4, \dots \quad (3.22)$$

denklemleriyle hesaplanır. Burada $\phi_{k,j}$ 'ler:

$$\phi_{k,j} = \phi_{k-1,j} - \phi_{k,k}\phi_{k-1,k-j} \quad j = 1, 2, \dots, k-1 \quad (3.23)$$

denklemleriyle ardışık olarak hesaplanır. AR(p) zaman serisi modellerinde $k > p$ için $\phi_{k,k} = 0$ veya bir başka ifade ile p gecikmeden sonra istatistiksel olarak anlamlı kısmi otokorelasyon yoktur. Normal dağılım için %5 anlamlılık düzeyinde $|\phi_{k,k}| > 1,96/\sqrt{N}$ ise kısmi otokorelasyon katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunur. $k > p$ için kısmi otokorelasyon katsayısı sıfır veya istatistiksel olarak anlamlı bulunmazsa modelin derecesi için p değeri alınabilir.

Ne otokorelasyonlar ne de kısmi otokorelasyonlar belirli bir noktada kesilmiyorsa bu durumda ARMA modeli uygun olacaktır. Modelin AR ve MA bileşenlerinin dereceleri sırasıyla, kısmi otokorelasyon fonksiyonundan ve korelogramdan belirlenir. AR ve MA bileşenlerinin dereceleri ayrı ayrı belirlendikten sonra Akaike bilgi kriteri (A.I.C) ile modelin uyumu ölçülür:

$$AIC(p, q) = N \ln(\sigma_e^2) + 2(p + q) \quad (3.24)$$

Bu ifadedeki σ_e^2 terimi kurulan modeli gözlenen seriden çıkardıktan sonra elde edilen kalıntı teriminin varyansı olmaktadır. Bu ifadede $q = 0$ olduğunda otoregresif, $p = 0$ olduğunda test edilen modelin hareketli ortalama zaman serisi modeli olduğu görülebilir.

Alternatif modeller arasında Akaike bilgi kriterini en küçük değer yapan $p + q$ değeri modelin derecesini verir.

Uygun zaman serisi modeli seçildikten sonra modelin yeterliliğinin kontrol edilmesi gerekir. Model doğru bir şekilde tanımlanmışsa, kurulan modelin gözlenen seriden çıkarılmasından sonra elde edilen kalıntı teriminin (e_t) bir temiz dizi sürecine benzemesi gerekir. Bu amaçla iki ayrı kontrol yapılmaktadır.

Bunlardan birincisi kalıntıların gerçekte rastgele sayılar olup olmadığının testidir. Eğer kalıntılar temiz bir dizi sürecine benziyorsa kalıntıların her biri diğeriyle yaklaşık olarak korelasyonsuz olması beklenir. Kalıntıların (3.25) denklemiyle hesaplanan örneklem otokorelasyon fonksiyonu $k \geq 1$ için sıfıra yaklaşacaktır:

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^N e_t e_{t-k}}{\sum_{t=1}^N e_t^2} \quad (3.25)$$

Hesaplanan otokorelasyonların istatistiksel anlamlılıkları $\pm 1,96/\sqrt{N}$ sınırları ile kontrol edilir. Korelasyonlar bu sınırlar arasında kalıyorsa bağımsız dağılım kabulü yapılabilir.

Eğer kalıntıların rastsal değişkenler olduğu sonucu elde edilirse kalıntıların normal dağılıp dağılmadığı kontrolüne geçilir. Kalıntıların normal dağılıma uyup uymadığını test etmek için χ^2 (ki-kare) ve Olasılık Çizgisi Korelasyon Katsayısı (PPCC) testi kullanılabilir.

Ki-Kare Testi: Gözlenen değişkenlerin frekansları ile teorik (beklenen) frekanslar arasındaki farkların istatistiksel olarak anlamlılığını ölçmekte ki-kare testi kullanılabilir. Artı ve eksi sapmaların toplamının sıfır olmasını engellemek amacıyla sapan değerlerin kareleri alınarak karesel ki-kare büyüklüğü elde edilir:

$$\chi^2 = \sum \frac{(Sapma)^2}{Teorik\ frekans} \quad (3.26)$$

Ki-kare testi, bir değişkenin gözlenen frekansının teorik olarak olması gereken (beklenen) frekanslara uygunluk gösterip göstermediğini ortaya koymada yararlanılan bir testtir (Canküyer ve Aşan, 2005).

n adet elemanı olan örnek, m adet sınıf aralığına ayrılarak incelenir. Buna göre i. sınıfa düşen gözlem sayısı n_i olup;

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(G_i - B_i)^2}{B_i} \quad (3.27)$$

istatistiğinin serbestlik derecesi örneklemdeki sınıf sayısının bir eksiğine eşittir ($v = m - 1$). Burada G_i , i. sınıfa düşen değerlerin gözlenme frekansı, B_i ise dağılımın normal dağılım olması durumunda i. sınıfta gözlenmesi gereken verilerin frekansını gösterir. Eğer hesaplanan χ^2 değeri, mevcut serbestlik derecesindeki ($v = m - 1$) ve seçilen α güven düzeyindeki (örnek olarak $\alpha = 0,05$) kritik χ^2 değerinden daha küçük ise gözlenen frekansın teorik frekansa uyum gösterdiği kabul edilir.

Olasılık Çizgisi Korelasyon Katsayısı Testi (PPCC): Olasılık çizgisi korelasyon katsayısı testi χ^2 testine göre daha güçlüdür. Bu testte küçükten büyüğe doğru sıralanmış örnekteki her bir x_i elemanı için Blom (1958)' un önerdiği:

$$F(x_i) = \frac{i - 0.375}{N + 0.25} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3.28)$$

küçük kalma olasılıkları hesaplandıktan sonra bu olasılıklara karşılık gelen, z_i (normal dağılım için) standart normal değişken değeri bulunur. Bu şekilde belirlenen (x_i, z_i) çiftleri arasında;

$$r_{x,y} = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(z_i - \bar{z})}{\left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^N (z_i - \bar{z})^2 \right]^{1/2}} \quad (3.29)$$

ile $r_{x,z}$ korelasyon katsayısı hesaplanır. Bu katsayının değeri, N eleman sayısına ve aşılma olasılığına (α) bağlı olarak tablo haline getirilmiş r_{kr} değerinden büyük olması halinde verilerin istenilen dağılıma uyduğu hipotezi kabul, küçük olması halinde reddedilir.

Kalıntıların normal dağılmış bağımsız rastgele değişkenler olduğu bahsedilen istatistiksel testlerin yardımıyla kabul ediliyorsa seçilen modelin uygun olduğu sonucuna varılabilir.

3.2.1.5. Akarsu akımlarında stasyonerlik

Temel matematiksel-istatistiksel özellikleri verilen zaman serisi modellerinin oluşturulma aşamasında stasyonerlik (durağanlık) önemli bir yer tutar. Çünkü, değişkenin gelecekteki davranışını tahmin etmekte de kullanılabilen bu modeller, seriyi meydana getiren temel sürecin dinamiklerinin zamanla değişmediğini varsayarlar. Bu bölümde stasyonerlik kavramı ve zaman serilerinde stasyonerliğin araştırılması için geliştirilen yöntemler tanıtılacaktır.

Durağanlık bir serinin beklenen değeri (ortalama) ve varyansının sistematik bir değişme göstermeyerek sabit olması, kovaryansının da zamandan bağımsız olarak yalnızca gecikme değerine bağlı olduğu istatistiksel bir denge durumudur. Zaman serisi modelleri, genellikle durağanlık kabulüne dayanılarak geliştirildikleri için, zaman serilerinde istatistiksel yöntemlerin uygulanıp doğru sonuçların elde edilebilmesi ancak durağan serilerde mümkündür. Bu nedenle durağan olmayan serilerde zaman serisi yöntemleri ile elde edilen istatistikî sonuçlar güvenilir olmayacaktır.

Stasyonerlik tam ve zayıf stasyonerlik olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Eğer bir zaman serisi olan $\{y_t\}$ ve bu zaman serisinin elemanları olan $\{y_{t_1}, \dots, y_{t_k}\}$ 'nin ortak dağılımı, tüm t değerleri için $\{y_{t_1+t}, \dots, y_{t_k+t}\}$ 'nin ortak dağılımına eşitse $\{y_t\}$ zaman serisi *tam stasyoner*dir. Burada k rastgele bir tamsayı olup, $\{t_1, \dots, t_k\}$ kümesi k adet tamsayıdır. Bir başka deyişle, tam stasyonerlik için $\{y_{t_1}, \dots, y_{t_k}\}$ 'nin ortak dağılımı zamanla değişmemesi gerekir. Bu ampirik olarak kanıtlanması oldukça zor olan güçlü bir şarttır. Bu nedenle stasyonerlik için daha basit bir şart aranır. Eğer $\{y_t\}$ zaman serisinin ortalaması ile l rastgele bir tamsayı olmak üzere y_t ve y_{t-l} arasındaki kovaryans zamanla değişmiyorsa $\{y_t\}$ zaman serisi *zayıf stasyoner*dir. Matematiksel olarak göstermek gerekirse, $E(y_t) = \mu$ sabit ve $Cov(y_t, y_{t-l}) = \gamma_l$ olup sadece l 'ye bağlıdır. Bu şart grafiksel olarak yorumlanacak olursa, y_t , T veriden oluşmak üzere sabit bir ortalama etrafında sabit varyansla saçılım gösteriyorsa ilk adımda serinin zayıf stasyonerliğe sahip olduğu söylenebilir. Ancak, serinin kesin

olarak zayıf stasyonerliğe sahip olup olmadığına yapılacak istatistiksel testlerden sonra karar verilebilir. Bu amaçla tez çalışmasında kullanılan test istatistikleri aşağıda verilmiştir.

3.2.1.6. Dickey-Fuller birim kök testi

Stasyonerliğin araştırılmasında korelogram ve değişkenin zamana bağlı grafiği önemli ipuçları sağlar. Ancak elde edilecek bu bilgiler oldukça sezgisel olup, modelleyicinin bu bilgilerden yararlanması bilgi ve tecrübesine oldukça bağlıdır. Bu nedenle stasyonerlik hakkında daha objektif bilgi elde edebilmek için istatistiksel testlerden yararlanılmalıdır.

Literatürde, stasyonerliğin araştırılmasında en çok kullanılan yöntemlerden birisi Dickey ve Fuller (Dickey ve Fuller, 1979) testidir. Dickey-Fuller (DF) durağanlık testi birim kök kavramına dayanır. Hareketli ortalama modelleri rastsal değişkenin geçmiş değerlerinin ağırlıklı ortalaması ile ifade edildiğinden, rastsal değişkenin sıfır ortalamaya ve sabit varyansa sahip olmasından ötürü Dickey-Fuller birim kök testi yalnızca otoregresif modellerde gerçekleştirilir.

Birinci dereceden bir otoregresif zaman serisi modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (3.30)$$

Burada, Y_t herhangi bir rastsal değişken ve e_t sıfır ortalamaya ve sabit bir varyansa sahip temiz dizidir. Eğer seriye ait ϕ_1 katsayısı $|\phi_1| \geq 1$ ise seri durağan dışı, aksi takdirde seri durağandır. Dickey-Fuller testi, ϕ_1 katsayısının 1' den büyük olup olmama durumunun incelendiği istatistiksel bir testtir. Denklem (3.30)' un her iki tarafından Y_{t-1} terimi çıkarılırsa;

$$Y_t - Y_{t-1} = \phi_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t \quad (3.31)$$

$$\Delta Y_t = (\phi_1 - 1) Y_{t-1} + e_t \quad (3.32)$$

denklemleri elde edilir. ϕ_1 katsayısının en küçük kareler tahmincisi $\hat{\phi}_1$ ve hata teriminin varyans tahmincisi $\hat{\sigma}_e^2$:

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{i=1}^N Y_{t-1} Y_t}{\sum_{i=1}^N Y_{t-1}^2} \quad (3.33)$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (Y_t - \hat{\phi}_1 Y_{t-1})^2}{N-1} \quad (3.34)$$

şeklinde hesaplanır. Dickey-Fuller tarafından geliştirilen $t_{\hat{\phi}_1}$ test istatistiği ile $\hat{\phi}_1$ teriminin istatistiksel anlamlılığı ölçülebilir:

$$t_{\hat{\phi}_1} = \frac{\hat{\phi}_1 - 1}{Sh_{\hat{\phi}_1}} = \frac{\sum_{t=1}^N Y_{t-1} e_t}{\hat{\sigma}_e \sqrt{\sum_{t=1}^N Y_{t-1}^2}} \quad (3.35)$$

Burada $Sh_{\hat{\phi}_1}$, tahmin edilen $\hat{\phi}_1$ parametresinin standart hatasıdır. Denklem (3.35) ile hesaplanan $t_{\hat{\phi}_1}$ değeri standart Student t-dağılımını takip etmez bunun yerine yine Fuller (1976) tarafından verilen dağılım tabloları kullanılarak aşağıdaki hipotezler sınanır:

$$H_0 : |\phi_1| \geq 1 \quad (\text{durağan dışılık için}) \quad (3.36)$$

$$H_1 : |\phi_1| < 1 \quad (\text{stasyonерlik için}) \quad (3.37)$$

Elde edilen $t_{\hat{\phi}_1}$, Fuller (1976) tablolarındaki kritik deęerlerle (τ_{kr}) karřılařtırılması sonucunda, eęer $t_{\hat{\phi}_1} < \tau_{kr}$ ise H_0 hipotezi reddedilir ve serinin duraęan olduęuna karar verilir. Aksi halde serinin duraęan dıřılıęına karar verilir.

Dickey-Fuller testi birinci dereceden otoregresif modellerinin yanında daha yksek dereceden otoregresif srelere de uygulanabilir. Bu sreler iin geliřtirilmiř test istatistięine ise Arttırılmıř Dickey-Fuller testi denir.

3.2.1.7. Arttırılmış Dickey-Fuller birim kök testi

İncelenen süreçte veri üretme süreci Denklem (3.1) gibi tanımlıysa;

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (3.38)$$

bu sürece aşağıdaki 1. dereceden otoregresif modelin kurulması sonucu:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \nu_t \quad (3.39)$$

elde edilecek ν_t terimi bağımsız ve rastsal dağılmaz, aksine (3.39) denkleminin (3.38) denkleminde yerine yazılması ile aşağıdaki gibi serisel korelasyona sahip olacaktır.

$$\nu_t = \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (3.40)$$

Arttırılmış Dickey Fuller (ADF) testini örnek bir AR (2) sürecinde göstermek gerekirse;

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + e_t \quad (3.41)$$

Bu denklemin sağ tarafına $\phi_2 Y_{t-1}$ terimi eklenip çıkarılırsa ve $\delta = \phi_1 + \phi_2$, $\beta_1 = -\phi_2$ ve $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ olmak üzere Denklem (3.41):

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_2 Y_{t-1} - \phi_2 Y_{t-1} + e_t \quad (3.42)$$

$$Y_t = \mu + (\phi_1 + \phi_2) Y_{t-1} - \phi_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + e_t \quad (3.43)$$

$$Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (3.44)$$

Denklem (3.44) haline dönüşür. Dikkate alınan süreç AR (2) ise birim kökün varlığını test etmek için izlenmesi gereken yol AR (1) süreciyle aynıdır. H_0 ve H_1 hipotezleri kurulduktan sonra t istatistiği, Denklem (3.44)' deki δ parametresi için hesaplanır ve kritik Dickey-Fuller test istatistikleri ile karşılaştırılır. (3.44) denklemi AR (p) süreci için genelleştirilecek olursa;

$$Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (3.45)$$

denklemi elde edilir. Bu eşitlik için yapılacak Dickey-Fuller Birim Kök testine Arttırılmış Dickey Fuller testi denir. Birim kökün varlığı AR (2) modelinde açıklandığı gibi δ parametresi için gerçekleştirilir.

3.2.1.8. KPSS birim kök testi

Y_t gözlenmiş bir zaman serisinin, $t = 1, 2, \dots, N$ olmak üzere stasyonerliği test edilmek istensin. Seri; trend, rastsal yürüyüş ve stasyoner hataların toplamı olarak aşağıdaki gibi lineer olarak ifade edilebilir (Wang, 2006):

$$Y_t = \beta t + r_t + e_t \quad (3.46)$$

burada, r_t :

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (3.47)$$

şeklinde rastsal yürüyüş, u_t bağımsız ve özdeş $N(0, \sigma_u^2)$ dağılan beyaz gürültü süreci, βt deterministik trend ve e_t durağan hata sürecidir.

Y_t sürecinin trend stasyoner olup olmadığını başka bir deyişle deterministik trend etrafında stasyoner olup olmadığını test etmek için oluşturulacak hipotezler:

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0 \quad (\text{stasyonerlik için}) \quad (3.48)$$

$$H_1 : \sigma_u^2 \neq 0 \quad (\text{durağan dışılık için}) \quad (3.49)$$

şeklindedir. Eğer σ_u^2 sıfıra eşit ise, Y_t serisi bir zaman trendine ve durağan hataların toplamı şeklinde ifade edilebilir ki, seriden trend denklemini çıkarılarak stasyoner bir seri elde edilebilir. Bu duruma trend stasyoner seri adı verilir. Kwiatkowski vd. (1992) tarafından Lagrange Çarpanına (LM) dayalı olarak geliştirilen KPSS test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanabilir:

$$KPSS = \frac{1}{N^2} \sum_{t=1}^N S_t^2 / \hat{\sigma}_e^2(p) \quad (3.50)$$

Burada S_t , e_t sürecinin parçalı toplamı, $\hat{\sigma}_e^2$ ise e_t sürecinin varyans tahmincisi olmak üzere;

$$S_t = \sum_{j=1}^t e_j \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (3.51)$$

$$\hat{\sigma}_e^2(p) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N e_t^2 + \frac{2}{N} \sum_{j=1}^p w_j(p) \sum_{t=j+1}^N e_t e_{t-j} \quad (3.52)$$

şeklinde hesaplanır. Burada p kesme gecikmesi, $w_j(p)$ özel pencere (window) (örn. Barlett penceresi $w_j(p) = 1 - j/(p+1)$) seçimine eşlik eden uygun ağırlık fonksiyonudur. Kurulan hipotezlerin kabulü veya reddedilmesi için, hesaplanan KPSS test istatistiği Kwiatkowski vd. (1992) çalışmasındaki kritik tablo değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan KPSS istatistiği kritik değerden büyükse sıfır hipotezi reddedilir.

ADF ve KPSS test istatistiğinde p ' nin belirlenmesi için aşağıdaki eşitlik kullanılabilir:

$$p = \text{int} \left[x (N/100)^{0.25} \right] \quad (3.53)$$

Burada $\text{int}[\cdot]$ parantez içindeki ifadeyi tamsayı haline getirir. x , günlük ve aylık seriler için 4 ve 12, yıllık akımlar için 1 değerlerini alırken N gözlem sayısını göstermektedir.

3.2.1.9. Akarsu akımlarında trend analizi

Akarsu akımlarında görülen durağan dışılığın sebeplerinden birisi akımlardaki azalma veya artma yönündeki eğilimdir. Eğer gözlenen değişkende zaman içinde artma veya azalma eğilimi var ise, serinin olasılık dağılımı zamanla sabit değildir, bir başka deyişle seri durağan değildir. Akarsu akımlarında uzun zaman diliminde görülen bu artma veya azalmanın sebepleri arasında; iklim değişikliği (yağış ve sıcaklık gibi meteorolojik parametrelerdeki değişimler), akarsu akım yatağındaki düzensizlikler, akarsuyun menba ve/veya mansabında yapılan su yapıları ve akarsu beslenimindeki sapmalar gösterilebilir.

Literatürdeki parametrik olmayan trend analizi yöntemleri parametrik trend testlerine göre daha uygundur. Çünkü klasik parametrik metotların verilere ait normallik, doğrusallık ve bağımsızlık gibi kabulleri hidrolojik verilerde geçerli olmayabilmektedir (Van Belle ve Hughes, 1984). Hidrolojide geçerlilikleri kanıtlanmış en yaygın kullanım alanı bulan parametrik olmayan trend analizi yöntemleri Mann-Kendall (MK), Spearman'ın R_o ve Sen' in T testidir.

Mann-Kendall Trend Testi:

Kendall (1938) çalışmasında, x ve y değişkenleri arasındaki monoton ilişkinin derecesini belirlemek için τ (Tau) istatistiğini önermiştir. Mann (1945) ise, Kendall' ın geliştirdiği yöntemin, dikkate alınan değişkenlerden birinin zaman, diğerinin ise rastsal bir değişken olması durumunda seride trendin varlığını araştırmada kullanılabileceğini göstermiştir (Wang, 2006).

Mann-Kendall testinde normallik şartının aranmaması nedeniyle değişkenlerdeki eğilimlerin varlığını araştırma konusunda hidroloji alanında birçok çalışmada kullanılmıştır (Kadioğlu, 1997; Kalaycı ve Kahya, 1998; Kosgf, 2001; Kahya ve Kalaycı, 2004; Tao vd., 2011; Ye vd., 2011; Zhang vd., 2011a).

Gözlenen akarsu akımlarının $\{x_1, \dots, x_N\}$, bağımsız ve özdeş dağıldığını savunan H_0 hipotezi altında S test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (3.54)$$

Burada;

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1, & x_j - x_i > 0 \\ 0, & x_j - x_i = 0 \\ -1, & x_j - x_i < 0 \end{cases} \quad (3.55)$$

olup, τ istatistiği (3.56) denklemi ile hesaplanır:

$$\tau = \frac{2S}{N(N-1)} \quad (3.56)$$

Kendall (1975), S istatistiğinin asimptotik olarak normal dağılıma sahip olduğunu ve varyansının aşağıdaki gibi hesaplanabileceğini göstermiştir:

$$\text{Var}(S) = \frac{1}{18} \left[N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5) \right] \quad (3.57)$$

Burada, N veri sayısı, m veri seti içindeki eşit grup sayısı ve t_i ise i . gruba ait veriyi göstermektedir. Literatürde bazı çalışmalarda (Önöz ve Bayazıt, 2003; Zhang vd., 2006; Zhang vd., 2011b) (3.57) denklemindeki eşit grupların S istatistiğine olan etkisini gösteren $\sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)$ ifadesi göz ardı edilmiştir.

S istatistiğinin, $N=10$ için dahi normal dağılıma sahip z test istatistiği:

$$z = \begin{cases} \frac{(S-1)}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{(S+1)}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (3.58)$$

şeklinde hesaplanır ve eğer $|z|, \alpha$ anlamlılık düzeyi için bulunan z_{kr} değerinden küçük ise $(|z| < z_{kr})$ trendin olmadığını savunan H_0 hipotezi kabul edilir. Hesaplanan z test istatistiği, istatistiksel olarak anlamlı bulunursa pozitif S değeri artan bir trendin, negatif S değeri ise azalan bir trendin varlığına işaret eder. S değeri mutlak değerce ne kadar artarsa serinin eğimi de o denli artar.

Spearman'ın Trend Testi:

Akarsu akım serisi ile zaman arasında korelasyonun araştırıldığı bu test istatistiği Spearman sıra korelasyon katsayısına dayanır. Spearman korelasyon katsayısı:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N (D_i)^2}{N(N-1)} \quad (3.59)$$

şeklinde hesaplanır. Burada D_i verilere ait sıra numaraları (*Rank*) arasındaki farktır. Kx_i ve Ky_i sırasıyla, gözlenen x_i ve y_i değişkenlerinin kronolojik sıralamadaki derecesini gösterir. Örneğin $\{4,8,3,10\}$ gibi gözlenen bir serinin kronolojik derecesi $(2,3,1,4)$ olacaktır. Sıra numaraları arasındaki fark $D_i = Kx_i - Ky_i$ şekilde hesaplanır ve H_0 trend yoktur hipotezine karşılık H_1 trend vardır hipotezi kurulur. Test istatistiği;

$$t_t = r_s \left[\frac{N-2}{1-r_s^2} \right]^{0.5} \quad (3.60)$$

şeklinde hesaplanır ve α anlamlılık düzeyi $\nu = N - 2$ serbestlik derecesine sahip kritik Student-t dağılımından t_{kr} ile karşılaştırılır. Hesaplanan t_t mutlak değerce t_{kr} ' ten büyükse ($|t_t| > t_{kr}$), H_0 hipotezi reddedilir.

Sen' in Eğim Tahmincisi

Eğer incelenen akarsu akımlarında trendin varlığı Mann-Kendall ve/veya Spearman trend analizleri ile ortaya konulursa, eğimin birim zamandaki değişimi için Sen (1968) tarafından önerilen non-parametrik eğim tahmincisi kullanılabilir. n dikkate alınan akım verilerinin sayısı olmak üzere, veri çiftleri arasında $N = n(n-1)/2$ adet eğim değeri aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3.61)$$

Hesaplanan bu eğim değerleri küçükten büyüğe sıralanırsa, sıralı bu değerlerin medyanı Sen' in eğim tahmincisini verir. Veri sayısının tek ve çift olması durumunda medyan değerleri sırasıyla:

$$Q_{medyan} = Q_{(N+1)/2} \quad (3.62)$$

$$Q_{medyan} = \frac{1}{2} [Q_{N/2} + Q_{(N+2)/2}] \quad (3.63)$$

formülleriyle hesaplanır. Hesaplanan eğimin alt ve üst limitlerini bulabilmek için aşağıdaki parametre hesaplanır:

$$C_{\alpha} = Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(S)} \quad (3.64)$$

Burada, $Z_{1-\alpha/2}$, α anlamlılık düzeyinde standart normal değişkendir. $\text{Var}(S)$ ise (3.57) denklemiyle hesaplanır. Daha sonra alt ve üst eğim değerlerini belirten M_1 ve M_2 :

$$M_1 = (N - C_{\alpha}) / 2 \quad (3.65)$$

$$M_2 = (N + C_{\alpha}) / 2 \quad (3.66)$$

hesaplanır. Güven aralığının $Q_{\min}$ ve $Q_{\max}$ alt ve üst sınırları, N adet sıralı Q_i eğim tahmininden sırasıyla M_1 . ve $M_2 + 1$. eğimlerine karşılık gelir (Tabari ve Talaee, 2011).

3.2.1.10. Akarsu akımlarında mevsimsellik

Mevsimsel etki, incelenen zaman serisinde yılın belirli zamanında görünen ve her yıl tekrarlayan belirli etkileri ifade etmektedir. Mevsimsellik analizi, bir zaman serisinde mevcut bulunan dinamik ilişkileri görmek için uygun bir yöntemdir. Bu yöntemde; her bir sezona, mevsime, döneme vb. ait ortalamalar, varyanslar, ekstrem değerler ve olasılık dağılımları incelenerek, dönemlere ait bu parametrelere dayanarak havzalara ait süreç dinamikleri hakkında fikir sahibi olunabilir. N yıl boyunca gözlenmiş günlük veriler, artık yılların göz ardı edilmesi¹ ile aşağıdaki matris formunda yazılabilir:

$$Y = \begin{bmatrix} y_{1,1} & y_{1,2} & \cdots & y_{1,365} \\ y_{2,1} & y_{2,2} & \cdots & y_{2,365} \\ \cdots & \cdots & y_{j,i} & \cdots \\ y_{N,1} & y_{N,2} & \cdots & y_{N,365} \end{bmatrix} \quad (3.67)$$

Yukarıdaki şekilde düzenlenmiş matrisin birinci sütununun ortalaması, N yıla ait zaman serisinin birinci gününün ortalamasını verecektir. Mevsimsellik analizinde kullanılabilecek bazı temel istatistikler aşağıda verilmiştir:

$$\text{Ortalama: } \bar{y}_i = \frac{1}{N} \sum_{j=i}^N y_{j,i} \quad (3.68)$$

$$\text{Standart sapma: } s_i = \left(\frac{1}{N} \sum_{j=i}^N (y_{j,i} - \bar{y}_i)^2 \right)^{0.5} \quad (3.69)$$

$$\text{Varyasyon katsayısı: } CV_i = \frac{s_i}{\bar{y}_i} \quad (3.70)$$

Yukarıda verilen temel istatistikler yardımıyla tüm süreç boyunca (N) yıl içinde gözlenmiş değerlerin mevsimsel davranışını görmek ve havza dinamikleri üzerinde

¹ Yapılan ön incelemeler sonucunda artık yıllarda gözlenen verilerin dikkate alınmaması analiz sonuçlarında herhangi önemli bir etki meydana getirmemiştir

karşılaştırmalı analiz yapmak mümkün olmaktadır. Ayrıca, süreçlere ait histogramlar da karşılaştırılarak verilerin mevsimsel dağılımı hakkında faydalı bilgiler edinmek de mümkündür.

İncelenen süreçlerde stasyonerliğin olmadığına ve hangi tür nonstasyonerliğin olduğuna yukarıdaki istatistiksel testlerle ve matematiksel analizlerle karar verildikten sonraki aşamada, nonlinear zaman serisi modellerinin dayandığı temel varsayımlardan olan stasyonerliğin sağlanması gerekmektedir. Stasyonerliği sağlamak için yaygın kullanım alanı bulan metotlar, Box-Cox dönüşümü, lineer ve nonlinear trend denklemi elde etme, düzgünleştirme (*smoothing*), Fourier serisi uygulama ve fark alma (*differencing*) olarak sayılabilir. Bazı durumlarda, aşağıda açıklanan bu yöntemlerden biri yeterliyken, bazı durumlarda birkaçının beraber uygulanması gerekebilmektedir.

3.2.1.11. Stasyonerlik için yöntemler

Box-Cox Dönüşümü: Tukey (1957) çalışmasında, dönüştürülecek değerlerin gözlenmiş değerlerin izin verilen belirli aralıkta monoton fonksiyonları olduğu bir üstsel dönüşüm takımı tanımlamıştır. y_t zaman serisini ve u gözlemleri tanımlamak üzere:

$$y_t = \log(u) \quad \lambda = 0 \quad (3.71)$$

$$y_t = u^\lambda \quad \lambda \neq 0 \quad (3.72)$$

önerilen bu dönüşümde, Box ve Cox (1964) tarafından $\lambda = 0$ 'daki süreksizliği gidermek için aşağıdaki dönüşüm geliştirilmiştir. Burada λ parametresi $(-1,1)$ aralığında değişen değerler alabilir ve elde edilen dönüşüm sürekliliğe sahiptir (Sakia, 1992).

$$y_t = \frac{u^\lambda - 1}{\lambda} \quad \lambda \neq 0 \quad (3.73)$$

$$y_t = \log(u) \quad \lambda = 0 \quad (3.74)$$

Trend denklemi elde etme: Hidrolojik zaman serilerinde durağan-dışılığın nedeni olarak çoğunlukla trend (deterministik veya stokastik) ve mevsimsel hareketlerin varlığı ileri sürülmüştür. Bu nedenle trend ve mevsimsel etkiler uygun bir yöntemle seriden ayrılarak durağanlık elde edilebilir. Mevsimsel hareketlerin bulunmadığı bir zaman serisi modeli:

$$Y_t = \eta_t + e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.75)$$

şeklinde yazılabilir. Burada t bir zaman değişkeni, e_t durağan bir stokastik süreç ve Y_t deterministik bir zaman trendidir. Burada Y_t 'nin ortalamasının η ' e bağlı olarak

zaman içinde arttığı, yani durağan kalmadığı söylenebilir. Bu tip trende deterministik trend adı verilir. Y_t zaman serisi sürekli ve zamanla doğrusal olarak artıyorsa doğrusal eğilim adını alır ve aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$Y_t = a + bt + e_t \quad (3.76)$$

Açıkça görüleceği üzere Y_t , b 'nin işaretine bağlı olarak aşağıya veya yukarıya doğru eğilim gösterecektir. a ve b katsayıları en küçük kareler yöntemiyle bulunabilir. Y_t , zamana göre çok değerli değişim de gösterebilir:

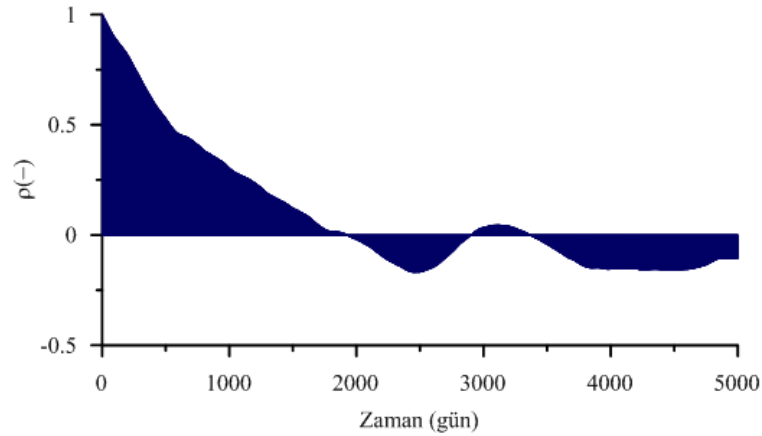
$$Y_t = a_0 + a_1t + a_2t^2 + \dots + a_mt^m + e_t \quad (3.77)$$

Burada, $a_i = 0, 1, 2, \dots, m$ katsayıları sabit olup eldeki gözlenmiş seriden en küçük kareler yöntemiyle bulunabilir. Bu şekilde hesaplanacak doğrusal denklem süreçten çıkarılınca durağan temiz dizi elde edilir.

Durağan-dışılığın bir başka nedeni de stokastik trend olabilir. Bu durum ise;

$$Y_t = Y_{t-1} + \alpha + e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.78)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada e_t ortalaması sıfır ve sabit σ^2 varyansla normal dağılan Gaussian temiz-dizidir. Y_t zaman serisi, α 'nın işaretine bağlı olarak aşağıya veya yukarıya doğru trend yapar. Bu zaman serisi, stokastik trend değişkeni etrafındaki stokastik dalgalanmalar tarafından açıklandığından durağan değildir. Böyle bir zaman serisine ait otokorelasyon fonksiyonu (ACF) sıfıra çok uzun gecikmelerden (*lag*) sonra sıfıra yakınsar. Şekil 3.7' de ortalaması sıfır ve varyansı bir olan rastsal değişkene ve stokastik trende sahip zaman serisine ait otokorelasyon fonksiyonunun zamanla değişimi görülmektedir. Görüldüğü gibi otokorelasyon fonksiyonu ilk olarak 1925 gün sonra sıfır noktasını kesmiştir.



Şekil 3.7. Stokastik trendte sahip bir zaman serisinin korelasyon fonksiyonu

Denklem (3.78)' deki gibi stokastik zaman trendine sahip zaman serilerinde durağanlık aşağıda açıklandığı gibi fark alma yöntemi ile sağlanabilir. Bazı zaman serilerinde ise hem deterministik hem de stokastik trend beraber bulunabilir. Böyle bir zaman serisi:

$$Y_t = Y_{t-1} + \alpha + bt + e_t \quad (3.79)$$

şeklinde ifade edilebilir ve hem trend denkleminin belirlenmesi hem de fark alma yönteminin uygulanması gerekir.

Fark Alma Yöntemi: Durağan dışılığı gidermenin diğer bir yolu ise fark işlemcisidir. Orijinal seride fark almayı, her gözlem arasındaki değişim olarak düşünmek mümkündür. Bir zaman serisi Y_t için mevsimsel fark:

$$\Delta_d Y_t = Y_t - Y_{t-d} = (1 - B^d)Y_t \quad (3.80)$$

şeklinde hesaplanabilir. Geleneksel fark alma yönteminde $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ilk fark olarak adlandırılır ve farkı alınan serinin $N-1$ adet elemanı kalır. d kadar farkı

alınarak durağan yapılan seriye “ d . dereceden entegre seri” denilir ve $I(d)$ şeklinde gösterilir. Ayrıca, periyodik mevsimselliğin etkin olduğu hidrolojik zaman serilerinde Fourier yöntemiyle periyodikliği gidermenin yanında mevsimsel fark alma işlemi de uygulanabilmektedir. Yıllık periyodikliğin etkin olduğu varsayımsal bir hidrolojik zaman serisinde durağanlık:

$$\Delta_{12}Y_t = Y_t - Y_{t-12} \quad (3.81)$$

şeklinde sağlanırsa, yeni kurulacak zaman serisi modellerinde yeni $\Delta_{12}Y_t$ zaman serisi dikkate alınmalıdır. Aynı şekilde 6 aylık, 3 aylık ve aylık zaman serisi de benzer şekilde durağanlaştırılabilir. Mevsimsel etkinin arındırılarak durağanlığı elde etmede etkili bir diğer yöntem de Fourier Serisini elde etmek ve bunu seriden çıkarmaktır.

Fourier Serisi Analizi: Zaman serilerinin diğer bir deterministik bileşeni olan periyodikliğin ortaya çıkışında iklim, insan etkileri ve su yapıları gibi değişik faktörler etkili olur. Periyodikliğin seriden ayrılması için fark alma yönteminin yanında spektral analiz, frekans analizi veya harmonik analizi olarak da bilinen Fourier Serisi Analizi kullanılabilir.

Periyodik bir zaman serisinin değişik şiddet ve frekanslı sinüs ve kosinüs eğrilerinin bir süperpozisyonu olarak elde edilebileceği kabul edilebilir. Sonlu bir zaman serisine aşağıdaki gibi yaklaşım sağlanabilir:

$$Y_t = \frac{a_0}{2} + \sum_{m=1}^{N/2} \left(a_m \cos \frac{2\pi m}{N} t + b_m \sin \frac{2\pi m}{N} t \right) \quad (3.82)$$

Burada N periyot olmaktadır. a_m ve b_m ise;

$$a_m = \frac{2}{N} \sum_{m=1}^N \left(Y_t \cos \frac{2\pi m}{N} t \right) \quad (3.83)$$

$$b_m = \frac{2}{N} \sum_{m=1}^N (Y_t \sin \frac{2\pi mt}{N}) \quad (3.84)$$

denklemleri ile belirlenir. Periyodikliğin belirlenmesinin ardından:

$$\hat{Y}_t = Y_t - \left\{ \frac{a_0}{2} + \sum_{m=1}^{N/2} (a_m \cos \frac{2\pi m}{N} t + b_m \sin \frac{2\pi m}{N} t) \right\} \quad (3.85)$$

şeklinde seriden çıkarılır. $\hat{Y}_t$ artık durağan bir zaman serisidir (Sprott, 2003).

3.2.2. Akarsu akımlarında uzun dönemli hafıza analizi

Akarsu akım serilerinde bazı dönemlerde akımlar, ortalamanın üzerinde ve ortalamanın altında olmak üzere uzun yıllar boyunca gözlenebilmektedir. Akım verilerindeki bu özelliği ilk olarak Hurst (1951), Afrika’ daki Albert Gölü’ nden (Kongo) kaynaklı akarsu akımlarını incelediğinde gözlemlemiştir. Bu çalışmada, 1920 ve 1926 yılları arasında 7 yıllık süre boyunca, 1903-1946 yıllarını dikkate alarak hesaplanan ortalama akımdan düşük akımlar gözlenmiştir. Gözlenen değerlerin ortalama değerden düşük ve yüksek olma eğilimi göstermesine uzun-dönemli kararlılık adı verilir (Bhattacharya, 1997). Bu uzun-dönemli kararlılığın oluşmasında ise sürece ait uzun-dönemli hafıza önemli yer tutmaktadır. Gözlenen zaman serisinin elemanları arasındaki içsel bağımlılık çok uzun gecikmelerden sonra sıfıra yaklaşıyorsa, uzak gözlemler arasında istatistiksel bir ilişkinin varlığından söz edilebilir. Bir sistemdeki hafızanın ne kadar uzun süreli olduğu veya sistemin kararlılık/kararsızlık gibi özelliklerinin belirlenmesi için hidrolojide geliştirilmiş yöntemler mevcuttur. Sezgisel (grafiksel), parametrik ve yarı-parametrik olan bu yöntemlerden yaygın kullanım alanı bulan sezgisel-grafiksel yöntemlerden olan otokorelasyon fonksiyonu analizi ve klasik *R/S (rescaled adjusted range)* istatistiği uzun dönemli hafıza araştırmasında kullanılacaktır.

3.2.2.1. Otokorelasyon fonksiyon analizi

Uzun dönemli hafıza varlığında otokorelasyon fonksiyonu uzun gecikmelerden sonra sıfıra yaklaşacaktır. Bu gecikme kısa dönem hafızaya sahip ARMA modellerinin otokorelasyon fonksiyonlarındaki üssel azalmadan yavaş olacaktır. Eğer böyle bir azalış söz konusu ise uzun dönemli hafıza varlığına ait ilk bulgular elde edilmiştir denilebilir. Bu nedenle böyle bir azalmanın varlığını inceleyebilmek için zaman serisi için oluşturulan teorik ARMA modeline ait otokorelasyon fonksiyonu ile gözlenen otokorelasyon fonksiyonunun karşılaştırılması modelleyiciye süreç hakkında bilgi sağlayacaktır (McLeod, 1975).

3.2.2.2. Klasik R/S analizi

İlk kez Hurst (1951) tarafından geliştirilen bu analiz ile bir sistemdeki hafıza uzunluğunun sınırı ve sistemin kararlılığı/kararsızlığı hakkında bilgi edinmek mümkün olmaktadır (Li vd., 2008; Xu vd., 2008; Xu vd., 2010). Hurst parametresinde örneklem standart sapması ile aralık (*range*) beraber dikkate alınarak hidrolojik serilerin uzun dönem bağımlılık içerip içermedikleri incelenebilir. Hurst parametresi:

$$(R_M / S_M) = (M / 2)^h \quad (3.86)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Burada M zaman penceresi (*time window*) ve N veri sayısı olmak üzere $1 \leq M \leq N$, R_M fonksiyonu aralık istatistiği, h Hurst katsayısı ve (R_M / S_M) ise yeniden ölçeklendirilmiş aralıktır (*re-scaled range*). x_i , zaman serisinin i . gözlemi olmak üzere ($i = 1, 2, \dots, M$):

$$S_M = M^{-\frac{1}{2}} \left\{ \sum_{i=1}^M (x_i - \bar{x}_M)^2 \right\}^{0.5} \quad (3.87)$$

$$R_M = \max_{1 \leq k \leq M} \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}_M) - \min_{1 \leq k \leq M} \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}_M) \quad (3.88)$$

şeklinde hesaplanır ve Hurst katsayısı (3.86) denkleminin her iki yanının logaritması alınarak aşağıdaki gibi bulunabilir:

$$h = \text{Log}(R_M / S_M) / \text{Log}(M / 2) \quad (3.89)$$

Yapılan çalışmalar göstermiştir ki uzun dönemli kararlılık için h değeri 0.5 ile 1 arasında olmalıdır ($0.5 < h < 1$). h değeri 1' e ne kadar yakın ise uzun dönem hafızanın o kadar kuvvetli olduğu söylenebilir. h değerinin 0.5' ten küçük olduğu durumlarda tersine kararlılık söz konusudur. Örneğin sistemde artan yönde trend var ise, l gecikme uzunluğu olmak üzere, $\text{Log}(R_M / S_M)$ ile $\text{Log}(l)$ arasında çizilecek olan grafikten belirlenecek hafıza döneminin ötesinde sistemde azalan yönde (tersine kararlılık) trend beklenenecektir. h değeri 0.5' e eşit ise sürecin tamamen stokastik olduğuna karar verilir (Ng vd., 2007)

3.2.2.3. Bütünleşik varyans analizi

Hurst parametresinin hesaplanmasında kullanılan bir diğer yöntem bütünleşik varyans analizidir. $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ bağımsız ve özdeş dağılan bir zaman serisini göstermek üzere serinin ortalamasının varyansı aşağıdaki şekilde hesaplanabilir:

$$Var(\bar{X}) = Var\left[\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_N}{N}\right] \quad (3.90)$$

$$Var(\bar{X}) = Var\left[\frac{X_1}{N} + \frac{X_2}{N} + \dots + \frac{X_N}{N}\right] \quad (3.91)$$

$$Var(\bar{X}) = \frac{1}{N^2} Var(X_1) + \frac{1}{N^2} Var(X_2) + \dots + \frac{1}{N^2} Var(X_N) \quad (3.92)$$

Süreç bağımsız ve özdeş dağıldığı için X_i ’ ler eşit ve sabit σ^2 varyansına sahip olacaktır. Bu durumda;

$$Var(\bar{X}) = \frac{1}{N^2} [\sigma^2 + \sigma^2 + \dots + \sigma^2] \quad (3.93)$$

$$Var(\bar{X}) = \frac{1}{N^2} [N\sigma^2] \quad (3.94)$$

$$Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{N} \quad (3.95)$$

örneklem ortalamasının varyansı (3.95) denklemiyle hesaplanacaktır. Son eşitlik, örneklem sayısı arttıkça hesaplanacak örneklemin ortalamasının varyansı azalacağını göstermektedir. Bu ise örneklemden hesaplanan ortalamanın, örneklemin çekildiği toplum ortalamasına yaklaşacağını anlamına gelmektedir. Fakat uzun hafızanın etkin olduğu süreçlerde Beran (1994) örneklem ortalamasının varyansının:

$$Var(\bar{X}) = C \cdot N^{2H-2} \quad (3.96)$$

şeklinde değiştiğini kanıtlamıştır. $C > 0$ şeklinde bir sabit, H ise Hurst katsayısıdır. Bu yöntemde H parametresi aşağıdaki şekilde hesaplanabilir (Beran, 1994).

1. İncelenen akarsu akım verisi her birinin uzunluğu k ($2 \leq k \leq N/2$) olmak üzere m adet alt seriye ayrılır ve her birinin ortalaması $\bar{x}_1(k)$, $\bar{x}_2(k)$, ..., $\bar{x}_m(k)$ hesaplanarak tüm alt serilerin ortalamalarının ortalaması:

$$\bar{x}(k) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \bar{x}_j(k) \quad (3.97)$$

denklemleriyle belirlenir.

2. m adet örneklem ortalamasının varyansı $s^2(k)$:

$$s^2(k) = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (\bar{x}_j(k) - \bar{x}(k))^2 \quad (3.98)$$

hesaplanır.

3. İlk iki adım farklı k değerleri için tekrarlanır ve $\log s^2(k)$ ile $\log(k)$ saçılım diyagramı çizilir ve en küçük kareler yardımıyla doğru denklemi hesaplanır. Bu doğrunun eğimi negatiftir ve $2H - 2$ 'ye eşittir. Bu eşitlikten H değeri kolaylıkla bulunabilir. Doğrunun eğimi maksimum -2, minimum 0'dır. Eğer süreç rastsal ise, doğrunun eğimi -1 ve $H = 0.5$ olacaktır.

3.2.3. Akarsu akımlarında heteroskedastisite

Akarsu akımlarında belirli dönemlerde görülen, büyük dalgalanmaların büyük dalgalanmaları ve küçük dalgalanmaların küçük dalgalanmaları izlemesi, akarsu akımlarını üreten süreç dinamiklerinde belirsizlik yapısının geçmiş gözlem verilerine bağımlı olup olmaması sorusunu düşündürmektedir. Finans literatürde ARCH (auto-regressive conditional heteroscedastic) etkisi olarak adlandırılan bu etki hidroloji biliminde hak ettiği ilgiyi görememiştir. Oysaki, akarsu ve taşkın koruma yapılarının boyutlandırılmasında varyansın sabit olmamasından kaynaklanan risk ve belirsizliklerin analizinde ARCH modelleri modelleyiciye güçlü kaynaklar sunmaktadır. Özellikle, belirsizliklerin şiddetinin yıl içinde hangi dönemlerde nasıl değiştiğinin belirlenmesinde ARCH modelleri etkin bir yaklaşım sunmaktadır.

Varyans değişkenliği ve/veya varyansın zamanın bir fonksiyonu olarak sabit olmaması olarak adlandırılabilir heteroskedastisitenin varlığının araştırılmasında, elde edilen akarsu akım verileri için oluşturulan zaman serisi modelinden elde edilen kalıntılar önem kazanmaktadır. Çünkü kurulan zaman serisi modeli, gözlenen veride var olan matematiksel ilişkiyi bir dereceye kadar temsil edebilmektedir. Ancak, oluşturulan bu model ile veriyi oluşturan dinamik süreçteki nonlinear ilişkilerin çoğu veya bir kısmı model kalıntılarında saklı kalmaktadır. İlk olarak Engle (1982) tarafından önerilen ARCH modeli ve daha sonra Bollerslev (1987) tarafından geliştirilen GARCH modelleri, kalıntıların karelerini temel alarak süreç dinamiklerindeki bu nonlinear ilişkiyi modelleyebilmektedirler. ARCH etkisinin varlığı çeşitli istatistiksel testler yardımıyla ortaya konabilir. Bu testler başlıca, Park testi (Park, 1966), Glesjer testi (Glesjer, 1969), McLeod-Li testi (McLeod ve Li, 1983) ve Engle Lagrange Çarpanı testi (Engle, 1982) sayılabilir. Bu çalışmada, bu testlerden ARCH etkisinin belirlenmesinde en güçlüleri olan McLeod-Li ve Engle Lagrange Çarpanı testleri kullanılmıştır.

3.2.3.1. ARCH etkisinin McLeod-Li testi

McLeod ve Li (1983), tarafından geliştirilen bu yöntemde, süreç için oluşturulan ARMA modelinden elde edilen kalıntılar üzerinde inceleme yapılır. Söz konusu ARMA modelinden elde edilen kalıntılar normalde bağımsız ve özdeş dağılırken kalıntıların kareleri bağımsız ve özdeş dağılmayabilmektedir. Bu durumda incelenen sürecin doğrusal özelliklere sahip olmadığı sonucuna varılmaktadır. McLeod ve Li (1983) tarafından geliştirilen test istatistiği, ARMA modelinden elde edilen kalıntıların karelerinin (e_t^2) Ljung-Box test istatistiğine dayanır. Bu test istatistiği:

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{k=1}^K \hat{r}_a^2(k) / (n-k) \quad (3.99)$$

şeklinde hesaplanır. Burada, $\hat{r}_a^2(k)$ kalıntı terimlerinin karelerinin otokorelasyon fonksiyonunu temsil eder ve aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\hat{r}_a^2(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (e_t^2 - \hat{\sigma}^2)(e_{t+k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^n (e_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2} \quad (3.100)$$

k gecikme uzunluğunu, $\hat{\sigma}^2$ kalıntıların varyansını göstermektedir ve $\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^n e_t^2 / n$ formülüyle hesaplanmaktadır. Q_{LB} istatistiği, k serbestlik derecesi ile χ^2 dağılıma sahiptir. Hesaplanacak Q_{LB} istatistiği ile k serbestlik derecesine sahip χ^2 tablo değeri karşılaştırılır ve eğer kritik değerden büyük ise ($Q_{LB} > \chi_{kr}^2$) ARCH etkisinin olmadığını savunan H_0 hipotezi reddedilir.

3.2.3.2. ARCH etkisinin Lagrange çarpanı testi

ARCH etkisinin varlığını belirlemede kullanılan diğer bir yöntem de Engle (1982) tarafından geliştirilen Lagrange çarpanı istatistiğidir. Bu test istatistiğinde, aşağıdaki lineer regresyonda $\alpha_i = 0$ ($i = 1, 2, \dots, m$) hipotezi test edilir:

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m e_{t-m}^2 + \varepsilon_t, \quad t = m+1, m+2, \dots, T \quad (3.101)$$

burada, e_t süreç için oluşturulan ARMA modelinden elde edilen kalıntı terimi, m önceden belirlenmiş pozitif tamsayı, T örneklem büyüklüğü ve ε_t hata terimidir. $\bar{\omega}$ kalıntı karelerinin (e_t^2) ortalaması olmak üzere;

$$SSR_0 = \sum_{t=m+1}^T (e_t^2 - \bar{\omega})^2 \quad (3.102)$$

$$SSR_1 = \sum_{t=m+1}^T \varepsilon_t^2 \quad (3.103)$$

şeklinde tanımlanır ve test istatistiği F :

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / m}{SSR_1 / (T - 2m - 1)} \quad (3.104)$$

denkleminde elde edilir. Bu istatistik, sıfır hipotezi altında, m serbestlik derecesinde asimptotik χ^2 dağılımı sergiler. Hesaplanan F test istatistiği istatistiksel olarak anlamlı bulunursa ARCH etkisinin olmadığını varsayan sıfır hipotezi reddedilir.

3.2.3.3. Volatilite için nonlinear ARCH ve GARCH modelleri

ARCH tipi modeller, incelenen süreçte gelecekte gözlenebilecek varyansların açıklanmasında geçmiş varyansları içeren non-lineer bir mekanizmadır. ARCH modellerinin gelecek volatilitenin doğru tahminlerini vermesi ve özellikle ARCH etkisi gözlenen serilerin kısa dönemli tahminlerinde başarılı olması nedeniyle su kaynakları yönetiminde ve taşkın koruma yapılarının tasarımında önem kazanmaktadır.

ARCH modelinde e_t terimi otokorelasyonlu değil fakat bağımlıdır (Tsay, 2002). Bu bağımlılık gecikme değerlerinin fonksiyonu şeklinde açıklanabilir. ARCH modeli, nonlinear etkinin açıklanmasında dikkate alınan kalıntı teriminin gecikme sayısı (p) ile adlandırılmaktadır ve genel bir ARCH (p) modeli:

$$e_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 \quad (3.105)$$

şeklinde yazılabilir. Burada, ε_t ortalaması sıfır ve varyansı bir olan normal dağılımlı bir hata terimidir. Koşullu varyans negatif olamaz, bundan dolayı $p > 0$ için, $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_p \geq 0$ 'dır. Ayrıca otoregresif sürecin kararlılığı için α_p , sıfır ile bir arasında değer almalıdır (Kutlar, 2000).

ARCH(1) modelinin yapısı incelendiğinde:

$$e_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 \quad \alpha_0 > 0 \text{ ve } \alpha_1 \geq 0 \quad (3.106)$$

e_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfır olarak kalır, çünkü aşağıdaki eşitlik geçerlidir:

$$E(e_t) = E[\sigma_t E(\varepsilon_t)] = 0 \quad (3.107)$$

e_t ' nin koşulsuz varyansı:

$$Var(e_t) = E(e_t^2) = E(\alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 E(e_{t-1}^2) \quad (3.108)$$

$E(e_t) = 0$ ile durağan bir süreç olduğu için:

$$Var(e_t) = Var(e_{t-1}) = E(e_{t-1}^2) \quad (3.109)$$

$$Var(e_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Var(e_t) \quad (3.110)$$

$$Var(e_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} \quad (3.111)$$

elde edilir. Volatilitenin değişkenliğinin değerlendirilmesi için kurtosis katsayısı incelenmelidir. Normal dağılım için kurtosis değeri üç olup, bu değerden küçük dağılımlar sivri, bu değerden büyük dağılımlar basık dağılıma sahiptir. Kurtosis katsayısı dördüncü momentin ikinci momentin karesine oranı $E(e_t^4) / (E(e_t^2))^2$ olup (3.106) denkleminde dördüncü moment aşağıdaki bağıntılar ile elde edilebilir:

$$E(e_t^4) = 3E(\alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2)^2 = 3E[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_1^2 e_{t-1}^4] \quad (3.112)$$

$$m_4 = E(e_t^4) \quad (3.113)$$

$$m_4 = 3E[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_1^2 e_{t-1}^4] \quad (3.114)$$

(3.111) denkleminin (3.114) denkleminde yerine yazılması ile:

$$m_4 = 3\alpha_0^2 \left(1 + 2 \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} \right) + 3\alpha_1^2 m_4 \quad (3.115)$$

eşitliği elde edilir. Burada, e_t ’nin dördüncü momenti pozitif olduğundan, $1-3\alpha_1^2 > 0$ koşulu dolayısıyla $0 \leq \alpha_1^2 < 1/3$ koşulu sağlanmalıdır. Kurtosis katsayısı (3.116) denklemi ile, aşırı (excess) kurtosis katsayısı ise (3.117) denklemiyle bulunur:

$$\frac{E(e_t^4)}{[Var(e_t)]^2} = 3 \frac{\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)} \cdot \frac{(1-\alpha_1)^2}{\alpha_0^2} \quad (3.116)$$

$$\frac{E(e_t^4)}{[Var(e_t)]^2} = 3 \frac{1-\alpha_1^2}{(1-3\alpha_1^2)} > 3 \quad (3.117)$$

Normal dağılım için aşırı kurtosis katsayısı sıfırdır ve (3.117) denklemi ile elde edilen aşırı kurtosis katsayısı pozitifdir (ayrıca 3’ ten büyüktür) ve e_t serisinin normal dağılım yerine daha sivri bir dağılım takip ettiği, bunun ise sapan değerli bir kalıntı serinin gözlenmesi anlamına geldiği sonucuna varılır (Bera ve Higgins, 1993; Tsay, 2002). Bu sonuç, taşkın koruma yapılarının boyutlandırılması için gerekli simülasyon çalışmalarında süreçte gelecekte gözlenmesi muhtemel taşkınların (sapan değerlerin) üretilmesi için modelleyiciye uygun çerçeve sağlamaktadır. Eğer incelenen zaman serisinde ARCH etkisinin varlığı tespit edilirse, süreç için oluşturulan zaman serisi modelinden elde edilen kalıntıların PACF’ sinden ARCH modelinin derecesi belirlenebilir.

Akarsu akım serilerinde gözlenen volatilitenin modellenmesi için yüksek dereceden, bir başka deyişle modelleme sürecini karmaşıktıran fazla parametre içeren ARCH modelleri gerekebilir. Bollerslev (1986) ARCH modelini genişleterek hem daha fazla geçmiş bilgiye dayanan hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahip olan *Genelleştirilmiş ARCH* (GARCH) modelini önermiştir. Bu model, ARCH modeline alternatif olmaktansa, bu modelin eksikliklerini gidermeyi amaçlayan genelleştirilmiş halidir. GARCH modeli aşağıdaki şekilde tanımlanabilir:

$$e_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.118)$$

Burada, e_t zaman serisi modeliyle süreçten elde edilen kalıntı serisi, ε_t ortalaması sıfır, varyansı bir olan normal dağılıma sahip temiz dizi α_i ve β_j 'ler model katsayıları, p ve q ise model derecesidir. Eğer $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ ve $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1$ ise e_t süreci GARCH modeline uyuyor demektir. GARCH, modelinin koşulsuz ortalaması:

$$Var(e_t) = E(e_t^2) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^{\max(p,q)} \alpha_i + \beta_i} \quad (3.119)$$

şeklinde elde edilir. Burada, negatif varyans olamayacağından modelin yeterliliği/geçerliliği için payda pozitif olmalıdır (Tsay, 2002).

3.2.4. Akarsu akımlarında kaos

Akarsu akımlarında gözlenen nonlinearliğin kaynaklarından biri olan volatilitenin yanında son yıllardaki çalışmalar, deterministik nonlinearliğin (kaos) de akarsu akımlarında etkin olabileceğini göstermektedir (Lisi ve Villi, 2001; Islam ve Sivakumar, 2002; Sivakumar, 2003, 2005; Ng vd., 2007).

Akarsu akım dinamiğinin doğru ve yeterli bir şekilde tanımlanması öncelikle (1) hazne hacmi ve drenaj ağının optimum tasarımı ve (2) taşkın ve kuraklık gibi ekstrem doğa olaylarının kontrol edilmesi-gerekli önlemlerin alınması açısından önem taşımaktadır. Akım dinamiklerini yönlendiren fiziksel mekanizmalar çok çeşitli ve zaman-mekânda daima etkileşim halindedir. Akım, yalnızca yağışın mekân-zaman dağılımına değil havzaya ve böylelikle de iklim durumu, bitki örtüsü vb. gibi bölgesel koşullara da bağlıdır. Tüm bu süreçler belli bir dereceye kadar nonlinearlik içerdikleri için, akım dinamiklerini modellemek kolay görünmemektedir (Islam ve Sivakumar, 2002).

Geçtiğimiz yıllarda, akarsu akım dinamiklerini anlamak için modeller ve yaklaşımlar geliştiren başarılı birçok çalışma yayımlanmıştır. Bu dönemde hidrologistler arasında akarsu akım dinamiğinde (ve diğer hidrolojik olaylarda) zamanda ve uzamda gözlenen çeşitliliğin hâkim birçok değişkenin etkisiyle meydana geldiği düşüncesi yaygın olup sonuçta da akım dinamiği ve diğer hidrolojik olaylardaki araştırmalarda çoğunlukla stokastik düşünce hâkimdir (Sivakumar, 2003). Fakat son yıllarda fizik ve matematik alanında geliştirilip bu alanlarda yaygın uygulama alanı bulan kaos teorisi hidroloji alanında uygulama alanı bulmaya başlamıştır. Kaos, “deterministik nonlinear sistemde belirli matematiksel kriterleri sağlayan sürekli ve düzensiz görünümlü uzun dönemli değişim” (Williams, 1997) olarak tanımlanabilir. Kaosun gücü, karmaşık görünen fenomeni basitleştirme olasılığında yatar. Ayrıca kaos, rastlantısal ögelere sahip olmayan basit modellerin oldukça düzensiz görünüme sahip sistem çıktısı oluşturabileceğini öngörmektedir. Deterministik kaosa göre, incelenen süreçte veya sistemde kompleks ve tahmin edilemeyen davranışın yüksek sayıda

değişkenlerin karşılıklı etkileşimi sonucu olması gerekmez. Kaotik sistemler genel olarak aşağıdaki özelliklerin birkaçını ya da tamamını sergileyebilir:

- Geri beslemeli sistemlerdir. Bir önceki zaman periyodunda elde edilen sistem çıktısı, bir sonraki dönemde sistemde girdi olarak kullanılır. Sistemi tanımlayan değişkenler arasındaki nonlineer ilişkiden ötürü sebep ve sonuç arasındaki ilişki orantılı değildir.
- Kaotik davranış gösteren sistemler yapılan her müdahalenin etkisinde kalır. Özellikle önemsiz gibi görülen girdiler zaman ilerledikçe sistemin davranışını önemli ölçüde etkileyebilir. Bu olgunun en popüler versiyonu, 1960' ların başında Edward Lorenz tarafından açıklanan "Kelebek Etkisi"dir. Bir meteorolog olan Lorenz (1917-2008), 1961 yılında hava durumu makinesiyle kestirme bir yöntem dener. Çok uzun olan hava tahmin sekansının yalnızca bir bölümünü incelemek istediği için bilgisayara en başından değil yarısından itibaren inceleme komutu verir. Elde ettiği yeni hava tahmin sonucu bir önceki orjinal olanla tamamen farklıdır. Yaptığı inceleme sonrasında sisteme girdi olarak 0.506 sayısını vermiştir. Oysaki orjinal olan hava tahmini sonucunda girdi 0.506127' dir. Bu sonucu ise şöyle açıklamıştır: "Sisteme etki eden parametrelerdeki küçük görünen değişimler bile önemsiz değildir. Başlangıç koşullarındaki önemsiz görünen değişimler –kelebeğin kanat çırpışı gibi- yıkıcı sonuçlara neden olabilir." (Kara, 2006).

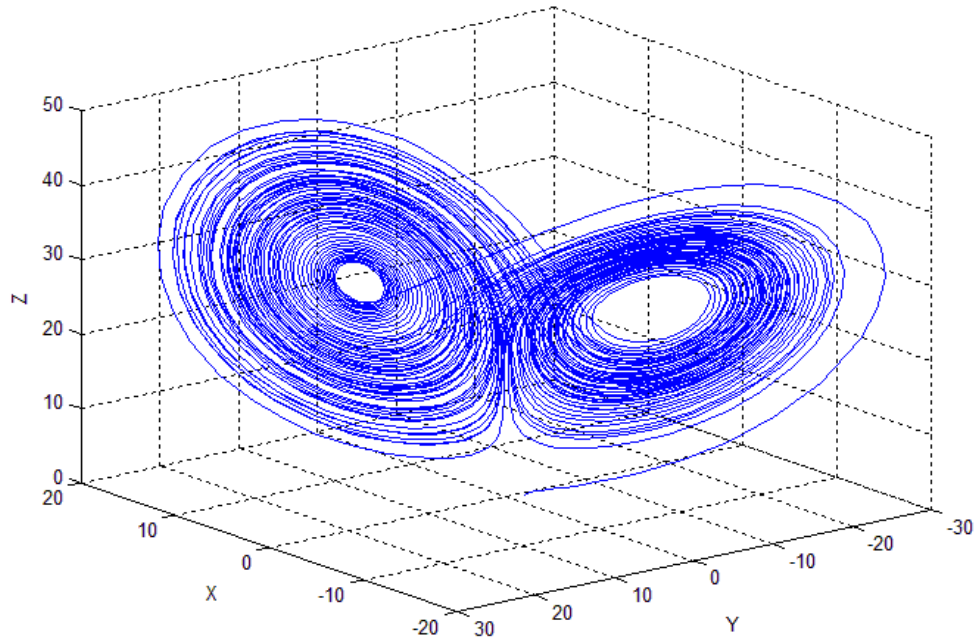
Bu koşullardan anlaşılacağı üzere kaotik sistemlerin iki ana noktası vardır: başlangıç koşullarına hassas bağlılık ve rastgele (stokastik) olmama durumu. Kaotik sistemlerin ürettiği zaman serileri rastgele görünümlü olabilir ancak serinin perde arkasında, sistemi yöneten ve zamandan bağımsız bir faz uzayı deterministik yapıda olabilir (bazen, çeker olarak adlandırılan geometrik forma da sahip olabilir). Bunu aşağıdaki kaotik sistem üzerinde açıklayalım:

Lorenz tarafından ortaya konulan, atmosferik konveksiyon olayının kaotik yapısının basit bir modeli aşağıdaki Lorenz denklemiyle verilmiştir. Bu sistem basit (eşitliğin

sağ tarafı) ve düşük boyutlu deterministik sistemlerin, parametrelerinin belirli değerleri için karmaşık dinamik süreçler oluşturabileceği anlaşılmıştır:

$$\begin{aligned}x' &= \sigma(y - x) \\y' &= rx - y - xz \\z' &= xy - bz\end{aligned}\tag{3.120}$$

Bu denklem takımında $\sigma, r, b > 0$ sistemi yöneten parametrelerdir. σ Prandtl, r Rayleigh sayısı ismini alır. . Eğer bu denklem sistemi $(-1, 0, 1)$ başlangıç koşulları ve $\sigma = 10$, $r = 28$ ve $b = 8/3$ için çözülecek olursa aşağıdaki Lorenz çeki (Lorenz attractor) elde edilir.



Şekil 3.8. $(-1, 0, 1)$ başlangıç şartı ve $\sigma = 10$, $r = 28$ ve $b = 8/3$ parametreleri için Lorenz çeki

Bu şekildeki faz eğrileri denge noktasından uzaklaşma eğilimindedir ancak faz eğrileri belirli alanın dışına çıkamadıkları için tekrar denge noktası etrafında kararsız dönüşlerini sürdürürerek kaotik harekete devam ederler. Sistemin yörüngelerine

yakından bakıldığında belirli bir başlangıç şartı için sistem ilk çeker noktaya ulaşmaktadır. Daha sonra, yörüngenin bu nokta çevresinde kararsız dönüşler yaparak, diğer çeker noktaya doğru sıçradığı görülür (Çoban, 2007). Uzun bir gözlem sonucunda Lorenz' in Kelebeği olarak adlandırılan detaylı bir geometrik yapıya sahip kaotik çeker ortaya çıkar.

Deterministik kaosa göre, incelenen süreçte veya sistemde kompleks ve tahmin edilemeyen davranışın yüksek sayıda değişkenlerin karşılıklı etkileşimi sonucu olması gerekmez. Kaos bilimi halen gelişmektedir ve hidroloji alanındaki zaman serilerinde kaosun varlığını araştırmak için geliştirilen yöntemler hala yetersizdir. Bununla beraber hidroloji alanında yapılan bazı çalışmalar sonucunda rastsal görünen hidrolojik olayların yüksek sayıda değişkenlerden etkilenmesinden ziyade başlangıç koşullarına hassas bağıllık gösteren birkaç değişkenin nonlineer etkileşimi sonucu olabileceği bulunmuştur (Sivakumar, 2000; Sivakumar, 2004; Khan vd., 2005). Açık ki bu alanda yapılacak çalışmalar hidrolojik süreçlerin modellenmesinde yeni bir yaklaşımın benimsenmesine yol açabilecektir.

İncelenen süreçte kaosun varlığını araştırmakta en çok kullanılan yöntem *korelasyon boyutu* yöntemidir. Korelasyon boyutunun hesaplanmasında literatürde en çok kullanılan algoritma Grassberger-Procaccia algoritmasıdır (Grassberger ve Procaccia, 1983). Bu algoritmada sistem çıktısı olan tek değişkenli zaman serisinin sistemin tüm bilgisini içerdiği varsayılır ve sistem m -boyutlu uzayda yeniden şekillendirilerek kaosun varlığı araştırılır. m -boyutlu uzayda yeniden yapılandırma kullanılabilecek ve etkinliği kanıtlanmış bir yöntem ise *gecikmeler metodudur* (Packard vd., 1980; Takens, 1980; Ruelle, 1981). Bu yöntemde X_i skaler bir zaman serisi ve $i = 1, 2, \dots, N$ olmak üzere faz uzayı aşağıdaki şekilde yeniden yapılandırılır:

$$Y_j = (X_j, X_{j+\tau}, X_{j+2\tau}, \dots, X_{j+(m-1)\tau}) \quad (3.121)$$

Burada $j = 1, 2, \dots, N - (m-1)\tau$, m Y_j vektörünün gömü boyutu ve τ gecikme zamanıdır. Faz uzayının yeniden şekillendirilmesinde τ gecikme zamanının doğru

seçimi önem taşımaktadır. Gecikme zamanının belirlenmesi için kullanılabilir iki yöntem ACF ve *karşılıklı bilgi* (MI) fonksiyonudur. Ancak Frazer and Swinney (1986)' ın çalışmasında belirttiği gibi ACF değişkenin geçmiş değerleri arasındaki lineer korelasyonu belirlediği için lineer korelasyonun ötesinde var olabilecek nonlineer bağımlılığı ölçmekte MI fonksiyonu daha güçlüdür. MI fonksiyonunda değişkenler arasındaki bağımlılık değişkenlerin olasılık dağılım fonksiyonlarına dayanır ve aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$MI(\tau) = \sum_i^N \sum_{i-\tau}^N P(X_i, X_{i-\tau}) \log_2 \left[\frac{P(X_i, X_{i-\tau})}{P(X_i)P(X_{i-\tau})} \right] \quad (3.122)$$

Burada, N gözlem sayısı, $P(X_i)$ ile $P(X_{i-\tau})$ sırasıyla X_i ve $X_{i-\tau}$ değişkenlerinin gözlenme olasılıkları ve $P(X_i, X_{i-\tau})$ ' de ortak olasılıklardır. En uygun gecikme değeri MI fonksiyonunun ilk minimum olduğu nokta seçilebilir (Frazer ve Swinney, 1986). Bu tez çalışmasında MI fonksiyonunun ilk minimum noktasını bulabilmek için aşağıdaki rölatif değişimin kullanılmasını öneriyoruz (Tongal ve Güldal, 2011):

$$\text{Rölatif Değişim} = \left[\frac{MI_s - MI_d}{MI_d} \right] \times 100 \quad (3.123)$$

Burada, MI_d rölatif değişimin hesaplanacağı dikkate alınan MI fonksiyonunun değeri, MI_s ise MI_d ' nin ardışık değeridir. Rölatif Değişim değerinin sabit olmaya başladığı gecikme değeri optimum gecikme zamanı olarak seçilebilir. Uygun gecikme zamanının belirlenmesinin ardından korelasyon boyutu aşağıdaki korelasyon integralinden elde edilebilir:

$$C(r) = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N H(r - \|Y_i - Y_j\|) \quad (3.124)$$

Bu denklemde, H Heaviside adım fonksiyonu olup $u > 0$ için $H(u) = 1$ ve $u \leq 0$ için

$H(u) = 0$ değerini alır. Ayrıca $u = r - \|Y_i - Y_j\|$ şeklinde hesaplanır ve r , Y_i veya Y_j ’yi merkez alan kürenin yarıçapı, $\|\cdot\|$ Öklid uzaklığı, N veri sayısıdır. $C(r)$ rastgele seçilen iki vektörün belirli bir uzaklığın içinde kalıp kalmama olasılığını verir (Ng vd., 2007). Bu hesaplama işlemi m gömü boyutunun artan değerleri için hesaplanır. Sistemin korelasyon boyutu:

$$C(r) \propto r^d \quad (3.125)$$

ilişkisiyle belirlenir. Yukarıdaki denklemin her iki tarafının logaritması alınır ve doğru denkleminin eğimi hesaplanırsa d bulunabilir. m gömü boyutunun artan değerleri için hesaplanan d , eğer bir sınır değere yaklaşıyorsa (bu sınır değer, sistemin boyutudur) incelenen sistemin kaotik olduğu aksine artan gömü boyutuyla beraber korelasyon boyutu da artıyorsa sistemin stokastik olduğu sonucuna varılabilir. Eğer incelenen süreç kaotik ise Takens (1980)’in önerdiği şekilde sistemde hâkim olan etkin değişken sayısı:

$$m \geq 2d + 1 \quad (3.126)$$

ile hesaplanır. Abarbanel (1990) ise çalışmasında etkin değişken sayısı için:

$$m > d \quad (3.127)$$

veya daha çok kullanıldığı şekilde etkin değişken sayısı d' den büyük, en küçük tamsayı alınabilir.

Eğer incelenen sürecin kaotik olduğu sonucuna varılırsa bu akarsu akım modelleme teknikleri açısından oldukça faydalı olacaktır. Çünkü sistemde etkin-hâkim değişken sayısının bu yöntemle belirlenmesi, matematiksel modellerdeki girdi değişken sayısının belirlenmesi güçlüğünü büyük oranda ortadan kaldıracaktır. Ancak kaotik metotların bizce şimdilik eksik tarafı bu metodun yalnızca sistemde etkin değişken sayısını vermesi fakat etkin değişkenlerin doğası hakkında modelleyiciye herhangi

bir bilgi vermemesidir.

Çalışmada modellerin performansını değerlendirmede kullanılan indisler aşağıda tanıtılmıştır.

3.2.5. Performans indisleri

Bu çalışmada, modellerin performansını belirlemek için literatürde yaygın kullanım alanı bulmuş ortalama kareköksel hata (root mean square error- $RMSE$), ortalama mutlak hata (mean absolute error- MAE) ve belirlenim katsayıları (coefficient of determination- R^2) kullanılmıştır.

Ortalama kareköksel hata, tahminlerin gözlemlerden sapmalarının ortalamasını karesel formda gösterimi olup:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (G_i - T_i)^2} \quad (3.128)$$

şeklinde hesaplanır. Ortalama mutlak hata, mutlak olarak tahminlerin gözlemlerden sapmasını aşağıdaki şekilde hesaplar:

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |G_i - T_i| \quad (3.129)$$

Korelasyon katsayısı değişkenler arasında lineer bağımlılığın ölçüsü olup:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N (G_i - \bar{G})(T_i - \bar{T})}{\left[\sum_{i=1}^N (G_i - \bar{G})^2 \right]^{0.5} \left[\sum_{i=1}^N (T_i - \bar{T})^2 \right]^{0.5}} \quad (3.130)$$

şeklinde hesaplanır. Belirlenim katsayısı ise korelasyon katsayısının karesinin alınması ile hesaplanır (R^2). Burada, N gözlem sayısı, G ve T sırasıyla gözlenen ve tahmin edilen değerler, $\bar{G}$ ve $\bar{T}$ gözlem ve tahmin değerlerinin ortalamasını göstermektedir.

4. ARAŞTIRMA BULGULARI VE TARTIŞMA

Bu çalışmada farklı hidrometeorolojik ve jeolojik özelliklere sahip bölgelerden seçilen akarsu akımlarının üç temel zaman karakteristiğinde (günlük, aylık ve yıllık) yapısal özellikleri matematiksel ve istatistiksel yöntemlerle incelenmiştir. Çalışmada, tümü Elektrik İşleri Etüt İdaresi tarafından işletilen aşağıdaki akım istasyonlarına ait veriler seçilmiştir.

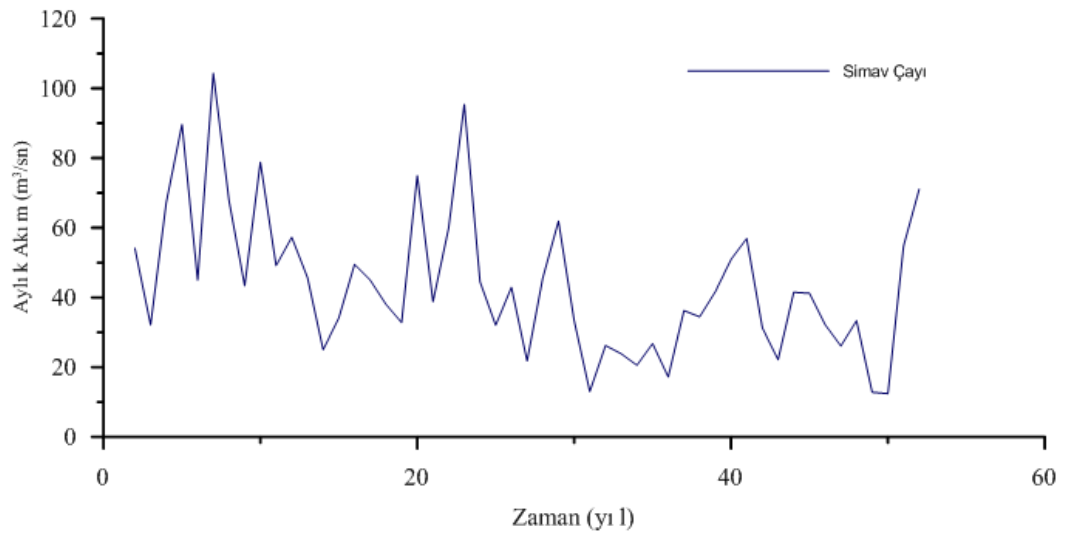
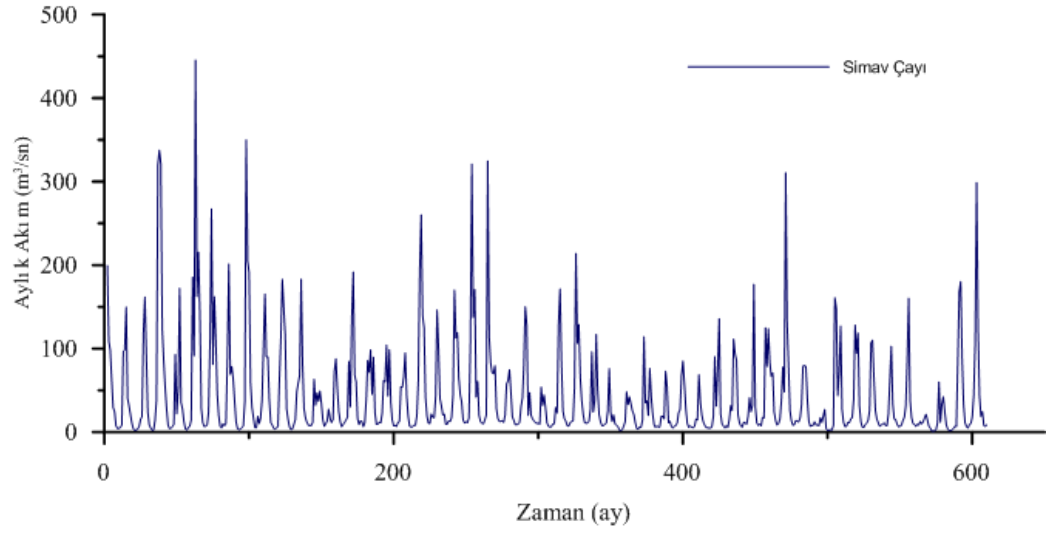
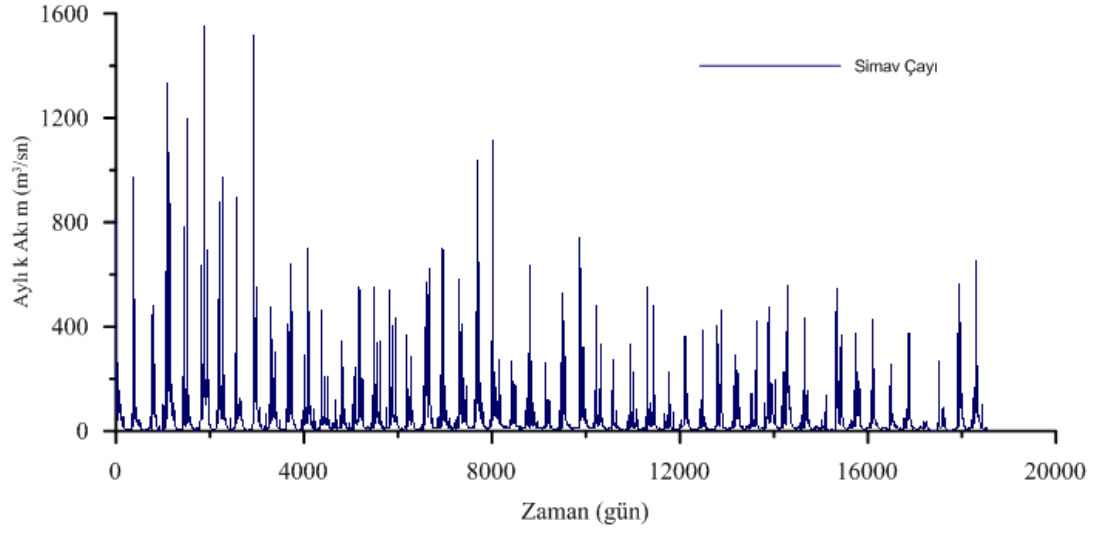
- Marmara Bölgesi Susurluk Havzasında bulunan Simav Çayı üzerindeki 316 nolu istasyon (Ocak 1960-Eylül 2010)
- Ege Bölgesi Büyük Menderes Havzası Büyük Menderes Nehri üzerindeki 706 nolu istasyon (Ocak 1960-Eylül 2010)
- Akdeniz Bölgesi Müteferrik Orta Akdeniz Suları Havzası Köprüçay Nehri üzerinde bulunan 902 nolu istasyon (Ocak 1960-Eylül 2010)
- İç Anadolu'nun doğusunda bulunan Kızılırmak Havzası Kızılırmak üzerindeki 1501 nolu istasyon (Ocak 1960-Eylül 2004)
- Akdeniz Bölgesi'nin Adana Bölümü'nde yer alan Göksun Nehri üzerindeki 2009 nolu istasyon (Ocak 1960-Eylül 2010).
- Doğu Karadeniz Bölgesinde yer alan Çoruh Havzası, Çoruh Nehri üzerindeki 2305 nolu istasyon (Ocak 1963-Eylül 2010).

İstasyonlara ait bilgiler Çizelge 4.1' de sunulmuştur.

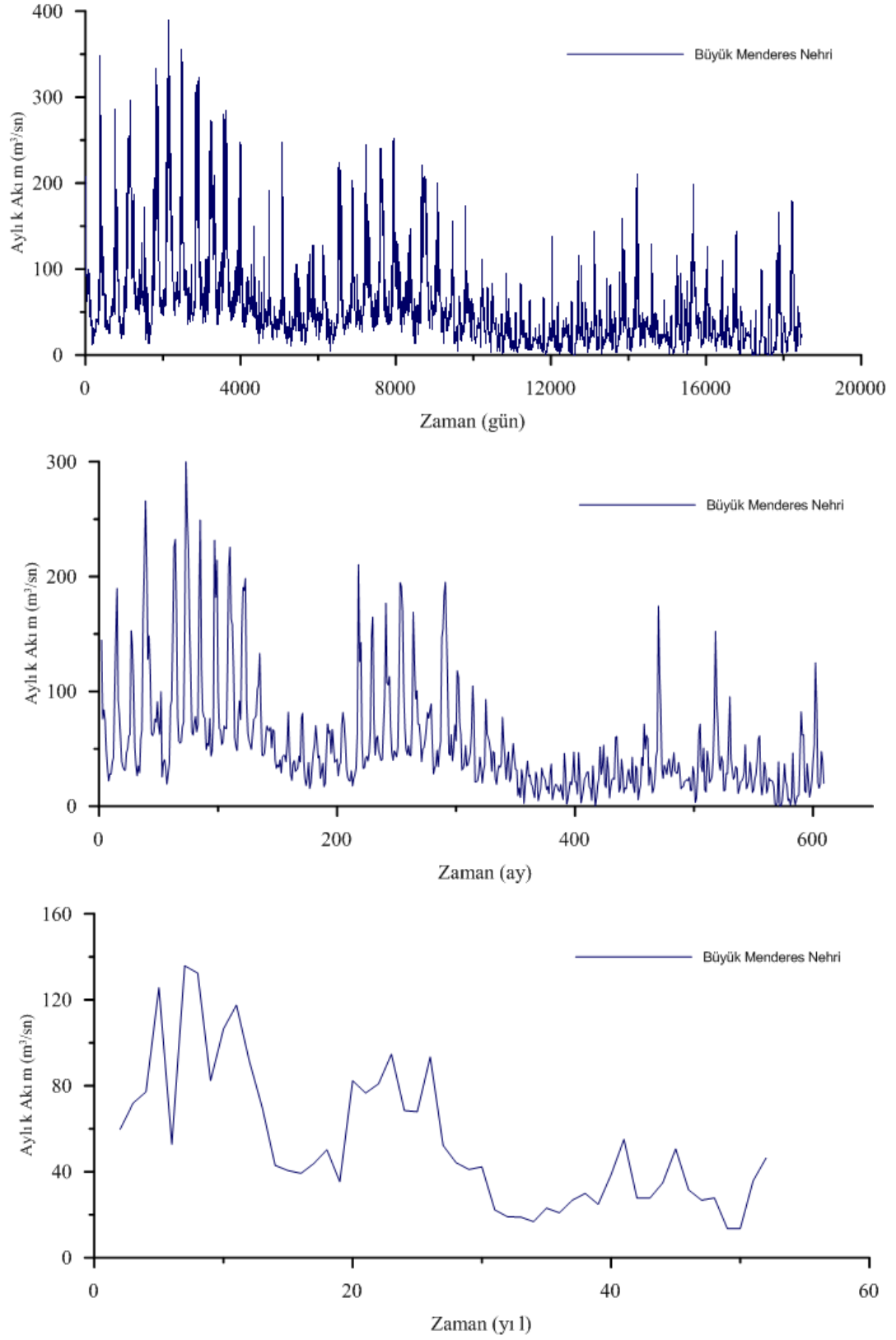
Çizelge 4.1. Akım gözlem istasyonlarına ait bilgiler

<i>İstasyon No</i>	<i>İstasyon Adı</i>	<i>Gözlem Periyodu</i>	<i>Gözlem Süresi (yıl)</i>	<i>Drenaj Alanı (km²)</i>	<i>Havza Kotu (m)</i>	<i>Ortalama Akış (m³/sn)</i>
03-316	Simav Çayı-Yahyaköy	1960-2010	51	6454	32	43.39
07-706	B. Menderes Nehri-Aydın K.	1960-2010	51	19178	30	53.86
09-902	Köprüçay-Beşkonak	1960-2010	51	2072.8	95	83.09
15-1501	Kızılırmak Nehri-Yamula	1960-2004	45	15182	990	66.47
20-2009	Göksun Nehri-Poskoğlu	1960-2010	51	1401.6	1100	12.11
23-2305	Çoruh Nehri-Peterek	1963-2010	48	7272	750	71.16

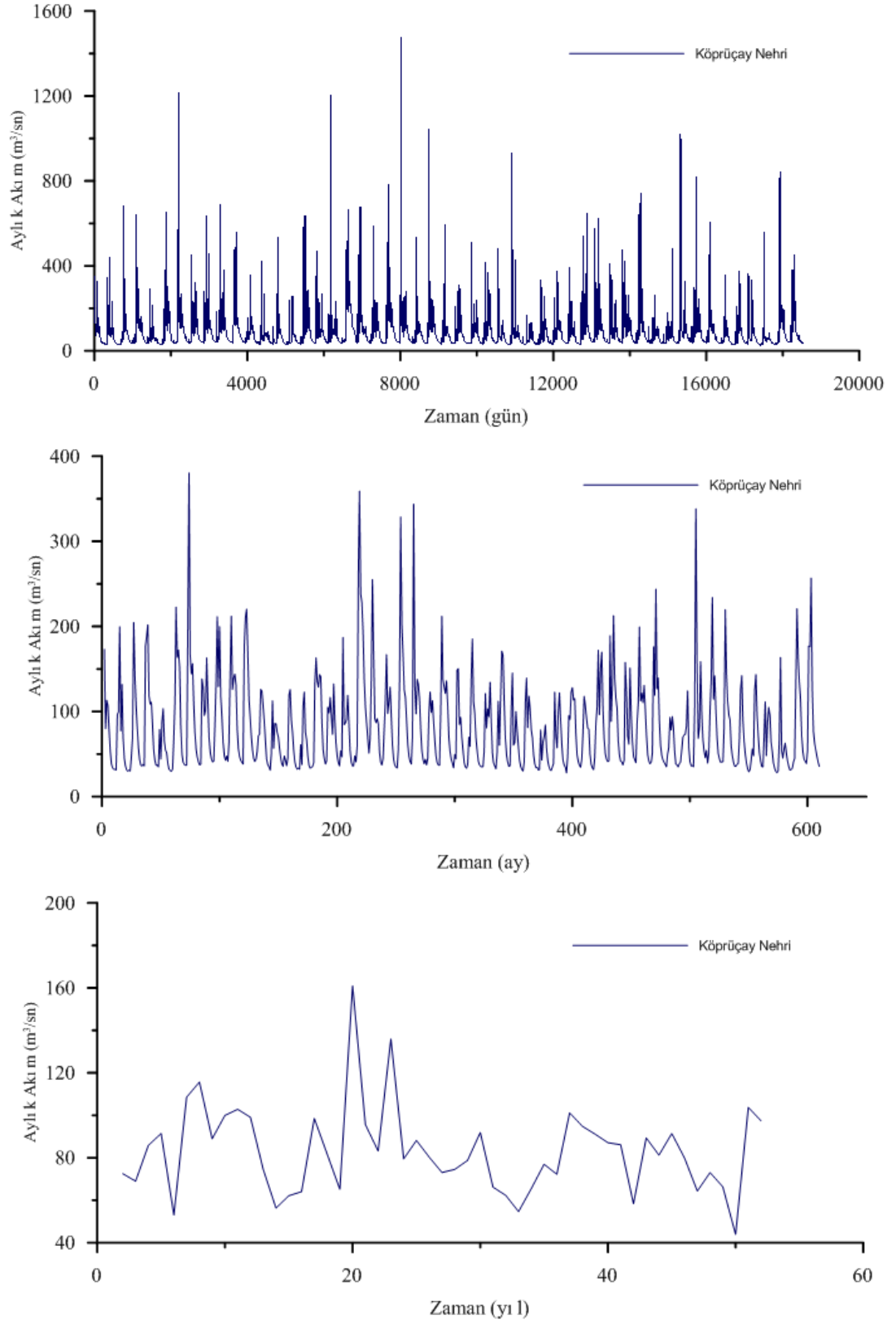
Bu akım istasyonlarına ait günlük, aylık ve yıllık veriler ve temel istatistikleri sırasıyla Şekil 4.1, Şekil 4.2, Şekil 4.3, Şekil 4.4, Şekil 4.5 ve Şekil 4.6 ile Çizelge 4.2’ de gösterilmiştir.



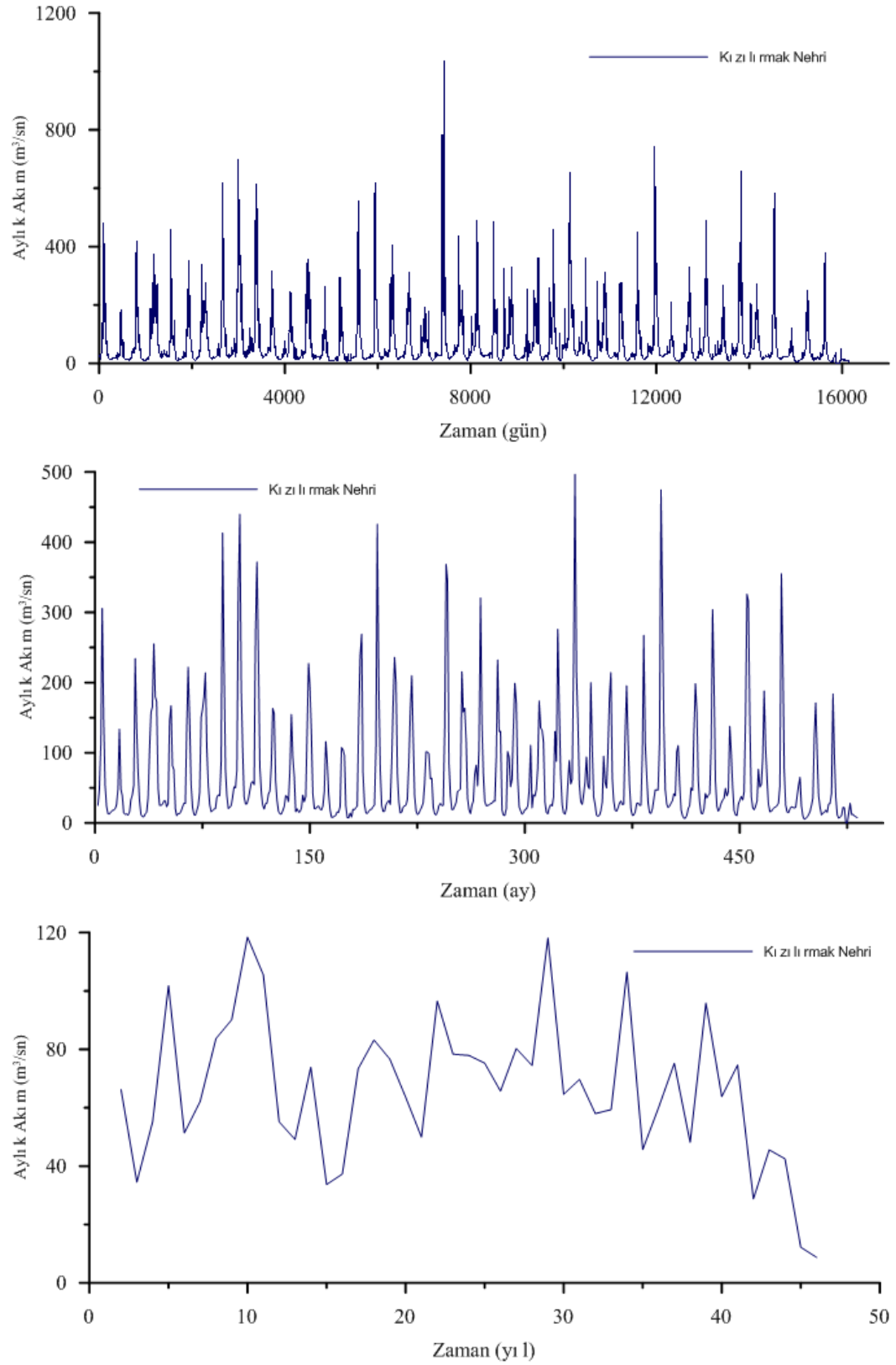
Şekil 4.1. Simav Çayı' na ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri



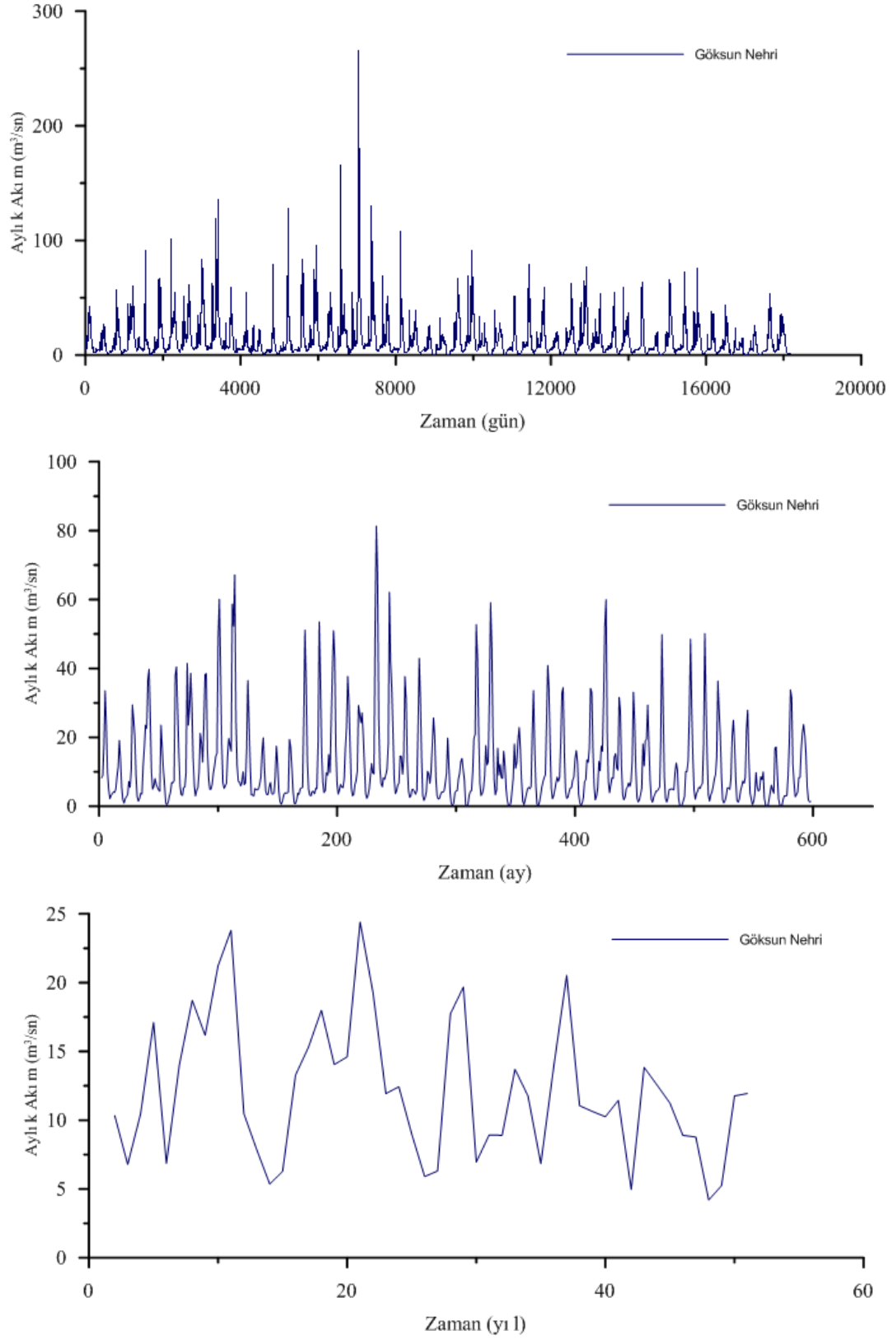
Şekil 4.2. Büyük Menderes nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri



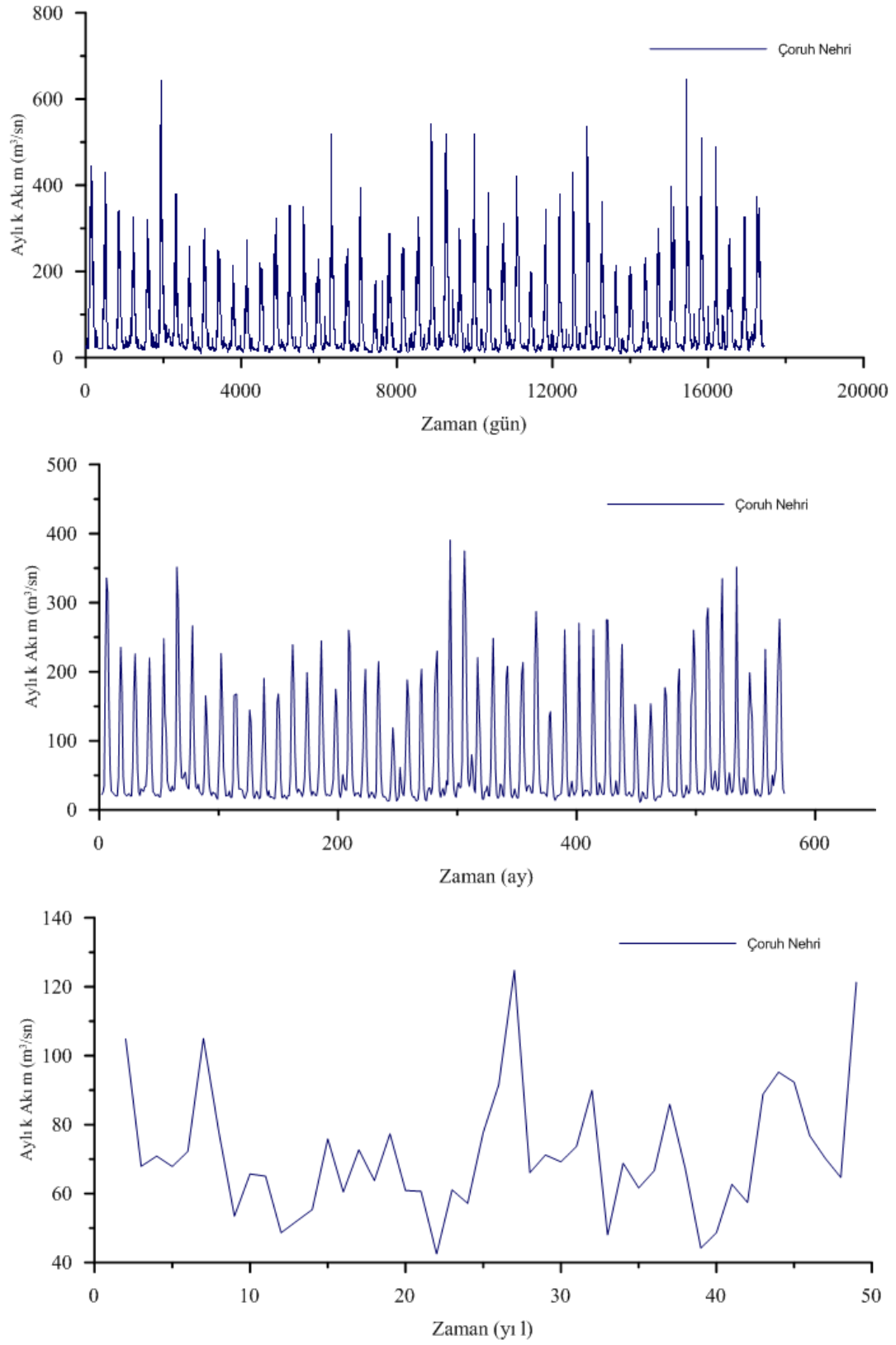
Şekil 4.3. Köprüçay nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri



Şekil 4.4. Kızılırmak nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri



Şekil 4.5. Göksun nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri



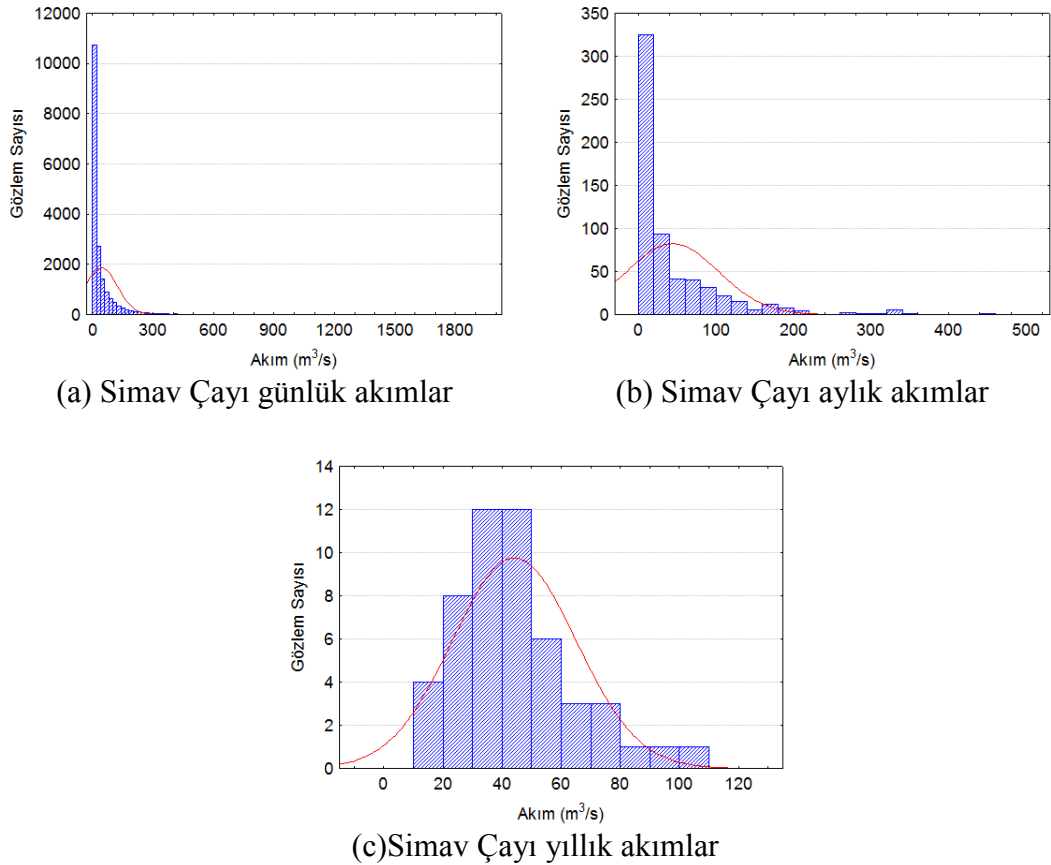
Şekil 4.6. Çoruh nehrine ait günlük, aylık ve yıllık akım verileri

Çizelge 4.2. Akarsu akım değerlerinin üç farklı zaman ölçeği için temel istatistikleri

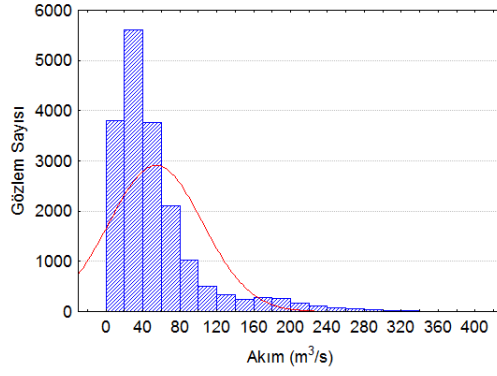
Nehir (İst. No)	Gözlem Periyodu	Zaman Ölçeği	Ortalama (m ³ /s)	Medyan (m ³ /s)	Std. Sapma (m ³ /s)	Varyasyon Katsayısı	Çarpıklık	Kurtosis
Simav (316)	1960- 2010	Günlük	43.39	14.80	79.33	1.83	5.77	58.34
		Aylık	43.72	17.65	59.06	1.35	2.72	12.50
		Yıllık	43.39	41.48	20.86	0.48	0.90	3.61
B. Menderes (706)	1960- 2010	Günlük	53.86	39.50	50.62	0.94	2.31	9.63
		Aylık	54.01	39.82	47.37	0.88	2.05	7.67
		Yıllık	53.86	43.85	32.20	0.60	0.93	3.05
Köprüçay (902)	1960- 2010	Günlük	83.09	60.00	71.96	0.87	4.51	42.57
		Aylık	83.02	66.33	53.99	0.65	1.78	7.52
		Yıllık	83.09	81.23	20.80	0.25	1.14	5.74
Kızılırmak (1501)	1960- 2004	Günlük	66.47	31.20	87.66	1.32	2.94	14.59
		Aylık	67.45	31.95	79.24	1.17	2.33	9.24
		Yıllık	66.47	65.69	24.91	0.37	-0.03	2.95
Göksun (2009)	1960- 2010	Günlük	12.11	6.57	14.10	1.16	2.99	20.68
		Aylık	12.11	7.20	12.68	1.05	1.98	7.36
		Yıllık	12.11	11.60	5.04	0.42	0.57	2.68
Çoruh (2305)	1963- 2010	Günlük	71.16	31.20	80.12	1.13	2.01	7.15
		Aylık	71.06	31.65	75.19	1.06	1.70	5.26
		Yıllık	71.16	67.87	18.14	0.25	1.05	4.11

Çizelge 4.2’ de en yüksek ortalama akımlar Köprüçay nehrinde, en düşük ortalama akımlar ise Göksun nehrinde gözlenmiştir. Günlük akımlarda en büyük ve en düşük standart sapmaya sahip akarsular sırasıyla Kızılırmak ve Göksun nehirleridir. Farklı ortalamalara sahip akarsu akımlarındaki belirsizliği karşılaştırmak için ortalama değer ile normalize edilmiş standart sapma, bir başka deyişle varyasyon katsayısı kullanılmalıdır. Varyasyon katsayıları incelendiğinde günlük akımlarda en fazla

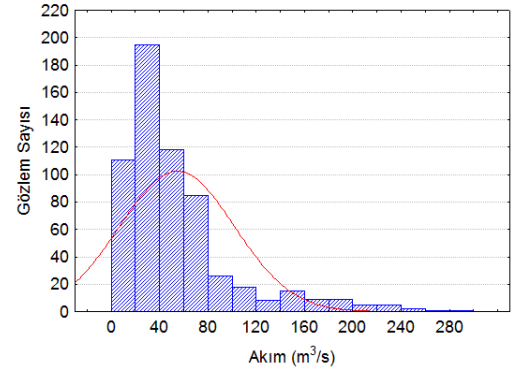
belirsizlik Simav, en az belirsizlik Köprüçay akımlarında; aylık akımlar incelendiğinde en fazla belirsizlik Simav’ da en az belirsizlik Köprüçay akımlarında; yıllık akımlarda en fazla belirsizlik B. Menderes en az ise Köprüçay ve Çoruh nehirlerinde gözlenmiştir. Çarpıklık katsayılarına bakıldığında en yüksek değerin Simav Çayı günlük akımlarında en az değerin ise Kızılırmak yıllık akımlarında olduğu görülmektedir. Yıllık akımlara ve günlük akımlara ait çarpıklık katsayıları beraber incelenirse, yıllık akımların normal dağılıma (çarpıklık katsayısı sıfırdır) günlük akımlardan daha yakın olduğu görülebilir. Tüm yıllık akımların kurtosis katsayıları birbirine yakın olup en büyük sivrilik değeri Simav Çayı’nın günlük akımlarında elde edilmiştir. Akım değerlerine ait olasılık dağılımlarının hakkında daha ayrıntılı bilgiye sahip olmak için tüm akımlara ait histogramlar Şekil 4.7’ de gösterilmiştir.



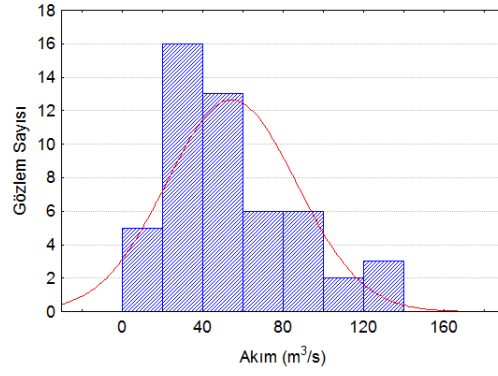
Şekil 4.7. Tüm zaman ölçeklerinde akarsu akımlarına ait histogramlar



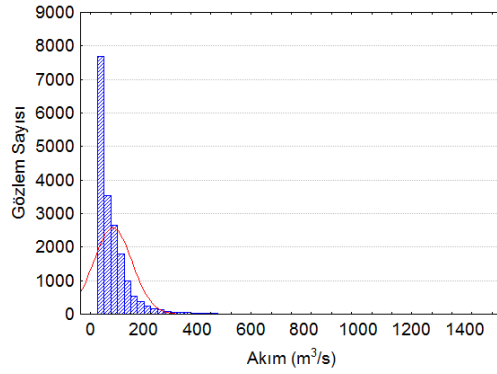
(a) B. Menderes günlük akımları



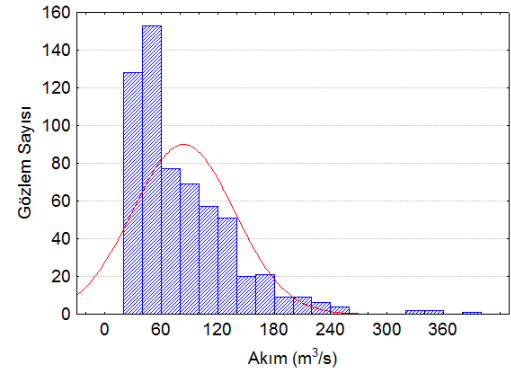
(b) B. Menderes aylık akımları



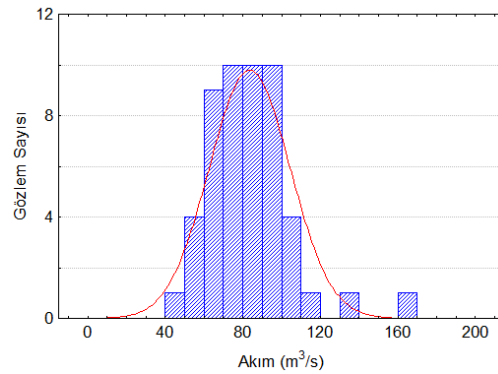
(c) B. Menderes yıllık akımları



(a) Köprüçay günlük akımları

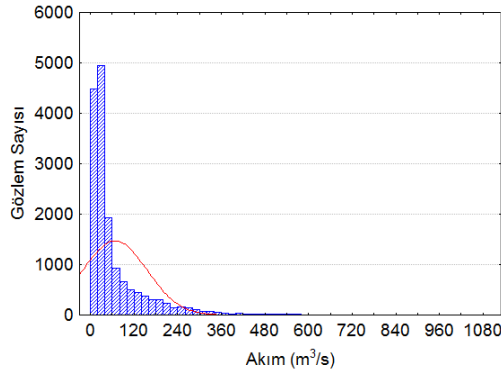


(b) Köprüçay aylık akımları

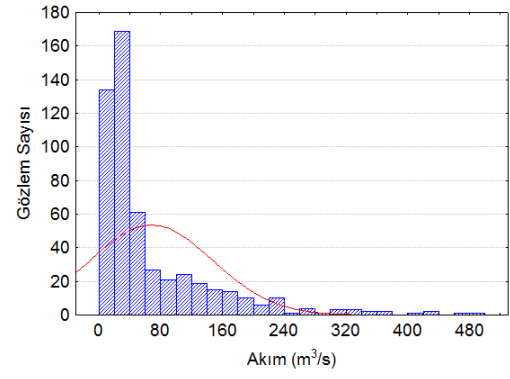


(c) Köprüçay yıllık akımları

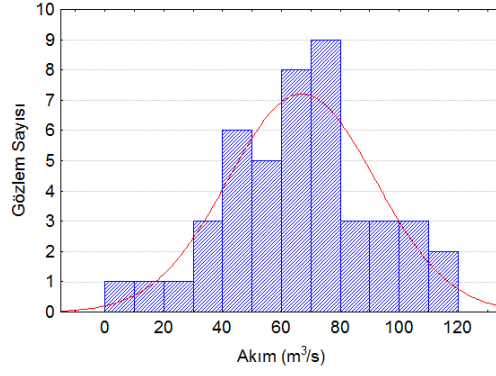
Şekil 4.7. (devam)



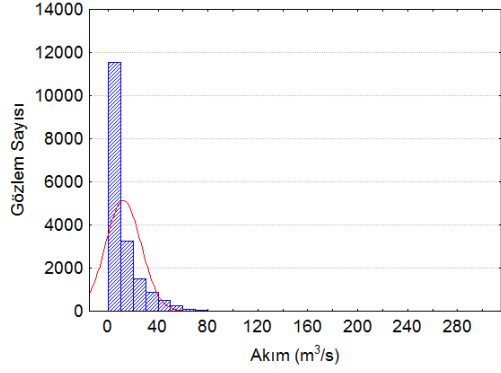
(a) Kızılırmak günlük akımlar



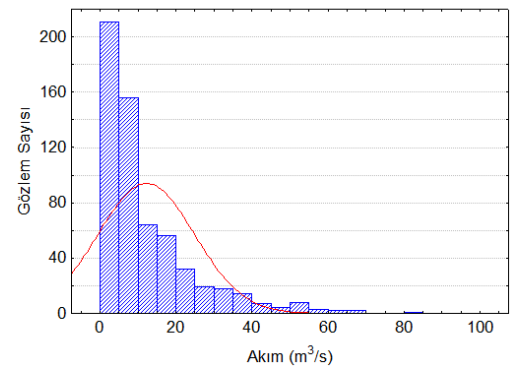
(b) Kızılırmak aylık akımları



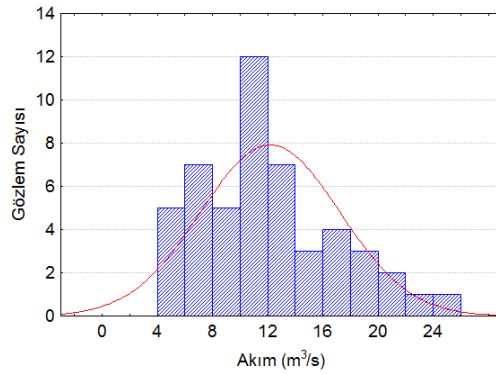
(c) Kızılırmak yıllık akımları



(a) Göksun günlük akımları

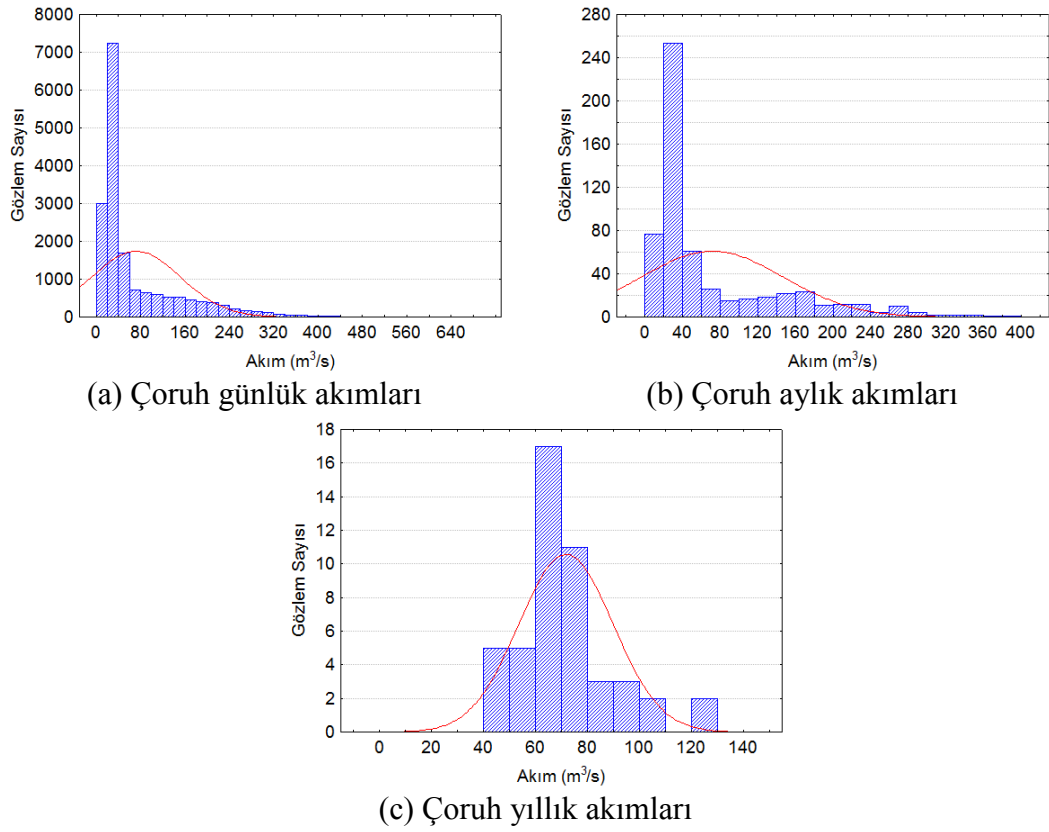


(b) Göksun aylık akımları



(c) Göksun yıllık akımları

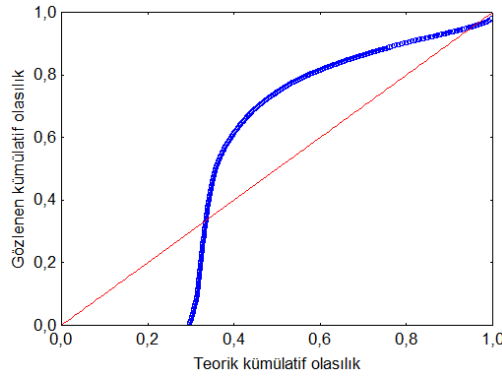
Şekil 4.7. (devam)



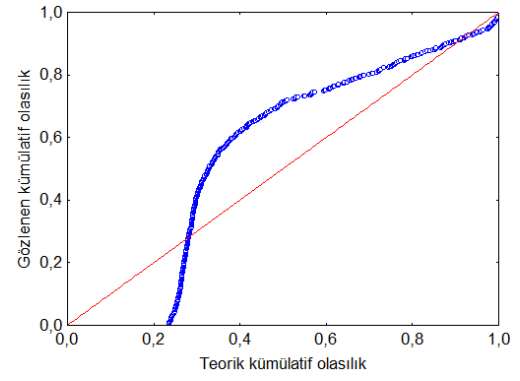
Şekil 4.7. (devam)

Şekil 4.7’ de akarsu akımlarına ait histogramlar ile bu akımların ortalama ve standart sapma değerleri dikkate alınarak hesaplanan teorik normal dağılım eğrileri görülmektedir. Normal dağılım eğrileri incelendiğinde yalnızca yıllık akımların normal dağılıma yaklaştığı diğer akımların ise çarpık dağıldığı görülmektedir. Ayrıca histogramlara bakıldığında tüm akarsu akımlarına ait akım gözlenme olasılıklarının (frekanslarının) farklı olduğu açıktır. Zaman serisi analizlerinden önce akarsu akımlarının normal dağılıma uyup uymadıkları belirlenmelidir. Bu amaçla, gözlenen kümülatif dağılımlar ile teorik kümülatif dağılımlar² arasındaki ilişkiyi gösteren Olasılık-Olasılık grafikleri (P-P grafikleri) ile Ki-Kare analizinin sonuçları sırasıyla Şekil 4.8 ve Çizelge 4.3’ te sunulmuştur.

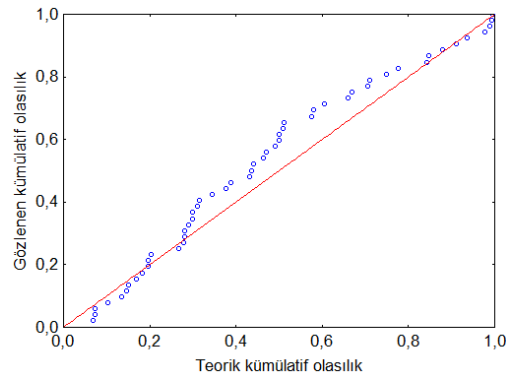
² Burada normal dağılım dikkate alınmıştır



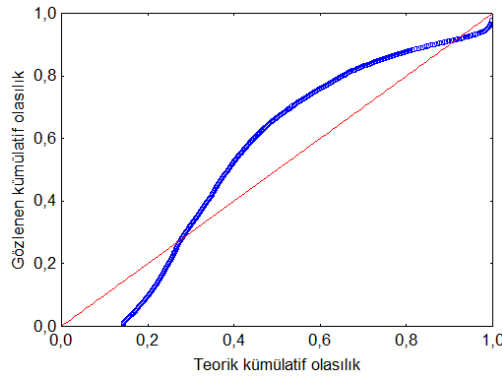
(a) Simav Çayı günlük akımlar



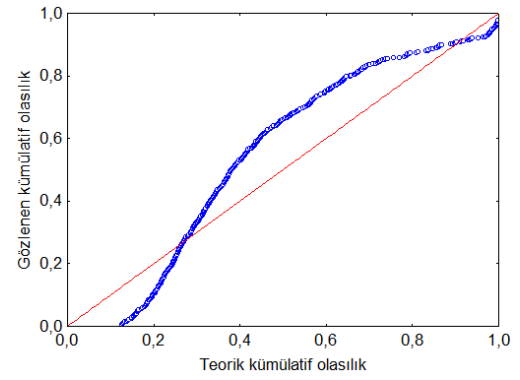
(b) Simav Çayı aylık akımlar



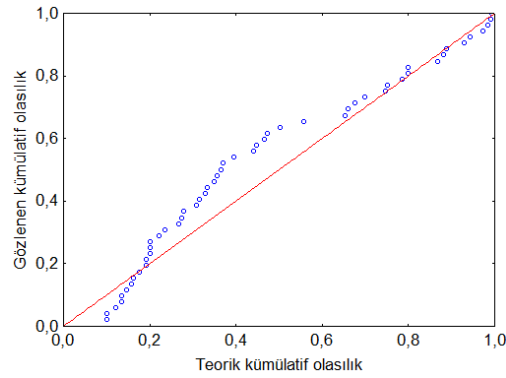
(c) Simav Çayı yıllık akımlar



(a) B. Menderes günlük akımları

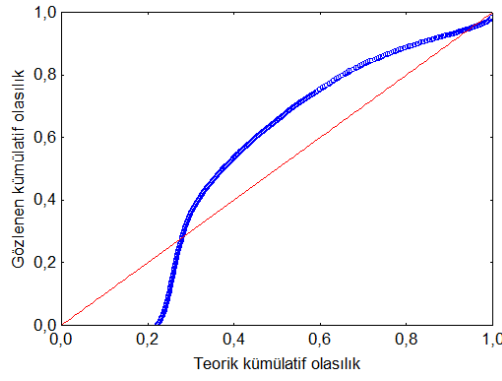


(b) B. Menderes aylık akımları

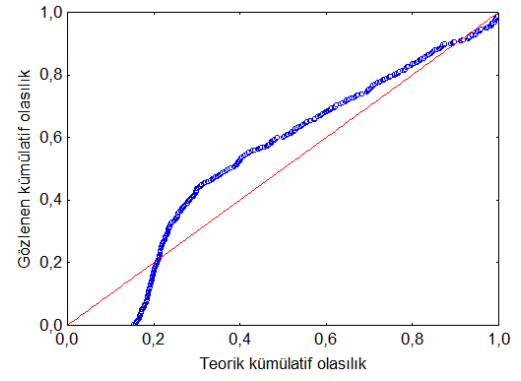


(c) B. Menderes yıllık akımları

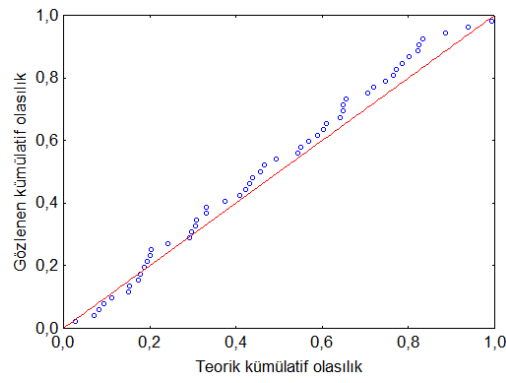
Şekil 4.8. Akımların tüm zaman ölçeklerine ait PPCC sonuçları



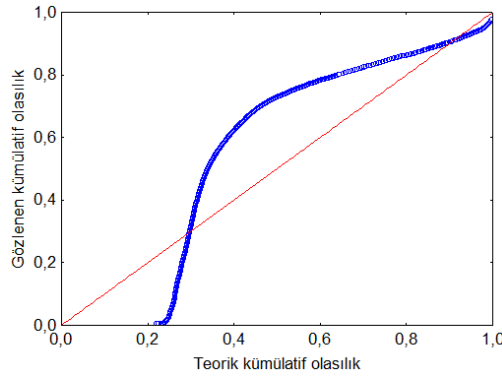
(a) Köprüçay günlük akımları



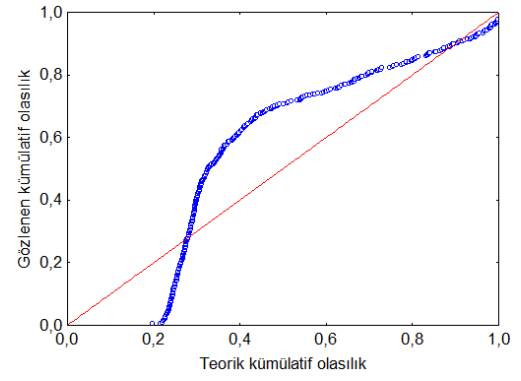
(b) Köprüçay aylık akımları



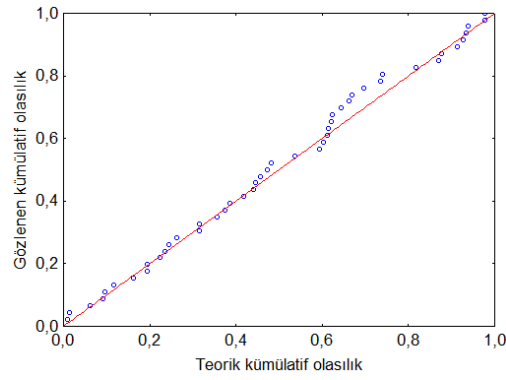
(c) Köprüçay yıllık akımları



(a) Kızılırmak günlük akımlar

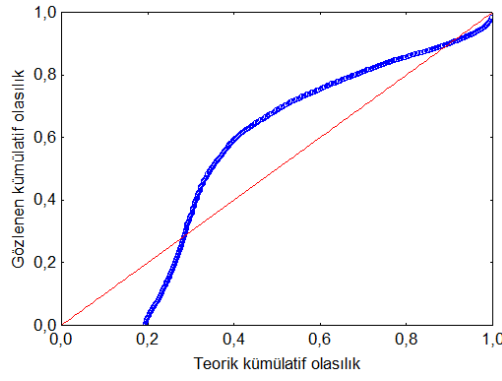


(b) Kızılırmak aylık akımları

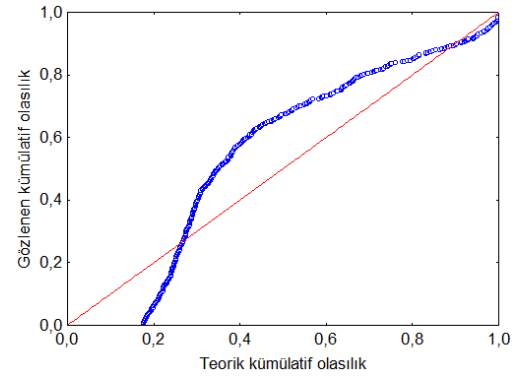


(c) Kızılırmak yıllık akımları

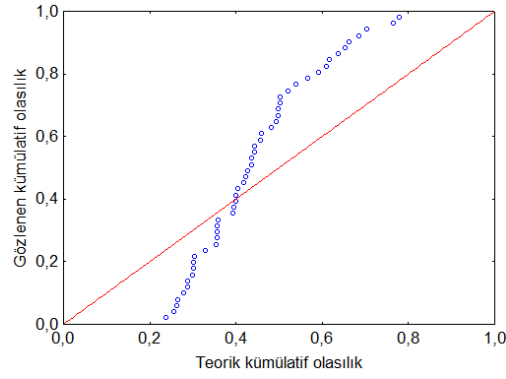
Şekil 4.8 (devam)



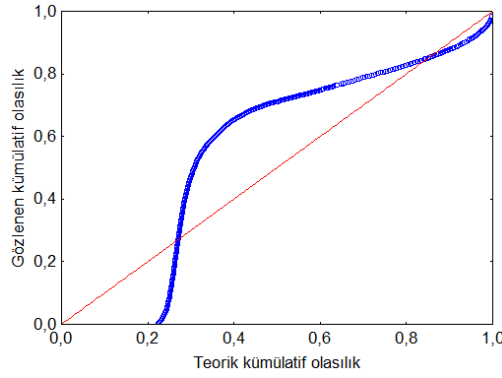
(a) Göksun günlük akımları



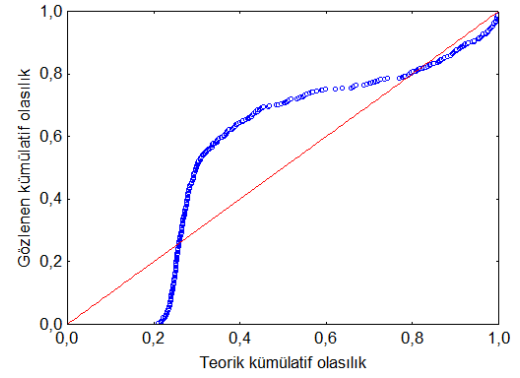
(b) Göksun aylık akımları



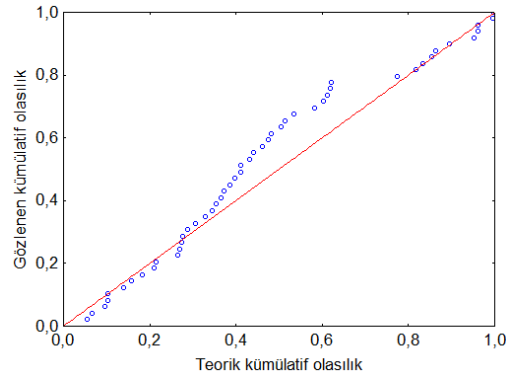
(c) Göksun yıllık akımları



(a) Çoruh günlük akımları



(b) Çoruh aylık akımları



(c) Çoruh yıllık akımları

Şekil 4.8. (devam)

Çizelge 4.3. Akımların tüm zaman ölçekleri için Ki-Kare analizi sonuçları

Nehir (İst. No)	Gözlem Periyodu	Zaman Ölçeği	Ki-Kare İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Kritik Ki-Kare Değeri	Aşılma Olasılığı	Normal Dağılım
Simav (316)	1960- 2010	Günlük	22173.67	3	7.82	0.0000	Hayır
		Aylık	551.95	2	5.99	0.0000	Hayır
		Yıllık	6.37	4	9.49	0.1729	Evet
B. Menderes (706)	1960- 2010	Günlük	15987.21	3	7.82	0.0000	Hayır
		Aylık	382.16	8	15.51	0.0000	Hayır
		Yıllık	7.71	4	9.49	0.1029	Evet
Köprüçay (902)	1960- 2010	Günlük	10495.33	3	9.82	0.0000	Hayır
		Aylık	162.17	3	7.82	0.0000	Hayır
		Yıllık	2.66	4	9.49	0.6164	Evet
Kızılırmak (1501)	1960- 2004	Günlük	12897.24	3	7.82	0.0000	Hayır
		Aylık	634.86	4	9.49	0.0000	Hayır
		Yıllık	2.06	3	7.82	0.5603	Evet
Göksun (2009)	1960- 2010	Günlük	15974.73	3	7.82	0.0000	Hayır
		Aylık	482.60	4	9.49	0.0000	Hayır
		Yıllık	32.93	2	5.99	0.0000	Hayır
Çoruh (2305)	1963- 2010	Günlük	25980.72	6	12.59	0.0000	Hayır
		Aylık	658.73	3	7.82	0.0000	Hayır
		Yıllık	9.45	4	9.49	0.0508	Evet

P-P grafikleri ve Ki-Kare analiz sonuçları incelendiği zaman günlük ve aylık akım serilerinin normal dağılmadığı, yıllık akımların ise Göksun nehri hariç normal dağıldığı görülmektedir. Buraya kadar yapılan analizler sonucunda, akım serilerinin olasılık dağılımlarının benzer, temel istatistiklerinin farklı olması süreçleri meydana getiren temel dinamiklerin benzer olup, başlangıç koşullarına (iklim, havza konumu vs.) bağlı olarak farklı akım serileri meydana getirip getirmediği sorusunu akla

getirmektedir. Çalışmanın ilerleyen bölümlerinde bu soru cevaplanmaya çalışılacaktır.

İncelenen akarsu akımlarını meydana getiren temel süreçlerde zaman içinde bir değişiklik olup olmadığını belirlemek amacıyla durağanlık testleri kullanılabilir. DF, ADF ve KPSS testlerini uygulamadan önce genellikle normallik varsayımını karşılamak için genellikle verilerin logaritması alınır (Gimeno vd., 1999; Wang, 2006). Logaritması alınan veriler için hesaplanan Dickey-Fuller (DF), Arttırılmış Dickey-Fuller (ADF) ile KPSS testlerinin sonuçları aşağıda verilmiştir.

Çizelge 4.4. Akarsu akımlarının stasyonellik test sonuçları

Nehir (İst. No)	Zaman Ölçeği	Gecikme Değeri	Düzey Durağan		DF ³		ADF		Durağan	Birim Kök
			KPSS	KPSS _{Kr} ⁴	t	p- değeri	t	p- değeri		
Simav (316)	Günlük	15	2.827	0.463	-14.409	0.000	-9.560	0.000	Hayır	Yok
	Aylık	6	0.648	0.463	-9.015	0.000	-12.063	0.000	Hayır	Yok
	Yıllık	1	0.851	0.463	-4.994	0.001	-4.739	0.000	Hayır	Yok
B. Menderes (706)	Günlük	15	31.974	0.463	-11.883	0.000	-12.505	0.000	Hayır	Yok
	Aylık	6	4.324	0.463	-12.107	0.000	-7.122	0.000	Hayır	Yok
	Yıllık	1	1.565	0.463	-3.415	0.061	-2.876	0.179	Hayır	Var
Köprüçay (902)	Günlük	15	0.681	0.463	-18.609	0.000	-10.768	0.000	Hayır	Yok
	Aylık	6	0.155	0.463	-10.016	0.000	-12.237	0.000	Evet	Yok
	Yıllık	1	0.150	0.463	-5.891	0.000	-4.440	0.005	Evet	Yok
Kızılrnak (1501)	Günlük	15	0.897	0.463	-7.097	0.000	-8.614	0.000	Hayır	Yok
	Aylık	6	0.231	0.463	-8.051	0.000	-12.867	0.000	Evet	Yok
	Yıllık	1	0.475	0.463	-2.702	0.241	-1.592	0.780	Hayır	Var
Göksun (2009)	Günlük	15	2.991	0.463	-8.275	0.000	-8.618	0.000	Hayır	Yok
	Aylık	6	0.643	0.463	-8.319	0.000	-12.369	0.000	Hayır	Yok
	Yıllık	1	0.264	0.463	-4.735	0.002	-5.186	0.001	Evet	Yok
Çoruh (2305)	Günlük	15	0.211	0.463	-6.669	0.000	-9.336	0.000	Evet	Yok
	Aylık	6	0.062	0.463	-8.958	0.000	-19.611	0.000	Evet	Yok
	Yıllık	1	0.137	0.463	-4.823	0.002	-3.605	0.040	Evet	Yok

³ Dickey-Fuller, testin yapısı gereği sadece 1 gecikme değeri için hesaplanmıştır

⁴ % 95 güven seviyesi için kritik KPSS tablo değeri

Çizelge 4.4' teki KPSS düzey durağanlık sonuçları incelendiğinde yalnızca Çoruh nehrinin tüm akımlarının durağan olduğu söylenebilir. Çoruh nehrinden başka durağan olan aylık akımlar Köprüçay ve Kızılırmak' a aittir. Durağan yıllık akımlar ise Köprüçay, Göksun ve Çoruh nehirlerine aittir.

DF ve ADF sonuçları incelendiği zaman B. Menderes ve Kızılırmak yıllık akımlarının birim köke sahip oldukları görülmektedir. Çalışmanın ilerleyen bölümlerinde bu akımlarda durağanlığın sağlanabilmesi için akımların birinci dereceden farkı alınacaktır. Birim köke sahip akarsu akımlarında geçmiş değerlere bağımlılık yüksek olabilmekte ve bu akımlarda yüksek dereceden hafıza bulunabilmektedir. Bu akımlar modellenirken durağanlık koşulu sağlanmaz ise gelecek dönemlere ait ön raporlama için oluşturulacak modeller yetersiz ve yanlış yönlendirici olabilmektedir. Hidrolojistler, akarsu akımlarını modellerken öncelikle akarsuda mevcut bulunabilecek durağan dışılığın sebeplerini araştırmalı ve mümkünse modellerin güvenilirliği ve yeterliliği açısından durağanlık şartını gerçekleştirmelidirler.

Durağanlık analizleri ile belirlendiği gibi yüksek değişkenlik içermesi nedeniyle günlük akımların Çoruh nehri hariç tamamı durağan dışıdır. Akımların durağanlığı ya da durağan dışılığı insan etkilerinin ve iklim değişikliğinin habercisi olabilmektedir (Wang vd., 2005a). Çizelge 4.4'e göre insan etkisi veya iklim değişikliği gibi akım süreçlerine etkisi olan dış faktörlerden en az etkilenen akarsu Çoruh nehridir. Bunun başlıca nedenleri arasında akarsuyun insan etkilerine kapalılığı, arazi koşulları, bölgedeki iklim parametrelerindeki değişmezlik-süreklilik ve buna bağlı olarak beslenme rejimindeki devamlılık düşünülebilir. Akarsu akımlarındaki durağan dışılık, zaman içinde akarsu akımlarının ortalamasındaki azalmadan kaynaklanabilir. Ayrıca durağan dışılığın bir diğer sebebi de akımların zaman içindeki varyansları-ortalamadan sapmaları olabilir. Varyans sabitsizliğinin mevcudiyeti ve durağan dışılığa etkisi ARCH Analizi başlığı altında incelenecektir. Akarsu akımlarında zaman içinde azalma veya artma olup olmadığının belirlenmesi için logaritması alınan akım verilerinde Mann-Kendall ve Spearman Ro analizi gerçekleştirilmiştir. Sen egim analizi ise daha doğru ve açıklayıcı bilgi vermesi

açısından hem ham verilerde hem de logaritması alınan verilerde⁵ gerçekleştirilmiştir (Çizelge 4.5).

Çizelge 4.5. Eğim Analizi (Ham veri)

Nehir (İst. No)	Zaman Ölçeği	Mann-Kendall Analizi			Spearman'ın Ro Analizi		
		τ	z	p-değeri	r_s	t_t	p-değeri
Simav (316)	Günlük	-0.051	-5.892	0.000	-0.117	-15.989	0.000
	Aylık	-0.094	-3.465	0.000	-0.132	-3.278	0.0011
	Yıllık	-0.313	-3.233	0.0012	-0.439	-3.421	0.0013
B. Menderes (706)	Günlük	-0.057	-6.654	0.000	-0.548	-88.888	0.000
	Aylık	-0.395	-14.569	0.000	-0.567	-16.940	0.000
	Yıllık	-0.486	-5.020	0.000	-0.709	-7.033	0.000
Köprüçay (902)	Günlük	-0.0975	-11.329	0.000	-0.0468	-6.385	0.000
	Aylık	-0.0354	-1.3077	0.191	-0.0488	-1.2049	0.2287
	Yıllık	-0.0871	-0.8934	0.3716	-0.1126	-0.7931	0.4315
Kızılırmak (1501)	Günlük	-0.1901	-22.077	0.000	-0.0748	-9.5338	0.000
	Aylık	-0.0539	-1.8568	0.0633	-0.0815	-1.8816	0.0604
	Yıllık	-0.1879	-1.8097	0.0703	-0.242	-1.6357	0.1092
Göksun (2009)	Günlük	-0.098	-11.385	0.000	-0.1160	-15.736	0.000
	Aylık	-0.0819	-2.9918	0.0028	-0.1243	-3.057	0.0023
	Yıllık	-0.1576	-1.6061	0.1083	-0.2338	-1.666	0.1012
Çoruh (2305)	Günlük	0.1126	13.079	0.000	0.0240	3.1724	0.0015
	Aylık	0.0157	0.5612	0.5747	0.0223	0.5323	0.5947
	Yıllık	0.0656	0.6488	0.5165	0.0854	0.5816	0.5637

⁵ Varlığı Mann-Kendall ve Spearman Ro ile belirlenen eğim değerleri logaritmik verilerde oldukça küçük olacaktır ve bu nedenle ham veriler üzerinden eğim değerlerinin dikkate alınması, eğimlerin birbirleriyle karşılaştırmasında daha doğru bir yaklaşımdır

Eğim analizi sonuçları incelendiğinde Simav ve Büyük Menderes nehirlerinin tüm zaman ölçeklerinde azalan bir eğimin varlığı bulgulanmıştır. Ayrıca tüm nehirlerin günlük akımlarında Çoruh nehri hariç azalma trendi, Çoruh nehrinde pozitif eğilimli trend tespit edilmiştir. Aylık ve yıllık akımlara bakıldığında Köprüçay, Kızılırmak ve Çoruh nehirlerinde trende rastlanmazken Göksun nehrinin aylık akımlarında trend bulgulanmıştır. Akarsu akımlarında uzun dönemde azalma olup olmadığının belirlenmesi için aylık ve özellikle yıllık akımlar önem kazanmaktadır. Çünkü, insan etkisi, arazi şartlarındaki dönemsel değişiklikler gibi akımlara etkisi kısa vadede ortaya çıkan ve etkisi uzun olmayan etmenler günlük akımlarda azalan trende sebep olabilmektedir (Booth ve Bledsoe, 2009). İklim değişikliği ve akarsu akım dinamiğinde meydana gelen değişimler aylık ve yıllık akım süreçlerinde ortaya çıkmaktadır. Bu düşünceler ışığı altında, Simav ve Büyük Menderes akımlarında uzun döneme yayılan bir azalma trendinden bahsedilebilir. Bunun sebebi iklim değişikliği sebebiyle yağış rejimindeki ve beslenmedeki değişimler, sıcaklıktaki artış olabileceği gibi bu bölgelerdeki nüfus artışı ve sanayileşme de olabilir.

Durağanlık ve Eğim analizi beraber incelendiğinde iki analizin sonuçlarının uyumlu olduğu görülmektedir. Ancak bu analizde iki akım dikkat çekicidir. Kızılırmak nehrinin yıllık akımlarında trend yok iken durağan olmadığı bulgulanmıştır. Bu akımda durağan dışılığın sebebi birim kökün varlığıdır. Çoruh nehri günlük akımı ise durağan bulunmuştur ancak eğimin varlığı da tespit edilmiştir. Logaritması alınan verilerde yapılan durağanlık ve eğim analizi sonuçları dikkate alındığında Çoruh nehrinin günlük akımlarındaki Sen eğimi $2.72E-5$ (Çizelge 4.6) gibi küçük bir değere sahiptir. Bu nedenle KPSS testi küçük eğimli akım verilerinde dikkatli bir şekilde kullanılmalı ve durağanlık testinin yanında eğim analizi de gerçekleştirilmelidir.

Çizelge 4.6. Ham ve logaritmik verilerin Sen eğim analizi sonuçları

Nehir (İst. No)	Zaman Ölçeği	Sen Eğim Tahmini (Ham veri)			Sen Eğim Tahmini (Log veri)		
		Eğim	M ₁	M ₂	Eğim	M ₁	M ₂
Simav (316)	Günlük	-4.41E-4	-5.68E-4	-3.12E-4	-1.94E-5	-2.52E-5	-1.38E-5
	Aylık	-0.013	-0.021	-0.007	-4.19E-4	-6.26E-4	-2.21E-4
	Yıllık	-0.578	-0.868	-0.286	-0.0064	-0.0099	-0.0031
B. Menderes (706)	Günlük	-8.88E-4	-0.0011	-6.64E-4	-1.78E-5	-2.24E-5	-1.33E-5
	Aylık	-0.0925	-0.1023	-0.0825	-0.0011	-0.0012	-9.79E-4
	Yıllık	-1.298	-1.762	-0.932	-0.0130	-0.0160	-0.0092
Köprüçay (902)	Günlük	-0.0021	-0.0024	-0.0018	-1.85E-5	-2.12E-5	-1.58E-5
	Aylık	-0.0084	-0.0202	0.0022	-6.94E-5	-1.64E-4	1.78E-5
	Yıllık	-0.2039	-0.5004	0.1380	-0.0010	-0.0026	7.24E-4
Kızılırmak (1501)	Günlük	-0.0039	-0.0042	-0.0036	-6.94E-5	-7.46E-5	-6.44E-5
	Aylık	-0.0127	-0.0250	-0.0014	-2.17E-4	-4.15E-4	-2.43E-5
	Yıllık	-0.5558	-1.0983	-0.0472	-0.0037	-0.0074	-3.51E-4
Göksun (2009)	Günlük	-4.88E-4	-5.61E-4	-4.16E-4	-4.39E-5	-5.01E-5	-3.76E-5
	Aylık	-0.0044	-0.0068	-0.0020	-3.31E-4	-5.16E-4	-1.51E-4
	Yıllık	-0.0793	-0.1654	0.0016	-0.0031	-0.0062	6.89E-5
Çoruh (2305)	Günlük	0.0017	0.0015	0.0019	2.72E-5	2.37E-5	3.07E-5
	Aylık	0.0024	-0.0049	0.0095	3.75E-5	-7.53E-5	1.52E-4
	Yıllık	0.0940	-0.1836	0.4345	6.53E-4	-0.0012	0.0025

Akım serilerinde durağan dışılığın trendden başka bir diğer sebebi ARCH etkisi olarak adlandırılan varyans sabitsizliği olabilir. Akarsu akımlarında gözlenebilen yüksek akımları yüksek akımların takip etmesi ve düşük akımları düşük akımların takip etmesi bir başka deyişle volatilité kümelenmesi durağanlığa etki edebilmektedir. ARCH etkisi gözlenen serilerde modelleme açısından geleneksel zaman serisi analizinde mevcut olan varyans sabitliği varsayımı geçersiz olmakta ve model sonuçları-tahminleri yanıltıcı olabilmektedir. Bir sonraki bölümde ARCH

etkisinin akım serilerinde durağan dışılığın sebeplerinden olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla, ARCH analizine başlamadan önce trend varlıkları istatistiksel testlerle ortaya konulan zaman serilerinde trend denklemleri hesaplanmıştır (Çizelge 4.7).

Çizelge 4.7. Akarsu akım verileri için trend denklemleri

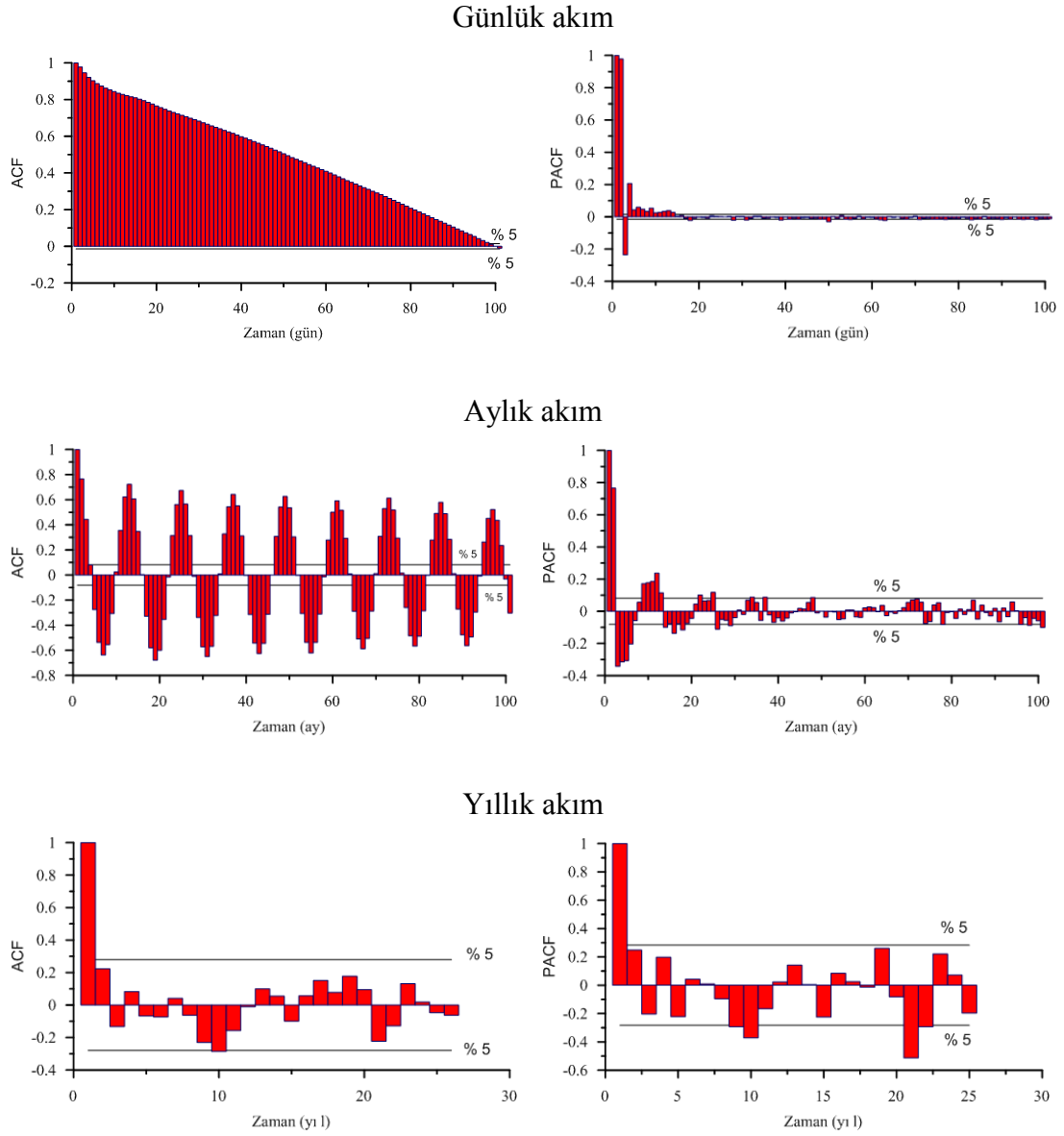
		<i>Ham veri</i>	<i>Log veri</i>
Simav Çayı (316)	<i>Günlük</i>	$Y = 60.5087 - 0.0018T$ (1.1563) (0.0001)	$Y = 1.4084 - 1.31 \cdot 10^{-5} T$ (0.0076) (0.0000)
	<i>Aylık</i>	$Y = 60.8886 - 0.0563T$ (4.7283) (0.0134)	$Y = 1.4702 - 0.0004T$ (0.0411) (0.0001)
	<i>Yıllık</i>	$Y = 59.8705 - 0.6161T$ (5.3818) (0.1801)	$Y = 1.7641 - 0.0066T$ (0.0550) (0.0018)
B. Menderes (706)	<i>Günlük</i>	$Y = 92.8963 - 0.0042T$ (0.6674) (0.0001)	$Y = 1.9658 - 4.54 \cdot 10^{-5} T$ (0.0062) (0.0000)
	<i>Aylık</i>	$Y = 93.0186 - 0.1281T$ (3.3877) (0.0096)	$Y = 1.9562 - 0.0012T$ (0.0287) (0.0001)
	<i>Yıllık</i>	$Y = 93.0454 - 0.0018T$ (6.6568) (0.2228)	$Y = 1.9832 - 0.0126T$ (0.0531) (0.0018)
Köprüçay (902)	<i>Günlük</i>	$Y = 89.1355 - 0.0007T$ (1.0558) (0.0001)	$Y = 1.8493 - 2.74 \cdot 10^{-6} T$ (0.0039) (0.0000)
Kızılırmak (1501)	<i>Günlük</i>	$Y = 76.6101 - 0.0011T$ (1.3769) (0.0001)	$Y = 1.6627 - 9.65 \cdot 10^{-6} T$ (0.0070) (0.0000)
Göksun (2009)	<i>Günlük</i>	$Y = 14.5107 - 0.0003T$ (0.2081) (0.0000)	$Y = 0.9665 - 1.55 \cdot 10^{-5} T$ (0.0079) (0.0001)
	<i>Aylık</i>	$Y = 14.5166 - 0.0080T$ (1.0340) (0.0030)	$Y = 0.9903 - 0.0005T$ (0.0412) (0.0001)
Çoruh (2305)	<i>Günlük</i>	$Y = 69.1047 - 0.0002T$ (1.2134) (0.0001)	$Y = 1.6380 - 1.14 \cdot 10^{-6} T$ (0.0060) (0.0000)

Çizelge 4.7’ de eğimlerin karşılaştırılmasının niceliksel olarak kolay olması için ham veriler için de eğim değerleri hesaplanmıştır. Buna göre, günlük akımlarda en büyük eğim 0.0042’ lik eğimle B. Menderes nehrinde görülmektedir. En küçük günlük eğim ise Çoruh nehrindedir. Göksun nehrinin günlük eğim değeri Çoruh nehrine yakındır. Aylık eğimler incelendiğinde ise yine en fazla eğim değeri B. Menderes nehrinde, en az ise Göksun nehrinde görülmektedir. Yıllık akımda ise en fazla eğim değeri Simav nehrine aittir. Azalan eğim değerleri dikkate alındığında Simav ve B. Menderes nehirlerinde dikkate değer bir azalmanın varlığından söz edilebilir.

Buraya kadar elde edilen analiz sonuçları dikkate alınarak ARCH analizi için aşağıdaki veri setleri hazırlanmıştır.

1. Simav: Tüm zaman ölçeklerinde verilerin logaritması alınıp trend denklemi çıkarılmıştır.
2. B. Menderes: Günlük ve Aylık değerlerin logaritması alınıp trend denklemi çıkarılmıştır. Yıllık akımların logaritmik değerlerinden trend denklemi çıkarılıp, birim kökün varlığından dolayı 1. dereceden fark alınmıştır.
3. Köprüçay: Günlük akımlar: Logaritma-trend. Aylık ve yıllık akımlar: Sadece logaritma.
4. Kızılırmak: Günlük akımlar: Logaritma-trend. Aylık akımlar: Sadece logaritma. Yıllık akımlar: Logaritma ve 1. dereceden fark.
5. Göksun: Günlük ve aylık akımlar: Logaritma-trend. Yıllık akımlar: Logaritma.
6. Çoruh: Günlük akımlar: Logaritma-trend. Aylık ve yıllık akımlar: Sadece logaritma.

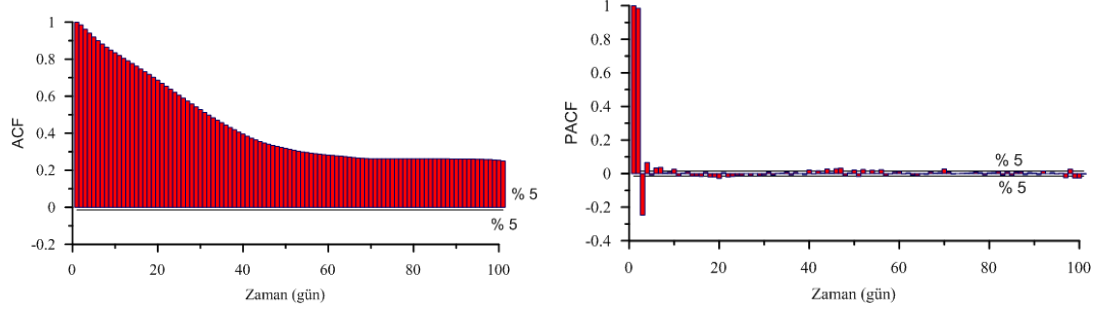
ARCH analizinde birinci adım, akım verilerinin ortalama davranışlarının uygun zaman serisi modelleri ile modellenmesidir. Yukarıda hazırlanan veri setlerinin ACF ve PACF grafikleri Şekil 4.9’ da görülmektedir.



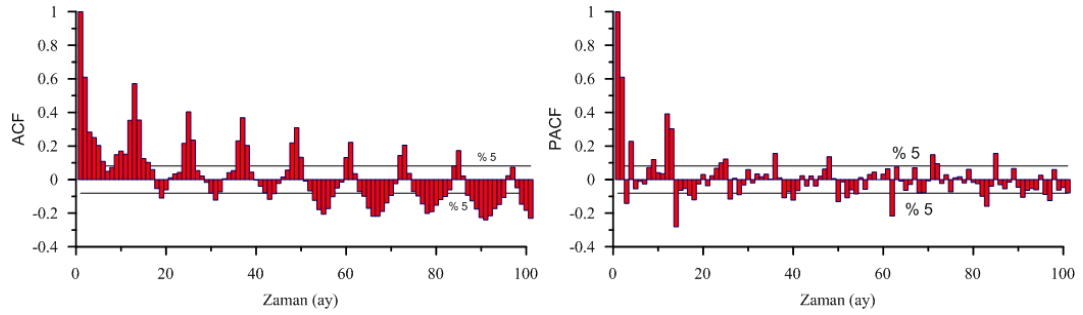
Şekil 4.9. Simav nehri akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları⁶

⁶ % 5, güven aralığını göstermektedir

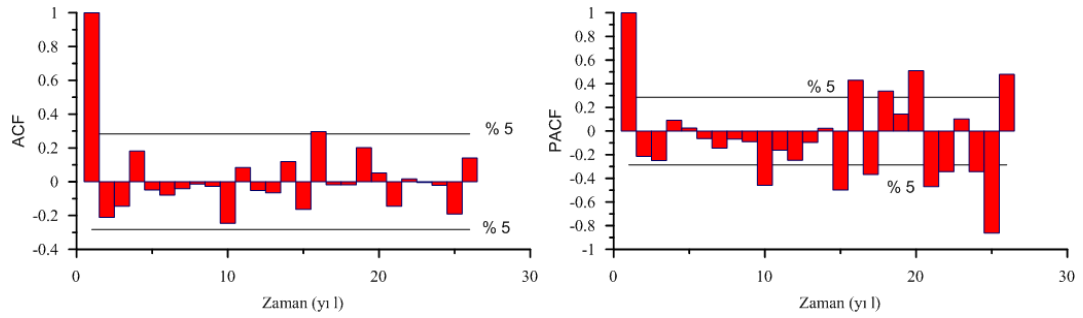
Günlük akım



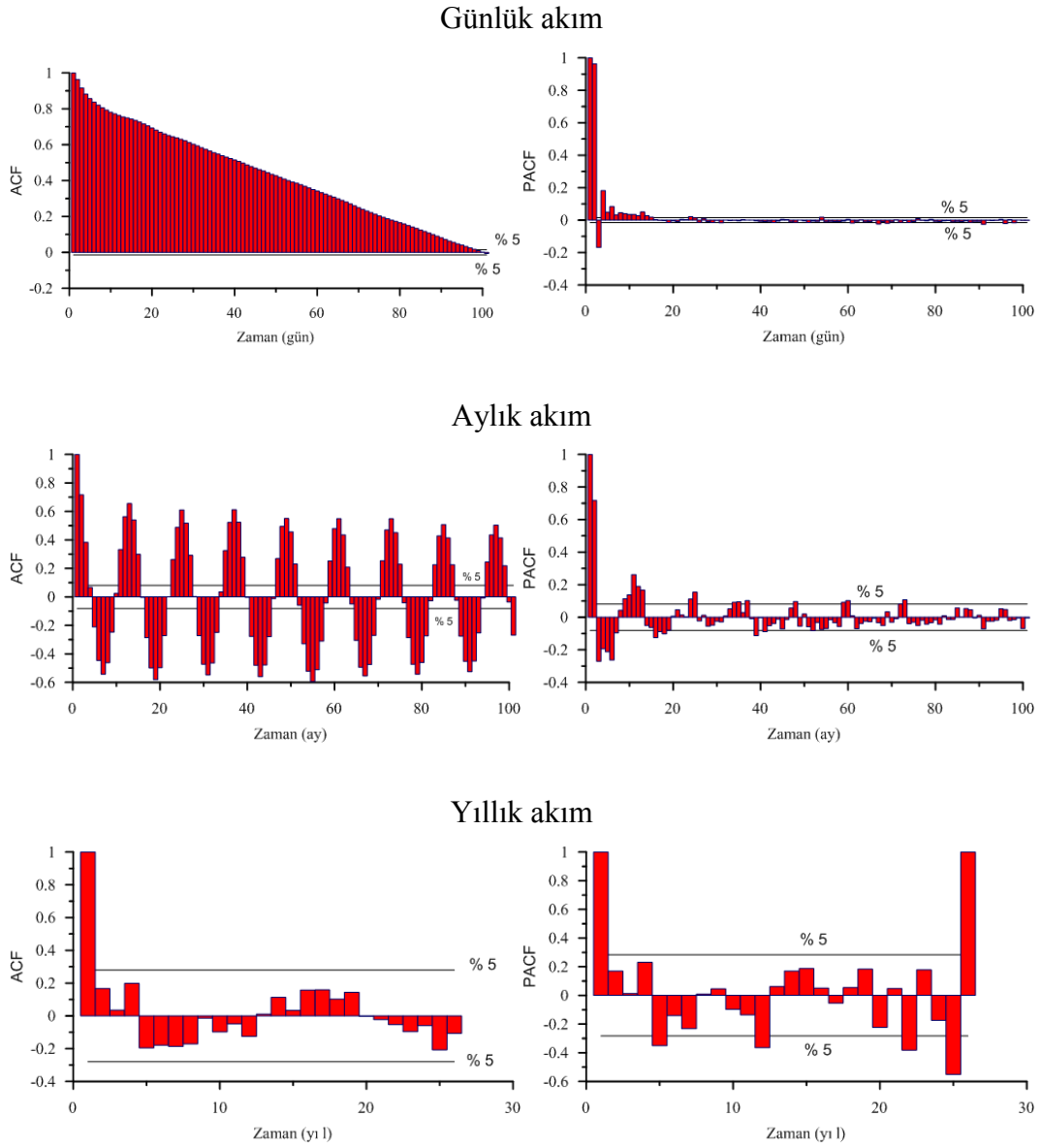
Aylık akım



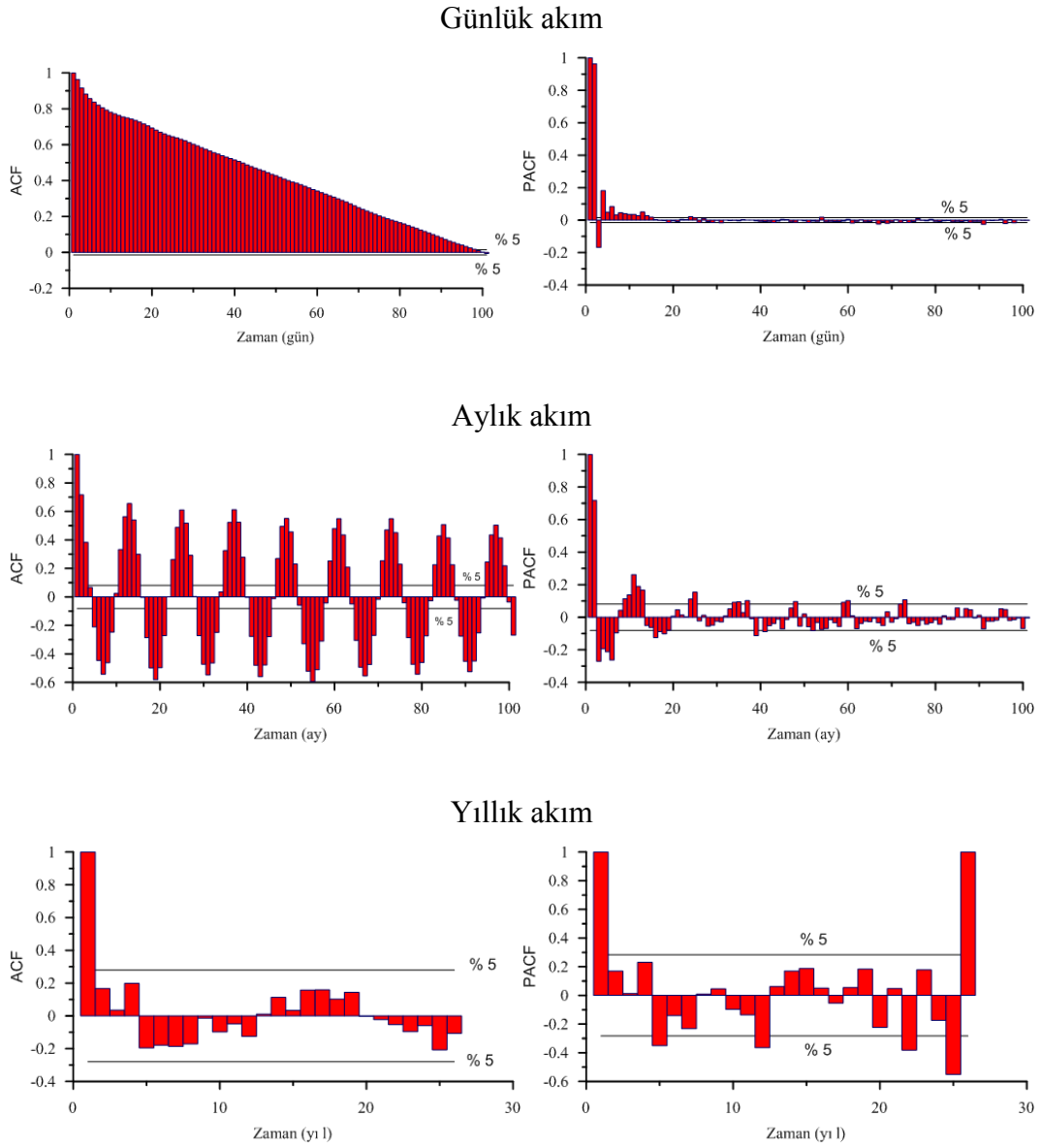
Yıllık akım



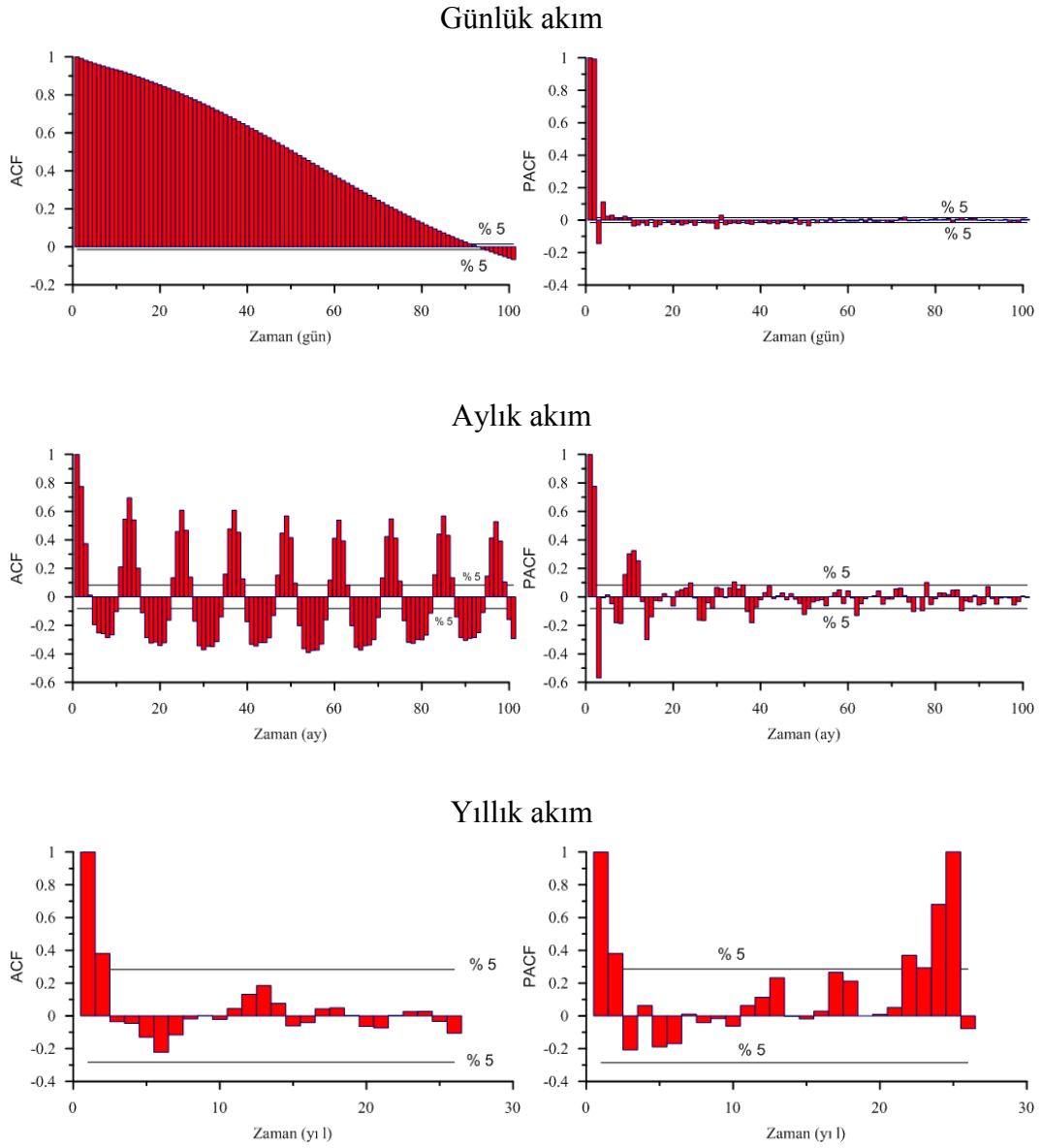
Şekil 4.10. B. Menderes akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları



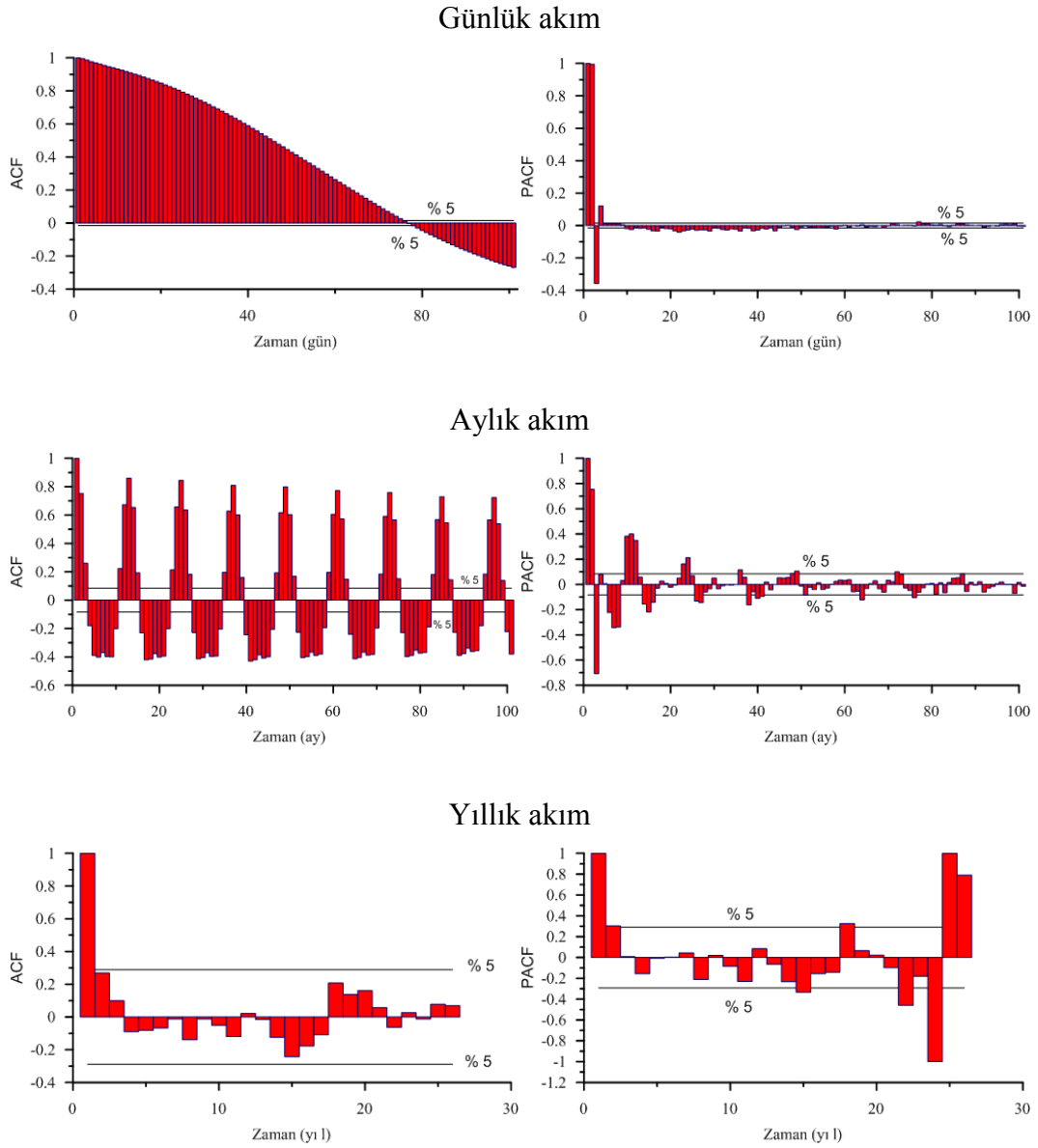
Şekil 4.11. Köprüçay akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları



Şekil 4.12. Kızılırmak akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları



Şekil 4.13. Göksun akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları



Şekil 4.14. Çoruh akımlarının tüm zaman ölçeklerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları

Günlük akımlara ait ACF' ler incelendiğinde tümünün uzun gecikmelerden sonra (yaklaşık 80-100 gün) sıfıra yaklaştığı görülmektedir. ACF'nin uzun gecikmelerden sonra sıfıra yaklaşması zaman serisinin ardışık gözlemleri arasında yüksek bağımlılığın bir göstergesidir. Aynı zamanda uzun hafızaya sahip sistemlerde de yine bu özellik görülebilmektedir. Aylık ACF' ler incelendiğinde ise beklenildiği gibi

tümünde periyodiklik görülmektedir. Yıllık ACF' lerde ise rastsal zaman serilerinde görülen bir özellik olarak ilk birkaç değer yüksek ve sonrası % 95 güven aralığı dâhilindedir. Günlük ve aylık PACF' lerin zamanla azalıyor olması ve/veya güven aralığında kalması nedeniyle bu verilerde AR modeli uygundur. Fakat aynı zamanda ACF' lerin zamanla geç azalıyor oluşu da zaman serilerinde MA yapısının varlığını da göstermektedir. Bu nedenle AR modellerinin yanında ARMA modelleri de bu zaman serileri için dikkate alınmıştır. Yıllık akımların PACF' lerine bakıldığında ise 22-30 yıllarında pik değerler göze çarpmaktadır. Bu pik değerlerin sebebi sırasıyla 22 yıllık Hale ve 33 yıllık Bruckner Güneş döngüleri olduğu düşünülebilir (Kasatkina vd., 2007) . Yukarıdaki bulgular dikkate alındığında zaman serileri için kurulacak AR ve ARMA modellerin derecelerini grafiksel olarak belirlemek zor ve yanıltıcı olacaktır. Çünkü, örneğin günlük ACF' lerin yüksek gecikmelerde sıfıra yaklaşması ve PACF' lerin davranışı da dikkate alındığında Simav nehri için ARMA(20,100) modeli önerilebilir. Hâlbuki yapılan ilk incelemeler sonucunda yüksek dereceden bu model yerine ARMA(5,15) modelinin ARMA(20,100) modelinden daha düşük AIC değeri verdiği görülmüştür. Bu nedenle, ACF ve PACF' lerin genel davranışları dikkate alınarak günlük ve aylık akımlar için maksimum ARMA(50,100), yıllık akımlar için maksimum ARMA(25,25) olacak şekilde tüm modeller incelenmiş, minimum AIC ve maksimum R^2 yi veren model en uygun olarak seçilmiştir. Oldukça zaman alıcı bu işlemde, örneğin Simav nehri için 50 AR modeli, 100 MA modeli ve 5000 ARMA modeli kurulmuştur. Elde edilen en uygun modellerin parametreleri ve uygunluk istatistikleri aşağıda görülmektedir.

Çizelge 4.8. Simav Çayı akımları için optimum zaman serisi modelleri

<i>Simav Çayı</i>	<i>Günlük</i>	<i>Aylık</i>	<i>Yıllık</i>
Parametre	ARMA(5,15)	ARMA(7,6)	ARMA(6,4)
μ	-0.0019	0.0009	-0.0321
ϕ_1	0.6400	1.4564	0.2889
ϕ_2	0.5609	0.7382	0.1457
ϕ_3	0.6455	-2.6546	0.5508
ϕ_4	-0.5676	1.1484	-0.4325
ϕ_5	-0.2797	0.8822	0.0910
ϕ_6	---	-0.9639	-0.2157
ϕ_7	---	0.2955	---
θ_1	0.5887	-0.9385	0.2254
θ_2	-0.3085	-1.2601	-0.9270
θ_3	-1.1345	2.1113	-0.9451
θ_4	-0.5953	-0.0494	0.7399
θ_5	0.0274	-1.0492	---
θ_6	0.1555	0.4823	---
θ_7	0.0809	---	---
θ_8	0.0417	---	---
θ_9	0.0325	---	---
θ_{10}	0.0344	---	---
θ_{11}	0.0131	---	---
θ_{12}	-0.0011	---	---
θ_{13}	0.0264	---	---
θ_{14}	0.0383	---	---
θ_{15}	0.0255	---	---
AIC	-1.7303	-0.0466	-1.7149
R²	0.9615	0.7919	0.8210

Çizelge 4.9. B. Menderes nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri

B. Menderes	Günlük	Aylık	Yıllık
Parametre	ARMA(9,11)	ARMA(9,6)	ARMA(9,12)
μ	-0.0001	0.0104	-0.0075
ϕ_1	1.1367	0.1876	-0.0794
ϕ_2	-0.2173	0.0852	-0.5858
ϕ_3	0.2585	0.5943	-0.0983
ϕ_4	0.5236	-0.2202	-0.1388
ϕ_5	-0.2557	-0.1585	0.8523
ϕ_6	-0.6867	-0.7519	-0.3603
ϕ_7	0.4437	0.3149	-0.3923
ϕ_8	-0.8652	-0.1293	-0.3899
ϕ_9	0.6556	0.4482	0.4967
θ_1	0.1059	0.4550	-0.1433
θ_2	0.0154	-0.0545	-0.4464
θ_3	-0.1913	-0.4941	-0.9527
θ_4	-0.7978	0.0478	0.9173
θ_5	-0.6801	0.4912	-0.3585
θ_6	0.1241	0.4858	-0.2268
θ_7	-0.1151	---	0.4336
θ_8	0.6336	---	-0.1834
θ_9	0.2360	---	-0.1082
θ_{10}	0.0362	---	-0.1205
θ_{11}	-0.0021	---	-0.5425
θ_{12}	---	---	0.8525
AIC	-2.4539	-0.0199	-1.7687
R²	0.9721	0.5632	0.8588

Çizelge 4.10. Köprüçay nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri

<i>Köprüçay</i>	<i>Günlük</i>	<i>Aylık</i>	<i>Yıllık</i>
Parametre	ARMA(5,6)	ARMA(4,6)	ARMA(5,7)
μ	-0.0004	1.8432	1.9068
ϕ_1	0.9384	0.7212	-0.3280
ϕ_2	1.1856	0.2139	-0.3896
ϕ_3	-0.6869	-0.0807	-0.1013
ϕ_4	-0.9582	-0.5351	-0.2286
ϕ_5	0.5207	---	0.3729
θ_1	0.1902	-0.1847	0.9961
θ_2	-1.3404	-0.4225	0.6754
θ_3	-0.7573	-0.1502	0.4553
θ_4	0.5921	0.5740	-0.2721
θ_5	0.2842	0.2955	0.2236
θ_6	0.0392	0.0609	-0.7391
θ_7	---	---	-0.5273
AIC	-2.5592	-1.1292	-2.5268
R²	0.9345	0.7066	0.7554

Çizelge 4.11. Kızılırmak nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri

<i>Kızılırmak</i>	<i>Günlük</i>	<i>Aylık</i>	<i>Yıllık</i>
Parametre	ARMA(13,9)	ARMA(4,9)	ARMA(8,7)
μ	-0.0010	1.6054	0.0189
ϕ_1	0.2445	0.7289	-0.3993
ϕ_2	0.6539	-0.2680	0.6195
ϕ_3	0.4491	0.7174	-0.2029
ϕ_4	0.1136	-0.9812	-0.4960
ϕ_5	0.1526	---	0.5532
ϕ_6	0.0506	---	-0.3712
ϕ_7	-0.3266	---	-0.2204
ϕ_8	-0.6941	---	-0.3185
ϕ_9	-0.2240	---	---
ϕ_{10}	0.7907	---	---
ϕ_{11}	-0.1644	---	---
ϕ_{12}	-0.0320	---	---
ϕ_{13}	-0.0160	---	---
θ_1	0.9645	0.2710	0.4521
θ_2	0.3038	0.1965	-0.0923
θ_3	-0.3139	-0.7278	0.5622
θ_4	-0.5844	0.2454	-0.2006
θ_5	-0.7979	0.4757	0.5453
θ_6	-0.8736	0.4598	-0.9796
θ_7	-0.5347	0.1314	-0.0771
θ_8	0.8657	-0.0425	---
θ_9	0.6921	-0.0838	---
AIC	-3.2801	-0.3896	-0.9080
R²	0.9888	0.7890	0.7572

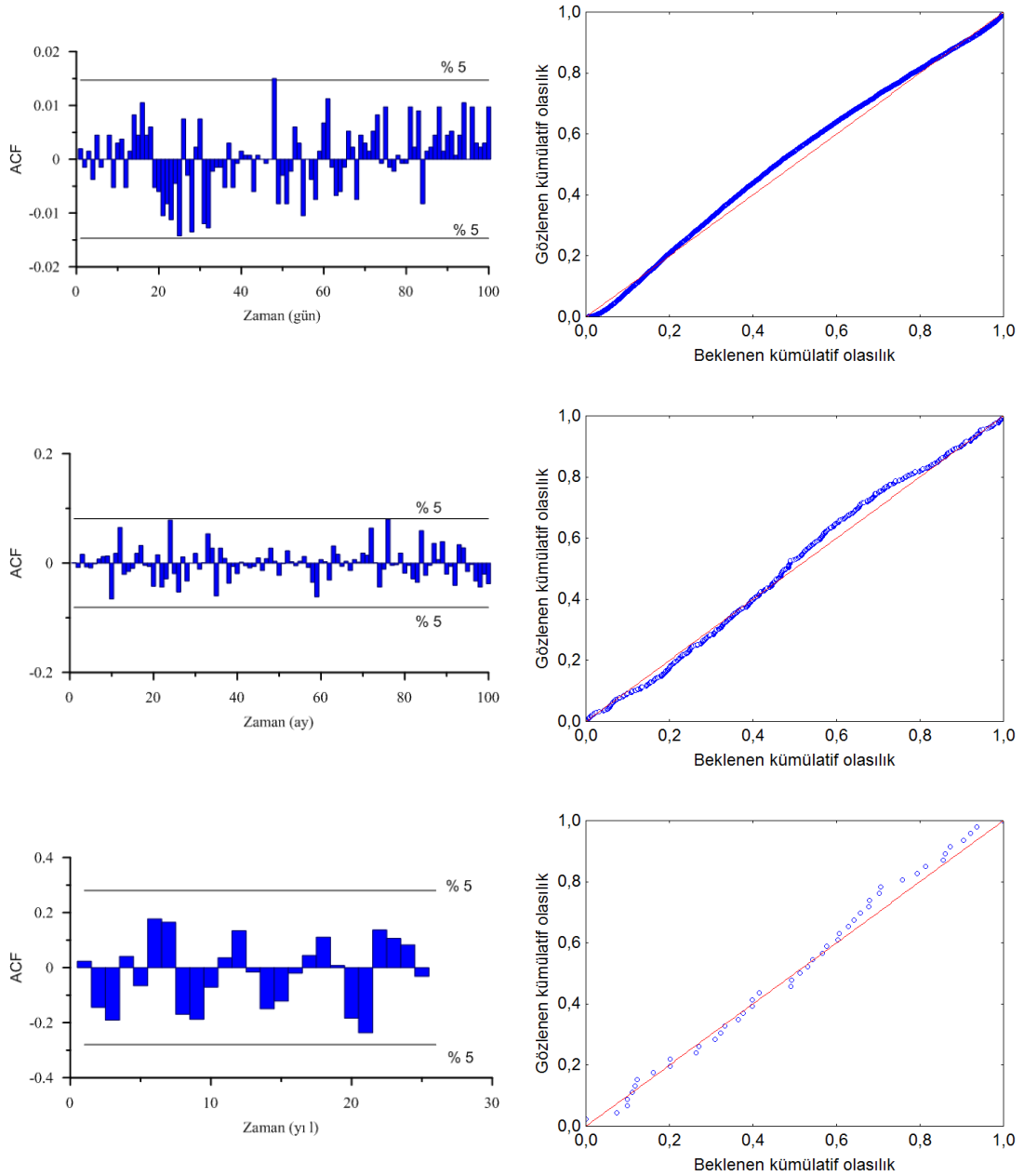
Çizelge 4.12. Göksun nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri

<i>Göksun</i>	<i>Günlük</i>	<i>Aylık</i>	<i>Yıllık</i>
Parametre	ARMA(6,12)	ARMA(9,1)	ARMA(5,8)
μ	-0.0004	0.0071	1.0497
ϕ_1	0.8710	1.5798	0.1255
ϕ_2	-0.3275	-0.9032	-0.0055
ϕ_3	0.9617	0.1032	0.2616
ϕ_4	-0.2864	-0.0290	-0.3191
ϕ_5	0.5509	0.1086	-0.1664
ϕ_6	-0.7721	0.1123	---
ϕ_7	---	-0.2322	---
ϕ_8	---	-0.1229	---
ϕ_9	---	0.2996	---
ϕ_{10}	---	---	---
θ_1	0.2671	-0.5317	0.8316
θ_2	0.3652	---	0.3913
θ_3	-0.5304	---	-1.1759
θ_4	-0.3971	---	0.4221
θ_5	-0.8175	---	0.1847
θ_6	-0.0869	---	-0.1950
θ_7	0.0867	---	0.0738
θ_8	0.0433	---	0.0927
θ_9	0.0543	---	---
θ_{10}	0.0575	---	---
θ_{11}	0.0493	---	---
θ_{12}	0.0511	---	---
AIC	-2.6351	-0.1007	-1.2356
R²	0.9851	0.7984	0.7458

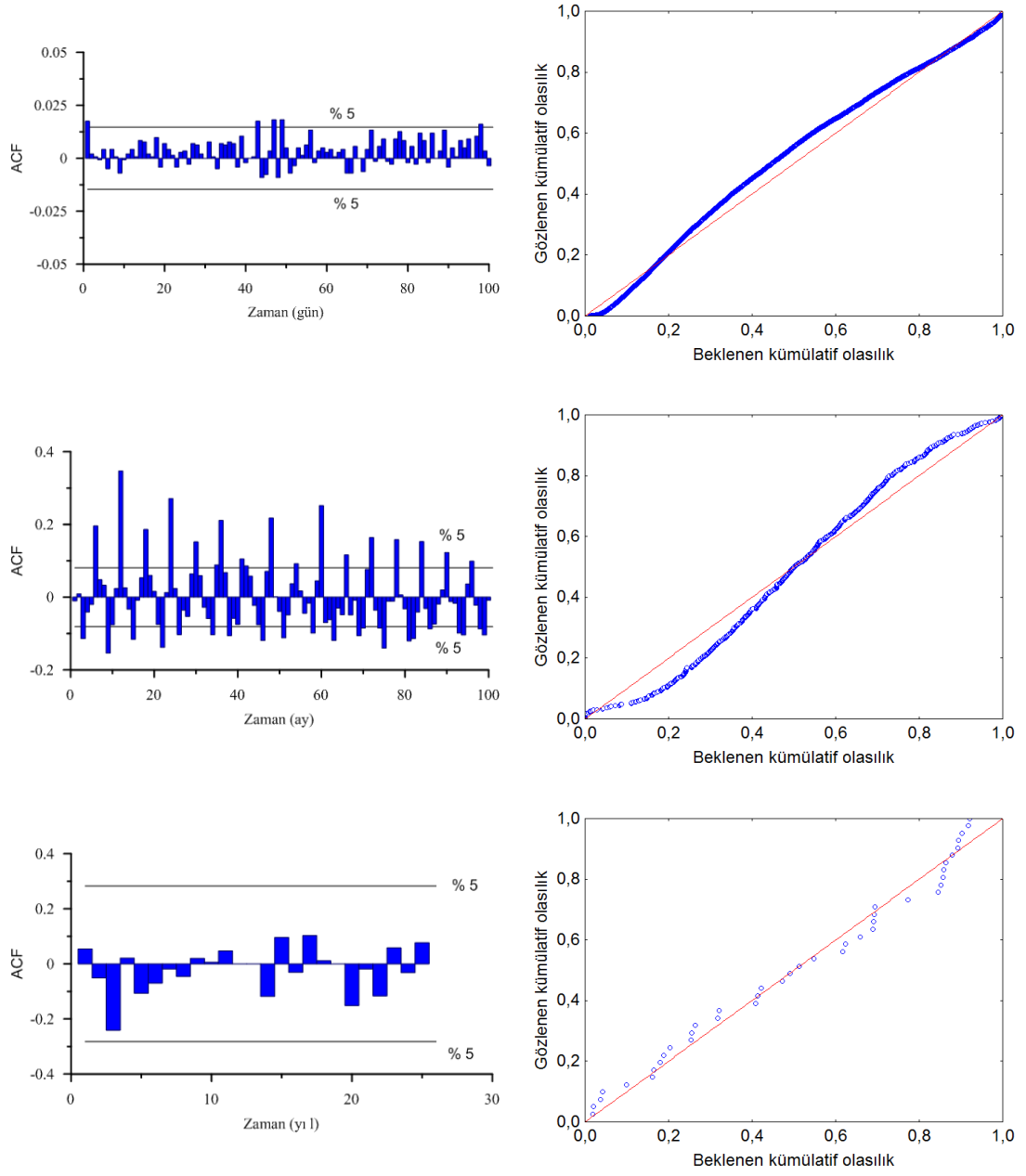
Çizelge 4.13. Çoruh nehri akımları için optimum zaman serisi modelleri

<i>Çoruh</i>	<i>Günlük</i>	<i>Aylık</i>	<i>Yıllık</i>
Parametre	ARMA(19,2)	ARMA(10,2)	ARMA(8,5)
μ	0.0001	1.6598	1.8346
ϕ_1	1.4596	1.7779	0.4310
ϕ_2	0.2243	-1.5679	0.1513
ϕ_3	-1.0174	0.7042	-0.0607
ϕ_4	0.4223	-0.1749	0.0836
ϕ_5	-0.0889	-0.0214	-0.6420
ϕ_6	0.0005	0.1374	0.2039
ϕ_7	-0.0029	-0.1867	-0.0576
ϕ_8	0.0177	-0.0030	-0.0597
ϕ_9	0.0119	-0.0069	---
ϕ_{10}	-0.0322	0.1965	---
ϕ_{11}	-0.0006	---	---
ϕ_{12}	0.0079	---	---
ϕ_{13}	-0.0004	---	---
ϕ_{14}	0.0094	---	---
ϕ_{15}	0.0086	---	---
ϕ_{16}	-0.0399	---	---
ϕ_{17}	0.0123	---	---
ϕ_{18}	0.0329	---	---
ϕ_{19}	-0.0263	---	---
θ_1	-0.0869	-0.9716	-0.1332
θ_2	-0.8516	0.5966	0.4876
θ_3	---	---	-1.1240
θ_4	---	---	0.1392
θ_5	---	---	1.1276
AIC	-3.7878	-1.4075	-2.7173
R²	0.9915	0.9046	0.8218

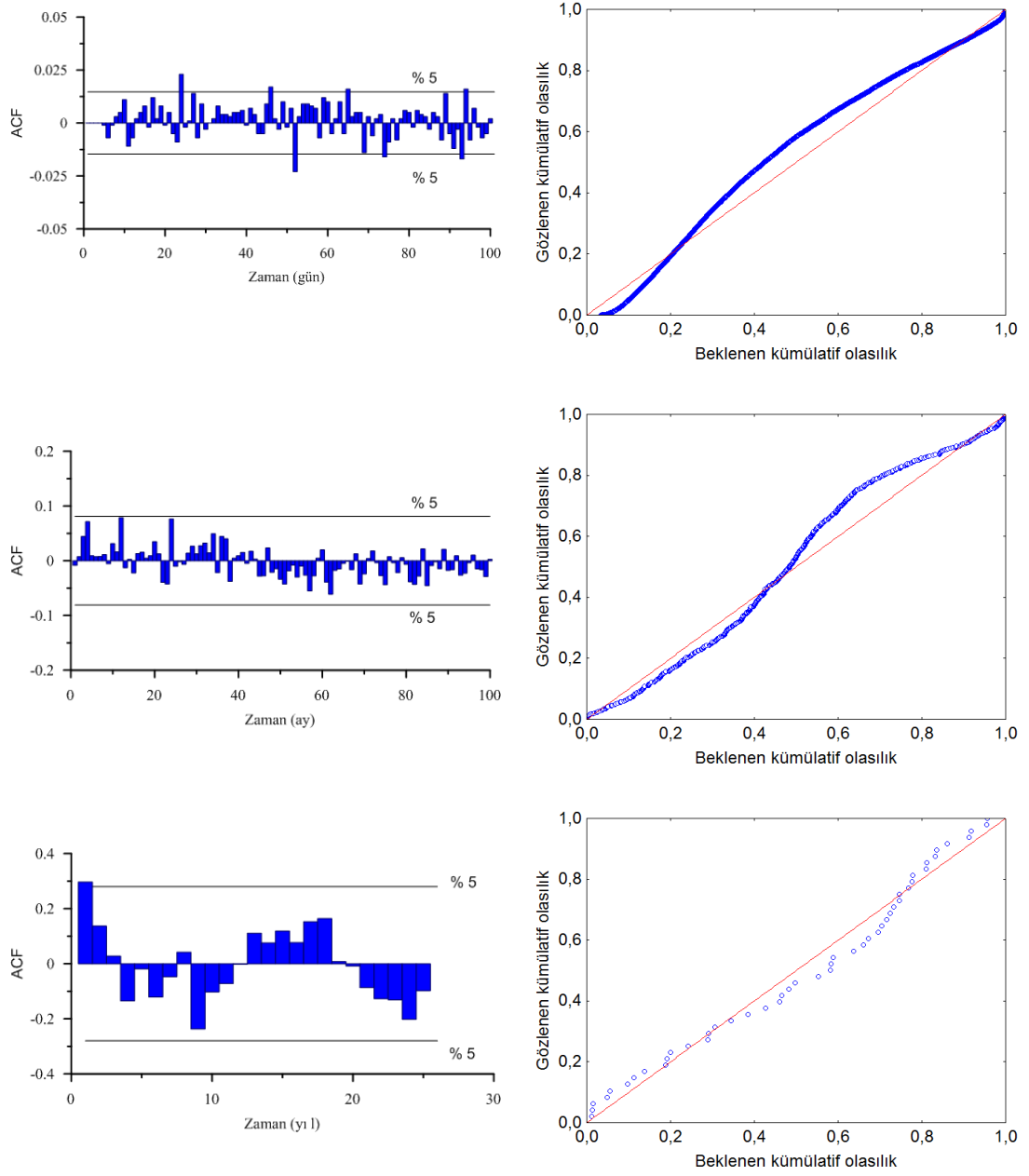
Akım verileri için kurulan bu modellerin yeterli olabilmesi için kalıntı terimlerinin bağımsız ve normal dağılıyor olması gerekmektedir. Seçilen bu modellere ait rastsal değişkenlerin gerçekte rastgele olup olmadıklarının, her birinin diğeriyle korelasyonsuz olduğunun kontrol edilmesi gerekir. Rastgele bileşenlere ait korelasyon değerlerinin gecikme sürelerine göre fonksiyonları ve ayrıca normal dağılıma uygunluklarının kontrolü amaçlı P-P grafikleri aşağıda verilmiştir



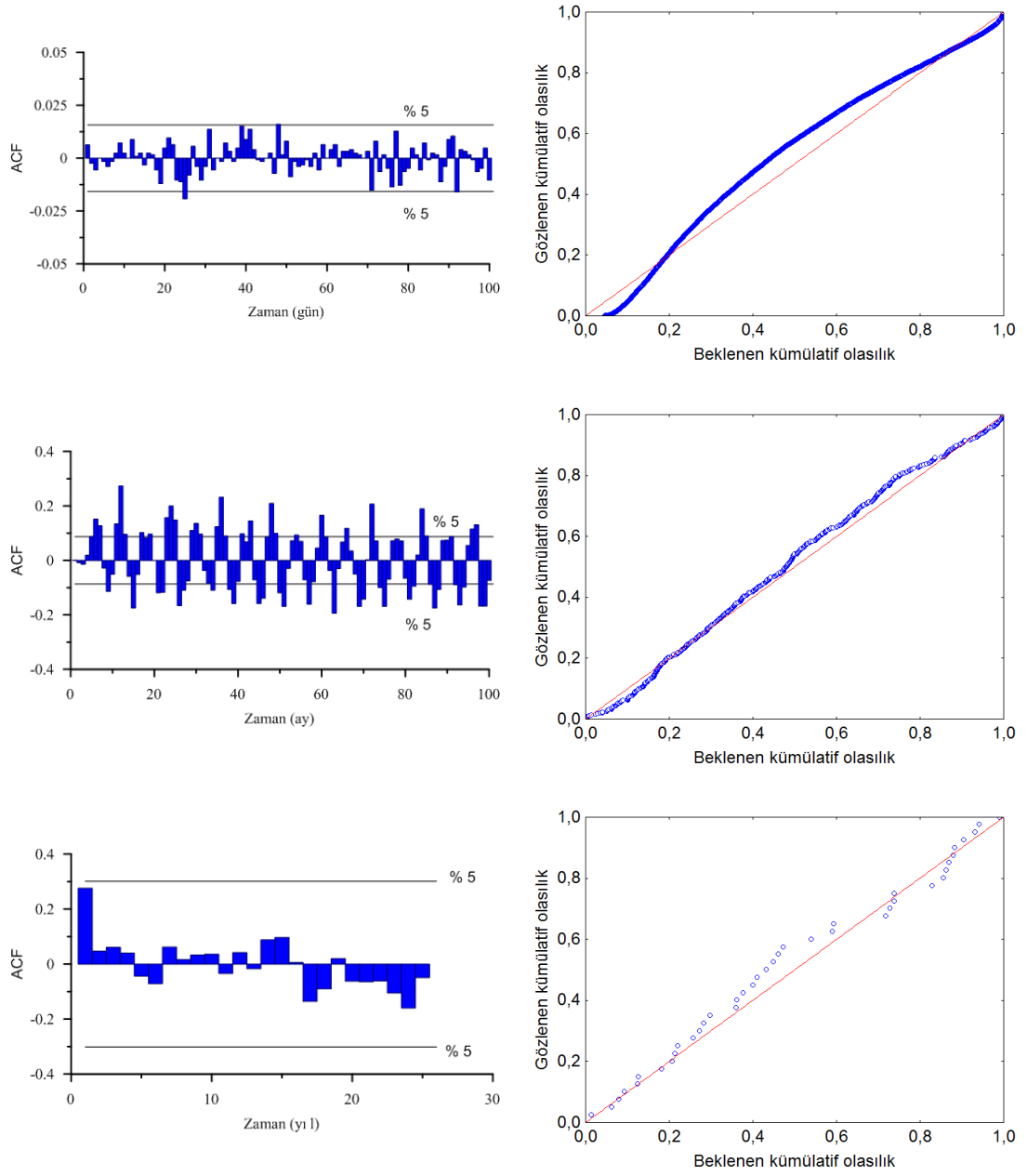
Şekil 4.15. Simav Çayı' na ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri



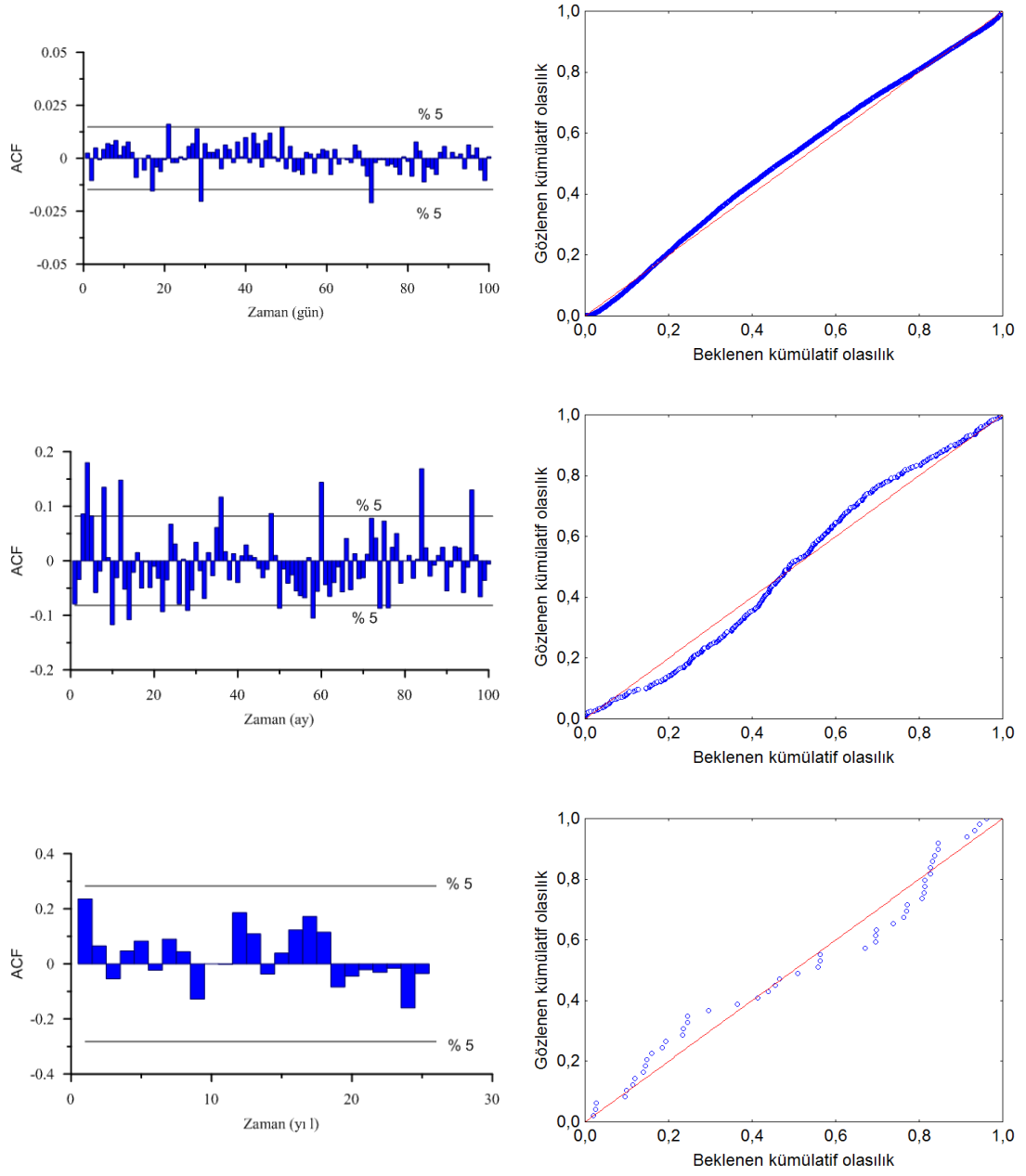
Şekil 4.16. B. Menderes nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri



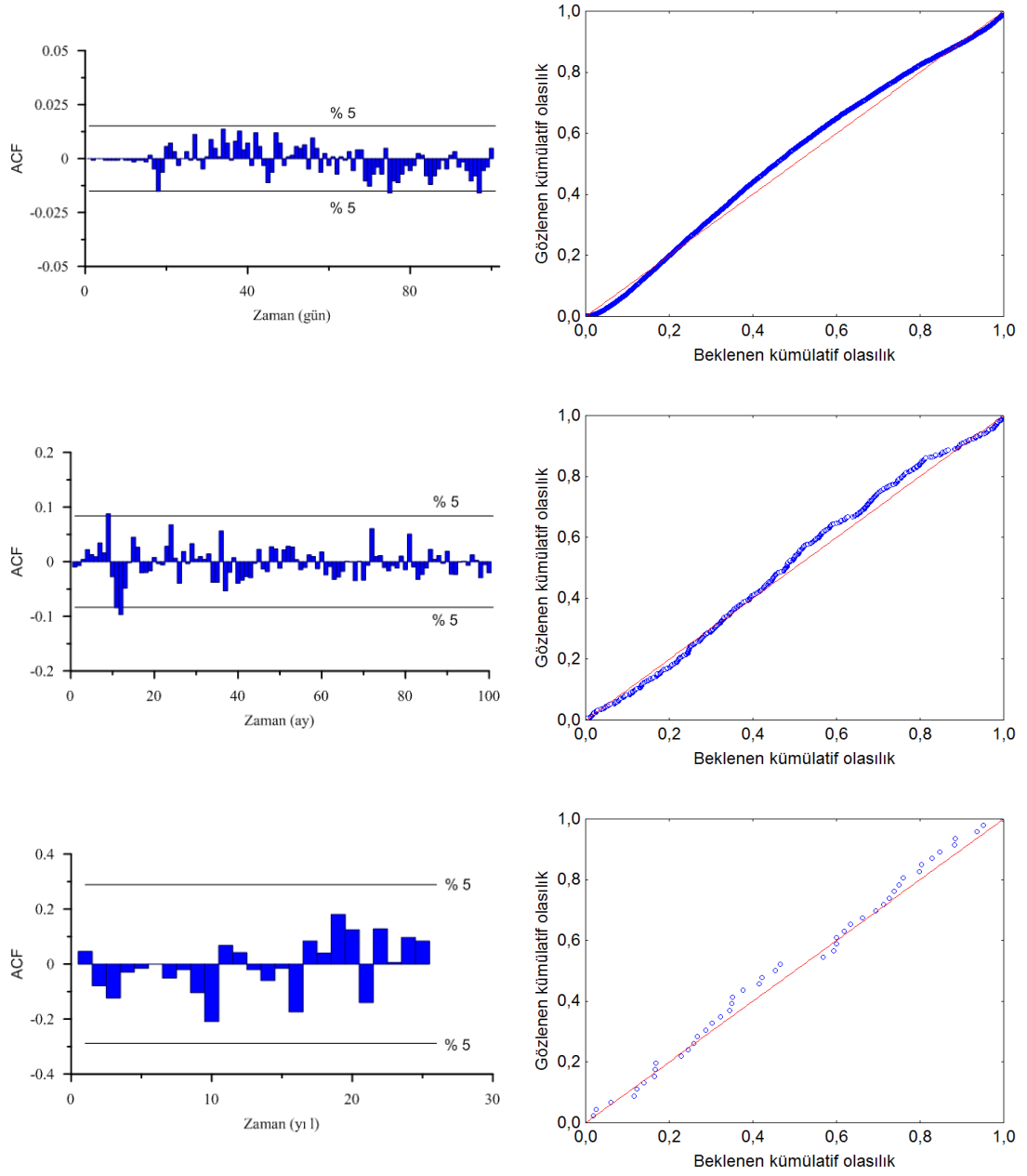
Şekil 4.17. Köprüçay nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri



Şekil 4.18. Kızılırmak nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri



Şekil 4.19. Gökşun nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri



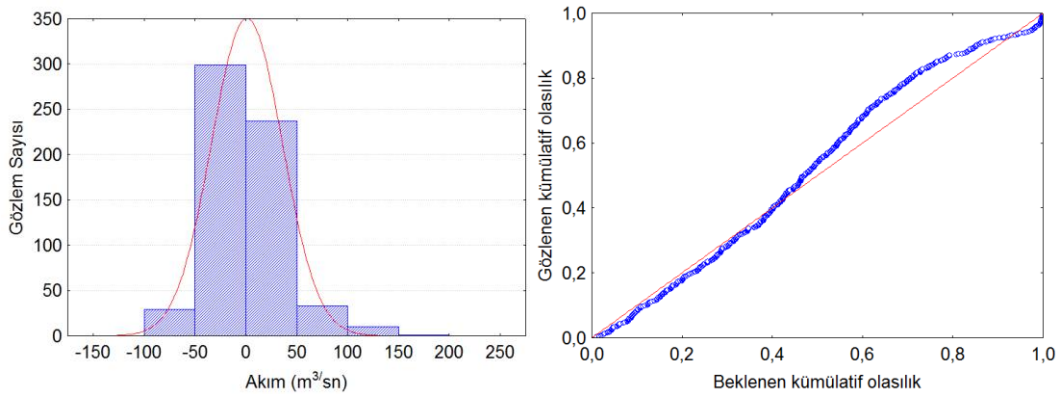
Şekil 4.20. Çoruh nehrine ait model kalıntılarının ACF ve P-P grafikleri

Yukarıdaki kalıntı terimlerine ait ACF ve P-P grafikleri incelendiğinde B. Menderes, Kızılırmak ve Göksun nehirlerinin aylık ACF sonuçlarında hâkim bir periyodiklik ve daha da önemlisi % 5 güven sınırlarını oldukça aşan otokorelasyonlar bulunmaktadır. Bu nedenle bu nehirlerin aylık modellerinin yetersiz olduğu sonucuna varılabilir. Kalıntı terimlerinde mevcut bulunan yüksek ve periyodik iç bağımlılığın giderilmesi için aşağıdaki süreç izlenmiştir.

B. Menderes nehrinin aylık akımlarında trend bulunmuştu. Bu nedenle ham verilerden öncelikle bu verilere ait trend denklemi çıkarılmıştır ve histogram ve P-P grafiği elde edilmiştir (Şekil 4.21). Normal dağılan bu yeni veriler Fourier serisine açılmıştır. Genel formu

$$y = a_0 + a_1 \cos(x \cdot w) + b_1 \sin(x \cdot w) + \dots + a_8 \cos(8x \cdot w) + b_8 \sin(8x \cdot w)$$

şeklinde olan Fourier serisinin katsayıları Çizelge 4.14' te sunulmuştur.

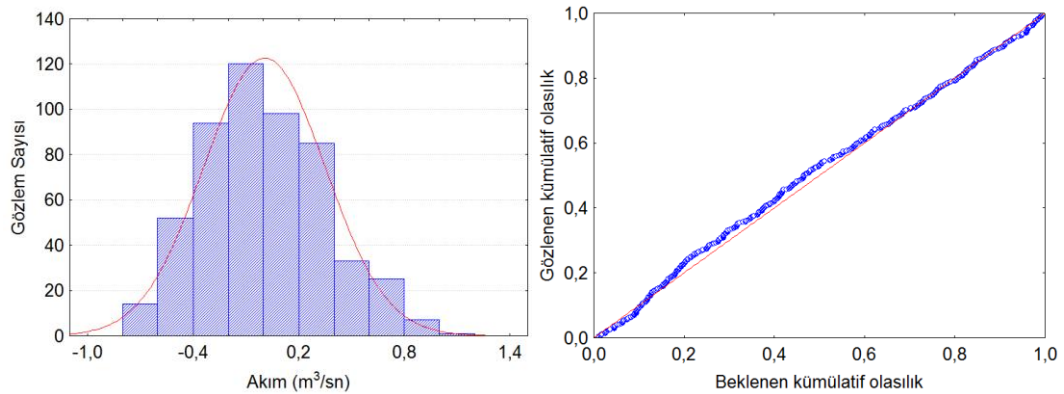


Şekil 4.21. B. Menderes' e ait yeni aylık akım verilerinin histogram ve P-P grafikleri

Çizelge 4.14. B. Menderes nehri aylık yeni serisinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>	<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>
a_0	0.015	-2.768	2.798	b_1	2.934	-1.003	6.871
a_1	5.847	1.896	9.799	b_2	2.549	-1.390	6.488
a_2	3.040	-0.917	6.997	b_3	19.130	13.630	24.630
a_3	22.170	16.990	27.340	b_4	4.030	0.053	8.006
a_4	2.415	-1.614	6.445	b_5	0.986	-2.954	4.925
a_5	-0.377	-4.332	3.567	b_6	11.470	7.160	15.780
a_6	5.029	-0.595	10.650	b_7	2.221	-1.722	6.165
a_7	0.548	-3.487	4.582	b_8	-0.268	-4.217	3.681
a_8	0.684	-3.257	4.625	w	0.1746	0.1744	0.1748

Kızılırmak nehrinin aylık akımlarında trend bulunmadığı için normalliği sağlamak için ham verilerin logaritması alınmış (Şekil 4.22) ve bu veriler Fourier serisine açılmıştır. Elde edilen Fourier katsayıları Çizelge 4.15’ te verilmiştir.

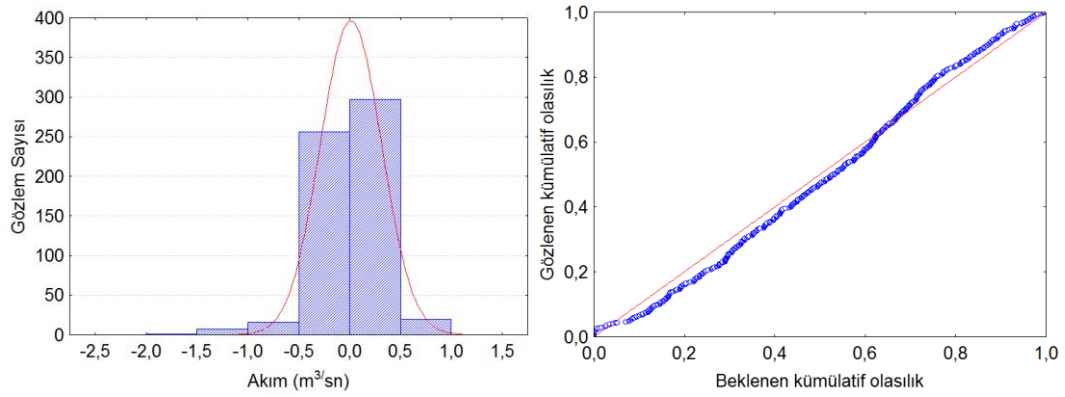


Şekil 4.22. Kızılırmak’ a ait yeni aylık akım verilerinin histogram ve P-P grafikleri

Çizelge 4.15. Kızılırmak nehrine ait akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır	<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır
a_0	1.614	1.584	1.643	b_1	-0.047	-0.089	-0.005
a_1	-0.029	-0.071	0.013	b_2	0.060	0.018	0.103
a_2	0.033	-0.010	0.075	b_3	0.017	-0.025	0.059
a_3	0.010	-0.033	0.052	b_4	0.049	0.006	0.091
a_4	-0.028	-0.071	0.014	b_5	-0.019	-0.061	0.023
a_5	0.006	-0.036	0.048	b_6	0.090	0.009	0.172
a_6	-0.317	-0.363	-0.270	w	0.0887	0.0886	0.0888

Göksun nehrinde normal dağılımı sağlamak için aylık logaritması alınmış (Şekil 4.23) ve bu veriler Fourier serisine açılmıştır. Elde edilen Fourier katsayıları Çizelge 4.16’ da verilmiştir.



Şekil 4.23. Göksun nehrine ait yeni aylık akım verilerinin histogram ve P-P grafikleri

Çizelge 4.16. Göksun nehrine ait akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>	<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>
a_0	0.852	0.827	0.876	b_1	-0.005	-0.040	0.030
a_1	0.072	0.038	0.107	b_2	-0.031	-0.066	0.004
a_2	-0.058	-0.093	-0.024	b_3	0.495	0.460	0.530
a_3	-0.070	-0.123	-0.018	b_4	-0.022	-0.057	0.012
a_4	-0.008	-0.043	0.027	b_5	0.020	-0.014	0.055
a_5	-0.013	-0.048	0.021	b_6	-0.253	-0.291	-0.215
a_6	0.095	0.041	0.148	b_7	0.017	-0.017	0.052
a_7	0.001	-0.034	0.036	w	0.1746	0.1745	0.1747

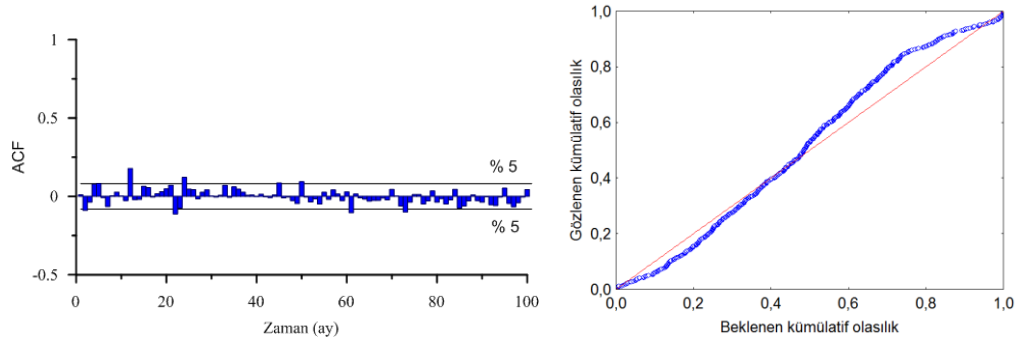
B. Menderes, Kızılırmak ve Göksun nehirleri aylık verilerinden Fourier serileri ile periyodiklik giderilmiştir ve bu veriler için oluşturulan modellerden optimum olanları aşağıda verilmiştir.

Çizelge 4.17. Yeni aylık akım modelleri

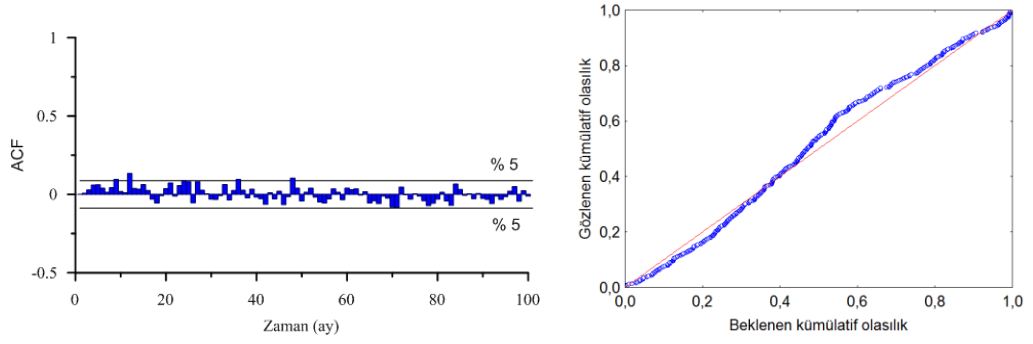
	<i>B. Menderes</i>	<i>Kızılırmak</i>	<i>Göksun</i>
Parametre	ARMA(6,6)	ARMA(7,3)	ARMA(10,1)
μ	0.8717	0.0013	0.0037
ϕ_1	1.8101	1.6050	1.3865
ϕ_2	-1.2373	-1.4592	-0.5945
ϕ_3	-0.1180	0.4149	0.1885
ϕ_4	1.3306	0.0250	-0.0893
ϕ_5	-1.6556	-0.0615	-0.0071
ϕ_6	0.7217	0.0200	0.1120
ϕ_7	---	-0.1796	-0.1464
ϕ_8	---	---	0.0679
ϕ_9	---	---	-0.0478
ϕ_{10}	---	---	0.0678
θ_1	-1.1516	-0.7649	-0.5985
θ_2	0.5228	0.6946	---
θ_3	0.4055	0.2590	---
θ_4	-1.1010	---	---
θ_5	1.0007	---	---
θ_6	-0.0966	---	---
AIC	9.144	-0.528	-0.451
R²	0.556	0.719	0.607

Oluşturulan yeni aylık modellerden elde edilen kalıntı terimlerinin ACF ve P-P grafikleri Şekil 4.24' te verilmiştir. Şekil 4.24 incelendiği zaman kalıntıların normal ve bağımsız dağıldığı, dolayısıyla kurulan yeni modellerin yeterli olduğu söylenebilir. Özellikle gözlenen akımların Fourier serisine açılması, ACF' lerinde istatistiksel olarak anlamlı otokorelasyonların gözleendiği akım serilerinde yeterli/uygun zaman serisi modellerinin kurulmasında önemli bir etken olduğu söylenebilir.

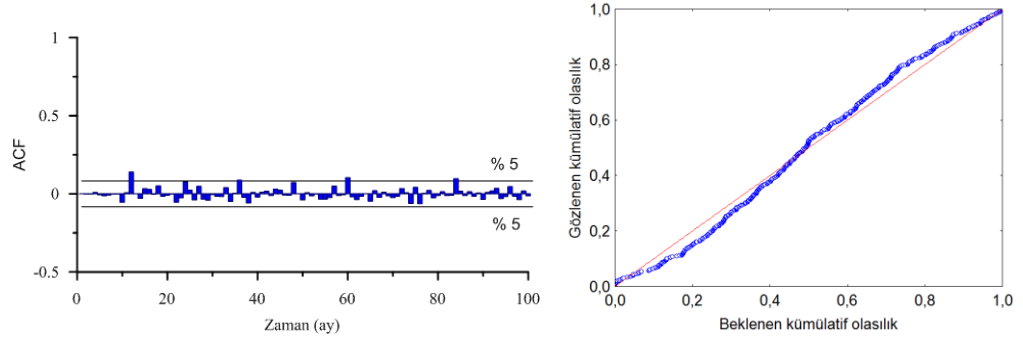
(a) B. Menderes Nehri



(b) Kızılırmak Nehri



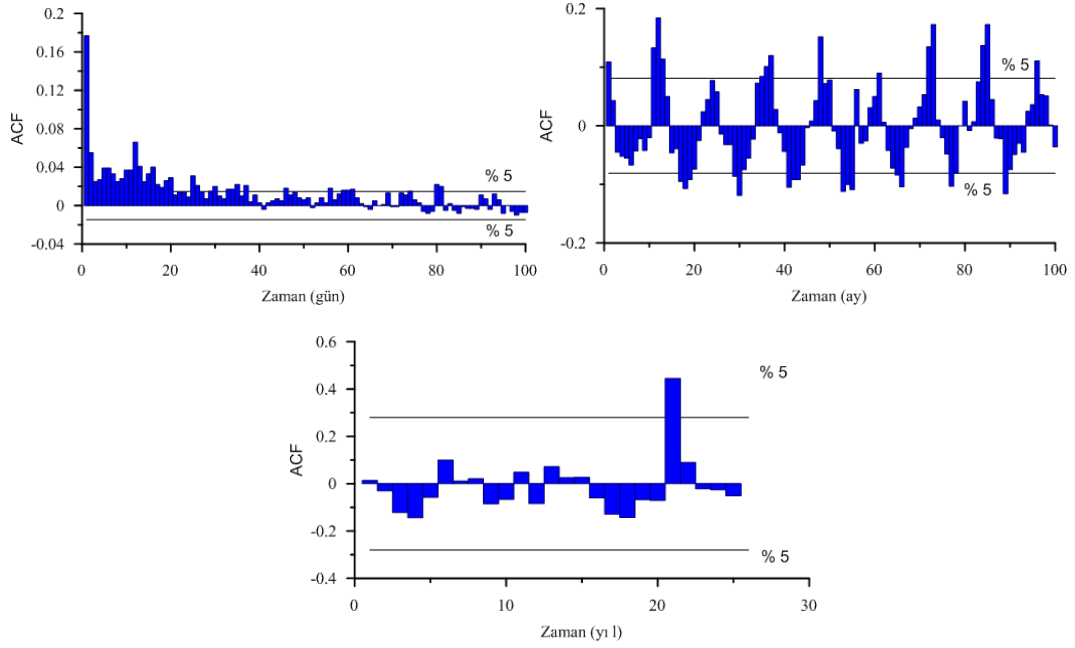
(c) Göksun Nehri



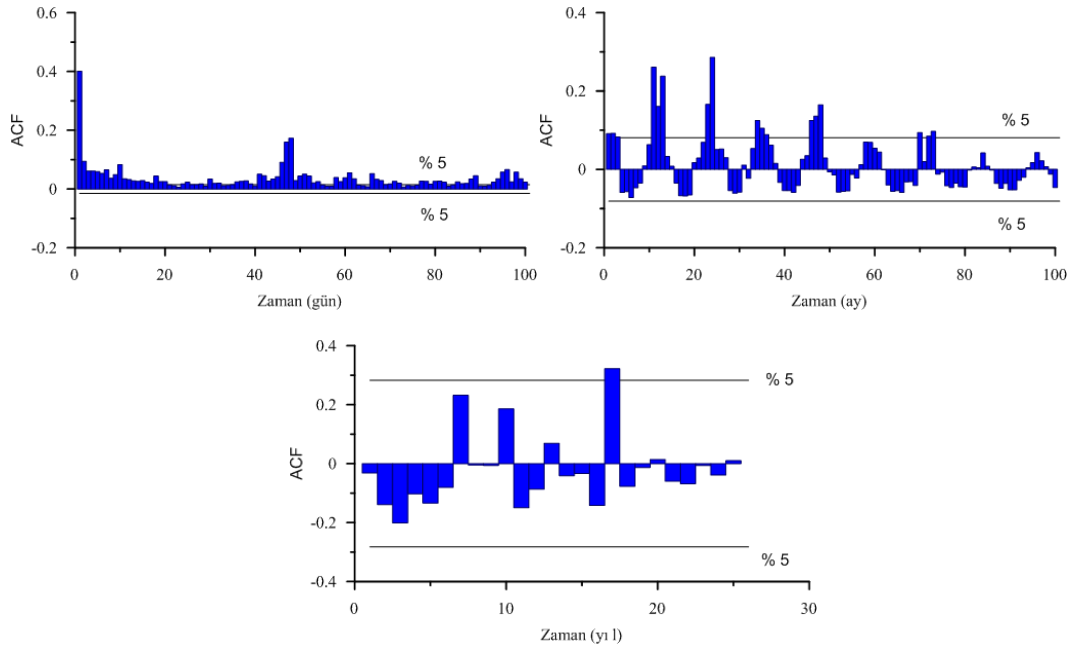
Şekil 4.24. Yeni aylık akım modellerinden elde edilen kalıntıların ACF ve P-P grafikleri

Gözlenen akım serilerine uygun zaman serisi modelleri oluşturulduktan sonra akım süreçlerinde ARCH etkisinin olup olmadığını araştırmak için McLeod-Li ve Lagrange çarpanı testleri uygulanmıştır. McLeod-Li ve Lagrange çarpanı testlerini uygulamadan önce süreçler için oluşturulan zaman serisi modellerinden elde edilen kalıntı terimlerinin karesi alınmış ve bağımlılık gösterip göstermediği incelenmiştir (Şekil 4.25).

(a) Simav Çayı

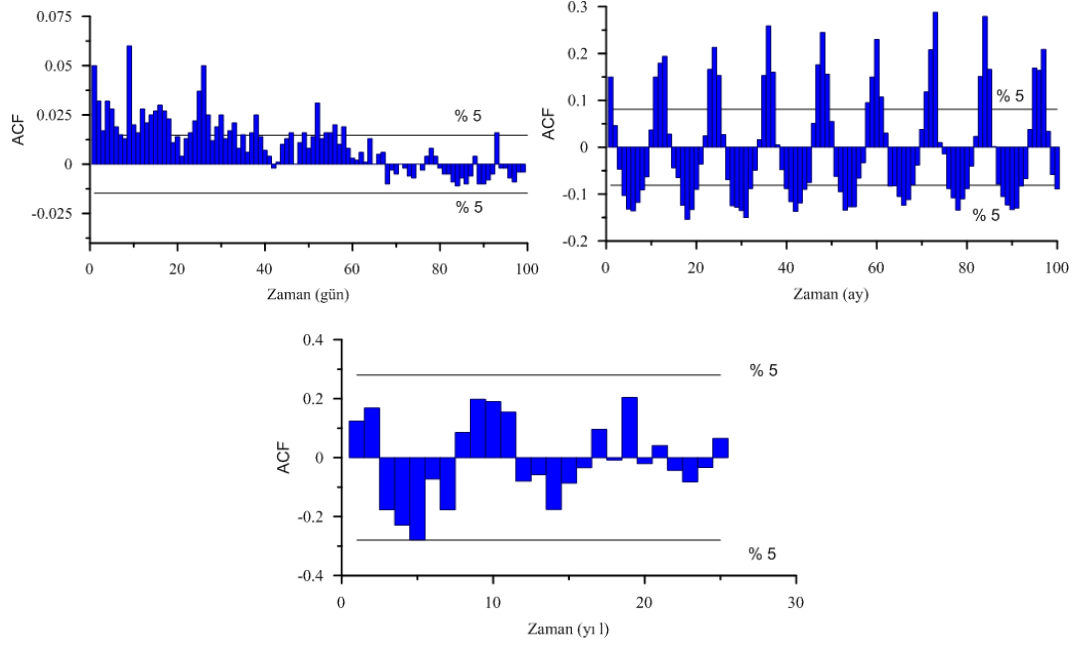


(b) B. Menderes Nehri

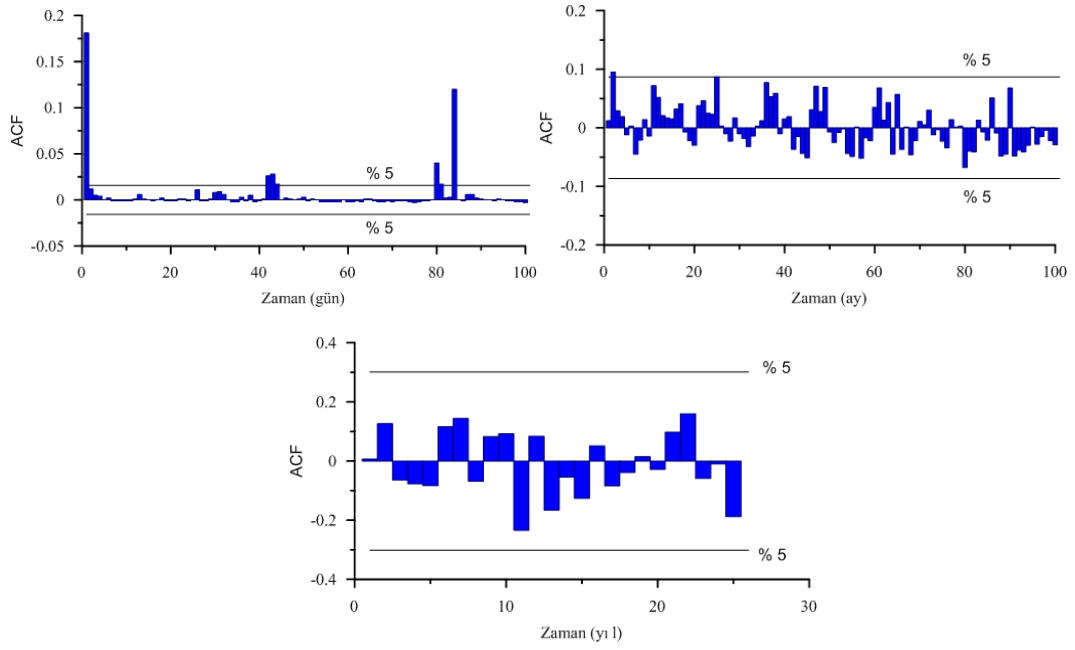


Şekil 4.25. Kalıntı terimlerinin karelerine ait zamanın fonksiyonu olarak ACF'ler

(c) Köprüçay Nehri

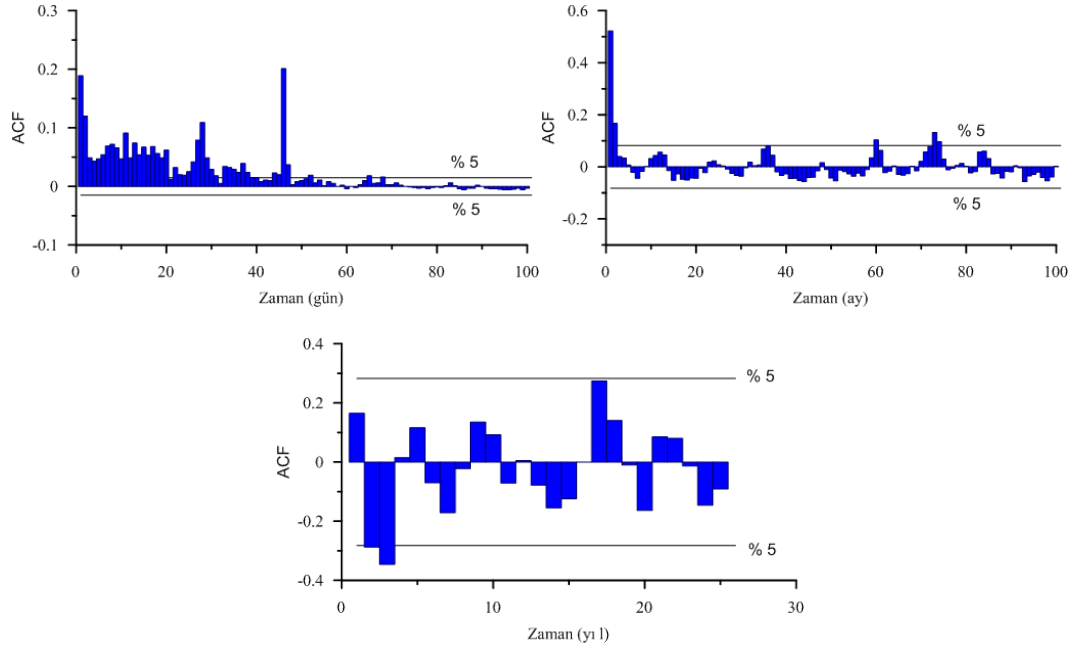


(d) Kızılırmak Nehri

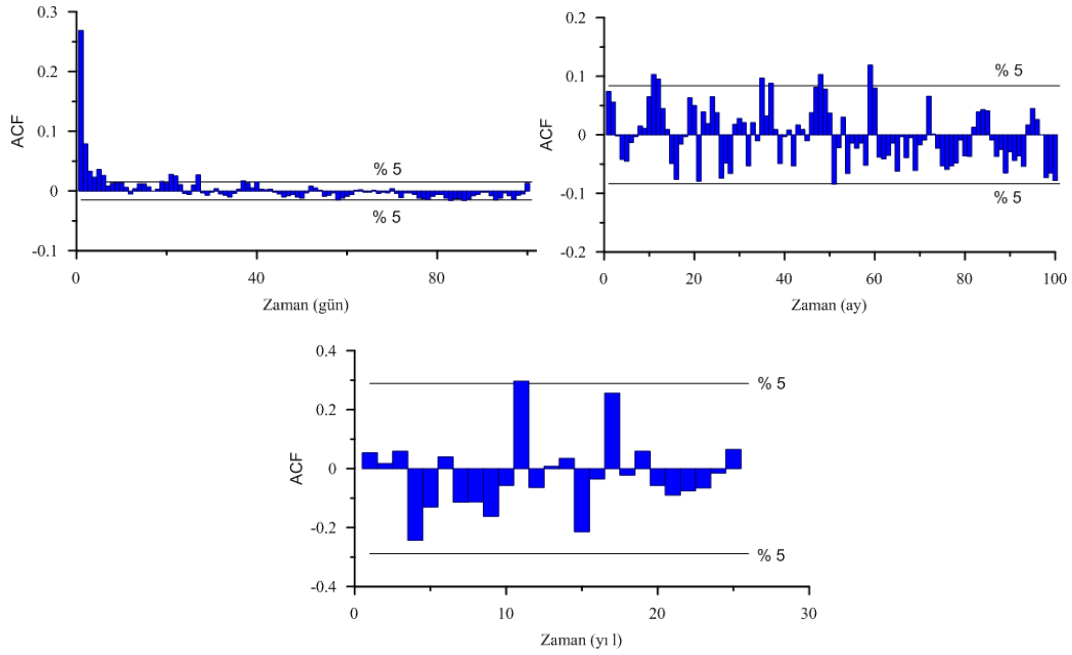


Şekil 4.25 (devam)

(e) Göksun Nehri



(f) Çoruh Nehri



Şekil 4.25 (devam)

Kalıntı terimlerinin karelerinin ACF yapıları incelendiğinde yıllık yapıların bağımsız dağıldıkları söylenebilir. Aylık akım verilerinden ise Kızılırmak ve Çoruh nehirlerinin bağımsız dağıldıkları görülmektedir. Günlük akım serilerinde ise güçlü iç bağımlılık olduğu açıktır. Akım verilerinde ARCH etkisinin varlığı veya yokluğu

grafiksel (ACF) yöntemin yanında Mcleod-Li ve Lagrange çarpanı istatistiksel testleri ile de araştırılmalıdır.

Çizelge 4.18. Akarsu akım verileri için hesaplanan McLeod-Li ve Lagrange Çarpanı istatistikleri

Nehir (İst. No)	Zaman Ölçeği	McLeod-Li Analizi			Lagrange Çarpanı Analizi		
		Q_{LB}	$Ki-kare$ (kritik)	p-değeri	F_{hesap}	F_{kritik}	p-değeri
Simav (316)	Günlük	1216.0	124.34	0.0000	600.15	3.84	0.0000
	Aylık	359.53	124.34	0.0000	7.19	3.84	0.0075
	Yıllık	26.83	37.65	0.3644	0.07	4.24	0.9342
B. Menderes (706)	Günlük	6141.91	124.34	0.0000	3528.80	3.84	0.0000
	Aylık	352.20	124.34	0.0000	4.97	3.84	0.0262
	Yıllık	21.97	37.65	0.6374	0.86	4.24	0.3581
Köprüçay (902)	Günlük	1111.20	124.34	0.0000	576.12	3.84	0.0000
	Aylık	1002.50	124.34	0.0000	13.86	3.84	0.0002
	Yıllık	28.30	37.65	0.2943	0.68	4.24	0.4148
Kızılırmak (1501)	Günlük	833.78	124.34	0.0000	547.24	3.84	0.0000
	Aylık	75.22	124.34	0.9695	0.08	3.84	0.7805
	Yıllık	19.29	37.65	0.7828	0.002	4.24	0.9654
Göksun (2009)	Günlük	3522.2	124.34	0.0000	669.12	3.84	0.0000
	Aylık	275.93	124.34	0.0000	218.83	3.84	0.0000
	Yıllık	32.86	37.65	0.1346	1.21	4.24	0.2779
Çoruh (2305)	Günlük	1598.10	124.34	0.0000	1363.36	3.84	0.0000
	Aylık	122.80	124.34	0.0605	3.10	3.84	0.0788
	Yıllık	23.01	37.65	0.5768	0.11	4.24	0.7415

Simav günlük akımlarının kalıntı karelerinin 100 günlük gecikme değeri için McLeod Li istatistiği Q_{LB} , 1216 olarak hesaplanmıştır. Bu değer %95 güven seviyesinde 100 serbestlik derecesi için kritik χ^2 değeri 124.34' ten büyük olduğu

için ARCH etkisinin olmadığını savunan sıfır hipotezi reddedilir. Ayrıca Lagrange Çarpanı testi sonucunda hesaplanan F istatistiği 127.85 olarak bulunmuş ve bu değer kritik $F_{0.05}$ (3.84) değerinden daha büyük olduğu için yine ARCH etkisinin olmadığını savunan sıfır hipotezi reddedilir. Bu şekilde gerçekleştirilen analiz sonuçları Çizelge 4.18’ de verilmiştir.

Yukarıdaki çizelgede ARCH etkisinin varlığı tespit edilen akarsu akım istatistikleri görülmektedir. Buna göre yıllık akımlarda ARCH etkisi bulunamamıştır. Aylık akımlarda ise sadece Kızılırmak ve Çoruh nehirlerinde ARCH etkisi yoktur. Günlük akımlarda kuvvetli ARCH etkisinden söz edilebilir. Günlük akımlar incelendiğinde Lagrange çarpanı istatistiğine göre volatilitenin en şiddetli olduğu nehirler B. Menderes ardından Çoruh nehridir. En az volatilitite ise Kızılırmak nehrindedir. B. Menderes, Çoruh ve Kızılırmak nehirlerinin yağış alanları sırasıyla 19178 km², 7272 km² ve 15182 km² dir. Görüldüğü gibi volatilitenin az veya çok olması havzanın büyüklüğünden bağımsızdır. Günlük akımlardaki volatilitenin temel kaynağının iklim parametreleri, coğrafi konum, topografya, bitki örtüsü gibi havzadan havzaya değişebilen akım üzerinde etkin olan parametreler düşünülebilir. Özellikle Çoruh nehrinin fazla yağış alan bir yerde olması, B. Menderes nehrinin ise en alçak kota sahip olması, Kızılırmak nehrinin ise İç Anadolu ikliminden etkilenerek düşük volatilitite göstermesi günlük akımlardaki volatilitiyi bir miktar açıklamaktadır. Volatilitenin bu gibi kaynakları çok çeşitli olup bu parametreler zamansal ve uzamsal olarak birbirlerini etkilemekte ve volatilitenin asıl kaynağının belirlenmesini güçleştirmektedir (Wang, 2006). Aylık akımlardan B. Menderes, Kızılırmak ve Göksun nehir akımları Fourier serisine açılıp diğerleri açılmadığı için test istatistiklerinin kıyası yanıltıcı olabilecektir. Örneğin Göksun nehrinde Lagrange Çarpanı F istatistiği diğer F istatistiklerinden oldukça farklı ve büyüktür. Aylık akımlara ait volatilitelerin karşılaştırılması, bu akımlar için kurulacak ARCH modellerinden elde edilecek volatilitite tahminleri ile yapılabilir.

Akarsu akımları için parametrelerinin anlamlı olması dikkate alınarak minimum AIC ve maksimum R^2 yi veren ARCH modelleri aşağıda sunulmuştur.

Simav Nehri akımları:

a) Günlük:

$$\sigma_t^2 = 5.69 \cdot 10^{-5} + 1.1125e_{t-1}^2 - 1.0736e_{t-2}^2 + 0.9390\sigma_{t-1}^2$$

b) Aylık

$$\sigma_t^2 = 0.00366 + 0.2182e_{t-1}^2 + 0.1380e_{t-2}^2$$

B. Menderes Nehri akımları:

c) Günlük:

$$\sigma_t^2 = 0.00191 + 0.9603e_{t-1}^2$$

d) Aylık

$$\sigma_t^2 = 347.027 + 0.4730e_{t-1}^2$$

Köprüçay Nehri akımları:

e) Günlük:

$$\sigma_t^2 = 0.0117 + 0.1110e_{t-1}^2 - 0.0003e_{t-2}^2 - 0.0252\sigma_{t-1}^2 - 0.0819\sigma_{t-2}^2 - 0.0981\sigma_{t-3}^2$$

f) Aylık

$$\sigma_t^2 = 0.0154 + 0.1858e_{t-1}^2$$

Kızılırmak Nehri akımları:

g) Günlük:

$$\sigma_t^2 = 0.00967 + 0.1432e_{t-1}^2 + 0.0175e_{t-2}^2 - 0.0168e_{t-3}^2 - 0.3291\sigma_{t-1}^2$$

Göksun Nehri akımları:

h) Günlük:

$$\sigma_t^2 = 0.00016 + 1.1513e_{t-1}^2 - 0.8524e_{t-2}^2 + 0.6024\sigma_{t-1}^2$$

i) Aylık:

$$\sigma_t^2 = 0.0143 + 0.3546e_{t-1}^2 + 0.2338\sigma_{t-1}^2$$

Çoruh Nehri akımları:

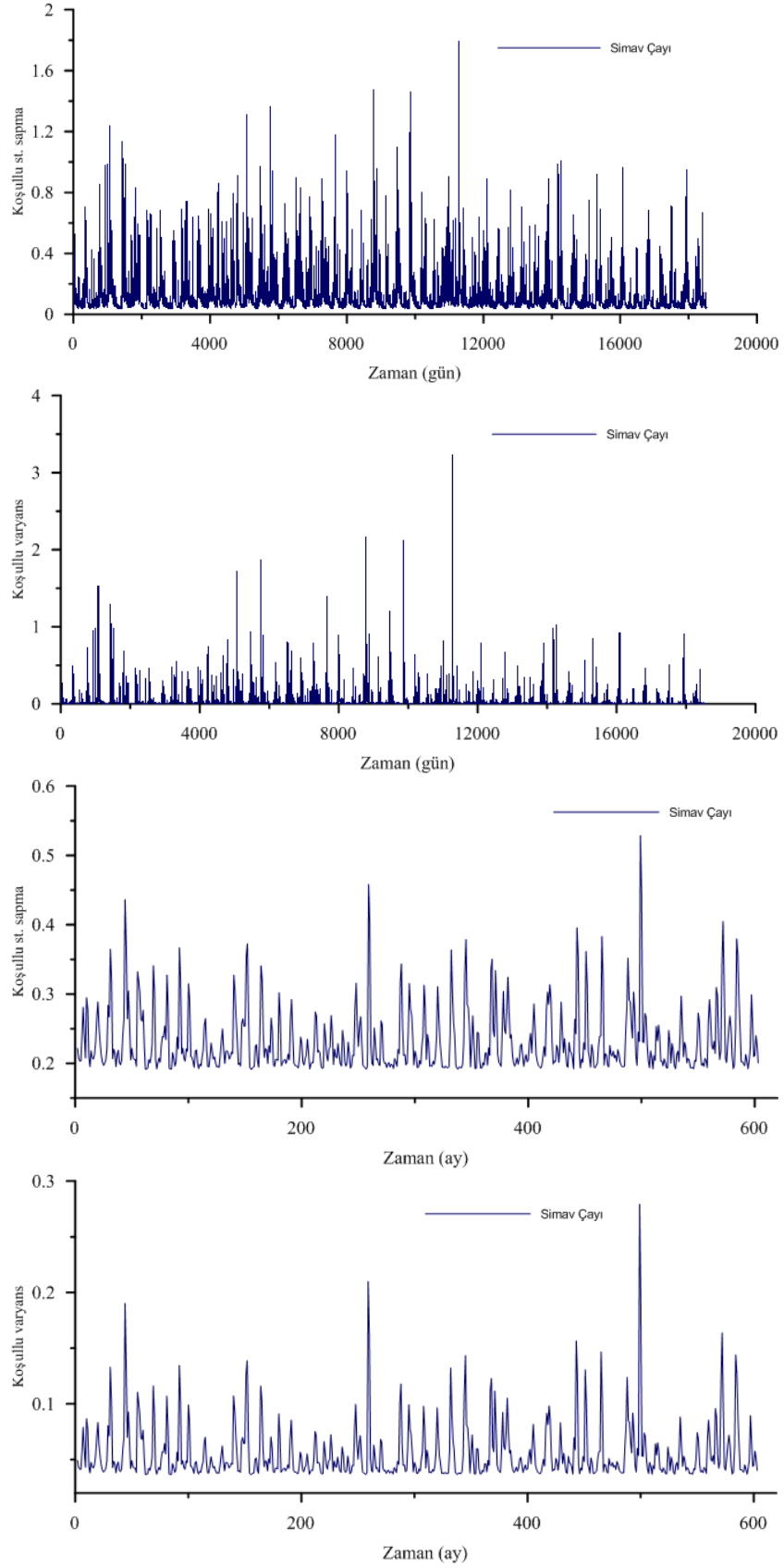
j) Günlük:

$$\sigma_t^2 = 0.00061 + 0.5707e_{t-1}^2 + 0.1575e_{t-2}^2$$

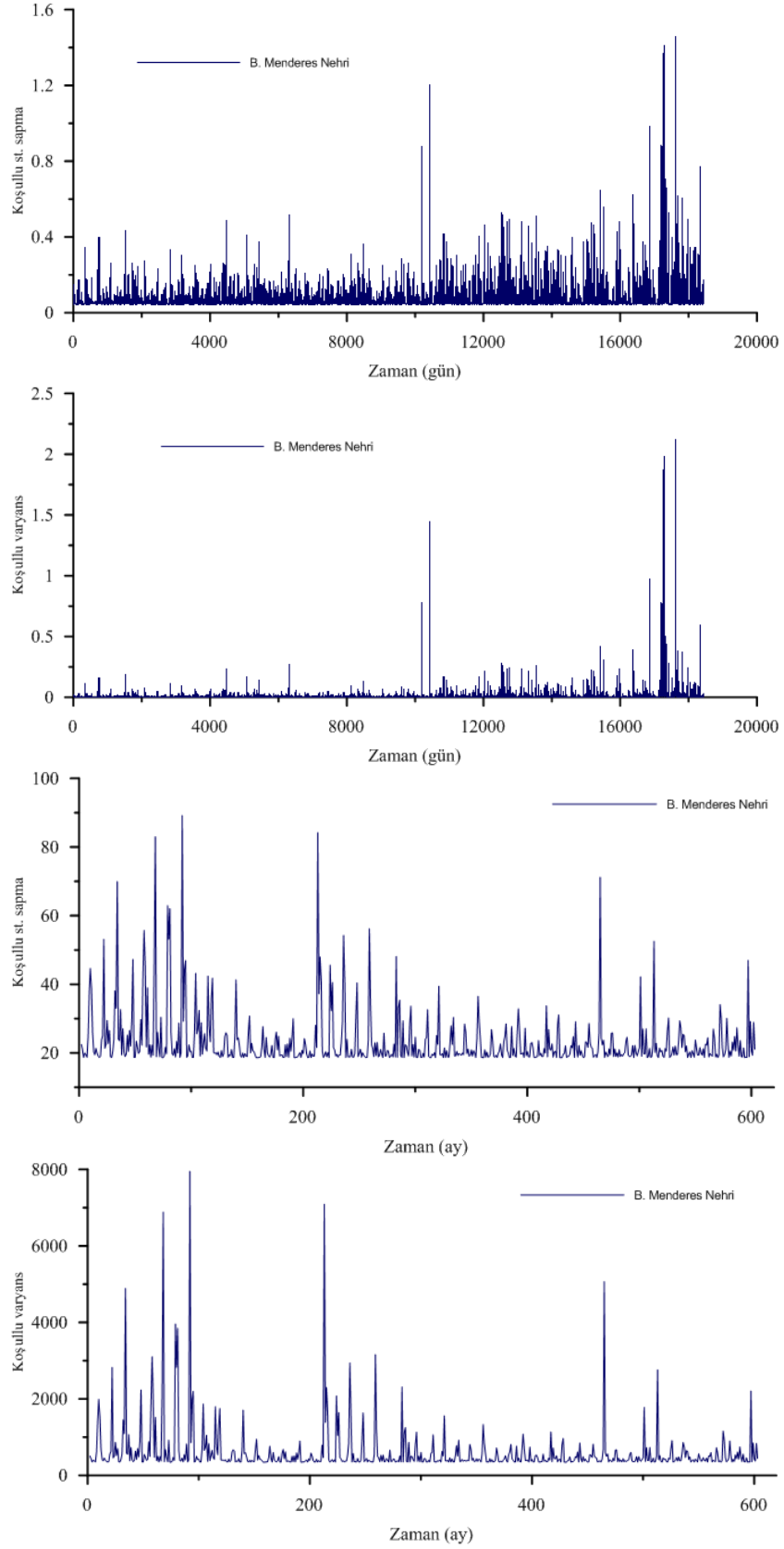
Elde edilen tüm model katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH ve GARCH modelleri sonlu varyans elde edilmesi için gerek ve yeter koşul olan

$\sum_{i=1}^{maks(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1$ şartını sağlamaktadır. B. Menderes aylık akımları için kurulan

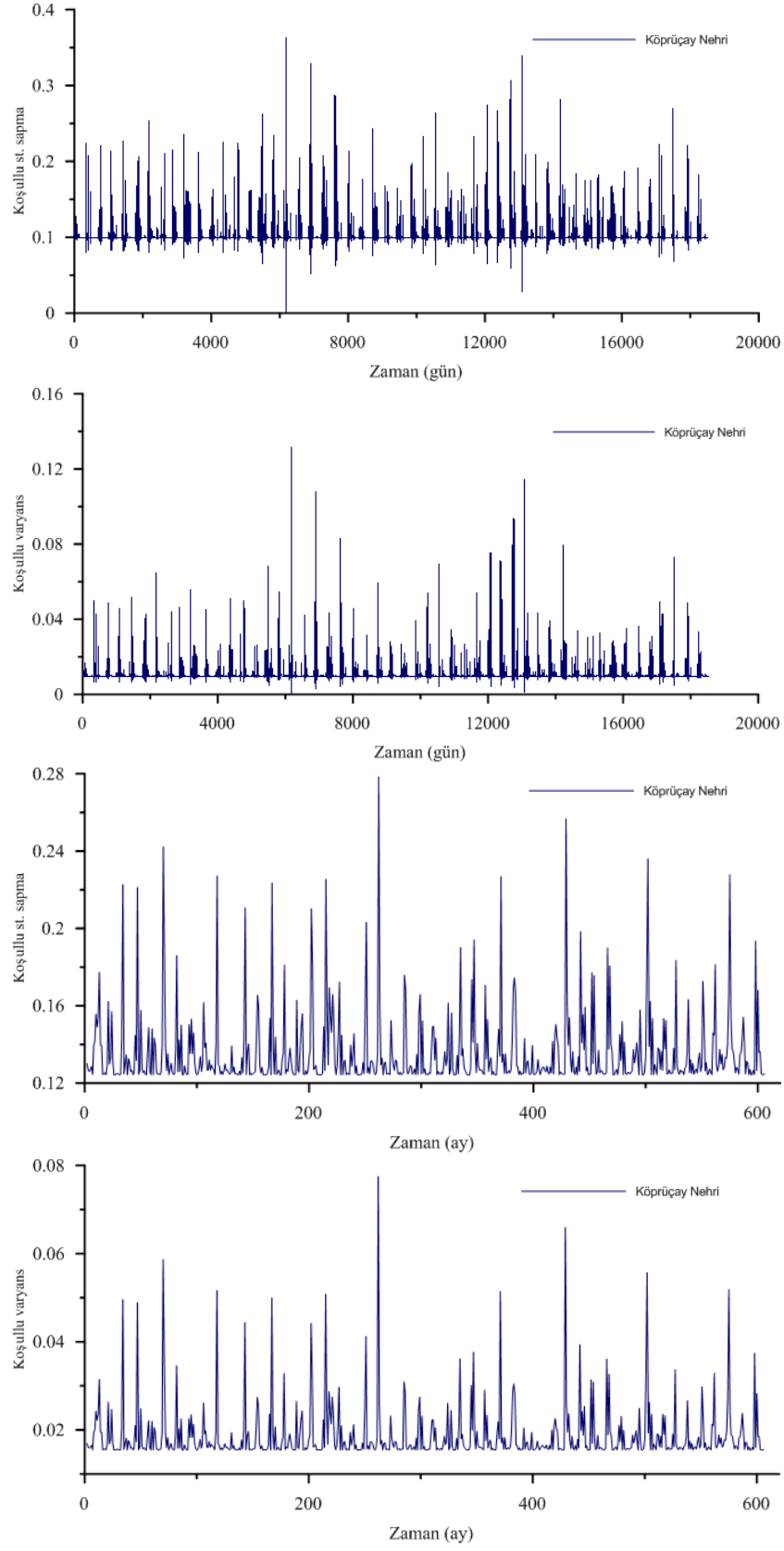
ARCH modelinin α_0 katsayısı diğer model ortalamalarına göre büyük görünmektedir. Bunun nedeni ise, bu akımlar için oluşturulan yeni aylık modelde gözlenen akımlardan Fourier serisi çıkarılınca elde edilen yeni serinin ortalamasının yüksek olmasıdır. Kurulan bu modeller ile elde edilen koşullu varyanslar ve standart sapmalar aşağıda verilmiştir.



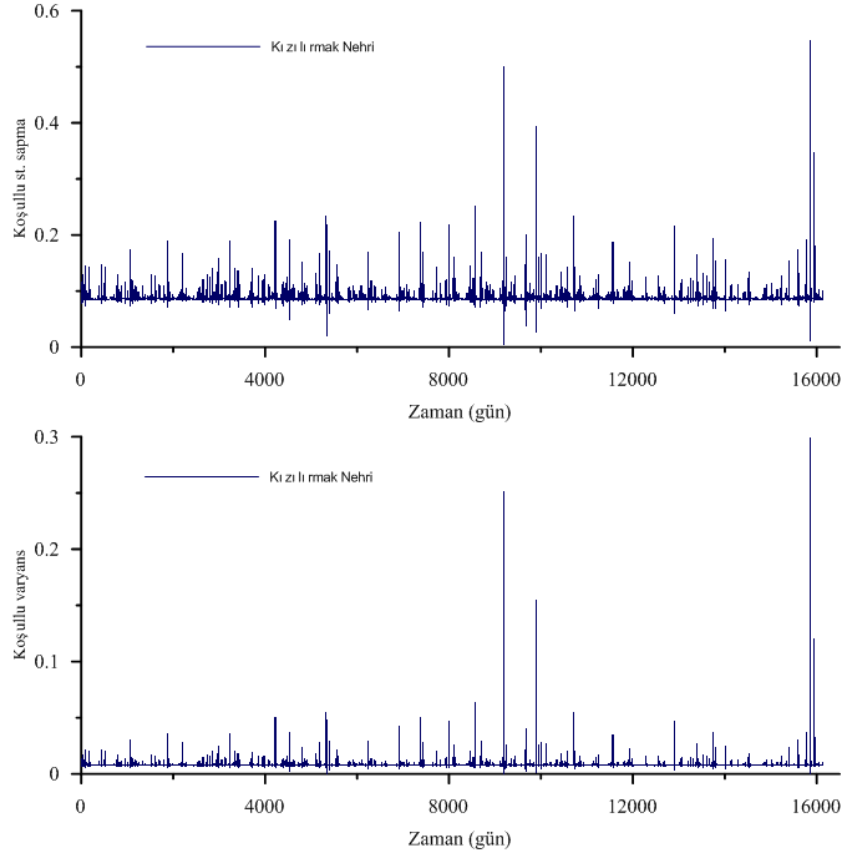
Şekil 4.26. Simav Çayı günlük-GARCH(2,1) ve aylık-ARCH(2) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları



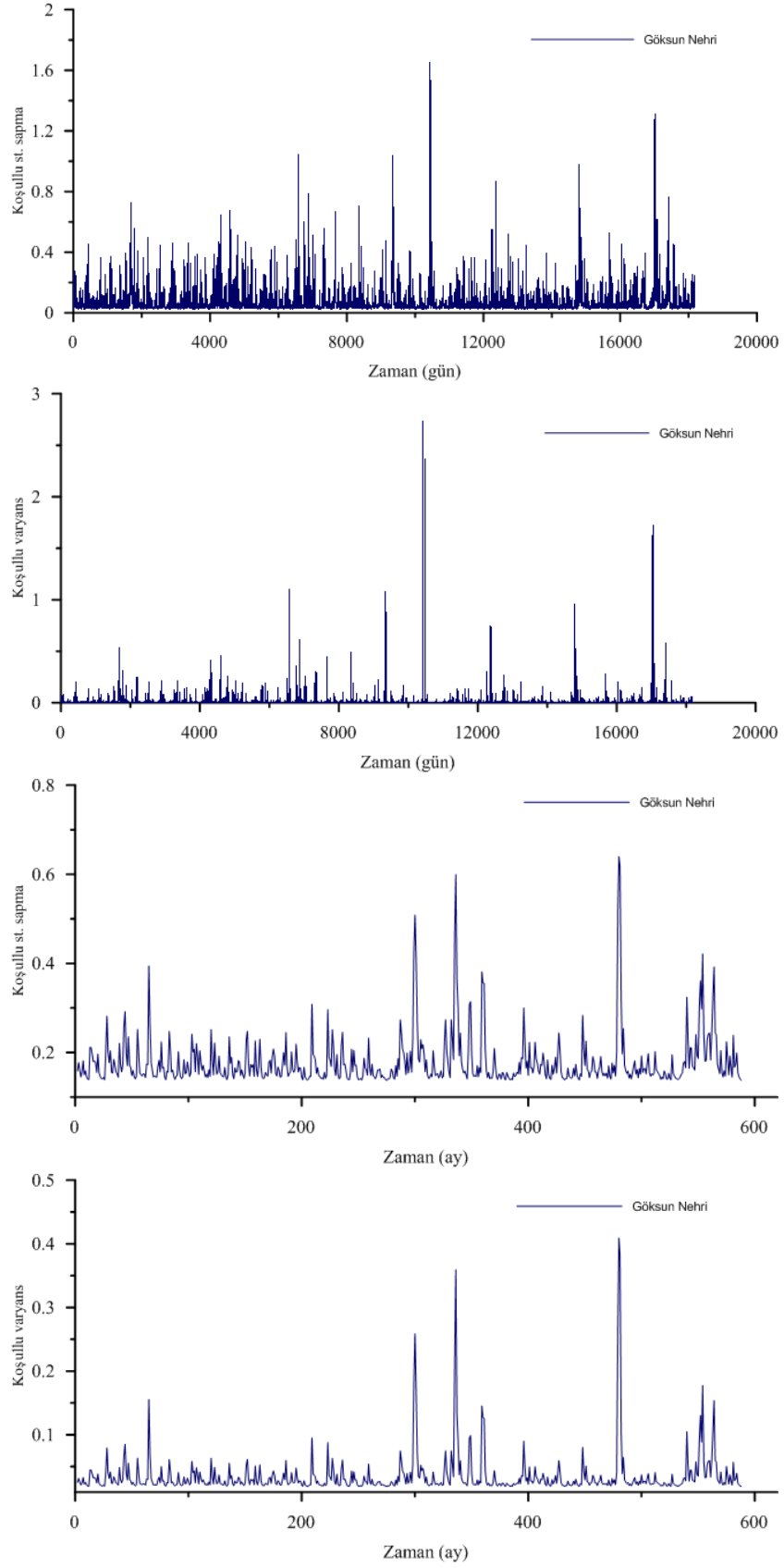
Şekil 4.27. B. Menderes nehri günlük-ARCH(1) ve aylık-ARCH(1) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları



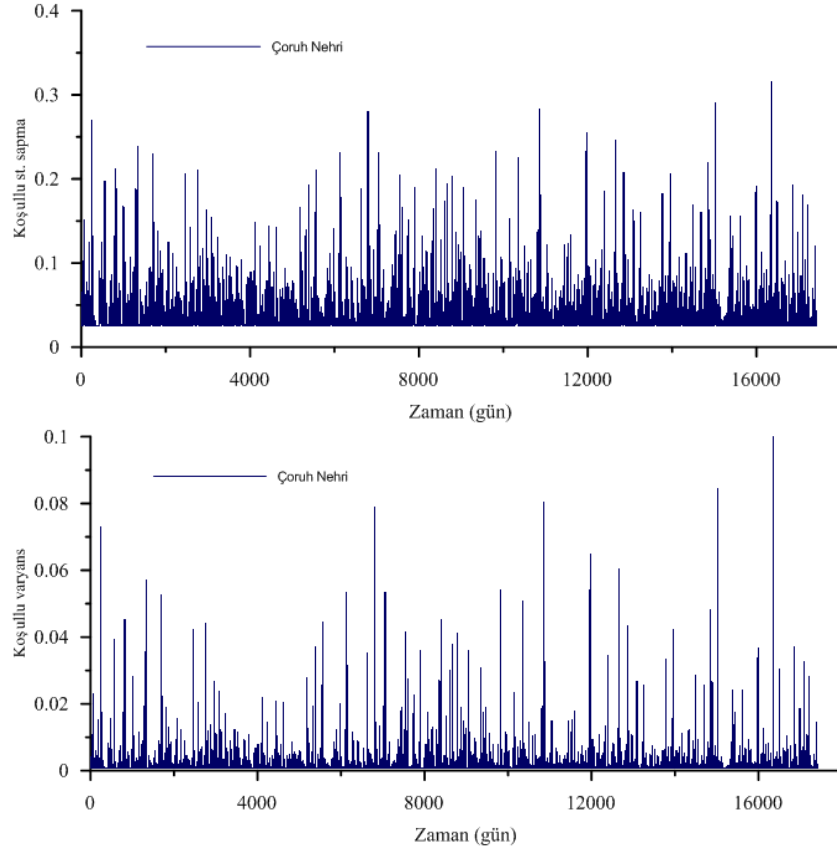
Şekil 4.28. Köprüçay nehri günlük-GARCH(2,3) ve aylık-ARCH(1) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları



Şekil 4.29. Kızılırmak nehri günlük-GARCH(3,1) modelinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları



Şekil 4.30. Göksun nehri günlük-GARCH(2,1) ve aylık-GARCH(1,1) modellerinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları

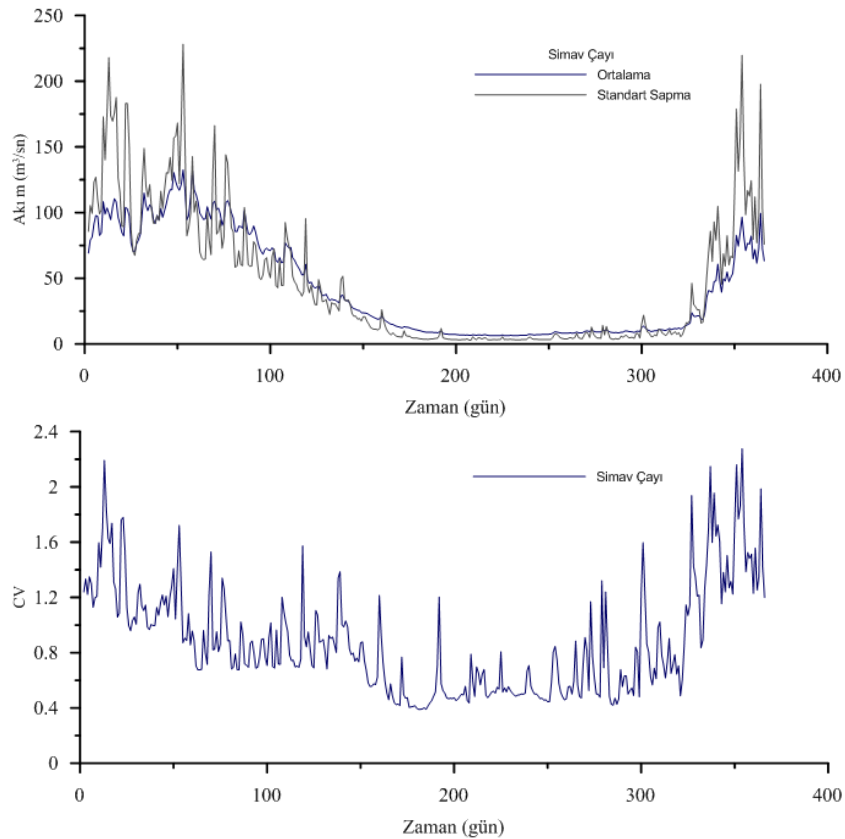


Şekil 4.31. Çoruh nehri günlük-ARCH(2) modelinin akımlar için koşullu standart sapma ve varyansları

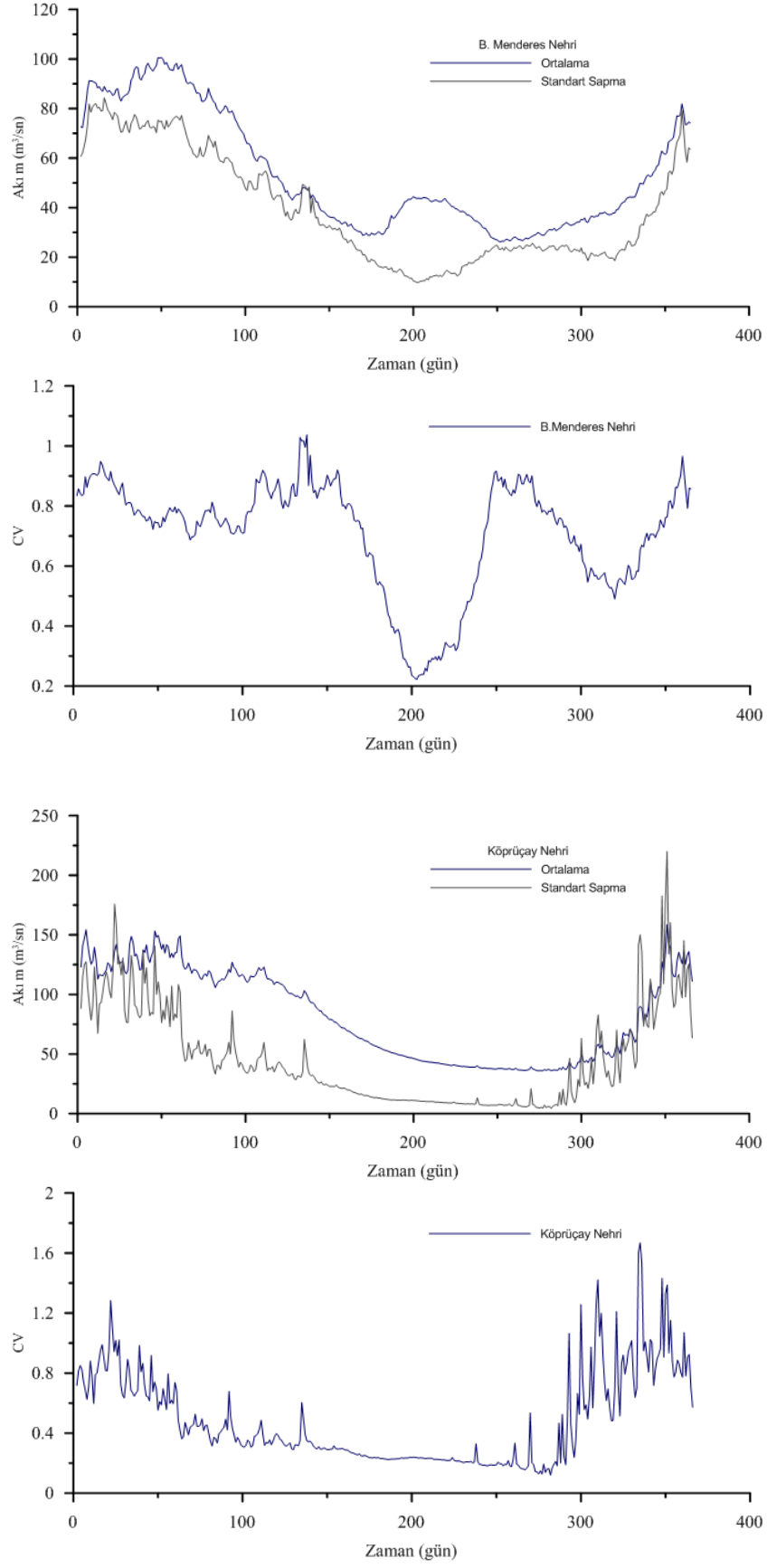
Yukarıda elde edilen koşullu standart sapma ve varyans değerleri incelendiğinde akarsu akımlarındaki belirsizliğin yıllar içindeki değişimlerini görmek mümkündür. Burada Kızılırmak, Göksun ve Çoruh akımlarına ait sonuçlar ele alınacak olursa, volatilitenin önemli bir kaynağının yağış olduğu görülebilir. Zira, Kızılırmak ve Göksun nehirleri göreceli olarak kurak bir iklim etkisi altında iken Çoruh nehri yağışlı bir iklimden etkilenmektedir. Bu nedenle yağışın volatilitte üzerinde önemli bir etkisi olduğu söylenebilir. Diğer bir dikkat çeken akım ise B. Menderes nehridir. B. Menderes nehrine ait günlük volatiliteler son yıllarda belirgin artış göstermektedir. Bunun temel sebebi, bu akımlara etki eden parametrelerde son yıllarda bir değişim olduğu ve/veya bu bölgedeki sanayi-nüfus etkinliğinin artarak bu akarsuya insan müdahalesinin artması olduğu düşünülmektedir. Elde edilen koşullu sapma ve varyans değerlerinin gözlenen değerlerle uyum içinde olup olmadığını incelemek için yıllık ortalama akımlarda ARCH etkisi araştırılmıştır. İncelenen

akımlarda volatilitenin bir yıl içinde nasıl değiştiğinin belirlenmesi amacıyla gözlenen akımların ortalaması (3.67) ve (3.68) denklemleri ile hesaplanmıştır. Buradaki bir başka amaç da akarsu akımlarındaki mevsimselliği görebilmek ve mevsimselliğin koşullu varyans üzerindeki etkisini açığa çıkarabilmektir. Bu yolla hesaplanan yıllık ortalama akımlar için ARCH modelleri oluşturulacaktır. ARCH modellerinin koşullu varyans modellemesindeki yetkinliğini görebilmek amacıyla bu oluşturulacak ARCH modellerinden elde edilen tahminler ile denklem (3.69) ve (3.70) ile hesaplanacak standart sapma ve varyasyon katsayıları karşılaştırılacaktır.

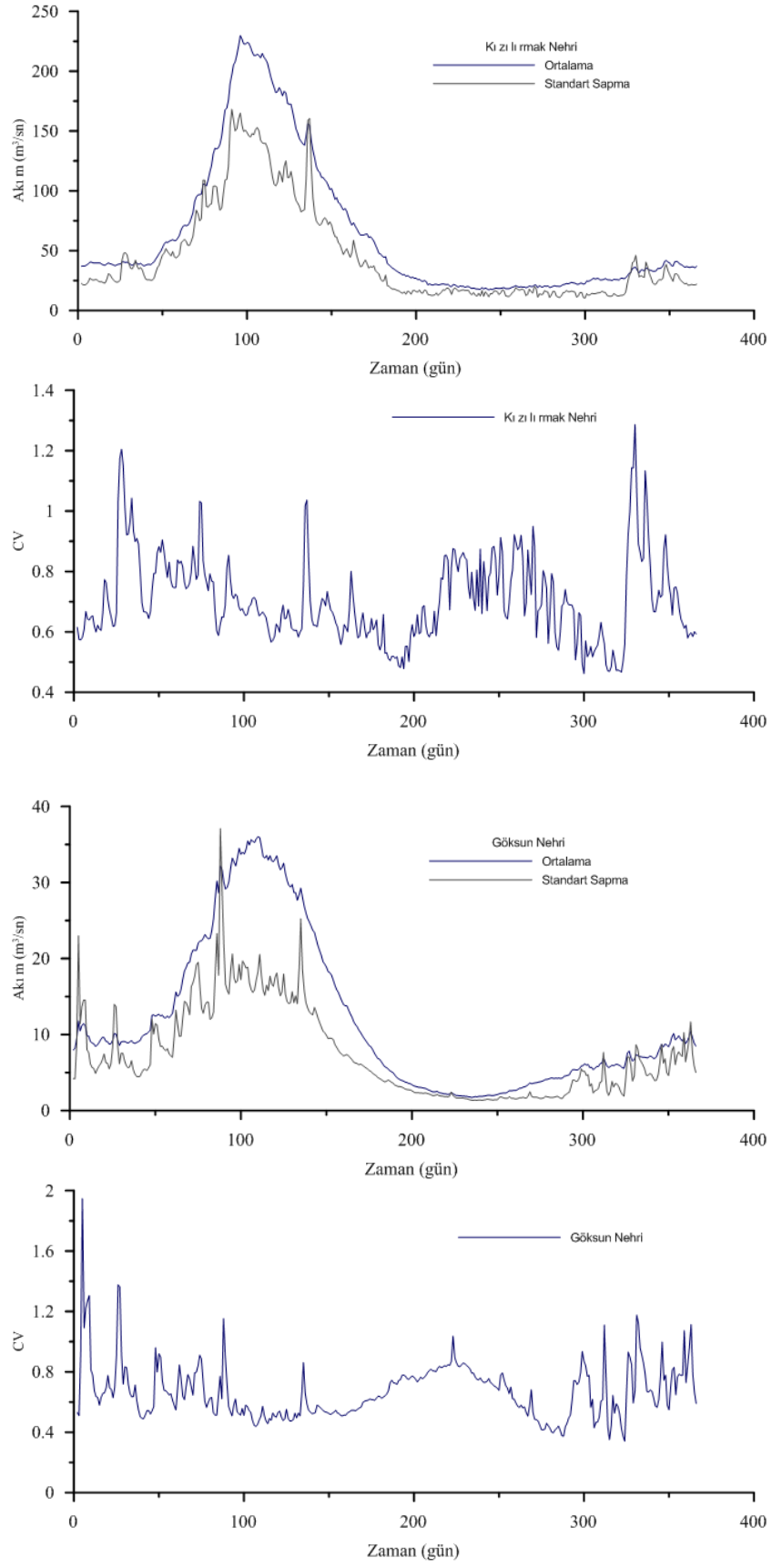
Denklem (3.68), (3.69) ve (3.70) ile hesaplanan yıllık ortalama, standart sapma ve varyasyon katsayıları aşağıda sunulmuştur.



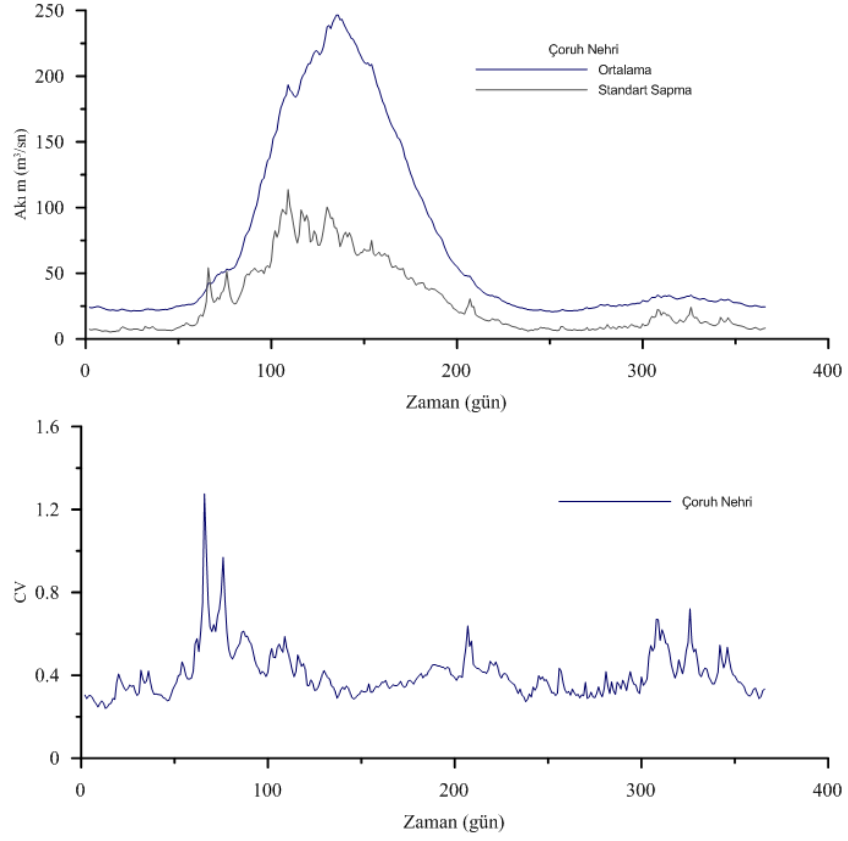
Şekil 4.32. Yıllık ortalama akımlar ile standart sapmaları ve varyasyon katsayılarının zamanla değişimleri



Şekil 4.32. (devam)



Şekil 4.32. (devam)



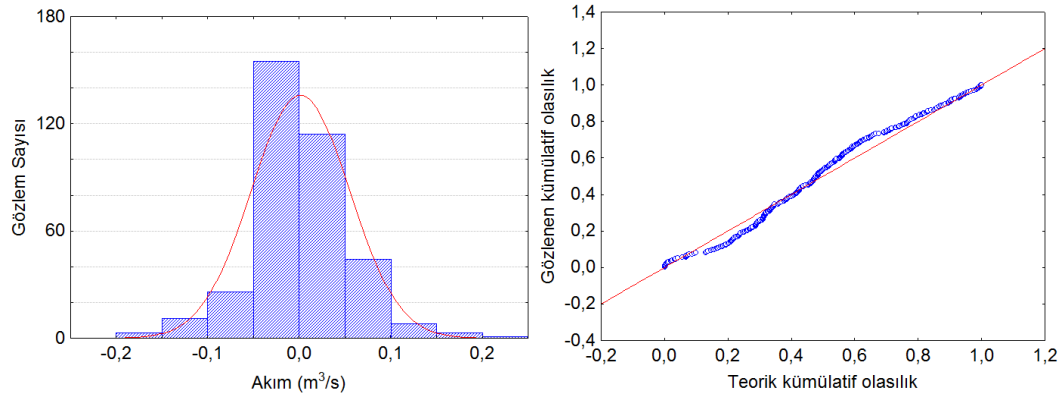
Şekil 4.32. (devam)

Yukarıdaki şekiller incelendiğinde Çoruh nehri hariç diğer akarsularda 150-300 günleri arasında ortalama akımda azalma meydana gelmektedir. Çoruh nehrinde ise azalma 200. günden sonra olmakta ancak aynı ortalamada salınım yapmaktadır. 150. gün Mayıs ayının sonuna Haziran ayının başına, 300. gün ise Ekim sonu Kasım ayı başına denk gelmektedir. Bu bulgular ve yukarıdaki grafikler akarsu akımlarında etkin bir mevsimselliğin olduğunu göstermektedir.

Yukarıda hesaplanan yıllık ortalama akımlar normal dağılmadığı için ilk önce logaritmik dönüşüm yapılmış daha sonra Fourier serisine açılmıştır. Ham verilerden Fourier serileri çıkarılarak ARCH etkisi araştırılmıştır. Simav Çayı için hesaplanan Fourier katsayıları aşağıda görülmektedir.

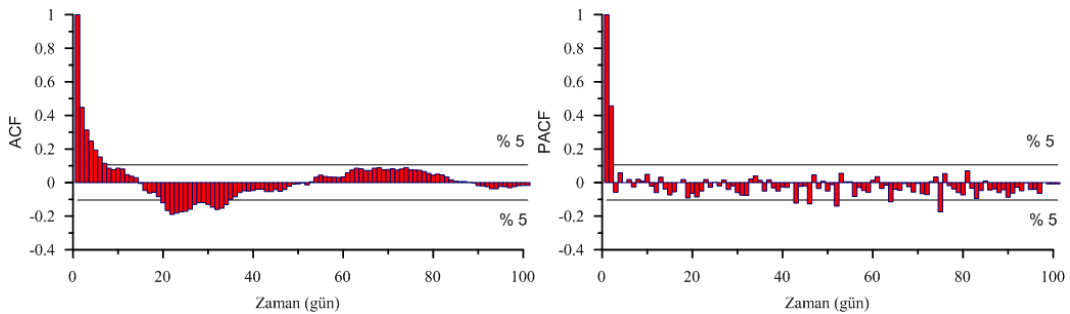
Çizelge 4.19. Simav Çayı yıllık ortalama akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>	<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>
a_0	1.405	1.398	1.413	b_1	0.539	0.523	0.554
a_1	0.347	0.032	0.371	b_2	0.046	0.035	0.056
a_2	0.003	-0.007	0.012	b_3	0.043	0.028	0.058
a_3	0.069	0.059	0.079	b_4	-0.016	-0.029	-0.002
a_4	0.048	0.040	0.057	w	0.0176	0.0174	0.0178



Şekil 4.33. Simav Çayı için periyodikliğin giderildiği akım verileri için histogram ve P-P grafikleri

Ham verilerden Fourier serisinin çıkarılması ile elde edilen akımlara ait histogram ve P-P grafikleri Şekil 4.33’ te verilmiştir. Normal dağılan bu akımlara ait ACF ve PACF’ nin zamanla değişimi aşağıda görülmektedir.

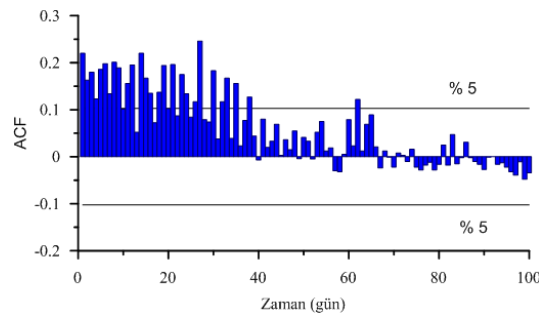


Şekil 4.34. Simav Çayı yıllık ortalama akımlar için zamanın fonksiyonu olarak hesaplanan ACF ve PACF

Bu akımlar için en uygun model AR(3) olarak hesaplanmıştır ve model aşağıda sunulmuştur.

$$y_t = -0.0010 + 0.8429y_{t-1} - 0.1754y_{t-2} + 0.097y_{t-3} + e_t$$

Bu modelden elde edilen kalıntıların karelerinin ACF yapısı incelenerek ARCH etkisinin varlığı hakkında fikir sahibi olunabilir.



Şekil 4.35. Simav Çayı yıllık akımları AR(3) modelinden elde edilen kalıntı terimi karelerinin otokorelasyon fonksiyonu

Şekil 4.35 incelendiği zaman kalıntı terimleri arasında bağımlılık açıkça görülmektedir. Simav Çayı için oluşturulan ARCH(1) modeli aşağıdadır.

$$\sigma_t^2 = 0.00081 + 0.4005e_{t-1}^2$$

Simav Çayı için anlatılan bu adımlar diğer yıllık ortalama akım verileri için de takip edilmiştir (EK-1) ve Kızılırmak hariç tüm akarsu akımları için ARCH etkisi bulunmuştur (Çizelge 4.20). Kızılırmak akımları için McLeod Li istatistiği 31.922 (aşılma olasılığı 0.1602) ve Lagrange çarpanı istatistiği 0.823 (aşılma olasılığı 0.3651) olarak hesaplanmıştır. Ancak koşullu varyans modelinin vereceği varyans tahminleri ile gözlenen varyasyon katsayısının uyumu hakkında bilgi edinmek amacıyla bu akımlar için de ARCH modeli oluşturulmuştur.

Çizelge 4.20. Yıllık ortalama akarsu akım verileri için hesaplanan McLeod-Li ve Lagrange Çarpanı istatistikleri

Nehir (İst. No)	Zaman Ölçeği	McLeod-Li Analizi			Lagrange Çarpanı Analizi		
		Q _{LB}	Ki-kare (kritik) ⁷	p-değeri	F _{hesap}	F _{kritik}	p-değeri
Simav (316)	Yıllık ortalama akım	238.51	37.65	0.0000	18.38	3.84	0.0000
B. Menderes (706)	Yıllık ortalama akım	45.279	37.65	0.0077	15.07	3.84	0.0001
Köprüçay (902)	Yıllık ortalama akım	441.43	37.65	0.0000	11.33	3.84	0.0008
Kızılırmak (1501)	Yıllık ortalama akım	31.922	37.65	0.1602	0.823	3.84	0.3651
Göksun (2009)	Yıllık ortalama akım	45.148	37.65	0.0080	11.75	3.84	0.0007
Çoruh (2305)	Yıllık ortalama akım	66.769	37.65	0.0000	13.30	3.84	0.0003

Elde edilen zaman serisi modelleri ile (G)ARCH model terimleri aşağıda verilmiştir.

B. Menderes Nehri: ARMA(5,5)-ARCH(3)

$$y_t = 9.22 \cdot 10^{-6} + 1.5880y_{t-1} - 0.5663y_{t-2} + 0.4420y_{t-3} - 0.7468y_{t-4} + 0.2495y_{t-5} + e_t + \dots \\ - 0.5864e_{t-1} - 0.4226e_{t-2} - 0.4128e_{t-3} + 0.2518e_{t-4} + 0.1725e_{t-5}$$

$$\sigma_t^2 = 3.97 \cdot 10^{-5} + 0.1276e_{t-1}^2 + 0.0394e_{t-2}^2 + 0.0820e_{t-3}^2$$

Köprüçay Nehri: ARMA(7,3)-GARCH(2,1)

$$y_t = -1.14 \cdot 10^{-5} + 0.2161y_{t-1} + 0.6599y_{t-2} + 0.0891y_{t-3} - 0.3967y_{t-4} + 0.2689y_{t-5} + \dots \\ - 0.1327y_{t-6} - 0.0141y_{t-7} + e_t + 0.4271e_{t-1} - 0.6706e_{t-2} - 0.7418e_{t-3}$$

$$\sigma_t^2 = 1.22 \cdot 10^{-5} + 0.3434e_{t-1}^2 - 0.1694e_{t-2}^2 + 0.8153\sigma_{t-1}^2$$

⁷ 365 veri olduğu için 25 gecikme değeri için McLeod-Li istatistiği hesaplanmıştır

Kızılırmak Nehri: ARMA(3,5)-ARCH(2)

$$y_t = -9.24 \cdot 10^{-6} + 1.1730y_{t-1} + 0.3712y_{t-2} - 0.6064y_{t-3} + e_t - 0.3718e_{t-1} - 0.8531e_{t-2} + \dots \\ + 0.1248e_{t-3} + 0.0378e_{t-4} + 0.0668e_{t-5}$$

$$\sigma_t^2 = 1.1 \cdot 10^{-4} + 0.1897e_{t-1}^2 + 0.1554e_{t-2}^2$$

Göksun Nehri: ARMA(4,7)-ARCH(2)

$$y_t = -0.00032 + 0.6937y_{t-1} + 0.5957y_{t-2} - 0.4790y_{t-3} - 0.2272y_{t-4} + e_t + 0.2803e_{t-1} + \dots \\ - 0.6932e_{t-2} - 0.2954e_{t-3} + 0.3303e_{t-4} + 0.4267e_{t-5} + 0.2239e_{t-6} + 0.1033e_{t-7}$$

$$\sigma_t^2 = 8.65 \cdot 10^{-5} + 0.3424e_{t-1}^2 + 0.2285e_{t-2}^2$$

Çoruh Nehri: ARMA(3,7)-GARCH(1,1)

$$y_t = -0.00061 + 1.1921y_{t-1} + 0.2574y_{t-2} - 0.5258y_{t-3} + e_t - 0.1631e_{t-1} - 0.6830e_{t-2} + \dots \\ - 0.054e_{t-3} + 0.1220e_{t-4} - 0.1103e_{t-5} - 0.1148e_{t-6} + 0.047e_{t-7}$$

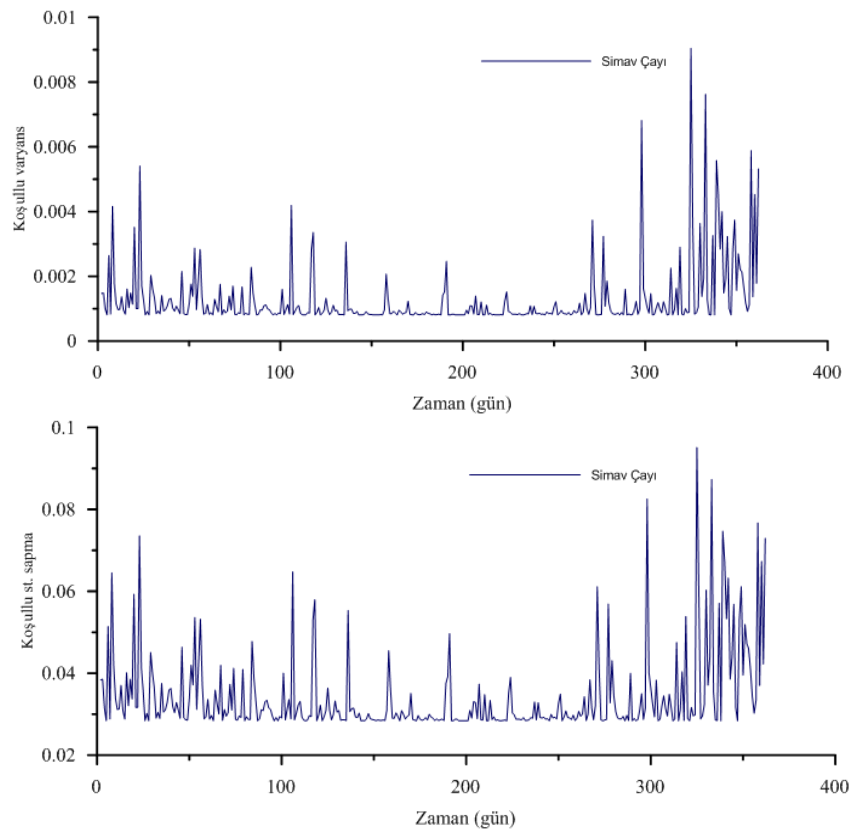
$$\sigma_t^2 = 1.43 \cdot 10^{-6} + 0.1102e_{t-1}^2 + 0.8672\sigma_{t-1}^2$$

Yıllık ortalama akımlar için oluşturulan AR-ARMA modelleri incelendiğinde tümünün stasyonерlik şartını sağladığı görülmektedir (Bkz. Bölüm 3.2). Aynı şekilde

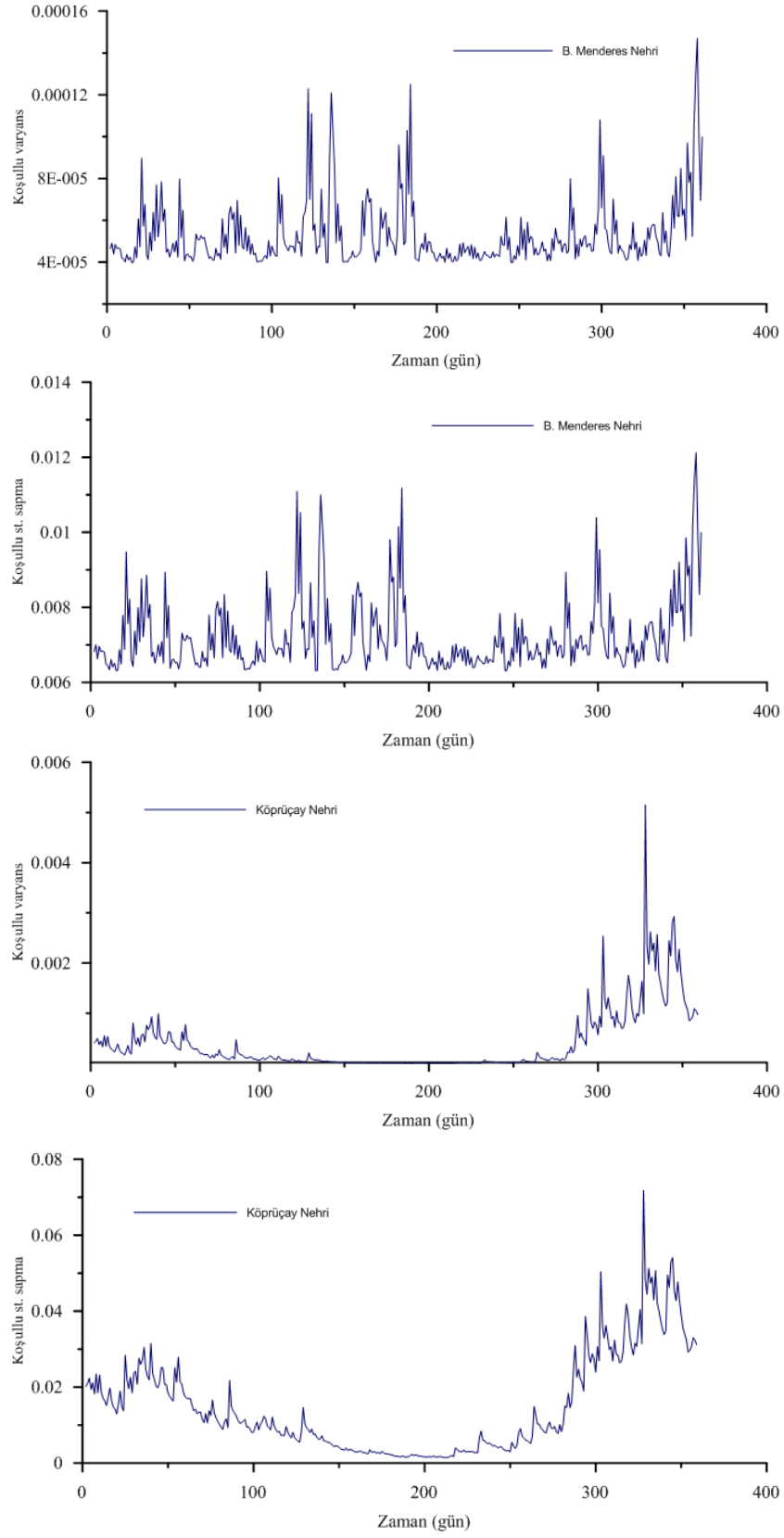
sonlu varyans tahminleri için gerekli olan, $\sum_{i=1}^{maks(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1$ şartı sağlanmaktadır.

Oluşturulan bu modeller ile yıllık ortalama akım için koşullu varyans ve standart sapmalar elde edilmiştir. Unutulmaması gereken bir koşul ise, Şekil 4.32’ de gösterilen standart sapma değerlerinin elde edilmesi için geçmiş gözlem değerlerine ihtiyaç vardır. Örneğin Simav Çayı Ocak 15 gününe ait standart sapmanın elde edilebilmesi için geçmiş 51 yılın Ocak 15 akımlarından standart sapma elde

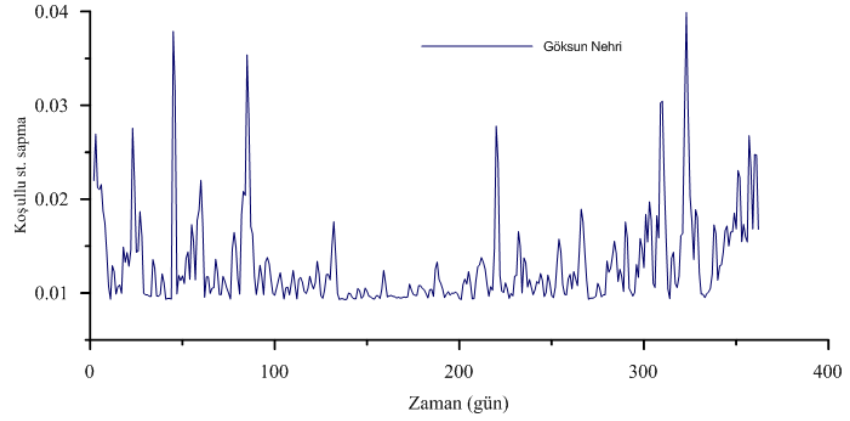
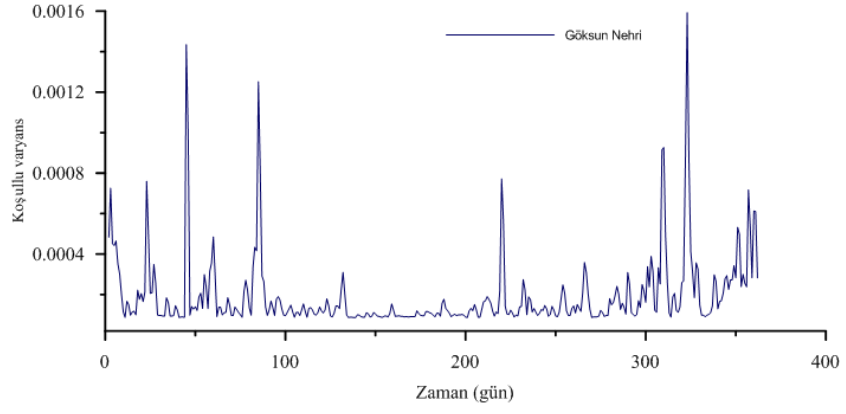
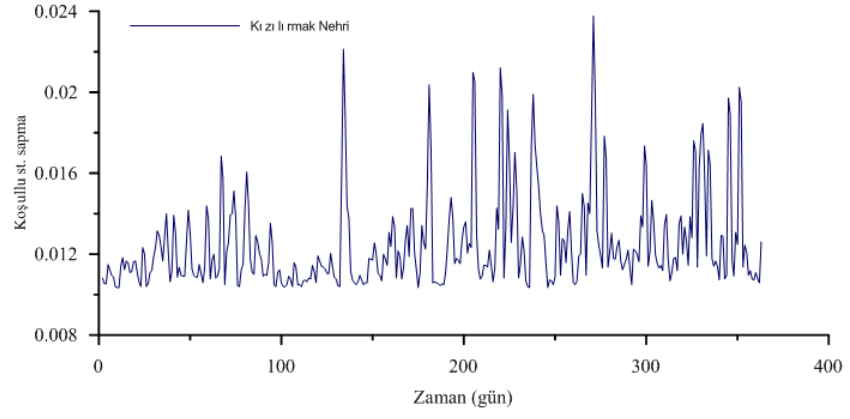
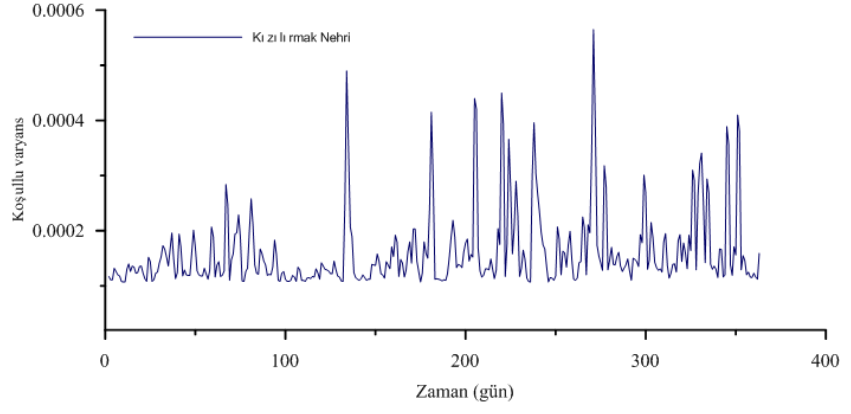
edilmiştir. Hâlbuki yukarıdaki (G)ARCH modelleri ile koşullu varyans ve standart sapma tahminleri elde edilirken geçmiş gözlenmiş değerlerin standart sapmalarına ihtiyaç duyulmaz. Yalnızca elde 365 günlük ortalama akım verisinin olması yeterlidir. Çünkü oluşturulan modellerde bu 365 günlük akım verileri dikkate alınmış ve bu akım verilerinde bulunan volatilité-koşullu varyans değişim yapısının model yardımı ile benzeşimi yakalanmaya çalışılmıştır. Yukarıdaki modeller ile elde edilen varyans ve standart sapma tahminleri aşağıda sunulmuştur.



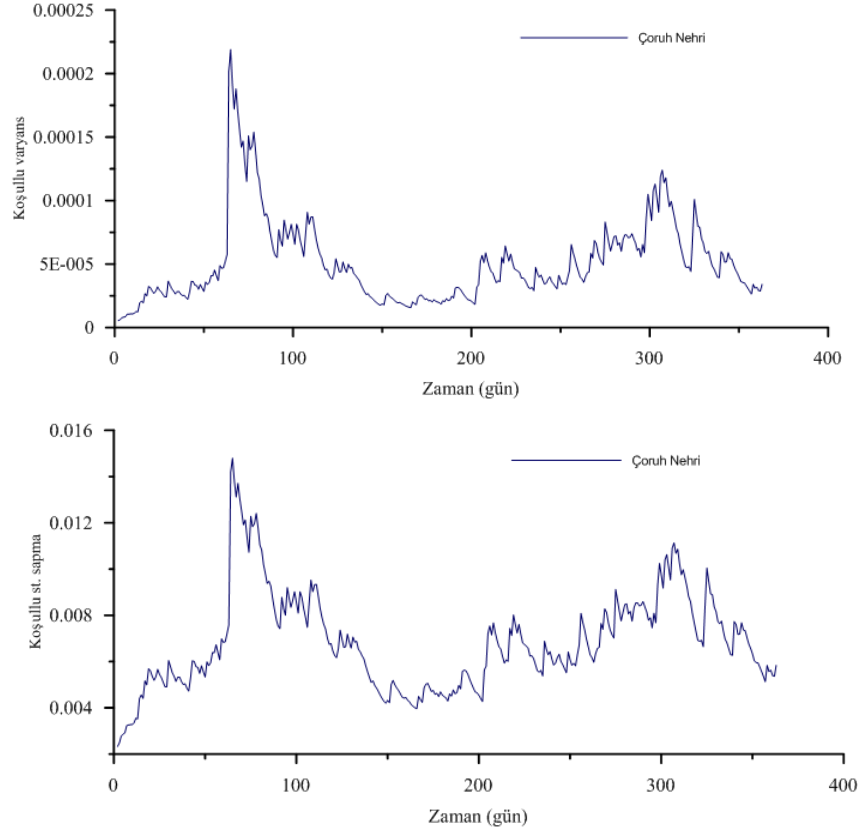
Şekil 4.36. Yıllık ortalama akımlar için (G)ARCH modellerinden elde edilen koşullu varyans ve standart sapma değerleri



Şekil 4.36. (devam)



Şekil 4.36. (devam)



Şekil 4.36. (devam)

Yukarıda verilen (G)ARCH modellerinden elde edilen koşullu varyans ve standart sapma değerleri, Şekil 4.32’ deki standart sapma ve varyasyon katsayısının zamanla değişen grafikleri ile karşılaştırıldığında en fazla uyumun Köprüçay ile Çoruh nehirlerinde olduğu görülecektir. Bu akarsular için elde edilen koşullu varyasyon ve standart sapma değerleri ile gözlenmiş standart sapma ve varyasyon katsayılarının zamanla değişiminin benzer olması bu akımlar için oluşturulan modellerin volatilitenin dinamik yapısını tam olarak yansıttığını söyleyebiliriz. Özellikle elimizdeki 365 adet veriden 50 yıla yayılan bir süreçten meydana gelen koşullu varyans-standart sapma değişiminin başarıyla yakalanması, GARCH modellerinin belirsizlik modellemesinde, risk analizinde ve taşkın koruma yapılarının boyutlandırılmasında gelecekteki uygulamalar için bir temel teşkil edebileceği söylenebilir. Köprüçay ve Çoruh nehirlerinin yanı sıra, Simav ve Göksun nehirleri için elde edilen sonuçların bir dereceye kadar etkili olduğu düşünülebilir. Bu akımlar için elde edilen volatilité sonuçlarında mevsimsel bir artma ve azalma

görülmemektedir. Ancak Simav nehri için 0-150, 150-300 ve 300-365 arasındaki günlere ait sonuçlar incelenirse benzer bir dinamiğin olduğu görülecektir. Aynı şekilde Göksun nehri için 0-125, 125-300 ve 300-365 günleri incelendiğinde aynı sonuca varılacaktır. Hatta Göksun nehri için 222. gündeki ani sıçrama model ile yakalanmıştır. Bu nehirler için volatilité sonuçlarında mevsimsel artma veya azalmanın olmamasının temel sebebinin mevsimsellik etkisinin Fourier serisi ile tamamen giderilmesi olduğu düşünülebilir. Eğer modelleyici mevsimselliğin volatilitéde görülmesini isterse elde edilecek volatilité tahminlerine ham veriler için elde ettiği Fourier katsayılarını uygulayabilir. Ancak burada dikkat edilmesi gereken bir husus vardır. Fourier katsayılarının ham veriler için oluşturulması nedeniyle elde edilecek mevsimsel değerler volatilité tahminlerinden büyük olacaktır. Bu nedenle modelleyici volatilité tahminleri ile Fourier serisini 0-1 arasında standardize ederek toplayabilir. Böylelikle volatilitenin mevsimsel değişimi de incelenebilir. Son olarak Kızılırmak ve B. Menderes nehirleri incelendiğinde bu modeller için elde edilen volatilitenin gözlenen değerleri iyi yansıtmadığı görülmektedir. Çizelge 4.20' de Kızılırmak nehri için ARCH etkisinin olmadığı tespit edilmişti. Bu nedenle test istatistiğinin ARCH etkisinin tespit edilmesinde güvenilir olduğu söylenebilir. B. Menderes nehri incelendiğinde ARCH etkisinin ARCH modeliyle etkili olarak modellenememesi bu akımlarda volatilitenin kaynağının farklı bir nonlinearlik türü olabileceğini akla getirmektedir. Çalışmanın bir sonraki bölümünde akarsu akımlarında uzun hafıza ve kaosun varlığı araştırılacak ve B. Menderes nehrinde farklı bir nonlinearlik veya uzun dönemli hafıza etkilerinin olup olmadığı incelenecektir.

Diğer bölüme geçmeden önce, son yıllarda meydana gelen küresel ısınmanın akarsu akımlarındaki volatilitéye bir başka deyişle belirsizliğe olan etkisini inceleyecek olursak, eğim analizi bize bu konuda yardımcı olacaktır⁸. Aşağıdaki çizelgede günlük ve varsa aylık akarsu akımları volatiliteleri için elde edilen eğim analizi sonuçları görülmektedir.

⁸ Önceki analizlerde Mann-Kendall ve Spearman Ro analizleri aynı sonuçları verdiği için burada yalnızca Spearman Ro analizinin sonuçları verilmiştir.

Çizelge 4.21. Akım volatilitelerinin eğim analizi sonuçları

Nehir (İst. No)	Zaman Ölçeği	Spearman Ro Analizi		
		r_s	t_t	p-değeri
Simav (316)	Günlük	-0.1598	-22.0298	0.0000
	Aylık	0.0073	0.1779	0.8589
B. Menderes (706)	Günlük	0.0957	13.0607	0.0000
	Aylık	-0.1147	-2.8290	0.0048
Köprüçay (902)	Günlük	0.0074	1.0055	0.3146
	Aylık	0.0434	1.0662	0.2868
Kızılırmak (1501)	Günlük	-0.0399	-5.0776	0.0000
Göksun (2009)	Günlük	-9.98E-4	-0.1345	0.8930
	Aylık	0.0258	0.6238	0.5330
Çoruh (2305)	Günlük	0.0196	2.5827	0.0098

Günlük akım volatiliteleri incelendiği zaman Göksun ve Köprüçay hariç diğerlerinde istatistiksel olarak anlamlı eğilim bulunmuştur. Günlük akımlarda B. Menderes ve Çoruh nehirlerinde artan yönde bir başka ifadeyle pozitif eğilim bulunurken diğer eğilimler azalan yöndedir. Akarsu akımlarında volatiliteler, akımlarda artma veya azalma şeklinde ortaya çıktığı için, Çoruh nehrinde volatilitedeki bu pozitif yöndeki eğilim akım ortalamalarından sapmanın artarak devam edeceği anlamına gelmektedir. Volatilitede azalma trendi ise, ortalama akımdan sapmaların gittikçe azalacağı anlamına gelmektedir. Akımların ortalama sapmalarının giderek azalabilmesi ancak iki durumda söz konusudur. Bu bölgelerde akım ortalamalarından sapma; (1) yılın çoğu gününde yağışların etkisiyle akım ortalamasının sabit bir değer etrafında küçük salınımlar göstermesi veya (2) yağışların azalarak akımların ortalama sapmalarının azalması şeklinde meydana gelebilir. Volatilitedeki

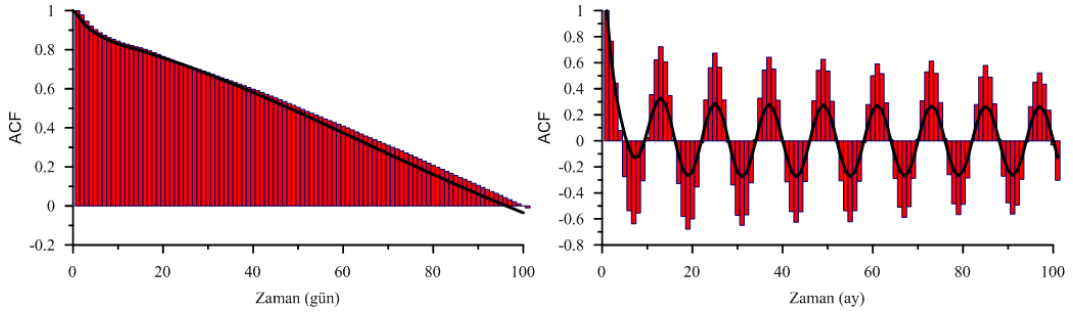
azalmanın iklim değışiklięi veya başka bir nedenden kaynaklanıp kaynaklanmadığının belirlenmesi oldukça güçtür. Yaęış, sıcaklık, nem ve volatilité arasındaki iliřkinin belirlenebilmesi için ayrıntılı ve kapsamlı çalıřma gerekmektedir. Burada sadece günlük akımlarda Göksun ve Köprüçay hariç volatilitéde istatistiksel olarak anlamlı azalan bir eğilimin, Çoruh nehrinde de artan bir eğilimin varlığı tespit edilmiştir. İleride daha ayrıntılı olarak iklim parametreleri ve akarsu akım volatilitesi arasındaki iliřki başka çalıřmalar ile ortaya koymayı planlıyoruz.

Volatilitenin fiziksel sebeplerden ziyade süreç dinamikleri açısından incelendięi bu çalıřmada özel nonlinearlik türleri olan uzun dönemli hafıza ve kaos, volatilitenin kaynakları olup olmayacağı ařaęıda incelenmiştir. Özellikle kaos, uzun dönemli hafıza ve volatilité arasında iliřkinin ülkemizde ilk kez incelendięi bu çalıřma ile süreç dinamikleri hakkında yeni bir bakış açısı elde edilmesi hedeflenmiştir.

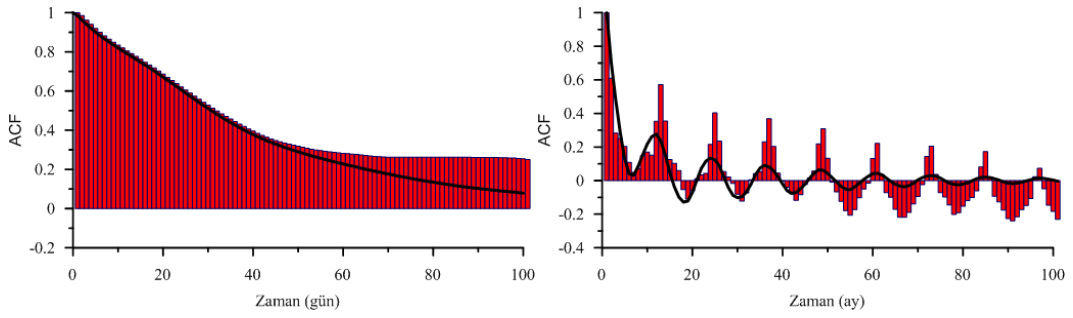
Uzun dönemli hafıza ve kaosu varlığını tespit edebilmek için uzun süreli kayıtlara ihtiyaç vardır (Nerenberg ve Essex, 1990). Bu nedenle kaos analizi için günlük akımlar kullanılırken, uzun dönemli hafıza için R/S analizinin 200' den az veriye sahip akımlarda güvenilir sonuç vermemesinden ötürü (Granero vd., 2008) yalnızca günlük ve aylık akımlar kullanılmıştır. Ancak yıllık akımların normal dağılması ve otokorelasyon fonksiyonlarından da görüleceęi üzere içsel bağımlılıklarının çok az olması bu süreçlerde uzun dönemli hafızanın olmadığına yönelik bulgulardır. Zira uzun dönemli hafızadan söz edebilmek için en azından içsel bağımlılığın yüksek olduęu otokorelasyon fonksiyonlarının olması gerekmektedir. Yıllık akımlara ait ACF' lerin ilk gecikmeden sonra istatistiksel olarak anlamlı otokorelasyonların bulunamaması bu süreçlerde uzun dönemli hafızadan söz edilemeyeceğini göstermektedir.

Uzun dönemli hafızanın etkin olduęu süreçlerde gözlenen akımlara ait ACF' ler bu süreçler için oluşturulan ARMA modellerinden elde edilen teorik ACF' lerden daha uzun zamanda sıfıra yakınsar. Gözlenen günlük ve aylık akımlara ait ACF' ler ile bu süreçler için Bölüm 4' te oluşturulan optimum ARMA modellerinden elde edilen teorik ACF' ler ařaęıda sunulmuştur.

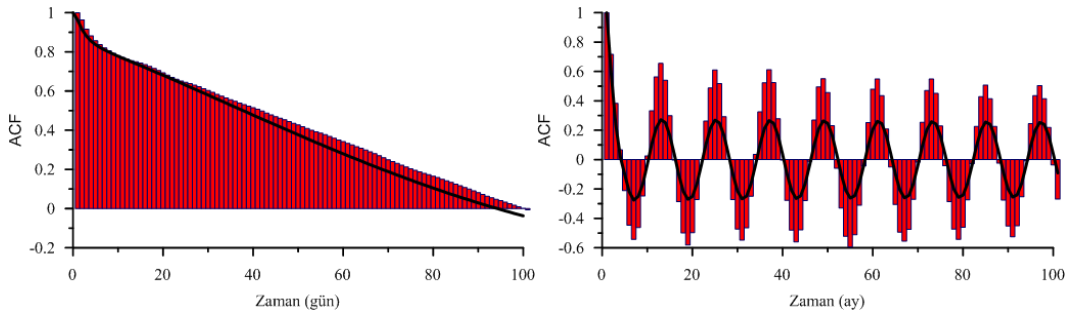
(a) Simav Çayı



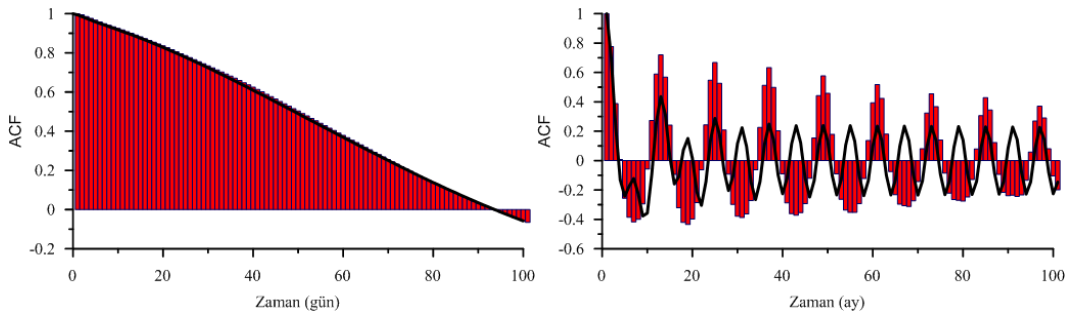
(b) B. Menderes Nehri



(c) Köprüçay Nehri

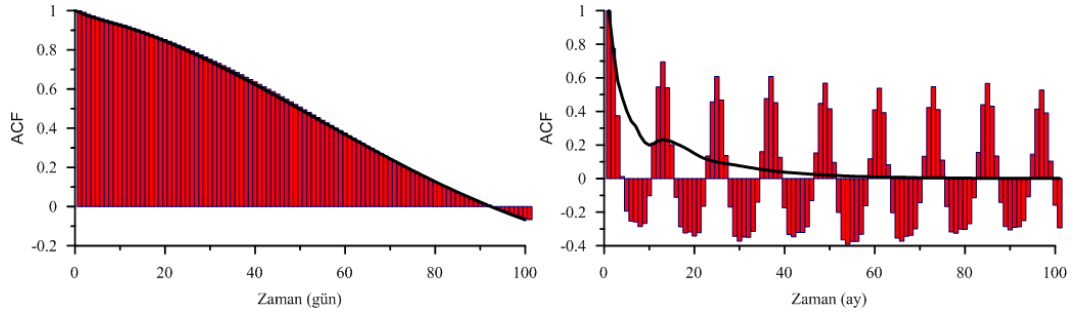


(d) Kızılırmak Nehri

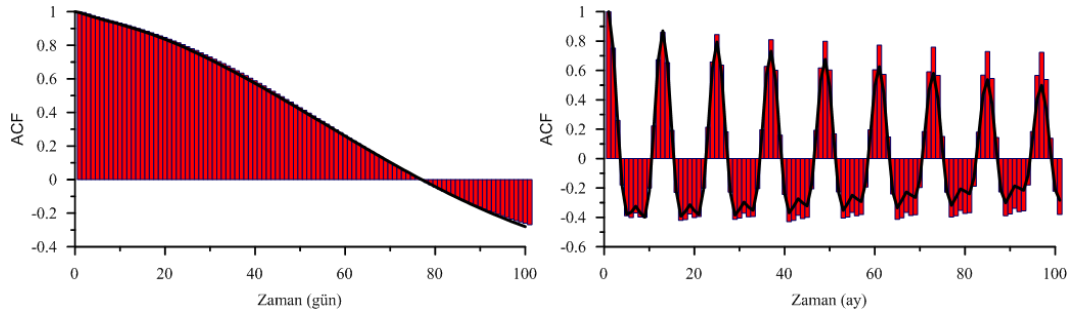


Şekil 4.37. Gözlenen ve teorik ARMA süreçleri için zamanın fonksiyonu olarak ACF' ler

(e) Göksun Nehri



(f) Çoruh Nehri



Şekil 4.37. (devam)

Şekil 4.37’ deki günlük ACF’ lerin uzun gecikmelerden sonra sıfıra yaklaşmasından ötürü günlük akım süreçlerinin kararlı olduğu söylenebilir. Ayrıca günlük teorik ACF’ lerin gözlenen ACF’ lerden küçük ve eşit olması uzun dönemli hafızaya dair bir ipucudur. Özellikle uzun gecikmelerde, teorik ACF’ nin gözlenen ACF’ den küçük kaldığı Simav, B. Menderes ve Köprüçay nehirlerinde uzun dönemli hafızanın etkin olduğu konusunda bir fikir vermektedir. Aylık ACF’ lerde uzun hafızanın en etkili olabileceği akımlar B. Menderes ile Göksun nehirleri görünmektedir. Çünkü bu akımlara ait teorik aylık ACF’ ler kısa zamanda sıfıra yaklaşmakta olup gözlenen akımlara ait ACF’ ler ise uzun gecikmelerde dahi büyük değerlere sahiptir. Çoruh nehri aylık ACF’ ler incelendiğinde ise, teorik ve gözlenen ACF’ lerin uyumundan ötürü Çoruh akımında diğer akım türlerinde bulunan hafızadan farklı veya kısa dönemli bir hafızadan söz edilebilir.

Grafiksel olarak ACF’ lerin incelenmesi uzun dönemli hafızanın belirlenmesi için modelleyiciye yalnızca fikir verir. Uzun dönemli hafızanın varlığı veya yokluğu ile

bunun şiddeti/karakteristiği hakkında bilgi edinebilmek için istatistiksel analizin yapılması zorunludur. Günlük ve aylık akımlar için elde edilen Hurst analizi sonuçları aşağıdaki çizelgede verilmiştir.

Çizelge 4.22. Günlük ve aylık akımlar için R/S analizi sonuçları

Nehir	Simav	B.Menderes	Köprüçay	Kızılırmak	Göksun	Çoruh
H (Günlük)	0.771	0.918	0.765	0.710	0.789	0.731
H (Aylık)	0.622	0.866	0.599	0.518	0.665	0.455

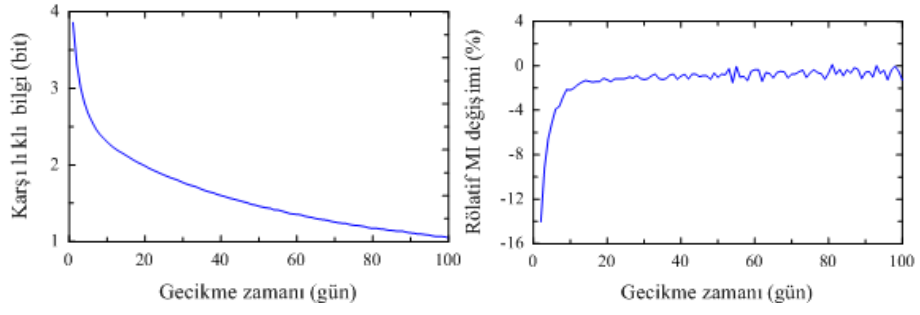
Çizelge 4.22’ de günlük akımlara ait analiz sonuçları incelenecek olursa, tüm günlük akımlarda H katsayılarının 0.5’ ten büyük olması günlük akımlar için uzun dönemli hafızanın varlığını göstermektedir. En kararlı ve hafızanın en güçlü olduğu günlük akımlar B. Menderes nehrine aittir. Bu demektir ki, bu nehir akımları için (günlük süreçte) bulunan azalan trend, varlığını uzun dönemli hafızanın etkisiyle gelecek dönemlerde de gösterecektir. Özellikle bu bulgu ve bu yöntemin akarsu akımlarına uygulanması iklim değişikliği, kuraklık gibi analizlerde sadece geçmiş dönemler için bulunan değişimlerin gelecekte de devam edip etmeyeceğinin belirlenmesi açısından önemlidir. Çünkü, serinin geçmişte gözlenen dinamiğinin gelecekte benzer veya tam tersi olup olmayacağını belirlemekte R/S analizi güçlü bir yöntemdir (Xu vd., 2010). Günlük akımlarda varlığı tespit edilen trend tüm akımlar için gelecek dönemlerde de varlığını sürdürecektir görünmektedir. Bu trend sürekliliği Çoruh nehri hariç diğerlerinde azalma şeklinde ortaya çıkacaktır. Çoruh nehrinde ise pozitif yöndeki eğilim ilerde de bu süreçte bulunmaya devam edecek görünmektedir. Aylık akımlar incelendiğinde yine en kararlı akımın B. Menderes nehri olduğu görülmektedir. Tüm aylık akımlar günlük akımlara göre daha düşük hafızaya ve kararlılığa sahiptir. Bunun başlıca nedeni, aylık akımların günlük akımların ortalamaları alınarak elde edilmesidir. Çünkü bu yolla elde edilen aylık akımlarda günlük akımlarda bulunan dinamik özelliklerin bir kısmı düzgünleme (*smoothing*) nedeniyle kaybedilmiştir.

Aylık akımlarda Çoruh nehri dikkat çekicidir. Çünkü Çoruh nehri için aylık akımlarda H değeri 0.5' ten küçük bulunmuştur. Bu ise aylık akımlarda kararsızlığın hâkim olduğunu göstermektedir. Ayrıca H ' nin 0.5' ten küçük olması bu akımlar için gelecek dönemlerde, geçmiş dönemlerin tersi yönünde bir eğilim meydana gelebileceğini göstermektedir.

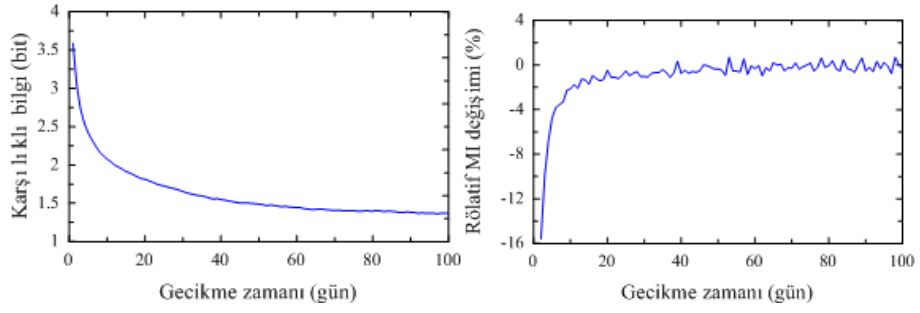
Süreçlerde R/S analizi ile uzun dönemli hafıza etkilerinin bulunması sonucu bu süreçlerde geleneksel stokastik süreç varsayımının geçerliliği sorgulanmalıdır. Uzun dönemli hafızanın bulunması bu akımlarda rastgelelikten ziyade içsel bağımlılığın yüksek olduğu nonlinear dinamikliğin olup olmadığının incelenmesini gerektirmektedir. Bu bölümde, bahsedilen bu nonlinear dinamiği, özellikle nonlinear ARCH etkisini oluşturabilecek bir mekanizmanın varlığını araştırmak için kaos analizi uygulanmıştır.

Kaos analizinde öncelikli adım korelasyon integralinin hesaplanması için uygun gecikme değerinin belirlenmesidir. Bunun için veri değerleri arasında lineer bağımlılığın ötesindeki nonlinear bağımlılığı da ölçen karşılıklı bilgi fonksiyonu hesaplanmış ve sonuçlar Şekil 4.38' de sunulmuştur.

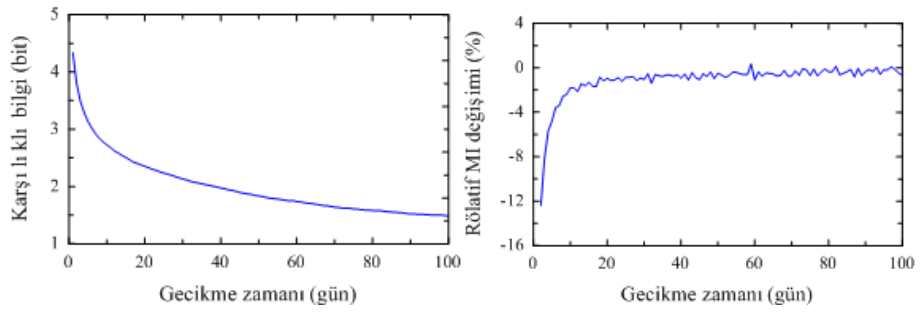
(a) Simav Çayı



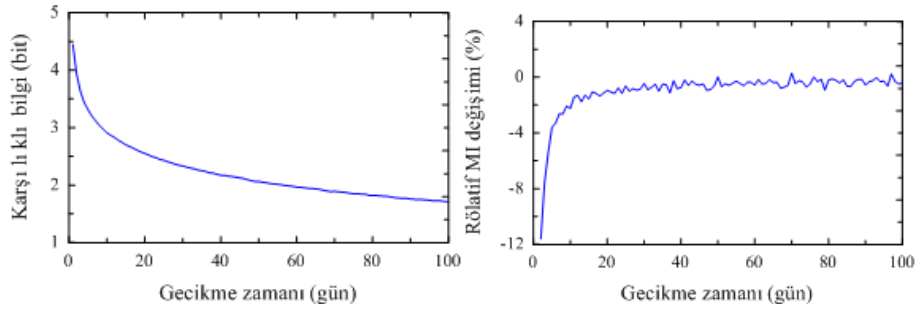
(b) B. Menderes Nehri



(c) Köprüçay Nehri

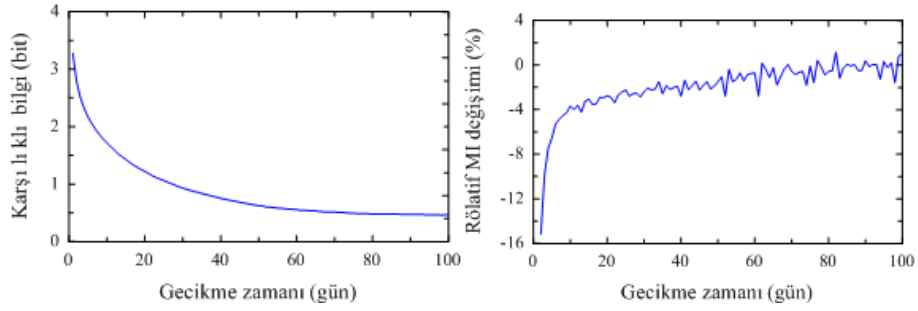


(d) Kızılırmak Nehri

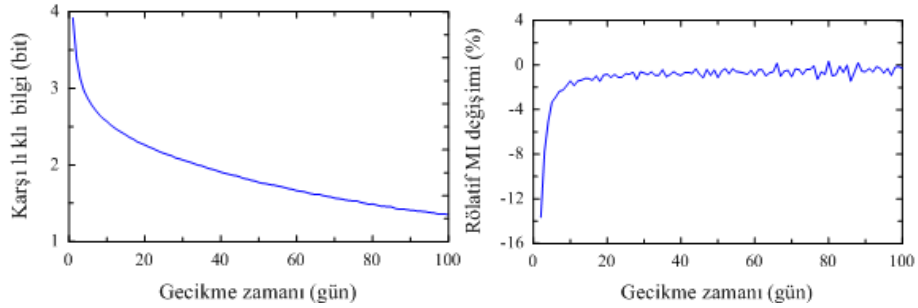


Şekil 4.38. Günlük akımlar için Karşılıklı Bilgi Fonksiyonu ve rölatif değişimleri

(e) Göksun Nehri



(f) Çoruh Nehri



Şekil 4.38. (devam)

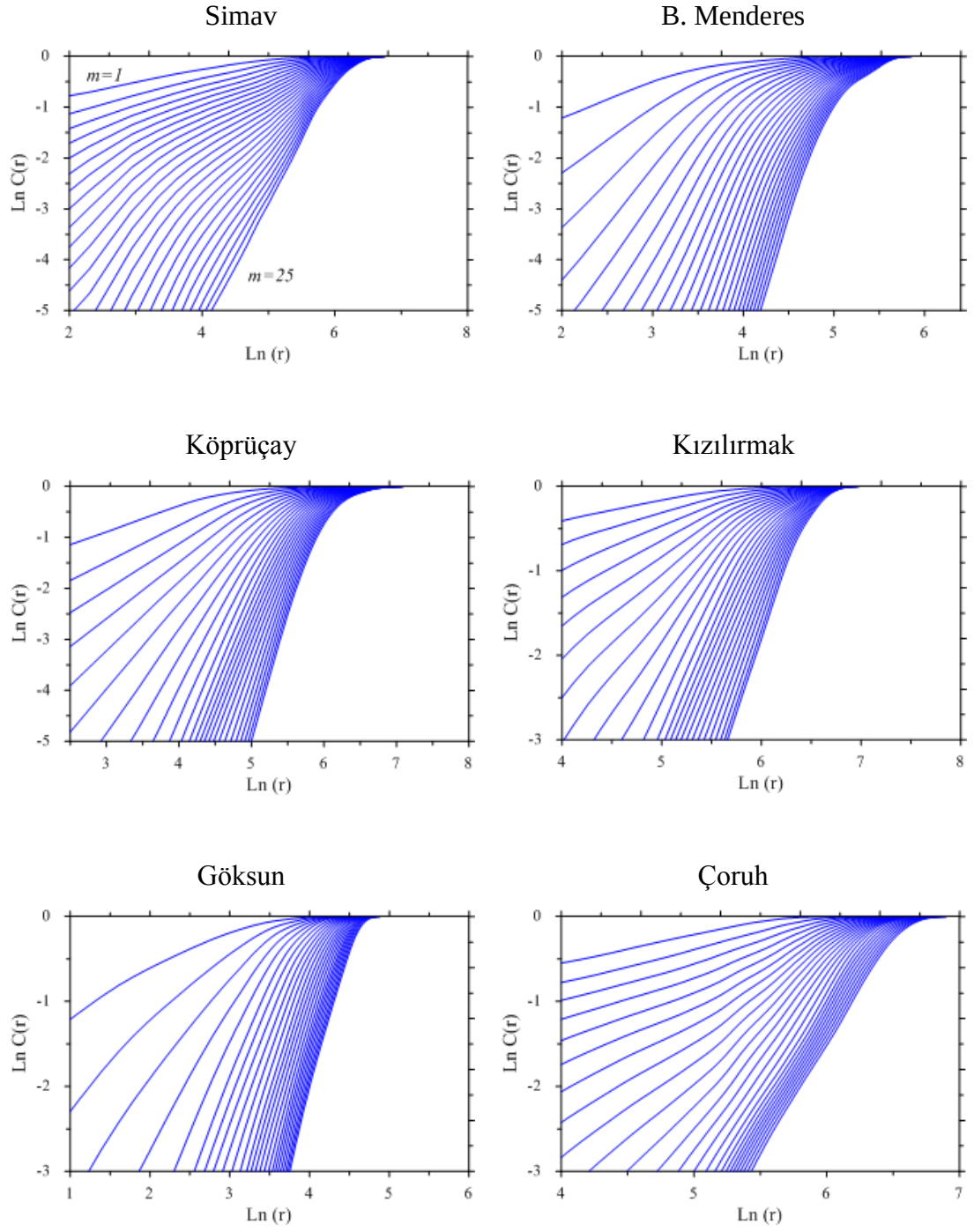
Karşılıklı bilgi fonksiyonlarının minimum olduğu gecikme değeri, korelasyon integrali için optimum gecikme değeri olarak alınabilir (Islam ve Sivakumar, 2002). Ancak MI fonksiyonları incelendiğinde bu fonksiyonların ilk minimum olduğu değerlerin belirlenmesi güçtür. Bu nedenle yerel türev alma olarak da düşünülebilecek ardışık değerler arasındaki rölatif değişim grafikleri bize ilk minimum nokta hakkında bilgi sağlayabilir. Şekil 4.38’ deki MI fonksiyonlarının rölatif değişimlerinden elde edilen yerel minimum değerleri Çizelge 4.23’ te sunulmuştur.

Çizelge 4.23 incelendiğinde, nonlinear ilişki dikkate alınarak en korelasyonlu zaman serisi Göksun nehri olarak düşünülebilir. Bu nehirde içsel bağımlılık 62 gün sonra azalmaktadır. En az içsel bağımlılık Simav nehri akımlarında görülmektedir. Bu nehir için MI fonksiyonunda 14 günden sonra önemli bir değişiklik görülmemektedir. B. Menderes-Çoruh nehri ile Köprüçay-Kızılırmak nehirlerinin MI fonksiyonları ve dolayısıyla nonlinear bağımlılıklarının zamansal davranışları benzer özellikler göstermektedir.

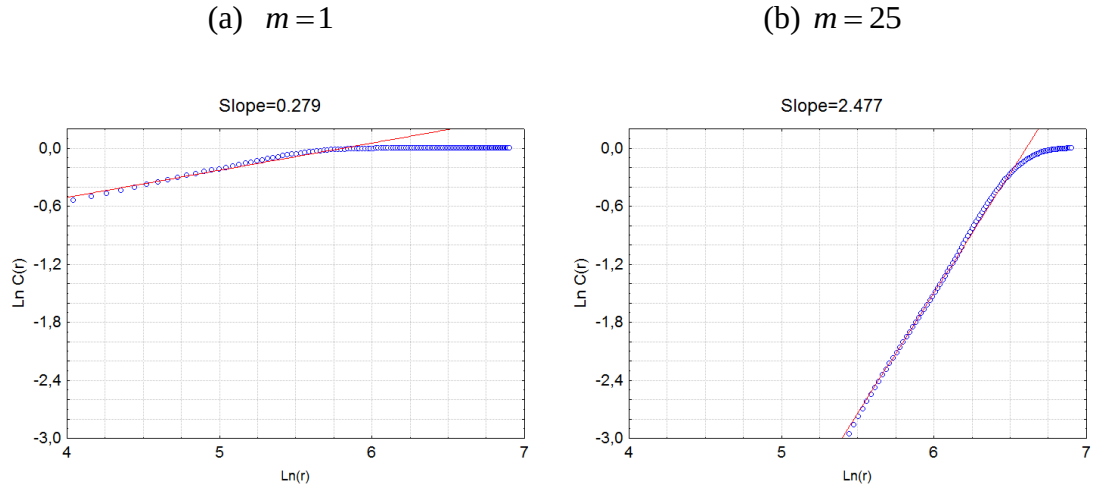
Çizelge 4.23. Karşılıklı bilgi fonksiyonundan elde edilen yerel minimumlar

Nehir	Simav (316)	B. Menderes (706)	Köprüçay (902)	Kızılırmak (1501)	Göksun (2009)	Çoruh (2305)
İlk yerel minimum (gün)	14	20	31	30	62	22

Akarsu akımları için gerekli gecikme değerlerinin belirlenmesinden sonra $m = 1$ ' den $m = 25$ ' e kadar korelasyon integralleri hesaplanmıştır. Şekil 4.39' da tüm akarsular için hesaplanan korelasyon integralleri sunulmuştur. Korelasyon integralleri incelendiğinde, büyük yarıçap değerlerinde integral değeri sabit kalmaktadır. Bunun temel sebebi, büyük yarıçap değerlerinde, dikkate alınan veri sayısının bir noktadan sonra sabit kalması ve korelasyon integralinin devamlı halde 1' e eşit olmasıdır (Ln değeri 0). Bu nedenle korelasyon boyutunun hesaplanması için eğrinin saptığı düz orta segment dikkate alınmalıdır. Bu bölgeye literatürde *ölçekleme bölgesi-scaling region* adı verilir ve korelasyon boyutu için eğim hesabında bu bölge dikkate alınır (Williams, 1997; Sivakumar, 2005). Bu bölgeden eğim hesabı en küçük kareler yöntemiyle yapılabilmektedir. Bir örnek olması için Çoruh nehrinin $m = 1$ ve $m = 25$ değerleri için ölçeklendirme bölgesinden yapılan eğim hesabı ve korelasyon üssü aşağıda gösterilmiştir (Şekil 4.40).

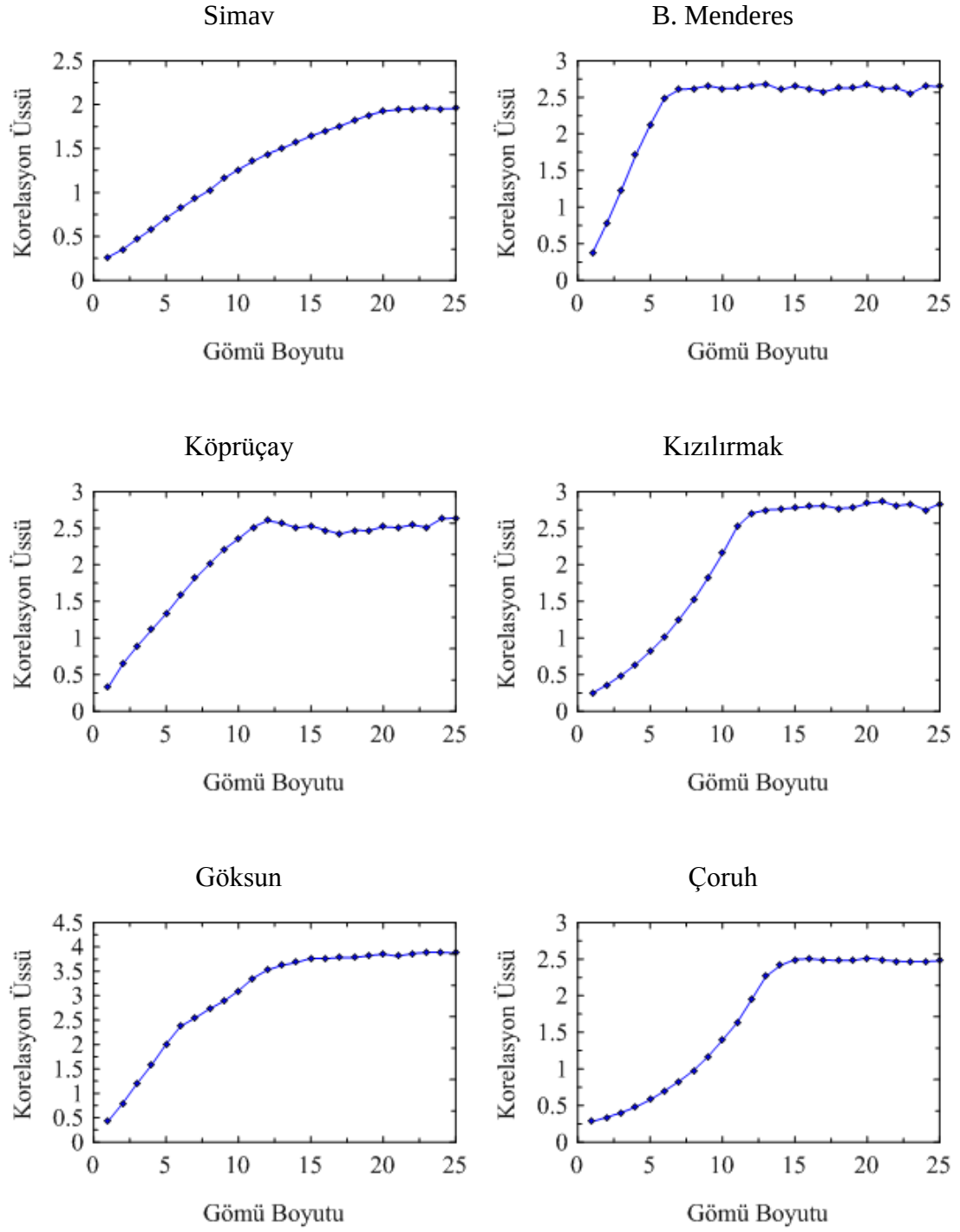


Şekil 4.39. Günlük akımlar için farklı m gömü boyutlarında hesaplanan korelasyon integralleri



Şekil 4.40. Çoruh nehri akımlarında $m = 1$ and $m = 25$ gömü boyutları için korelasyon boyutunun elde edilmesi

Ölçeklendirme bölgelerinden en küçük kareler yöntemine göre hesaplanan korelasyon üslerinin gömü boyutlarına göre değişimi Şekil 4.41’ de sunulmuştur. Elde edilen bu grafiklerde tüm korelasyon üsleri belirli bir değere kadar çıkmakta ve bu değer etrafında salınım göstermektedir. Korelasyon üssünün kaotik sistemlerde olduğu gibi gömü boyutu arttıkça bir değerde sabit kalması akarsu akım dinamiklerinde kaosun varlığı için bir ipucudur. Özellikle geleneksel hidroloji zaman serisi modelleme teknikleri akarsu akımlarının stokastik olduğunu varsayarlar. Burada gösterildiği gibi bu kabulün yapılabilmesi için en azından akımlarda korelasyon boyutu analizi yapıp, korelasyon üssünün gömü boyutuyla değişimi incelenip bundan sonra varsayımın geçerliliği üzerinde düşünülmelidir. Şekil 4.41’ den elde edilen sistemlerin korelasyon boyutu ve gömü boyutları Çizelge 4.24’ te sunulmuştur.



Şekil 4.41. Akarsu akımları için elde edilen korelasyon üslerinin gömü boyutlarıyla değişimi

Çizelge 4.24. Akarsu akımları için korelasyon ve gömü boyutları

Nehir	Simav	B. Menderes	Köprüçay	Kızılırmak	Göksun	Çoruh
Gömü boyutu	20	7	12	12	15	15
Korelasyon boyutu	1.924	2.606	2.604	2.702	3.768	2.495

Sistem dinamiklerini yeterli doğrulukta modelleyebilmek için gerekli minimum değişken sayısı, faz-uzayının yeniden şekillendirilmesi için gerekli gömü boyutu yardımıyla bulunabilir. Sivakumar ve Jayawardena (2002) ve Khokhlov vd. (2008) önerdiği gibi kaos bilimi literatüründe faz uzayını yeniden şekillendirmek için gerekli minimum gömü boyutu, korelasyon boyutunun üstündeki en yakın katsayıdır. Bu nedenle, Çizelge 4.24 incelendiğinde, sistem dinamiklerini modellemek için gerekli değişken sayısı, Simav için 2, Göksun için 4 ve diğerleri için 3 olarak düşünülebilir. Korelasyon boyutlarının küçük olması akımları modelleme ve tahminde yalnızca birkaç değişken dikkate alınmasının yeterli olacağını göstermektedir. Ayrıca, etkin değişken sayısının az olması bu akımlarda kısa dönemli tahminlerin mümkün ve başarılı olabileceğini göstermektedir (Sivakumar ve Jayawardena, 2002). Ancak bu yöntemde, modellemede etkin değişken sayısı elde edilebilirken, etkin olan bu değişkenlerin doğası hakkında bir şey söylenememektedir. Ancak, hidroloji bilimi düşünüldüğünde akarsu akımlarına etki edebilecek değişken sayısının geçmiş akımlar, yağış, sıcaklık, buharlaşma, nem, arazi koşulları vs. gibi belli başlı parametreler olacağı açıktır. Modelleyici etkin değişken sayısını bulduktan sonra, yukarıda bahsedilen parametrelerden hangisinin akımlarda daha etkin olduğunu çeşitli yollarla bulabilir (çapraz korelasyon, Principal Component analizi, dalgacık analizi vb.). Ancak bu çalışmada yalnızca havzada etkin olan değişken sayısı belirlenmiş olup, etkin değişkenlerin yapısı hakkında bir inceleme yapılmamıştır. Fakat, akarsu akımlarında etkin değişken sayısının aynı zamanda akarsu akımlarının geçmiş değerleri olarak da dikkate alınıp alınamayacağını göstermek amacıyla yapay sinir ağları kullanılarak etkin değişken-etkin geçmiş değerlerin tahmine etkisi bir sonraki bölümde incelenmiştir.

Çizelge 4.24’ te sunulan gömü boyutları ise akımları modellemek için gerekli maksimum değişken sayısını göstermektedir. Ancak etkili olan maksimum değişken sayısı Takens (1980)’ da gösterilen şekilde $m \geq 2d + 1$ şeklinde de hesaplanabilir. Buna göre, Simav için 5, Göksun için 9 ve diğerleri için 7 adet değişken yeterlidir. Etkin değişken sayılarının benzer oluşu fakat akarsuların farklı karakteristikler sergilemesi kaosuun temel prensiplerinden biri olan başlangıç koşullarına hassas bağımlılığı göstermektedir. B. Menderes, Köprüçay, Kızılırmak ve Çoruh’ da etkili olan parametre sayısı aynı bulunmuştur ancak bu akımların zaman içinde sergiledikleri dinamik karakteristik birbirinden farklı görünmektedir. Bu ise, akarsu akım dinamiğinde etkin olan parametrelerin başlangıç değerlerine bağlı olarak farklı akımlar türetebildiğini göstermektedir (Lisi ve Villi, 2001; Sivakumar, 2001; Yu vd., 2011). Buraya kadar elde edilen sonuçların özet halindeki gösterimi aşağıdaki şekilde sunulmuştur.

Akarsu günlük akımları için hesaplanan ACF değerleri dikkate alınarak akım tahmininde ne kadarlık geçmiş akım değerlerinin dikkate alınacağını belirlenmesi oldukça güçtür. Çünkü bu akımlar uzun hafıza özellikleri gösterdikleri için ACF fonksiyonları uzun gecikmelerden sonra sifıra yaklaşmaktadır. Bu nedenle, gelecek akımları tahmin etmek için ne kadarlık geçmiş gözlenen akımlardan yararlanılacağını belirlenmesi genellikle deneme yanılma yöntemiyle yapılmaktadır. Bu çalışmada hesaplanan akarsu akımlarında etkin olan değişken sayısının akım tahmini için kullanılıp kullanılmayacağını göstermek için iki tip yapay sinir ağı (YSA) ve minimum-maksimum değişken sayılarını dikkate alan iki tür veri seti hazırlanmıştır.



Şekil 4.42. Elde edilen analiz sonuçlarının özet sunumu

YSA olarak literatürde en çok kullanılan YSA türlerinden olan ileri beslemeli yapay sinir ağları (FFNN) (Anmala vd., 2000; Zhang ve Govindaraja, 2000; Hu vd., 2001; Laio vd., 2003; Riad vd., 2004; Altunkaynak, 2007; Yazar vd., 2009; Wu ve Chau, 2010; Sreekanth vd., 2011; Zhao vd., 2012) ve nonlineer dinamikleri modellemede yeterliliği çeşitli uygulamalarda gösterilmiş (Sajikumar ve Thandaveswara, 1999; Coulibaly vd., 2000; Chang vd., 2002; Chang vd., 2004; Chiang vd., 2004; Kumar vd., 2004; Pan ve Wang, 2004; Aqıl vd., 2007; Güldal ve Tongal, 2010) Elman sinir ağları (RNN) kullanılmıştır⁹. Yukarıdaki bulgular dikkate alınarak modeller için oluşturulan minimum ve maksimum değişken sayılı veri setlerinin yapısı aşağıda sunulmuştur.

Çizelge 4.25. YSA modelleri için minimum değişken sayısını dikkate alan model yapıları

<i>Nehirler</i>	<i>FFNN ve RNN minimum değişken için model yapıları</i>	<i>Girdi Sayısı</i>
<i>Simav</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2))$	2
<i>B.Menderes</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3))$	3
<i>Köprüçay</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3))$	3
<i>Kızılırmak</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3))$	3
<i>Göksun</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3), Q(t-4))$	4
<i>Çoruh</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3))$	3

Burada, Q_t , t anında gözlenen akımı, $Q(t-1)$ ise bir gün önceki akımı göstermektedir. Tüm FFNN ve RNN modelleri Matlab 7 yazılımı kullanılarak oluşturulmuştur. Tüm modeller 1 girdi-2 gizli katman-1 çıktı yapısına sahip olacak şekilde oluşturulmuştur. YSA modelleri için veri seti eğitim ve test olmak üzere ikiye ayrılıp gözlenen akımların % 80'i eğitim, % 20' si test verisi olarak dikkate alınmıştır. Bu oran, tüm gözlenen akımlarda yaklaşık son 10 yılın test verisi olarak seçilmesi anlamına gelmektedir.

⁹ Bu modeller için literatürde yeterince yayın olması nedeniyle bu modellerin ağ yapıları bu çalışmada tanıtılmamıştır.

Çizelge 4.26. YSA modelleri için maksimum değişken sayısını dikkate alan model yapıları

<i>Nehirler</i>	<i>FFNN ve RNN maksimum değişken için model yapıları</i>	<i>Girdi Sayısı</i>
<i>Simav</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3), Q(t-4), Q(t-5))$	5
<i>B.Menderes</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3), Q(t-4), Q(t-5), Q(t-6), Q(t-7))$	7
<i>Köprüçay</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3), Q(t-4), Q(t-5), Q(t-6), Q(t-7))$	7
<i>Kızılırmak</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3), Q(t-4), Q(t-5), Q(t-6), Q(t-7))$	7
<i>Göksun</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3), Q(t-4), Q(t-5), Q(t-6), Q(t-7), Q(t-8), Q(t-9))$	9
<i>Çoruh</i>	$Q(t) = f(Q(t-1), Q(t-2), Q(t-3), Q(t-4), Q(t-5), Q(t-6), Q(t-7))$	7

Her iki YSA modelinde, yeterlilikleri çeşitli çalışmalarda gösterildiği üzere gizli katmanlarda tanjant sigmoid, çıktı katmanında lineer transfer fonksiyonu kullanılmıştır. Model eğitim aşamasında LM algoritması kullanılmış olup, gizli katmanlardaki nöron sayısı, model eğitim aşamasında ortalama karesel hatayı minimum yapacak şekilde deneme yanılma yöntemiyle bulunmuştur. Deneme yanılma için, 2 gizli katmanda 10' ar adet nöron kullanılarak 100 farklı kombinasyon denenmiş ve en iyi sonucu veren modeller aşağıda sunulmuştur. Burada YSA modellerindeki I ve II ekleri (örn. FFNN-I ve FFNN-II) sırasıyla minimum ve maksimum değişken sayılı YSA modellerini göstermektedir.

Çizelge 4.27. Minimum değişken sayılı FFNN ve RNN modellerinin eğitim ve test sonuçları

		Model Yapısı	Eğitim			Test		
			RMSE	MAE	R ²	RMSE	MAE	R ²
FFNN-I	Simav	2-5-9-1	40.4594	11.021	0.764	22.186	6.454	0.864
	B. Menderes	3-7-8-1	8.962	4.277	0.972	6.564	2.764	0.943
	Köprüçay	3-10-4-1	31.611	9.479	0.796	30.806	8.950	0.811
	Kızılırmak	3-7-3-1	21.990	6.989	0.941	13.265	4.311	0.970
	Göksun	4-9-9-1	3.294	1.006	0.951	1.661	0.628	0.975
	Çoruh	3-4-10-1	9.785	4.312	0.985	9.909	4.372	0.986
RNN-I	Simav	2-3-8-1	45.956	15.991	0.698	25.747	10.857	0.818
	B. Menderes	3-8-3-1	11.546	5.820	0.953	7.636	4.027	0.923
	Köprüçay	3-2-4-1	36.306	12.571	0.747	35.355	11.950	0.752
	Kızılırmak	3-8-7-1	18.917	8.225	0.957	13.391	6.211	0.969
	Göksun	4-4-10-1	4.564	1.670	0.905	2.299	1.134	0.956
	Çoruh	3-6-8-1	11.061	5.150	0.981	11.663	5.353	0.981

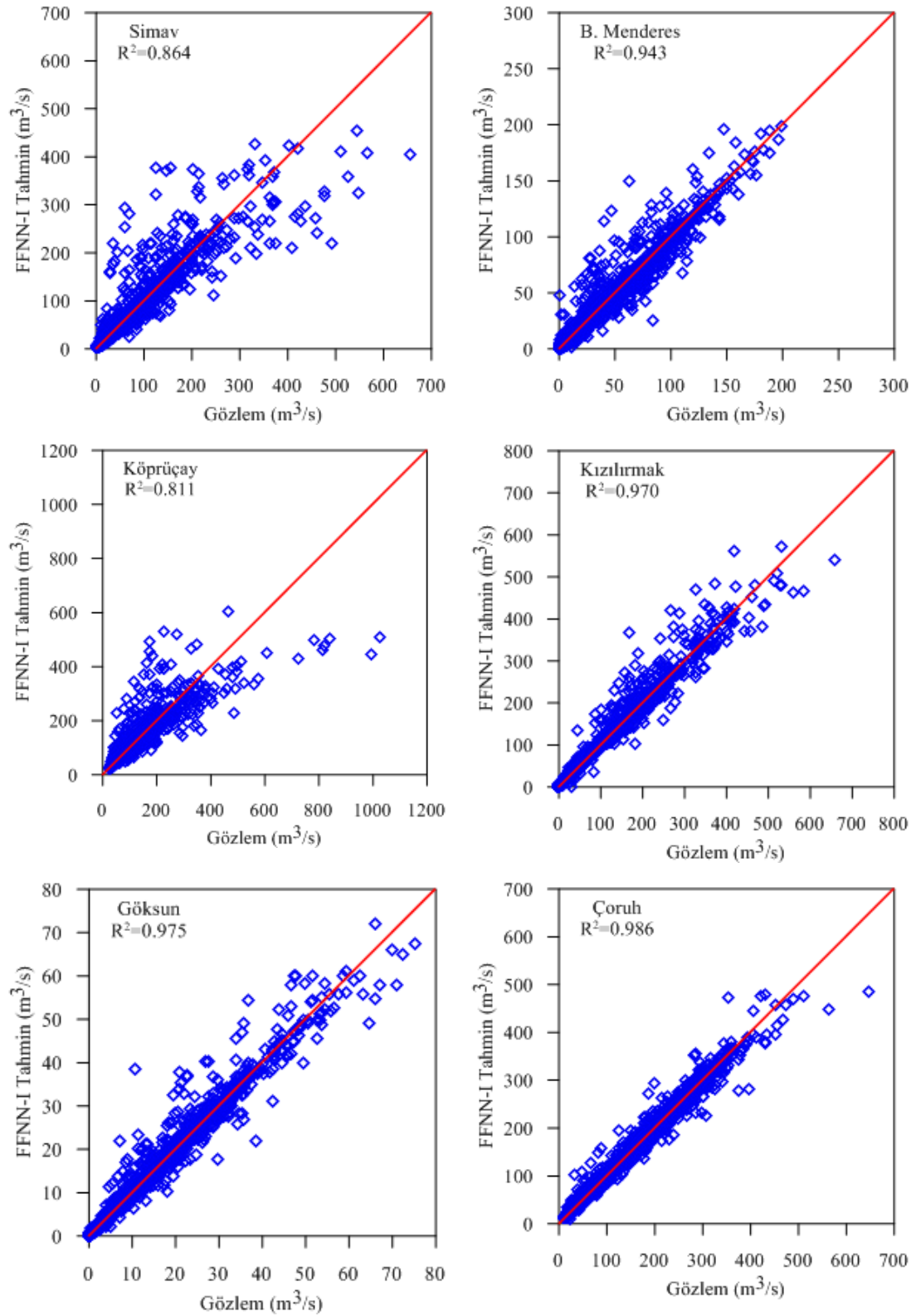
Çizelge 4.28. Maksimum değişken sayılı FFNN ve RNN modellerinin eğitim ve test sonuçları

		Model Yapısı	Eğitim			Test		
			RMSE	MAE	R ²	RMSE	MAE	R ²
FFNN-II	Simav	5-2-4-1	40.214	11.465	0.766	21.860	6.809	0.868
	B. Menderes	7-10-7-1	9.033	4.376	0.971	6.566	2.895	0.943
	Köprüçay	7-8-9-1	32.060	9.372	0.803	30.734	8.643	0.812
	Kızılırmak	7-6-7-1	13.310	5.153	0.978	9.837	3.451	0.983
	Göksun	9-9-9-1	3.077	1.061	0.957	1.667	0.669	0.975
	Çoruh	7-7-8-1	9.658	4.293	0.985	9.661	4.368	0.987
RNN-II	Simav	5-6-1-1	46.573	14.717	0.694	25.788	8.457	0.830
	B. Menderes	7-9-8-1	14.632	6.865	0.925	7.685	3.888	0.922
	Köprüçay	7-9-10-1	41.928	15.512	0.663	40.071	13.992	0.681
	Kızılırmak	7-5-7-1	24.233	10.048	0.929	18.262	7.406	0.941
	Göksun	9-10-10-1	9.572	2.221	0.643	2.926	1.206	0.924
	Çoruh	7-9-3-1	14.628	8.004	0.966	15.371	8.069	0.966

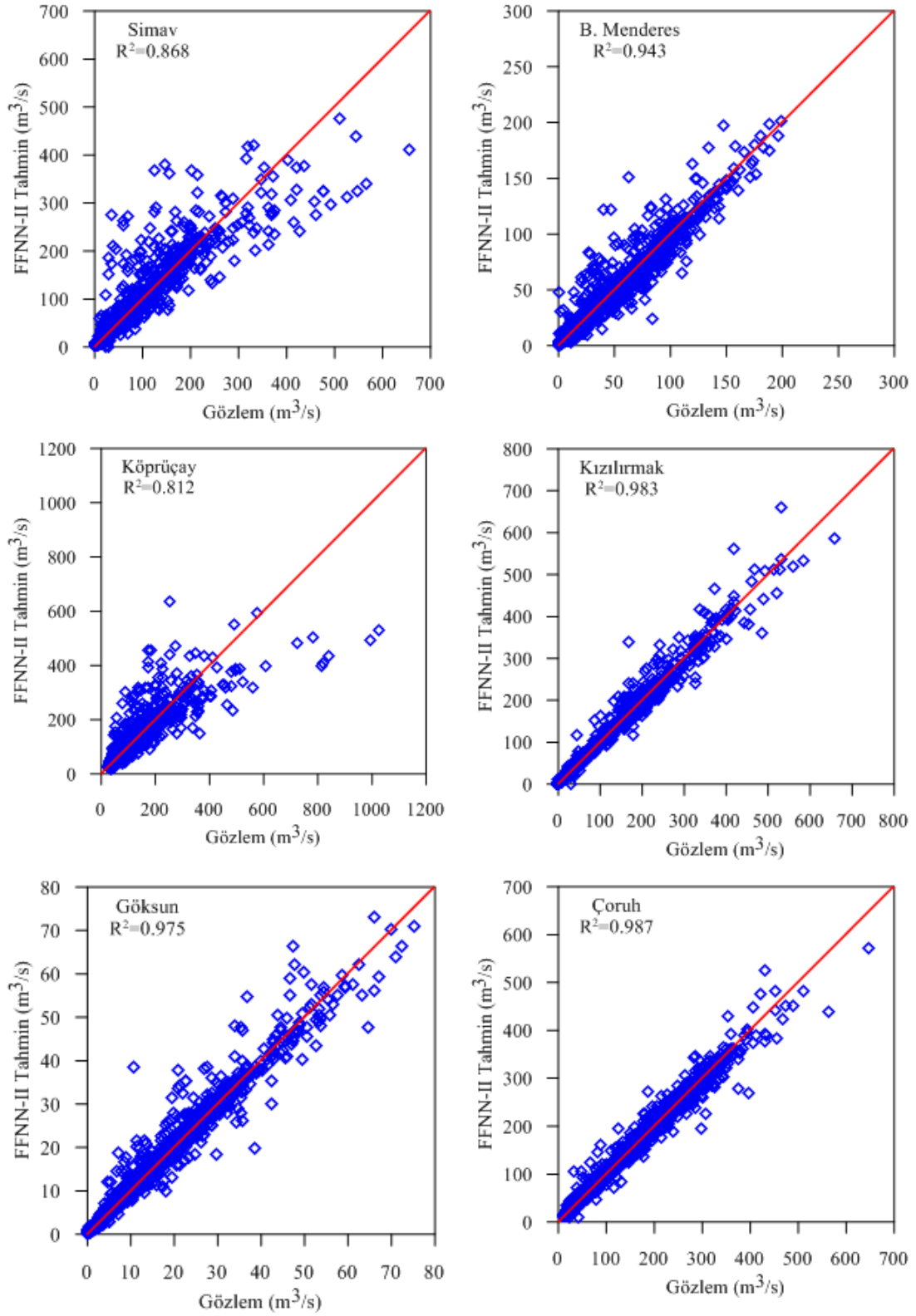
Yukarıdaki çizelgeler incelendiğinde akımları tahmin etmede FFNN modelleri maksimum girdi yapısında (FFNN-II) en iyi sonuçları verdiği söylenebilir. Ancak minimum girdi yapılı FFNN modellerinin (FFNN-I) de maksimum girdi yapılı FFNN modelleri kadar iyi tahmin sonuçları verdiği görülmektedir. Bu nedenle, sistemi yeter doğrulukta temsil eden parametre sayılarının doğru belirlendiği düşünülebilir.

Minimum ve maksimum girdi yapıları dikkate alındığında RNN modellerinden elde edilen R^2 sonuçları Simav nehri hariç RNN-I' de daha yüksektir. Bunun temel nedeni, RNN' nin dinamik yapısı olup, girdi sayısı arttıkça model yapısının karmaşılaşması ve dolayısıyla sistemi yeterli derecede temsil edememesi olduğu düşünülebilir.

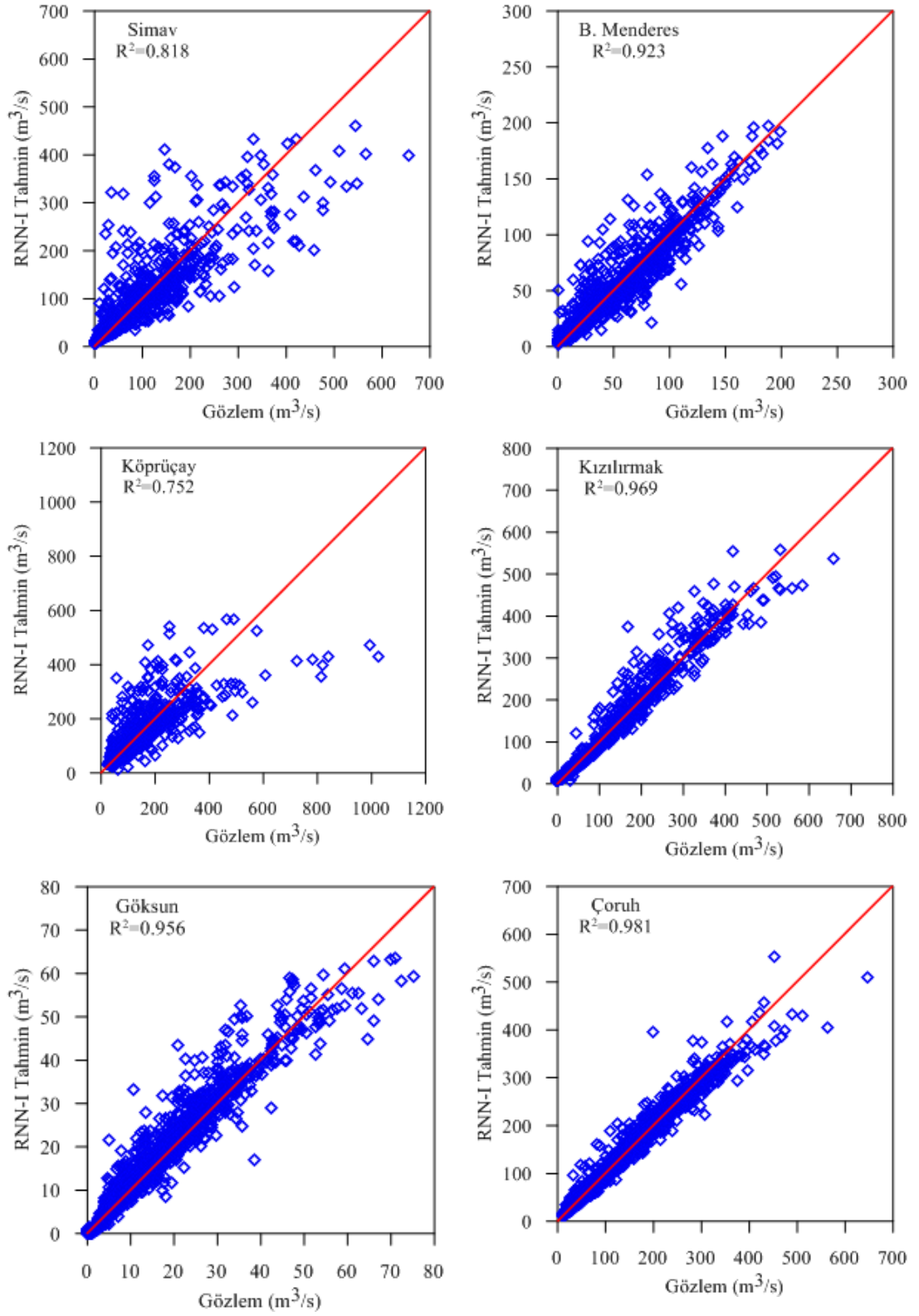
R^2 istatistiği tek başına dikkate alınacak olunursa yanlış çıkarımlar elde edilebilir. Çünkü R^2 gözlem ve tahmin sonuçları arasındaki uyumun bir ölçüsü olup, pik değerlerin tahmin edilip edilmediğinin belirlenmesinde açıklayıcı bilgi sağlamayabilir (Krause vd., 2005). Bu nedenle minimum RMSE, MAE ve maksimum R^2 değerleri incelendiğinde, en iyi tahmin sonucunun Göksun nehrinde FFNN-I modeli ile ve en kötü tahmin sonucu ise RNN-II modeli ile Köprüçay nehrinde elde edilmiştir. Modellerden elde edilen tahmin sonuçları aşağıda sunulmuştur.



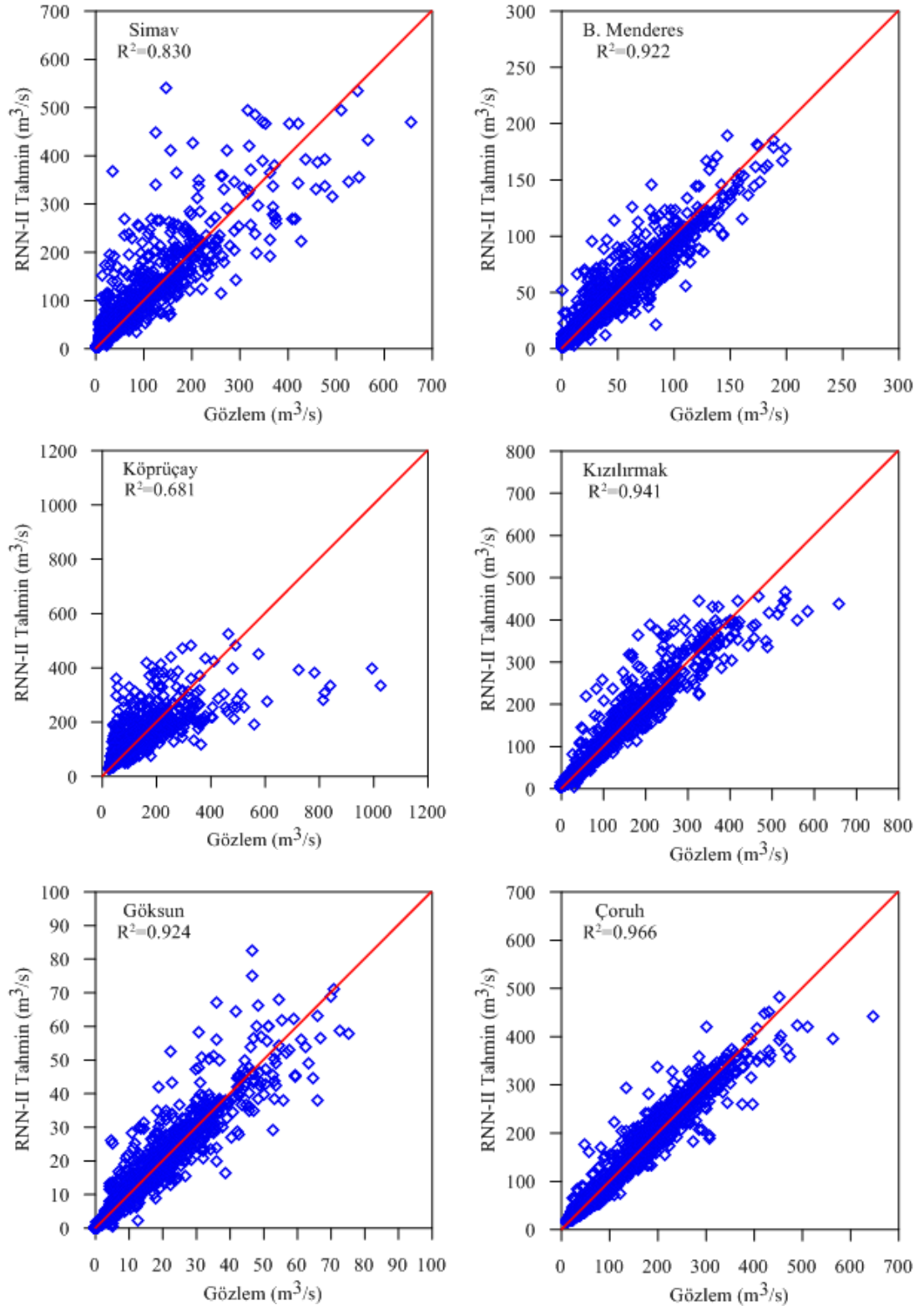
Şekil 4.43. Yapay sinir ağı modellerinden elde edilen tahmin ve gözlem saçılım grafikleri



Şekil 4.43. (devam)



Şekil 4.43. (devam)



Şekil 4.43. (devam)

Tahmin sonuçları incelendiği zaman YSA modellerinin akarsu akımlarını modellemede etkin oldukları söylenebilir. Oluşturulan YSA modelleriyle B. Menderes nehrinin pik debileri RNN-II hariç diğer modellerde başarıyla yakalandığı görülmektedir. Bunun temel sebebinin RNN modellerinin dinamik yapısından ötürü, çok sayıda veri içeren eğitim seti dikkate alındığında karmaşık ilişkileri modellerken, model yapısının karmaşıklaşması olduğu ve dolayısıyla kötü sonuç verdiği düşünülmektedir (genel olarak RNN modelleri FFNN modellerinden kötü sonuç vermiştir). Ancak modelleyicinin elinde kısıtlı sayıda eğitim ve test verisi varken RNN modellerinin tahmin başarısını artmaktadır (Güldal ve Tongal, 2010).

Köprüçay nehrinde tüm akım tahmin modelleri kötü sonuç vermiştir. Köprüçay nehri en küçük akarsu havzasına sahip olup en fazla ortalama akıma sahip akarsudur. Büyük havzaların akarsu akımlarını filtre edici özelliği bulunmakta olup büyük havzalardan elde edilen akarsu akımlarının tahmini daha başarılı olmaktadır. Ancak küçük havzaya sahip ve yüksek debili akarsu akımlarının tahmini daha zordur (Liu vd., 1998). Bu nedenle Köprüçay akımlarında YSA modelleri diğer akımlardan daha kötü tahmin sonucu vermiştir.

5. SONUÇ

Akarsu akım süreçlerinin yeterli ve doğru bir şekilde modellenebilmesi için akım süreçleri hakkında ayrıntılı ve yeterli bilgiye sahip olmak gereklidir. Akarsu akımını meydana getiren süreçlerin çok sayıda olduğu ve bunların doğasında nonlinear oldukları hidrolojide kabul edilmiş bir varsayımdır. Ancak literatürde, bu nonlinearliğin türü hakkında uzlaşma sağlanamamıştır. Bir yanda bu nonlinearliğin türünün stokastik olduğunu söyleyen geleneksel hidrolojistler ile bu nonlinearliğin deterministik olabileceğini savunan kaotist hidrolojistler arasında tartışma devam etmektedir. Bu çalışma ile bu tartışmaya bir parça katkı sağlanması hedeflenmiştir.

Çalışmadaki modelleme süreçleri ve elde edilen tüm sonuçlar *-Birim Kök ve Durağanlık analizi, Eğim analizi, ARCH analizi, Mevsimsellik analizi, Uzun Dönemli Hafıza analizi, Kaos analizi, Nonlinear Akım Tahminleri-* incelenip birbirleriyle karşılaştırılarak aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

1. Akım verilerinin istatistiksel parametrelerinin incelenmesi sonucunda günlük, aylık ve yıllık akımların olasılık dağılımlarının benzer, temel istatistiklerinin farklı bulunması ile süreçleri meydana getiren temel dinamiklerin benzer olabileceği, akımların iklim, havza konumu, topografya gibi başlangıç koşullarından etkilenip farklı akımları meydana getirebileceği düşüncesine ulaşılmıştır.

2. Akımları meydana getiren temel süreçlerin incelenmesine durağanlık analizleri olan DF, ADF ve KPSS' nin akımlara uygulanması ile başlanılmıştır. Bu analiz sonucunda Çoruh nehrinin tüm akımları durağan bulunmuştur. Durağan aylık akımlar, Köprüçay, Kızılırmak ve Çoruh, durağan yıllık akımlar ise Köprüçay, Göksun ve Çoruh nehirlerine aittir. Günlük tüm akımlar Çoruh nehri hariç durağan dışı bulunmuştur. Yıllık akımlarda ise B. Menderes ve Kızılırmak' ta birim kökün varlığı bulunmuştur. Kızılırmak yıllık akımlarında durağan dışılığın sebebi birim kökün varlığıdır.

3. Akarsu akımlarında durağan dışılığa, akımlardaki trendin sebep olup olmadığının araştırılması için Mann-Kendall, Spearman Ro ve Sen eğim analizleri gerçekleştirilmiştir. Bu analizlerin sonucunda trend varlığının saptanmasında Mann-Kendall ve Spearman Ro analizlerinin benzer sonuçları verdiği görülmüştür. Eğim analizi sonuçları incelendiğinde tüm günlük akımlarda trend varlığı bulgulanmıştır. Günlük akımlarda Çoruh nehri hariç tümünde azalan trend, Çoruh nehrinde ise artan trend belirlenmiştir. Aylık akımlarda; Simav, B. Menderes ve Göksun nehirlerinde azalan trend, yıllık akımlarda; Simav ve B. Menderes akımlarında azalan trend bulunmuştur. Akarsu akım süreçlerindeki, iklim değişikliği, kuraklık gibi uzun dönemli değişimlerin etkisini göstermesi bakımından günlük akımların yanında aylık ve yıllık akımlar da önem kazanmaktadır. Bu nedenle, Simav ve B. Menderes nehirlerinin akımlarında uzun döneme yayılan bir azalmanın varlığından söz edilebilir. Bunun temel sebebi bu havzalarda etkili olan yağış ve beslenme rejimlerindeki değişiklikler ile havzaya müdahale, baraj yapımı ve bu bölgelerdeki nüfus artışına bağlı artan su kullanım ihtiyacı olabilir. Çalışmada, bu artma veya azalmanın sebeplerinin belirlenmesinden ziyade süreçlerdeki bu değişimin varlığını ortaya koyabilmek amaçlanmıştır.

4. Durağanlık ve eğim analizleri sonucunda birim kök ve eğilim tespit edilen akımlarda zaman serisi modellemesine geçilmeden önce fark alma ve trendden arındırma (*de-trending*) yöntemleri ile akım serilerinin durağanlaştırılması gerekmektedir. Ülkemizde zaman serisi modelleri kurulurken bu adım atlanmaktadır. Özellikle, zaman serisi modellerinin temelinde yer alan durağanlık şartının ihlal edilmesi, akımlar için oluşturulan zaman serisi modellerinin geçerliliğine büyük darbe vurmaktadır. Zira durağanlık şartı sağlanmadan akımlar için oluşturulan zaman serisi modelleri ve bu modellerden elde edilen akım tahminleri yanıltıcı olabilmektedir.

5. Akarsu akımlarında durağanlığı bozan bir diğer etmen de varyans sabitsizliğidir. Ülkemizde, günümüze kadar yapılan akarsu modelleme çalışmalarında varyans sabitliği varsayımı kullanılmaktadır. Bunun bir sebebi, varyans sabitsizliğini dikkate alan nonlinear zaman serisi modellerinin kullanımının yetersizliğidir. Ülkemizde

akarsu akım modellemesi konusunda volatilité ile ilgili rastladığımız tek örnek Güldal ve Tongal (2011)'ın Köprüçay akımları üzerinde gerçekleştirdikleri çalışmadır. Varyans sabitsizliğini dikkate alan modellerin geliştirilmesi, özellikle risk ve belirsizliğin önem kazandığı akım tahminlerinde etkin varsayımlarda bulunmayı kolaylaştıracaktır. Çalışmamızda, akarsu akımlarında varyans sabitliği varsayımının geçersizliğini ve ayrıca trend ve birim kök dışında durağan dışılığa neden olup olmadığını göstermek amacıyla akarsu akımlarına ait volatilité modellemesi, ACF ve PACF grafikleri incelenerek başlanmıştır. Bu inceleme sonucunda;

1. Günlük ACF' lerde 80-100 günlük uzun gecikmelerden sonra sıfıra yakınsama
2. Aylık ACF' lerde periyodiklik,
3. Yıllık ACF' lerde ise rastsallık,

bulgulanmıştır. Günlük ACF' lerde uzun gecikmelerden sonra sıfıra yakınsama uzun hafızanın etkisiyle meydana gelmektedir. Çünkü ACF' lerde uzun gecikmelerden sonra sıfıra yakınsama ancak birim köklü veya uzun hafızanın etkisiyle meydana gelmektedir. Yapılan incelemeler sonucunda günlük akımlarda birim köke rastlanmaması nedeniyle bu akımlarda uzun hafızadan söz edilebilir. Aylık akımlarda periyodikliğin ve yıllık akımlarda rastsallığın önemli olması beklenen sonuçlardır. Çünkü aylık akımlarda yıl içindeki periyodiklik etken iken yıllık akımlarda bu akımların normal dağılmasından da beklenildiği gibi akımların arasındaki bağımlılık zamana bağlı olarak azalmakta hatta yok olmaktadır.

ACF ve PACF yapıları dikkate alınarak maksimum model yapısı ARMA(50,100) olacak şekilde her bir günlük akım için 5150 zaman serisi modeli oluşturulup optimum model AIC ve R^2 istatistiklerine göre belirlenmiştir. Oluşturulan modellerin kalıntı terimlerine ait ACF ve P-P grafikleri incelendiğinde B. Menderes, Kızılırmak ve Göksun aylık modelleri yetersiz bulunmuştur. Bu akımlar için Fourier serileri yardımıyla yeni zaman serisi modelleri oluşturulup yeterliliklerine kalıntı terimlerine ait ACF ve P-P grafikleri incelenerek karar verilmiştir. Ülkemizde literatürde aylık periyodikliğin hâkim olduğu akımlarda, oluşturulan modellerden elde edilen kalıntı

terimlerinin ACF yapılarında istatistiksel olarak anlamlı ve periyodik otokorelasyonlar görölse bile modellerin yeterli olduğuna karar verilmektedir. Oysaki bu çalışmada açıklandığı gibi akım verilerinin Fourier serilerine açılması, kalıntı terimlerinin ACF'lerinde periyodikliği ve istatistiksel anlamlılığı giderebilmektedir. Bu ise modellerin yeterliliği açısından oldukça önemlidir.

6. Elde edilen zaman serisi modellerinin kalıntı terimlerinde herhangi bir içsel bağımlılık olmasa dahi, akarsu akımlarında gözlenebilen yüksek akımları yüksek akımların takip etmesi ve düşük akımları düşük akımların takip etmesi bir başka deyişle volatilitite kümelenmesi araştırılmalıdır. Özellikle volatilitite kümelenmesi olan akımlarda risk ve belirsizlik tahminleri için yeni bir yaklaşım olan ARCH etkisinin araştırılması ülkemizde ilk kez daha önceki makalemize ilave olarak bu tezde yapılmıştır. Durağanlığa etki eden ARCH etkisinin araştırılması için kalıntı terimlerinin kareleri alınmış ve günlük-aylık-yıllık ölçeklerde ACF yapıları ile McLeod-Li ve Lagrange çarpanı istatistikleri incelenmiştir. Bu analiz sonucunda;

1. Tüm günlük akımlarda ARCH etkisi bulunmuştur
2. Tüm yıllık akımlarda ARCH etkisi bulunmamıştır
3. Aylık akımlarda ise yalnızca Kızılırmak ve Çoruh nehirlerinde ARCH etkisi bulunmamıştır.

Bu bulgulara bakarak, volatilitenin akarsu akımlarındaki içsel bağımlılıktan etkilendiği söylenebilir. Özellikle normal dağılım altında yıllık akımlarda ARCH etkisinin gözlenmemesi, yüksek bağımlılık gösteren günlük akımlarda ise kuvvetli ARCH etkisinin tespit edilmesi bu bulguyu güçlendirmektedir. Günlük akımlarda ARCH etkisi en kuvvetli olarak B. Menderes ve sonra Çoruh nehrinde, en az ise Kızılırmak nehrinde gözlenmiştir. (G)ARCH modellerinden elde edilen volatilitite tahminleri incelendiğinde Kızılırmak, Göksun ve Çoruh nehirleri dikkat çekicidir. Çünkü bu akımlarda volatilitenin önemli bir kaynağının yağış olduğu görülebilir. Zira Kızılırmak ve Göksun nehirleri göreceli olarak kurak bir iklim etkisi altında iken Çoruh nehri yağışlı bir iklimden etkilenmektedir. Buradan hareketle yağışlı

iklimlerden etkilenen akarsu akımlarında belirsizliğin daha fazla olduğu sonucuna ulaşılabilir.

Volatilitate tahminlerinde dikkat çekici diğer bir akarsu ise B. Menderes nehridir. Bu nehre ait belirsizlik tahminlerinde son yıllarda büyük artışlar gözlenmiştir. Bu artışlara, bölgedeki akıma etki eden parametrelerdeki son yıllara ait değişimlerin sebep olması akla yatkın gözükmemektedir. Volatilitedeki artışın sebebi iklim, topografya, bitki örtüsünde meydana gelen değişiklikler olabileceği gibi nehir üzerinde yapılan su yapıları ve bölgedeki sanayileşme de olabilir. Bu tezin kapsamında, volatilitenin varlığının araştırılması olması nedeniyle, volatilitenin artmasına neden olan sebeplerin incelenmesi çalışma dışında tutulmuştur.

7. (G)ARCH modellerinin koşullu standart sapma ve varyansı modellemede yeterliliklerini gösterebilmek amacıyla yıllık ortalama akımlarda ARCH etkisi modellenmiştir. Tüm gözlenen akımlardan elde edilen 365 günlük ortalama akımlar üzerinde oluşturulan bu modellerden elde edilen koşullu standart sapma ve varyans değerleri ile tüm süreçten elde edilen standart sapma değerleri karşılaştırılmıştır. Bu analiz sonucunda (G)ARCH modellerinin volatilitayı başarıyla modellediği bulunmuştur. Özellikle Köprüçay ve Çoruh nehri 365 günlük veriden elde edilen volatiliteler, 50 yıllık süreçten elde edilen standart sapma değerleriyle oldukça uyum içerisindedir. (G)ARCH modellerinin başarısız olduğu akımlar B. Menderes ve Kızılırmak nehirleridir. Ancak ARCH modelinin Kızılırmak nehrinde başarısız olmasının temel sebebi McLeod-Li ve Lagrange çarpanı istatistiklerinin de gösterdiği gibi bu akımlarda ARCH etkisinin olmamasıdır. Bu nedenle bu istatistiklerin ARCH etkisini belirlemede güvenilir oldukları söylenebilir. B. Menderes nehrinde ARCH modelinin yetersiz olması ise bu akımda volatiliteye sebep olan non-lineer dinamikliğin diğer akımlardan farklı olması gösterilebilir. (9. maddede bu nonlineerliğin doğasından ve türünden bahsedilecektir).

8. ARCH etkisi bulunan günlük ve aylık akımlardaki belirsizliklerde zaman içinde artma veya azalmanın olup olmadığı sorusuna, volatilitate tahminlerinde trend varlığı ve yönü araştırılarak cevap verilmeye çalışılmıştır. Eğim analizi sonucunda günlük

akımlarda B. Menderes ve Çoruh akımlarında volatilitede artan eğilim, Simav ve Kızılırmak nehirlerinde azalan eğilim bulunmuştur. Günlük akımlardaki volatilité eğilimlerindeki trend ile günlük akımların ortalamalarındaki eğilim sonuçları karşılaştırılacak olursa Çoruh akımlarında hem ortalama hem de volatilitéde pozitif eğilimli trend bulunmuştur. Çoruh nehrinde volatilitenin temel kaynağının yağmur olduđu düşünülürse (Bkz. 6. Madde) Çoruh nehrinin akımlarında ortalama etrafındaki belirsizliğin yağış etkisiyle zamanla arttığı söylenebilir. B.Menderes nehrinde ise ortalama azalma, volatilitéde artış olmasının anlamı ise zamanla azalan bir ortalama etrafında yüksek değışkenlik (std. sapma ve varyans) gözlenmesidir. Bu ise B. Menderes nehrinin çevre etkilerine duyarlılaşması anlamına gelmektedir. Simav ve Kızılırmak nehirlerinde hem ortalama hem volatilitéde azalma trendinin görülmesi bu akımların zamanla dengeye gelmeye başladığını göstermektedir. Akımların dengeye gelmesi akımların ortalama etrafında salınımlarının azalması ile mümkündür. Bunun ise iki sebebi olabilir:

1. Akarsu akımlarında yüksek ortalama akımların yılın tamamına yakın bir bölümünde gözlenmesi,
2. Akarsu akımlarında ortalaması düşük akımların yılın tamamına yakın bir bölümünde gözlenmesi.

Bahsedilen akarsu akımlarının ortalamasında azalış bulunması sebebiyle akarsu akımlarının dengeye gelmesinde ikinci seçenek geçerli görünmektedir. Köprüçay ve Göksun nehirlerinde ise ortalama akım azalmakla birlikte volatilitéde herhangi bir azalma veya artmanın olmaması, azalan ortalama akımla beraber ortalama sapmalarda değışimin olmaması anlamına gelmektedir.

9. Günlük akarsu akımlarında bulgularan ARCH etkisinin oluşmasına akımlardaki uzun dönemli hafıza ve kaosun varlığının sebep olup olmadığını belirlemek için günlük akımlarda R/S analizi ve Kaos analizi gerçekleştirilmiştir. Kaos analizi için uzun dönemli veriye ihtiyaç duyulduğundan bu analiz yalnızca günlük veri için, R/S analizi ise günlük ve aylık verilerde gerçekleştirilmiştir. Yıllık verilerin sayısının 200' den az olması nedeniyle R/S analizine dâhil edilmemiştir. Ancak yıllık verilerin

normal dağıldıkları ayrıca otokorelasyon fonksiyonlarında bir gecikmeden sonra istatistiksel olarak anlamlı içsel bağımlılık göstermedikleri için özdeş ve bağımsız dağıldıkları söylenebilir. Bu bulgular ise yıllık akımlarda uzun dönemli hafızanın olmadığını göstermektedir.

R/S analizine başlamadan önce süreçler için oluşturulan ARMA modellerinden elde edilen teorik ACF' ler ile süreçlere ait ACF' ler karşılaştırılmıştır. Günlük gözlenen ACF' lerin uzun gecikmelerden sonra sifıra yakınsaması bu akımlarda kararlılığın hâkim olduğunu göstermektedir. Süreçler için elde edilen teorik ACF' lerin, gözlenen ACF' lerden daha kısa sürede azaldığı Simav, B. Menderes ve Köprüçay akımlarında uzun dönemli hafızanın etkin olduğu söylenebilir. Aylık akımlarda ise B. Menderes ve Göksun nehirleri için elde edilen teorik ACF' ler gözlenen ACF' lerden oldukça kısa sürede sifıra yaklaşmaktadır. Bu nedenle bu aylık akımlardaki uzun dönemli hafızanın diğer akımlardan daha fazla olduğu söylenebilir. Çoruh nehri aylık akımlarına ait ACF' lerin uyumu ise bize bu akımda farklı bir hafızanın etkin olabileceğini göstermektedir.

Teorik ve gözlenen ACF' lerin kıyaslanması modelleyiciye süreçler hakkında yalnızca ön-fikir sunarlar. Süreçler hakkında daha sağlıklı bilgiye istatistiksel matematiksel bir analiz olan R/S analizi ile ulaşılabilir. Bu analiz sonucunda günlük akımlar için elde edilen Hurst katsayıları 0.5' ten büyük olması nedeniyle tüm günlük akımlarda uzun dönemli hafıza bulunmuştur. Uzun hafızanın en etkili olduğu günlük akımlar B. Menderes nehrine aittir. R/S analizi, verilerdeki bulunan dinamik özelliklerin gelecekte de devam edip etmeyeceğini söyleyebilen bir analizdir. Bu bakımdan, günlük akımlarda elde edilen Hurst katsayılarının 0.5' ten büyük olması günlük akımlarda elde edilen trendlerin gelecekte de devam edeceği şeklinde yorumlanabilir. Aylık akımlarda Çoruh nehri ve Kızılırmak nehirleri dikkat çekicidir. Çünkü Çoruh nehri için elde edilen Hurst katsayısı 0.5' ten küçük olup (0.455) aylık akımlarda gözlenen dinamikliğin, eğilimin gelecek dönemde tersine döneceğini göstermektedir. Kızılırmak nehrinin ise Hurst katsayısı 0.5' e yakın bulunmuştur (0.518). ARCH analizi ile R/S analizinin sonuçları karşılaştırıldığında tüm günlük akımlarda ARCH etkisi ve uzun dönemli hafıza bulunmuştur. Aylık akımlarda ise

Kızılırmak ve Çoruh nehirlerinde ARCH etkisi bulunmamıştır. Kızılırmak ve Çoruh nehirlerinde Hurst katsayısının 0.5' e yakın ve 0.5' ten küçük olması, tüm günlük akımlarda Hurst katsayısının 0.5' ten büyük olması, ARCH etkisinin oluşmasında uzun dönemli hafızanın önemli olduğunu göstermektedir. Bu bulgu ile akarsu akımlarındaki belirsizlik ile uzun dönemli hafıza arasındaki bağıntı ilk kez ortaya konulmuştur.

10. Akımlarda uzun dönemli hafızanın bulgulanması, zaman serisi analizlerinin akım dinamikleri ile ilgili varsayımı olan stokastiklik özelliğinin sorgulanmasını gerektirmektedir. Günlük akımlarda R/S analizi ile elde edilen Hurst katsayılarının 0.5' ten büyük olması akımların stokastik olmadığını göstermektedir. Akarsu akımlarının stokastik olmadığını belirlenmesi ile akımlarda kaotik dinamikliğin olup olmadığı kaos analizi ile belirlenmiştir. Bu analiz sonucunda Karşılıklı Bilgi Fonksiyonu ile elde edilen gecikme değerleri incelendiğinde en fazla nonlinear iç bağımlılık Göksun, en az nonlinear iç bağımlılık Simav nehrinde bulunmuştur. Ayrıca bu akımlar için elde edilen korelasyon boyutları incelendiğinde en büyük korelasyon boyutu 3.768 ile Göksun, en küçük korelasyon boyutu 1.924 ile Simav nehrinde bulunmuştur. Bu iki sonuç dikkate alındığında akım üreten süreçlerde en fazla karmaşıklık Göksun, en az karmaşıklık ise Simav nehrinde olduğu söylenebilir. Korelasyon boyutlarından büyük en küçük tamsayı sistemde etkin minimum değişken sayısını vereceğinden Simav' da 2, Göksun' da 4, diğer akarsularda da 3 adet minimum etkin değişken vardır. Maksimum etkin değişken sayısı ise $m \geq 2d + 1$ ile elde edilebileceğinden, Simav' da 5, Göksun' da 9, diğer akarsularda da 7 maksimum etkin değişken varlığından bahsedilebilir.

Elde edilen bu etkin değişkenler yağış, sıcaklık, buharlaşma, topografya, bitki örtüsü ve akımın geçmiş değerleri olabilir. Ancak bu çalışmada etkin değişkenlerin varlığı belirlenmiş olup, etkin değişkenlerin yapısı hakkında yorumda bulunmak yanıltıcı olabilecektir. Bu konuda etkin yorumlarda bulunabilmek için yeni çalışmalara olan ihtiyaç açıktır. Ancak, elde edilen bu etkin değişkenlerin akarsu akımının geçmiş değerleri şeklinde alınacak olunursa, bu değişken sayılarının akım tahmininde kullanılıp kullanılmadığı araştırılmıştır.

11. Bir önceki maddede elde edilen etkin değişken sayılarının dikkate alınmasının akım tahminlerinde kullanılıp kullanılmayacağından bahsedilmişti. Bu varsayım için akarsu akımlarında minimum ve maksimum değişken sayılarını dikkate alarak, örneğin Simav’ da minimum 2, maksimum 5 geçmiş değeri dikkate alan veri setleri oluşturulmuştur. Günlük veriler % 80 eğitim ve % 20 test verisi olacak şekilde iki kısma ayrılıp, literatürde yaygın kullanım alanı bulan FFNN ve RNN modellerinde kullanılmıştır. 4 katmanlı olan bu modellerde 1-girdi katmanı, 2-gizli katman ve 1-çıkış katmanı dikkate alınmıştır. Gizli katmanlarda 10’ar adet nöron kullanılarak yapay sinir ağları modelleri oluşturulmuş ve en iyi modeller performans kriterlerine göre belirlenmiştir. Test sonuçları incelendiğinde,

1. FFNN modelleri diğer RNN modellerinden daha iyi sonuç vermiştir.
2. Maksimum girdili FFNN-II modelleri diğer YSA modellerinden daha iyi sonuç vermiştir.
3. Minimum girdili FFNN-I modellerinin performansı, maksimum girdi yapılı FFNN-II modellerine yakındır.
4. FFNN-I modellerinin FFNN-II modellerine yakın sonuç vermesi, sistem dinamiklerini modellemek için minimum değişken sayısının yeterli olduğunu göstermektedir.
5. RNN modellerinin FFNN modellerinden kötü sonuç vermesi, RNN model yapısının dinamik tekrarlı (*recurrent*) olması ve eğitim verisinin 10.000’ den fazla veri içermesinin model yapısını karmaşılaştırması nedeniyle olduğu söylenebilir. Çünkü RNN modelleri daha az sayıda veriden sistem dinamiklerini yakalamada daha başarılıdır (Güldal ve Tongal, 2010).
6. En iyi tahmin sonuçları Göksun, en kötü tahmin sonuçları Köprüçay nehrinde elde edilmiştir.
7. Akım tahminleri ve performans kriterleri incelendiğinde Köprüçay akımlarında başarı sağlanamamıştır. Bunun temel sebebi bu havzanın en küçük alana sahip olması (2072.8 km²) ancak en fazla ortalama ve standart sapmaya sahip akarsu olmasıdır. Bu gibi havzalarda akım tahmini yapmak daha zordur.

8. Akım tahmin modellerinde akımların ne kadarlık gecikmiş değerlerinin modellerde kullanılacağını belirlenmesi için genellikle ACF kullanılır. Ancak, daha önceden de bahsedildiği gibi yüksek iç bağımlılık/uzun dönemli hafıza özelliği gösteren akımlarda ACF uzun gecikmelerden sonra sıfıra yakınsamaktadır (80-100 gün). Bu nedenle, ne kadarlık geçmiş değerin alınacağını ACF yapısından belirlenmesi yanıltıcı olabilmektedir. Literatürde, geçmiş değerlerin dikkate alınmasına bazen tecrübe bazen de deneme yanılma ile karar verilmektedir. Ancak bu çalışmada da gösterildiği gibi, uzun hafıza özelliği gösteren akımlarda kaos analizi ile sistem dinamiğinde etkili olan minimum ve maksimum değişken sayıları belirlenebilir. Böylelikle akım tahmin çalışmalarında model yapısının belirlenmesinde önemli bir eksiklik giderilmektedir. Ayrıca akımlarda kaosu varlığının bulunması, rastsal görünen akarsu akımlarını üreten dinamiklikte, birbirleriyle nonlineer etkileşimde bulunan ve başlangıç koşullarına (iklim, havza konumu, topografya vb.) hassas bağlılık gösteren az sayıda değişkenin etkin olduğu sonucunun elde edilmesi, akarsu akımlarının modellenmesi açısından ülkemizdeki akım modelleme-tahmin çalışmalarına katkı sağlayabilecektir.

KAYNAKLAR

- Abarbanel, H.D.I., Brown, R., Kadtke, J.B., 1990. Prediction in Chaotic Nonlinear Systems: Methods for Time Series with Broadband Fourier Spectra. *Physical Review A*, 1782-1807.
- Aksoy, H., 2002, Culap Suyu Günlük Akımlarının Modellenmesi, in GAP IV. Mühendislik Kongresi Bildiriler Kitabı, Şanlıurfa.
- Al-Awadhi, S., Jolliffe, I., 1998. Time Series Modelling of Surface Pressure Data. *International Journal of Climatology*, 18, 443-455.
- Altunkaynak, A., 2007. Forecasting Surface Water Level Fluctuations of Lake Van by Artificial Neural Networks. *Water Resources Management*, 21, 399-408.
- Anmala, J., Zhang, B., Govindaraja, R.S., 2000. Comparison of Anns and Empirical Approaches for Predicting Watershed Runoff. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 126, 156-166.
- Anonim, 2011. Artvin Ansiklopedisi. <http://www.artvinansiklopedisi.com/>. Erişim Tarihi: 02.11.2011
- Aqil, M., Kita, I., Yano, A., Nishiyama, S., 2007. Neural Networks for Real Time Catchment Flow Modeling and Prediction. *Water Resources Management*, 21, 1781-1796.
- Aydın, M.C., 2005. Keban Barajına Giren Akımların Modellenmesi. *İMO Teknik Dergi*, 16, 3561-3579.
- Bera, A.K., Higgins, M.L., 1993. Arch Models: Properties, Estimation and Testing *Journal of Economic Surveys*, 7, 305-362.
- Beran, J. 1994. *Statistics for Long-Memory Processes*. New York, Chapman & Hall, New York.
- Bhattacharya, D., 1997. Memory, Periodicity and Heteroskedasticity in Hydrologic Time Series. *Purdue University*, 353,
- Blom, G. 1958. *Statistical Estimates and Transformed Beta-Variables*. New York, John Wiley & Sons, New York.
- Bollerslev, T., 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- Bollerslev, T., 1987. A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. *The review of economics and statistics*, 69, 542-547.

- Booth, D.B., Bledsoe, B.P. 2009. The Water Environment of Cities. New York, Springer Science Business Media, 93-123. New York.
- Box, G.E.P., Cox, D.R., 1964. An Analysis of Transformations. Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 211-252.
- Büyükıldız, M., Berktaş, A., 2004. Sakarya Havzası Aylık Yağışlarının Otoregresif Modellenmesi. Pamukkale Üniv. Müh. Fak. Müh. Bilimleri Derg., 12, 117-126.
- Canküyer, E., Aşan, Z., 2005. Parametrik Olmayan İstatistiksel Teknikler. A.Ü. Fen Fakültesi Yayınları, No:28, Eskişehir.
- Chang, F.J., Chang, L.C., Huang, H.L., 2002. Real-Time Recurrent Learning Neural Network for Stream-Flow Forecasting. Hydrological Processes, 16, 2577-2588.
- Chang, L.C., Chang, F.J., Chiang, Y.M., 2004. A Two-Step-Ahead Recurrent Neural Network for Stream-Flow Forecasting. Hydrological Processes, 18, 81-92.
- Chen, H.L., Rao, A.R., 2003. Linearity Analysis on Stationary Segments of Hydrologic Time Series. Journal of Hydrology, 89-99.
- Chiang, Y.-M., Chang, L.-C., Chang, F.-J., 2004. Comparison of Static-Feedforward and Dynamic-Feedback Neural Networks for Rainfall-Runoff Modeling. Journal of Hydrology, 290, 297-311.
- Coulibaly, P., Anctil, F., Rasmussen, P., Bobée, B., 2000. A Recurrent Neural Networks Approach Using Indices of Low-Frequency Climatic Variability to Forecast Regional Annual Runoff. Hydrological Processes, 14, 2755-2777.
- Çakmak, B., Kendirli, B., Ucar, Y., 2007. Evaluation of Agricultural Water Use: A Case Study for Kizilirmak. Journal of Tekirdag Agricultural Faculty, 4, 175-185.
- Çoban, G., 2007. Zaman Serilerinde Faz Uzayının Oluşturulması ve Kaosun Tespiti: Döviz Kurları Üzerine Bir Uygulama. Yıldız Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, 143 s, İstanbul.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
- Durdu, Ö.F., 2010. Application of Linear Stochastic Models for Drought Forecasting in the Büyük Menderes River Basin, Western Turkey. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 24, 1145-1162.

- E.İ.E. 2001. Yukarı Köprüçay Havzası Master Plan Raporu. Ankara, Elektrik İşleri Etüt İdaresi Gen. Müd., Yayın 01-25, Ankara.
- Elshorbagy, A., Panu, U.S., Simonovic, S.P., 2001. Analysis of Cross-Correlated Chaotic Streamflows. *Hydrological Sciences Journal*, 46, 781-793.
- Engle, R., 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of Uk Inflation. *Econometrica*, 987-1008.
- Frazer, A.M., Swinney, H.L., 1986. Independent Coordinates for Strange Attractors from Mutual Information. *Physical Review A*, 33, 1134-1140.
- Fuller, W.A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. New York, John Wiley&Sons, New York.
- Gimeno, R., Manchado, B., Minguez, R., 1999. Stationarity Tests for Financial Time Series. *Physica A*, 269, 72-78.
- Glesjer, H., 1969. A New Test for Heteroscedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, 64, 316-323.
- Gonçalves, R., Pinto, A., Calheiros, F., 2007, Comparison of Methodologies in River Flow Prediction. The Paiva River Case, in *Mathematical Methods in Engineering*, pp. 381-390.
- Granero, M.A.S., Segovia, J.E.T., Pérez, J.G., 2008. Some Comments on Hurst Exponent and the Long Memory Processes on Capital Markets. *Physica A*, 387, 5543–5551.
- Grassberger, P., Procaccia, I., 1983. Characterization of Strange Attractors. *Physical Review Letters*, 50, 346-349.
- Güldal, V., Tongal, H., 2010. Comparison of Recurrent Neural Network, Adaptive Neuro-Fuzzy Inference System and Stochastic Models in Eğirdir Lake Level Forecasting. *Water Resources Management*, 24, 105-128.
- Güldal, V., Tongal, H., 2011. Akarsu Akımlarında Volatilitenin Non-Lineer Varyans Modelleri İle İncelenmesi: Köprüçay Nehri Örneği. *İMO Teknik Dergi*, Yazı 353, 5471-5485.
- Hu, T.S., Lam, K.C., Ng, S.T., 2001. River Flow Time Series Prediction with a Range-Dependent Neural Network. *Hydrological Sciences*, 46, 729-745.
- Hurst, H.E., 1951. Long-Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 770-808.

- Islam, M.N., Sivakumar, B., 2002. Characterization and Prediction of Runoff Dynamics: A Nonlinear Dynamical View. *Advances in Water Resources*, 25, 179-190.
- Jun-hai, M., Zhi-qiang, W., Yu-shu, C., 2006. Prediction Techniques of Chaotic Time Series and Its Applications at Low Noise Level. *Applied Mathematics and Mechanics*, 27, 7-14.
- Kadioğlu, M., 1997. Trends in Surface Air Temperature Data over Turkey. *International Journal of Climatology*, 17, 511-520.
- Kahya, E., Kalaycı, S., 2004. Trend Analysis of Streamflow in Turkey. *Journal of Hydrology*, 289, 128-144.
- Kalaycı, S., Kahya, E., 1998. Susurluk Havzası Nehirlerinde Su Kalitesi Trendlerinin Belirlenmesi. *Journal of Engineering and Environmental Science*, 22, 503-514.
- Kara, R., 2006. Nonlineer Dinamik Sistemlerde Kaos, Dallanma ve Frakteller. İstanbul Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, 148 s, İstanbul.
- Kasatkina, E.A., Shumilov, O.I., Krapiec, M., 2007. On Periodicities in Long Term Climatic Variations near 68° N, 30° E. *Advances in Geosciences*, 13, 25-29.
- Kendall, M.G., 1938. A New Measure of Rank Correlation. *Biometrika*, 30, 81-93.
- Kendall, M.G. 1975. *Rank Correlation Methods*. London, Charles Griffin, London.
- Khan, S., Ganguly, A.R., Saigal, S., 2005. Detection and Predictive Modeling of Chaos in Finite Hydrological Time Series. *Nonlinear Proc. Geophys.*, 12, 41-53.
- Khokhlov, V., Glushkov, A., Loboda, N., Serbov, N., Zhurbenko, K., 2008. Signatures of Low-Dimensional Chaos in Hourly Water Level Measurements at Coastal Site of Mariupol, Ukraine. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 22, 777-787.
- Kosgf, K., 2001. Samsun İlinde İklim Trendleri. *DSİ Teknik Bülteni*, 98, 3-13.
- Krause, P., Boyle, D.P., Bäse, F., 2005. Comparison of Different Efficiency Criteria for Hydrological Model Assessment. *Advances in Geosciences*, 5, 89-97.
- Kumar, D.N., Raju, K.S., Sathish, T., 2004. River Flow Forecasting Using Recurrent Neural Networks. *Water Resources Management*, 18, 143-161.

- Kuşçu, H., 2012. Benchmarking Performance Assessment of Irrigation Water Management in a River Basin: Case Study of the Susurluk River Basin, Turkey. *African Journal of Business Management*, 6, 2848-2859.
- Kutlar, A. 2000. *Ekonometrik Zaman Serileri*. Ankara Gazi Kitabevi,
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Laio, F., Porporato, A., Revelli, R., Ridolfi, L., 2003. A Comparison of Nonlinear Flood Forecasting Methods. *Water Resources Research*, 39, 1129.
- Laio, F., Porporato, A., Ridolfi, L., Tamea, S., 2004. Detecting Nonlinearity in Time Series Driven by Non-Gaussian Noise: The Case of River Flows. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 11, 463-470.
- Li, Z.L., Xu, Z.X., Li, J.Y., Li, Z.J., 2008. Shift Trend and Step Changes for Runoff Time Series in the Shiyang River Basin, Northwest China. *Hydrological Processes*, 22, 4639-4646.
- Liaw, C., Islam, M.N., Phoon, K.K., Liong, S., 2001. Comment on “Does the River Run Wild? Assessing Chaos in Hydrological Systems” by G.B. Psternack. *Advances in Water Resources*, 24, 575–580.
- Lisi, F., Villi, V., 2001. Chaotic Forecasting of Discharge Time Series: A Case Study. *Journal of the American Water Resources Association*, 37, 271-279.
- Liu, Q., Islam, S., Rodriguez-Iturbe, I., Le, Y., 1998. Phase-Space Analysis of Daily Streamflow: Characterization and Prediction. *Advances in Water Resources*, 21, 463-475.
- Mann, H.B., 1945. Nonparametric Test against Trend. *Econometrica*, 13, 245-259.
- Matyasovszky, I., 2001. A Nonlinear Approach to Modeling Climatological Time Series. *Theoretical and Applied Climatology*, 69, 139-147.
- McLeod, A.I., 1975. Derivation of the Theoretical Autocovariance Function of Autoregressive-Moving Average Time Series. *Applied Statistics*, 24, 255-256.
- McLeod, A.I., Li, W.K., 1983. Diagnostic Checking Arma Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*, 269-273.
- Mitosek, H.T., 1999. Stochastic Properties of Daily River Flow Processes. *Journal of Hydrology*, 188-205.

- Modarres, R., 2007. Streamflow Drought Time Series Forecasting. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 21, 223-233.
- Nerenberg, M.A.H., Essex, C., 1990. Correlation Dimension and Systematic Geometric Effects. *Physical Review A*, 42, 7065-7074.
- Ng, W.W., Panu, U.S., Lennox, W.C., 2007. Chaos Based Analytical Techniques for Daily Extreme Hydrological Observations. *Journal of Hydrology*, 342, 17-41.
- Nieto, F.H., 2005. Modeling Bivariate Threshold Autoregressive Processes in the Presence of Missing Data. *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 34, 905-930.
- Ooms, M., Franses, P.H., 2001. A Seasonal Periodic Long Memory Model for Monthly River Flows. *Environmental Modelling & Software*, 16, 559-569.
- Ödemiş, B., Sangun, M.K., Büyüktaş, D., 2007. Temporal Variation in Water Quantity and Quality of Orontes River, Turkey. *Asian Journal of Chemistry*, 19, 711-723.
- Önöz, B., Bayazit, M., 2003. The Power of Statistical Tests for Trend Detection. *Turkish Journal of Engineering & Environmental Sciences*, 27, 247-251.
- Öztürk, M., Aydın, M.C., 2001, Yukarı Fırat Havzasının Simülasyon Modeli ile İncelenmesi, in 1. Türkiye Su Kongresi, İstanbul.
- Packard, N.H., Crutchfield, J.P., Farmer, J.D., R.S., S., 1980. Geometry from a Time Series. *Physical Review Letters* 45, 712-716.
- Pan, T.-y., Wang, R.-y., 2004. State Space Neural Networks for Short Term Rainfall-Runoff Forecasting. *Journal of Hydrology*, 297, 34-50.
- Park, R.E., 1966. Estimation with Heteroscedastic Error Terms. *Econometrica*, 34, 888.
- Pianosi F., R.L., 2008, Flood Forecasting for Heteroscedastic Streamflow Processes, in Proceedings of the 17th World Congress The International Federation of Automatic Control, Seoul, Korea.
- Riad, S., Mania, J., Bouchaou, L., Najjar, Y., 2004. Rainfall-Runoff Model Using an Artificial Neural Network Approach. *Mathematical and Computer Modelling*, 40, 839-846.
- Ruelle, D. 1981. Chemical Kinetics and Differentiable Dynamical System: In *Nonlinear Phenomena and Chemical Dynamics*. Springer-Verlag, 30-37.

- Sajikumar, N., Thandaveswara, B.S., 1999. A Non-Linear Rainfall–Runoff Model Using an Artificial Neural Network. *Journal of Hydrology*, 216, 32-55.
- Sakia, R.M., 1992. The Box-Cox Transformation Technique: A Review. *The Statistician*, 41, 169-178.
- Salas, J.D. 1993. *Analysis and Modeling of Hydrological Time Series*. . New York, McGraw-Hill, New York.
- Schertzer, D., Tchiguirinskaia, I., Lovejoy, S., Hubert, P., Bendjoudi, H., Larcheveque, M., 2002. Which Chaos in the Rainfall-Runoff Process? A Discussion On "Evidence of Chaos in the Rainfall-Runoff Process" By Sivakumar Et Al., *Hvdrol. Sci. J.*, 47, 139-147.
- Sen, P.K., 1968. Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379–1389.
- Sivakumar, B., 2000. Chaos Theory in Hydrology: Important Issues and Interpretations. *Journal of Hydrology*, 227, 1-20.
- Sivakumar, B., 2001. Rainfall Dynamics at Different Temporal Scales: A Chaotic Perspective. *Hydrology and Earth System Sciences*, 5, 645-652.
- Sivakumar, B., 2003. Forecasting Monthly Streamflow Dynamics in the Western United States: A Nonlinear Dynamical Approach. *Environmental Modelling & Software*, 18, 721-728.
- Sivakumar, B., 2004. Chaos Theory in Geophysics: Past, Present and Future. *Chaos, Solitons and Fractals*, 19, 441–462.
- Sivakumar, B., 2005. Correlation Dimension Estimation of Hydrological Series and Data Size Requirement: Myth and Reality. *Hydrological Sciences Journal*, 50, 591-603.
- Sivakumar, B., 2007. Nonlinear Determinism in River Flow: Prediction as a Possible Indicator. *Earth Surface Processes and Landforms*, 969-979.
- Sivakumar, B., Jayawardena, A.W., 2002. An Investigation of the Presence of Low-Dimensional Chaotic Behaviour in the Sediment Transport Phenomenon. *Hydrological Sciences Journal*, 47, 405-416.
- Sprott, J.C. 2003. *Chaos and Time-Series Analysis*. Great Britain, Oxford University Press, Great Britain.
- Sreekanth, P.D., Sreedevi, P.D., Ahmed, S., Geethanjali, N., 2011. Comparison of Ffnf and Anfis Models for Estimating Groundwater Level. *Environ Earth Sci*, 62, 1301–1310.

- Şarlak, N., Şorman, Ü., 2005, Farklı Parametre Tahmin Metotları İle Gamma Otoregresif Modeller Ve Uygulaması, in 2. Ulusal Su Mühendisliği Sempozyumu, Gümüşdör, İzmir.
- Şengöl, S., Can, İ., 2011. Stochastic Modelling of Mean Monthly Flows of Karasu River, in Turkey. Water and Environment Journal, 25, 31-39.
- Tabari, H., Talaei, P.H., 2011. Temporal Variability of Precipitation over Iran: 1966–2005. Journal of Hydrology, 396, 313-320.
- Takens, F., 1980, Detecting Strange Attractors in Turbulence, in Dynamical Systems and Turbulence, Lecture Notes in Mathematics (Vol. 898), ed. D.A. Rand, Jung, L.S. , Berlin: Springer-Verlag, pp. 366-381.
- Tanatmış, M., 2000. Susurluk (Simav) Çayı Ve Manyas Gölü Havzası' Nın Ephemeroptera (Insecta) Faunası. Türk Entomol. Derg., 24.
- Tanrıverdi, Ç., Alp, A., Demirkıran, A.R., Üçkardeş, F., 2010. Assessment of Surface Water Quality of the Ceyhan River Basin, Turkey. Environmental Monitoring and Assessment, 167, 175-184.
- Tao, H., Gemmer, M., Bai, Y., Su, B., Mao, W., 2011. Trends of Streamflow in the Tarim River Basin During the Past 50years: Human Impact or Climate Change? Journal of Hydrology, 400, 1-9.
- Tayfur, G., Kavvas, M.L., 2001, Tahoe Havzasında Gözlenen Hidrolojik Değişkenlerin Zaman Serisi Analizleri, in 1. Türkiye Su Kongresi, İstanbul.
- Te, W.G., Singh, V.P., 1994. An Autocorrelation Function Method for Estimation Parameters of Autoregressive Models. Water Resources Management, 32, 33-56.
- Tol, R.S.J., 1997. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in Daily Wind Speed Measurements. Theoretical and Applied Climatology, 113-122.
- Tongal, H., Güldal, V., 2011, Nonlinear Dynamical Approach for Daily Streamflow Characterization, in International Symposium on Advances in Applied Mechanics and Modern Information Technology (ISAAM&MIT'11), Baku, Azerbaijan, 325-329.
- Topçuoğlu, K., Pamuk, G., Özgürel, M., 2005. Gediz Havzası Yağışlarının Stokastik Modellenmesi. Ege Üniv. Ziraat Fak. Derg, 42, 89-97.
- Toth, E., Brath, A., Montanari, A., 2000. Comparison of Short-Term Rainfall Prediction Models for Real-Time Flood Forecasting. Journal of Hydrology, 132-147.

- Tsay, R.S. 2002. Analysis of Financial Time Series. New York, A Wiley-Interscience Publication John Wiley&Sons, Inc., 456. New York.
- Tukey, J.W., 1957. The Comparative Anatomy of Transformations. *Annals of Mathematical Statistics*, 28, 602-632.
- Tülek, S., 2006. Kızılırmak Nehri Su Kalitesi Belirlenmesi Ve Ötrofikasyona Bağlı Risk Değerlendirmesi. Ondokuz Mayıs Üniversitesi, Çevre Mühendisliği Anabilim Dalı, 96s, Samsun.
- Van Belle, G., Hughes, J.P., 1984. Nonparametric Tests for Trend in Water Quality. *Water Resources Research*, 20, 127–136.
- Wang, W., 2006. Stochasticity, Nonlinearity and Forecasting of Streamflow Processes. Nanjing University, Master of Science in Geomorphology and Quaternary Environment, China.
- Wang, W., Van Gelder, P.H.A.J.M., Vrijling, J.K. (2005a), Trend and Stationarity Analysis for Streamflow Processes of Rivers in Western Europe in the 20th Century, IWA International Conference on Water Economics, Statistics, and Finance.
- Wang, W., Van Gelder, P.H.A.J.M., Vrijling, J.K., Ma, J., 2005b. Testing and Modelling Autoregressive Conditional Heteroskedasticity of Streamflow Processes. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 55-66.
- Wang, W., Vrijling, J.K., Van Gelder, P.H.A.J.M., Ma, J., 2006. Testing for Nonlinearity of Streamflow Processes at Different Timescales. *Journal of Hydrology*, 247–268.
- Williams, G.P. 1997. Chaos Theory Tamed. Washington, D.C., Joseph Henry Press, Washington, D.C.
- Wu, C.L., Chau, K.W., 2010. Data-Driven Models for Monthly Streamflow Time Series Prediction. *Engineering Applications of Artificial Intelligence*, 23, 1350-1367.
- Xu, J., Li, W., Ji, M., Lu, F., Dong, S., 2010. A Comprehensive Approach to Characterization of the Nonlinearity of Runoff in the Headwaters of the Tarim River, Western China. *Hydrological Processes*, 18, 136-146.
- Xu, J.H., Chen, Y.N., Li, W.H., Dong, S., 2008. Long-Term Trend and Fractal of Annual Runoff Process in Mainstream of Tarim River. *Chinese Geographical Science*, 18, 77-84.
- Yarar, A., Onüçyıldız, M., Coptý, N.K., 2009. Modelling Level Change in Lakes Using Neuro-Fuzzy and Artificial Neural Networks. *Journal of Hydrology*, 365, 329-334.

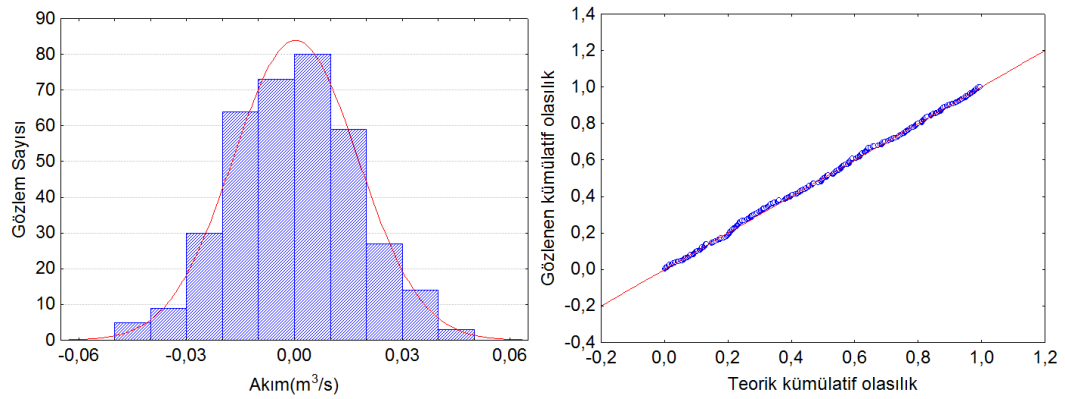
- Yazıcı, N., 2011. Çoruh Nehri Üzerinde Yapılan Deriner Barajı Kamulaştırma Çalışmalarının İncelenmesi: Zeytinlik Köyü Örneği. Artvin Çoruh Üniversitesi, Orman Mühendisliği Anabilim Dalı, 77 s, Artvin.
- Ye, T., Xu, Y., Booij, M.J., Zhang, Q., Lin, S., 2011, Trends in Precipitation Extremes and Long-Term Memory of Runoff Records in Zhejiang, East China, Melbourne, VIC, 227-232.
- Yılancı, V., 2007. Eşik Otoregresif Modellerde Birim Kök Testi İle Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sınanması. İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, 161 s., İstanbul.
- Yu, B., Huang, C., Liu, Z., Wang, H., Wang, L., 2011. A Chaotic Analysis on Air Pollution Index Change over Past 10 years in Lanzhou, Northwest China. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 25, 643-653.
- Zhang, B., Govindaraja, R.S., 2000. Prediction of Watershed Runoff Using Bayesian Concepts and Modular Neural Networks. Water Resources Research, 36, 753-762.
- Zhang, Q., Xu, C.-Y., Becker, S., Jiang, T., 2006. Sediment and Runoff Changes in the Yangtze River Basin During Past 50 Years. Journal of Hydrology, 331, 511- 523.
- Zhang, S., Hua, D., Meng, X., Zhang, Y., 2011a. Climate Change and Its Driving Effect on the Runoff in The "Three-River Headwaters" Region. Journal of Geographical Sciences, 21, 963-978.
- Zhang, Y., Guan, D., Jin, C., Wang, A., Wu, J., Yuan, F., 2011b. Analysis of Impacts of Climate Variability and Human Activity on Streamflow for a River Basin in Northeast China. Journal of Hydrology, 410, 239-247.
- Zhao, L., Hicks, F.E., Fayek, A.R., 2012. Applicability of Multilayer Feed-Forward Neural Networks to Model the Onset of River Breakup. Cold Regions Science and Technology, 70, 32-42.

EKLER

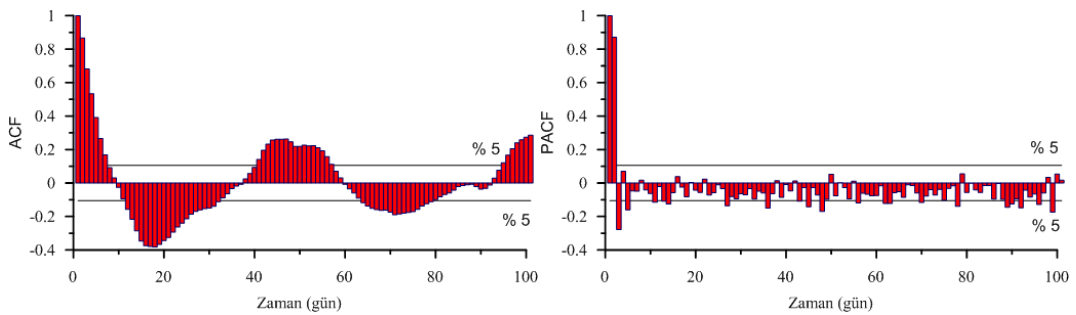
EK-1

B. Menderes nehri yıllık ortalama akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

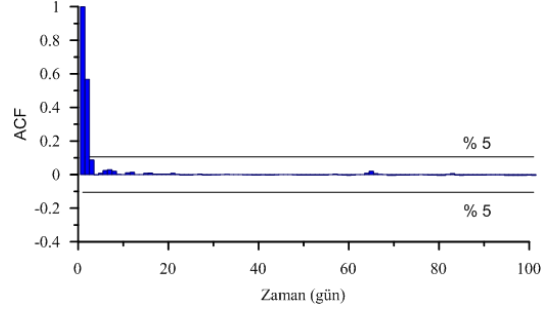
<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır	<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır
a_0	1.691	1.688	1.695	b_1	0.178	0.171	0.184
a_1	0.156	0.146	0.166	b_2	0.084	0.078	0.091
a_2	0.025	0.018	0.032	b_3	-0.039	-0.044	-0.034
a_3	0.007	0.002	0.013	b_4	0.027	0.024	0.030
a_4	-0.006	-0.012	-0.0006	b_5	-0.014	-0.022	-0.006
a_5	0.0277	0.024	0.032	b_6	1.6E-5	-0.0026	-0.0027
a_6	-0.006	-0.009	-0.003	w	0.0173	0.0170	0.0175



B. Menderes nehri için periyodikliğin giderildiği akım verileri için histogram ve P-P grafikleri



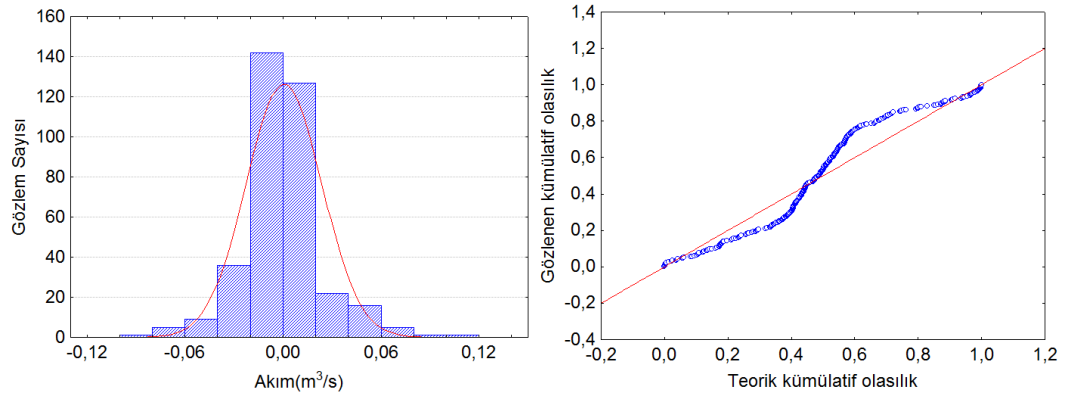
B. Menderes yıllık ortalama akımlar için zamanın fonksiyonu olarak hesaplanan ACF ve PACF



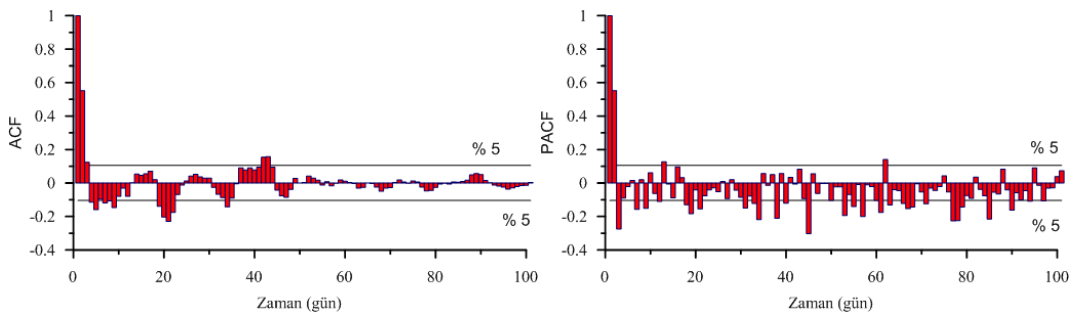
B. Menderes yıllık akımları ARMA(5,5) modelinden elde edilen kalıntı terimi karelerinin otokorelasyon fonksiyonu

Köprüçay nehri yıllık ortalama akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

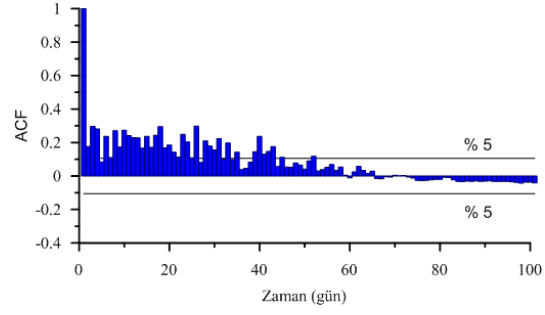
<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır	<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır
a_0	0.560	-2.116	3.236	b_1	2.315	-2.433	7.063
a_1	-0.828	-2.537	0.881	b_2	1.758	-0.946	4.462
a_2	1.399	-2.038	4.835	b_3	-0.513	-2.403	1.378
a_3	1.689	-0.952	4.329	b_4	-1.178	-3.116	0.761
a_4	0.146	-0.605	0.897	b_5	-0.329	-0.557	-0.101
a_5	-0.557	-1.617	0.503	b_6	0.150	-0.283	0.583
a_6	-0.246	-0.380	-0.111	b_7	0.076	0.017	0.135
a_7	-0.002	-0.104	0.100	w	0.0116	0.0104	0.0128



Köprüçay nehri için periyodikliğin giderildiği akım verileri için histogram ve P-P grafikleri



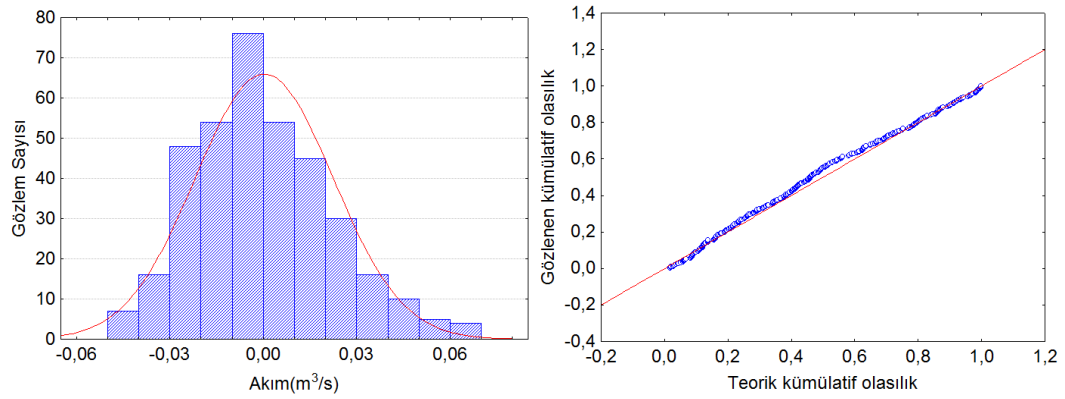
Köprüçay yıllık ortalama akımlar için zamanın fonksiyonu olarak hesaplanan ACF ve PACF



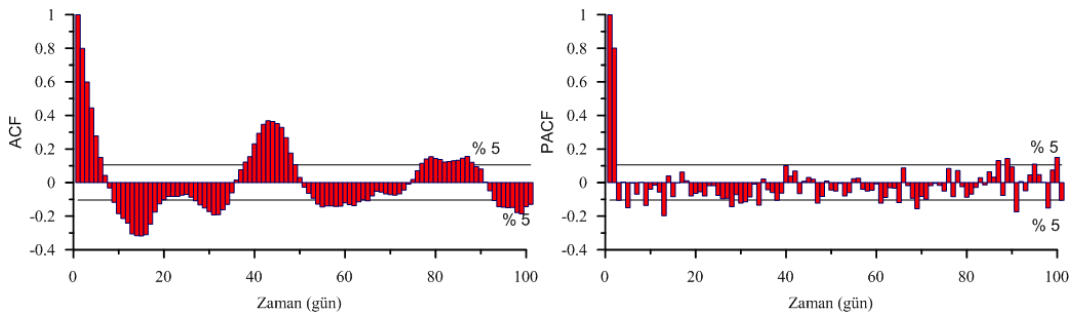
Köprüçay yıllık akımları ARMA(7,3) modelinden elde edilen kalıntı terimi karelerinin otokorelasyon fonksiyonu

Kızılırmak nehri yıllık ortalama akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

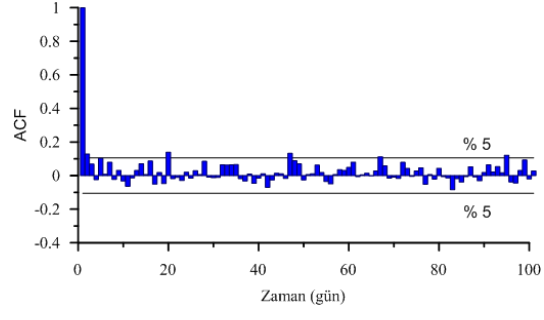
<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>	<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>
a_0	1.666	1.663	1.668	b_1	0.435	0.432	0.439
a_1	-0.133	-0.156	-0.111	b_2	-0.155	-0.160	-0.151
a_2	-0.050	-0.061	-0.039	b_3	-0.0235	-0.030	-0.017
a_3	0.049	0.046	0.053	b_4	0.012	0.005	0.018
a_4	0.037	0.034	0.040	b_5	0.015	0.012	0.019
a_5	-0.005	-0.009	-0.001	w	0.0183	0.0179	0.0186



Kızılırmak nehri için periyodikliğin giderildiği akım verileri için histogram ve P-P grafikleri



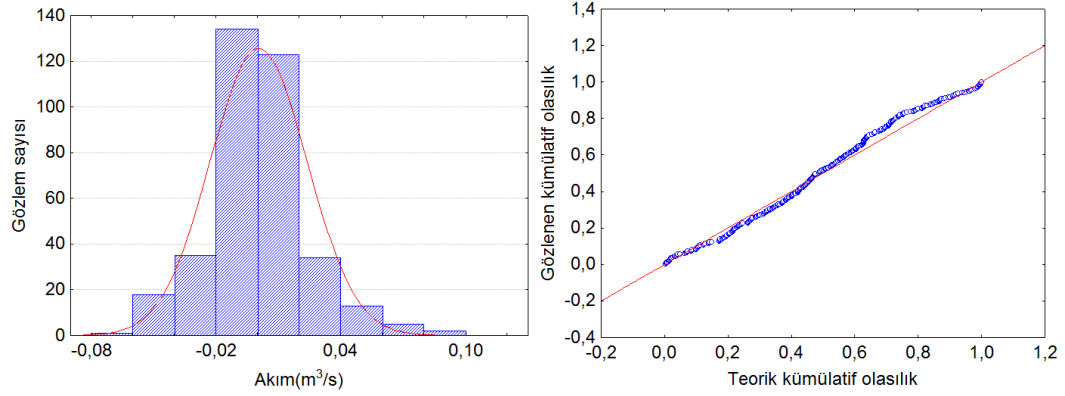
Kızılırmak yıllık ortalama akımlar için zamanın fonksiyonu olarak hesaplanan ACF ve PACF



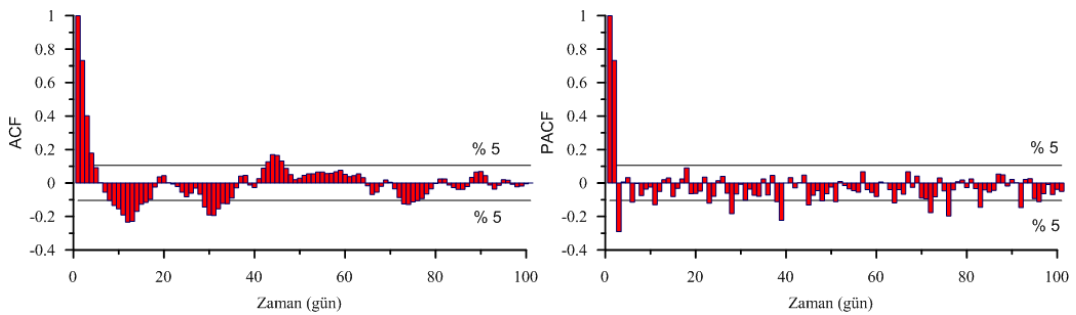
Kızılırmak yıllık akımları ARMA(3,5) modelinden elde edilen kalıntı terimi karelerinin otokorelasyon fonksiyonu

Göksun nehri yıllık ortalama akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

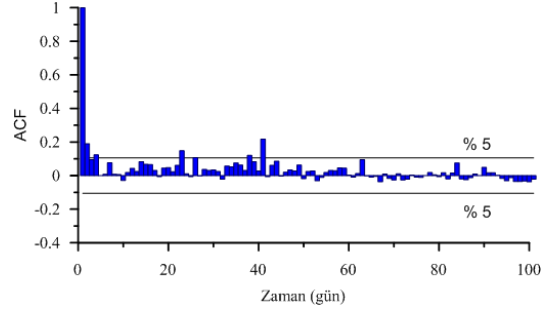
<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>	<i>Fourier Katsayıları</i>	<i>Değer</i>	<i>Alt sınır</i>	<i>Üst sınır</i>
a_0	0.926	0.921	0.932	b_1	0.392	0.361	0.423
a_1	0.180	0.145	0.214	b_2	-0.199	-0.216	-0.183
a_2	-0.177	-0.208	-0.147	b_3	-0.008	-0.024	0.0068
a_3	0.052	0.039	0.066	b_4	-0.036	-0.046	-0.025
a_4	0.028	0.017	0.039	w	0.0158	0.0154	0.0163



Göksun nehri için periyodikliğin giderildiği akım verileri için histogram ve P-P grafikleri



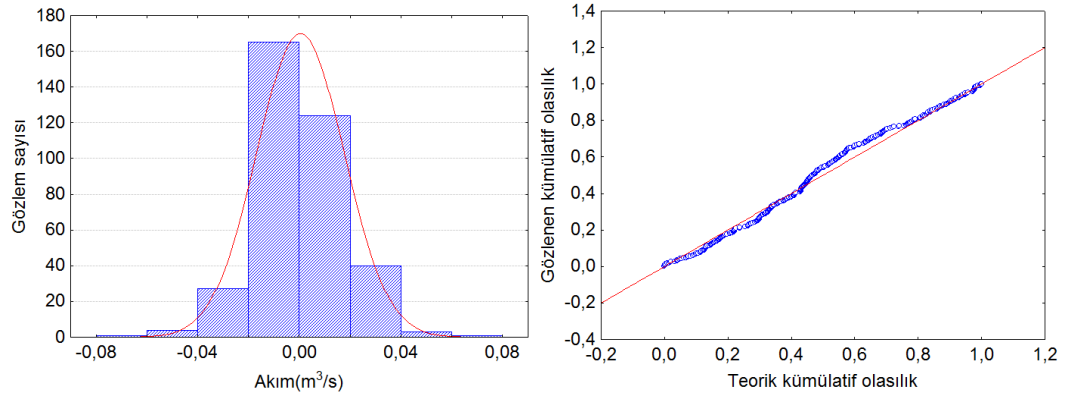
Göksun yıllık ortalama akımlar için zamanın fonksiyonu olarak hesaplanan ACF ve PACF



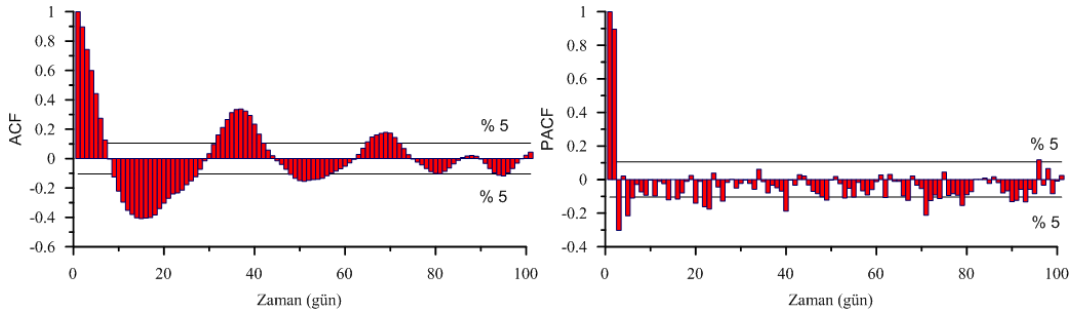
Göksun yıllık akımları ARMA(4,7) modelinden elde edilen kalıntı terimi karelerinin otokorelasyon fonksiyonu

Çoruh nehri yıllık ortalama akım verilerinin % 95 güven aralıklarıyla Fourier katsayıları

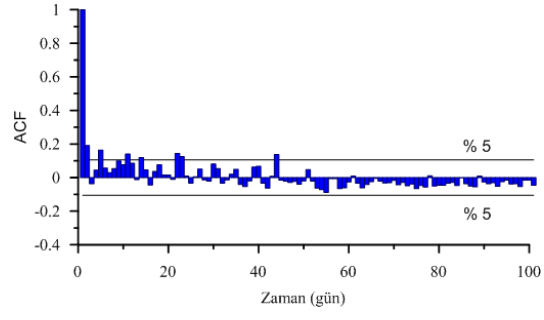
<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır	<i>Fourier Katsayıları</i>	Değer	Alt sınır	Üst sınır
a_0	1.679	1.673	1.684	b_1	0.305	0.297	0.314
a_1	-0.316	-0.330	-0.301	b_2	-0.270	-0.276	-0.265
a_2	0.004	-0.020	0.029	b_3	-0.008	-0.014	-0.002
a_3	0.017	0.014	0.019	b_4	0.012	0.009	0.015
a_4	0.012	0.009	0.016	b_5	0.007	0.003	0.011
a_5	-0.007	-0.010	-0.005	w	0.0173	0.0170	0.0176



Çoruh nehri için periyodikliğin giderildiği akım verileri için histogram ve P-P grafikleri



Çoruh yıllık ortalama akımlar için zamanın fonksiyonu olarak hesaplanan ACF ve PACF



Çoruh yıllık akımları ARMA(3,7) modelinden elde edilen kalıntı terimi karelerinin otokorelasyon fonksiyonu

ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı: Hakan TONGAL

Doğum Yeri ve Yılı: 08/04/1983 Isparta

Medeni Hali: Bekar

Yabancı Dili: İngilizce



Eğitim Durumu (Kurum ve Yıl)

Lise : Isparta Milli Piyango Anadolu Lisesi (1994-2001)

Lisans : Akdeniz Üniversitesi Mühendislik Fakültesi İnşaat Mühendisliği
Bölümü (2001-2003)

Süleyman Demirel Üniversitesi Mühendislik-Mimarlık Fakültesi
İnşaat Mühendisliği Bölümü (2003-2005)

Yüksek Lisans: Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İnşaat
Mühendisliği Anabilim Dalı

Çalıştığı Kurum: Süleyman Demirel Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat
Mühendisliği Bölümü, Hidrolik Anabilim Dalı, Araştırma Görevlisi.

Yayınları:

1. Güldal, V., Demirpençe, H., Tongal H., 2007. Nehir Akışlarının Gerçek Zamanlı Tahmininde Yağış-Akış İlişkisine Dayalı Bulanık Mantık Yaklaşımı. Uluslar arası Katılımlı 1. Ulusal Baraj Güvenliği Sempozyumu. 535-546s, Ankara.

2. Güldal, V., Tongal, H., 2007. Aylık Ortalama Göl Su Seviyesinin Bulanık-Olasılık Yaklaşımı İle Gözlenmiş Zaman Serisinden Tahmini. 15. Yıl Mühendislik Mimarlık Sempozyumu Bildiriler Kitabı Cilt-3. 112-118s, Isparta.
3. Güldal, V., Tongal, H., 2007. A Survey of Relationship Between Evaporation and Wind Speed of Eğirdir Lake By Using Clustering Techniques, International Conference On Environment: Survival And Sustainability, Near East University, Nicosia-Northern Cyprus, 3981-3991.
4. Güldal, V., Tongal, H., 2008. Clustering analysis in search of wind impacts on evaporation. Applied Ecology and Environmental Research 6(4): 65-73.
5. Güldal, V., Tongal, H., 2009. A Hierarchical Cluster-Based Fuzzy Rainfall-Runoff Model Beykent University, Journal of Science and Technology. 3 (2), 253-266.
6. Güldal, V., Tongal, H., 2010. Comparison of recurrent neural network, adaptive neuro-fuzzy inference system and stochastic models in Eğirdir Lake level forecasting. Water Resources Management, 24:105-128.
7. Güldal, V., Tongal, H., 2011. Akarsu akımlarında volatilitenin non-lineer varyans modelleri ile incelenmesi: Köprüçay nehri örneği. İMO Teknik Dergi, 5471-5485.
8. Tongal, H. Güldal, V., 2011. Nonlinear Dynamical Approach for Daily Streamflow Characterization. International Symposium on Advances in Applied Mechanics and Modern Information Technology (ISAAM&MIT'11), Baku, Azerbaijan, 325-329.