

**ZAMAN SERİSİ MODELLERİ İLE STRES-DAYANIKLILIK
ANALİZİ VE SU TÜKETİMİNDE RİSKE İLİŞKİN BİR UYGULAMA**

Pınar ESEN

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İSTATİSTİK

GAZİ ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

HAZİRAN 2010

ANKARA

Pınar ESEN tarafından hazırlanan ZAMAN SERİSİ MODELLERİ İLE STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİ VE SU TÜKETİMİNDE RİSKE İLİŞKİN BİR UYGULAMA adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.

Prof. Dr. Semra Oral ERBAŞ

.....

Tez Danışmanı, İstatistik Anabilim Dalı

Bu çalışma, jürimiz tarafından oy birliği ile İstatistik Anabilim Dalında Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr.

.....

İstatistik Anabilim Dalı,

Prof. Dr. Semra Oral ERBAŞ

.....

İstatistik Anabilim Dalı,

Prof. Dr.

.....

İstatistik Anabilim Dalı,

Tarih:/...../.....

Bu tez ile G. Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu Yüksek Lisans derecesini onamıştır.

Prof. Dr. Bilal TOKLU

.....

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada bana ait olmayan her türlü ifade ve bilginin kaynağına eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Pınar ESEN

**ZAMAN SERİSİ MODELLERİ İLE STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİ VE
SU TÜKETİMİNDE RİSKE İLİŞKİN BİR UYGULAMA
(Yüksek Lisans Tezi)**

Pınar ESEN

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

Haziran 2010

ÖZET

Stres-dayanıklılık analizinde, bir olgunun maruz kaldığı baskıya dayanabilmesi olasılığı olan güvenilirlik ve dayanamaması olasılığı olan risk (başarısızlık), stres-dayanıklılık parametreleridir. Bu çalışmada zamana bağlı stres ve dayanıklılık değişkenlerinin tek değişkenli doğrusal zaman serisi modellerine sahip olduğu durumda analizin sonuçları incelenmiştir. Bu sonuçlardan hareketle mevsimsel tamamlanmış otoregressif hareketli ortalamalar (SARIMA) modeline sahip olmaları durumunda bu parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicilerini elde etmek için bir genelleştirme elde edilmiştir. Genelleştirme elde edilirken tümevarım yöntemi kullanılmıştır. Uygulama çalışmasında, Türkiye genelinde ve Coğrafi bölgelerde 2008 yılında aylık olarak hesaplanan tarımsal kuraklık risk tahminlerinin bu yılda gerçekleşen kuraklıkları iyi düzeyde açıkladığı tespit edilmiştir. Coğrafi bölgeler bazında incelendiğinde, risk ölçümlerinin bölgelerin iklimsel özelliklerine bağlı olarak mevsimlere göre değişiklik gösterdiği gözlenmiştir. Ankara’da zaman modeli üzerinden yapılan stres-dayanıklılık analizine göre 2010 yılında su tüketim riskinin en fazla Ağustos ayında, en az Nisan ayında olacağı tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre genel olarak 2010 yılında Ankara’da yaz mevsimi dışında yüksek olasılıklarla su tüketim riski beklenilmemektedir. Yapılan risk ölçümlerine göre, 2010 yılında Ankara’da ilk risk sinyallerinin Mayıs-Haziran döneminde, en yoğun risk sinyallerinin Ağustos ayında alınması

beklenmektedir. Analizin sonuçları 2010 yılında Ankara’da izlenen iklimsel parametreler açısından beklenildiği gibidir.

Bilim Kodu : 205.1.066
Anahtar Kelimeler : Stres-dayanıklılık analizi, Güvenilirlik, Risk, Tek değişkenli zaman serisi modelleri, Durağan olmayan stokastik süreçler, Mevsimsel zaman serileri, Normal dağılım, Kuraklık
Sayfa Adedi : 163
Tez Yöneticisi : Prof. Dr. Semra Oral ERBAŞ

**STRESS-STRENGTH ANALYSIS BY TIME SERIES MODELS AND A RISK
STUDY ON WATER CONSUMPTION**

(M.Sc. Thesis)

Pınar ESEN

**GAZI UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY**

June 2010

ABSTRACT

In stress-strength analysis, reliability which is the probability of endurance against the strain that an object is exposed and risk (failure) which is the probability of not being able to endure are the parameters of stress-strength analysis. In this study, the scope of examination is the results of the analysis when time bound stress and strength variables have univariate linear time series models. In line with these results, a generalization has been obtained to achieve maximum likelihood estimators of these parameters in case they have the model of Seasonal Integrated Autoregressive Moving Average (SARIMA). While this generalization is made, induction method has been used. In the implementation study, It has been observed that risk estimations of agricultural droughts calculated monthly for Turkey in general and as to the geographical regions in 2008 match with the actual droughts. When it is studied according to the geographical regions, it has been found out that risk measures show difference from one season to another depending on the climatic characteristics. In accordance with the stress-strength analysis carried out in Ankara by time model, it is estimated that the risk of water consumption will be highest in August 2010 and will be least in April. According to the data obtained, unless it is not summer season, risk of water consumption is not expected in Ankara in 2010 with high probabilities. In the light of the risk measures, the first signals of risk in Ankara will be received in May-June 2010 and the most serious signals

will be received in August. Results of the analysis are in compliance with the estimations in terms of climatic parameters monitored in Ankara in 2010.

Science Code	: 205.1.066
Key Words	: Stress-strength analysis, reliability, risk, univariate linear time series models, non-stationary stochastic processes, seasonal time series, normal distribution, drought
Page Number	: 163
Adviser	: Prof. Dr. Semra ORAL ERBAŞ

TEŞEKKÜR

Çalışmam boyunca yardım ve katkılarıyla beni yönlendiren değerli hocam Prof. Dr. Semra Oral ERBAŞ'a, gösterdikleri anlayış ve yardımlarından dolayı iş arkadaşlarım ve daire başkanına, manevi desteklerini benden esirgemeyen Selçuk YAVUZKANAT ve Cihan AKSOP'a ve desteklerinden her zaman çok büyük güç aldığım, annem Ayfer ESEN ve babam Hilmi ESEN başta olmak üzere, tüm aileme teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	iv
ABSTRACT	vi
TEŞEKKÜR.....	viii
İÇİNDEKİLER	ix
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	xi
ŞEKİLLERİN LİSTESİ	xiii
RESİMLERİN LİSTESİ	xv
SİMGELER VE KISALTMALAR	xvi
1. GİRİŞ	1
2. STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİ	6
2.1. Güvenilirlik.....	7
2.2. Risk.....	8
2.3. Stres-Dayanıklılık Analizinde Kullanılan Kavramlar, Teorem ve Yöntem	9
2.4. Normal Dağılım Altında Stres-Dayanıklılık Analizi.....	12
3. ZAMAN SERİLERİ VE KESTİRİM	15
3.1. Otokovaryans, Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları	16
3.2. Tek Değişkenli Doğrusal Zaman Serilerinin Modellenmesi	19
3.3. Tek Değişkenli Genel Durağan Modeller.....	21
3.3.1. Beyaz gürültü süreci	23
3.3.2. Otoregressif (AR) modeller	24
3.3.3. Hareketli ortalama (MA) modeli	25
3.3.4. Otoregressif-hareketli ortalama (ARMA) modeli	27

Sayfa

3.4. Tek Değişkenli Durağan Olmayan Doğrusal Modeller.....	27
3.5. Zaman Serilerinin Kestirimi.	31
4. TEK DEĞİŞKENLİ DURAĞAN ZAMAN SERİLERİ İLE STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİ	35
4.1. Otoregressif (AR) Modeller İle Stres-Dayanıklılık Analizi.	36
4.2. Hareketli Ortalamalar (MA) Modelleri İle Stres-Dayanıklılık Analizi.	41
4.3. Otoregressif- Hareketli Ortalamalar (ARMA) Modelleri İle Stres-Dayanıklılık Analizi.	43
5. TEK DEĞİŞKENLİ DOĞRUSAL EN GENEL ZAMAN SERİSİ MODELİ (SARIMA) İÇİN STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİNE İLİŞKİN BİR GENELLEŞTİRME	48
6. UYGULAMA: SU TÜKETİMİNDE RİSKİN ÖLÇÜLMESİ	65
6.1. Türkiye geneli ve coğrafi bölgelerde tarımsal kuraklık riskinin (tkr) ölçümü.....	65
6.2. Ankara ilinde zaman serisi modelleri üzerinden stres-dayanıklılık analiziyle su tüketiminde riskin ölçülmesi	88
7. SONUÇ VE ÖNERİLER	120
KAYNAKLAR	124
EKLER.....	129
EK-1 2008 yılı Türkiye geneli iller bazında gerekli tüketim miktarı (gtm) ve aktif doluluk miktarı (adm) verileri	130
EK-2 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında gerekli tüketim miktarı (gtm) ve aktif doluluk miktarı (adm) verileri	134
EK-3 2008-2009 yıllarında Ankara'da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı verileri	141
EK-4 Zaman serileri analizi için bazı R programı komutları.....	160
ÖZGEÇMİŞ	162

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 6.1. 2008 yılı aylık adm verilerinin normal dağılıma uygunluğunun incelenmesi	68
Çizelge 6.2. 2008 yılı aylık gtm verilerinin normal dağılıma uygunluğunun incelenmesi	70
Çizelge 6.3. 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenleri arasındaki ilişkinin öneminin incelenmesi	71
Çizelge 6.4. 2008 yılı Türkiye geneli aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) ölçümleri	72
Çizelge 6.5. Risk sınıflandırması	73
Çizelge 6.6. Akdeniz Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler	74
Çizelge 6.7. 2008 yılı Akdeniz Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri	75
Çizelge 6.8. Doğu Anadolu Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler	76
Çizelge 6.9. 2008 yılı Doğu Anadolu Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri	77
Çizelge 6.10. Ege Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler	78
Çizelge 6.11. 2008 yılı Ege Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri	79
Çizelge 6.12. Güneydoğu Anadolu Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler	80
Çizelge 6.13. 2008 yılı Güneydoğu Anadolu Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri	81
Çizelge 6.14. İç Anadolu Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler	82

Çizelge	Sayfa
Çizelge 6.15. 2008 yılı İç Anadolu Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri	83
Çizelge 6.16. Marmara Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler	84
Çizelge 6.17. 2008 yılı Marmara Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri	85
Çizelge 6.18. Karadeniz Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler	86
Çizelge 6.19. 2008 yılı Karadeniz Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri	87
Çizelge 6.20. 2008-2009 yılları aylık ortalama su tüketim miktarı (stm) ve aylık ortalama barajlara gelen su miktarı (bgsm) verileri	94
Çizelge 6.21. stm için en uygun modelin incelenmesi.....	100
Çizelge 6.22. bgsm için en uygun modelin incelenmesi.....	110
Çizelge 6.23. 2010 yılında Ankara için su tüketim riski tahminleri ($\widehat{str}$).....	118

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 6.1. 2008 yılı Ocak ayında barajlarda sulamada kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm) için normallik incelemesi	67
Şekil 6.2. 2008 yılı Ocak ayında sulamada gerekli tüketim miktarı (gtm) için normallik incelemesi	69
Şekil 6.3. 2008 yılında Ankara için günlük ortalama su tüketim miktarı (stm) zaman grafiği.....	89
Şekil 6.4. 2009 yılında Ankara için günlük ortalama su tüketim miktarı (stm) zaman grafiği.....	90
Şekil 6.5. 2008 yılında Ankara için günlük barajlara gelen su miktarı (bgsm) zaman grafiği.....	91
Şekil 6.6. 2009 yılında Ankara için günlük barajlara gelen su miktarı (bgsm) zaman grafiği.....	92
Şekil 6.7. Ankara için 2008-2009 aylık ortalama su tüketim miktarı (stm) zaman grafiği.....	95
Şekil 6.8. 2008-2009 yılları için stm serisinin ACF grafiği.....	96
Şekil 6.9. 2008-2009 yılları için stm serisinin PACF grafiği.....	97
Şekil 6.10. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modeline ait artıkların ACF grafiği	102
Şekil 6.11. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modeline ait artıkların PACF grafiği	103
Şekil 6.12. Ankara için 2008-2009 aylık ortalama barajlara gelen su miktarı (bgsm) zaman grafiği	106
Şekil 6.13. 2008-2009 yılları için bgsm serisinin ACF grafiği.....	107
Şekil 6.14. 2008-2009 yılları için bgsm serisinin PACF grafiği.....	108
Şekil 6.15. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modeline ait artıkların ACF grafiği	112

Şekil	Sayfa
Şekil 6.16. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modeline ait artıkların PACF grafiği	113

RESİMLERİN LİSTESİ

Resim	Sayfa
Resim 6.1. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	98
Resim 6.2. stm için SARIMA(2,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	99
Resim 6.3. stm için SARIMA(2,0,4) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	99
Resim 6.4. stm için SARIMA(2,0,5) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	99
Resim 6.5. stm için SARIMA(2,0,6) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	100
Resim 6.6. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin parametre tahminlerinin incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	101
Resim 6.7. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modeline ait artıkların normallik incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	104
Resim 6.8. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinden elde edilen kestirim değerleri (R programı çıktı penceresi)	104
Resim 6.9. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	109
Resim 6.10. bgsm için SARIMA(1,0,6) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)	110
Resim 6.11. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinin parametre tahminlerinin incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	111
Resim 6.12. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modeline ait artıkların normallik incelenmesi (R programı çıktı penceresi).....	114
Resim 6.13. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂ modelinden elde edilen kestirim değerleri (R programı çıktı penceresi)	115

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış bazı simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Simgeler	Açıklama
X_t	t dönemine ait X rastgele değişkeninin değeri
Y_t	t dönemine ait Y rastgele değişkeninin değeri
Z_t	t dönemine ait Z rastgele değişkeninin değeri
γ	Zaman serisinin otokovaryans katsayısı
ρ	Zaman serisinin otokorelasyon katsayısı
ϕ	Z_t için otoregressif parametre
θ	Z_t için hareketli ortalamalar parametresi
Φ	Z_t için Mevsimsel otoregressif parametre
Θ	Z_t için Mevsimsel hareketli ort. parametresi
∇^d	d. dereceden fark alma operatörü
∇^D	D. dereceden mevsimsel fark alma operatörü
B	Geriye doğru öteleme operatörü
a_t	Artık terim
Kısaltmalar	Açıklama
adm	(Sulama için) Aktif doluluk miktarı
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
ASKİ	Ankara Su ve Kanalizasyon İdaresi
AR(p)	p nci dereceden Otoregressif Model
ARMA(p, q)	Otoregresif-Hareketli Ortalama Modeli
ARIMA(p, d, q)	Tamamlanmış Otoregresif Hareketli Ort. Modeli
bgsn	Barajlara gelen su miktarı

Kısaltmalar**Açıklama****gtm**

Sulama için gerekli tüketim miktarı

SARIMA(p, d, q) × (P, D, Q)_s

Mevsimsel ARIMA model

stm

Su tüketim miktarı

Q_{BP}

Box-Pierce Q(m) Test İstatistiği

1. GİRİŞ

Stres-dayanıklılık analizi, istatistiksel teori ve yöntemlerden oluşan güvenilirlik ve risk analizleri kapsamında yapılır. Bu analiz ile varlıkların maruz kaldıkları baskıya dayanabilmesi ve dayanamaması olasılıkları incelenir. Bu olasılıklar sırasıyla güvenilirlik ve risk (başarısızlık) olarak adlandırılır. Stres-dayanıklılık analizinde maruz kalınan baskı *stres*, bu baskıya karşı koyabilme gücü *dayanıklılık* olarak tanımlanır. Bu durumda; güvenilirlik, varlık için dayanıklılığın stresten daha büyük olması olasılığını, risk ise stresin dayanıklılıktan büyük olması olasılığını ifade eder. Bu çerçeveden bakıldığında, güvenilirlik dayanıklılığın bir ölçüsü, risk maruz kalınan stresin bir ölçüsüdür. Stres-dayanıklılık analizinin amacı, varlık için güvenilirlik ve riski ölçebilmektir. Söz konusu bu ölçüm, stres- dayanıklılık parametreleri olan güvenilirlik ve riskin tahmin edilmesiyle yapılır.

Günümüzde stres-dayanıklılık ilişkisi birçok bilim dalında incelenmektedir. Psikoloji, fizik, sağlık, ilaç yapımı gibi birçok alandaki çalışmalara zemin oluşturan stres-dayanıklılık analizinin temeli istatistiğin teori ve uygulama alanlarından oluşmaktadır. Mühendislikte katı maddelerin uygulanan baskıya karşı en son dayanma gücü, psikolojide insanın yaşadığı olumsuz bir olaya karşı verdiği tepki ile davranış modellenmesi stres-dayanıklılık analizi ile tespit edilmektedir. Finansal çalışmalarda stres-dayanıklılık analizi, finansal olayların risklerini hesaplamada vazgeçilmez bir unsur haline gelmiştir. Yönetim sistemlerinde “risk yönetimi” stres-dayanıklılık analizini bir araç olarak kullanılır ve riski ölçülen olguları yöneterek, o olgudan doğacak risk ayarlı getiriye maksimize etmeyi amaçlar.

Literatürde stres-dayanıklılık analizi ilk olarak parametrik olmayan veriler ile incelenmiştir. [Wilcoxon, 1945], [Mann ve Whitney, 1947], X ve Y sırasıyla stres ve dayanıklılık değişkenlerini göstermek üzere $P(X < Y) = 1/2$ olması hipotezini test etmişler ve değişkenlerin dağılım fonksiyonlarının aynı olması durumunda bu olasılık değerinin $1/2$ olacağı, Y 'nin dağılım fonksiyonunun X 'inkinden büyük olması durumunda bu olasılığın daima $1/2$ 'den büyük olacağını göstermişlerdir. Bu

çalışmaları, [Birnbaum, 1956], [Birnbaum ve McCarty, 1958], [Govindarajulu, 1976] ve diğer birçok araştırmacının çalışmaları izlemiştir.

Parametrik varsayımlar altında $P(X < Y)$ olasılığının tahmini üzerine ilk kez [Owen ve ark., 1964] çalışmıştır. Çalışmalarında normal dağılım için X ve Y rastgele değişkenlerinin bağımlılık ve bağımsızlık varsayımları altında $P(X < Y)$ olasılığının güven limitlerini incelemişlerdir. Daha sonra $P(X < Y)$ 'nin birçok dağılım varsayımı altında tahmin edilebilir olduğunu göstererek uygunsuz olduğu durumlarda normal dağılımı kullanma hatasına düşmemek için çeşitli yöntemler geliştirmişlerdir. Normal dağılım altında analize ilişkin diğer çalışmalar [Church ve Harris, 1970], [Wolfe ve Hogg, 1971] [Downton, 1973], [Woodward ve Kelley, 1977], [Reiser ve Gutman, 1986] ve [Reiser ve Gutman, 1987]' de bulunabilir.

Üstel ve Normal dağılımlara sahip X ve Y rastgele değişkenleri için $P(X < Y)$ 'nin bayes tahmini ile ilgili önemli sonuçlar [Enis ve Geisser, 1971] tarafından elde edilmiştir. [Ferguson, 1973], [Hollander ve Korwar, 1976] $P(X < Y)$ 'nin parametrik olmayan deneysel bayes tahminlerini elde etmişlerdir. [Bhattacharyya ve Johnson, 1974] sistem güvenilirliği üzerine çalışmışlardır. İki değişkenli üstel dağılımla ilgili çeşitli çalışmalar [Gumbel, 1960], [Freund, 1961], [Block ve Basu, 1974] tarafından yapılmıştır. Bu çalışmalarda bağımlı üstel rassal değişkenlerle ilgilenilmiştir. İki değişkenli üstel rassal vektör (X, Y) için $P(X < Y)$ [Awad ve ark., 1981] tarafından elde edilmiştir. [Chao, 1982] üstel durumda en çok olabilirlik tahmin edicilerine (MLE) dayalı $P(X < Y)$ 'nin birkaç tahmin edicisini karşılaştırmıştır.

[Kakati, 1987] çok değişkenli stres-dayanıklılık modelleri üzerinde incelemelerde bulunmuştur. Kategorik veriler için stres-dayanıklılık modelleri [Brownie, 1988], [Simonoff ve ark., 1986] tarafından çalışılmıştır. [Johnson, 1988], çalışmasında stres-dayanıklılık modellerini anlatmış ve daha önce kullanılan yaklaşımların karşılaştırmasını yapmıştır. X ve Y 'nin açıklayıcı değişkenleri bulunması durumunda regresyon yöntemleri kullanılarak elde edilen stres-dayanıklılık modelleri [Gutman ve ark., 1988], [Aminzadeh, 1997] ve [Lee ve Park, 1998] tarafından incelenmiştir.

[Gutman ve arkadaşları, 1988] açıklayıcı değişkenlerle lineer ilişki ve normal dağılım altında varyansların eşit olması durumunda $P(X < Y)$ için tahmin ediciler elde etmiştir. [Reiser ve Guttman, 1986] ise açıklayıcı değişkenlerle lineer ilişki ve normal dağılım altında varyansların eşit olmadığı durumdaki sonuçları ortaya koymuşlardır. [Aminzadeh, 1991], tek yönlü ANOVA modelinde $P(X > Y)$ için güven sınırlarını elde etmiştir.

Burr Type X dağılımı üzerinde [Ahmad ve ark., 1997], Skew-normal dağılım üzerinde [Gupta ve Brown, 2001], Wienman çok değişkenli üstel dağılımı üzerinde [Cramer ve Kamps, 1997], iki değişkenli pareto dağılımı üzerinde [Hanagal, 1997], genelleştirilmiş gamma dağılımı üzerinde [Pham ve Almhana, 1995] çalışmışlardır. [Ivshin ve Lumelskii, 1995] kitaplarında stres-dayanıklılık modellerinde istatistiksel tahmin problemlerini ele almışlardır. Bu kitapta $P(X < Y)$ 'nin nokta tahmini için en iyi yansız ve en çok olabilirlik tahmin yöntemleri anlatılmıştır. $P(X < Y)$ için aralık tahmini normal dağılım altında, parametrik olmayan yöntemlerde ve bayes teknikleriyle anlatılmıştır. [Kotz ve ark., 2003], stres-dayanıklılık modellerine ilişkin kapsamlı bir referans çalışması sunmaktadırlar.

Zaman serileri üzerinde stres-dayanıklılık ilişkisi incelemeleri ilk kez, X_t ve Y_t zaman serileri için zamana bağlı modeller üzerinde [Bilikam, 1985] tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada, stokastik bağımsız stres ve dayanıklılık değişkenlerinin sürekli rassal süreçlere sahip olması durumunda aralarındaki ilişki incelenmiştir. Son olarak, [Aminzadeh, 1999] stokastik bağımlı zaman serisi modelleri için güvenilirlik tahmini problemi üzerinde çalışmıştır. Literatürde bunlar haricinde zamana bağlı stres-dayanıklılık modelleri üzerinde çalışmalar çok az sayıdadır. Yapılan çoğu çalışmanın öneri kısmında bu başlık altında çalışmalar yapılması okuyuculara önerilmiştir.

Bu tez çalışmasının esas amacı; günlük hayatta sıkça karşılaşılan zaman verileri üzerinde stres-dayanıklılık analizinin incelenmesidir. Bu amaç doğrultusunda yapılan

çalışmada tek değişkenli ve doğrusal zaman serisi yöntemlerinden Box-Jenkins yöntemleri ile stres-dayanıklılık ilişkisi incelenmiştir.

[Reiser ve Gutman, 1987], normal dağılımlı kesit verileri için stres ve dayanıklılık değişkenlerinin bağımlı ve bağımsızlıkları altında en çok olabilirlik (MLE) tahmin edicisinin değişmezlik özelliğini kullanarak güvenilirliği tahmin etmek için yöntem geliştirmişlerdir. [Aminzadeh, 1999], stokastik bağımlı stres ve dayanıklılık değişkenlerinin, tek değişkenli doğrusal zaman serisi modellerinden; otoregresif [AR(p)], hareketli ortalamalar [MA(q)], otoregresif-hareketli ortalamalar [ARMA(p,q)], modellerine sahip olduğu durumda güvenilirliğin tahmin edicilerini elde etmiştir. [Aminzadeh, 1999] çalışmasında kestirim hatalarının normal dağılımlı olduğunu kabul ederek [Reiser ve Gutman, 1987] ‘de elde edilen sonuçları kullanmıştır.

Tez çalışmasında, [Reiser ve Gutman, 1987] ve [Aminzadeh, 1999]’ da elde edilen sonuçlar beraber kullanılmış ve tümevarım yöntemi ile mevsimsel tamamlanmış otoregresif-hareketli ortalamalar $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ modeli için güvenilirlik ve riskin en çok olabilirlik tahmin edicilerinin elde edilmesi incelenmiştir. Böylece, değişkenlerin stokastik bağımlı ve kestirim hatalarının normal dağılımlı olduğu durumda mevsimsel-mevsimsel olmayan, durağan-durağan olmayan tüm tek değişkenli doğrusal zaman modelleri için güvenilirlik ve risk tahminlerinin elde edileceği bir genelleştirme elde edilmiştir.

Elde edilen sonuçları örneklendirmek için, “Su tüketimi ve kuraklık riski” üzerinde çalışılmıştır. Olasılık tabanlı bir kuraklık indeksi tanımlanarak ilk aşamada, Devlet Su İşleri (DSİ)’ den alınan veriler ile 2008 yılı Türkiye geneli ve Coğrafi bölgeler bazında “Tarımsal Kuraklık Riski (tkr)” tahminleri yapılmıştır. Stres değişkeni sulama için gerekli su tüketim miktarı (gtm), dayanıklılık değişkeni barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm) olarak alınmıştır. Bu durumda, sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarının, sulama için gerekli su tüketim miktarından az olması olasılığı ”Tarımsal Kuraklık Riski” olarak tanımlanmıştır. Türkiye genelinde ve coğrafi bölgeler bazında elde edilen tarımsal

kuraklık risk tahminleri, 2008 yılında gerçekleşen kuraklık durumlarıyla uyumlu sonuçlar vermiştir. Bu durum belirlenen değişkenlerinin tarımsal kuraklık riskinin ölçümünü yapmada yeterli ve güvenilir olduğunu göstermiştir.

İkinci aşamada, Ankara Su ve Kanalizasyon İdaresi Genel Müdürlüğü (ASKİ)' den elde edilen verilerle, stres ve dayanıklılık değişkenlerinin zaman serisi modelleri kullanılarak Ankara için 2010 yılı “Su Tüketim Riski” tahminleri elde edilmiştir. Stres değişkeni su tüketim miktarı (stm), dayanıklılık değişkeni ise barajlara gelen su miktarı (bgsm) olarak alınmıştır. Buna göre, barajlara gelen su miktarının su tüketim miktarından az olması olasılığı “Su Tüketim Riski” olarak tanımlanmıştır. Değişkenlerin stokastik bağımlı oldukları ve kestirim hatalarının normal dağılımlı olduğu gösterilerek elde edilen genelleştirme uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar, Ankara'nın iklimsel özellikleriyle uyumluluk göstermiş olup özellikle ilkbahar ayları olan Mart, Nisan ve Mayıs'ta su tüketim riski çok düşük tahmin edilmiştir. Risk Haziran ayı ile birlikte artış göstermiş, en fazla yazın izlerinin devam ettiği Ağustos, Eylül ve Ekim aylarında ölçülmüştür.

Zaman serisi modelleri ile stres-dayanıklılık analizi incelemesi şeklinde belirlenen probleme yönelik olarak hazırlanan yüksek lisans tez çalışması yedi bölümden oluşmaktadır; birinci bölümde bu çalışmanın yapılmasındaki amaç ve literatür incelemesi yer almaktadır. İkinci bölümde, stres-dayanıklılık analizi ve bu analiz için gerekli kavramlar, normal dağılım altında stres-dayanıklılık analizine ilişkin sonuçlar ifade edilmektedir. Üçüncü bölümde, tek değişkenli doğrusal zaman serisi modelleri ve modelleme süreciyle ilgili kavramlar açıklanmaktadır. Dördüncü bölümde, stokastik bağımlı, tek değişkenli durağan zaman serileri için stres-dayanıklılık analizine ilişkin elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Beşinci bölümde, tamamlanmış otoregressif hareketli ortalamalar (SARIMA) modeli üzerinden stres-dayanıklılık analizine ilişkin yapılan genelleştirme yer almaktadır. Altıncı bölümde, uygulama çalışması verilmektedir. Yedinci bölümde çalışmanın sonuçları ve öneriler kısmı yer almaktadır.

2. STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİ

Stres-dayanıklılık analizi, olasılık teorisinin çok önemli bir inceleme alanıdır. Bu analizde varlıkların olaylar karşısında maruz kaldıkları baskı *stres*, bu baskıya karşı koyabilme gücü *dayanıklılık* olarak tanımlanır. Bu durumda *güvenilirlik*, varlık için dayanıklılığın stresten büyük olması olasılığı, *risk* (*başarısızlık*) ise stresin dayanıklılıktan büyük olması olasılığını ifade eder.

Stres-dayanıklılık analizinde amaç; dayanıklılığı ve stresi tanımlanan olgunun güvenilirliğini (veya riskini) ölçebilmektir. Yani bu analizle, X stres ve Y dayanıklılık değişkeni olmak üzere güvenilirlik olarak tanımlanan $P(X < Y)$ ve risk olarak tanımlanan $P(Y < X)$ olasılıklarının nokta ve aralık tahminleri incelenir.

Stres-dayanıklılık analizinin bazı kullanım alanları aşağıda açıklanmıştır [Kotz ve ark., 2003].

- 1- İki davranışın karşılaştırılmasında stres-dayanıklılık ilişkisi, kurulabilecek farklı senaryoların sonuçlarını değerlendirmede kullanılır.
- 2- Devletlerin savunma sanayi uygulamalarında, özellikle askeri stratejilerin belirlenmesi aşamasında stres-dayanıklılık modellerinden yararlanılır.
- 3- Deprem araştırmalarında, ölçüm tekniği olarak stres-dayanıklılık ilişkileri kullanılmaktadır.
- 4- Sistemlerde, Rastgele stresi (X) olan bir ana bileşenin güvenilirliği, rastgele dayanıklılık (Y) ile ilişkilendirilir. Bileşenin güvenilirliği, dayanıklılığın stresten fazla olma olasılığı ile ölçülür.
- 5- X ve Y 'nin iki cihazın ömrünü temsil ettiği ve bir cihazın diğerinden önce arızalanması olasılığının tahmin edilmek istendiği durumlarda stres-dayanıklılık ilişkileri kullanılmaktadır.
- 6- Paralel yada seri sistemlerin güvenilirlikleri sırasıyla $P(X < \max(Y_1, \dots, Y_k))$ ve $P(X < \min(Y_1, \dots, Y_k))$ olarak ifade edilmek üzere, sistemlerin güvenilirlik çalışmalarında bu olasılıkların tahmini ile ilgilenilir.

- 7- Stres-dayanıklılık ilişkilerinde ilgilenilen diğer önemli bir durum da, Y dayanıklılığının sadece X stresinden fazla olduğu değil aynı zamanda Z stresinden de küçük olduğu bir durumu temsil eden $P(X < Y < Z)$ olasılığının tahminidir. Örneğin birçok cihaz çok yüksek ya da çok düşük ısılarda çalışamaz. Buna benzer olarak bir insanın kan basıncı da iki sınır arasında olmalıdır.
- 8- A ve B vektör ve C skalar iken $P(A'X + B'Y + C > 0)$ olasılığı tahmin edilmek istenebilir. Bu tür modeller, $X^{(i)} (i = 1, \dots, k_1)$ bir köprü üzerindeki i tipi araçların (otomobiller, otobüsler, kamyonlar, vb) yoğunluğu ve $A^{(i)}$ i tipi bir aracın yarattığı baskı iken; $Y^{(i)} (i = 1, \dots, k_2)$ bu köprünün destekleri ve $B^{(i)}$ i tipi destek için kullanılan ekstra güçler (özel çelik, beton, vb.) olarak tanımlandığında ortaya çıkar. Genelde olduğu gibi sistemin güvenilirliği, dayanıklılığın stresi aşması olasılığı olarak tanımlanır ve bu olasılık; $P(A'X < B'Y)$ olarak ifade edilir. Eğer dayanıklılığın stresi sabit bir C değeri kadar aşması olasılığının tahmini ile ilgilenilirse problem $P(A'X + B'Y + C > 0)$ olasılığının tahmini olacaktır.
- 9- X ve Y 'nin iki hisse senedinin fiyatlarını temsil ettiği bir durumda, fiyatların ilişkili zaman serileri modellerine sahip olduğu varsayılırsa gelecekteki bir zaman için $P(X < Y)$ olasılığı tahmin edilmek istenebilir.

Alt kesimlerde tezin konusunu oluşturan stres-dayanıklılık analizi güvenilirlik ve risk kavramları ile ilişkilendirilerek açıklanmış ve Normal dağılım altında, stres-dayanıklılık analizine ilişkin sonuçlar gösterilmiştir.

2.1. Güvenilirlik

Stres-Dayanıklılık analizinde güvenilirlik, olgu için stresin, dayanıklılıktan küçük olması olasılığı olarak tanımlanır. Güvenilirlik ölçümleri yapılırken kullanılan stres-dayanıklılık analizi güvenilirlik analizi altında uygulanır. Güvenilirlik analizi; mekaniksel, fiziksel ve biyolojik olguların zaman içinde uğrayabilecekleri başarısızlıkların tahmini, analizi, ertelenmesi ve önlenmesini amaçlayan yöntemler topluluğudur. Bu kapsamda güvenilirlik, zaman içerisinde bu amaçlara ulaşmada

yapılması gerekenleri başarılı bir biçimde yöneten ve politikaların konulmasında kullanılan bir araçtır. Örneğin, bir makinenin sağlamlılığı geliştirilmek istendiğinde, konulacak politikalarla güvenilirliği belli bir düzeyden yüksek olan makinelerin üretilmesi hedeflenir.

Sonuç olarak güvenilirlik; uygulanan baskı ve dayanıklılığın şiddeti tanımlanan her olgu için ölçülebilir. Söz konusu bu ölçüm $G = P(X < Y)$ olasılığının nokta ve aralık tahminleri ile yapılır.

2.2. Risk

Stres-dayanıklılık analizi güvenilirlik analizinde olduğu gibi risk analizi altında da uygulanmaktadır. Risk analizi, katı maddelerin uğradıkları baskıya dayanamaması olasılıklarının tespit edilmesinde, bir kontrol sürecinde meydana gelen bir başarısızlığın tespitinde, bozulmuş (başarısızlığa uğramış) bir ürünün başarısızlık zamanının tespit edilmesinde ve diğer birçok alanda sıklıkla uygulanır. Stres-dayanıklılık analizi için risk (başarısızlık), dayanıklılığın stresten küçük olması olasılığı olarak ifade edilir ve $R = P(Y < X)$ biçiminde gösterilir.

Görülmektedir ki, güvenilirlik de risk de birer olasılıktır, Bu olasılıklar olasılık uzayında birbirlerinin tümleyenidir [Modarres ve ark. 1999]. Bu durumda riskin tahminini elde etmek ile aynı zamanda güvenilirlik için de bir tahmin değeri elde edilebileceği kolaylıkla görülmektedir.

Tez çalışmasının uygulama aşamasında su tüketimine ilişkin risk ölçümleri yapılmıştır. Yapılan bu ölçümler; Devlet, belediyeler, tarım ve sanayi sektörü üreticileri ve tüketicilerin suyun kullanımına ilişkin riski bilmeleri, ilerde yaşanılacak kıtlık durumunda zarar analizlerini yapabilmeleri ve tüketimleri buna göre düzenlemeleri açısından önemlidir. Ayrıca, devletin koyabileceği sosyal bir politikayı, su kullanımına yönelik riskin yükselmeye başladığı anda koyabilmesi ve yerinde müdahalede bulunabilmesi açısından önem taşımaktadır.

Stres-dayanıklılık analizi ile güvenilirlik ve riskin hesaplanmasında literatürde iki farklı yöntem önerilmiştir. Bunlar; 1- Stres ve dayanıklılık değişkenlerinin dağılımlarının kullanılması, 2- Stres ve dayanıklılık değişkenleri arasındaki değişim bilgilerinin kullanılması şeklindedir [Kotz ve ark, 2003].

2.3. Stres-Dayanıklılık Analizinde Kullanılan Kavramlar, Teorem ve Yöntem

Stres-dayanıklılık analizinde, güvenilirlik ve riskin tahmin değerlerinin elde edilmesinde genellikle istatistikte çok sıklıkla kullanılan bir yöntem olan en çok olabilirlik tahmin edicileri (MLE) kullanılır. Bu kesimde verilen kavramlar ve teorem ile güvenilirlik ve riskin en çok olabilirlik tahmin edicisini elde etme yöntemi anlatılmıştır.

(X, Y) rastgele vektörünün ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(x, y|\theta)$, $(\theta \in \theta)$, X ve Y bağımsızken,

$$f(x, y|\theta) = f_X(x|\theta)f_Y(y|\theta) \quad (2.1)$$

biçiminde tanımlanır. Bu durumda, $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ gözlem değerleri olmak üzere, n sayıda gözlem için (gözlem sayıları eşit olmayabilir) $f(\underline{X}, \underline{Y}|\theta)$ ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(\underline{X}, \underline{Y}|\theta) = \prod_{j=1}^n f(X_j, Y_j|\theta) \quad (2.2)$$

Eğer X ve Y bağımsızsa bu eşitlik,

$$f(\underline{X}, \underline{Y}|\theta) = \prod_{i=1}^n f_X(X_i|\theta) \prod_{j=1}^n f_Y(Y_j|\theta) \quad (2.3)$$

biçiminde ifade edilir.

2.1.Tanım $\{(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)\}$ değerleri gözlenmişken, $L(\theta|\underline{X}, \underline{Y}) = f(\underline{X}, \underline{Y}|\theta)$ olmak üzere θ 'nın bir fonksiyonu olan $L(\theta|\underline{X}, \underline{Y})$ fonksiyonuna “Olabilirlik Fonksiyonu” denir.

2.2.Tanım $(\underline{X}, \underline{Y})$ örneği verilmişken olabilirlik fonksiyonu $L(\theta|\underline{X}, \underline{Y})$ 'i maksimum yapan θ parametresinin bir tahmin edicisi $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\underline{X}, \underline{Y})$, “En Çok Olabilirlik Tahmin Edicisi”dir.

2.3.Tanım $\varphi(\theta)$ herhangi bir parametre ve $U^*(\underline{X}, \underline{Y})$, $\varphi(\theta)$ 'nın yansız bir tahmin edicisi olsun. Eğer, $\varphi(\theta)$ 'nın $EU(\underline{X}, \underline{Y}) = \varphi(\theta)$ olacak şekildeki her U tahmin edicisi için, $VarU^*(\underline{X}, \underline{Y}) \leq VarU(\underline{X}, \underline{Y})$ koşulu sağlanıyor ise $U^*(\underline{X}, \underline{Y})$ 'e “Düzgün En Küçük Varyanslı Yansız Tahmin Edici” denir.

2.1.Teorem (En Çok Olabilirlik Tahmin Edicisinin Değişmezlik Özelliği) $\hat{\theta}$, θ 'nın en çok olabilirlik tahmin edicisi ve $\varphi(\theta)$, θ 'nın bir fonksiyonu olmak üzere $\varphi(\theta)$ 'nın en çok olabilirlik tahmin edicisi $\varphi(\hat{\theta})$ ' dır (bkz. Casella ve Barger (1990), sayfa 294).

$G = P(X < Y)$ 'nin en çok olabilirlik tahmin edicisinin bulunmasında aşağıda açıklanan adımlar izlenir [Kotz ve ark, 2003].

- 1- Güvenilirlik olarak ifade edilen olasılık, $G = G(\delta) = P(X < Y)$, δ 'nın bir fonksiyonu olarak bulunur.
- 2- δ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi $\hat{\delta}$ hakkında çıkarım yapılır.
- 3- Teorem 2.1'de ifade edilen G 'nin en çok olabilirlik tahmin edicisinin değişmezlik özelliği gereğince $\hat{G} = G(\hat{\delta})$ olarak elde edilir.

Güvenilirliğin tanımı kullanılarak $G(\delta)$ aşağıda belirtilen yol ile hesaplanabilir [Kotz ve ark, 2003].

$$G(\delta) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y|\delta) I(x < y) dx dy. \quad (2.4)$$

X ve Y bağımsız değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonları sırasıyla $f_X(x|\delta)$ ve $f_Y(y|\delta)$, dağılım fonksiyonları sırasıyla $F_X(x|\delta)$ ve $F_Y(y|\delta)$ ise bu eşitlik;

$$G(\delta) = \int_{-\infty}^{\infty} F_X(z|\delta) f_Y(z|\delta) dz = \int_{-\infty}^{\infty} (1 - F_Y(z|\delta)) f_X(z|\delta) dz \quad (2.5)$$

biçiminde ifade edilir. Eş. 2.5 ve Eş. 2.6 $R(\delta)$ için de benzer biçimde ifade edilebilir.

Bilinmeyen δ parametresinin en çok olabilirlik (MLE) tahmin edicisi elde edilirken, logaritmik fonksiyon monoton artan yapıda olduğu için $L(\delta|X, Y)$ nin maksimum değeri, olabilirlik fonksiyonunun logaritmasının ($\ln L(\delta|X, Y)$) maksimumuna eşit olacaktır.

$$\ln L(\hat{\delta}|X, Y) = \max_{\delta} \ln L(\delta|X, Y) \quad (2.6)$$

Burada $\ln L(\delta|\underline{X}, \underline{Y}) \equiv \ln f(\underline{X}, \underline{Y}|\delta)$ ve $f(\underline{X}, \underline{Y}|\delta)$ Eş. 2.3 ve Eş. 2.4 'de tanımlandığı gibidir. En çok olabilirlik tahmin edicisinin Teorem 2.1 'de bahsedilen değişmezlik özelliği gereğince, R 'nin tahmin edicisi;

$$\hat{G} = G(\hat{\delta}) \quad (2.7)$$

olarak elde edilir. Güvenilirliğin en çok olabilirlik tahmin edicisinin elde edilmesinde izlenen bu yol, riskin tahmin edicisini elde ederken de kullanılabilir. Bu durumda; $R = R(\delta) = P(Y < X)$ için $\hat{R} = R(\hat{\delta})$ olacaktır.

2.4. Normal Dağılım Altında Stres-Dayanıklılık Analizi

Stres-dayanıklılık analizine ilişkin yapılan ilk çalışmalar, istatistikte sıklıkla ilgilenilen dağılımlardan biri olan normal dağılım üzerine olmuştur. Church ve Harris (1970), Reiser ve Guttman (1986), Reiser ve Guttman (1987), Nandi ve Aich (1994) stres ve dayanıklılık değişkenlerinin normal dağılıma sahip olduğunu durumda $P(Y < X)$ olasılığını incelemişlerdir.

Bu bölümde normal dağılım altında bağımlı-bağımsız stres ve dayanıklılık değişkenleri için $R = P(X < Y)$ olasılığının MLE tahmin edicisinin nasıl elde edildiği incelenmiştir. Yapılan bu incelemeler, çalışmanın ileri aşamalarında kullanılmıştır.

X (stres) ve Y (dayanıklılık); sırasıyla σ_1^2 , σ_2^2 varyans ve μ_1 , μ_2 ortalamaya sahip bağımsız normal dağılımlı rastgele değişkenler olsun. Bu durumda, $Y - X$, $\sigma_1^2 + \sigma_2^2$ varyans ve $\mu_2 - \mu_1$ ortalama ile normal dağılır.

Böylece $\Phi(z)$ standart normal dağılım fonksiyonunu göstermek üzere, güvenilirlik;

$$G = P(X < Y) = P(Y - X > 0) = \Phi \left[\frac{\mu_2 - \mu_1}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \right] \quad (2.8)$$

biçiminde ifade edilir. Bu durumda risk;

$$R = 1 - P(X < Y) = P(Y < X) = \Phi \left[\frac{\mu_1 - \mu_2}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \right] \quad (2.9)$$

olarak tanımlanır [Kotz ve ark, 2003].

Eğer stres ve dayanıklılık değişkenlerinin parametre değerleri bilinmiyor ise bu durumda Teorem 2.1’de tanımlanan en çok olabilirlik tahmin edicisinin değişmezlik

özelliğine gereğince, R 'nin en çok olabilirlik tahmin edicisi, fonksiyon içindeki parametrelerin en çok olabilirlik tahmin edicileri cinsinden yazılmasıyla elde edilir. Bu durumda R 'nin en çok olabilirlik tahmin edicisi;

$$\hat{R} = \Phi \left[\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{n_1 - 1}{n_1} s_X^2 + \frac{n_2 - 1}{n_2} s_Y^2}} \right] \quad (2.10)$$

biçiminde ifade edilir. Burada,

$$\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i \quad \bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} Y_j \quad (2.11)$$

$$s_X^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 \quad s_Y^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{Y})^2$$

şeklindedir. [Kotz ve ark, 2003].

Bazı durumlarda, stres değişkeninin dağılımına ilişkin parametre değerleri bilinebilir. Bu durumda μ_1 ve σ_1^2 biliniyorken, R 'nin en çok olabilirlik tahmin edicisi,

$$\hat{R} = \Phi \left[\frac{\mu_1 - \bar{Y}}{\sqrt{\sigma_1^2 + \frac{n_2 - 1}{n_2} s_Y^2}} \right] \quad (2.12)$$

şeklindedir. Eğer σ_2^2 'nin Tanım 2.3 gereğince düzgün en küçük varyanslı yansız tahmin edicisi s_Y^2 ise bu durumda,

$$\hat{R}^* = \Phi \left[\frac{\mu_1 - \bar{Y}}{\sqrt{\sigma_1^2 + s_Y^2}} \right] \quad (2.13)$$

olarak tanımlanır [Kotz ve ark., 2003].

Stres ve dayanıklılık değişkenlerinin bağımlı olması durumunda, önceki incelemeye ek olarak iki değişken arasındaki kovaryans hesaba katılmalıdır. Bu durumda risk olarak tanımlanan olasılık,

$$R = P(Y < X) = \Phi \left(\frac{\mu_1 - \mu_2}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}}} \right) \quad (2.14)$$

olarak tanımlanır. Burada σ_{12} , stres ve dayanıklılık değişkenleri arasındaki kovaryansı ifade etmektedir.

Teorem 2.1 gereğince $\mathbf{R}$ 'nin en çok olabilirlik tahmini, $\Phi(\cdot)$ içinde ifade edilen parametrelerin en çok olabilirlik tahmin edicileri cinsinden yazılmasıyla elde edilir. Bu durumda,

$$\hat{R} = \Phi \left(\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2 - 2\hat{\sigma}_{12}}} \right) \quad (2.15)$$

biçiminde olacaktır [Kotz ve ark., 2003].

3. ZAMAN SERİLERİ VE KESTİRİM

Zaman serileri, zaman içinde dağılım göstermiş gözlemlerin bir dizilimidir. Bir zaman serisi genel olarak, n örnek büyüklüğü olmak üzere Z_t , $t = 1, 2, \dots, n$ biçiminde gösterilir. Böylece, zaman içinde t -inci gözlenen veri, z_t ile ifade edilir [Box ve Jenkins, 1976]. Günlük hayatta birçok veri seti zaman serisi özelliği gösterir; fabrikalardan aylık gönderilen mal miktarlarının sayısı, haftalık trafik kazalarının sayısı, ekonomide hisse senetleri günlük kapanış fiyatları, aylık fiyat endeksleri, meteorolojide günlük rüzgar hızları, yıllık yağışlar, sosyal bilimlerde yıllık doğum-ölüm oranları zaman serilerine örnek oluştururlar [Box ve ark. 1994; Wei, 1990; Sevüktekin 2010]. Zaman serisi verileri genellikle günlük, haftalık, aylık, üç aylık (çeyrek yıllık), altı aylık, yıllık ve daha uzun dönemli aralıklarla derlenir ve toplanır. Zaman serilerinin doğal karakteristiği, birbiri ardına gelen gözlemlerin bağımlı olmasıdır. Zaman serileri analizi, bahsedilen bu bağımlılığın analizi için geliştirilen tekniklerle ilgilenir. Bu durum ise, zaman serisi verisi için stokastik modellerin geliştirilmesini ve bu modellerin uygulanmasını gerektirmiştir [Chatfield, 2009].

Zaman serilerinde, gözlemler bağımlı olduklarından dolayı gelecekte alacakları değerleri geçmiş dönemlerdeki gözlemlerinden öngörmek mümkündür. Eğer bir zaman serisi tam olarak öngörülebiliyorsa ve kesin sonuçların elde edilmesi mümkünse deterministik (kesin) zaman serisi; gelecekte serinin alabileceği değerler kısmen geçmiş değerleri tarafından tanımlanabiliyorsa stokastik (olasılıklı) zaman serisi olarak ifade edilir. Zamana bağlı olgularla ilgilenildiğinde, birçok bilinmeyen faktörle karşılaşılabilir ve bu durumda olayın geleceğe ilişkin hesaplamalarının kesin olarak yapılabilmesi bir deterministik model yazabilmek mümkün olmayabilir. Bu durumlarda iki özel limit değeri arasında tanımlanabilen ve geleceğe ilişkin değerlerin olasılıklı olarak hesabını yapabilen stokastik (olasılıklı) model kullanılır [Box ve ark., 1994]. Verilen açıklamalar doğrultusunda, iyi bir modelden kasıt zaman serisinden beklenen en iyi kestirim değerlerini veren stokastik modeldir.

Zaman serilerinin çözümlemesi eğilim (trend), konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsel dalgalanmalar ve düzensiz dalgalanmalar biçimindedir. Kısaca bu

çözümlemede; 1-Trend (T): yıl içerisinde uzun dönemde gözüken genel değişimleri
 2- Konjonktürel dalgalanmalar (C): ardışık dönemlerdeki genişleme ve daralmaları
 3- Mevsimsel dalgalanmalar (S): Her yıl içinde aynı mevsim ve aynı aylara bağlı olarak oluşan değişimleri 4- Düzensiz dalgalanmalar (I): Gözlem serisi trend ve mevsimsellikten arındırıldıktan sonra devam eden değişimleri 5- Takvim bileşeni: özellikle üretim indekslerinde yıl içinde farklı aylarda farklı çalışma günlerinin etkisini gösterir [Planas, 1997]. Zaman serileri analizinin yapılabilmesi için parametre tahminlerinde yanlışlığa sebep olan trend, konjonktürel dalgalanma, mevsimsellik ve rastgele değişkenlerin kontrol edilmesi gerekmektedir.

Zaman serilerinde farklı modeller mevcuttur: tek değişkenli ve çok değişkenli otoregressif hareketli ortalama (ARMA) modelleri, threshold tipi zaman serisi modelleri, bilinear modeller, üstel otoregressif modeller, koşullu otoregressif heteroscedasticity (ayrı değişkenli) (ARCH) modeller bunlardan bazılarıdır [Sancak, 2008]. Bu tez çalışmasında tek değişkenli doğrusal zaman serileri ile çalışılmıştır.

3.1. Otokovaryans, Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları

Zaman dizisine ilişkin parametre değerleri eğer bütün mümkün gerçekleştirmelerin topluluğu biliniyorsa hesaplanabilir. Aksi halde söz konusu parametreler tahmin edilirler.

Buna göre $\mu = E[Z_t]$ olan bir sürecin ortalamasının tahmin edicisi;

$$\bar{Z} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Z_t \quad (3.1)$$

şeklinde ifade edilir.

Z_t ile Z_{t+k} arasındaki kovaryans k gecikme için otokovaryans olarak tanımlanır ve

$$\gamma_k = Kov[Z_t, Z_{t+k}] = E[(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)] \quad (3.2)$$

biçiminde gösterilir. Otokovaryans fonksiyonunun tahmin edicisi olan örnek otokovaryans fonksiyonu,

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z}) \quad k = 1, \dots, n \quad (3.3)$$

ya da

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n-k} \sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z}) \quad k = 1, \dots, n \quad (3.4)$$

biçiminde tanımlanır. Burada $\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\gamma}_k = \gamma_k$ özelliği söz konusudur.

Otokorelasyon fonksiyonu (ACF), bir zaman serisiyle bu zaman serisinin gecikmeli serileri arasındaki ilişkileri verir. Tüm gecikmelere ait otokorelasyon katsayısı değerleri otokorelasyon fonksiyonunu oluşturur. Buna göre k. gecikme için otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_k = \frac{E[(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)]}{\sqrt{E[(Z_t - \mu)^2]E[(Z_{t+k} - \mu)^2]}} \quad (3.5)$$

olmak üzere k. gecikme için örnek otokorelasyon fonksiyonu;

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2} = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad k = 1, 2, \dots \quad (3.6)$$

$$\hat{\rho}_k = \hat{\rho}_{-k}$$

biçiminde ifade edilir.

Örnek otokorelasyonların standart hataları,

$$S_{\hat{\rho}_k} \cong \sqrt{\frac{1}{n} \left(1 + 2 \sum_{i=1}^n \hat{\rho}_i^2 \right)} \quad (3.7)$$

n yeteri kadar büyük olduğunda ve durağanlık sağlandığında özel olarak,

$$S_{\hat{\rho}_k} \cong \sqrt{\frac{1}{n}} \quad (3.8)$$

şeklindeir. Otokorelasyon katsayısı zaman serileri arasındaki ilişkiyi ifade ettiğinden -1 ile +1 arasında değer alır [Kadılar, 2005; Wei, 1990].

Z_t ile Z_{t+k} arasındaki otokorelasyon, $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$ 'in doğrusal bağımlılıkları yok edilerek incelenmek istenebilir. Bu durumda;

$Kor(Z_t, Z_{t+k} / Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1})$ koşullu korelasyonu söz konusu olacaktır, bu durum zaman dizilerinde kısmi otokorelasyon olarak adlandırılır. Örnek kısmi otokorelasyon fonksiyonu,

$$\hat{\phi}_{k+1,k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_j} \quad (3.9)$$

$$\hat{\phi}_{k+1,j} = \hat{\phi}_{kj} - (\hat{\phi}_{k+1,k+1})(\hat{\phi}_{k,k+1-j}) \quad j = 1, \dots, k \quad (3.10)$$

biçimindedir. Örnek kısmi otokorelasyonların standart hataları ise kısaca,

$$S_{\hat{\phi}_{kk}} \cong \sqrt{\frac{1}{n}} \quad (3.11)$$

olarak gösterilmektedir. Tüm gecikmelere ait kısmi otokorelasyon katsayısı değerleri kısmi otokorelasyon fonksiyonunu (PACF) oluşturmaktadır [Kadılar, 2005; Wei, 1990].

3.2. Tek Değişkenli Doğrusal Zaman Serilerinin Modellenmesi

Zaman serileri analizinde uygun bir modelin seçimi genellikle üç aşamayı kapsar.[Wei, 1990; Box ve ark., 1994; Fischer, 1995]. Bu aşamalar;

1- Belirleme (Identification): zaman serisinin plotu çizilir. Böylece, trend, mevsimsellik ve durağanlık durumları incelenir. Orijinal seriye ait otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) değerleri hesaplanır, çizilen ACF ve PACF grafikleri ile trend, mevsimsellik ve durağanlık durumları hakkında çıkarım yapılır. Durağan olmayan bir serinin varlığında gerekli fark alma işlemleri ve dönüşümler ile seriye durağanlık özelliği kazandırılır. Zaman dizilerinde ACF ve PACF yapılarının incelenmesiyle uygun (p,q) düzeyinin seçilmesi sağlanır. ACF, AR(p) modelinin derecesinin belirlenmesinde, PACF, MA(q) modelinin derecesinin belirlenmesinde kullanılır. Buna göre;

- a- ACF, AR(p) modeli için üstel veya sinüoidal olarak azalır, MA(q) modeli için q gecikmeden sonra aniden kesilir.
- b- PACF, AR(p) modeli için p gecikmeden sonra aniden kesilirken, MA(q) modeli için üstel veya sinüsoidal olarak giderek azalır.
- c- Her ikisi birlikte yorumlanarak ARMA(p,q) modelinin derecesinin belirlenmesi sağlanır.

2- Tahmin (Estimation): seçilen modelin parametreleri, en küçük hata kareleri ortalaması ön plana çıkartılarak tahmin edilir.

3- Tanımlama (Diagnostic): artıkların sahip olması gereken özellikler bazı ölçütler yardımı ile incelenir. En az hatalı tahminlere ulaşabilmek için tahmin edicilerin standart hataları gözden geçirilir.

Eğer zaman grafiği sürekli artma ya da azalma eğilimi gösteriyorsa serinin durağan olmadığı söylenebilir. Durağan olmayan bir serinin ACF grafiği, yavaş azalan ve alt-üst sınırları genişleyerek artan bir yapıya sahiptir. PACF grafiği sınırlar bakımından benzer yapıda ve genellikle ilk katsayısının görüntüsü bire yakın bir yapıdadır. Durağan serilerde, belirlenen derecelere göre otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının istatistiksel anlamlılıkları incelendikten sonra modelin derecesi belirlenir.

Tek değişkenli doğrusal zaman serileri için modelleme aşamasında modelin derecesinin belirlenmesinden sonra parametre tahminleri yapılır. Parametre tahminleri; momentler yöntemi, en çok olabilirlik yöntemi ve bilinen en küçük kareler yöntemiyle yapılabilir. [Kasap, 2000; Akdi, 2003].

Geçici modelin parametre tahminleri yapıldıktan sonra artık terimlerden yararlanılarak bu modelin veriye uygunluğunun testi yapılır. Bu aşamada A_t sürecinin beyaz gürültü süreci olma varsayımı, normal dağılıp dağılmadığı, ACF ve PACF katsayılarının sıfır olup olmadığına cevap aranır. Eğer istenilen varsayımlar sağlanıyorsa geçici modelin uygun bir model olduğuna karar verilir.

Model uygunluğunun kontrolü amacıyla geliştirilen birçok test mevcuttur. Bunlardan bazıları, Box-Pierce $Q(m)$, Ljung-Box $Q(m)$, McLeod-Li $Q(m)$, Monti's $Q(m)$ ve Li-McLeod $Q(m)$ testleridir. Bu testler genel olarak Portmanteau test istatistikleri altında sınıflandırılmaktadır. Bu testlerde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının anlamlı olup olmadığı hipotezi test edilmektedir [Battaglia, 1990].

Tez çalışmasının uygulama aşamasında modelin uygunluğu belirlenirken bu yöntemlerden Box-Pierce $Q(m)$ testi kullanılmıştır. Bununla artıkların otokorelasyon katsayısının dağılımı üzerinden modelin veriye uygun olup olmadığı

araştırılmaktadır. Buna göre a_t modele ilişkin artıkları ifade etmek üzere, artıkların otokorelasyon katsayısı,

$$r_k = \sum_{t=k+1}^n a_t a_{t-k} / \sum_{t=1}^n a_t^2, \quad k = 1, \dots, m \quad (3.12)$$

şeklinde ifade edilir. Eğer model yeterli ve $n \geq m$ ise, beklenti $r_1 \cong r_2 \cong \dots \cong r_m \cong 0$ olmasıdır [Arranz, 2005]. Buna göre Box-Pierce istatistiği,

$$Q_{BP} = n \sum_{k=1}^m r_k^2 \quad (3.13)$$

Şeklinde ifade edilir. Eğer sabit model uygunsa istatistik, m-p-q serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımlıdır. Eğer tüm artık otokorelasyonları sıfırdan anlamlı derecede farklı gibi göz önüne alınıyorsa o zaman modelin veriye uygun olmadığı düşünülür [Li, 2004].

Bazı durumlarda veriye ilişkin birden fazla yeterli model elde edilebilir. Bu durumda en iyi modeli seçmek için model seçme ölçütleri geliştirilmiştir. En iyi model kestirim sonuçlarına göre ya da bilgi ölçütlerine göre seçilebilir. Kullanılan bazı bilgi ölçütleri; AIC(Akaike Information Criteria), BIC, SC dir. Buna göre, uygun modeller içerisinde en iyi model, ölçüt değeri en küçük olan modeldir.

3.3. Tek Değişkenli Genel Durağan Modeller

Zaman serilerinde, stokastik modeller açısından daha çok durağan modeller ile ilgilenilir. Durağan modellerin, tanımlanmış sabit ortalama düzey ve sabit varyans gibi zaman içinde değişmeyen özellikler ile istatistiksel denge içinde olduğu varsayılır. Bir sürecin durağan olabilmesi için ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek dereceden momentleri zamana göre sabit olmalıdır. Eğer süreç

başlangıç noktasının değişiminden etkilenmiyorsa stokastik sürecin güçlü durağan bir yapıya sahip olduğu söylenilebilir.

Tek değişkenli doğrusal durağan zaman serisi modelleri otoregresif (AR), hareketli ortalama (MA) ve otoregresif-hareketli ortalama (ARMA) modeller olarak isimlendirilir. Bu modeller ile ilgili özellikler verilmeden önce çalışmanın bu ve sonraki bölümlerinde sıklıkla kullanılan bazı operatörler aşağıda tanımlanmıştır.

B , geriye doğru öteleme operatörü olmak üzere,

$$BZ_t = Z_{t-1}$$

genel olarak, (3.14)

$$B^m Z_t = Z_{t-m}$$

biçiminde tanımlanır.

F , İleriye doğru öteleme operatörü olmak üzere $F = B^{-1}$ olarak tanımlanır. Bu durumda;

$$FZ_t = Z_{t+1}$$

genel olarak, (3.15)

$$F^m Z_t = Z_{t+m}$$

biçiminde tanımlanır.

∇ , Geriye Doğru Fark operatörü olmak üzere,

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad (3.16)$$

biçimindeki bu işleme “birinci dereceden fark alma işlemi” denir. $\nabla = 1 - B$ olduğu kolayca görülebilir.

∇_s , Mevsimsel Geriye Doğru Fark Operatörü olmak üzere,

$$\nabla_s Z_t = Z_t - Z_{t-s} = (1 - B^s)Z_t \quad (3.17)$$

biçiminde ifade edilir. Burada, s ; dalga uzunluğudur.

Bu tanımlamalar doğrultusunda bahsedilen modeller aşağıda tanımlanmaktadır. Bu modellerde orijinal zaman dizisi $\tilde{Z}_t$ üzerinde $Z_t = \tilde{Z}_t - \mu$ dönüşümü kullanılmıştır.

3.3.1. Beyaz gürültü süreci

Durağan süreçlerin en önemli örneği, sıfır ortalama ve σ_A^2 varyansına sahip olduğu varsayılan $A_1, A_2, \dots, A_t, \dots$ olarak gösterilen bağımsız ve aynı dağılımlı rasgele değişkenlerin dizisidir. Bu süreç tam durağandır ve “beyaz gürültü” süreci olarak adlandırılır. Burada, bağımsızlık ile kastedilen A_t ’lerin ilişkisiz yani $\text{Kov}(A_t, A_{t+k}) = 0$ olmasıdır. Beyaz gürültü sürecinin otokovaryans fonksiyonu;

$$\gamma_k = E[A_t A_{t+k}] = \begin{cases} \sigma_a^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (3.18)$$

Otokorelasyon fonsiyonu;

$$\rho_k = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (3.19)$$

ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu,

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (3.20)$$

şeklindedir. Buradan da görüldüğü gibi beyaz gürültü süreci durağandır. Sürecin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının yaklaşık sıfıra eşit olduğu söylenebilir. Beyaz gürültü sürecinde ortak dağılımlar normal ise beyaz gürültü sürecinin gauss yapısına sahip olduğu söylenilebilir. Bu süreç daha karmaşık süreçlerin modellenmesinde önemli rol oynar.

3.3.2. Otoregressif (AR) modeller

Bir zaman serisinin, cari ve geçmiş dönemleri cinsinden ifade edilmesiyle oluşur. AR modeli kapsadığı geçmiş dönem sayısına göre derecelendirilir. Buna göre p sayıda geçmiş dönem değeri kapsayan p. dereceden otoregresif AR(p) modeli;

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)Z_t = A_t$$

$$\phi(B)Z_t = A_t \quad (3.21)$$

biçiminde ifade edilir. Burada $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ modelin parametrelerini gösterir. A_t ortalaması sıfır ve varyansı σ_A^2 olan beyaz gürültü sürecidir. Modelin durağanlık koşulu $\phi(B) = 0$ polinomunun köklerinin birim çemberi dışında kalmasıyla sağlanır. Ayrıca model her zaman tersinirlik (invertibility, tersi alınabilirlik) koşulunu sağlar [Wei, 1990].

Uygulamada çok sık kullanılan AR(1) ve AR(2) modeline ilişkin sonuçlar aşağıda gösterilmektedir.

AR(1) modeli,

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + A_t$$

$$(3.22)$$

$$(1 - \phi_1 B)Z_t = A_t$$

Şeklinde tanımlanır. Durağanlık koşulu, $(1 - \phi_1 B) = 0$ polinomun köklerinin birim çember dışında olmasıyla sağlanır. Bu durumda, $|\phi_1| < 1$ olmalıdır.

AR(2) modeli,

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + A_t \quad (3.23)$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)Z_t = A_t$$

Şeklinde tanımlanır. Durağanlık koşulu,

$$\begin{aligned} \phi_1 + \phi_2 &< 1 \\ \phi_2 - \phi_1 &< 1 \\ |\phi_2| &< 1 \end{aligned} \quad (3.24)$$

eşitsizliklerin aynı anda sağlanması ile gerçekleşir [Wei, 1990; Kasap, 1996].

3.3.3. Hareketli ortalama (MA) modeli

Hareketli ortalamalar modeli aynı dönemin ve geçmiş dönemlerin hata terimleri kullanılarak elde edilir. Derecesi, kapsadığı geçmiş dönem hata terimi sayısına göre belirlenir. Model q dönem önceki hata terimini içeriyorsa q 'inci dereceden MA modeli olarak ifade edilir. MA(q) modeli;

$$Z_t = A_t - \theta_1 A_{t-1} - \theta_2 A_{t-2} - \dots - \theta_q A_{t-q} \quad (3.25)$$

biçiminde gösterilir. Bu ifade B operatörü cinsinden,

$$Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)A_t \quad (3.26)$$

$$Z_t = \theta(B)A_t$$

şeklindedir. Burada $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ modelin parametreleridir. MA modelinin tersinirlik koşulu, $\theta(B) = 0$ polinomunun köklerinin birim çemberin dışında olmasıyla sağlanır. Bunun yanında model her zaman durağanlık koşulunu sağlar [Wei, 1990].

Uygulamada sıklıkla kullanılan MA(1) ve MA(2) modellerine ilişkin sonuçlar aşağıda gösterilmektedir;

MA(1) modeli,

$$Z_t = A_t - \theta_1 A_{t-1} \quad (3.27)$$

$$Z_t = (1 - \theta_1 B)A_t$$

Biçiminde ifade edilir. Model için tersinirlik koşulu, $|\theta_1| < 1$ olmasıyla sağlanır.

MA(2) modeli,

$$Z_t = A_t - \theta_1 A_{t-1} - \theta_2 A_{t-2} \quad (3.28)$$

$$Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)A_t$$

şeklinde tanımlanır. MA(2) modeli için tersinirlik koşulu,

$$\begin{aligned} \theta_1 + \theta_2 &< 1 \\ \theta_2 - \theta_1 &< 1 \\ |\theta_2| &< 1 \end{aligned} \quad (3.29)$$

olmasıyla sağlanır [Box ve Jenkins, 1994; Wei, 1990].

3.3.4. Otoregressif-hareketli ortalama (ARMA) modeli

Durağan zaman dizilerinin modellenmesinde kullanılır. Bu model AR ve MA modellerinin bir karmasıdır. Zaman serisi ve hata terimlerinin şimdiki ve geçmiş dönemleri ile ifade edilir. Modelin derecesini geçmiş gözlem değerleri (p) ve geçmiş hata terimleri (q) belirler. p terimli AR ve q terimli MA modellerinin karmasıyla oluşan model sembolik olarak ARMA (p, q) ile ifade edilir. Model teorik olarak,

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)A_t \quad (3.30)$$

$$\phi(B)Z_t = \theta(B)A_t$$

şeklinde. Burada, $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ve $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ parametrelerdir. ARMA modeli için durağanlık ve tersi alınabilirlik koşulları birlikte aranır. Modelin durağanlık ve tersi alınabilirlik koşulu sırasıyla $\phi(B) = 0$ ve $\theta(B) = 0$ polinomlarının köklerinin birim çemberin dışında olmasıyla sağlanır. [Wei, 1990; Box ve ark., 1994].

3.4. Tek Değişkenli Durağan Olmayan Doğrusal Modeller

Zaman serilerinin durağanlığı, trend, mevsimsel dalgalanmalar, konjonktürel dalgalanmalar ve rastgelelik gibi etkenler tarafından bozulabilmektedir. Bu etkenlere rağmen dizinin farklı kısımları benzer eğilim gösterebilir [Box ve Jenkins, 1976]. Böylece durağan olmayan zaman dizilerinin modellenmesi dizide durağanlığın sağlanmasıyla yapılabilir. Adı geçen etkenlerin önceden belirlenerek ortadan kaldırılması ile durağan olmayan zaman dizilerinin durağanlaştırılması sağlanır.

Durağan dışılık ortalama, varyans yada kovaryans üzerinde söz konusu olabilir. Bir zaman dizisi ortalama da durağan dışı iken varyansta durağan, varyansta durağan dışı iken ortalama da durağan veya her ikisinde de durağan dışı olabilir. Serinin durağan dışılığının tespiti, ACF (otokorelasyon fonksiyonu) ve PACF (kısmi otokorelasyon fonksiyonu)'lerinin incelenmesi [Box ve Jenkins, 1976] veya birim kök testinin uygulanması ile yapılır [Dickey ve Fuller, 1979].

Eğer dizi ortalamada durağan dışı ise uygun derecede fark alma işlemi ile durağanlık sağlanır. Bu fark alma derecesi “d” ile gösterilip, uygulamada genellikle bir ya da en çok iki olarak alınır. Genel olarak fark alma derecesi, dizi için çizilen otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafiklerinden yola çıkılarak belirlenebileceği gibi Dickey-Fuller testi olarak ta bilinen birim kök testi ile de tespit edilebilir. Fark alma derecesi dahil edildiğinde B-J modelleri $ARIMA(p,d,q)$ biçiminde gösterilir [Box ve Jenkins, 1976].

Eğer bir zaman dizisi varyansta durağan dışı ise bu durumun ortadan kaldırılabilmesi için güç fonksiyonu adı verilen bir teknik kullanılır. Söz konusu varyans düzgünleştirme işlemi için güç fonksiyonu;

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} T(Z_t) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^{(\lambda)} - 1}{\lambda} \quad (3.31)$$

biçiminde tanımlanır [Box ve Jenkins, 1994; Wei, 1990]. Bu dönüşüme aynı zamanda Box-Cox dönüşümü denir. Burada λ , dönüşüm parametresidir. Z_t ise dönüşüm uygulanan dizidir.

Durağan olmayan bir zaman dizisinin ACF yapısı genellikle yavaşça üstel olarak azalan bir görüntüdedir. PACF yapısı ise birinci katsayının 1’e çok yakın diğerlerinin ise sıfır civarında değerler aldığı bir görüntüdedir. Eğer bir dizide varyansta durağan dışılık var ise öncelikle bu yönde bir dönüşüm uygulanarak durağan dışı yapı giderilmeye çalışılır. Daha sonra gerekli fark işlemlerinden sonra modelleme işlemine devam edilir [Sevüktekin, 2007].

Otoregresif tamamlanmış hareketli ortalama $ARIMA(p,d,q)$ modeli; otoregresif parametresinin derecesi p , hareketli ortalama parametresinin derecesi q ve fark alma derecesi d olan modeldir. Söz konusu modelin sembolik olarak gösterimi $ARIMA(p,d,q)$ biçimindedir.

Genel *ARIMA* model, Z_t orijinal durağan dışı seri olmak üzere;

$$\phi(B)(1 - B)^d Z_t = \theta_0 + \theta(B) A_t \quad (3.32)$$

şeklindedir. Burada, $\phi(B)$ ve $\theta(B)$ daha önce otoregressif ve hareketli ortalama modelinde açıklandığı gibidir. θ_0 , $d = 0$ ise sürecin ortlaması, $d > 1$ ise deterministik trend terimi olarak adlandırılır.

Z_t durağan dışı dizi, W_t durağanlaştırılmış dizi olmak üzere bu dizi *ARMA*(p, q) olarak modellenenir. Bu durum,

$$W_t = \nabla^d Z_t$$

$$\text{olmak üzere,} \quad (3.33)$$

$$\phi(B)W_t = \theta(B) A_t$$

biçiminde gösterilir.

ARIMA modeli için durağanlık ve tersi alınabilirlik koşulları *ARMA* modellerde olduğu gibidir [Wei,1990].

Belirli zaman aralıklarında düzenli olarak tekrar eden dalgalanmaları içeren dizilere mevsimsel zaman dizileri adı verilmektedir. Mevsimsellik bir zaman serisinde her yıl aynı dönemde tekrar eden hareketler olarak tanımlanır. İklim, ekonomi ve işletmeyle ilgili zaman dizileri mevsimsel olayların etkisindedir. Bu etkiyle beraber kendini tekrar eden periyotlar oluşur. Bu periyotlar sonucu da mevsimsel zaman dizileri ortaya çıkar.

En genel ifadeyle tek değişkenli mevsimsel otoregressif tamamlanmış hareketli ortalamalar modeli sembolik olarak *SARIMA* (p, d, q) $\times$ (P, D, Q)_s şeklinde yazılır.

Burada (p, d, q) mevsimsel olmayan yapıyı, (P, D, Q) mevsimsel yapıyı ifade etmektedir. Mevsimsel modelin genel ifadesi,

$$\Phi(B^s)\phi(B)(1 - B^s)^D(1 - B)^d Z_t = \Theta(B^s)\theta(B) A_t \quad (3.34)$$

biçimindedir. Burada s : mevsimsel dalga uzunluğu, d : mevsimsel olmayan fark derecesi, D : mevsimsel fark derecesi, A_t Beyaz gürültü süreci olup, Mevsimsel olmayan AR ve MA parametreler,

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$$

$$\text{ve} \quad (3.35)$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$$

şeklinde yazılır.

Mevsimsel AR ve MA parametreler ise,

$$\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps}$$

$$\text{ve} \quad (3.36)$$

$$\Theta(B^s) = 1 - \theta_1 B^s - \dots - \theta_Q B^{Qs}$$

şeklinde yazılır.

Bu model hem veri düzeyindeki değişimleri hem de mevsimlerin etkisiyle oluşan değişimleri içerir. O halde en genel haliyle durağan olan-olmayan ve mevsimsel olan-olmayan doğrusal zaman dizileri sembolik olarak $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ şeklinde yazılır.

3.5. Zaman Serilerinin Kestirimi

Zaman serisinin t zamanındaki gözlemlerinden hareketle gelecekteki $t + l$ zamanındaki gözlemlerin elde edilmesi; Ekonomi ve iş planlamasında, Üretim planlamasında, stok ve üretim kontrolünde, endüstriyel süreçlerin kontrol ve optimizasyonunda temel olarak kullanılabilir. Bu konuda ilk tanımlamalar, Brown(1962), Holt ve ark. (1963) tarafından yapılmıştır. $\hat{Z}_t(l)$ ile gelecekteki $t + l$ zamanındaki Z_{t+l} seri değerinin t başlangıç değerine göre kestirimi kastedilmektedir. Bu fonksiyon, t başlangıç değerine göre “kestirim fonksiyonu” olarak tanımlanır. Kestirim yaparken amaç; herhangi bir l gecikmesi için gerçek ve kestirilen değer arasındaki, $Z_{t+l} - \hat{Z}_t(l)$ farkın ortalama karesini mümkün olduğunca küçük yapmaktır [Box ve Jenkins, 1976].

Zaman serileri, istatistiksel yöntemler kullanılarak ileriye dönük tahminlerin yapılabilmesinde kullanılan temel bir kaynaktır. Bir serinin geçmiş değerlerine dayanarak ileriye dönük alabileceği değerlerin daha iyi kestirilebilmesi için seriler durağan olmalıdır. Durağan olmayan seriler yüksek düzeylerde değişime sahip olduğundan bu serilerden yapılan tahminlerin hata payı oldukça yüksektir [Fischer, 1995].

Genel ARIMA model;

$$\varphi(B)Z_t = \theta(B)A_t \quad (3.37)$$

biçiminde olsun. Burada $\varphi(B) = \phi(B)\nabla^d$ 'dir. Amaç t zamanından hareketle Z_t zaman serisinin $t + l$ anında alacağı değeri yani Z_{t+l} $l \geq 1$ 'i tahmin etmektir. Bu tahmin “ t başlangıç anından l gecikme sonraki kestirim” adını almaktadır.

Z_{t+l} , bu süreçten aşağıdaki gibi üretilir.

1- Direk olarak aşağıda Eş. 3.42 kullanılarak,

$$Z_{t+l} = \varphi_1 Z_{t+l-1} + \cdots + \varphi_{p+d} Z_{t+l-p-d} - \theta_1 A_{t+l-1} - \cdots - \theta_q A_{t+l-q} + A_{t+l} \quad (3.38)$$

biçiminde elde edilir.

2- Şimdiki ve geçmiş A_j 'lerin belli ağırlıkları kullanılarak,

$$Z_{t+l} = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j A_{t+l-j} \quad (3.39)$$

Biçiminde elde edilir. Burada $\psi_0 = 1$ dir. Diğer ψ ağırlıkları ise Eş.3.45 ile ifade edilen eşitliğin katsayıları olarak elde edilebilir.

$$\varphi(B)(1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \cdots) = \theta(B) \quad (3.40)$$

Bu ifadeye eşdeğer olarak, pozitif l için ve $k < t$ olmak üzere bir başlangıç zamanı için model kesilmiş formda aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\begin{aligned} Z_{t+l} &= A_{t+l} - \psi_1 A_{t+l-1} + \cdots + \psi_{l-1} A_{t+1} + \cdots + \psi_l A_t \\ &\quad + \cdots + \psi_{t+l-k-1} A_{k+1} + C_k(t+l-k) \\ &= A_{t+l} - \psi_1 A_{t+l-1} + \cdots + \psi_{l-1} A_{t+1} + C_t(l) \end{aligned} \quad (3.41)$$

burada $C_k(t+l-k)$ süreci belirli bir k başlangıç anından itibaren tanımlayan tamamlayıcı fonksiyondur. Bu tamamlayıcı fonksiyon, kestirim t başlangıcından başlatıldığında,

$$C_t(l) = C_k(t+l-k)\psi_l A_t + \cdots + \psi_{t+l-k-1} A_{k+1} \quad (3.42)$$

olarak tanımlanır.

3- Geçmiş dönem gözlemlerinin toplamına belirli ağırlıklar verilerek ve rastgele bir hatayla,

$$Z_{t+l} = \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j Z_{t+l-j} + A_{t+l} \quad (3.43)$$

eşitliğinden elde edilir. Burada, $\sum_{j=1}^{\infty} \pi_j = 1$ ve π ağırlıkları Eş.4.54 den hareketle elde edilebilir.

$$\varphi(B) = (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots) \theta(B) \quad (3.44)$$

Verilen bu kısa bilgilerden sonra Minimum Ortalama Hata Kare tahminlerinin türetilmesinden bahsedilebilir. t başlangıç anı olmak üzere Z_{t+l} 'nin, $\hat{Z}_t(l)$ kestirimini elde edilmek istensin. Burada Z_{t+l} , zaman dizisinin $Z_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots$ şimdiki ve geçmişteki değerlerinin bir lineer fonksiyonu biçiminde tanımlansın. Bu durumda kestirim ise, $A_t, A_{t-1}, A_{t-2}, \dots$ şimdiki ve geçmiş hatalar cinsinden tanımlanacaktır.

Varsayalım ki, en iyi kestirim,

$$\hat{Z}_t(l) = \psi_l^* A_t + \psi_{l+1}^* A_{t-1} + \psi_{l+2}^* A_{t-2} + \dots \quad (3.45)$$

Biçiminde olsun. Burada $\psi_l^*, \psi_{l+1}^*, \dots$ belirlidir. Daha önce tanımlanan Eş. 3.46. kullanılırsa,

$$E[Z_{t+l} - \hat{Z}_t(l)]^2 = (1 + \psi_1^2 + \dots + \psi_{l-1}^2) \sigma_A^2 + \sum_{j=0}^{\infty} (\psi_{l+j} - \psi_{l+j}^*)^2 \sigma_A^2 \quad (3.46)$$

Bu eşitlik $\psi_{l+j}^* = \psi_{l+j}$ durumu sağlandığında minimum olmaktadır. Buna göre,

$$\begin{aligned}
Z_{t+l} &= (A_{t+l} + \psi_1 A_{t+l-1} + \dots + \psi_{l-1} A_{t+1}) + (\psi_1 A_t + \psi_{l+1} A_{t-1} + \dots) \\
&= e_t(l) + \hat{Z}_t(l)
\end{aligned} \tag{3.47}$$

olur [Wold, 1938; Kolmogoroff, 1939; Kolmogoroff, 1941; Wiener, 1949; Whittle, 1963]. Burada, $e_t(l)$, l gecikme için oluşturulan $\hat{Z}_t(l)$ kestiriminin hatasıdır.

$E[(Z_{t+l}|Z_t, Z_{t-1}, \dots)]$, Z_{t+l} 'nin koşullu beklenen değeridir. t zamanı ile güncellenme biçiminde,

$$E_t[Z_{t+l}] = \hat{Z}_t(l) = \psi_l a_t + \psi_{l+1} a_{t-1} + \dots + \psi_{t+l-k-1} a_{k+1} + C_k(t+l-k) \tag{3.48}$$

olarak tanımlanır.

l gecikme için kestirim hatası bu durumda,

$$e_t(l) = a_{t+l} + \psi_1 a_{t+l-1} + \dots + \psi_{l-1} a_{t+1} = \sum_{j=0}^{l-1} a_{t+l-j} \psi_j \tag{3.49}$$

olarak tanımlanır. $E_t[e_t(l)] = 0$ dır, yani kestirim yansızdır. Bu şekilde kestirim hatasının varyansı;

$$V(l) = V[e_t(l)] = (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{l-1}^2) \sigma_a^2 \tag{3.50}$$

olarak tanımlanır [Box ve ark., 2008].

4. TEK DEĞİŞKENLİ DURAĞAN ZAMAN SERİLERİ İLE STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİ

Stres- dayanıklılık parametreleri olan güvenilirlik ve riskin zaman serisi verileri ile tahmin edilmesi zamana bağlı veriler için riski ölçmede gereklidir. [Aminzadeh, 1999], çalışmasında stres ve dayanıklılık değişkeninin, ilişkili ve tek değişkenli durağan zaman serisi modellerine sahip olması durumunda $G = P(X < Y)$ olasılığını incelemiştir. Sonuç olarak, otoregressif (AR) model, hareketli ortalama (MA) modeli, otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modeli ve bazı özel durağan olmayan tamamlanmış hareketli ortalamalar modelleri ARIMA(1,1,1) ve ARIMA(1,2,1) üzerinden güvenilirliğin tahmin edicisine ilişkin sonuçlar elde etmiştir. Bu çalışmada incelemeler X ve Y serilerinin davranışlarının aynı model tarafından temsil edildiğini durumda yapılmıştır. Bu durum zorunlu olmayıp sadece sonuçların sunumunun basitleştirilmesi için bu şekilde yapılmıştır.

Literatürde, yapılan incelemelerde bu çalışma dışında zaman serisi modelleri üzerinden stres-dayanıklılık ilişkisi incelemelerinin neredeyse hiç yapılmadığı görülmektedir. Bu alandaki kısıtlı kaynaklar ve istatistiksel açıdan zaman serisi verileri üzerinden güvenilirlik (G) ve risk (R) ölçümlerinin önemi düşünülerek bu tezin konusu oluşturulmuştur. Tez çalışması ile stres ve dayanıklılık değişkenlerinin en genel tek değişkenli doğrusal zaman serisi modeli olan mevsimsel tamamlanmış hareketli ortalamalar modeli $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ modeline sahip olması durumunda güvenilirliği (G) hesaplamada kullanılacak bir genelleştirme elde edilmiştir. Böylece [Aminzadeh,1999]'de yapılan tek değişkenli durağan modeller üzerindeki incelemeler durağan olmayan modeller üzerinde genişletilmiştir. Bunun yanı sıra yapılan genelleştirme ile gerçek olgularda çok fazla karşılaşılan mevsimsellik içeren veriler için stres-dayanıklılık ilişkisini inceleme imkanı doğmuştur. Bu genelleştirme ile stres ve dayanıklılık ile ilgili verilerin mevsimsellik içermesi ve durağan olmaması durumunda da güvenilirliğin ve dolayısıyla riskin ölçülebilmesi amaçlanmıştır.

$\underline{x} = x_1, x_2, \dots, x_n$ ve $\underline{y} = y_1, y_2, \dots, y_m$: X_t ve Y_t ilişkili zaman serilerinin sırasıyla n ve m boyutlu gözlenmiş değerlerini temsil etsin. Ayrıca X_t ve Y_t ile ilişkilendirilen beyaz gürültü süreçlerinin, iki değişkenli normal dağılıma sahip olduğu kabul edilsin.

Bu bölümde, X_t ve Y_t nin ilişkili iki zaman serisini temsil ettiği durumda, X_{n+L} , Y_{m+k} nin, gelecekte $n + L = m + k$ iken, sırasıyla ilgili zaman serilerinin $n + L$ ve $m + k$ değerlerini belirttiğini kabul ederek daha önce [Aminzadeh, 1999)]’da elde edilen durağan süreçlerde $P(X_{n+L} < Y_{m+k} | \underline{x}, \underline{y})$ olasılığının tahmini problemi ve sonuçları özetlenmiştir.

4.1. Otoregresif (AR) Modeller İle Stres-Dayanıklılık Analizi

X_t ve Y_t serileri p dereceli otoregresif modeller tarafından temsil edilsin. Buna göre modeller,

$$\begin{aligned} X_t - \mu &= \sum_{i=1}^p \phi_i (X_{t-i} - \mu) + A_t \\ Y_t - \xi &= \sum_{i=1}^p \theta_i (Y_{t-i} - \xi) + B_t \end{aligned} \quad (4.1)$$

biçimindedir. Burada,

ϕ_i, θ_i ($i = 1, 2, \dots, p$) : otoregresif parametreleri,

μ, ξ : X_t ve Y_t serilerinin ortalamasıdır.

A_t ve B_t ;

$$E(A_t) = E(B_t) = 0$$

$$Kov(A_t, A_{t \pm s}) = Kov(B_t, B_{t \pm r}) = 0, r, s \neq 0,$$

$Var(A_t) = \sigma_x^2, Var(B_t) = \sigma_y^2$ olan beyaz gürültü süreçleridir.

Genelde çok sınırlı bir uygulama alanı olan bağımsızlık varsayımından dolayı, A_t ve B_t 'nin ortak olasılık dağılımı iki değişkenli normal dağılım olmak üzere $Kov(A_{t\pm s}, B_{t\pm r}) = \rho\sigma_X\sigma_Y$, $\forall r$ ve s . olarak kabul edilsin.

X_t ve Y_t zaman serilerinin kestirim fonksiyonları,

$$X_n(L) = E(X_{n+L} | \underline{x})$$

ve

$$Y_m(k) = E(Y_{m+k} | \underline{y})$$

(4.2)

şeklindedir.

Bu durumda Eş. 4.1 kullanılırsa,

$$\begin{aligned} X_{n+L} &= \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i (X_{n+L-i} - \mu) + A_t \\ X_n(L) &= \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i (X_n(L-i) - \mu) \end{aligned} \quad (4.3)$$

şeklindedir. $e_n(L) = X_{n+L} - X_n(L)$: $n + L$ zamanında X 'in gerçek ve tahmin değeri arasındaki farktır. Bu fark “kestirim hatası” olarak adlandırılır. Buna göre;

$$e_n(L) = \sum_{v=0}^{L-1} R_v A_{n+L-v} \quad (4.4)$$

iken, $R_0 = 1, R_1 = \phi_1, \dots, R_v = \sum_{i=1}^p \phi_i R_{v-i}$ dir .

Beyaz gürültü sürecinin özellikleri kullanılarak, $e_n(L)$ ' nin varyansı (kestirim varyansı);

$$Var(e_n(L)) = Var(X_{n+L}) = \sigma_X^2 \left(\sum_{v=0}^{L-1} R_v^2 \right) \quad (4.5)$$

şeklinde tanımlanır.

Benzer olarak $\varepsilon_m(k) = Y_{m+k} - Y_m(k)$ olmak üzere, Aşağıdaki sonuçlar Y zaman serisi için elde edilir.

$$Y_m(k) = \xi + \sum_{i=1}^p \theta_i (Y_m(k-i) - \xi) \quad (4.6)$$

$$\varepsilon_m(k) = \sum_{w=0}^{k-1} \delta_w B_{m+k-w} \quad (4.7)$$

$$Var(\varepsilon_m(k)) = Var(Y_{m+k}) = \sigma_Y^2 \left(\sum_{w=0}^{k-1} \delta_w^2 \right) \quad (4.8)$$

Burada $\delta_0 = 1, \delta_1 = \theta_1, \dots, \delta_w = \sum_{i=1}^p \theta_i \delta_{w-i}$ 'dir.

$$\begin{aligned} Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k)) &= Kov \left(\sum_{v=0}^{L-1} R_v A_{n+L-v}, \sum_{w=0}^{k-1} \delta_w B_{m+k-w} \right) \\ &= \rho \sigma_x \sigma_y \sum_{v=0}^{L-1} \sum_{w=0}^{k-1} \delta_w R_v \end{aligned} \quad (4.9)$$

$e_n(L)$ ve $\varepsilon_m(k)$ her ikisi de normal değişkenlerin doğrusal kombinasyonları iken, bunların marjinal dağılımları normaldir. Böylece X_{n+L}, Y_{m+k} normal dağılımlıdır. Bu nedenle,

$$R = P(X_{n+L} < Y_{m+k} | \underline{x}, \underline{y}) = \Phi(\delta) \quad (4.10)$$

$$\delta = \frac{Y_m(k) - X_n(L)}{\sqrt{\text{Var}(e_n(L)) + \text{Var}(\varepsilon_m(k)) - 2\text{Kov}(e_n(L), \varepsilon_m(k))}} \quad (4.11)$$

δ tanımında yer alan ifadeler yerlerine yazılırsa,

$$\delta = \frac{(\xi - \mu) + \sum_{i=1}^p \theta_i (Y_m(k-i) - \xi) - \sum_{i=1}^p \phi_i (X_n(L-i) - \mu)}{\sqrt{\sigma_X^2 \sum_{v=0}^{L-1} R_v^2 + \sigma_Y^2 \sum_{w=0}^{k-1} \delta_w^2 - 2\rho\sigma_X\sigma_Y \sum_{v=0}^{L-1} \sum_{w=0}^{k-1} R_v \delta_w}} \quad (4.12)$$

elde edilir. Burada $\Phi(\cdot)$, Standart normal dağılımın birikimli yoğunluk fonksiyonudur [Aminzadeh, 1999].

Özel olarak AR(1) modeli için;

$$X_t = \mu + \phi X_{t-1} + A_t \quad -1 < \phi < 1 \quad (4.13)$$

$$Y_t = \xi + \theta Y_{t-1} + B_t \quad -1 < \theta < 1 \quad (4.14)$$

olmak üzere kestirim fonksiyonları,

$$X_n(L) = \mu + \phi^L (x_n - \mu) \quad L > 0 \quad (4.15)$$

$$Y_m(k) = \xi + \theta^k(y_m - \xi) \quad k > 0 \quad (4.16)$$

şeklindedir. $e_n(L) = X_{n+L} - \hat{X}_n(L)$ olacağından, AR(1) modeli için kestirim hatası ve kestirim hatasının varyansı;

$$e_n(L) = a_{n+L} + \phi a_{n+L-1} + \dots + \phi^{L-1} a_{n+1} \quad (4.17)$$

$$\begin{aligned} Var(e_n(L)) = Var(X_{n+L}) &= \sigma_x^2(1 + \phi^2 + \dots + \phi^{2(L-1)}) \\ &= \frac{\sigma_x^2(1 - \phi^{2L})}{1 - \phi^2} \end{aligned} \quad (4.18)$$

olarak elde edilir.

Benzer biçimde Y serisi içinde,

$$Y_{m+k} = b_{m+k} + \theta b_{m+k-1} + \dots + \theta^{k-1} b_{m+1} + \theta^k Y_m \quad (4.19)$$

$$\varepsilon_m(k) = b_{m+k} + \theta b_{m+k-1} + \dots + \theta^{k-1} b_{m+1}$$

$$\begin{aligned} Var(\varepsilon_m(k)) &= Var(Y_{m+k}) = \sigma_y^2(1 + \theta^2 + \dots + \theta^{2(k-1)}) \\ &= \frac{\sigma_y^2(1 - \theta^{2k})}{1 - \theta^2} \end{aligned} \quad (4.20)$$

biçimindedir. Ayrıca,

$$Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k)) = \rho \sigma_x \sigma_y \sum_{v=1}^L \sum_{w=1}^k \phi^{L-v} \theta^{k-w} \quad (4.21)$$

biçimindedir. AR(1) modeli için (5.3) eşitliği aşağıdaki gibi yeniden ifade edilebilir.

$$\delta = \frac{(\xi - \mu) + \theta^k(y_m - \xi) - \phi^L(z_n - \mu)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2(1 - \phi^{2L})}{1 - \phi^2} + \frac{\sigma_Y^2(1 - \theta^{2k})}{1 - \theta^2} - 2\rho\sigma_X\sigma_Y \sum_{v=1}^L \sum_{w=1}^k \phi^{L-v}\theta^{k-w}}} \quad (4.22)$$

burada, ϕ ve θ sırasıyla X ve Y serileri için AR(1) modelinin AR parametreleridir [Aminzadeh, 1999].

4.2. Hareketli Ortalamalar (MA) Modeller İle Stres-Dayanıklılık Analizi

X ve Y serileri için q dereceli hareketli ortalama modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir;

$$X_t - \mu = a_t - \sum_{j=1}^q \gamma_j a_{t-j} \quad (4.23)$$

$$Y_t - \xi = b_t - \sum_{j=1}^q \varphi_j b_{t-j} \quad (4.24)$$

Burada $\gamma_j, \varphi_j \quad j = 1, 2, \dots, q$ 'ler MA parametreleridir.

MA modeli için kestirim fonksiyonu;

$$X_n(L) = \mu \quad (4.25)$$

$$Y_m(k) = \xi \quad (4.26)$$

biçimindedir. Kestirim hatası; $e_n(L) = X_{n+L} - X_n(L)$ olmak üzere,

$$X_{n+L} = \mu + a_{n+L} - \sum_{j=1}^q \gamma_j a_{n+L-j} \quad (4.27)$$

$$e_n(L) = \sum_{j=0}^q \gamma_j a_{n+L-j} \quad , \quad \gamma_0 = -1 \quad (4.28)$$

biçiminde tanımlanır. Bu durumda;

$$Var(e_n(L)) = (Var(X_{n+L}) = \sigma_x^2 \left(1 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \quad (4.29)$$

biçimindedir. Benzer eşitlikler Y_t zaman serisi içinde aşağıdaki biçimde tanımlanır.

$$Y_m(k) = \xi \quad (4.30)$$

$$Y_{m+k} = \xi + b_{m+k} - \sum_{j=1}^q \varphi_j b_{m+k-j} \quad (4.31)$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_m(k) &= Y_{m+k} - Y_m(k) \\ &= \sum_{j=0}^q \varphi_j b_{m+k-j} \quad , \quad \varphi_0 = -1 \end{aligned} \quad (4.32)$$

$$Var(\varepsilon_m(k)) = Var(Y_{m+k}) = \sigma_y^2 \left(1 + \sum_{j=1}^q \varphi_j^2 \right) \quad (4.33)$$

Sonuç olarak,

$$\begin{aligned}
Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k)) &= Kov\left(\sum_{j=0}^q \gamma_j a_{n+L-j}, \sum_{j=0}^q \varphi_j b_{m+k-j}\right) \\
&= \sum_{j=0}^q \sum_{j=0}^q \gamma_j \varphi_j Kov(a_{n+L-j}, b_{m+k-j}) \\
&= \rho \sigma_x \sigma_y \sum_{j=0}^q \sum_{j=0}^q \gamma_j \varphi_j
\end{aligned} \tag{4.34}$$

elde edilir.

Daha önce ifade edildiği gibi $e_n(L)$ ve $\varepsilon_m(k)$ 'nin marjinal dağılımları normal olduğundan X_{n+L}, Y_{m+k} normal dağılımlıdır. Bu nedenle,

$$R = P(X_{n+L} < Y_{m+k} | \underline{x}, \underline{y}) = \Phi(\delta) \tag{4.35}$$

$$\delta = \frac{\xi - \mu}{\sqrt{\sigma_X^2(1 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2) + \sigma_Y^2(1 + \sum_{j=1}^q \varphi_j^2) - 2\rho\sigma_X\sigma_Y \sum_{j=0}^q \sum_{j=0}^q \gamma_j \varphi_j}} \tag{4.36}$$

biçimindedir [Aminzadeh, 1999].

4.3. Otoregressif-Hareketli Ortalamalar (ARMA) Modelleri İle Stres-Dayanıklılık Analizi

X_t ve Y_t zaman serileri p otoregresif ve q hareketli ortalama dereceli ARMA(p,q) modeline sahipken söz konusu modeller aşağıdaki gibidir;

$$X_t - \mu = \sum_{i=1}^p \phi_i (X_{t-i} - \mu) - \sum_j^q \gamma_j a_{t-j} + a_t \tag{4.37}$$

$$Y_t - \xi = \sum_{i=1}^p \theta_i (Y_{t-i} - \xi) - \sum_j^q \varphi_j b_{t-j} + b_t \quad (4.38)$$

Bu durumda;

$$X_n(L) = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i (X_n(L-i) - \mu) \quad (4.39)$$

ve $e_n(L) = X_{n+L} - X_n(L)$ olmak üzere,

$$X_{n+L} = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i (X_{n+L-i} - \mu) - \sum_j^q \gamma_j a_{n+L-j} + a_{n+L} \quad (4.40)$$

$$e_n(L) = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i (X_{n+L-i} - X_n(L-i)) - \sum_{j=1}^q \gamma_j a_{n+L-j} + a_{n+L} \quad (4.41)$$

biçimindedir.

$$Var(X_{n+L}) = Var(e_n(L)) = \sigma_x^2 \left(\sum_{v=0}^{L-1} R_v^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \quad (4.42)$$

olup burada, R_v ve δ_w daha önce tanımlandığı gibidir. Y_t serisi için de benzer olarak,

$$\begin{aligned}
Y_m(k) &= \xi + \sum_{i=1}^p \theta_i (Y_m(k-i) - \xi) \\
\varepsilon_m(k) &= \xi + \sum_{i=1}^p \theta_i (Y_{m+k-i} - Y_n(k-i)) - \sum_{j=1}^q \varphi_j b_{m+k-j} + b_{m+k} \\
Var(Y_{m+k}) &= Var(\varepsilon_m(k)) = \sigma_y^2 \left(\sum_{w=0}^{k-1} \delta_w^2 + \sum_{j=1}^q \varphi_j^2 \right)
\end{aligned} \tag{4.43}$$

elde edilir.

δ , $ARMA(p, q)$ için;

$$\delta = \frac{(\xi - \mu) + \sum_{i=1}^p \theta_i (Y_m(k-i) - \xi) - \sum_{i=1}^p \phi_i (X_n(L-i) - \mu)}{\sqrt{Var(e_n(L)) + Var(\varepsilon_m(k)) - 2\rho\sigma_Z\sigma_Y Cov(e_n(L), \varepsilon_m(k))}} \tag{4.44}$$

biçiminde tanımlanır [Aminzadeh, 1999].

Özel olarak, $ARMA(1,1)$ modeli için aşağıdakiler gösterilmiştir.

X ve Y zaman serileri $ARMA(1,1)$ modeline sahip olsunlar. Bu durumda Modeller,

$$X_t - \mu = \phi X_{t-1} + a_t - \gamma a_{t-1} \tag{4.45}$$

$$Y_t - \xi = \theta Y_{t-1} + b_t - \varphi b_{t-1} \tag{4.46}$$

biçimindedir. Bu durumda kestirim fonksiyonları,

$$X_n(L) = \mu + \phi^L (x_n - \mu) \tag{4.47}$$

$$Y_m(k) = \xi + \theta^k (y_m - \xi) \quad (4.48)$$

olmak üzere, Eş. 3.45 ve Eş.3.46 'da verilen ψ_j ağırlıkları ARMA(1,1) için,

$$\psi_j = (\phi - \theta)\theta^{j-1} \quad j = 1, 2, \dots \quad (4.49)$$

biçiminde tanımlanır. Burada ϕ : otoregresif parametresini, θ : MA parametresini ifade eder.

Bu durumda X zaman serisi için;

$$\psi_j = (\phi - \gamma)\phi^{j-1} \quad j = 1, 2, \dots \quad (4.50)$$

Y zaman serisi için;

$$\psi_j = (\theta - \varphi)\theta^{j-1} \quad j = 1, 2, \dots \quad (4.51)$$

olarak tanımlanır. Yapılan bu tanımlamalar ışığında,

$$e_n(L) = a_{n+L} - (\gamma - \phi) \sum_{v=1}^{L-1} \phi^{(L-v-1)} a_{n+v} - \gamma \phi^{L-1} a_n \quad (4.52)$$

ve

$$\varepsilon_m(k) = b_{m+k} - (\varphi - \theta) \sum_{w=1}^{k-1} \theta^{(k-w-1)} b_{m+w} - \varphi \theta^{k-1} b_m \quad (4.53)$$

olarak tanımlanır.

Bu durumda,

$$\begin{aligned}
 Var(e_n(L)) &= \sigma_x^2 \left[1 + \gamma^2 \phi^{2(L-1)} + (\gamma - \phi)^2 \sum_{v=1}^{L-1} \phi^{2(L-v-1)} \right] \\
 &= \sigma_x^2 \left[1 + (\gamma - \phi)^2 \frac{1 - \phi^{2(L-1)}}{1 - \phi^2} \right]
 \end{aligned} \tag{4.54}$$

ve

$$\begin{aligned}
 Var(\varepsilon_m(k)) &= \sigma_y^2 \left[1 + \varphi^2 \theta^{2(L-1)} + (\varphi - \theta)^2 \sum_{w=1}^{k-1} \theta^{2(k-w-1)} \right] \\
 &= \sigma_y^2 \left[1 + (\varphi - \theta)^2 \frac{1 - \theta^{2(k-1)}}{1 - \theta^2} \right]
 \end{aligned} \tag{4.55}$$

biçimindedir. Bu eşitlikler elde edilirken sonlu geometrik seri açılımlarından faydalanılmıştır. $Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k))$ lineerlik özelliğinden elde edilir.

5. TEK DEĞİŞKENLİ DOĞRUSAL EN GENEL ZAMAN SERİSİ MODELİ (SARIMA) İÇİN STRES-DAYANIKLILIK ANALİZİNE İLİŞKİN BİR GENELLEŞTİRME

Durağanlık koşulları çoğunlukla gerçek zaman serisi verileri için geçerli olmayabilir. [Aminzadeh,1999]'da, bazı özel tamamlanmış otoregressif-hareketli ortalama (ARIMA) modelleri için stres-dayanıklılık analizine ilişkin sonuçlar gösterilmiştir.. Bu sonuçlar, serilere fark dönüşümleri uygulatılarak daha önce sonuçları bulunan ARMA modeline ilişkin sonuçların kullanılmasıyla elde edilmiştir. Bu yöntem ile bazı özel ARIMA modelleri için sonuç elde etmek mümkündür. Durağan olmayan herhangi bir modele ilişkin sonuç elde edebilmek veya mevsimsellik taşıyan zaman serileri ile stres-dayanıklılık analizinin yapılabilmesi için bir genelleştirmeye ihtiyaç duyulmaktadır. Bu nedenle aslında mevsimsel-mevsimsel olmayan, durağan-durağan olmayan tüm yapıları kapsayan SARIMA modeli üzerinde yapılacak bir genelleştirme ile tüm tek değişkenli doğrusal modeller için stres-dayanıklılık analizi yapabilme imkânı doğacaktır. [Aminzadeh, 1999] ve birçok stres-dayanıklılık ilişkisini inceleyen kitapta bunun üzerinde çalışılması önerilmektedir.

Tez çalışmasının konusu bu ihtiyaç doğrultusunda doğmuştur. Matematiksel ispatlarda sıklıkla kullanılan tümevarım yöntemi ile daha önce [Aminzadeh, 1999]'da elde edilen bazı sonuçlar temel kabul ederek genelleştirme elde edilmiştir. Yapılan genelleştirme ile amaçlanan, SARIMA için stres ve dayanıklılık değişkenlerinin kestirim hatalarının varyansını elde etmek ve kestirim hatalarının normal dağılımlı olduğundan faydalanarak normal dağılım için stres-dayanıklılık analizi sonuçlarını kullanıp güvenilirlik ve riskin tahmin değerlerini elde edebilmektir.

Çalışmada elde edilen genelleştirme ile en genel zaman serisi modeli $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ için stres-dayanıklılık modeli üzerinde çalışıldığından mevsimsel ya da mevsimsel olmayan fark alma derecelerinin sayısı üzerine bir kısıt getirilmemiştir.

Genelleştirme elde edilirken izlenen yöntem ve aşamalar aşağıda yer almaktadır.

1. AŞAMA: $SARIMA(p, 0, q) \times (0, D, 0)_s$ modeli için kestirim hatalarının varyansı bulunurken, model üzerinden mevsimsel fark alınarak [Aminzadeh, 1999]'da $ARMA(p, q)$ için elde edilen sonuçlar kullanılmıştır. Sonuç olarak, $SARIMA(p, 0, q) \times (0, D, 0)_s$ için tümevarım yöntemiyle kestirim hatalarının varyansı bulunmuştur.
2. AŞAMA: Bir önceki aşamada $SARIMA(p, 0, q) \times (0, D, 0)_s$ modeli için bulunan sonuçta $s = 1$ alınarak $ARIMA(p, d, q)$ modeli için kestirim hatalarının varyansı elde edilmiştir. Böylece durağan olmayan zaman serilerine sahip stres ve dayanıklılık değişkenleri ile stres-dayanıklılık analizini uygulayabilmek için bir genelleştirme elde edilmiştir.
3. AŞAMA: $SARIMA(p, 0, q) \times (0, D, 0)_s$ ve $ARIMA(p, d, q)$ için bulunan sonuçlar kullanılarak $SARIMA(p, d, q) \times (0, D, 0)_s$ modeli için kestirim hatalarının varyansı elde edilmiştir.
4. AŞAMA: $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, 0)_s$ modeli için kestirim hatalarının varyansı bulunurken, yapılan dönüşümle bir önceki aşamada $SARIMA(p, d, q) \times (0, D, 0)_s$ için elde edilen sonuçlar kullanılmıştır. Sonuç olarak, $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, 0)_s$ için tümevarım yöntemiyle kestirim hatalarının varyansı bulunmuştur.
5. AŞAMA: $SARIMA(0, 0, q) \times (0, 0, Q)_s$ modeli için seri açılımları kullanılarak kestirim hatalarının varyansı elde edilmiştir.
6. AŞAMA: Son olarak daha önceki aşamalarda $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, 0)_s$ ve $SARIMA(0, 0, q) \times (0, 0, Q)_s$ için elde edilen sonuçlar birlikte kullanılarak $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ modeli için kestirim hatalarının varyansı elde edilmiştir.

Son aşamada bulunan sonuçla beraber, stres ve dayanıklılık değişkenlerinin durağan-durağan olmayan, mevsimsel-mevsimsel olmayan zaman modellerine sahip olduğu durumlarda analizin yapılmasında kullanılan en önemli araçlardan biri olan kestirim hatalarının varyansının bulunduğu bir genelleştirme elde edilmiştir.

Sonuçlar gösterilirken kullanılan modellerin parametreleri;

Φ_i : X_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel otoregressif parametre

ϕ_i : X_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel olmayan otoregressif parametre

Y_i : X_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel hareketli ortalamalar parametresi

γ_i : X_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel olmayan har. ort. parametresi

Θ_i : Y_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel otoregressif parametre

θ_i : Y_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel olmayan otoregressif parametre

ψ_i : Y_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel hareketli ortalamalar parametresi

φ_i : Y_t serisinin modeline ilişkin mevsimsel olmayan har. ort. parametresi

biçimindedir. Ayrıca s : mevsimsel dalga uzunluğu, d : mevsimsel olmayan fark derecesi, D : mevsimsel fark derecesi, A_t Beyaz gürültü süreci olup, σ_a^2 : artıkların varyansını ifade etmektedir.

Tanımlanan aşamalar doğrultusunda yapılan işlemler ve elde edilen sonuçlar aşağıda yer almaktadır.

$X_t = T^D \sim SARIMA(p, 0, q) \times (0, D, 0)_s$ olsun. Bu durumda;

$$Var(e_n^{T^D}(L)) = \sigma_a^2 \sum_{i=1}^D \sum_{v_i=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j-1} \left(\sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^D v_j s-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \quad (5.1)$$

şeklindedir. (Burada $R_0 = 1$, $R_1 = \phi_1, \dots, R_v = \phi_i R_{v-i}$ 'dir.)

Matematiksel ispat yöntemlerinden tümevarım yöntemi kullanılarak, bu eşitliğin sağlandığı aşağıda gösterilmiştir.

$D = 1$ için;

$T^1 \sim SARIMA(p, 0, q) \times (0, 1, 0)_s$ olur.

Mevsimsel durağan dışı T^1 serisinin bir derece mevsimsel farkının alınmasıyla oluşan T^0 serisi,

$$T^0_t = (1 - B^s)T^1_t = T^1_t - T^1_{t-s} \quad (5.2)$$

biçiminde ifade edilir. Bu durumda $T^0_t \sim ARMA(p, q)$ modeline sahiptir.

[Aminzadeh, 1999] 'da $ARMA(p, q)$ için elde edilen sonuçlar kullanılarak Eş.4.39, Eş.4.40, Eş.4.41, Eş.4.42'den hareketle, T^0_t serisinin kestirim fonksiyonu, kestirim hatası ve kestirim hatasının varyansı;

$$T^0_n = \sum_{i=1}^p \phi_i(T^0_{n-i}) - \sum_{j=1}^q \gamma_j a_{n-j} + a_n \quad (5.3)$$

$$T^0_n(L) = \sum_{i=1}^p \phi_i(T^0_n(L-i)) \quad (5.4)$$

$$\begin{aligned}
e_n^{T^0}(L) = T_{n+L}^0 - T_n^0(L) &= \sum_{i=1}^p \phi_i (T_{n+L-i}^0 - T_n^0(L-i)) \\
&\quad - \sum_{j=1}^q \gamma_j a_{n+L-j} + a_{n+L}
\end{aligned} \tag{5.5}$$

$$Var(e_n^{T^0}(L)) = \sigma_a^2 \left(\sum_{v=0}^{L-1} R_v^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \tag{5.6}$$

şeklinde elde edilir.

Burada $R_0 = 1, R_1 = \phi_1, \dots, R_v = \sum_{i=1}^p \phi_i R_{v-i}$ 'dir.

$(k-1)s < L \leq ks$ olacak biçimde bir $k \in Z$ seçilsin.

$$\begin{aligned}
T_{n+L}^1 &= T_{n+L}^0 + T_{n+L-s}^1 \\
&= T_{n+L}^0 + T_{n+L-s}^0 + T_{n+L-2s}^1 \\
&\quad \cdot \\
&\quad \cdot \\
&\quad \cdot \\
&= T_{n+L}^0 + \dots + T_{n+L-(k-2)s}^0 + T_{n+L-(k-1)s}^1 \\
&= T_{n+L}^0 + \dots + T_{n+L-(k-1)s}^0 + t_{n+L-ks}^1 \\
&= \sum_{v_1=0}^{k-1} T_{n+L-v_1s}^0 + t_{n+L-ks}^1
\end{aligned} \tag{5.7}$$

olarak yazılabilir. Bu durumda,

$$T_n^1(L) = \sum_{v_1=0}^{k-1} T_n^0(L - v_1s) + t_{n+L-ks}^1 \tag{5.8}$$

biçimde olacaktır. T^1_t zaman serisi için kestirim hatası $e_n^{T^1}(L)$ olmak üzere,

$$\begin{aligned}
 e_n^{T^1}(L) &= T^1_{n+L} - T^1_n(L) \\
 &= \sum_{v_1=0}^{k-1} T^0_{n+L-v_1s} + t^1_{n+L-ks} - \sum_{v_1=0}^{k-1} T^0_n(L - v_1s) - t^1_{n+L-ks} \\
 &= \sum_{v_1=0}^{k-1} T^0_{n+L-v_1s} - T^0_n(L - v_1s) \\
 e_n^{T^1}(L) &= \sum_{v_1=0}^{k-1} e_n^{T^0}(L - v_1s)
 \end{aligned} \tag{5.9}$$

şeklindedir. Bu durumda T^1_t zaman serisi için kestirim hatasının varyansı,

$$\begin{aligned}
 Var(e_n^{T^1}(L)) &= \sum_{v_1=0}^{k-1} Var(e_n^{T^0}(L - v_1s)) \\
 &= \sigma_a^2 \sum_{v_1=0}^{k-1} \left(\sum_{u=0}^{L-v_1s-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right)
 \end{aligned} \tag{5.10}$$

olur.

$D = 2$ için;

$T^2 \sim SARIMA(p, 0, q) \times (0, 2, 0)_s$ olur. Bu serinin bir derece mevsimsel farkının alınmasıyla bir önceki aşamada tanımlanan T^1 serisi oluşur. T^1 serisi,

$$T^1_t = (1 - B^s)T^2 = T^2_t - T^2_{t-s} \tag{5.11}$$

biçiminde ifade edilir. Burada, $T^1 \sim SARIMA(p, 0, q) \times (0, 1, 0)_s$ modeline sahiptir.

Bir önceki aşamada $D = 1$ durumunda T^1 'e ilişkin sonuçlar elde edilmiştir.

$(k - 1)s < L \leq ks$ olacak biçimde bir $k \in Z$ seçilsin. Bu durumda,

$$T^2_{n+L} = \sum_{v_1=0}^{k-1} T^1_{n+L-v_1s} + t^2_{n+L-ks} \quad (5.12)$$

$$T^2_n(L) = \sum_{v_1=0}^{k-1} T^1_n(L - v_1s) + t^2_{n+L-ks} \quad (5.13)$$

$$\begin{aligned} e_n^{T^2}(L) = T^2_{n+L} - T^2_n(L) &= \sum_{v_1=0}^{k-1} T^1_{n+L-v_1s} - T^1_n(L - v_1s) \\ &= \sum_{v_1=0}^{k-1} e_n^{T^1}(L - v_1s) \end{aligned} \quad (5.14)$$

Şeklindeyir. Öte yandan, $(k-1)s < L \leq ks$ ise $(k-v_1-1)s < L - v_1s \leq (k-v_1)s$ olur. O halde,

$$\begin{aligned} T^1_n(L - v_1s) &= \sum_{v_2=0}^{k-v_1-1} T^0_n(L - v_1s - v_2s) + t^1_{n+L-v_1s-(k-v_1)s} \\ &= \sum_{v_2=0}^{k-v_1-1} T^0_n(L - (v_2 + v_1)s) + t^1_{n+L-ks} \end{aligned} \quad (5.15)$$

biçimindedir. Bu durumda,

$$\begin{aligned} e_n^{T^1}(L - v_1s) &= \sum_{v_2=0}^{k-v_1-1} T^0_{n+L-(v_2+v_1)s} - T^0_n(L - (v_2 + v_1)s) \\ &= \sum_{v_2=0}^{k-v_1-1} e_n^{T^0}(L - (v_1 + v_2)s) \end{aligned} \quad (5.16)$$

$$Var \left(e_n^{T^1}(L - v_1 s) \right) = \sum_{v_2=0}^{k-v_1-1} \sigma_a^2 \sum_{u=0}^{L-(v_1+v_2)s-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \quad (5.17)$$

$$\begin{aligned} Var \left(e_n^{T^2}(L) \right) &= \sum_{v_1=0}^{k-1} Var \left(e_n^{T^1}(L - v_1 s) \right) \\ &= \sum_{v_1=0}^{k-1} \sigma_a^2 \sum_{v_2=0}^{k-v_1-1} \left(\sum_{u=0}^{L-v_1s-v_2s-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \\ &= \sigma_a^2 \sum_{v_1=0}^{k-1} \sum_{v_2=0}^{k-v_1-1} \left(\sum_{u=0}^{L-(v_1+v_2)s-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \end{aligned} \quad (5.18)$$

olur.

$D > 1$ için iddia doğru olsun. $D = 1$ ve $D = 2$ için elde edilen sonuçlardan;

$$Var \left(e_n^{T^D}(L) \right) = \sigma_a^2 \sum_{v_1=0}^{k-1} \dots \sum_{v_{i-1}=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j-1} \dots \sum_{v_D=0}^{k-\sum_{j=1}^{D-1} v_j-1} \left(\sum_{u=0}^{L-v_1s-v_2s-\dots-v_Ds-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \quad (5.19)$$

olduğu sonucuna varılır.

Bu durumda $D + 1$ için iddianın doğru olduğu gösterilsin.

$T^{D+1} \sim SARIMA(p, 0, q) \times (0, D + 1, 0)_s$ olur.

D: Mevsimsel fark derecesi olmak üzere $T^D = (1 - B^s)T^{D+1}$ şeklindedir. O halde Eş.5.12, Eş.5.13, Eş.5.14, Eş.5.15, Eş.5.16 'a benzer işlemlerle,

$$T_{n+L}^{D+1} = \sum_{v_1=0}^{k-1} T_{n+L-v_1s}^D + t_{n+L-ks}^{D+1} \quad (5.20)$$

$$T_n^{D+1}(L) = \sum_{v_1=0}^{k-1} T_n^D(L - v_1s) + t_{n+L-ks}^{D+1} \quad (5.21)$$

$$e_n^{T^{D+1}}(L) = \sum_{v_1=0}^{k-1} e_n^{T^D}(L - v_1s) \quad (5.22)$$

elde edilir. Bu durumda Eş. 5.10'a bezer olarak,

$$\begin{aligned} Var(e_n^{T^{D+1}}(L)) &= \sum_{v_1=0}^{k-1} Var(e_n^{T^D}(L - v_1s)) \\ &= \sum_{v_1=0}^{k-1} \left[\sigma_a^2 \sum_{i=1}^D \sum_{v_i=0}^{k-v_1-\sum_{j=1}^{i-1} v_j-1} \left(\sum_{u=0}^{L-v_1s-\sum_{j=1}^D v_js-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \right] \\ &= \sigma_a^2 \sum_{i=1}^{D+1} \sum_{v_i=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j-1} \left(\sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^{D+1} v_js-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \end{aligned} \quad (5.23)$$

biçiminde elde edilir.

Bu durum iddiayı kanıtlar.

ARIMA(p, d, q) modelleri mevsimsel dalga uzunluğu s=1 için en genel tek değişkenli durağan model cinsinden sembolik olarak $SARIMA(p, 0, q) \times (0, D, 0)_1$ olarak gösterilebilir.

$s=1$ iken $T^d \sim ARIMA(p, d, q)$ için $L = k$ olur. Bu durumda T^d serisinin kestirim hatalarının varyansı Eş. 5.1 ' den hareketle,

$$Var(e_n^{T^d}(L)) = \sigma_a^2 \sum_{i=1}^d \sum_{v_i=0}^{L-\sum_{j=1}^{i-1} v_j - 1} \left(\sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^d v_j - 1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \quad (5.24)$$

biçiminde elde edilir. Bu durumda ARIMA (p,d,q) için kestirim hatalarının varyansı genelleştirilmiş olur.

Eş. 5.1 ve Eş. 5.22 kullanılarak, $W^0 \sim SARIMA(p, d, q) \times (0, D, 0)_s$ için kestirim hatasının varyansı hesaplanırken benzer tümevarımsal yöntem kullanılsın;

$$\begin{aligned} Z_t^{D-1} &= (1 - B^s)W^0 \\ Z_t^{D-2} &= (1 - B^s)Z_t^{D-1} \\ \cdot &\quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot &\quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot &\quad \cdot \quad \cdot \\ Z_t &= (1 - B^s)Z_t^1 \end{aligned} \quad (5.25)$$

olsun. Bu durumda $Z_t \sim ARIMA(p, d, q)$ dağılır. Benzer şekilde $(k-1)s < L \leq ks$ olacak biçimde $k \in Z$ sayısı seçilsin. O halde;

Daha önce izlenen tümevarım yöntemine benzer işlemler ile;

$$\begin{aligned} Var(e_n^{W^0}(L)) &= \sigma_a^2 \sum_{i=1}^D \sum_{v_i=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j - 1} \sum_{i'=1}^d \sum_{v_{i'}=0}^{L-\sum_{j=1}^D v_j s - \sum_{j'=1}^{i'-1} v_{j'} - 1} \\ &\quad \left(\sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^D v_j s - \sum_{j'=1}^{i'-1} v_{j'} - 1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \end{aligned} \quad (5.26)$$

şeklinde elde edilir.

Şimdi $T^P \sim \text{SARIMA}(p, d, q) \times (P, D, 0)_s$ için,

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(e_n^{T^P}(L)) &= \sigma_a^2 \sum_{i=1}^P \sum_{v_i=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j-1} \prod_{i'=1}^P \Phi_{i'}^{2v_{P+1-i'}} \\
 &\times \left[\sum_{i=1}^D \sum_{v_{i'}=0}^{k-\sum_{j=1}^{i'-1} v_{j'}-1} \sum_{i''=1}^d \sum_{v_{i''}=0}^{L-\sum_{j=1}^P v_j s - \sum_{j=1}^D v_{j'} s - \sum_{j'=1}^{i''-1} v_{j''}-1} \right. \\
 &\quad \left. \left(\sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^P v_j s - \sum_{j=1}^D v_{j'} s - \sum_{j'=1}^{i''-1} v_{j''}-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \right] \quad (5.27)
 \end{aligned}$$

olduğu gösterilsin. Eşitliği göstermek için benzer biçimde tümevarım yöntemi kullanılmıştır.

$P = 1$ için;

$W^1 \sim \text{SARIMA}(p, d, q) \times (1, D, 0)_s$ olur.

Bu durumda, $W_t^0 = (1 - \Phi_1 B^s) W_t^1$ alınırsa $W_t^0 \sim \text{SARIMA}(p, d, q) \times (0, D, 0)_s$ olur ve $W_t^1 = W_t^0 + \Phi_1 W_{t-s}^1$ elde ederiz. $(k-1)s < L \leq ks$ için,

$$\begin{aligned}
W^1_{n+L} &= W^0_{n+L} + \Phi_1 W^1_{n+L-s} \\
&= W^0_{n+L} + \Phi_1 W^0_{n+L-s} + \Phi_1^2 W^1_{n+L-2s} \\
&\quad \cdot \\
&\quad \cdot \\
&= W^0_{n+L} + \Phi_1 W^0_{n+L-s} + \dots + \Phi_1^{k-2} W^0_{n+L-(k-2)s} + \Phi_1^{k-1} W^1_{n+L-(k-1)s} \\
&= W^0_{n+L} + \Phi_1 W^0_{n+L-s} + \dots + \Phi_1^{k-1} W^0_{n+L-(k-1)s} + \Phi_1^k W^1_{n+L-ks} \\
W^1_{n+L} &= \sum_{v_1=0}^{k-1} \Phi_1^{v_1} W^0_{n+L-vs} + \Phi_1^k W^1_{n+L-ks}
\end{aligned} \tag{5.28}$$

elde edilir. Bu durumda W^1_t serisinin kestirim fonksiyonu, kestirim hatası ve kestirim hatasının varyansı,

$$W^1_n(L) = \sum_{v_1=0}^{k-1} \Phi_1^{v_1} W^0_n(L - vs) + \Phi_1^k W^1_{n+L-ks} \tag{5.29}$$

$$\begin{aligned}
e_n^{W^1}(L) &= W^1_{n+L} - W^1_n(L) \\
&= \sum_{v_1=0}^{k-1} \Phi_1^{v_1} [W^0_{n+L-vs} - W^0_n(L - vs)] \\
&= \sum_{v_1=0}^{k-1} \Phi_1^{v_1} e_n^{W^0}(L - vs)
\end{aligned} \tag{5.30}$$

$$\begin{aligned}
Var(e_n^{W^1}(L)) &= \sum_{v_1=0}^{k-1} \Phi_1^{2v_1} Var(e_n^{W^0}(L - vs)) \\
&= \sigma_a^2 \sum_{v_1=0}^{k-1} \Phi_1^{2v_1} \left[\sum_{i=1}^D \sum_{v_i=0}^{k-v-\sum_{j=1}^{i-1} v_j-1} \sum_{i'=1}^d \sum_{v_{i'}=0}^{L-vs-\sum_{j=1}^D v_j s - \sum_{j'=1}^{i'-1} v_{j'}-1} \right. \\
&\quad \left. \left(\sum_{u=0}^{L-vs-\sum_{j=1}^D v_j s - \sum_{j'=1}^{d'} v_{j'}-1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \right]
\end{aligned} \tag{5.31}$$

olarak elde edilir.

$P > 1$ için iddia doğru olsun.

Bu durumda $P + 1$ için iddianın doğru olduğu gösterilsin.

$W^{P+1} \sim SARIMA(p, d, q) \times (P + 1, D, 0)_s$ olsun.

Bu durumda, $W^P = (1 - \Phi_{P+1} B^{(P+1)s}) W^{P+1}$ biçimindedir. Eş. 5.19, Eş. 5.20, Eş. 5.21'e benzer olarak,

$$W_{n+L}^{P+1} = \sum_{v=0}^{k-1} \Phi_{P+1}^v W_{n+L-vs}^P + \Phi_{P+1}^k W_{n+L-ks}^{P+1} \quad (5.32)$$

$$W_n^{P+1}(L) = \sum_{v=0}^{k-1} \Phi_{P+1}^v W_n^P(L - vs) + \Phi_{P+1}^k W_{n+L-ks}^{P+1} \quad (5.33)$$

$$e_n^{W^{P+1}}(L) = \sum_{v=0}^{k-1} \Phi_{P+1}^v e_n^{W^P}(L - vs) \quad (5.34)$$

$$\begin{aligned}
Var(e_n^{W^{P+1}}(L)) &= \sum_{v=0}^{k-1} \Phi_{P+1}^{2v} Var(e_n^{W^P}(L - vs)) \\
&= \sum_{v=0}^{k-1} \Phi_{P+1}^{2v} \left\{ \sigma_a^2 \sum_{i=1}^P \sum_{v_i=0}^{k-v-\sum_{j=1}^{i-1} v_j -1} \prod_{i'=1}^P \Phi_{i'}^{2v_{P+1-i'}} \right. \\
&\quad \times \left[\sum_{i'=1}^D \sum_{v_{i'}=0}^{k-v-\sum_{j=1}^{i'-1} v'_j -1} \sum_{i''=1}^d \sum_{v_{i''}=0}^{L-vs-\sum_{j=1}^P v_j s - \sum_{j=1}^D v'_j s - \sum_{j=1}^{i''-1} v''_{j'} -1} \right. \\
&\quad \left. \left(\sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^{P+1} v_j s - \sum_{j=1}^D v'_j s - \sum_{j=1}^d v''_{j'} -1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \right] \Big\} \quad (5.35)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Var(e_n^{T^{P+1}}(L)) &= \sigma_a^2 \sum_{i=1}^{P-1} \sum_{v_i=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j -1} \prod_{i'=1}^{P+1} \Phi_{i'}^{2v_{P+1-i'}} \\
&\quad \times \left[\sum_{i'=1}^D \sum_{v_{i'}=0}^{k-\sum_{j=1}^{i'-1} v'_j -1} \sum_{i''=1}^d \sum_{v_{i''}=0}^{L-\sum_{j=1}^{P+1} v_j s - \sum_{j=1}^D v'_j s - \sum_{j=1}^{i''-1} v''_{j'} -1} \right. \\
&\quad \left. \left(\sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^{P+1} v_j s - \sum_{j=1}^D v'_j s - \sum_{j=1}^d v''_{j'} -1} R_u^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j^2 \right) \right] \quad (5.36)
\end{aligned}$$

olur ki bu iddiayı ispatlar.

$T^{q,Q} \sim \text{SARIMA}(0,0,q) \times (0,0,Q)_s$ olsun. Bu durumda,

$$\begin{aligned} T^{q,Q} &= (1 - \gamma_1 B - \dots - \gamma_q B^q)(1 - \gamma_1 B^s - \dots - \gamma_Q B^{Qs})a_t \\ &= \begin{pmatrix} 1 - \gamma_1 B^s - \dots - \gamma_Q B^{Qs} - \gamma_1 B + \gamma_1 \gamma_1 B^{s+1} + \dots \\ + \gamma_1 \gamma_Q B^{Qs+1} + \dots - \gamma_q B^q \quad + \dots + \gamma_q \gamma_Q B^{Qs+1} \end{pmatrix} a_t \end{aligned} \quad (5.37)$$

olur. Böylece,

$$\text{Var}(e_n^{T^{q,Q}}(L)) = \sigma_a^2 \left(1 + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^Q \gamma_i^2 \gamma_j^2 \right) \quad (5.38)$$

elde edilir.

Eş. 5.17 ve Eş. 5.28 kullanılarak, $X_t \sim \text{SARIMA}(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ için kestirim hatalarının varyansı;

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_n(L)) &= \sigma_a^2 \sum_{i=1}^P \sum_{v_i=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j - 1} \prod_{i'=1}^P \Phi_{i'}^{2v_{P+1-i'}} \\ &\times \left[\sum_{i'=1}^D \sum_{v_{i'}=0}^{k-\sum_{j=1}^{i'-1} v_j' - 1} \sum_{i''=1}^d \sum_{v_{i''}=0}^{L-\sum_{j=1}^P v_j s - \sum_{j=1}^D v_j' s - \sum_{j=1}^{i''-1} v_j'' - 1} \right. \\ &\quad \left. \sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^P v_j s - \sum_{j=1}^D v_j' s - \sum_{j=1}^d v_j'' - 1} R_u^2 + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^Q \gamma_i^2 \gamma_j^2 \right] \end{aligned} \quad (5.39)$$

olarak elde edilir. Böylece $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ için güvenilirlik ve riski tahmin etmede kullanılan kestirim hatalarının varyansı genelleştirilmiştir.

Bu sonuç X_t zaman serisinin $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ modeline sahip olması durumunda elde edilmiştir. Bu durumda X_t zaman serisi;

Benzer şekilde Y_t zaman serisinin $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ modeline sahip olması durumunda, Y_t serisi için kestirim hatalarının varyansı;

$$\begin{aligned}
 Var(\varepsilon_m(k)) &= \sigma_a^2 \sum_{i=1}^p \sum_{v_i=0}^{k-\sum_{j=1}^{i-1} v_j-1} \prod_{i'=1}^p \theta_{i'}^{2v_{p+1-i'}} \\
 &\times \left[\sum_{i'=1}^D \sum_{v_{i'}=0}^{k-\sum_{j=1}^{i'-1} v'_j-1} \sum_{i''=1}^d \sum_{v_{i''}=0}^{L-\sum_{j=1}^p v_j s - \sum_{j=1}^D v'_j s - \sum_{j=1}^{i''-1} v''_j - 2} \right. \\
 &\quad \left. \sum_{u=0}^{L-\sum_{j=1}^p v_j s - \sum_{j=1}^D v'_j s - \sum_{j=1}^d v''_j - 2} \delta_u^2 + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^Q \varphi_i^2 \psi_j^2 \right] \quad (5.40)
 \end{aligned}$$

olarak ifade edilir.

Böylece X_t ve Y_t serileri hangi tek değişkenli doğrusal modele sahip olursa olsun stres-dayanıklılık parametrelerini tahmin etmek için tümevarım yöntemiyle bir genelleştirme elde edilmiştir.

$$G = P(X_{n+L} < Y_{m+k} | \underline{x}, \underline{y}) = \Phi(\delta) \quad (5.41)$$

$$\delta = \frac{Y_m(k) - X_n(L)}{\sqrt{Var(e_n(L)) + Var(\varepsilon_m(k)) - 2Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k))}} \quad (5.42)$$

Eşitlikleri gereğince, stres ve dayanıklılık değişkenlerinin kestirim değerleri bilindiği sürece değişkenler farklı modele sahip olsalar bile kestirim hatalarının normal dağıldığı durumda güvenilirlik ve risk için bir tahmin değeri elde edilebilir.

6. UYGULAMA: SU TÜKETİMİNDE RİSKİN ÖLÇÜLMESİ

Risk ölçümleri günümüzde en etkin olarak finans piyasalarında karşımıza çıkmaktadır. Bunun yanı sıra risk analizi, piyasalar dışında sosyal olgular üzerinde de uygulanabilir. Örneğin, iktisat bilimi para piyasasına yön verirken riskin ölçülmesini bu kadar önemli kılmışsa, insanlık için kıt bir kaynak olan “su” üzerindeki riskin ölçümü sosyal ve iktisadi bir konu oluşturması açısından son derece önemlidir. Para ve su, her iki kavramda ülkelerin kalkınmasında önemli rol oynamaktadır. Bu açıdan bakıldığında ülkelerin zenginleşmesi, gelir düzeylerinin artması, modern sanayi toplumuna dönüşmesi, ülke ekonomisinin nitelik ve nicelik yönünden iyileşmesinde her iki kavramda özellikle son yıllarda benzer önem taşımaktadır. Bu nedenle aynı para gibi “su” da ülkelerin varlık prestijidir.

Paranın piyasada dolaşması gibi eğer doğayı iklimsel dalgalanmaların yaşandığı bir piyasa gibi düşünürsek su da bu piyasa da bir döngü içerisinde ve doğadaki riski ölçülmelidir. Farklı olan bir yön, suyun doğal yollardan bu piyasada var olmasıdır. Ancak son yıllarda tüm dünyanın yaşadığı su sorunu suyun piyasa da doğal yollardan sınırsız oluşuna kısıt getirmektedir. Bu nedenle, finansal krizi aşmada kullanılan risk ölçüm teknikleri ve stres-dayanıklılık modelleri bugün para kadar önemli ve benzer yönlerinin çoğunlukta olduğu bir kavram olan “su” için de kullanılabilir.

Bu tez çalışmasında riskinin ölçülmesinin yaratacağı büyük sosyal katkı düşünülerek su tüketimine ilişkin risk üzerinde çalışılmıştır. Mevsimsel dönüşümlerin etkisini bulabilmek için aylar ve dolayısıyla mevsimler itibariyle risk ölçümleri ile ilgilenilmiştir. Yapılan analizlerde istatistiksel problemlerde sıklıkla başvuru R programı kullanılmıştır.

6.1. Türkiye Geneli ve Coğrafi Bölgeler İçin Tarımsal Kuraklık Riskinin (tkr) Ölçümü

Su tüketimine ilişkin doğal yollardan oluşan riskin bir sonucu sulamadaki su tüketimine bağlı olarak oluşan tarımsal kuraklıktır. Tarımsal kuraklık, Bitkinin kök

bölgesinde, büyüüp gelişmesi için yeterli nem bulunmaması durumunda oluşur. Bu da sulamada yapılan yetersiz su tüketiminin bir sonucudur. Yapılan çalışmada 2008 yılında Türkiye geneli ve Coğrafi bölgelerde, sulamadaki su tüketimine bağlı olarak tarımsal kuraklık riskleri ölçülmüştür.

Türkiye geneli ve Coğrafi bölgeler için aylık Tarımsal Kuraklık Riski (tkr) ölçümü yapılırken;

Stres değişkeni: Sulamada gerekli tüketim miktarı¹ (gtm)

Dayanıklılık değişkeni: Barajlarda sulamada kullanılabilecek aktif doluluk miktarı² (adm)

olmak üzere; sulama için gerekli tüketim miktarının, barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarını geçmesi olasılığı “ Tarımsal Kuraklık Riski (tkr)” olarak tanımlanır ve

$$tkr = P(adm < gtm) \quad (6.1)$$

biçiminde gösterilir. 2008 yılı için Devlet Su İşleri (DSİ) Genel Müdürlüğünden elde edilen aylık ve iller bazında adm ve gtm verileri EK-1 ‘de yer almaktadır. R programı ile öncelikle değişkenlerin normal dağılıma uygunluğunun testi yapılmıştır. Yapılan incelemeler, bu aşamadan sonra değişkenlerin doğal logaritma değerleri üzerinden sürdürülmüştür. Kurulan hipotezler,

H_0 = i. ayda gtm normal dağılımlıdır.

H_1 = i. ayda gtm normal dağılımlı değildir.

¹ Sulamada gerekli tüketim miktarı verileri; Devlet Su İşleri Genel Müdürlüğünden temin edilen 2008 yılı iller bazında gerçekleşen tüketim miktarı verilerinin 2008 yılı aylık yağış miktarlarına göre ters orantılı olarak aylara paylaştırılmasıyla elde edilmiştir.

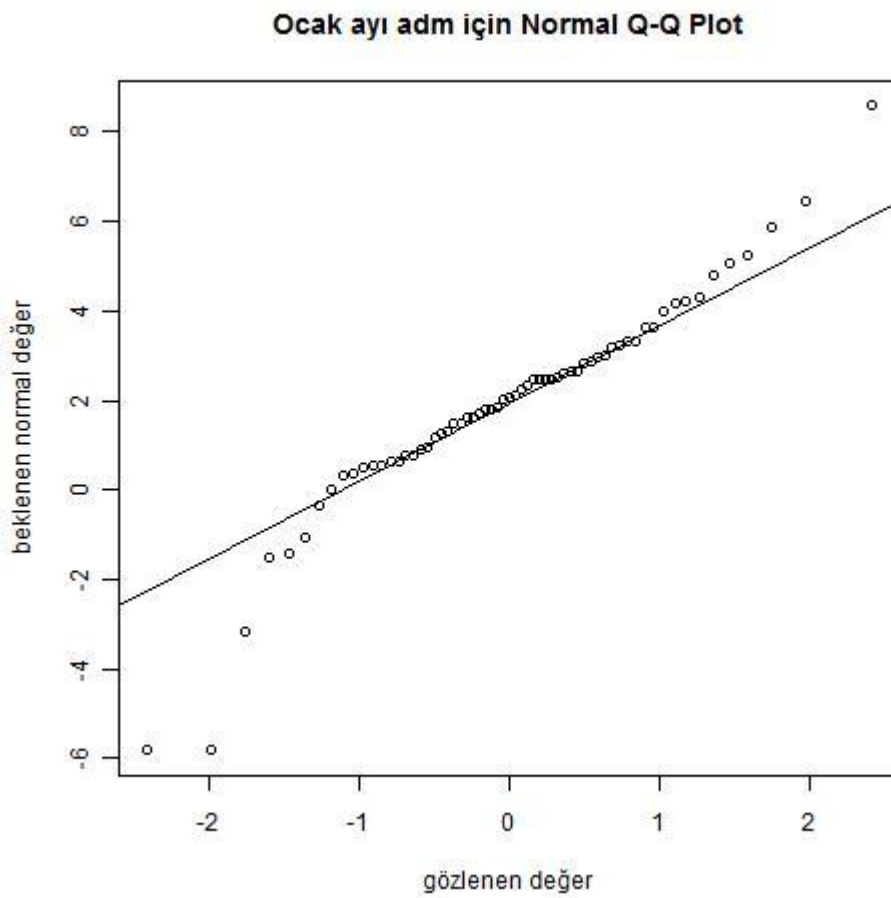
² Barajlarda sulamada kullanılabilecek aktif doluluk miktarı verileri; sulama amaçlı kullanılan barajların aynı zamanda içme suyu ve enerji üretme amaçlı kullanılması nedeniyle aktif doluluk miktarlarının %30’u alınarak elde edilmiştir. Seçilen bu oran tahmini bir oran olup, farklı amaçlar için de kullanılan barajlarda sulama amaçlı kullanılabilecek miktarı yansıtmaktadır.

ve

H_0 = i. ayda adm normal dağılımlıdır.

H_1 = i. ayda adm normal dağılımlı değildir.

biçimindedir. Örneğin Ocak ayı için,



Şekil 6.1. 2008 yılı Ocak ayında barajlarda sulamada kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm) için normallik incelemesi

Şekil 6.1 ‘de Ocak ayı adm değişkeni için gözlemlerin normal dağılıma uygunluğu gözlemlenmektedir. Gözlenen değerlerin beklenen normal dağılıma uygunluğu oldukça yüksektir. Yapılan tek örneklem Kolmogorov-Smirnov testi ile her bir ayın adm verilerinin normal dağılıma uygunluğu analiz edilmiştir. Çizelge 7.1.’de, her bir

aya ilişkin adm değişkenlerinin ortalama, standart sapma, kolmogorov-smirnov z istatistikleri ve yapılan teste ilişkin P-değerleri yer almaktadır.

Çizelge 6.1. 2008 yılı aylık adm verilerinin normal dağılıma uygunluğunun incelenmesi

Aylar	Ortalama	Standart Sapma	Kolmogorov-Smirnov z	P-değeri (2 yanlı)
Ocak	1,91	2,40	0,98	0,28
Şubat	2,18	1,93	0,61	0,84
Mart	2,38	1,88	0,63	0,81
Nisan	2,70	1,79	0,52	0,94
Mayıs	2,80	1,82	0,56	0,90
Haziran	2,65	1,90	0,45	0,98
Temmuz	2,62	1,83	0,44	0,99
Ağustos	2,20	1,86	0,56	0,91
Eylül	1,54	2,24	0,77	0,59
Ekim	1,38	2,16	0,52	0,94
Kasım	1,38	2,07	0,58	0,88
Aralık	1,53	2,06	0,80	0,54

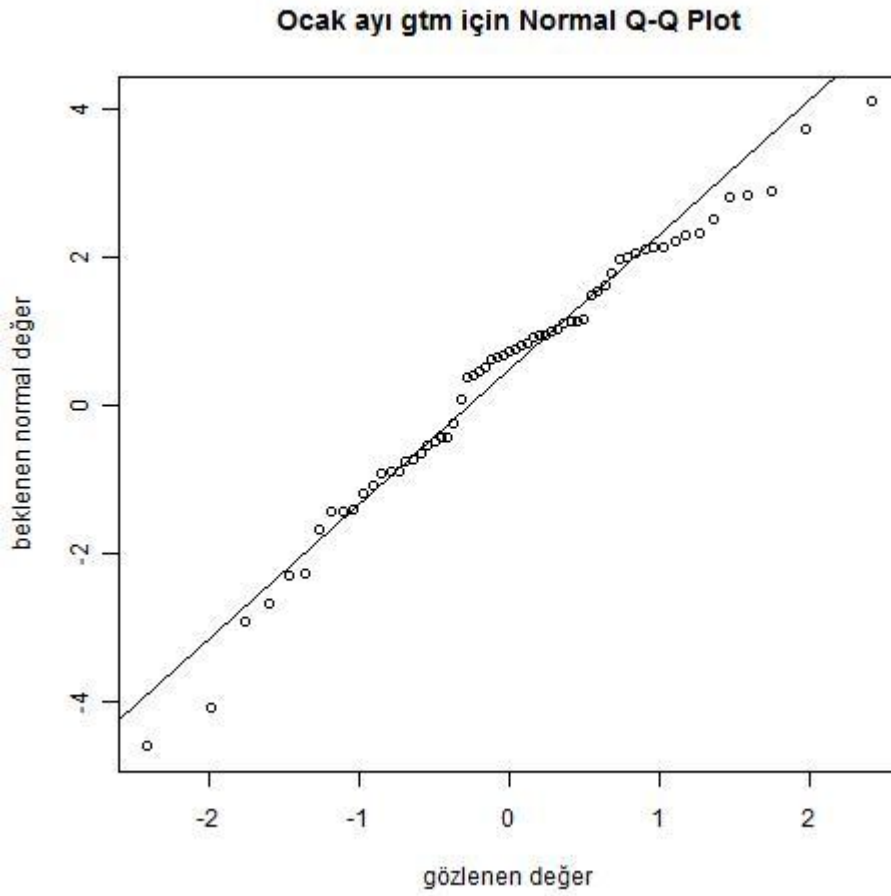
Çizelge 6.1 incelendiğinde, Ocak ayında adm değişkenine ilişkin P – değeri = $0,28 > \alpha/2 = 0,05$ olduğundan yokluk hipotezi red edilemez. Bu durumda Ocak ayında adm değişkeni normal dağılımlıdır. Diğer değişkenler için de P – değeri $> \alpha/2 = 0,05$ olduğundan tüm aylarda adm değişkeni normal dağılımlıdır.

Benzer şekilde gtm değişkeni içinde,

H_0 = Ocak ayında gtm normal dağılımlıdır.

H_1 = Ocak ayında gtm normal dağılımlı değildir.

biçiminde kurulan hipotez için, normallik incelemeleri yapılmıştır.



Şekil 6.2. 2008 yılı Ocak ayında sulamada gerekli tüketim miktarı (gtm) için normallik incelemesi

Şekil 6.2 ‘de Ocak ayı GTM değişkeni için gözlenen değerlerin beklenen normal değerlere uygunluğu oldukça yüksektir. Yapılan bu tespit tek örneklem kolmogorov-smirnov testi ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçları Çizelge 6.2’de yer almaktadır.

Çizelge 6.2. 2008 yılı aylık gtm verilerinin normal dağılıma uygunluğunun incelenmesi

Aylar	Ortalama	Standart Sapma	Kolmogorov-Smirnov z	P-değeri (2 yanlı)
Ocak	0,43	1,77	0,84	0,47
Şubat	0,55	1,79	0,98	0,28
Mart	0,5	1,76	1,02	0,24
Nisan	0,45	1,73	0,73	0,66
Mayıs	0,64	1,72	0,9	0,39
Haziran	1,37	1,8	0,86	0,44
Temmuz	2,34	2,02	0,94	0,33
Ağustos	2,72	1,98	0,85	0,45
Eylül	1,81	1,76	0,8	0,53
Ekim	0,71	1,71	0,83	0,48
Kasım	0,38	1,73	0,81	0,52
Aralık	0,3	1,76	0,78	0,57

Çizelge 6.2'e göre, Ocak ayında gtm değişkenine ilişkin yapılan tek örneklem Kolmogorov-Smirnov uyum testi sonucunda $P - \text{değeri} = 0,47 > \alpha/2 = 0,05$ olduğundan yokluk hipotezi red edilemez. Yani; Ocak ayında gtm değişkeni normal dağılımlıdır. Diğer değişkenler için de $P - \text{değeri} > \alpha/2 = 0,05$ olduğundan tüm aylarda GTM değişkeni normal dağılımlıdır.

Bu durumda ikinci bölümde anlatıldığı gibi normallik altında kesit verileri üzerinde stres-dayanıklılık modelinin uygulanması için stres değişkeni (gtm) ve dayanıklılık değişkeni (adm) arasında bir ilişki olup olmadığı incelenmelidir. Değişkenler arasında ilişki olup olmadığının testi aralarında korelasyon analizi yapılarak tespit edilmiştir. Buna göre kurulması gereken hipotezler;

$H_0 =$ i. ayda adm ve gtm arasında ilişki yoktur.

$H_1 =$ i. ayda adm ve gtm arasında ilişki vardır.

biçimindedir. Her bir aya ilişkin adm ve gtm değişkenleri arasındaki pearson korelasyon katsayıları ve analiz sonuçları Çizelge 6.3'de özetlenmiştir.

Çizelge 6.3. 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenleri arasındaki ilişkinin öneminin incelenmesi

	Kovaryans	Pearson Korelasyon	P değeri (2 yanlı)
Ocak.adm-Ocak.gtm	2,03	0,482	0,000
Şubat.adm-Şubat.gtm	1,66	0,488	0,000
Mart.adm-Mart.gtm	1,52	0,464	0,000
Nisan.adm-Nisan.gtm	1,59	0,52	0,000
Mayıs.adm-Mayıs.gtm	1,72	0,556	0,000
Haziran.adm-Haziran.gtm	1,85	0,545	0,000
Temmuz.adm-Temmuz.gtm	1,75	0,48	0,000
Ağustos.adm-Ağustos.gtm	1,46	0,402	0,001
Eylül.adm-Eylül.gtm	1,28	0,328	0,009
Ekim.adm-Ekim.gtm	1,25	0,342	0,006
Kasım.adm-Kasım.gtm	1,2	0,339	0,007
Aralıkadm-Aralıkgtm	1,4	0,391	0,002

Çizelge 6.3'e 'a göre, yapılan ilişki analiziyle tüm aylar için, $P - \text{değeri} < \alpha/2$ olduğundan kurulan yokluk hipotezleri reddedilememiştir. Yani, tüm aylarda adm ve gtm değişkenleri arasında ilişki vardır sonucuna ulaşılmıştır.

Normal dağılım altında stres ve dayanıklılık değişkenlerinin bağımlı olması durumunda risk, Eş.2.15'de;

$$R = P(Y < X) = \Phi \left(\frac{\mu_1 - \mu_2}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}}} \right)$$

biçiminde ifade edilmişti. Teorem 2.1 gereğince;

$$\hat{R} = \Phi \left(\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{s_1^2 + s_2^2 - 2s_{12}}} \right)$$

şeklinde elde edilmişti. Bu durumda, $\bar{X}$: i.ayda illerin sulamada gerekli tüketim miktarları ortalaması, $\bar{Y}$: i.ayda barajların sulamada kullanılabilecek aktif doluluk miktarları ortalaması, s_1^2 : i.ayda illerin sulamada gerekli tüketim miktarı varyansı, s_2^2 : i.ayda illerin sulamada kullanılabilecek aktif doluluk miktarı varyansı, s_{12} : i.ayda gtm ve adm arasındaki kovaryans olmak üzere,

Türkiye genelinde 2008 yılının Ocak ayında “Tarımsal Kuraklık Risk Tahmini” ; Çizelge 6.1, Çizelge 6.2 ve Çizelge 6.3 bilgileri kullanılarak Eş. 2.16’dan;

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi\left(\frac{0,43 - 1,91}{\sqrt{(1,77)^2 + (2,40)^2 - 2(2,03)}}\right) = \Phi(-0,67) = 0,2514$$

olarak elde edilir. Benzer şekilde 2008 yılının tüm aylarında hesaplanan tarımsal kuraklık risk ölçümleri Çizelge 6.4 ‘de özetlenmiştir.

Çizelge 6.4. 2008 yılı Türkiye geneli aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) ölçümleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-0,67) = 0,251$
Şubat	$\Phi(-0,85) = 0,198$
Mart	$\Phi(-0,99) = 0,161$
Nisan	$\Phi(-1,29) = 0,098$
Mayıs	$\Phi(-1,28) = 0,100$
Haziran	$\Phi(-0,72) = 0,236$
Temmuz	$\Phi(-0,14) = 0,444$
Ağustos	$\Phi(0,24) = 0,595$
Eylül	$\Phi(0,11) = 0,544$
Ekim	$\Phi(-0,29) = 0,386$
Kasım	$\Phi(-0,45) = 0,326$
Aralık	$\Phi(-0,57) = 0,284$

Çizelge 6.4’de gösterilen 2008 yılı aylık tarımsal kuraklık risk ölçümlerine göre, Tarımsal kuraklığın en düşük olasılıkla (0,098) gerçekleştiği ay Nisan ayı, en yüksek olasılıkla (0,595) gerçekleştiği ay Ağustos ayı olmuştur.

Risk tahminlerine göre tarımsal kuraklık için yapılabilecek bir sınıflama Çizelge 6.5’e göre yapılabilir.

Çizelge 6.5. Risk sınıflandırması

Risk Ölçümleri (Risk yaşanma olasılıkları)	Sınıflandırma
0,00-0,16	Çok düşük risk
0,17-0,37	Düşük risk
0,38-0,58	Normal risk
0,59-0,79	Yüksek risk
0,80 -1,00	Çok yüksek risk

2008 yılında Türkiye geneli için hesaplanan tarımsal kuraklık risk tahminlerine göre Ağustos ayında hesaplanan tarımsal kuraklık risk ölçümü bu ayda yüksek olasılıkla kuraklık gerçekleştiğine işaret etmektedir. Diğer aylar ise genel olarak düşük olasılıkla kurak geçmiştir. Elde edilen bu sonuç, 2008 yılı için Türkiye’de gerçekleşen kuraklık durumları ile son derece uyumludur. tahmin edilen tarımsal su kıtlığının en fazla yaşandığı 2007 yılına göre mevsimsel boyutta yağışların daha fazla yaşandığı bir yıldır. Bu nedenle 2008 yılında tarımsal kuraklık Ağustos ayı dışında çok büyük şiddetlerle gerçekleşmemiştir.

Bu durum coğrafi bölgeler ele alınarak incelendiğinde, her bir coğrafi bölgenin 2008 yılının aylarında tarımsal kuraklık risk tahminleri elde edilmiştir. Aşağıda sırasıyla yedi coğrafi bölgenin stres-dayanıklılık analiziyle elde edilen tarımsal kuraklık risk tahminleri yer almaktadır. Coğrafi bölgeler için derlenen veriler EK-2’de yer almaktadır. Bu veriler, Türkiye geneli için EK-1’de yer alan verilerin bölgelere göre şehir sınıflandırmasıyla elde edilmiştir. Türkiye geneli için adm ve gtm değişkenlerinin normallik analizleri sonucu her iki değişkende normal çıktığı için bu

verilerin alt örneklerini oluşturan bölge verileri içinde adm ve gtm değişkenlerinin normal dağılıma sahip oldukları söylenilebilir. Benzer biçimde Türkiye geneli için aylık bazda adm ve gtm değişkenlerinin ilişki yapıları alt örnekler olan bölgelerde de geçerli olacağından, her bir bölgede aylık adm ve gtm değişkenlerinin ilişkili olduğu varsayılacaktır.

AKDENİZ BÖLGESİ

Çizelge 6.6. Akdeniz Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler

Aylar	adm Ortalama	gtm Ortalama	adm Std.Sapma	gtm Std.Sapma	adm-gtm Kovaryans
Ocak	4,64	2,00	3,30	2,37	1,52
Şubat	4,64	2,24	2,92	2,43	1,30
Mart	4,74	2,51	2,75	2,50	1,13
Nisan	4,90	2,58	2,71	2,14	0,97
Mayıs	5,08	2,88	2,66	1,93	0,84
Haziran	4,96	3,82	2,39	1,51	0,79
Temmuz	4,77	4,95	2,24	2,10	0,50
Ağustos	4,30	5,09	2,17	1,31	0,83
Eylül	3,96	4,00	3,41	2,06	0,97
Ekim	3,90	2,72	4,05	2,16	1,14
Kasım	3,78	2,20	4,42	3,24	1,22
Aralık	3,97	1,88	4,46	2,56	1,20

Çizelge 6.6'a göre yapılan stres-dayanıklılık analiziyle, Akdeniz Bölgesinde Ocak ayı için Tarımsal kuraklık risk tahmini Eş.2.16 gereğince,

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi\left(\frac{2 - 4,64}{\sqrt{(2,37)^2 + (3,30)^2 - 2(1,52)}}\right) = \Phi(-0,71) = 0,2389$$

olarak elde edilmiştir. Benzer biçimde Akdeniz Bölgesinde diğer aylar için elde edilen tarımsal kuraklık risk ölçümleri Çizelge 7.10'da özetlenmiştir.

Çizelge 6.7. 2008 yılı Akdeniz Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-0,71) = 0,239$
Şubat	$\Phi(-0,69) = 0,245$
Mart	$\Phi(-0,65) = 0,258$
Nisan	$\Phi(-1,73) = 0,041$
Mayıs	$\Phi(-0,72) = 0,236$
Haziran	$\Phi(-0,45) = 0,326$
Temmuz	$\Phi(0,06) = 0,524$
Ağustos	$\Phi(0,36) = 0,641$
Eylül	$\Phi(0,01) = 0,504$
Ekim	$\Phi(-0,27) = 0,394$
Kasım	$\Phi(-0,30) = 0,382$
Aralık	$\Phi(-0,42) = 0,337$

Çizelge 6.7 incelendiğinde, 2008 yılında Akdeniz bölgesinde tarımsal kuraklık yaşanma riski en düşük Nisan ayında 0,04; en yüksek Ağustos ayında 0,64 olasılıkla ölçülmüştür. Bu durumda Çizelge 6.5'e göre, 2008 yılında Nisan ayı çok düşük olasılıkla kurak, Ocak, Şubat, Mart, Mayıs Haziran, Kasım ve Aralık ayları düşük olasılıkla kurak, Temmuz, Eylül ve Ekim ayları kuraklık beklentisiyle, Ağustos ayı ise yüksek olasılıkla kurak geçmiştir. Bu durum Akdeniz bölgesinin iklimsel özellikleri ve 2008 yılında yaşadığı tarımsal kuraklıklar ile uyum göstermektedir.

DOĞU ANADOLU BÖLGESİ

Çizelge 6.8. Doğu Anadolu Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler

Aylar	adm Ortalama	gtm Ortalama	adm Std. Sapma	gtm Std. Sapma	adm-gtm Kovaryans
Ocak	1,61	0,92	2,08	1,66	1,34
Şubat	1,60	0,76	2,11	1,69	1,47
Mart	1,68	0,59	2,06	1,54	1,24
Nisan	2,26	0,33	1,87	1,43	0,85
Mayıs	2,51	0,41	2,03	1,29	0,73
Haziran	2,49	1,24	2,05	1,23	0,25
Temmuz	2,45	2,44	2,05	1,44	-0,38
Ağustos	2,01	2,95	2,27	1,52	-0,74
Eylül	1,65	2,08	2,24	1,26	0,23
Ekim	0,79	0,66	2,28	1,35	1,13
Kasım	0,74	0,65	2,29	1,55	1,24
Aralık	1,43	0,81	1,59	1,70	1,16

Doğu Anadolu Bölgesi Ocak ayı tarımsal kuraklık risk tahmini,

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi\left(\frac{0,92 - 1,61}{\sqrt{(2,08)^2 + (1,66)^2 - 2(1,34)}}\right) = \Phi(-0,33) = 0,3745$$

olarak ölçülmüştür. Diğer aylar için elde edilen sonuçlar Çizelge 6.9’ da özetlenmiştir.

Çizelge 6.9. 2008 yılı Doğu Anadolu Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-0,33) = 0,371$
Şubat	$\Phi(-0,40) = 0,345$
Mart	$\Phi(-0,53) = 0,298$
Nisan	$\Phi(-0,98) = 0,144$
Mayıs	$\Phi(-1,00) = 0,159$
Haziran	$\Phi(-0,54) = 0,295$
Temmuz	$\Phi(0,00) = 0,500$
Ağustos	$\Phi(0,31) = 0,622$
Eylül	$\Phi(0,17) = 0,568$
Ekim	$\Phi(-0,05) = 0,480$
Kasım	$\Phi(-0,03) = 0,488$
Aralık	$\Phi(-0,35) = 0,363$

Çizelge 6.9'a göre, 2008 yılında Doğu Anadolu bölgesinde tarımsal kuraklık yaşanma riski en düşük Nisan ayında 0,144; en yüksek Ağustos ayında 0,622 olasılıkla ölçülmüştür. Bu durumda Çizelge 6.5'e göre, 2008 yılında Doğu Anadolu bölgesinde Nisan ve Mayıs aylarında çok düşük olasılıkla kuraklık yaşanmış; Ocak, Şubat, Mart, Haziran ve Aralık aylarında düşük olasılıkla kuraklık yaşanmış, Temmuz, Eylül, Ekim ve Kasım aylarında kuraklık beklentisi yaşanmış, Ağustos ayı ise yüksek olasılıkla kurak geçmiştir. Akdeniz bölgesine göre kış mevsiminde kuraklık yaşama olasılıkları daha yüksek, yaz mevsiminde kuraklık yaşama olasılıkları daha düşük tahmin edilmiştir. Elde edilen risk ölçümleri Doğu Anadolu Bölgesinde 2008 yılında gerçekleşen kuraklık durumları ile uyumludur. Kısa süreli yaşanan yaz kuraklığını, kış mevsiminde zirai don olayı sebebiyle yaşanan kuraklığı yansıtmaktadır.

EGE BÖLGESİ

Çizelge 6.10. Ege Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler

Aylar	adm Ortalama	gtm Ortalama	adm Std. Sapma	gtm Std. Sapma	adm-gtm Kovaryans
Ocak	2,48	0,58	1,16	1,18	0,43
Şubat	2,60	0,77	1,22	1,16	0,46
Mart	2,69	0,84	1,28	1,14	0,51
Nisan	2,87	1,02	1,33	1,15	0,46
Mayıs	3,01	1,38	1,39	1,18	0,58
Haziran	3,03	2,16	1,41	1,17	0,61
Temmuz	2,72	2,88	1,30	1,43	0,45
Ağustos	1,71	3,22	0,96	1,42	0,00
Eylül	0,93	2,30	1,14	1,29	-0,01
Ekim	0,66	1,31	1,21	1,22	0,08
Kasım	0,63	0,67	1,34	1,23	0,20
Aralık	0,89	0,44	1,39	1,19	0,53

Ege bölgesi ocak ayı için tarımsal kuraklık risk tahmini,

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi \left(\frac{0,58 - 2,48}{\sqrt{(1,18)^2 + (1,16)^2 - 2(0,43)}} \right) = \Phi(-1,38) = 0,0853$$

olarak elde edilmiştir. Elde edilen diğer sonuçlar Çizelge 6.11 'de gösterilmiştir.

Çizelge 6.11. 2008 yılı Ege Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-1,38) = 0,085$
Şubat	$\Phi(-1,33) = 0,092$
Mart	$\Phi(-1,34) = 0,090$
Nisan	$\Phi(-1,26) = 0,104$
Mayıs	$\Phi(-1,11) = 0,133$
Haziran	$\Phi(-0,59) = 0,278$
Temmuz	$\Phi(0,09) = 0,536$
Ağustos	$\Phi(0,88) = 0,811$
Eylül	$\Phi(0,79) = 0,785$
Ekim	$\Phi(0,39) = 0,652$
Kasım	$\Phi(0,02) = 0,508$
Aralık	$\Phi(-0,30) = 0,382$

Çizelge 6.11'e göre, 2008 yılında Ege bölgesinde tarımsal kuraklık yaşanma riski en düşük Ocak ayında 0,085 olasılıkla; en yüksek Ağustos ayında 0,811 olasılıkla ölçülmüştür. Bu durumda Çizelge 6.5'e göre, Ocak, Şubat, Mart, Nisan ve Mayıs aylarında çok düşük olasılıkla kurak; Haziran ayında düşük olasılıkla kurak; Temmuz, Kasım ve Aralık ayı kuraklık beklentisinde, Eylül ve Ekim yüksek olasılıkla kurak, Ağustos ayı çok yüksek olasılıkla kurak geçmiştir. Ege bölgesinde yağışların büyük bölümü kışın düşmektedir. Burada da görüldüğü gibi önceki iki coğrafi bölgeye göre, kışın tarımsal kuraklık yaşama riski en düşük bu bölgede ölçülmüştür.

GÜNEYDOĞU ANADOLU BÖLGESİ

Çizelge 6.12. Güneydoğu Anadolu Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler

Aylar	adm Ortalama	gtm Ortalama	adm Std. Sapma	gtm Std. Sapma	adm-gtm Kovaryans
Ocak	2,23	-1,29	4,93	2,29	6,68
Şubat	3,49	-1,35	3,00	2,34	4,58
Mart	3,80	-1,19	2,72	2,37	4,09
Nisan	4,01	-0,95	2,67	2,44	4,04
Mayıs	3,80	-0,40	2,87	2,38	4,12
Haziran	3,57	1,43	2,99	2,27	4,14
Temmuz	3,54	2,92	2,96	2,80	5,21
Ağustos	3,29	3,75	3,01	1,72	3,95
Eylül	2,81	1,85	3,24	2,18	3,67
Ekim	2,35	-0,38	3,83	2,30	3,34
Kasım	2,81	-0,99	3,12	2,35	3,75
Aralık	3,11	-1,34	2,86	2,34	3,92

Güneydoğu Anadolu bölgesi ocak ayı için tarımsal kuraklık risk tahmini,

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi\left(\frac{-1,29 - 2,23}{\sqrt{(2,29)^2 + (4,93)^2 - 2(6,68)}}\right) = \Phi(-0,87) = 0,1922$$

olarak elde edilmiştir. Elde edilen diğer sonuçlar Çizelge 6.13 ‘de gösterilmiştir.

Çizelge 6.13. 2008 yılı Güneydoğu Anadolu Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-0,87) = 0,1922$
Şubat	$\Phi(-2,10) = 0,0179$
Mart	$\Phi(-2,27) = 0,0116$
Nisan	$\Phi(-2,22) = 0,0132$
Mayıs	$\Phi(-1,77) = 0,0384$
Haziran	$\Phi(-0,89) = 0,1867$
Temmuz	$\Phi(-0,25) = 0,4013$
Ağustos	$\Phi(0,23) = 0,5091$
Eylül	$\Phi(-0,34) = 0,3669$
Ekim	$\Phi(-0,75) = 0,2266$
Kasım	$\Phi(-1,36) = 0,0869$
Aralık	$\Phi(-1,85) = 0,0322$

Çizelge 6.13'e göre, 2008 yılında Güneydoğu Anadolu bölgesinde tarımsal kuraklık yaşanma riski en düşük Mart ayında 0,01 olasılıkla; en yüksek Ağustos ayında 0,51 olasılıkla ölçülmüştür. Bu durumda Çizelge 6.5'e göre, 2008 yılında Güneydoğu Anadolu bölgesinde Ocak, Şubat, Mart, Nisan, Mayıs, Kasım ve Aralık ayları çok düşük olasılıkla kurak; Haziran, Eylül ve Ekim ayları düşük olasılıkla kurak, Temmuz ve Ağustos ayları kuraklık beklentisiyle geçmiştir. Bölge için tarımsal kuraklık risk tahminlerine bakıldığında, kış, ilkbahar ve sonbahar aylarında tarımsal kuraklık risk tahminlerinin oldukça düşük olduğu görülmektedir. Bu durum yaz aylarında tarımsal kuraklık risk tahminlerini göreceli olarak yüksek kılmaktadır. Bu nedenle diğer bölgelere göre, diğer mevsimlerle kıyaslandığında göreceli olarak yaz mevsimi tarımsal kuraklık riskinin en fazla olduğu bölge Güneydoğu Anadolu bölgesidir.

İÇ ANADOLU BÖLGESİ

Çizelge 6.14. İç Anadolu Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler

Aylar	adm Ortalama	gtm Ortalama	adm Std. Sapma	gtm Std. Sapma	adm-gtm Kovaryans
Ocak	1,52	0,96	1,77	1,34	1,57
Şubat	1,73	1,12	1,48	1,42	1,42
Mart	1,89	0,99	1,50	1,39	1,45
Nisan	2,37	0,68	1,51	1,35	1,45
Mayıs	2,50	0,71	1,38	1,37	1,32
Haziran	2,17	1,25	1,63	1,32	1,18
Temmuz	2,13	2,37	1,64	1,21	0,86
Ağustos	1,86	2,70	1,71	1,22	0,85
Eylül	1,24	2,08	2,13	1,22	0,77
Ekim	1,18	1,14	2,05	1,31	1,53
Kasım	1,27	0,94	1,85	1,32	1,53
Aralık	1,56	0,81	1,62	1,34	1,45

İç Anadolu bölgesi Ocak ayı için tarımsal kuraklık risk tahmini,

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi\left(\frac{0,96 - 1,52}{\sqrt{(1,34)^2 + (1,77)^2 - 2(1,57)}}\right) = \Phi(-0,42) = 0,3372$$

olarak elde edilmiştir. Elde edilen diğer sonuçlar Çizelge 7.18 'de gösterilmiştir.

Çizelge 6.15. 2008 yılı İç Anadolu Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-0,42) = 0,337$
Şubat	$\Phi(-0,53) = 0,298$
Mart	$\Phi(-0,80) = 0,212$
Nisan	$\Phi(-1,54) = 0,062$
Mayıs	$\Phi(-1,69) = 0,045$
Haziran	$\Phi(-0,64) = 0,261$
Temmuz	$\Phi(0,16) = 0,564$
Ağustos	$\Phi(0,51) = 0,695$
Eylül	$\Phi(0,40) = 0,655$
Ekim	$\Phi(-0,02) = 0,492$
Kasım	$\Phi(-0,23) = 0,410$
Aralık	$\Phi(-0,61) = 0,221$

Çizelge 6.15'e göre, 2008 yılında İç Anadolu bölgesinde tarımsal kuraklık yaşanma riski en düşük Mayıs ayında 0,04; en yüksek Ağustos ayında 0,69 olarak tahmin edilmiştir. Bu durumda Çizelge 6.5'e göre, 2008 yılında İç Anadolu bölgesinde Nisan ve Mayıs aylarında tarımsal kuraklık riski çok az; Ocak, Şubat, Mart, Haziran, Aralık aylarında tarımsal kuraklık riski az, Temmuz, Ekim ve Kasım ayları tarımsal kuraklık riski orta seviyelerde, Ağustos ve Eylül aylarında ise tarımsal kuraklık riski yüksek ölçülmüştür. İç Anadolu bölgesinde yağışlar ilkbahar ve kışta toplanmıştır. Elde edilen tarımsal kuraklık risklerinin de özellikle ilkbahar ve kış aylarında düşük olduğu görülmektedir.

MARMARA BÖLGESİ

Çizelge 6.16. Marmara Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler

Aylar	adm ortalama	gtm ortalama	adm std. sapma	gtm std. sapma	adm-gtm kovaryans
Ocak	2,55	0,62	1,44	1,99	1,43
Şubat	2,59	0,89	1,50	1,97	1,53
Mart	2,70	0,83	1,52	1,97	1,48
Nisan	2,87	0,94	1,47	1,95	1,61
Mayıs	2,92	1,06	1,49	1,96	1,58
Haziran	2,82	1,27	1,44	2,12	1,90
Temmuz	2,78	1,71	1,42	2,18	2,00
Ağustos	2,38	2,05	1,19	2,30	1,84
Eylül	1,95	1,44	1,18	2,02	1,29
Ekim	1,82	0,83	1,22	2,05	1,17
Kasım	1,84	0,52	1,24	1,87	0,96
Aralık	1,82	0,47	1,33	1,89	1,04

Marmara bölgesi ocak ayı için tarımsal kuraklık risk tahmini,

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi\left(\frac{0,62 - 2,55}{\sqrt{(1,99)^2 + (1,44)^2 - 2(1,43)}}\right) = \Phi(-1,08) = 0,1401$$

olarak elde edilmiştir. Elde edilen diğer sonuçlar Çizelge 7.20 ‘de gösterilmiştir.

Çizelge 6.17. 2008 yılı Marmara Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-1,08) = 0,1401$
Şubat	$\Phi(-0,96) = 0,1685$
Mart	$\Phi(-1,04) = 0,1492$
Nisan	$\Phi(-1,16) = 0,1230$
Mayıs	$\Phi(-1,09) = 0,1379$
Haziran	$\Phi(-0,93) = 0,1762$
Temmuz	$\Phi(-0,64) = 0,2611$
Ağustos	$\Phi(-0,18) = 0,4286$
Eylül	$\Phi(-0,30) = 0,3821$
Ekim	$\Phi(-0,54) = 0,2946$
Kasım	$\Phi(-0,75) = 0,2266$
Aralık	$\Phi(-0,75) = 0,2266$

Çizelge 6.17'e göre, 2008 yılında Marmara Bölgesinde tarımsal kuraklık yaşanma riski en düşük Nisan ayında 0,12 olasılıkla; en yüksek Ağustos ayında 0,43 olasılıkla ölçülmüştür. Bu durumda Çizelge 6.5'e göre, 2008 yılında Marmara bölgesinde tarımsal kuraklık Ocak, Şubat, Mart, Nisan, Mayıs aylarında çok düşük olasılıkla; Haziran, Temmuz, Ekim, Kasım ve Aralık aylarında düşük olasılıkla kuraklık gerçekleşmiştir. Ağustos ve Eylül aylarında ise tarımsal kuraklık riski orta düzeylerde yaşanmıştır. Marmara bölgesinde yağışların büyük ölçüde kışın gerçekleşmesi kış ve etkisinin sürdüğü ilkbahar aylarında tarımsal kuraklık riskinin düşük olması ile uyum sağlamaktadır.

KARADENİZ BÖLGESİ

Çalışmanın uygulama kısmında ilgilenilen verilerde, Karadeniz Bölgesi için çok sağlıklı sonuçlara ulaşılması beklenilmemektedir. Karadeniz bölgesi Türkiye'nin en fazla yağış alan bölgesidir. Bu nedenle doğal yollardan sulamanın gerçekleştiği bu bölgede birçok ilde gtm ve adm verilerine ulaşamamıştır.

Çizelge 6.18. Karadeniz Bölgesi 2008 yılı aylık adm ve gtm değişkenlerine ait betimsel istatistikler

Aylar	adm ortalama	gtm ortalama	adm std. sapma	gtm std. sapma	adm-gtm kovaryans
Ocak	0,55	-0,33	3,02	2,04	1,95
Şubat	0,35	-0,08	2,97	1,94	3,02
Mart	1,45	-0,28	1,88	1,97	2,05
Nisan	1,04	-0,50	3,05	1,86	2,62
Mayıs	1,11	-0,54	3,07	1,91	2,71
Haziran	0,78	-0,31	3,06	2,07	1,78
Temmuz	1,13	0,39	3,08	2,31	2,20
Ağustos	0,93	0,57	3,13	2,41	1,87
Eylül	0,28	0,17	3,10	2,24	1,34
Ekim	0,54	-0,38	3,34	2,00	1,71
Kasım	0,38	-0,37	3,29	1,94	1,80
Aralık	0,31	-0,42	3,02	1,99	2,07

Karadeniz Bölgesi Ocak ayı için tarımsal kuraklık risk tahmini,

$$\widehat{tkr}_{Ocak} = \Phi\left(\frac{-0,33 - 0,55}{\sqrt{(2,04)^2 + (3,02)^2 - 2(1,95)}}\right) = \Phi(-0,29) = 0,3859$$

olarak elde edilmiştir. Elde edilen diğer sonuçlar Çizelge 6.19 'da gösterilmiştir.

Çizelge 6.19. 2008 yılı Karadeniz Bölgesi aylık tarımsal kuraklık risk (tkr) tahminleri

Aylar	$\widehat{tkr} = \Phi(.)$
Ocak	$\Phi(-0,29) = 0,386$
Şubat	$\Phi(-0,17) = 0,432$
Mart	$\Phi(-0,94) = 0,174$
Nisan	$\Phi(-0,56) = 0,287$
Mayıs	$\Phi(-0,60) = 0,274$
Haziran	$\Phi(-0,34) = 0,367$
Temmuz	$\Phi(-0,23) = 0,409$
Ağustos	$\Phi(-0,10) = 0,460$
Eylül	$\Phi(-0,03) = 0,488$
Ekim	$\Phi(-0,27) = 0,394$
Kasım	$\Phi(-0,23) = 0,409$
Aralık	$\Phi(-0,25) = 0,401$

Çizelge 6.19'a göre, 2008 yılında Karadeniz Bölgesinde tarımsal kuraklık yaşanma riski en düşük Mart ayında 0,174 olasılıkla; en yüksek Eylül ayında 0,488 olasılıkla tahmin edilmiştir. Bu durumda Çizelge 6.5'e göre, 2008 yılında Karadeniz Bölgesinde tarımsal kuraklık Mart ayında çok düşük riskle; Nisan, Mayıs, Haziran aylarında düşük riskle, Ocak, Şubat, Temmuz, Ağustos, Eylül, Kasım ve Aralık ayları normal civarda riskle ölçülmüştür.

Karadeniz bölgesinde şiddetli yaz kuraklığı bu hissedilmez. Bu sonuçlara göre de en fazla orta şiddette kuraklık yaşanmıştır. Bunun yanı sıra ayların görel olarak tarımsal kuraklık riskleri bakımından birbirinden çok farklı olmadıkları göze çarpmaktadır.

Türkiye geneli ve coğrafi bölgeler bazında 2008 yılı kesit verileri üzerinden yapılan aylık tarımsal kuraklık riski ölçümleri genel olarak 2008 yılında yaşanan gerçek sonuçlar ile uyumluluk göstermektedir. Bu durum belirlenen stres ve dayanıklılık değişkenlerinin söz konusu riski ölçmede yeterli olduğunu göstermektedir.

6.2. Ankara İlinde Zaman Serisi Modelleri Üzerinden Stres-Dayanıklılık Analiziyle Su Tüketiminde Riskin Ölçülmesi

Uygulamanın bu aşamasında, tezin amacını oluşturan zaman serisi modelleri üzerinden yapılan inceleme, Ankara ilinde, zaman modelleri üzerinden su tüketiminde risk (str) tahminlerinin elde edilmesiyle örneklendirilmiştir. Yapılan analizde;

Stres değişkeni (X): Ortalama Su Tüketim Miktarı (stm)

Dayanıklılık değişkeni (Y): Barajlara Gelen Su Miktarı (bgsm)

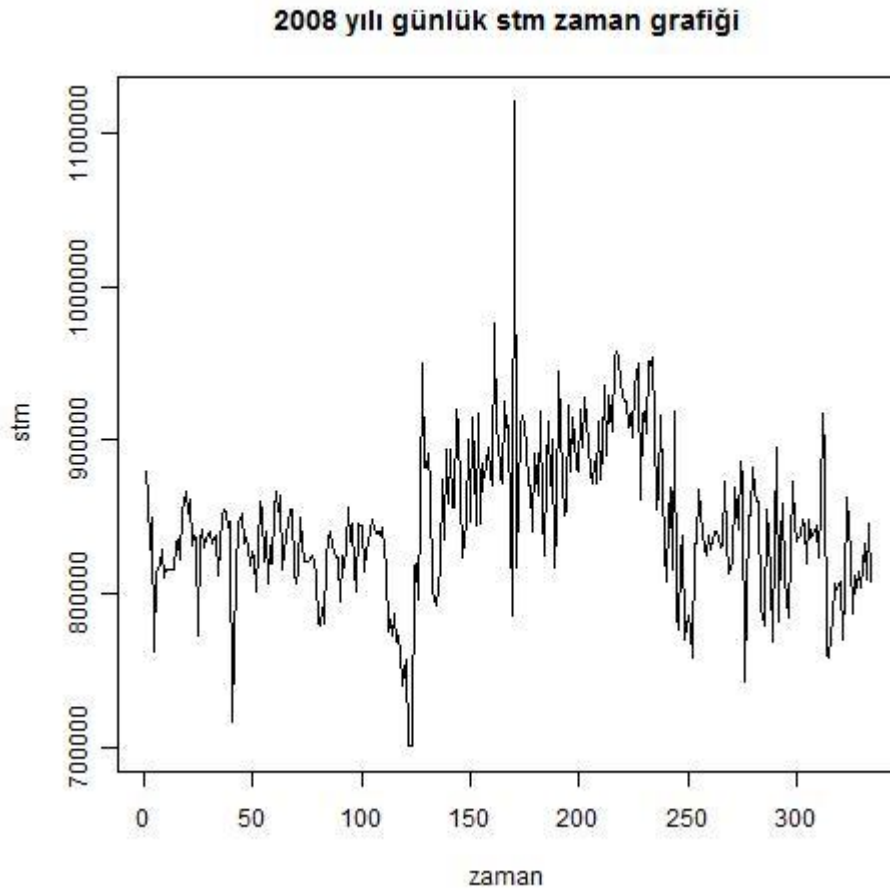
olarak tanımlanmıştır. Belirlenen stres ve dayanıklılık değişkenlere ilişkin veriler, ASKİ (Ankara Su ve Kanalizasyon İdaresi) Genel Müdürlüğünden elde edilmiştir. bgsm ve stm için sırasıyla, 2008-2009 yıllarında Ankara ili için günlük barajlara gelen su miktarı ve günlük ortalama su tüketim miktarı verileri EK-3’de yer almaktadır.

Bu durumda su tüketim riski (str), ortalama su tüketim miktarının barajlara gelen su miktarını aşması olasılığı olarak tanımlanır ve

$$str = P(bgsm < stm) \quad (6.2)$$

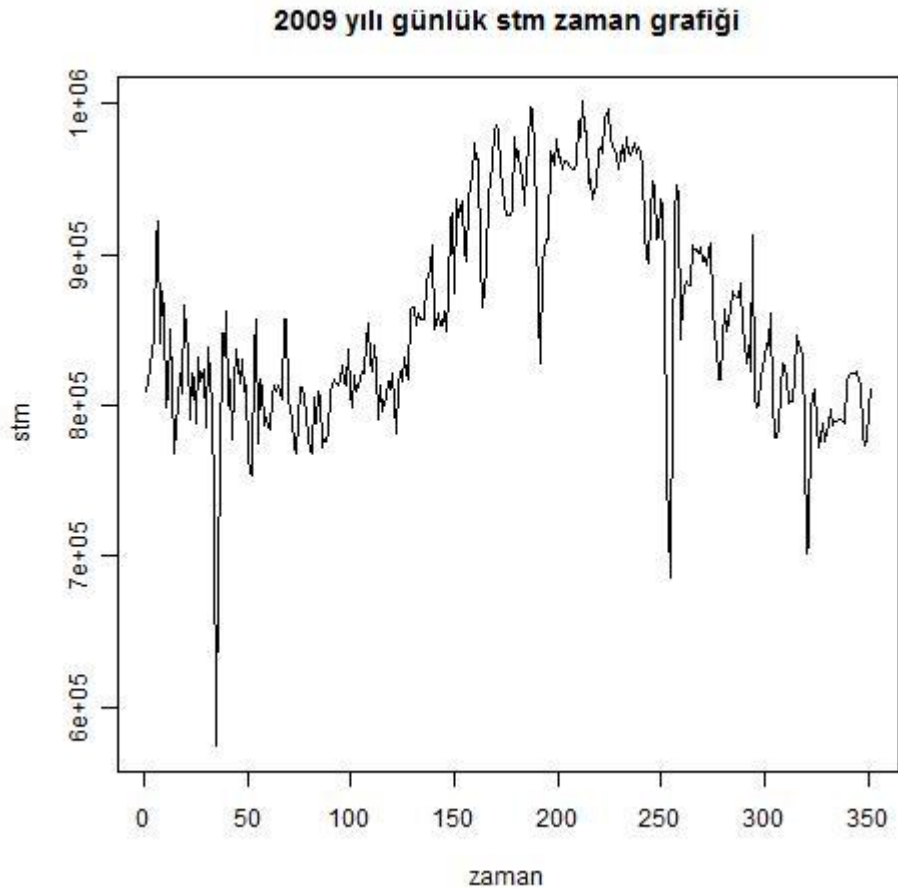
biçiminde gösterilir. Yapılan analizde, zaman modelleri üzerinden Ankara ili için 2010 yılının aylarında su tüketim riski ölçümleri elde edilmiştir. Analiz sonuçlarının grafikleştirilmesi ve raporlanmasında R programı kullanılmıştır. Kullanılan program ve komutlar EK-4 de yer almaktadır.

Genelleştirmenin kullanılabilmesi için stres ve dayanıklılık verilerine uygun zaman serisi modelleri elde edilmiştir.



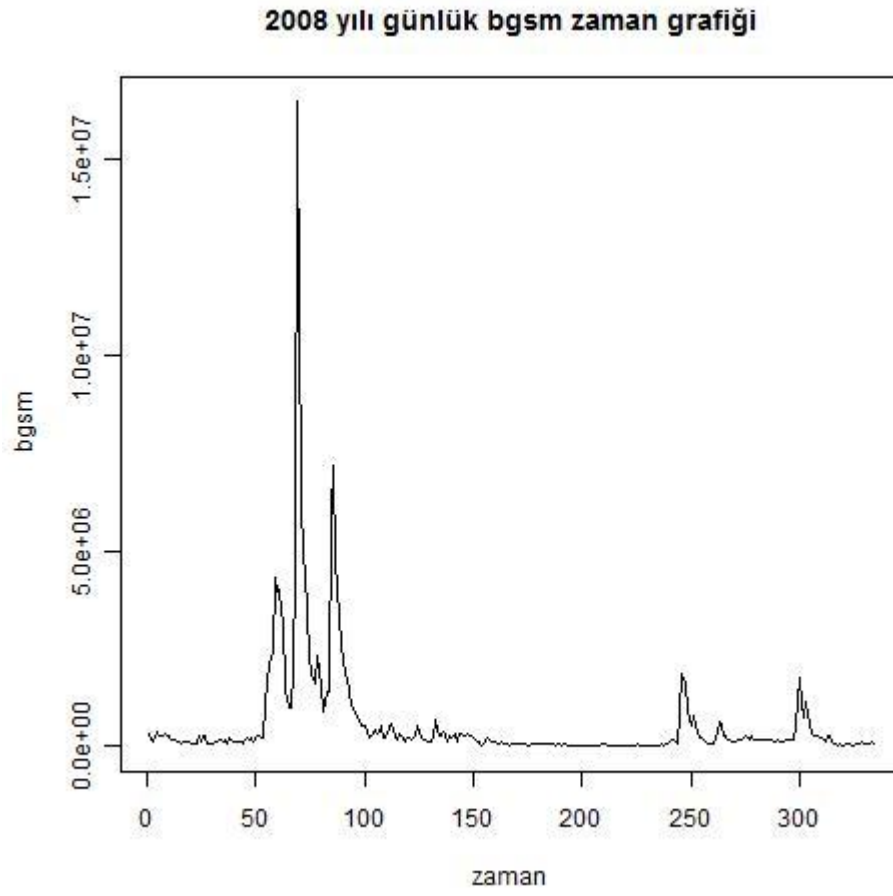
Şekil 6.3. 2008 yılında Ankara için günlük ortalama su tüketim miktarı (stm) zaman grafiği

Şekil 6.3'te verilen grafik incelendiğinde, 2008 yılında yaklaşık 120. ve 240. günler arasında günlük ortalama su tüketiminin bazı günlerde yaşanan düşüşlerle birlikte giderek arttığı görülmektedir. 2008 yılı için günlük ortalama su tüketimi 150-200. günler arasında maksimum değerini almaktadır. Sonuç olarak günlük ortalama su tüketimi, ilkbahardan başlayıp yazın sonuna kadar giderek artmaktadır. Yaşanan uç su tüketimlerinin yaz aylarında gerçekleştiği gözlemlenmektedir. Zaman grafiği incelendiğinde su tüketiminde mevsimsellik etkisinin olduğu açıktır. Yaz aylarında günlük ortalama su tüketimi artıp diğer aylarda azalmaktadır.

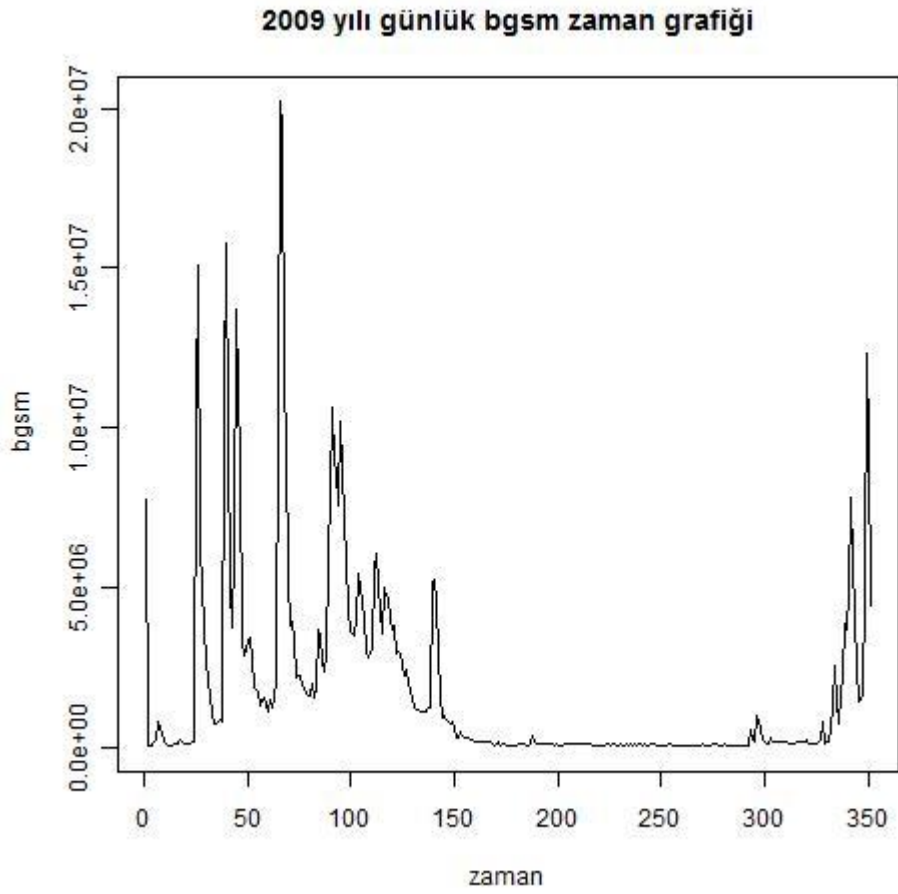


Şekil 6.4. 2009 yılında Ankara için günlük ortalama su tüketim miktarı (stm) zaman grafiği

2009 yılında 120-220. günler arasında su tüketiminde genel olarak bir artışın olduğu görülmektedir. Bahsedilen günler, baharın başlangıcından yazın sonuna kadar geçen süreyi ifade etmektedir. ASKİ'den alınan ortalama su tüketim miktarı (stm) verileri 2008 ve 2009 yıllarına aittir. Grafikler incelendiğinde, 2008 ve 2009 yıllarının benzer su tüketim kalıplarına sahip olduğu söylenilebilir. Ancak, 2009 yılı yağışlarının ve dolayısıyla baraj doluluklarının 2008 yılına göre fazla olması, 2009 yılında su tüketim miktarları üzerinde bir artışa sebep olmuştur. Su tüketimi, yalnızca gelen su miktarına bağlı değil, aynı zamanda ihtiyaç ve alışkanlıklara da bağlı olmaktadır. Bu nedenle önemli bir durum yaşanmadıkça (2007 yılında yaşanan kuraklık gibi) su tüketimi, alışkanlıkların ve ihtiyaçların da bir fonksiyonu olarak aynı dönemlerde benzer mevsimsel dalgalanmalarla benzer tüketim kalıplarına uyacaktır.



Şekil 6.5. 2008 yılında Ankara için gnlk barajlara gelen su miktarı (bgsm) zaman grafiđi



Şekil 6.6. 2009 yılında Ankara için günlük barajlara gelen su miktarı (bgsm) zaman grafiđi

Ankara'nın iklimsel özelliklerinin de görülebildiđi bu grafikte, yaz aylarında barajlara gelen su miktarının oldukça az olduđu, sonbaharın gelmesiyle artışların yeniden başladığı gözlemlenmiştir. Burada da mevsimsel etkinin yaşandığı görölmektedir.

2008 ve 2009 yılı bgsm verileri birlikte incelendiğinde, 2008 ve 2009 yıllarında barajlara gelen su miktarlarının oldukça farklı seyrettikleri görölmektedir. 2009 yılında yağışlarda meydana gelen artışlar barajlara gelen su miktarlarına yansımıştır. 2009 yılı bgsm grafiđi, 2008 yılı bgsm grafiđinden oldukça farklılaşmıştır. Ancak yine de Ankara ili için iklimsel özelliklere bađlı mevsimsel kalıpların korunduđu

görülmektedir. bgsm verileri bahar aylarında artış gösterirken yaz aylarında düşüş göstermektedir.

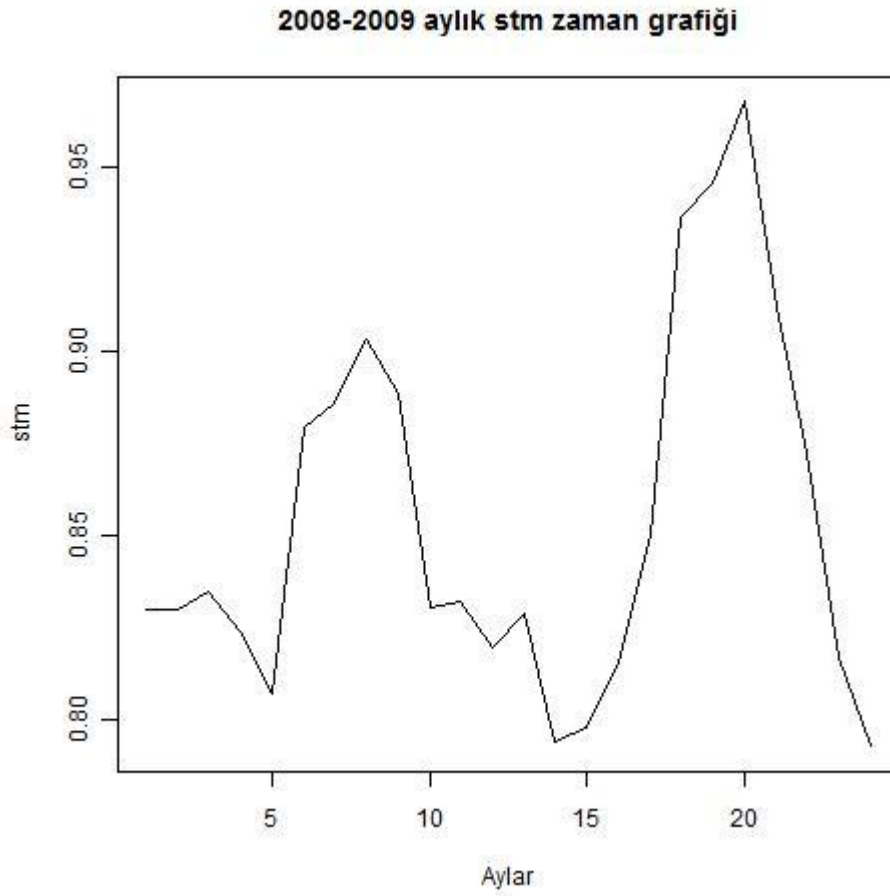
Analizin bundan sonraki aşamasında, bahsedilen mevsimsel dalgalanmaların izlendiği stm ve bgsm değişkenlerinin zaman modelleri elde edilmiştir. Zaman modelleri 2008-2009 yıllarında aylık stm ve aylık bgsm verileri kullanılarak oluşturulmuştur. 2008-2009 yıllarında aylık stm ve aylık bgsm verileri EK-3 'de yer alan günlük stm ve bgsm verilerinin her bir ay için ortalamaları alınarak elde edilmiştir.

Çizelge 6.20. 2008-2009 yılları aylık ortalama su tüketim miktarı (stm) ve aylık ortalama barajlara gelen su miktarı (bgsm) verileri

Yıl: Ay	i.Ayda Günlük Ortalama Su Tüketimi (hm ³)	i.Ayda Günlük Ortalama Barajlara Gelen Su Miktarı (hm ³)
2008:Ocak	0,830157	0,183732
2008:Şubat	0,829977	0,147721
2008:Mart	0,835067	3,590962
2008:Nisan	0,824098	1,588001
2008:Mayıs	0,807518	0,280186
2008:Haziran	0,879635	0,174588
2008:Temmuz	0,885986	0,053731
2008:Ağustos	0,903108	0,026937
2008:Eylül	0,888476	0,205535
2008:Ekim	0,830492	0,315154
2008:Kasım	0,832254	0,417979
2008:Aralık	0,819712	0,1285
2009:Ocak	0,828759	1,842188
2009:Şubat	0,79423	3,957875
2009:Mart	0,798071	4,332633
2009:Nisan	0,816225	5,5135
2009:Mayıs	0,850398	2,197153
2009:Haziran	0,936151	0,229015
2009:Temmuz	0,945459	0,089129
2009:Ağustos	0,967551	0,071963
2009:Eylül	0,912136	0,060274
2009:Ekim	0,872268	0,058952
2009:Kasım	0,817221	0,231234
2009:Aralık	0,793109	2,489859

Daha öncede belirtildiği gibi model belirleme aşamasında öncelikle değişkenlere ait zaman, ACF ve PACF grafikleri çizilerek mevsimsellik, durağan dışılık ve model dereceleri belirlenir.

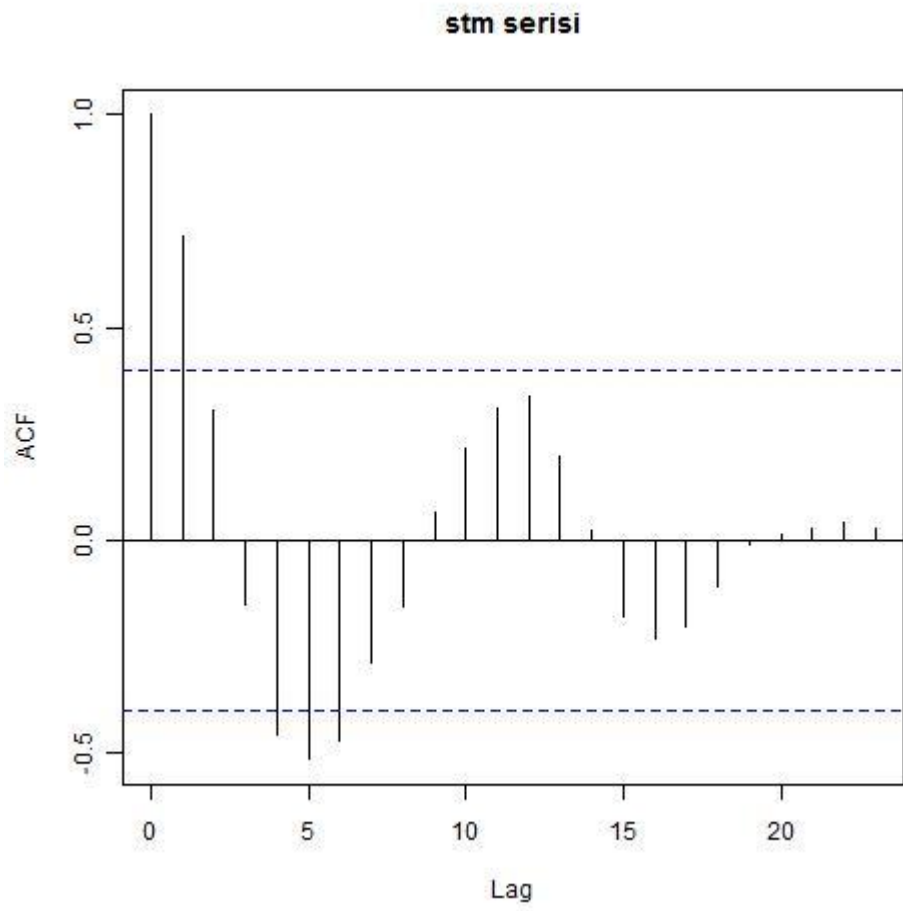
2008-2009 yıllarına ilişkin aylık verileri içeren stm değişkeninin zaman grafiği Şekil 6.7’de gösterildiği biçimde elde edilir.



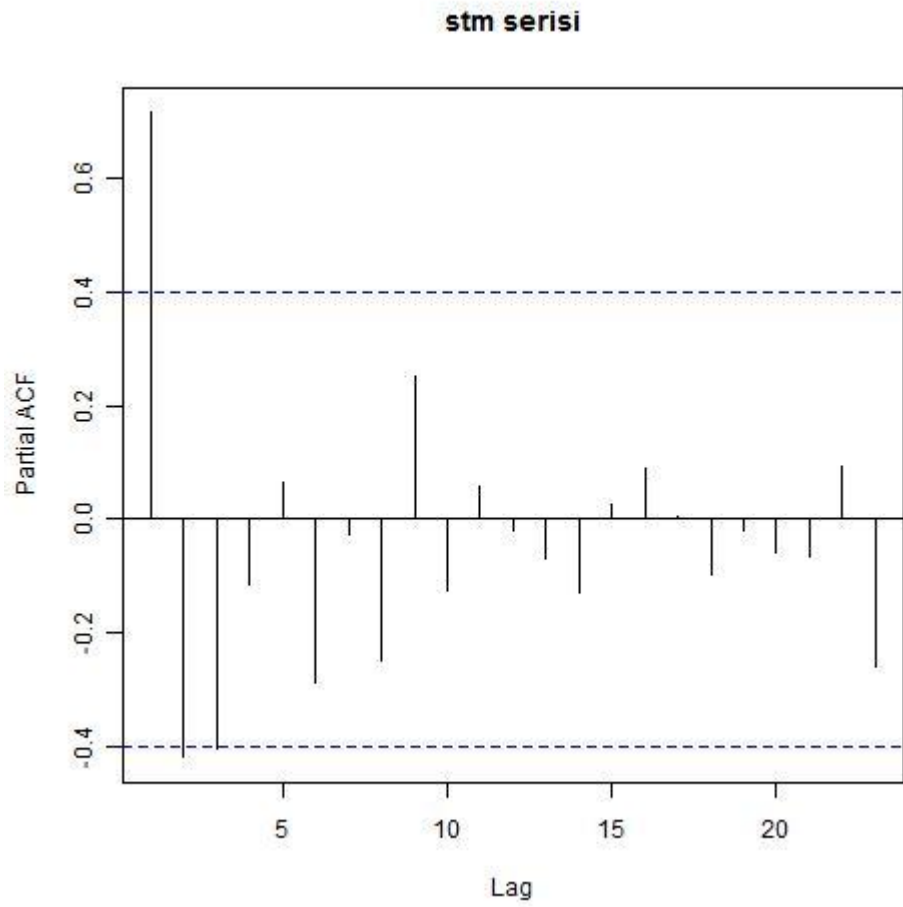
Şekil 6.7. Ankara için 2008-2009 aylık ortalama su tüketim miktarı (stm) zaman grafiği

2008-2009 yılları aylık ortalama stm zaman grafiğine bakıldığında, mevsimsel bir dalgalanmanın olduğu görülmektedir. Aylık verilerle çalışılmasından dolayı bu durum stm zaman modelinde mevsimsel periyodun $s=12$ alınmasıyla ifade edilmiştir.

stm değişkeninin ACF (Otokorelasyon Fonksiyonu) grafiği ve PACF (Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu) grafiği Şekil 6.8’de gösterildiği gibidir.



Şekil 6.8. 2008-2009 yılları için stm serisinin ACF grafiği



Şekil 6.9. 2008-2009 yılları için stm serisinin PACF grafiği

stm değişkeni için zaman, ACF ve PACF grafikleri dikkate alındığında, zaman grafiğinde mevsimsel bir dalgalanmanın olduğu görülmektedir. Bu dalgalanmanın, varyansta durağan dışılıktan da kaynaklanabileceği düşünülerek verilerde varyans düzgünleştirmesi de yapılarak mevsimsellik incelenmiştir. ACF grafiğinde; 1,4,5 ve 6. katsayılarının sınırlar dışında görünmesi sebebiyle söz konusu modeller için mevsimsel olmayan hareketli ortlamalar dereceleri buna göre incelenmiştir. Benzer biçimde PACF grafiğinde; 1 ve 2 katsayıların sınırlar dışında gözükmesi nedeniyle mevsimsel olmayan otoregressif dereceleri buna göre araştırılmıştır. Bu durumda, stm değişkeni için anlamlı parametreler doğrultusunda uygun zaman modelleri; $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$, $SARIMA(2,0,1) \times (0,1,0)_{12}$, $SARIMA(2,0,4) \times$

$(0,1,0)_{12}$ SARIMA(2,0,5) $\times$ $(0,1,0)_{12}$, SARIMA(2,0,6) $\times$ $(0,1,0)_{12}$ olarak alınmıştır.

stm zaman serisinin bu modeller üzerinden incelemesine değişken üzerinde varyans düzgünleştirilmesi yapılarak devam edilmiştir. Böylece, varyansta durağan dışılığın elimine edilmesi amaçlanmıştır. Bunun için değişken üzerinde Box-Cox dönüşümü yapılmıştır. Eş. 3.22’de ifade edilen varyans düzgünleştirme için güç fonksiyonunda $\lambda = 0,5$ alınmıştır.

Varyans düzgünleştirilmesi yapılmış stm verisi üzerinde belirlenen modellerin uygunlukları incelenmek istendiğinde, herbir model için Box-Pierce testinin uygulanması gerekecektir. R programında Box-Pierce testi yapmak için girilen komut EK-4 de görülmektedir.

Box-Pierce testi ile model uygunluğu sınanırken kurulan hipotez;

H_0 = Model uygundur.

H_1 = Model uygun değildir.

biçimindedir. $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde yapılan testlerin sonuçları aşağıda yer almaktadır.

SARIMA(1,0,1) $\times$ $(0,1,0)_{12}$ modeli için;

```
Box-Pierce test

data: resid(model)
X-squared = 0.1654, df = 1, p-value = 0.6842
```

Resim 6.1. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ $(0,1,0)_{12}$ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

Eş. 3.1 ve Eş. 3.2’ de görüldüğü gibi Box-Pierce testi artıkların dağılımı üzerinden yapılmaktadır. Bu nedenle Resim 6.1’de de veri resid (model) biçimindedir. Eş. 3.2

'de ifade edilen Box-Pierce istatistiği kikare dağılmaktadır. Hesaplanan ki-kare değeri 0,1654 'tür. Model uygunluğunu sınavan yokluk hipotezi için P – değeri = 0,6842 > 0,05 olduğundan yokluk hipotezi red edilemez. Bu durumda belirlenen modelin stm verileri için uygun olduğu sonucuna ulaşılır.

SARIMA(2,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeli için;

```
Box-Pierce test

data: resid(model)
X-squared = 0.0492, df = 1, p-value = 0.8245
```

Resim 6.2. stm için SARIMA(2,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

SARIMA(2,0,4) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeli için;

```
Box-Pierce test

data: resid(model)
X-squared = 0.1587, df = 1, p-value = 0.6904
```

Resim 6.3. stm için SARIMA(2,0,4) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

SARIMA(2,0,5) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeli için;

```
Box-Pierce test

data: resid(model)
X-squared = 0.2309, df = 1, p-value = 0.6309
```

Resim 6.4. stm için SARIMA(2,0,5) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

SARIMA(2,0,6) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeli için;

```
Box-Pierce test

data: resid(model)
X-squared = 0.0434, df = 1, p-value = 0.8349
```

Resim 6.5. stm için SARIMA(2,0,6) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

Buna göre belirtilen tüm modeller için $P - \text{değeri} > \alpha/2$ olduğundan modelin anlamlı olduğunu sınavan yokluk hipotezi reddedilemez. Bu nedenle belirtilen bu modeller anlamlıdır.

Belirlenen uygun modeller içinde kestirim yapılacak en iyi modelin belirlenmesi için Akaike Bilgi kriteri kullanılmıştır.

Çizelge 6.21. stm için en uygun modelin incelenmesi

Model	AIC
SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂	-46,17
SARIMA(2,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂	-45,92
SARIMA(2,0,4) $\times$ (0,1,0) ₁₂	-41,75
SARIMA(2,0,5) $\times$ (0,1,0) ₁₂	-41,38
SARIMA(2,0,6) $\times$ (0,1,0) ₁₂	-39,23

Yapılan analizle bu modellerden AIC değeri en küçük olan SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin seçilen modeller içinde en uygun model olduğu sonucuna varılmıştır.

stm değişkeni için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ üzerinde yapılan ayrıntılı incelemeler aşağıda özetlenmiştir.

$$stm \sim SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$$

Bu durumda model için parametre tahminleri, R programı ile elde edilmiştir.

```

Coefficients:
      ar1      ma1
    0.5836  0.1985
s.e.  0.2746  0.3079

sigma^2 estimated as 0.0007159:  log likelihood = 26.09,

```

Resim 6.6. stm için $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modelinin parametre tahminlerinin incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

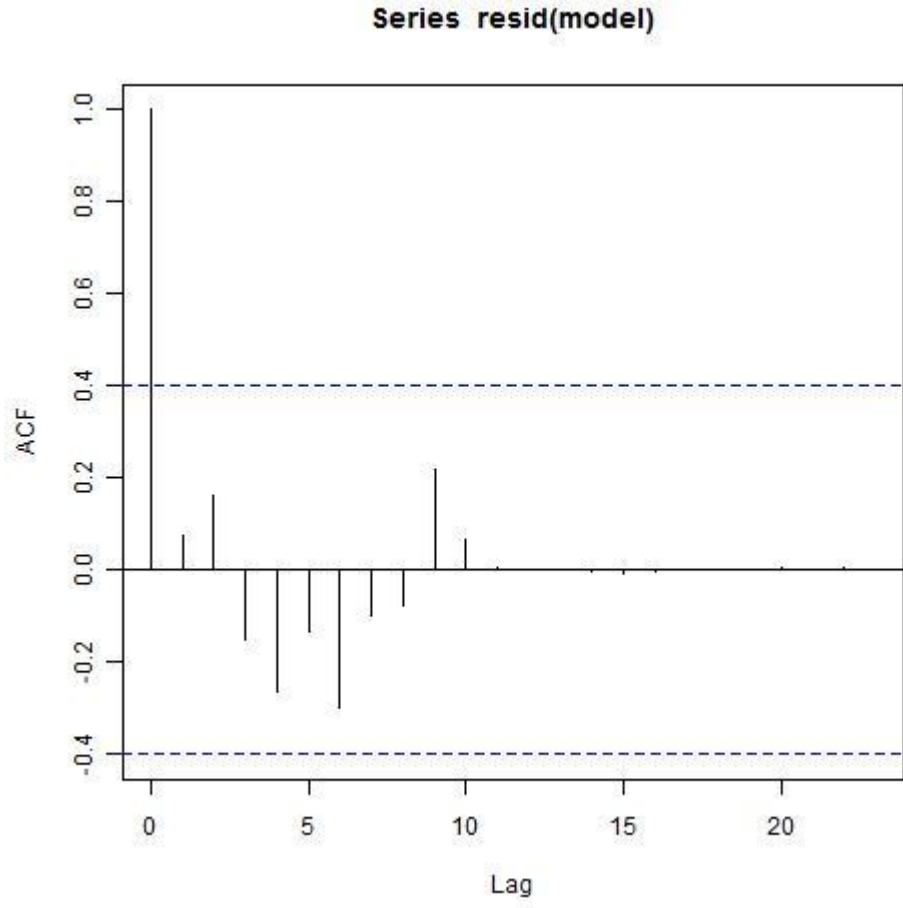
Bu model için belirleme katsayısı $R^2 = 0,803$ olarak hesaplanmıştır. Bu durumda modelin ilgili parametrelerce açıklanma yüzdesinin de yüksek olduğu görülmektedir.

Resim 6.6'a göre; mevsimsel olmayan otoregressif parametre 0,5836; mevsimsel olmayan hareketli ortalamalar parametresi 0,1985 olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan bu parametre değerlerine ait standart hatalar sırasıyla 0,2746 ve 0,3079 olarak elde edilmiştir. Sonuç olarak stm değişkeni için kurulan model,

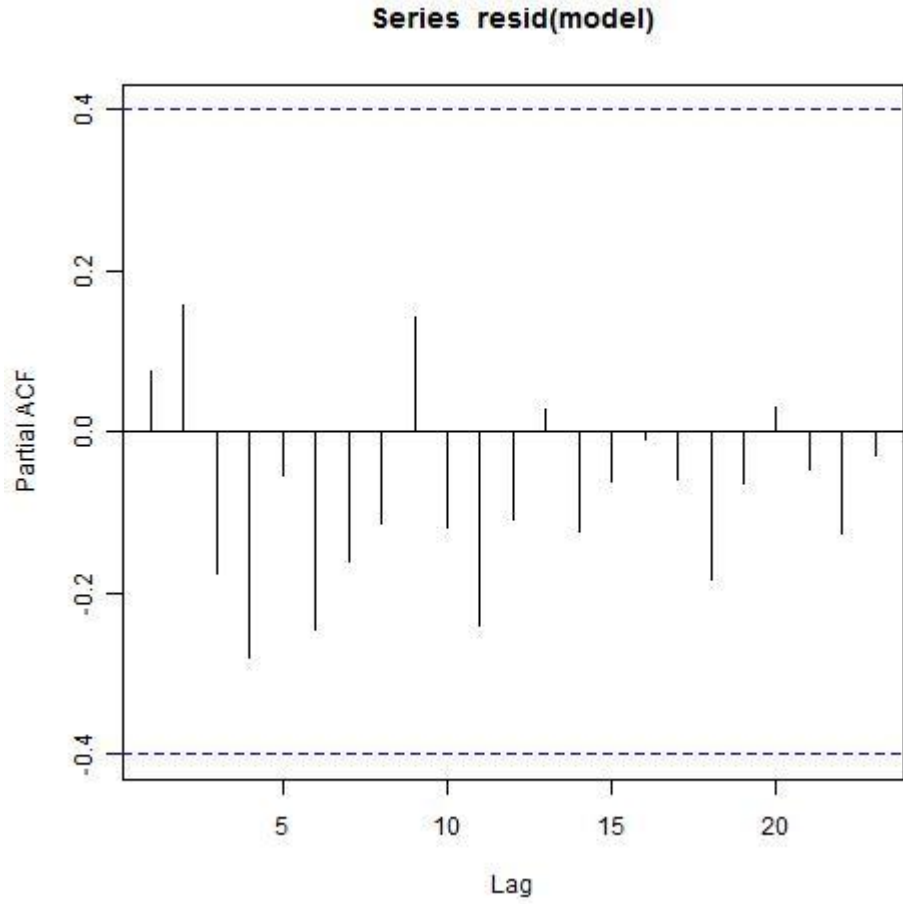
$$\nabla^{12}(stm)_t = 0,5836\nabla^{12}(stm)_{t-1} + a_t - 0,1985a_{t-1} \quad (6.3)$$

biçimindedir. Burada stm: üzerinde varyans düzgünleştirmesi yapılmış zaman değişkenini, ∇^{12} : birinci derece mevsimsel fark alma operatörünü, a_t : artık terimi ifade etmektedir. Resim 6.6'a göre Eş.6.3'de kurulan bu modele ilişkin tahmin edilen varyans, $\hat{\sigma}^2 = 0,0007159$ olarak hesaplanmıştır.

Kurulan bu modelin uygunluğunun incelenmesi aşamasında artıkların dağılımının beyaz gürültü sürecine uygunluğu incelenmelidir.



Şekil 6.10. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeline ait artıkların ACF grafiği



Şekil 6.11. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeline ait artıkların PACF grafiği

STM değişkeni için kurulan modelin artıklarının ACF ve PACF grafikleri incelendiğinde katsayıların yaklaşık sıfır olduğu görülmektedir. Bu durum beyaz gürültü sürecinin ACF ve PACF grafikleri ile uyum göstermektedir.

Bunun yanında beyaz gürültü sürecinde model için artıkların dağılımının normal dağılıp dağılmadığı kontrol edilmelidir. Bunun için R programında artıklara Shapiro-Wilk Normallik testi uygulanmıştır. Analiz için kurulan hipotez,

H_0 = Artıkların dağılımı normaldir.

H_1 = Artıkların dağılımı normal değildir.

şeklinde. $\alpha = 0,01$ için yapılan analizin çıktıları Resim 6.7’de yer almaktadır.


```

Shapiro-Wilk normality test

data: resid(model)
W = 0.8854, p-value = 0.01067

```

Resim 6.7. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeline ait artıkların normallik incelemesi (R programı çıktı penceresi)

Analiz sonucunda $P - \text{değeri} = 0,01067 > \alpha/2 = 0,005$ olduğundan yokluk hipotezi red edilemez. Bu durumda artıkların dağılımının normal olduğu sonucuna ulaşılmıştır. O halde modele ilişkin artıklarla ilgili beyaz gürültü sürecinin tüm varsayımları sağlanmaktadır.

Resim 6.1’de stm değişkeni için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin uygunluğu test edilmiştir. Bu test sonucunda ve yapılan tüm analizlerle SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin stm değişkeni için uygun ve kestirim yapmak için yeterli bir model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

stm değişkeni için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinden 2010 yılına ilişkin kestirimler elde edilmiştir.

```

$pred
Time Series:
Start = 25
End = 36
Frequency = 1
[1] -0.18335919 -0.21133933 -0.20303568 -0.18185053 -0.14580537 -0.06113778
[7] -0.05177416 -0.03062217 -0.08324083 -0.12211936 -0.17737446 -0.20215462

$se
Time Series:
Start = 25
End = 36
Frequency = 1
[1] 0.02675562 0.03396585 0.03609394 0.03679055 0.03702478 0.03710421
[7] 0.03713122 0.03714041 0.03714354 0.03714461 0.03714497 0.03714509

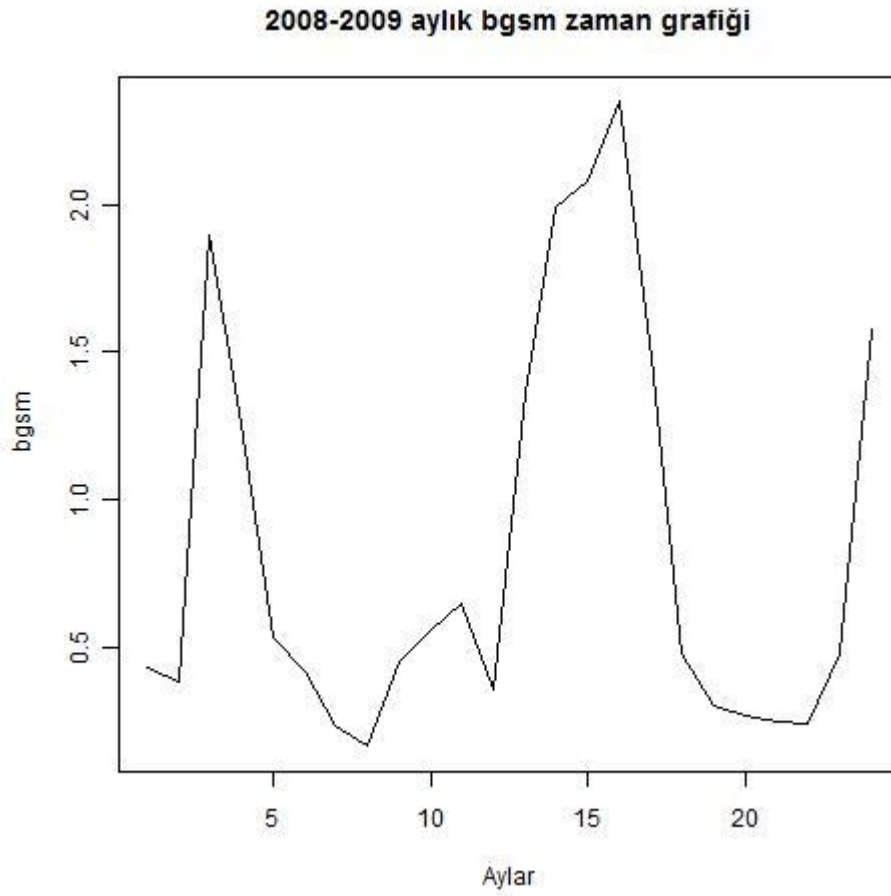
```

Resim 6.8. stm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinden elde edilen kestirim değerleri (R programı çıktı penceresi)

Resim 6.8’ de 2008 ve 2009 yıllarında toplam 24 ayın verisi kullanılarak yapılan kestirimler yer almaktadır. Buna göre, $\hat{S}_{pred}$ altında yer alan kestirim değerleri başlangıcı 25. ve bitişi 36. değerler olarak görülmektedir. Bu durum 2010 yılı için yapılan 12 ay kestirimini içermektedir. Kestirim değerlerinin negatif çıkması, kestirim yapılan değişkenin verileri üzerinde varyans düzgünleştirmesinin yapılmış olmasından kaynaklanmaktadır. Bu durum her iki değişkende söz konusu olduğundan sonuçta elde edilen değerleri etkilememektedir. Resim 6.8’de $\hat{S}_{se}$ altında elde edilen bu kestirim değerlerinin standart hataları yer almaktadır.

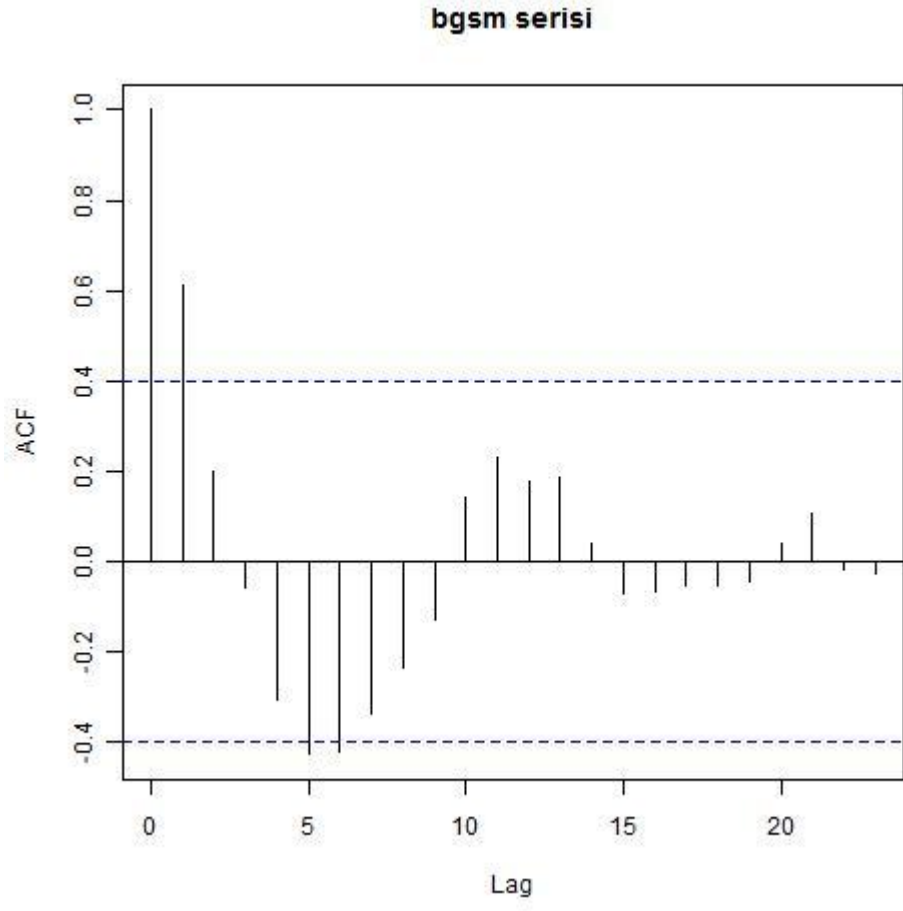
Yapılan benzer analizler 2008-2009 yılları aylık ortalama barajlara gelen su miktarı (BGSM) verileri üzerinde de yapılmıştır.

2008-2009 yıllarının aylarında barajlara gelen su miktarı (BGSM) verilerinin zaman modelinin oluşturulabilmesi için önce değişkenin zaman grafiği, ACF ve PACF ‘leri elde edilmiştir.

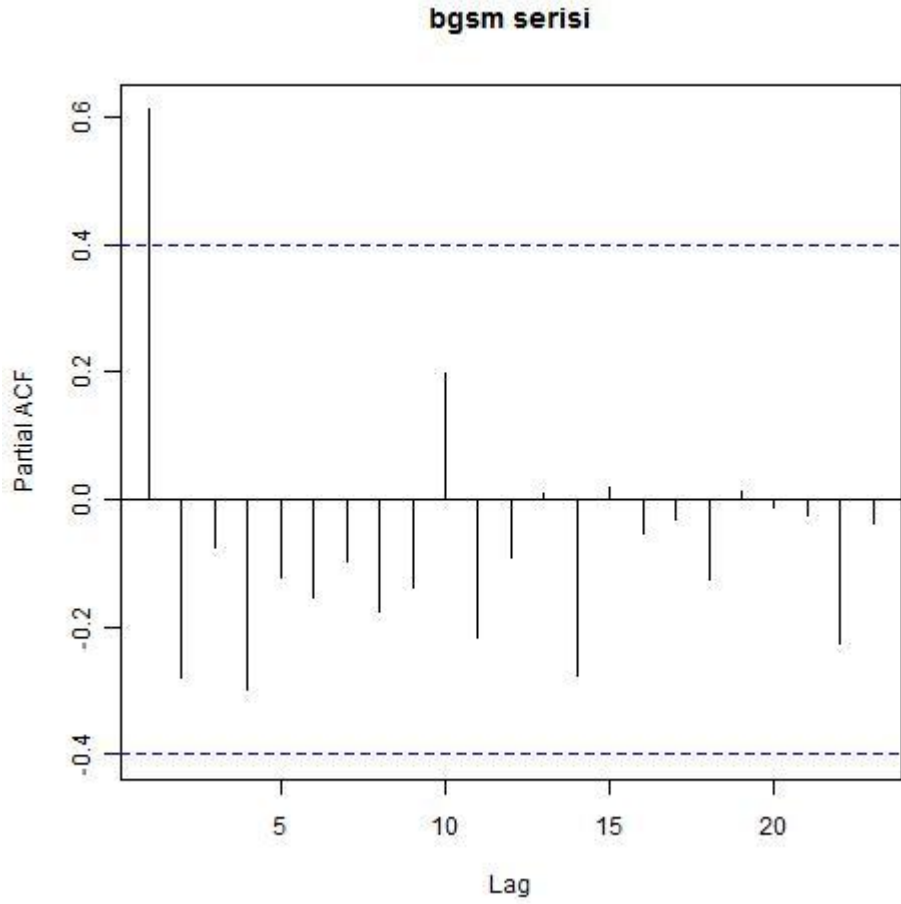


Şekil 6.12 Ankara için 2008-2009 aylık ortalama barajlara gelen su miktarı (bgsm) zaman grafiđi

Şekil 6.12’de bgsm verilerinde mevsimselliđin olduđu açıkça görölmektedir. aylık verilerle çalışılmasından dolayı mevsimsel periyot $s=12$ olarak alınmıştır.



Şekil 6.13. 2008-2009 yılları için bgsn serisinin ACF grafiği



Şekil 6.14. 2008-2009 yılları için bgsm serisinin PACF grafiği

bgsm değişkeni için zaman, ACF ve PACF grafikleri dikkate alındığında, zaman grafiğinde mevsimsel bir dalgalanmanın olduğu tespit edilmiştir. Bu dalgalanmanın, varyansta durağan dışılıktan da kaynaklanabileceği düşünülerek verilerde varyans düzgünleştirilmesi de yapılarak mevsimsellik incelenmiştir. Varyansta düzgünleştirme yapılmasıyla varyansta durağan dışılığın elimine edilmesi amaçlanmıştır. Bunun için değişken üzerinde $\lambda = 0,5$ ile Box-Cox dönüşümü yapılmıştır. R programında düzgünleştirmenin yapılması için girilen komutlar EK-4’ de gösterilmiştir.

ACF grafiğinde; 1 ve 6. katsayıların sınırlara yakın görülmesi sebebiyle söz konusu modeller için mevsimsel olmayan hareketli ortlamalar dereceleri buna göre incelenmiştir. Benzer biçimde PACF grafiğinde de; yalnızca ilk katsayının anlamlı

görülmesi nedeniyle mevsimsel olmayan otoregressif derecelerinin buna göre araştırılması uygun bulunmuştur. Bu durumda, bgsm değişkeni için katsayı anlamlılıkları sınanarak uygun zaman modelleri $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ ve $SARIMA(1,0,6) \times (0,1,0)_{12}$ olarak alınmıştır.

Varyans düzgünleştirmesi yapılmış bgsm verisi üzerinde belirlenen modellerin uygunlukları incelenmek istendiğinde, herbir model için Box-Pierce testi uygulanmıştır.

Box-Pierce testi ile model uygunluğu sınanırken kurulan hipotez;

H_0 = Model uygundur.

H_1 = Model uygun değildir.

biçimindedir. $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde yapılan testlerin sonuçları aşağıda yer almaktadır.

$SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modeli için;

```
Box-Pierce test

data: resid(model)
X-squared = 0.0183, df = 1, p-value = 0.8925
```

Resim 6.9. bgsm için $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

SARIMA(1,0,6) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeli için;

```
Box-Pierce test

data: resid(model)
X-squared = 0.0515, df = 1, p-value = 0.8204
```

Resim 6.10. bgsm için SARIMA(1,0,6) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin uygunluğunun incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

Hipotezin sınanması için modelin artıkları (resid(model)) üzerinde yapılan Box-Pierce testlerinin sonuçlarına göre belirlenen iki model için de $P - \text{değeri} > \alpha/2$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Bu nedenle belirlenen tüm modeller anlamlıdır.

Uygun olan modeller içinde kestirim yapılacak en iyi modelin belirlenmesi için Akaike Bilgi kriteri kullanılmıştır.

Çizelge 6.22. bgsm için en uygun modelin incelenmesi

Model	AIC
SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0) ₁₂	34,97
SARIMA(1,0,6) $\times$ (0,1,0) ₁₂	40,62

Modeller içinde AIC değeri küçük olan SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeli en iyi model olarak tespit edilmiştir.

BGSM değişkeni için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ üzerinde yapılan ayrıntılı incelemeler aşağıda özetlenmiştir. Elde edilen sonuçlar aşağıda özetlenmektedir.

BGSM~SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂

Bu durumda model için parametre tahminleri R programı ile elde edilmiştir.

```

Coefficients:
      ar1      ma1
    0.8661 -0.4791
s.e.  0.2494  0.4504

sigma^2 estimated as 0.6241:  log likelihood = -14.49,

```

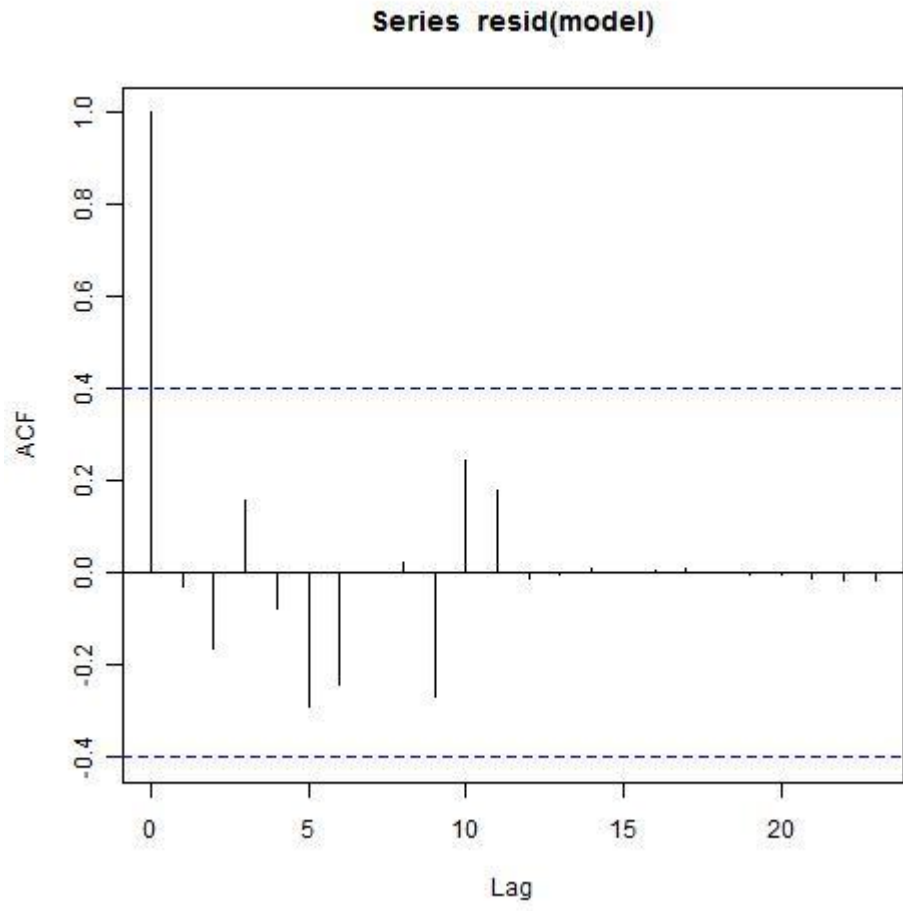
Resim 6.11. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modelinin parametre tahminlerinin incelenmesi (R programı çıktı penceresi)

model için $R^2 = 0,552$ olarak hesaplanmıştır.

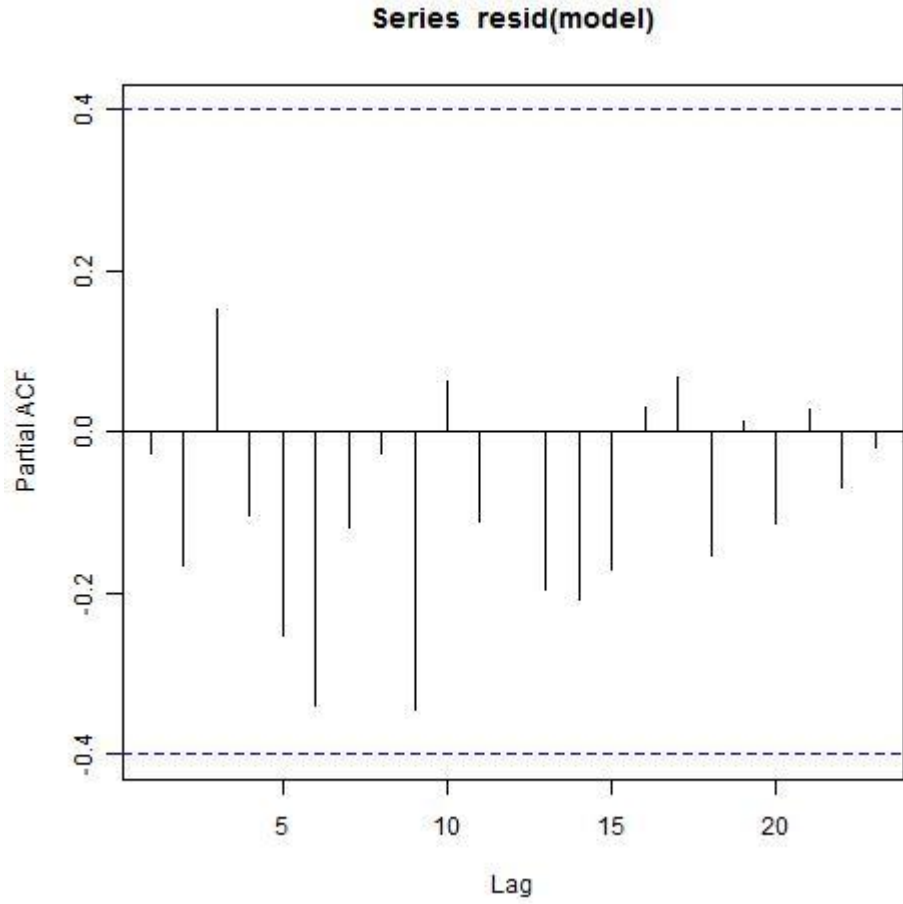
Bu durumda varyans düzgünleştirme dönüşümü uygulanmış bgsm verileri için kurulan model,

$$\nabla^{12}(\text{BGSM})_t = \nabla^{12} 0.8661(\text{BGSM})_{t-1} + A_t - (-0.4791)A_{t-1} \quad (6.4)$$

Modelin uygunluğunun incelenmesi aşamasında hataların dağılımının beyaz gürültü sürecine uygunluğu incelenmelidir.



Şekil 6.15. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeline ait artıkların ACF grafiği



Şekil 6.16. bgsm için SARIMA(1,0,1) $\times$ (0,1,0)₁₂ modeline ait artıkların PACF grafiği

bgsm değişkeni için kurulan modelin artıklarının ACF ve PACF grafikleri incelendiğinde katsayıların yaklaşık sıfır olduğu görülmektedir. Bu durum beyaz gürültü sürecinin ACF ve PACF grafikleri ile uyum göstermektedir.

Model için artıkların dağılımının normalliğinin kontrol edilmesi için,

Bunun için R programında artıklara Shapiro-Wilk Normallik testi uygulanmıştır. Analiz için kurulan hipotez,

H_0 = Artıkların dağılımı normaldir.

H_1 = Artıkların dağılımı normal değildir.

şeklindedir. $\alpha = 0,001$ için yapılan analizin çıktıları Resim 6.12’de yer almaktadır.

```
Shapiro-Wilk normality test

data:  resid(model)
W = 0.833, p-value = 0.001074
```

Resim 6.12. bgsm için $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modeline ait artıkların normallik incelemesi (R programı çıktı penceresi)

Analiz sonucunda $p - \text{değeri} = 0,001074 > \alpha/2 = 0,0005$ olduğundan yokluk hipotezi red edilemez. Bu durumda artıkların dağılımının normal olduğu sonucuna ulaşılmıştır. O halde modele ilişkin artıklarla ilgili beyaz gürültü sürecinin tüm varsayımları sağlanmaktadır.

Test sonucunda ve yapılan tüm analizlerle $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modelinin bgsm değişkeni için uygun ve kestirim yapmak için yeterli bir model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

bgsm değişkeni için $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modelinden 2010 yılına ilişkin kestirimler elde edilmiştir.

```

$pred
Time Series:
Start = 25
End = 36
Frequency = 1
[1] 0.9349798 1.6372610 1.6912752 1.9654307 0.8683663 -0.3907003
[7] -0.6423881 -0.7075114 -0.7596842 -0.7841884 -0.5128644 0.8061794

$se
Time Series:
Start = 25
End = 36
Frequency = 1
[1] 0.7900278 0.8471214 0.8875434 0.9166972 0.9379727 0.9536213 0.9651938
[8] 0.9737848 0.9801801 0.9849503 0.9885137 0.9911784

```

Resim 6.13. bgsm için $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modelinden elde edilen kestirimdeğerleri (R programı çıktı penceresi)

Resim 6.13’da varyans düzgünleştirme dönüşümü yapılmış $SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modeline sahip bgsm değişkeninin 2010 yılı için kestirim değerleri görülmektedir. 2008 ve 2009 yıllarına ait veriler kullanılarak yapılan kestirimin beşlangıç zamanı 25. Ay ve bitiş zamanı 36. Ay olarak görülmektedir. Kestirim değerlerinin negatif çıkması bgsm verilerinde varyans düzgünleştirme dönüşümü yapılmasından kaynaklanmaktadır. Bu çizelgede \$se başlığının altında kestirimlerin standart hataları yer almaktadır.

Analizin bu aşamasından sonra, Eş.4.11 ifadesinde yer alan $Y_m(k)$, $X_n(L)$; $Var(e_n(L))$, $Var(\varepsilon_m(k))$ ve $Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k))$ ifadelerinin tahmin değerleri yerlerine yazılarak Ankara ili için 2010 yılı su tüketim riski tahminleri elde edilmiştir. Burada;

$Y_m(k)$: dayanıklılık değişkeni olan bgsm değişkeninin kestirim değerini,

$X_n(L)$: stres değişkeni olan stm değişkeninin kestirim değerini,

$Var(e_n(L))$: stm için kestirim hatalarının varyansını,

$Var(\varepsilon_m(k))$: bgsm için kestirim hatalarının varyansını,

$Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k))$: stm ve bgsm değişkenlerinin kestirim hataları arasındaki kovaryansı

ifade etmektedir.

Tez çalışmasında tek değişkenli ve doğrusal en genel zaman serisi SARIMA için yapılan genelleştirme, bu tahminlerin elde edilmesinde kullanılmıştır. Yapılan genelleştirmeye göre kestirim hatalarına ilişkin varyans Eş.5.29 ve Eş.5.32 'de tanımlanmıştır.

Ankara için 2010 yılı su tüketim riski tahminlerini hesaplayabilmek için; en çok olabilirlik tahmin edicisinin değişmezlik özelliği gereğince $Y_m(k)$, $X_n(L)$; $Var(e_n(L))$, $Var(\varepsilon_m(k))$ ve $Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k))$ ifadelerinin tahmin değerlerine ihtiyaç duyulmaktadır.

Tahmin değerlerinin elde edilmesinde R programı kullanılmıştır. Değerlerin elde edilmesinde kullanılan komutlar EK-4 'de yer almaktadır.

$STM \sim SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modeli için,

$\sigma_a^2 = 0.0003709006$, $\phi_1 = 0,5836$, $\theta_1 = 0,1985$ olmak üzere;

$$\begin{aligned} Var(e_n(L)) &= 0.0003709006[(1 + 0,5836^2) + (0,1985)^2] \\ &= 0,000512 \end{aligned}$$

$BGSM \sim SARIMA(1,0,1) \times (0,1,0)_{12}$ modeli için,

$$\begin{aligned} Var(\varepsilon_m(k)) &= 0.3189306[(1 + 0,8661^2) + (-0,4791)^2] \\ &= 0,631376 \end{aligned}$$

$$Kov(e_n(L), \varepsilon_m(k)) = -0,05574192$$

olarak elde edilmiştir.

$$str = \Phi(\delta) \tag{6.5}$$

olmak üzere Teorem 2.1 gereğince,

$$\widehat{str} = \Phi(\widehat{\delta}) \tag{6.6}$$

biçimindedir. Bu durumda,

$$\widehat{\delta} = \frac{\widehat{X}_n(L) - \widehat{Y}_m(k)}{\sqrt{0,000512 + 0,631376 - 2(-0,05574192)}} \tag{6.7}$$

olarak elde edilir.

stm ve bgsm için elde edilen kestirim değerleri yerlerine yazılarak, Ankara için 2010 yılı aylık su tüketim riski tahminleri ($\widehat{str}$) Çizelge 7.39 gösterildiği gibi elde edilmiştir.

Çizelge 6.23. 2010 yılında Ankara için aylık su tüketim riski tahminleri ($\widehat{str}$)

Yıl: Ay	$\hat{X}_n(L)$	$\hat{Y}_m(k)$	$\hat{\delta}$	$\widehat{str} = \Phi(\hat{\delta})$
2010: Ocak	-0,1833	0,9349	-1,26763	0,123
2010: Şubat	-0,2113	1,6322	-2,10439	0,017
2010: Mart	-0,2030	1,6912	-2,16452	0,015
2010: Nisan	-0,1818	1,9654	-2,46134	0,007
2010: Mayıs	-0,1458	0,8683	-1,15289	0,125
2010: Haziran	-0,0611	-0,3907	0,392048	0,651
2010: Temmuz	-0,0517	-0,6423	0,693263	0,755
2010: Ağustos	-0,0306	-0,7075	0,789985	0,782
2010: Eylül	-0,0832	-0,7596	0,797812	0,785
2010: Ekim	-0,1221	-0,7841	0,787328	0,785
2010: Kasım	-0,1773	-0,5128	0,417464	0,659
2010: Aralık	-0,2021	0,8061	-1,13704	0,129

Çizelge 6.20'e göre, Ankara'da 2010 yılında su tüketim riski tahminleri yani barajlara gelen suyun, tüketimi karşılayamama olasılıkları; Ocak ayında 0,123; Şubat ayında 0,017; Mart ayında 0,015; Nisan ayında 0,006; Mayıs ayında 0,125; Haziran ayında 0,651; Temmuz ayında 0,754; Ağustos ayında 0,782; Eylül ayında 0,785; Ekim ayında 0,785, Kasım ayında 0,651 ve Aralık ayında 0,129 olarak elde edilmiştir.

Görüldüğü gibi Ankara'nın iklimsel özellikleriyle paralel olarak özellikle ilkbahar ayları olan Mart, Nisan ve Mayısta su tüketiminde risk yaşama olasılığı çok düşük tahmin edilmiştir. Bu olasılık Haziran ayı ile birlikte artış göstermiştir. Su tüketiminde riskin en fazla yazın izlerinin devam ettiği Ağustos, Eylül ve Ekim aylarında olduğu gözlemlenmektedir.

Bu sonuçlara göre, 2010 yılında Ankara'da su tüketiminde çok büyük bir riskin olmadığı görülmektedir. Yazın artan risk değerleri mevsimin gerektirdiği ölçüdedir. Bu risk ölçümleri 2008-2009 verileri kullanılarak elde edilmiştir. Kuşkusuz ki, bu yıllardan daha çok yağış alan 2010 yılı verileri de hesaba katıldığında bu risk

değerleri daha da düşecektir. Yine de, bu risk ölçümleri mevsimler itibariyle riskin göreceli büyüklüklerinin görülmesinde bir öngörü sunmaktadır.

Bu durumda Ankara için 2010 yılında su tüketimine ilişkin ilk risk sinyallerinin çaldığı dönem Mayıs-Haziran dönemi olarak düşünülebilir. Belediyeler tarafından yapılacak erken müdahaleler, tarım ve sanayi sektöründe alınacak önlemler ve insanların bu dönemden itibaren suyu daha bilinçli olarak kullanmaları ile aylık risk ölçümlerinin belli bir eşik değerin altına düşürülmesi sağlanabilir. Aynı zamanda elde edilen ölçüm değerleri ile su tüketimine ilişkin konulan politikaların işlerliği, sürekli olarak bu risk değerlerinin güncellenmesi ile ortaya konulabilir. Böylece, kuraklığın en fazla hissedildiği yaz aylarının, su tüketiminde normal ölçülerde bir kısıtlamaya gidilerek geçirilebilmesine olanak sağlanır. Bu durum su tüketimine en çok ihtiyaç duyulan bu ayların, ekonomik ve sosyal açıdan daha az zararla ve refah ortamı içerisinde geçmesine imkan tanır.

7. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, güvenilirlik analizinin özel bir alt analiz tekniği olan stres-dayanıklılık analizi üzerinde çalışılmıştır. Stres ve dayanıklılık değişkenlerinin zamana bağımlı değişkenler olması durumunda bu değişkenlerin birbirlerine göre izledikleri farklı durumların olasılıkları incelenmiştir. Buna göre en genel kapsamda stresin dayanıklılıktan küçük olması olasılığı güvenilirlik, tam tersi olarak ifade edilen olasılık ise risk olarak tanımlanmıştır.

Yapılan çalışmada, stokastik bağımlı stres-dayanıklılık değişkenlerinin mevsimsel tamamlanmış otoregressif hareketli ortalamalar (SARIMA) modeline sahip olmaları durumunda güvenilirlik ve riskin tahmin edicilerini elde etme yöntemi araştırılmıştır. SARIMA modeli için böyle bir genelleştirmenin elde edilmesiyle mevsimsel-mevsimsel olmayan, durağan-durağan olmayan tüm model yapıları için stres-dayanıklılık analizinin yapılması amaçlanmıştır.

Tez çalışmasında genelleştirmesi yapılan zaman modelleri üzerinde stres-dayanıklılık analizi ile;

- 1- Stres ve dayanıklılığı zamana bağlı olarak değişkenlik gösteren bir olgu üzerindeki riskin büyüklüğü ve derecesi ölçülebilecektir.
- 2- Baskıya maruz kalan olgunun zaman üzerinde bu baskıya maruz kalmaya başladığı an ve en fazla maruz kaldığı an tespit edilebilecektir.
- 3- Baskı karşısında dayanamama riski ölçülebilen olgunun, dayanıklılık artırımının ne zaman, nasıl ve ne ölçüde olacağı tahmin edilebilecektir.

Uygulama çalışmasında, su tüketimi ve kuraklık riskleri üzerinde çalışılmıştır. İlk aşamada, 2008 yılı için Türkiye genelinde ve Coğrafi bölgeler bazında tarımsal kuraklık riskinin normal kesit verisi ile aylık ölçümü yapılmıştır. Stres ve dayanıklılık değişkenlerinin bağımlılıkları altında normal dağılım için stres-

dayanıklılık analizi uygulanmış ve genel olarak 2008 yılında Türkiye genelinde tarımsal kuraklıkta çok yüksek bir risk ölçülmemiştir. 2008 yılında 2007 yılında yaşanan su kıtlığı ve kuraklığın izleri silinmeye başlanmış ve yağışların yüksek olmasıyla kuraklık en fazla orta düzeyde yaşanmıştır. Bu durumda Türkiye genelinde tarımsal kuraklıkta en düşük risk Mart, Nisan ve Mayıs aylarında; en yüksek risk, Temmuz, Ağustos ve Eylül aylarında ölçülmüştür. Bulunan sonuçlar, 2008 yılında gerçekleşen kuraklıklar ile karşılaştırıldığında sonuçların uyumlu olduğu görülmektedir. Bu durum yapılan stres-dayanıklılık analizinde belirlenen değişkenlerin riski ölçmede yeterli olduğunu göstermektedir.

2008 yılında coğrafi bölgeler bazında elde edilen tarımsal kuraklık risk ölçümleri incelendiğinde, risk ölçümlerinin bölgelerin iklimsel özelliklerine bağlı olarak değiştiği gözlemlenmiştir. Ege Bölgesinde yaz mevsiminde tarımsal kuraklık riski diğer bölgelere göre çok yüksek ölçülmüşken, Karadeniz bölgesinde mevsimler bazında risk çok değişkenlik göstermemiş ve göreceli olarak düşük ölçülmüştür. İç Anadolu bölgesinde bahar aylarında risk düşerken, yaz mevsiminde risk ölçümleri yükselmiştir. Elde edilen sonuçlar 2008 yılında bölgelerin yaşadıkları kuraklıklar ile uyumludur. Bu durum belirlenen stres ve dayanıklılık değişkenlerinin bölgeler bazında da riski ölçmede yeterli olduğunu göstermektedir.

İkinci aşamada, Ankara ili için su tüketim riskinin zaman verileri üzerinden incelemeleri yapılmıştır. Geçmiş yıllara ait verilerle stres ve dayanıklılık değişkenlerinin zaman modelleri oluşturulmuş ve teoride bulunan yöntem ile 2010 yılında Ankara ili için aylık risk tahminleri elde edilmiştir. Bulunan sonuçlara göre, Ankara'da 2010 yılında su tüketimi riski tahminleri yani su tüketiminin barajlara gelen sudan daha fazla olma olasılığı; Ocak ayında 0,123; Şubat ayında 0,017; Mart ayında 0,015; Nisan ayında 0,006; Mayıs ayında 0,125; Haziran ayında 0,651; Temmuz ayında 0,754; Ağustos ayında 0,782; Eylül ayında 0,785; Ekim ayında 0,785, Kasım ayında 0,651 ve Aralık ayında 0,129 olarak elde edilmiştir. Bu sonuçlara göre 2010 yılında Ankara'da yazın yüksek olasılıkla kuraklık beklenmektedir. Ancak beklenen kuraklık diğer mevsimlere göre göreceli olarak çok şiddetli değildir ve kısa sürelidir.

Sonuçlarda, ilkbahar ayları olan Mart, Nisan ve Mayıs'ta su tüketiminde riskin çok düşük tahmin edildiği görülmektedir. Risk, Haziran ayı ile birlikte artış göstermiş ve en fazla yazın izlerinin devam ettiği Ağustos, Eylül ve Ekim aylarında ölçülmüştür. Bu durum Ankara'nın iklimsel özellikleri ve mevsimsel parametreleriyle uyum göstermektedir.

Bu durumda Ankara için 2010 yılında su tüketimine ilişkin ilk risk sinyallerinin çaldığı dönem Mayıs-Haziran dönemi olarak belirlenmiştir.

Stres-dayanıklılık analiziyle su tüketimi üzerindeki riskin ölçülmesi sonucunda elde edilebilecek sonuçlar ve sağlanacak faydalardan bazıları;

- 1- Su tüketimi üzerinde yapılan çalışmalarda çoğunlukla suyun belli bir riske maruz kaldığı bilinmekte ve bu kabul altında iyileştirme yöntemleri aranmaktadır. Su tüketimi üzerindeki riskin ölçülmesi ile birlikte riskin ne boyutta olduğunun tahmini yapılabilecektir.
- 2- Su tüketimi üzerindeki riskin ölçülmesiyle eldeki tüm durumu iyileştirme politikaları daha gerçekçi hale gelebilecektir ve su tüketimi üzerinde risk yönetimi uygulanabilecektir.
- 3- Su tüketimi üzerindeki riskin boyutunun bilinmesiyle, tüketim üzerinde alınacak tedbirlerin ne zaman, nasıl ve ne ölçüde olacağı da tahmin edilebilecektir.
- 4- Su tüketimine bağlı olarak oluşan riskin belli bir eşik değerinden daha fazla yükselmeye başladığı anda Devlet, tarım-sanayi sektörü çalışanları ve toplum tarafından erken önlemler alınabilecektir.
- 5- Riskin yükseldiği dönemden başlayarak yapılacak erken müdahaleler ile suyun bilinçli kullanımı sağlanabilecek, yapılan müdahalelerin ve geliştirilen politikaların diğer aylarda riski düşürüp düşürmediği kontrol edilebilecektir.

- 6- Riskin ölçülmesiyle, riskin boyutuna göre yılın her mevsiminde önlem alınması sağlanabilecektir. Böylece, toplumun suya en fazla ihtiyaç duyduğu yaz aylarında çok fazla önlem alınmasının önüne geçilmiş olacaktır.
- 7- Su tüketim riskine ilişkin, yılın herhangi bir zamanında barajlara gelen su miktarı bilindiğinde, hangi tüketim miktarının sınır tüketim olduğu tespit edilebilecektir.
- 8- Hangi mevsimde nasıl bir tüketim alışkanlığı geliştirilmesi gerektiği ve mevsimsel olarak su tüketimini kısıtlama düzeyleri tespit edilebilecektir.

2010 yılına ilişkin aylık olarak tahmin edilen su tüketim riskleri önceki yılların verilerinden hareketle elde edilmiştir. Bu nedenle, 2010 yılının kış ve ilkbahar mevsiminde görülen yağışların etkileri kestirim değerlerine ve dolayısıyla risk tahminlerine yansımamıştır. Elde edilen risk tahminlerinin 2010 yılı yağış ve baraj doluluk oranları da hesaba katıldığında düşmesi beklenmektedir. Daha hassas sonuçlar elde etmek için önceki yılların verileri kullanılarak yapılan kestirimlerin 2010 yılının o ana kadarki değerleriyle güncelleştirerek yapılması gerekmektedir. Bu nedenle zaman modelleri üzerinde stres-dayanıklılık analizinin güncellenmiş kestirim değerleri üzerinden incelenmesi önerilir.

KAYNAKLAR

- Ahmad, K.E., Fakhry, M.E., Jaheen, Z.F., "Empirical Bayes estimation of $P(Y < X)$ and characterization of Burr-type X model" *J. Statist. Plan. Inf.*, 64: 297-308 (1997)
- Akdi, Y., "Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon)", *Bıçaklar Kitabevi, Ankara*, 1, 39-45 (2003)
- Aminzadeh, M.S. , "Confidence bounds for $P(Y < X)$ in 1-way ANOVA random model" *IEEE Trans. Reliability* 40(5): 537-540 (1991)
- Aminzadeh, M.S. , "Estimation of exponential stres-strength models with explanatory variables" *J. Appl. Math. Comput.*, 84: 269-274 (1997)
- Aminzadeh, M.S., "Estimation of $P(Z < Y)$ for correalted stochastic time series models", *Appl. Math. Comput.*, 104: 179-189 (1999)
- Arranz, M.A., "Portmanteau Test Statistics in Time Series", *Time-Oriented Language*, 25-32 (2005)
- Awad, A.M., Azzam, M.M., Hamdan, M.A., "Some inference results on $\Pr(X < Y)$ in the bivariate exponential model" *Commun.Statist.- Theory Meth.*, 10: 2515-2525 (1981)
- Battaglia, F., "Approximate power of portmanteau tests for time series", *Statistics and Probability Letters*, 9: 337-341 (1990)
- Bhattacharyya, G.K., Johnson, R.A. "Estimation of reliability in a multi-component stress-strenght model" *J. Amer. Statist. Assoc.*, 69: 966-970 (1974)
- Bilikam, J.E., "Some stochastic stress-strength processes" *IEEE Trans. Reliab.*, 34: 269-274 (1985)
- Birnbaum, Z.W., "On a use of Mann-Whitney statistics" *Proc. Third Berkeley Symp. In Math. Statist. Probab., Vol.1 (Univ. of Calif. Press)*, 13-17 (1956)
- Birnbaum, Z.W., McCarty, B.C., "A distribution-free upper confidence bounds for $\Pr(Y < X)$ based on independent samples of X and Y" *Ann. Math. Statist.*, 29: 558-562 (1958)
- Block, H.W., Basu, A.P., "A continuous bivariate exponential extension" *J. Amer. Statist, Assoc.*, 69: 1031-1037 (1974)
- Box, G. E. P. and Pierce, D.A., "Distribution of the residual autocorrelations in autoregressive integrated moving average time series", *Journal of the American Statistical Association*, 65: 1509-1526 (1970)

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M., "Time Series analysis: Forecasting and a Control", **Revised Edition**, London, 10-80 (1976)

Box, G.E.P., Jenkins, G.M and Reinsel, G.C., "Time Series analysis: Forecasting and a Control" , **Prentice Hall**, New Jersey, 10-100 (1994)

Box, G.E.P., Jenkins, G.M and Reinsel, G.C., "Time Series analysis: Forecasting and a Control" , Fourth Edition **John Wiley & Sons** New Jersey, 10-100 (2008)

Brown, R.G., "Smoothing, Forecasting and Prediction of Discrete Time Series", **Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ** (1962)

Brownie, C., "Estimating $\Pr(X < Y)$ in categorized data using "ROC" analysis" **Biometrics**, 44: 615-621 (1988)

Caselle, G., Berger, R., "Statistical Inference" **Duxbury Press, California**, (1990)

Chao, A., "On comparing estimators of $P(Y < X)$ in the exponential case", **IEEE Trans. Reliability**, 31(4): 389-392 (1982)

Chatfield, "The Analysis of Time Series: An Introduction, Sixth Edition", **New York : Chapman and Hall** (2009)

Chatfield, C, "Comments on "Modelling macroeconomic time series" by D.L. Prothero and K.F. Wallis", **Journal of the Royal Statistical Society, A**, 139: 491-510 (1976).

Church, J.D., Harris, B., "The estimation of reliability from stres-strength relationship" **Technometrics**, 12: 49-54.(1970)

Cramer, E., Kamps, U., " The UMVUE of $P(X < Y)$ based on type II censored samples from Weinman multivariate exponential distributions" **Metrika**, 46: 93-121 (1997)

Dikey, D.A. and Fuller, W.A., "Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root", **Journal of American Statistical Association** ,74: 427-431 (1979)

Downton, F., "On the estimation of $\Pr(Y < X)$ in the normal case" **Technometrics**, 15: 551-558 (1973)

Duncan, A.G., "Quality and Industrial Statistics, 5th ed." **Homewood, IL: Richard D. Irwin.**, (1986)

Enis, P., Geisser, S., "Estimation of the probability that $Y > X$ " **J. Amer. Statist. Assoc.**, 66: 162-168 (1971)

Ferguson, T.S., "A Bayesian analysis of some nonparametric problems" *Ann Statist.*, 1: 209-230 (1973)

Fischer, B., "Decomposition of Time Series Comparing Different Methods in Theory and Practice", *Eurostat Working Paper*, 9/1998/A/8 (1995)

Freund, J.E., "A bivariate extension of the exponential distribution" *J. Amer. Statist. Assoc.*, 56: 971-977 (1961)

Govindarajulu, Z., "A note on distribution-free confidence bounds for $P(X < Y)$ when X and Y are dependent", *Ann. Inst. Statist. Math.*, 28: 307-308 (1976)

Gumbel, E.J., "Bivariate exponential distribution" *J. Amer. Statist. Assoc.*, 55: 698-707 (1960)

Gupta, C.G., Brown, N., "Reliability studies of the skew-normal distribution and its application to a strength-stress model" *Commun. Statist. - Theory Meth.*, 30: 2427-2445 (2001)

Guttman, I., Johnson, R.A., Bhattacharyya, G.K., Reise, B., "Confidence limits for stress-strength models with explanatory variables" *Technometrics*, 30: 161-168 (1988)

Haris, B., Soms, A.P., "A note on a difficulty inherent in estimating reliability from stress-strength relationships" *Naval Res. Logist. Quart.*, 30: 659-662 (1983)

He, J., Chen, X., Shi, Y., Li, A., "Dynamic Computable General Equilibrium Model and Sensitivity Analysis for Shadow Price of Water Resource in China, Springer science, *Water Resources Management* 21: 1517-1533 (2006)

Hnagal, D.D., "Note on estimation of reliability under bivariate Pareto stress-strength model" *Statist. Papers*, 38: 453-459 (1997)

Hollander, M., Korwar, R.M., "Nonparametric empirical Bayes estimation of the probability that $X < Y$ " *Comm. Statist.-Theory Meth.*, 5: 1369-1383 (1976)

Ivshin, V.V., Lumelskii, Y.P., "Statistical Estimation Problems in "Stress- Strength" Models" *Perm University Press, Perm, Russia* (1995)

Johnson, R.A., "Stress-strength Models for Reliability" *In Handbook of Statistics. Ed. Krishnaiah, P.R. And Rao, C.R., Vol.7, Elsevier, North Holland*, 27-54 (1988)

Kadılar, C., "SPSS Uygulamalı Zaman Serilerine Giriş", *Hacettepe Üniversitesi, Ankara*, 2-4, 187 (2005)

Kakati, M.C., "Multivariate stress-strength model" *IAPQR Trans.*, 12(1), 87-92 (1987)

Kasap, R. , "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının İncelenmesi: İstatistikte Bir Yaklaşım", **İMKB Dergisi**, 6:27-33 (1998).

Kasap, R., "A theoretical application of biased regression in vectoral time series", **Journal of Applied Statistical Science**, 9(2): 141-146 (2000).

Kasap, R., "Using CFA for the identification of the order and the estimation of the parameters of the AR(p) models", **Hacettepe Bulletin of Natural Sciences and Engineering**, 17: 195-205 (1996).

Kolmogoroff, A., "Stationary sequences in Hilbert space" **Bull Math. Univ. Moscow**, 2(6):1-40 (1941)

Kolmogoroff, A., "Sur l'interpolation et l'extrapolation des suites stationnaires" **C.R. Acad. Sci. Paris**, 208:2043-2045 (1939)

Kotz, S., Lumelskii, Y., Pensky, M., “ The Stres- Strength Model and its generalizations: Theory and Application”, **World Scientific Publishing**, Singapore (2003)

Lee, S., Park, E. "Confidence intervals for the stres-strength models with explanatory variables" **J. Korean statist. Soc.**, 27: 435-449 (1998)

Lİ, W.K., "Diagnosting Checks in Time Series", **A CRC Press Company**, USA, 5-21 (2004).

Mandacı, P.E., "The Risks that the Turkish Ranking Sector Faced and The Risk Measurement Models in Overcoming the Crisis", **D.E.Ü., Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 5(1): 18-20 (2003)

Mann, H.B., Whitney, D.R., "on a test whether one f two random variables is stochastically larger than the other. **Ann. Math. Statist.**, 18: 50-60 (1947)

Modarres, M., Kaminskiy, M., Krivtsov, V., "Reliability Engineering and Risk Analysis", **Library of Congress Cataloging in Publication Data** (1999)

Morrison, D.F., "Multivariate statistical methods, third edition" **McGraw-Hill Series in Probability and Statistics** (1976)

Nandi,S.B., Aich, A.B., “Note On Confidence Bounds For $P(X>Y)$ in Bivariate Normal Samples” **The Indian Journal of Statistics** 56(B): 129-136 (1994)

Owen, D.B., Craswell, K.J., Hanson, D.L., "Nonparametric upper confidence bounds for $P(Y<X)$ and confidence limits for $P(Y<X)$ when X and Y are normal" **J. Amer. Statist. Assoc.** 59: 906-924 (1964)

Özmen,A., "Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi", **Fen Edebiyat Fakültesi Yayınları**, Eskişehir, 9:

110-120 (1986).

Pham, T., Almhana, J., "The generalized gamma distribution: its hazard rate and stress-strength model" *IEEE Trans. Reliab.*, 44: 392-397 (1995)

Planas, C, "The Analysis of Seasonality in Economic Statistics", *Eurostat Working Group Document*, 210-238 (1997)

Reiser, B., Guttman, I., "A comparison of three-point estimators for $P(Y < X)$ in the normal case" *Computational Statistics & Data Analysis* 5(2): 59-66 (1987)

Reiser, B., Guttman, I., "Statistical inference for $\Pr(Y < X)$: the normal case" *Technometrics*, 28: 253-257 (1986)

Sancak, S., "Tek Değişkenli Zaman Dizilerinde Modelleme Sürecindeki Testlerin Karşılaştırmalı İncelenmesi" Doktora tezi *Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü* (2008)

Seddighi, H.R., Lawyer, K.A. ve Katos, A.V., "Econometrics: A Practical Approach" *London: Routledge Taylor and Francis Group* (2000)

Sevüktekin M., Nargeleçekenler M. "Ekonometrik Zaman Serileri Analizi", *Nobel yayın evi* (2010)

Simonoff, J.S., Hochberg, Y., Reiser, B., "Alternative estimation procedures for $P(X < Y)$ in categorized data" *Biometrics*, 42:895:907 (1986)

Wei, W.W.S., "Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Analysis", *Addison-Wesley Publishing Company, Inc.*, England, 32-57, 67-84 (1990)

Whittle, P., "Estimation and information in stationary time series" *Ark. Math.*, 2: 423-434 (1953)

Wiener, N., "Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series" *Wiley*, New York (1949)

Wilcoxon, F., "Individual comparisons by ranking methods" *Biometrical Bull*, 1: 80-83 (1945)

Wold, H.O., "A Study in the Analysis of Stationary Time Series" *Almqvist & Wiksell*, Uppsala, Sweden, 1938 (2nd. ed. 1954)

Wolfe, D.A., Hogg, R.V., "On constructing statistics and reporting data" *The American Statistician*, 25: 27-30 (1971)

Woodward, W.A., Kelley, G.D., "Minimum variance unbiased estimation of $P(X < Y)$ in the normal case" *Technometrics*, 19: 95-98 (1977)

EKLER

EK-1 2008 yılı Türkiye geneli iller bazında gtm ve adm verileri

Çizelge 1.1. Aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

İl	Oca.	Şub.	Mar.	Nis.	May.	Haz.	Tem.	Ağu.	Eyl.	Eki.	Kas.	Ara.
Adana	645,	619,	682,	774,	897,	789,	632,	375,	258,	264,	243,	276,
Adıyaman	0,0	1,9	5,1	7,8	4,6	4,2	4,2	4,2	4,2	4,2	4,2	4,2
Afyon	9,6	10,3	10,9	14,2	18,1	16,3	14,0	8,1	1,1	0,7	0,5	2,0
Ağrı	5,1	5,0	5,0	5,2	5,9	6,2	6,6	5,2	2,6	1,5	1,5	1,3
Amasya	0,7	0,9	1,3	2,1	2,4	1,5	1,5	0,7	0,3	0,2	0,3	0,4
Ankara	11,6	9,9	27,3	29,0	32,9	36,9	38,3	37,3	34,2	31,6	32,0	31,7
Antalya	17,2	18,5	22,1	24,4	27,0	26,2	23,8	20,7	5,7	15,5	3,6	4,4
Aydın	73,8	85,7	96,2	106,	120,	112,	92,9	5,1	2,2	1,4	1,3	1,4
Balıkesir	192,	264,	297,	341,	385,	310,	279,	99,1	66,7	64,2	70,6	83,0
Bilecik	3,5	3,5	3,9	4,1	4,4	3,9	3,9	3,1	2,5	2,4	2,4	1,9
Bingöl	0,0	0,3	0,3	4,0	6,8	6,2	5,9	3,6	3,6	1,6	1,6	0,6
Bitlis	2,4	3,0	3,5	4,3	4,5	4,2	4,1	3,0	2,2	1,6	1,3	1,9
Bolu	1,7	2,2	3,3	5,9	6,3	6,3	6,3	2,7	0,6	0,3	0,3	1,1
Burdur	20,7	24,6	26,3	29,8	35,1	33,0	28,5	24,5	16,8	8,1	9,2	9,4
Bursa	4,4	4,9	5,4	9,8	10,2	10,1	9,6	7,2	3,9	3,1	3,5	3,5
Çanakkale	27,6	20,7	33,9	37,7	38,2	32,7	31,6	21,5	14,9	13,2	13,6	13,9
Çankırı	0,2	1,0	1,1	1,6	5,8	6,0	5,8	4,6	3,3	3,1	3,2	3,2
Çorum	2,1	2,1	2,1	2,9	3,5	3,8	3,8	3,8	8,8	8,8	1,6	1,5
Denizli	25,6	33,6	41,1	48,5	58,1	51,4	48,8	20,3	6,5	5,3	8,0	15,3
Diyarbakır	360,	259,	234,	372,	429,	366,	344,	265,	193,	190,	187,	232,
Edirne	17,6	19,3	20,7	22,6	24,2	19,7	18,9	10,6	5,1	4,0	3,9	3,6
Elazığ	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Erzincan	10,4	7,0	5,8	25,7	59,6	51,8	45,5	34,0	24,5	18,5	17,1	13,0
Erzurum	64,9	75,6	73,9	76,7	103,	115,	113,	113,	106,	104,	102,	103,
Eskişehir	66,7	69,3	71,5	78,9	81,9	70,0	68,1	52,8	44,6	43,8	44,3	45,6
G.ante	3,7	5,4	6,9	7,8	5,2	2,3	2,2	1,2	0,3	0,0	0,5	2,0
Hatay	7,5	14,2	26,5	34,1	34,9	32,5	31,8	14,8	3,3	2,0	2,2	3,4
Isparta	1,9	2,2	2,5	3,0	3,8	4,2	3,8	2,7	0,8	0,4	0,2	0,3
İçel	5,0	6,1	6,8	8,1	12,2	14,6	13,1	9,5	6,0	4,0	4,0	4,0
İzmir	12,5	12,7	12,1	11,5	11,8	22,0	8,5	2,4	0,7	0,6	0,5	0,5
Kars	53,2	66,4	79,7	156,	156,	156,	156,	66,4	74,7	1,1	1,1	11,8
Kastamonu	6,1	6,0	6,0	8,4	9,5	10,9	11,0	8,7	6,5	6,0	6,0	6,0
Kayseri	38,2	37,6	36,2	56,9	65,8	66,9	66,7	53,3	34,8	31,0	33,1	37,4
Kırklareli	37,7	39,3	40,6	42,9	44,9	45,6	45,5	32,5	23,5	22,3	23,0	22,5
Kırşehir	1,7	1,8	2,0	2,7	2,8	2,7	2,7	2,2	1,4	1,5	1,2	1,4
Kocaeli	3,3	3,5	3,8	4,0	4,1	3,7	3,7	3,1	2,4	2,2	2,2	2,2
Konya	14,3	15,8	17,3	35,5	20,2	9,5	5,6	4,2	2,8	2,2	2,8	3,6
Kütahya	6,2	7,3	8,5	10,4	11,6	10,5	10,2	6,8	5,0	4,4	4,5	5,2
Malatya	12,1	16,7	20,9	30,6	32,6	26,0	24,5	12,3	2,3	0,6	0,4	2,5

Çizelge 1.1. (Devam) Aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

İl	Oca.	Şub.	Mar.	Nis.	May.	Haz.	Tem.	Ağu.	Eyl.	Eki.	Kas.	Ara.
Manisa	24,1	31,5	38,0	59,6	84,9	87,9	33,5	10,0	8,4	8,0	7,6	7,3
K.maraş	11,9	14,6	25,2	47,3	46,8	42,0	39,6	16,3	7,9	7,5	7,3	8,8
Mardin	14,4	15,1	18,6	20,8	18,7	18,1	18,6	12,0	5,0	3,1	3,3	4,0
Muğla	1,5	1,5	1,5	1,5	1,6	1,4	1,3	0,9	0,5	0,3	0,3	0,2
Muş	4,5	4,6	4,6	4,8	8,4	9,9	9,4	7,7	3,3	2,5	2,5	2,6
Nevşehir	1,4	1,9	1,6	1,9	2,2	1,9	2,0	1,6	1,1	1,0	1,1	1,3
Niğde	0,3	0,5	0,7	1,1	1,5	1,4	1,2	0,9	0,3	0,1	0,1	0,3
Sakarya	2,6	2,5	2,6	3,9	4,1	4,0	3,9	3,2	2,1	1,8	1,8	1,5
Samsun	13,5	11,6	41,0	27,2	24,5	0,6	15,3	24,5	0,0	38,2	42,8	10,7
Sinop	0,2	0,3	0,3	0,6	0,7	0,7	0,7	0,4	0,2	0,2	0,2	0,2
Sivas	8,2	7,8	7,8	23,9	35,6	40,9	40,9	30,6	20,0	15,5	11,8	11,6
Tekirdağ	19,5	20,3	21,0	22,1	22,6	19,3	18,6	11,8	7,3	5,8	5,8	6,0
Tokat	161,	154,	149,	205,	239,	245,	240,	217,	186,	163,	163,	160,
Uşak	8,0	8,2	8,3	11,6	12,4	12,5	12,0	7,5	7,4	5,3	5,3	5,5
Van	27,2	27,3	27,7	36,5	60,6	66,5	59,7	46,9	36,7	21,4	20,2	27,1
Yozgat	11,9	10,9	12,4	26,1	33,9	33,5	34,8	30,4	15,8	15,8	10,3	11,8
Aksaray	6,3	8,1	9,9	15,4	10,5	0,7	0,8	0,6	0,6	0,7	0,7	3,1
Bayburt	0,0	0,0	1,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Karaman	1,9	2,3	2,8	6,0	4,7	3,1	3,1	1,4	0,1	0,2	0,7	1,1
Şırnak	2,2	6,0	9,7	11,1	8,0	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5
Iğdır	1,8	1,8	1,9	2,0	2,2	2,1	2,1	2,0	1,8	1,7	1,7	1,6
Karabük	5,6	0,6	3,5	3,5	3,5	9,1	9,1	9,1	9,1	9,1	9,1	3,9
Osmaniye	119,	127,	128,	156,	229,	201,	166,	125,	123,	92,9	82,6	117,

EK-1 (Devam) 2008 yılı Türkiye geneli iller bazında gtm ve adm verileri

Çizelge 1.2. Aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

il	Oca.	Şub.	Mar.	Nis.	May	Haz.	Tem	Ağu.	Eyl.	Eki.	Kas.	Ara.
Adana	42,0	54,3	76,9	80,8	103,	240,	483,	741,	323,	92,3	55,1	38,4
Adıyaman	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	1,1	8,7	10,8	2,0	0,2	0,1	0,1
Afyon	4,8	5,4	4,5	3,9	4,2	6,0	9,8	13,7	11,3	5,0	5,0	4,2
Ağrı	0,5	0,4	0,4	0,2	0,2	0,4	1,0	1,8	1,2	0,3	0,4	0,4
Amasya	3,2	3,8	3,2	2,2	2,7	5,3	18,0	32,9	13,4	4,4	3,4	2,8
Ankara	5,1	6,4	5,7	4,0	4,2	6,3	14,3	16,8	11,5	6,8	5,5	5,0
Antalya	2,2	3,6	4,5	7,5	15,4	60,4	168,	235,	45,3	5,6	0,2	0,5
Aydın	3,1	3,5	4,0	5,0	8,0	21,0	82,3	130,	27,7	6,7	3,2	2,5
Balıkesir	7,2	10,4	9,7	10,4	11,9	28,7	53,8	106,	29,2	12,7	6,6	5,6
Bilecik	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1	0,1	0,1
Bingöl	0,4	0,4	0,4	0,4	0,6	2,5	7,4	12,4	5,5	0,8	0,5	0,4
Bitlis	0,4	0,3	0,3	0,4	0,6	2,3	9,8	13,3	4,0	0,6	0,4	0,4
bolu	1,1	1,5	1,3	1,3	1,1	1,3	2,0	2,4	2,5	1,4	1,3	1,1
Burdur	2,8	3,7	3,0	2,8	3,5	5,4	9,4	17,5	8,4	4,0	3,2	2,5
Bursa	9,4	11,4	12,0	11,6	17,4	22,5	40,0	54,7	19,4	11,2	8,8	7,8
Çanakkale	2,6	3,6	3,3	4,5	6,6	10,5	17,8	44,6	11,7	4,8	2,4	2,2
Çankırı	2,6	4,0	3,2	2,1	1,9	2,8	5,2	6,0	6,3	3,4	3,5	2,5
Çorum	0,2	0,3	0,2	0,2	0,1	0,2	0,4	0,5	0,4	0,3	0,2	0,2
Denizli	10,4	11,7	12,4	14,2	21,1	37,8	47,3	102,	61,7	24,6	12,3	9,7
Diyarbakır	0,7	0,6	0,6	0,7	1,0	4,9	104,	139,	9,9	1,2	0,8	0,6
Edirne	18,2	21,6	19,2	20,5	16,8	24,2	30,5	34,8	25,7	19,4	12,9	14,3
Elazığ	0,6	0,6	0,5	0,4	0,4	1,8	13,4	45,4	3,2	0,5	0,5	0,5
Erzincan	8,5	7,5	5,4	4,1	4,0	7,6	25,7	33,1	15,2	4,7	5,3	7,6
Erzurum	8,2	6,6	5,3	2,8	2,3	3,9	6,3	10,7	8,1	3,4	5,0	7,2
Eskişehir	12,5	15,9	13,3	8,5	9,3	16,1	28,9	39,9	19,5	13,1	9,9	9,1
G.antep	0,6	0,6	0,8	1,1	1,8	8,8	21,3	19,1	7,7	1,4	0,8	0,6
Hatay	0,7	0,7	0,8	1,2	1,5	8,4	9,7	46,0	2,9	1,5	1,0	0,7
Isparta	7,9	9,3	9,6	8,6	11,0	18,3	39,7	39,4	33,0	13,4	9,9	7,2
İçel	0,3	0,5	0,7	1,3	3,3	15,1	331,	60,3	8,2	1,0	0,5	0,3
İzmir	0,4	0,5	0,6	1,0	1,8	7,2	19,0	29,6	2,5	1,1	0,4	0,4
Kars	3,2	2,8	2,2	1,2	0,8	0,9	1,2	1,6	2,4	1,4	2,3	2,8
Kastamonu	2,0	2,5	1,8	1,1	0,8	1,0	1,7	1,8	1,8	1,5	1,8	1,6
Kayseri	10,2	10,1	8,1	5,8	5,6	8,9	28,2	48,5	28,7	9,5	8,7	8,3
Kırklareli	4,4	6,1	5,0	5,2	4,5	4,4	8,7	9,3	7,8	4,9	3,2	3,6
Kırşehir	2,0	2,6	2,2	1,6	1,8	2,6	12,1	15,4	5,8	2,6	1,8	1,8

Çizelge 1.2. (Devam) Aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

il	Oca.	Şub.	Mar.	Nis.	May	Haz.	Tem	Ağu.	Eyl.	Eki.	Kas.	Ara.
Kocaeli	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1
Konya	16,7	23,7	21,5	14,6	13,7	27,0	76,2	108,	49,9	17,2	15,2	13,8
Kütahya	1,6	2,1	2,1	1,9	2,1	3,6	6,0	6,4	4,8	2,6	1,8	1,3
Malatya	6,0	5,8	4,3	3,9	4,5	11,7	91,4	219,	40,6	5,5	5,3	5,7
Manisa	2,3	2,9	3,3	4,6	7,9	21,4	48,6	57,1	16,3	6,3	2,7	2,0
K.maraş	0,5	0,5	0,6	0,8	1,5	9,6	64,2	115,	8,1	1,2	0,6	0,5
Mardin	0,2	0,2	0,2	0,2	0,5	3,2	13,8	48,2	8,8	0,5	0,3	0,2
Muğla	1,5	1,9	2,6	4,3	6,3	12,5	43,2	38,4	19,6	5,2	1,9	1,3
Muş	0,8	0,6	0,6	0,6	0,9	2,2	11,0	14,4	5,2	1,0	0,7	0,7
Nevşehir	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,4	1,1	2,3	0,8	0,3	0,3	0,2
Niğde	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	1,5	1,5	1,0	0,3	0,2	0,2
Sakarya	1,5	2,0	2,1	2,4	2,9	2,1	2,7	2,9	3,1	1,6	1,6	1,4
Samsun	1,9	2,2	2,0	1,9	2,3	2,3	3,8	3,0	2,2	1,3	1,4	1,6
Sinop	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1
Sivas	3,2	3,4	2,8	2,1	2,1	4,2	14,9	22,8	7,5	3,5	3,1	3,0
Tekirdağ	2,3	2,9	2,7	3,3	3,6	3,9	5,9	8,9	4,3	2,5	1,9	1,9
Tokat	17,2	21,0	18,0	11,7	11,3	19,0	66,7	94,7	39,4	15,5	14,4	16,6
Ş.urfa	8,7	8,5	10,2	15,1	23,6	175,	811,	649,	196,	23,7	13,1	8,8
Uşak	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4	1,0	1,1	2,0	1,3	0,5	0,3	0,3
Van	7,4	7,3	4,8	4,2	4,6	12,6	39,1	60,2	19,4	5,0	4,5	5,5
Yozgat	1,7	1,7	1,7	1,5	1,7	2,7	7,8	10,4	5,7	2,6	1,6	1,4
Aksaray	2,1	2,5	2,1	1,4	1,8	3,5	11,7	21,4	8,7	2,8	2,2	1,8
Bayburt	0,5	0,5	0,4	0,2	0,2	0,3	0,8	1,2	0,7	0,3	0,4	0,5
Karaman	2,5	3,1	3,0	2,7	2,8	4,7	18,9	19,3	18,3	3,7	3,0	2,4
Şırnak	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,2	6,6	0,3	0,0	0,0	0,0
Iğdır	60,8	48,7	36,3	21,8	16,7	24,2	59,5	87,3	81,1	30,3	44,1	66,9
Karabük	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Osmaniye	2,7	2,3	2,1	2,6	3,3	7,7	24,0	38,3	8,5	3,0	2,1	2,4

EK-2 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında adm ve gtm verileri

Çizelge 2.1. Akdeniz Bölgesi aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

AKDENİZ BÖLGESİ								
Aylar	Adana	Antalya	Burdur	Hatay	Isparta	K.maraş	İçel	Osmaniye
Ocak	645,57	17,16	20,74	7,48	1,90	11,94	5,04	119,74
Şubat	619,87	18,45	24,63	14,21	2,24	14,64	6,11	127,04
Mart	682,27	22,13	26,32	26,52	2,53	25,23	6,79	128,13
Nisan	773,95	24,37	29,78	34,11	3,03	47,29	8,06	156,65
Mayıs	897,56	26,97	35,10	34,91	3,82	46,78	12,22	229,18
Haziran	789,82	26,18	33,00	32,48	4,23	42,02	14,58	201,85
Temmuz	632,80	23,84	28,50	31,76	3,83	39,58	13,10	166,36
Ağustos	375,67	20,66	24,52	14,84	2,71	16,33	9,52	125,83
Eylül	258,08	5,66	16,80	3,31	0,78	7,90	6,04	123,13
Ekim	264,31	15,49	8,13	2,03	0,38	7,45	3,99	92,90
Kasım	243,05	3,59	9,25	2,16	0,23	7,33	3,99	82,61
Aralık	276,39	4,40	9,37	3,39	0,27	8,80	3,99	117,52

Çizelge 2.2. Akdeniz Bölgesi aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

AKDENİZ BÖLGESİ								
Aylar	Adana	Antalya	Burdur	Hatay	Isparta	K.maraş	İçel	Osmaniye
Ocak	42,05	2,15	2,79	0,66	7,92	0,48	0,34	2,75
Şubat	54,32	3,59	3,67	0,74	9,26	0,52	0,48	2,32
Mart	76,85	4,54	3,04	0,84	9,63	0,61	0,75	2,05
Nisan	80,77	7,53	2,80	1,21	8,64	0,76	1,31	2,60
Mayıs	103,74	15,36	3,52	1,49	11,05	1,46	3,32	3,25
Haziran	240,61	60,44	5,43	8,36	18,28	9,63	15,08	7,74
Temmuz	483,76	168,37	9,37	9,72	39,71	64,20	331,66	24,04
Ağustos	741,24	235,72	17,46	45,96	39,40	115,55	60,30	38,31
Eylül	323,64	45,33	8,36	2,89	33,00	8,14	8,19	8,50
Ekim	92,28	5,63	4,02	1,51	13,38	1,15	0,99	2,98
Kasım	55,10	0,17	3,25	1,02	9,87	0,64	0,46	2,06
Aralık	38,43	0,46	2,48	0,72	7,17	0,45	0,33	2,40

EK-2 (Devam) 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında adm ve gtm verileri

Çizelge 2.3. Doğu Anadolu Bölgesi aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

DOĞU ANADOLU BÖLGESİ											
Aylar	Ağrı	Bingöl	Bitlis	Elazığ	Erzincan	Erzurum	Kars	Malatya	Muş	Van	Iğdır
Ocak	5,09	0,00	2,43	0,04	10,41	64,93	53,21	12,11	4,53	27,25	1,77
Şubat	4,96	0,25	2,99	0,09	6,95	75,65	66,36	16,73	4,56	27,28	1,80
Mart	4,99	0,25	3,46	0,14	5,80	73,94	79,69	20,86	4,59	27,71	1,86
Nisan	5,16	4,02	4,25	0,22	25,67	76,73	156,00	30,64	4,81	36,50	1,95
Mayıs	5,86	6,84	4,48	0,15	59,64	103,53	156,00	32,60	8,36	60,61	2,17
Haziran	6,16	6,25	4,21	0,14	51,80	115,11	156,00	26,00	9,94	66,48	2,15
Temmuz	6,63	5,94	4,08	0,13	45,45	113,53	156,00	24,48	9,39	59,66	2,12
Ağustos	5,19	3,63	2,95	0,03	33,98	113,08	66,36	12,35	7,71	46,92	1,99
Eylül	2,57	3,63	2,16	0,04	24,47	106,61	74,67	2,30	3,34	36,73	1,81
Ekim	1,54	1,58	1,62	0,02	18,54	103,99	1,06	0,56	2,49	21,40	1,67
Kasım	1,54	1,58	1,26	0,02	17,14	102,30	1,06	0,44	2,49	20,19	1,67
Aralık	1,33	0,60	1,91	0,00	13,03	103,82	11,78	2,47	2,64	27,08	1,63

Çizelge 2.4. Doğu Anadolu Bölgesi aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

DOĞU ANADOLU BÖLGESİ											
Aylar	Ağrı	Bingöl	Bitlis	Elazığ	Erzincan	Erzurum	Kars	Malatya	Muş	Van	Iğdır
Ocak	0,49	0,41	0,41	0,62	8,48	8,22	3,16	6,03	0,79	7,38	60,81
Şubat	0,37	0,36	0,31	0,56	7,47	6,64	2,84	5,82	0,61	7,33	48,65
Mart	0,38	0,40	0,33	0,45	5,39	5,29	2,19	4,30	0,63	4,78	36,32
Nisan	0,24	0,42	0,35	0,35	4,07	2,79	1,20	3,93	0,60	4,18	21,81
Mayıs	0,24	0,65	0,57	0,43	4,03	2,33	0,81	4,52	0,91	4,60	16,72
Haziran	0,39	2,48	2,28	1,79	7,59	3,89	0,86	11,73	2,23	12,59	24,18
Temmuz	1,02	7,40	9,76	13,37	25,73	6,28	1,21	91,41	10,96	39,10	59,46
Ağustos	1,80	12,45	13,31	45,45	33,14	10,65	1,55	219,38	14,37	60,24	87,25
Eylül	1,23	5,55	4,01	3,20	15,19	8,10	2,39	40,63	5,21	19,38	81,08
Ekim	0,34	0,77	0,62	0,48	4,65	3,40	1,43	5,48	1,01	5,01	30,29
Kasım	0,37	0,46	0,36	0,49	5,26	5,01	2,33	5,27	0,67	4,50	44,11
Aralık	0,43	0,37	0,37	0,52	7,59	7,20	2,83	5,70	0,72	5,50	66,90

EK-2 (Devam) 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında adm ve gtm verileri

Çizelge 2.5. Ege Bölgesi aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

EGE BÖLGESİ								
Aylar	Afyon	Aydın	Denizli	İzmir	Kütahya	Manisa	Muğla	Uşak
Ocak	9,62	73,84	25,55	12,45	6,19	24,06	1,48	7,98
Şubat	10,25	85,71	33,64	12,68	7,33	31,47	1,52	8,20
Mart	10,93	96,25	41,14	12,05	8,52	38,02	1,52	8,32
Nisan	14,22	106,49	48,48	11,53	10,37	59,59	1,55	11,64
Mayıs	18,07	120,43	58,09	11,79	11,58	84,91	1,61	12,43
Haziran	16,27	112,46	51,44	21,99	10,52	87,86	1,39	12,55
Temmuz	13,96	92,94	48,82	8,50	10,23	33,45	1,32	12,04
Ağustos	8,13	5,06	20,33	2,39	6,79	10,02	0,87	7,45
Eylül	1,05	2,21	6,50	0,74	5,00	8,44	0,47	7,42
Ekim	0,68	1,43	5,28	0,60	4,42	8,00	0,34	5,33
Kasım	0,46	1,31	8,00	0,52	4,52	7,63	0,34	5,33
Aralık	2,01	1,43	15,27	0,55	5,18	7,33	0,25	5,46

Çizelge 2.6. Ege Bölgesi aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

EGE BÖLGESİ								
Aylar	Afyon	Aydın	Denizli	İzmir	Kütahya	Manisa	Muğla	Uşak
Ocak	4,76	3,05	10,43	0,40	1,60	2,29	1,46	0,31
Şubat	5,43	3,51	11,69	0,53	2,08	2,90	1,92	0,34
Mart	4,53	4,02	12,42	0,60	2,06	3,29	2,55	0,35
Nisan	3,93	5,03	14,19	0,99	1,85	4,58	4,32	0,33
Mayıs	4,17	8,02	21,06	1,83	2,14	7,91	6,31	0,44
Haziran	5,97	21,02	37,79	7,18	3,63	21,35	12,53	1,00
Temmuz	9,78	82,28	47,29	18,95	5,97	48,63	43,17	1,11
Ağustos	13,69	130,90	102,35	29,61	6,37	57,09	38,38	2,02
Eylül	11,27	27,69	61,73	2,55	4,76	16,31	19,55	1,27
Ekim	5,04	6,68	24,58	1,08	2,59	6,30	5,20	0,47
Kasım	4,95	3,17	12,35	0,43	1,81	2,68	1,89	0,29
Aralık	4,18	2,52	9,74	0,35	1,35	1,97	1,32	0,27

EK-2 (Devam) 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında adm ve gtm verileri

Çizelge 2.7. Güneydoğu Anadolu Bölgesi aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

GÜNEYDOĞU ANADOLU BÖLGESİ						
Aylar	Adıyaman	Diyarbakır	G.ante	Mardin	Ş.urfa	Şırnak
Ocak	0,01	1201,39	12,49	47,87	17665,89	7,18
Şubat	6,28	865,72	17,91	50,45	17438,97	19,88
Mart	16,96	779,86	23,12	62,15	17991,49	32,33
Nisan	26,07	1241,94	26,17	69,21	17534,79	37,13
Mayıs	15,49	1432,83	17,24	62,20	17201,62	26,80
Haziran	14,11	1221,62	7,61	60,49	15875,01	21,73
Temmuz	14,11	1148,84	7,18	61,87	14413,17	21,73
Ağustos	14,11	883,65	3,95	39,94	12191,49	21,73
Eylül	14,11	645,07	0,98	16,83	9024,00	21,73
Ekim	14,11	633,57	0,11	10,45	8089,45	21,73
Kasım	14,11	623,34	1,66	11,16	8326,46	21,73
Aralık	14,11	775,14	6,57	13,50	8383,56	21,73

Çizelge 2.8. Ege Bölgesi aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

GÜNEYDOĞU ANADOLU BÖLGESİ						
Aylar	Adıyaman	Diyarbakır	G.ante	Mardin	Ş.urfa	Şırnak
Ocak	0,07	0,65	0,59	0,19	8,67	0,01
Şubat	0,08	0,57	0,62	0,16	8,53	0,01
Mart	0,10	0,60	0,77	0,20	10,21	0,01
Nisan	0,13	0,67	1,08	0,25	15,07	0,01
Mayıs	0,23	1,04	1,77	0,52	23,62	0,02
Haziran	1,08	4,86	8,80	3,21	175,54	0,20
Temmuz	8,65	104,43	21,33	13,76	811,87	0,19
Ağustos	10,82	139,24	19,12	48,15	649,49	6,56
Eylül	1,97	9,95	7,70	8,76	196,82	0,26
Ekim	0,20	1,24	1,37	0,55	23,70	0,02
Kasım	0,11	0,77	0,77	0,28	13,12	0,01
Aralık	0,07	0,58	0,59	0,18	8,75	0,01

EK-2 (Devam) 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında adm ve gtm verileri

Çizelge 2.9. İç Anadolu Bölgesi aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

İÇ ANADOLU BÖLGESİ												
Aylar	aksaray	ankara	çankırı	eskişehir	karaman	kayseri	kırşehir	konya	nevşehir	niğde	sivas	yozgat
Ocak	21,1	38,8	0,7	222,5	6,3	127,2	5,6	47,6	4,6	1,1	27,2	39,7
Şubat	26,9	32,8	3,2	231,0	7,7	125,5	5,9	52,7	6,2	1,8	26,0	36,4
Mart	32,9	91,1	3,6	238,4	9,4	120,5	6,6	57,7	5,2	2,3	25,9	41,2
Nisan	51,3	96,5	5,2	263,1	19,8	189,8	8,8	118,4	6,4	3,5	79,7	87,0
Mayıs	35,1	109,6	19,5	273,1	15,7	219,5	9,4	67,3	7,2	4,9	118,7	112,9
Haziran	2,4	123,2	19,8	233,4	10,2	222,9	9,0	31,8	6,5	4,5	136,2	111,7
Temmuz	2,7	127,8	19,5	226,8	10,3	222,3	8,9	18,6	6,5	3,9	136,2	115,9
Ağustos	2,1	124,5	15,4	175,9	4,5	177,6	7,2	14,1	5,5	2,9	102,0	101,3
Eylül	2,1	114,0	11,0	148,8	0,2	116,0	4,7	9,3	3,7	1,1	66,8	52,7
Ekim	2,2	105,3	10,3	145,9	0,6	103,2	5,2	7,3	3,5	0,4	51,7	52,7
Kasım	2,2	106,6	10,7	147,7	2,2	110,3	4,1	9,5	3,5	0,5	39,5	34,4
Aralık	10,2	105,6	10,7	152,1	3,8	124,7	4,7	12,1	4,3	0,8	38,5	39,4

Çizelge 2.10. Ege Bölgesi aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

İÇ ANADOLU BÖLGESİ												
Aylar	aksaray	ankara	çankırı	eskişehir	karaman	kayseri	kırşehir	konya	nevşehir	niğde	sivas	yozgat
Ocak	2,1	5,1	2,6	12,5	2,5	10,2	2,0	16,7	0,2	0,2	3,2	1,7
Şubat	2,5	6,4	4,0	15,9	3,1	10,1	2,6	23,7	0,3	0,2	3,4	1,7
Mart	2,1	5,7	3,2	13,3	3,0	8,1	2,2	21,5	0,2	0,2	2,8	1,7
Nisan	1,4	4,0	2,1	8,5	2,7	5,8	1,6	14,6	0,2	0,2	2,1	1,5
Mayıs	1,8	4,2	1,9	9,3	2,8	5,6	1,8	13,7	0,2	0,2	2,1	1,7
Haziran	3,5	6,3	2,8	16,1	4,7	8,9	2,6	27,0	0,4	0,3	4,2	2,7
Temmuz	11,7	14,3	5,2	28,9	18,9	28,2	12,1	76,2	1,1	1,5	14,9	7,8
Ağustos	21,4	16,8	6,0	39,9	19,3	48,5	15,4	108,5	2,3	1,5	22,8	10,4
Eylül	8,7	11,5	6,3	19,5	18,3	28,7	5,8	49,9	0,8	1,0	7,5	5,7
Ekim	2,8	6,8	3,4	13,1	3,7	9,5	2,6	17,2	0,3	0,3	3,5	2,6
Kasım	2,2	5,5	3,5	9,9	3,0	8,7	1,8	15,2	0,3	0,2	3,1	1,6
Aralık	1,8	5,0	2,5	9,1	2,4	8,3	1,8	13,8	0,2	0,2	3,0	1,4

EK-2 (Devam) 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında adm ve gtm verileri

Çizelge 2.11. Marmara Bölgesi aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

MARMARA BÖLGESİ									
Aylar	Balıkesir	Bilecik	Bursa	Çanakkale	Edirne	Kırklareli	Kocaeli	Sakarya	Tekirdağ
Ocak	640,84	11,62	14,81	91,90	58,63	125,71	11,01	8,65	65,01
Şubat	880,11	11,68	16,46	69,05	64,26	131,01	11,81	8,24	67,67
Mart	990,32	13,03	18,09	112,83	69,09	135,45	12,51	8,78	70,09
Nisan	1138,44	13,55	32,59	125,71	75,47	142,86	13,35	12,84	73,66
Mayıs	1284,98	14,59	34,08	127,41	80,78	149,82	13,65	13,52	75,37
Haziran	1035,15	13,08	33,81	109,14	65,55	151,89	12,46	13,25	64,17
Temmuz	931,27	12,86	32,02	105,24	62,92	151,62	12,31	12,84	62,12
Ağustos	330,42	10,21	24,13	71,63	35,24	108,34	10,34	10,81	39,26
Eylül	222,27	8,49	12,93	49,66	16,90	78,39	7,94	7,16	24,28
Ekim	214,11	7,92	10,23	43,93	13,43	74,41	7,28	5,94	19,18
Kasım	235,35	7,92	11,75	45,21	12,87	76,73	7,28	5,94	19,18
Aralık	276,78	6,39	11,81	46,40	11,93	75,01	7,45	5,00	20,00

Çizelge 2.12. Marmara Bölgesi aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

MARMARA BÖLGESİ									
Aylar	Balıkesir	Bilecik	Bursa	Çanakkale	Edirne	Kırklareli	Kocaeli	Sakarya	Tekirdağ
Ocak	7,24	0,05	9,41	2,58	18,17	4,44	0,10	1,53	2,32
Şubat	10,40	0,07	11,40	3,58	21,64	6,06	0,13	1,97	2,90
Mart	9,71	0,06	12,05	3,34	19,19	5,01	0,14	2,08	2,66
Nisan	10,40	0,06	11,59	4,54	20,48	5,25	0,17	2,36	3,31
Mayıs	11,87	0,06	17,41	6,59	16,79	4,49	0,21	2,88	3,64
Haziran	28,69	0,08	22,48	10,52	24,24	4,41	0,19	2,09	3,90
Temmuz	53,83	0,14	39,97	17,79	30,45	8,70	0,22	2,66	5,89
Ağustos	106,56	0,25	54,75	44,65	34,80	9,30	0,19	2,92	8,88
Eylül	29,17	0,13	19,37	11,70	25,68	7,80	0,19	3,13	4,32
Ekim	12,67	0,06	11,19	4,76	19,43	4,88	0,11	1,65	2,55
Kasım	6,60	0,06	8,85	2,39	12,93	3,17	0,10	1,63	1,86
Aralık	5,55	0,06	7,84	2,17	14,31	3,59	0,09	1,38	1,88

EK-2 (Devam) 2008 yılı Coğrafi bölgeler için iller bazında adm ve gtm verileri

Çizelge 2.13. Karadeniz Bölgesi aylık barajlarda sulama için kullanılabilecek aktif doluluk miktarı (adm)

KARADENİZ BÖLGESİ									
Aylar	Amasya	Bayburt	Bolu	Çorum	Karabük	Kastamonu	Samsun	Sinop	Tokat
Ocak	2,39	0,01	5,78	7,07	18,74	20,36	44,84	0,81	536,84
Şubat	3,10	0,01	7,18	7,07	1,92	20,03	38,73	0,94	516,15
Mart	4,30	4,11	10,92	7,15	11,82	20,16	136,56	1,03	497,42
Nisan	7,12	0,01	19,77	9,78	11,82	28,14	90,70	2,06	684,71
Mayıs	7,98	0,01	20,98	11,71	11,82	31,79	81,53	2,27	798,62
Haziran	4,85	0,01	20,98	12,78	30,24	36,23	2,04	2,34	816,92
Temmuz	4,85	0,01	20,98	12,78	30,24	36,71	50,96	2,19	803,11
Ağustos	2,49	0,01	9,07	12,78	30,24	28,84	81,53	1,47	724,81
Eylül	1,16	0,01	1,85	29,47	30,24	21,61	0,00	0,77	619,91
Ekim	0,83	0,01	1,00	29,47	30,24	20,04	127,39	0,64	546,32
Kasım	1,02	0,01	1,00	5,17	30,24	20,09	142,68	0,64	545,02
Aralık	1,40	0,01	3,66	4,97	12,96	20,02	35,67	0,67	536,45

Çizelge 2.14. Karadeniz Bölgesi aylık sulama için gerekli tüketim miktarı (gtm)

KARADENİZ BÖLGESİ									
Aylar	Amasya	Bayburt	Bolu	Çorum	Karabük	Kastamonu	Samsun	Sinop	Tokat
Ocak	3,20	0,52	1,09	0,24	0,02	1,96	1,87	0,11	17,18
Şubat	3,78	0,48	1,48	0,33	0,03	2,46	2,24	0,15	21,05
Mart	3,24	0,36	1,33	0,24	0,02	1,83	2,00	0,15	17,97
Nisan	2,22	0,23	1,28	0,17	0,02	1,05	1,94	0,20	11,68
Mayıs	2,72	0,20	1,05	0,15	0,02	0,82	2,31	0,22	11,29
Haziran	5,33	0,28	1,35	0,18	0,02	1,04	2,34	0,20	18,99
Temmuz	17,99	0,76	1,99	0,44	0,03	1,70	3,77	0,21	66,74
Ağustos	32,90	1,19	2,37	0,55	0,04	1,79	3,03	0,17	94,70
Eylül	13,39	0,69	2,49	0,37	0,03	1,82	2,17	0,11	39,37
Ekim	4,36	0,30	1,44	0,29	0,02	1,53	1,30	0,08	15,47
Kasım	3,44	0,40	1,29	0,24	0,03	1,84	1,37	0,08	14,42
Aralık	2,82	0,49	1,05	0,20	0,02	1,57	1,55	0,09	16,65

EK-3 2008-2009 yıllarında Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı verileri

Çizelge 3.1. 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

Günlük Ortalama Su Tüketimi (metreküp)	Barajlara Gelen Su Miktarı (metreküp)
879192	305000
864192	184000
829192	139000
849192	217000
762821	358000
812821	287000
818821	282000
828692	338500
810273	276500
816273	247500
816273	171500
816273	187500
816273	183000
816273	118000
832773	97000
835273	90500
821773	101000
853773	133000
866273	115500
851773	63000
861773	91000
831273	55500
837273	67500
836773	272000
772773	126000
834773	278000
841273	277500
830273	82500
834773	76000
840273	52500
832773	100000
835273	110500
838373	185600
811373	175000
831773	143000
849273	157500
854773	83000

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

853773	207000
843773	166000
847273	103500
716273	103500
812773	120000
845273	134500
847940	75500
852440	183000
832940	214500
836440	144000
829940	227500
818940	130500
827940	147500
823140	247700
801940	257500
860418	225000
853418	1024000
820949	1672000
840949	2086000
806949	2288000
831949	2397000
819949	4322000
854449	3962500
865949	3993000
853949	3429000
864449	3261500
815949	1450000
837949	981000
845949	1008000
854449	1910500
854449	4616000
814500	16462500
806000	11079000
815949	6405000
849949	4778000
832872	4534500
821372	3387000
820372	2318000

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

820872	1838500
825372	1625000
822372	2312000
811872	1964000
780872	1538500
779496	873000
791496	1166000
780496	1410000
822496	1392000
836996	6011500
840996	7181500
831996	4715500
822996	3348500
822996	2557500
794496	2219000
824996	1880500
817496	1776000
830996	1401500
855996	1097500
833996	930500
845996	878500
816825	790310
801496	665310
845284	544810
844575	519810
813802	370310
828302	217640
832802	292140
842302	306640
848802	406140
842526	306640
839025	376140
840525	502640
837525	195640
843525	196640
815525	484640
775025	567140
783716	454140

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

772716	283140
787015	189140
768216	320640
772216	250640
761716	243140
740661	135640
749216	210514
756716	196799
700716	158799
700716	268980
818216	515299
819716	369980
795716	259700
853216	144299
950063	164299
882063	106480
882749	138901
891563	142401
870563	210401
801675	686401
792563	261401
803563	264401
816563	374401
874563	331401
835563	97401
893563	258401
858563	233401
894563	266401
856563	300401
856563	134401
919563	330401
908563	315401
823563	259401
834563	321401
846563	257401
900312	255401
846776	217901
914276	160025

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

886776	94525
843776	103525
917776	11150
845276	79061
885276	109036
875276	210061
895276	108061
878276	124061
870776	113561
976276	82061
906276	81061
902276	99988
877276	89988
872276	74061
925276	72444
908386	32061
909386	43426
786386	85444
1120386	68988
816888	66435
861386	77444
908886	59935
916386	45444
909386	37419
895393	40444
869886	44979
869886	52419
839886	67944
891386	62919
864386	45444
918886	44669
853886	68935
824386	58582
880386	58062
912886	54062
870386	45522
899886	27333
817386	57082

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

843886	42042
944886	19196
874886	51736
850386	14736
854886	39696
922886	21467
879386	31853
915386	15156
902386	29909
882386	20656
879886	6228
920386	22196
895886	30156
928386	33708
898386	20878
879886	27167
871386	30667
886386	33627
871386	23688
912386	53696
873886	49696
893886	42656
935386	38416
890386	38416
929386	16696
905886	26156
954386	22156
957386	10196
954886	12296
936386	15138
930886	25838
924886	20278
924886	21478
908386	29909
916886	28949
901386	26949
935386	56949
950386	32949

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

861886	19449
917886	29449
918525	15489
903886	25449
951886	34949
948886	19989
953386	26489
910386	27449
855263	30866
866886	88489
915886	27489
828386	80439
807886	103449
849386	166105
869386	180105
816386	122105
918886	44605
786886	813605
776886	1881605
825386	1774105
837386	1623105
770386	954105
785386	549105
776386	764105
758386	542605
832886	363605
832886	240105
867886	204605
854386	183105
838886	108605
829886	66128
824886	48382
837386	50882
829386	49882
840386	393882
839886	628382
836386	556882
830386	278882

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

831386	252882
873386	180882
835386	145882
813386	136882
815386	140882
820386	133882
869386	151382
842386	151882
886386	207882
875386	265882
742386	230882
794386	172882
850386	255882
850386	192882
882386	172882
867386	187882
860386	162882
860386	155882
791386	143882
779386	155882
854386	148882
838386	153882
810386	125882
769386	136882
838386	143882
895547	115882
781853	112882
835160	139882
859160	172000
810160	167000
784160	167000
829160	145000
873160	515000
845160	1211000
834160	1780000
837160	1125000
838160	748000
848160	1125000

Çizelge 3.1. (Devam) 2008 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

845160	796000
820160	614000
848160	305000
836160	286000
841160	278000
844160	218000
823160	224000
859160	154000
917160	142000
890160	288000
760160	288000
758160	138000
772160	78000
783160	77000
807160	33000
802160	91000
808160	26000
770160	92000
803160	48000
862160	77000
846160	20000
823160	38000
787160	85000
812160	92000
804160	86500
814160	94500
804160	80500
832160	86500
809160	82500
845160	126500
808160	91500

EK-3 (Devam) 2009 yılında Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı verileri

Çizelge 3.2. 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

Günlük Ortalama Su Tüketimi (metreküp)	Barajlara Gelen Su Miktarı (metreküp)
809136	7761636
815160	43500
826160	51500
836160	64500
844160	168500
910160	219500
922160	764500
840660	657500
876160	431000
862660	240500
799160	116000
808160	65000
851160	25000
815160	66000
768160	97000
803160	87000
821160	250000
808160	179000
866160	84000
850650	77500
835160	70000
790160	71500
821660	143000
818160	148500
787660	10537000
832160	15117000
816160	6126000
818660	5199500
823660	3654500
785660	2749500
838160	2101000
819160	1548000
800160	1092000
735160	753000
574160	755000
698160	765000

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

754353	831500
847853	782000
833853	10889000
862853	15755000
799853	9811000
817853	4909000
777853	3731500
813853	6164000
836853	13710000
814353	8832500
830853	3340000
808853	2870000
812853	2957500
766765	3391000
756765	3419000
753265	2774500
835265	1880500
857765	1787000
774765	1716000
817765	1279000
811765	1441000
787265	1535500
791765	1366000
785765	1076000
784765	1481000
805265	1226500
812765	1506000
808765	2185000
813765	10654000
809765	20203000
803765	19473000
856765	11539000
856765	9424000
805765	5213000
797765	3799000
791765	3954000
772765	3347000
768765	2138000

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

811765	2253000
811765	1912000
805265	1841500
793265	1753500
779445	1611000
771265	1583000
768265	1954500
805765	1556000
787765	1885000
809765	3648000
804765	3532000
772265	2655500
777765	2353000
776265	2856500
781265	5946500
809765	7963000
811765	10644000
816795	8920000
814523	8650000
812765	7550000
816765	10182000
826765	8726000
814765	7075000
812765	5885000
837765	4381000
808765	3622000
798765	3544000
819765	3502000
808765	3972000
813765	5449000
822265	4523500
821765	3967000
842765	3043000
854765	2822000
829765	2903000
822765	3047000
839765	5645000
824765	6084000

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

790765	5127000
813765	4258000
795765	3532000
800765	5022000
805765	4738000
815765	4682000
810765	3962000
820765	3684000
801765	3800000
781765	2941000
813765	2982000
822765	2906000
815765	2597000
831765	2214000
822765	2392000
816765	2067000
863765	1787000
865765	1553000
865765	1306000
853765	1163000
861765	1135000
857765	1094000
856765	1108000
881765	1124000
885765	1213550
890765	1229550
906765	5091550
850765	5225550
853765	4531550
861765	2942550
853765	1636550
853765	916550
862765	973550
848765	851550
873765	773550
923765	713550
927765	800550
873765	617550

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

936765	297550
924765	266401
929765	505550
935765	343550
902765	293550
895765	267550
936765	260400
945765	223400
951765	248400
973765	184000
963765	162400
962765	155400
899765	185400
864765	189400
889765	133400
943765	187400
944765	178400
962765	130600
980765	58650
985765	70650
981765	136650
956765	65650
944765	82650
932765	70650
926184	67650
926184	67650
926284	48650
930284	45650
977284	61650
964284	64600
969284	70600
954284	70100
952284	116100
933284	86100
958284	57600
973284	63600
998284	74800
996284	342800

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

966284	236800
924284	104800
861284	77800
827284	70800
896284	75000
910284	100000
910284	100000
968284	91000
964284	71000
959284	64000
976284	74000
964284	63000
965284	67000
957284	62000
962284	68500
962284	130000
961284	96000
958284	71000
956284	70000
956284	69000
960284	71000
988284	72000
978284	71500
1001284	72500
981284	74300
981284	74300
947284	78800
950284	75300
937284	52300
943284	65300
945284	64300
970284	66300
971284	62800
967284	64900
990284	66900
996284	83900
978284	58900
972284	75900

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

970284	74900
967284	67400
956284	61300
965284	71900
972284	66400
962284	58900
978284	70900
967284	61900
966284	69300
969284	63900
974284	69900
967284	62400
971284	68400
968284	72400
957284	58900
916284	83900
898284	65300
894284	59300
925284	77300
949284	83300
945284	71300
910284	43800
911284	44900
937284	46400
933284	36400
886284	42400
755284	67400
685284	86400
817284	45900
924284	41900
946284	47900
939284	53100
843284	50600
868284	52800
878284	58800
882284	45800
880284	44800
880284	44100

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

906284	48100
903284	66100
903284	64100
901284	54100
904284	67100
896284	74300
898284	57300
893284	56300
902284	54300
907284	53800
866284	97800
847284	72750
840284	72150
817284	52150
817284	45150
842284	51650
863284	70650
849284	57650
863284	51150
876284	59650
873284	64650
871284	56650
872284	57650
881284	57200
850784	64700
844284	47200
827284	59700
840284	54700
823284	561600
912284	220000
807284	140000
799284	971000
800284	760000
820284	587000
824284	245000
831284	149000
841284	106500
839284	104500

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

861284	290500
804284	155500
779284	159500
779284	165500
785284	165000
811284	165000
828584	155000
826284	152500
818284	142000
801284	125000
803284	129000
820284	105000
846284	142500
841284	142500
837284	139500
834160	136500
780284	140500
702284	195500
707284	88500
796284	88500
806284	107500
811284	73500
788284	106000
772284	157000
777284	209000
788284	788284
776284	125000
781284	138500
788284	175500
797284	558500
786784	1287500
788784	2560500
788784	1389500
790784	695500
790784	1596500
788784	2257500
787784	3841500
814784	3689500

Çizelge 3.2. (Devam) 2009 yılı Ankara’da günlük ortalama su tüketimi ve barajlara gelen su miktarı

819784	4827500
821784	7840500
820784	4032500
822784	2511500
816874	1411500
814784	1505500
781784	1616500
773784	4860500
777784	12320500
797784	9524500
810784	4399500

EK-4 Zaman serileri analizi için bazı R programı komutları

Çizelge 4.1. Zaman serileri analizi için R programı komutları ve işlevleri

Komut	İşlevi
arima(x,order=c(p,d,q),seasonal=list(order=c(P,D,Q), period=s, include.mean=TRUE)	istenilen parametreler doğrultusunda x zaman serisini tanıtır. Katsayı tahminlerini verir.
model= arima(x,order=c(p,d,q),seasonal=list(order=c(P,D,Q), period=s, include.mean=TRUE)	Belirlenen seriyi model olarak kaydeder.
acf(.)	Otokorelasyon fonksiyonunu çizdirir.
pacf(.)	Kısmi otokorelasyon fonksiyonunu çizdirir.
plot(x,type="l")	x zaman serisinin zaman grafiğini çizdirir.
Box.test(resid(model))	Artıklar üzerinden modelin uygunluğunun testini yapar.
shapiro.test(.)	Normallik testini yapar.
predict(.)	Zaman serisinden kestirim yaptırır.

Çizelge 4.1. (Devam) Zaman serileri analizi için R programı komutları ve işlevleri

show(.)	seriyi görüntüler.
coefint(.)	Katsayıların anlamlılıkları testini yaptırır.
bct(x, λ)	x serisine belirlenen bir λ ile varyans düzgünleştirmesi yaptırır.
var(x)	x serisinin varyansı buldurur.
kov(x,y)	x ve y serileri arasındaki kovaryansı buldurur.

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, Adı : ESEN, Pınar
 Uyuğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 12.06.1985 Ankara
 Medeni hali : Bekar
 Telefon : 0 (312) 215 70 04
 Faks : 0 (312) 424 09 53
 e-mail : pnaresen@gmail.com

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Yüksek lisans	Gazi Üniversitesi /İstatistik Bölümü (Derece: 4.00)	2010
Çift Anadal (İkinci Lisans Programı)	Gazi Üniversitesi /Matematik Bölümü	2008
Lisans	Gazi Üniversitesi/ İstatistik Bölümü (Bölüm birinciliği)	2007
Lise	Deneme Lisesi	2003

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2009-	T.C. Başbakanlık Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Genel Müdürlüğü	Uzman Yardımcısı

Yabancı Dil

İngilizce

Bildiriler

Dayanıklılık Parametresi İçin Yeni Bir Test (6. İstatistik günleri sempozyumu Samsun)

Süreç Yeterlilik Oranları Verilmişken Kalite Değişkeninin Koşullu Dağılımı (İstatistik Kollopyumu Trabzon KTÜ)

Parametrik ve Parametrik Olmayan Testler Üzerine Bir Çalışma (6. İstatistik Kongresi Antalya)

Hobiler

Araştırma yapmak, müzik dinlemek, seyahat etmek