

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

**SİYAH ALACA İNEKLERİN LAKTASYON EĞRİLERİNİN  
MODELLENMESİNDE ZAMAN SERİLERİ VE NON-LİNEER  
YÖNTEMLERİN KARŞILAŞTIRILMASI**

**Emine ÇETİN TEKE**

**Danışman  
Prof. Dr. Hikmet ORHAN**

**II. Danışman  
Yrd. Doç. Dr. Ömer Utku ERZENGİN**

**DOKTORA TEZİ  
ZOOTEKNİ ANABİLİM DALI  
ISPARTA - 2017**

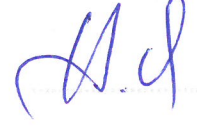


© 2017 [Emine ÇETİN TEKE]

## TEZ ONAYI

**Emine ÇETİN TEKE** tarafından hazırlanan " **Siyah Alaca İneklerin Laktasyon Eğrilerinin Modellenmesinde Zaman Serileri Ve Non-Linear Yöntemlerin Karşılaştırılması**" adlı tez çalışması aşağıdaki jüri üyeleri önünde Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü **Zootekni Anabilim Dalı**'nda **DOKTORA TEZİ** olarak başarı ile savunulmuştur.

**Danışman** **Prof. Dr. Hikmet ORHAN**  
Süleyman Demirel Üniversitesi



**Jüri Üyesi** **Prof. Dr. Suat ŞAHİNLER**  
Uşak Üniversitesi



**Jüri Üyesi** **Doç. Dr. Mustafa ŞAHİN**  
Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi



**Jüri Üyesi** **Yrd.Doç. Dr. Özgür KOŞKAN**  
Süleyman Demirel Üniversitesi

**Jüri Üyesi** **Yrd.Doç. Dr. Abdullah Nuri ÖZSOY**  
Süleyman Demirel Üniversitesi

**Enstitü Müdürü** **Prof. Dr. Yasin TUNCER**

## **TAAHHÜTNAME**

Bu tezin akademik ve etik kurallara uygun olarak yazıldığını ve kullanılan tüm literatür bilgilerinin referans gösterilerek tezde yer aldığını beyan ederim.

**Emine ÇETİN TEKE**

## İÇİNDEKİLER

## SAYFA

İÇİNDEKİLER.....	i
ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	vi
TEŞEKKÜR.....	viii
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	ix
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	xi
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ.....	xiii
<b>1. GİRİŞ.....</b>	<b>1</b>
<b>2. KAYNAK ÖZETLERİ.....</b>	<b>3</b>
2.1. Gamma Fonksiyonu İle İlgili Çalışmalar.....	3
2.2. Zaman Serileri İle İlgili Çalışmalar.....	8
2.3. MARS İle İlgili Çalışmalar.....	16
<b>3. MATERYAL VE YÖNTEM.....</b>	<b>24</b>
3.1. Materyal.....	24
3.2. Yöntem.....	24
3.2.1. Gamma Modeli.....	25
3.2.1.1. Laktasyonun devamlılık düzeyi (Persistensi).....	26
3.2.2. Zaman Serileri.....	27
3.2.2.1. Durağanlık.....	29
3.2.2.2. Kovaryans.....	29
3.2.2.3. Otokovaryans.....	30
3.2.2.4. Korelasyon.....	30
3.2.2.5. Otokorelasyon fonksiyonu (ACF).....	31
3.2.2.6. Kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF).....	32
3.2.2.7. Beyaz gürültü (White noise).....	32
3.2.2.8. Rassal yürüyüş süreci.....	34
3.2.2.9. Birim kök testleri.....	35
3.2.2.9.1. Dickey Fuller testi (DF).....	35
3.2.2.9.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller testi (ADF).....	37

3.2.2.10. Durağan zaman serileri .....	38
3.2.2.10.1. Otoregresif süreç (AR) .....	38
3.2.2.10.2. Hareketli ortalama süreci (MA).....	41
3.2.2.10.3. Otoregresif hareketli ortalama süreci (ARMA) .....	43
3.2.2.11. Durağan olmayan zaman serileri.....	45
3.2.2.11.1. Otoregresif entegre hareketli ortalama süreci (ARIMA) .....	45
3.2.2.11.2. ARIMA model kurma süreci: Box- Jenkins yaklaşımı.....	47
3.2.2.12. Doğrulama (uygunluk) kriterleri.....	50
3.2.2.12.1. Durbin Watson .....	50
3.2.2.12.2. Ortalama mutlak hata (Mean absolute deviation (MAE-MAD)) .	51
3.2.2.12.3. Hata kareler ortalaması(Mean square error (MSE)).....	51
3.2.2.12.4. Ortalama mutlak yüzdellik hata (Mean absolute percent error (MAPE)) .....	52
3.2.2.12.5. Korelasyon.....	52
3.2.3. Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri (MARS).....	54
3.2.3.1. Temel fonksiyon ve düğüm noktası .....	55
3.2.3.2. İleriye doğru adım.....	58
3.2.3.3. Geriye doğru adım.....	60
3.2.3.4. Model seçimi.....	60
<b>4. ARAŞTIRMA BULGULARI.....</b>	<b>63</b>
4.1. Birinci Laktasyon .....	63
4.1.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini .....	63
4.1.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	65
4.1.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	73
4.2. İkinci Laktasyon .....	79
4.2.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini .....	79
4.2.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	81
4.2.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	88
4.3. Üçüncü Laktasyon .....	93
4.3.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini .....	93
4.3.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	95
4.3.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	102
4.4. Dördüncü Laktasyon .....	107

4.4.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini .....	107
4.4.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	109
4.4.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	115
4.5. Beşinci Laktasyon.....	120
4.5.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini .....	120
4.5.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	122
4.5.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini .....	129
4.6. Kontrol Günü Değişkeni ile Süt Verimi MARS Model Tahmini .....	135
4.7. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Genel Model Tahmini .....	142
<b>5. TARTIŞMA VE SONUÇLAR .....</b>	<b>145</b>
<b>KAYNAKLAR.....</b>	<b>155</b>
<b>EKLER.....</b>	<b>165</b>
<b>EK A: Program Görüntüleri .....</b>	<b>166</b>
EK A.1. MINITAB Gamma Modeli.....	166
EK A.2. SPSS Zaman Serileri.....	169
EK A.3. Salford Predictive Modeler 8.0 MARS.....	176
<b>EK B. Tablolar .....</b>	<b>179</b>
EK B.1. Durbin Watson Tablosu .....	179
EK B.2. T Tablosu .....	181
EK B.3. Dickey ve Fuller tablosu.....	182
EK B.4. $\chi^2$ Dağılımı .....	183
<b>ÖZGEÇMİŞ.....</b>	<b>184</b>

## ÖZET

Doktora Tezi

### SİYAH ALACA İNEKLERİN LAKTASYON EĞRİLERİNİN MODELLENMESİNDE ZAMAN SERİLERİ VE NON-LİNEER YÖNTEMLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

Emine ÇETİN TEKE

Süleyman Demirel Üniversitesi  
Fen Bilimleri Enstitüsü  
Zootekni Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. Hikmet ORHAN

#### II. Danışman: Yrd. Doç. Dr. Ömer Utku ERZENGİN

Bu tez çalışmasında; mevcut süt verimi kayıtlarından yararlanarak, ileriki dönem süt veriminin daha az hataya sahip uygun modellerle tahmin edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla laktasyon eğrisi tahmininde kullanılan modellerden Gamma fonksiyonu, zaman serisi ve çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri yöntemi kullanılmıştır. Araştırma materyali 2009-2011 yıllarında Burdur ilinde yürütülmüş TÜBİTAK 1090336 nolu projeden derlenmiş verilerden günlük sağım kayıtları ile birlikte sağım süresi, iletkenlik ve hareketlilik bilgilerinin de kaydedildiği kısmi veriler kullanılmıştır.

Laktasyon eğrileri modellemesinde zaman serisi yöntemi gamma modeline göre süt verimini gerçek verim değerlerine daha yakın tahminleme yapmıştır. Bütün laktasyonlarda zaman serisi model artıkları arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olmadığı, artıklarının rasgele dağıldığı, modelin artıklarının birbirinden bağımsız ve homojen olduğu ve modelin süt verimi tahminine uygun olduğu görülmüştür. Zaman serisi yönteminin laktasyon eğrisini modellemede kullanılan geleneksel yöntemlere iyi bir alternatif olduğu söylenebilir.

Laktasyon eğrileri MARS yöntemi ile her bir laktasyon için farklı maksimum etkileşimli modeller denenerek en uygun model tespit edilmiştir. Model uygunluğu, genelleştirilmiş çapraz geçerlilik katsayısının (GCV) minimum ve  $R^2$  nin maksimum olması kriterleri ile değerlendirilmiştir. Elde edilen en iyi modeller: Birinci laktasyon için etkileşimsiz, 11 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.10633,  $R^2$  değeri 0.983 ve modele giren bağımsız değişkenler önem düzeylerine göre kontrol günü, hareketlilik, sağım süresi'dir. İkinci laktasyon için etkileşimsiz, 12 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.17224,  $R^2$  değeri 0.991 ve modele giren bağımsız değişkenler önem düzeylerine göre kontrol günü, hareketlilik, sağım süresi'dir. Üçüncü laktasyon için etkileşimsiz, 11 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.34663,  $R^2$  değeri 0.991 ve modele giren bağımsız değişkenler önem düzeylerine göre kontrol günü, hareketlilik, sağım süresi ve iletkenlik'tir. Dördüncü laktasyon için etkileşimsiz, 10 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.67783,  $R^2$  değeri 0.975 ve modele giren bağımsız değişkenler önem düzeylerine göre kontrol günü,



hareketlilik, sađım süresi'dir. Beşinci laktasyon için 3 etkileşimli, 14 temel fonksiyonlu, GCV değeri 1.40751, R<sup>2</sup> değeri 0.950 ve modele giren bağımsız deđişkenler önem düzeylerine göre kontrol günü, hareketlilik, sađım süresi ve iletkenlik olarak bulunmuştur. Modellerde tüm bağımsız deđişken katsayılarının %99 düzeyinde önemli olduđu görülmüştür. Bütün modellerde kontrol günü deđişkeni en anlamlı deđişken olarak belirlenmiştir. Bu sonuçlara göre MARS ile oluşturulan modellerin süt verimi tahmininde başarılı olduđu ve güvenle kullanılabilceđi söylenebilir.

**Anahtar Kelimeler:** Süt verimi, Gamma modeli, Zaman serisi, MARS.

**2017, 185 sayfa**



## **ABSTRACT**

**Ph. D. Thesis**

### **COMPARISON OF LACTATION CURVE MODELING VIA TIME SERIES AND NONLINEAR PROCEDURES IN HOLSTEIN FRISIAN COWS**

**Emine ÇETİN TEKE**

**Süleyman Demirel University  
Graduate School of Natural and Applied Sciences  
Department of Animal Science**

**Supervisor: Prof. Dr. Hikmet ORHAN**

**Co-Supervisor: Assist. Prof. Dr. Ömer Utku ERZENGİN**

In thesis study; It is aimed to estimate the future milk yield with appropriate models with fewer errors by taking advantage of present milk yield records. For this purpose, Gamma function, time series and multivariable adaptive regression splines method are used for the models used in the prediction of the lactation curve. The research material was obtained from the data collected from TÜBİTAK 1090336 project conducted in Burdur in 2009-2011, and partial data was recorded in which daily milking records, milking time, conductivity and mobility information were also recorded.

In the model of lactation curves, the time series method predicted milk yield to be closer to the actual yield values than the gamma model. In all lactations, it is seen that there are no consecutive relations among the time series model residues, that the residues are randomly distributed, the residues of the model are independent and homogenous, and that the model is suitable for milk production. It can be said that the time series method is a good alternative to the traditional methods used in modeling the lactation curve.

Lactation curves were determined by MARS method and the most suitable model was determined by testing different maximal interaction models for each lactation. The model suitability is generally assessed by the criteria that generalized cross-validation criterion (GCV) minimum and  $R^2$  maximum values. The best models are: The first lactation is non-interactive; 11 basis functions, GCV value 0.10633,  $R^2$  value 0.983 and independent variables entering the model are control day, mobility, milking time according to their importance levels. The second lactation, non-interactive; 12 basis functions, GCV value 0.17224,  $R^2$  value 0.991 and independent variables entering the model are control day, mobility, and milking time according to their importance levels. The third lactation, non-interactive; 11 basis functions, GCV value 0.34663,  $R^2$  value 0.991 and independent variables entering the model are control day, mobility, and conductivity according to their importance levels. The fourth lactation, non-interactive; 10 basis functions, GCV value 0.67783,  $R^2$  value 0.975 and

independent variables entering the model are control day, mobility, and milking time according to their importance levels. The fifth lactation, 3 interacting; 14 basis functions, GCV value 1.40751,  $R^2$  value 0.950 and independent variables entering the model are control day, conductivity, mobility, and milking time according to their importance levels. All the independent variable coefficients in models were found to be important at 99% level. In all models, the control day variable was identified as the most significant variable. According to these results, it can be said that the models created with MARS are successful in the estimation of milk yield and can be used with confidence.

**Keywords:** Milk yield, Gamma model, Time series, MARS.

**2017, 185 pages**



## TEŞEKKÜR

Bu arařtırmada, arařtırma konusunun tespitinden itibaren arařtırmamı hazırladıđım süre içinde bana daima yol gösterici olan, karřılařtıđım zorlukları bilgi ve tecrübesi ile ařmamda yardımcı olan, tezime olumlu katkılarda bulunan deđerli danıřman hocam Sayın Prof. Dr. Hikmet ORHAN'a tüm emekleri, desteđi ve yakınlıđı için sonsuz teřekkürlerimi sunarım.

Tezimin hazırlandıđı süre boyunca görüř ve önerileri ile bana rehberlik eden, bana verdiđi moral desteđi ile tezime olumlu katkıda bulunan tez izleme komitesi üyeleri Prof. Dr. Yavuz AKBAŐ, Doç.Dr. Mustafa ŐAHİN ve Yrd. Doç Dr. Özgür KOŐKAN'a teřekkürlerimi sunmayı bir borç bilirim. Tezimin hazırlık sürecinde görüř ve önerileri ile bana rehberlik eden ikinci danıřman hocam Yrd. Doç. Dr. Ömer Utku ERZENGİN'e teřekkürlerimi sunarım.

Tezimin gerçekteřmesinde 2211-C Yurtiçi Öncelikli Alanlar doktora burs programı ile maddi destek sađlayan TÜBİTAK'a teřekkür ederim.

Tezimin her ařamasında beni yalnız bırakmayan eřime, kızıma ve aileme sonsuz sevgi ve saygılarımı sunarım.

Emine ÇETİN TEKE  
ISPARTA, 2017

## ŞEKİLLER DİZİNİ

	Sayfa
Şekil 3.1. AR(1) ACF ve PACF grafikleri .....	39
Şekil 3.2. Box-Jenkins yaklaşımı.....	48
Şekil 3.3. Durbin Watson istatistiği hipotez kontrolü .....	50
Şekil 3.4. $y=f(x)$ fonksiyonu için düğüm noktaları.....	55
Şekil 3.5. MARS tarafından kullanılan $(x-t)_+$ ve $(t-x)_+$ temel fonksiyonları..	57
Şekil 3.6. MARS ileri doğru adım aşaması şematik gösterimi .....	59
Şekil 4.1. Birinci laktasyon süt verimine ait gerçek ve Gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi.....	64
Şekil 4.2. Birinci laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği.....	64
Şekil 4.3. Birinci laktasyon süt verimi ve dağılım grafiği .....	65
Şekil 4.4. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri .....	66
Şekil 4.5. $d=1$ için Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri.....	68
Şekil 4.6. ARIMA (1,1,2) model artıkları .....	71
Şekil 4.7. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği .....	72
Şekil 4.8. Birinci laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi..	78
Şekil 4.9. İkinci laktasyon süt verimine ait gerçek ve Gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi.....	80
Şekil 4.10. İkinci laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği .....	80
Şekil 4.11. İkinci laktasyon süt verimi ve dağılım grafiği.....	81
Şekil 4.12. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri.....	82
Şekil 4.13. $d=1$ için Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri .....	83
Şekil 4.14. ARIMA (2,1,0) model artıkları .....	85
Şekil 4.15. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği .....	87
Şekil 4.16. İkinci laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi	92
Şekil 4.17. Üçüncü laktasyon süt verimine ait gerçek ve Gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi.....	94
Şekil 4.18. Üçüncü laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği .....	94
Şekil 4.19. Üçüncü laktasyon süt verimi ve dağılım grafiği .....	95
Şekil 4.20. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri.....	96
Şekil 4.21. $d=1$ için Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri .....	97
Şekil 4.22. ARIMA (1,1,2) model artıkları .....	100
Şekil 4.23. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği .....	101
Şekil 4.24. Üçüncü laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi	106
Şekil 4.25. Dördüncü laktasyon süt verimine ait gerçek ve Gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi.....	108
Şekil 4.26. Dördüncü laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği .....	108
Şekil 4.27. Dördüncü laktasyon süt verimi ve dağılım grafiği .....	109
Şekil 4.28. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri.....	110
Şekil 4.29. $d=1$ için Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri .....	111
Şekil 4.30. ARIMA (1,1,2) model artıkları .....	113
Şekil 4.31. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği .....	114
Şekil 4.32. 4. laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi .....	119
Şekil 4.33. Beşinci laktasyon süt verimine ait gerçek ve Gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi.....	121
Şekil 4.34. Beşinci laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği .....	121
Şekil 4.35. Beşinci laktasyon süt verimi ve dağılım grafiği .....	122

Şekil 4.36. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri.....	123
Şekil 4.37. ARIMA (2,1,1) model artıkları .....	127
Şekil 4.38. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği .....	128
Şekil 4.39. MARS açıklayıcı değişkeninin katkısı.....	133
Şekil 4.40. MARS açıklayıcı değişkenlerin etkileşimlerinin katkısı.....	134
Şekil 4.41. Beşinci laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi	134
Şekil 4.42. MARS açıklayıcı değişkenlerin etkileşimlerinin katkısı.....	142
Şekil 4.43. Genel modelde gerçek ile tahmin edilen süt verimi dağılımı .....	144
Şekil A.1. Minitab Gamma modeli.....	168
Şekil A.2. SPSS Zaman Serileri .....	175
Şekil A.3. Salford Predictive Modeller 8.0 MARS .....	178



## ÇİZELGELER DİZİNİ

	Sayfa
Çizelge 3.1. Teorik olarak AFC ve PACF'nin model belirlemede kullanımı ...	49
Çizelge 4.1. 1. laktasyon süt verimi serisinin ACF ve PACF istatistikleri .....	66
Çizelge 4.2. ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları .....	68
Çizelge 4.3. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları .....	69
Çizelge 4.4. ARIMA model tahmini .....	69
Çizelge 4.5. ARIMA (1,1,2) model artıklarının ACF ve PACF değerleri .....	70
Çizelge 4.6. Maksimum etkileşimin modellerin performansı üzerine etkisi	73
Çizelge 4.7. Model özet tablosu .....	74
Çizelge 4.8. Varyans önem tablosu .....	74
Çizelge 4.9. Varyans ayrıştırma tablosu .....	75
Çizelge 4.10. Birinci laktasyon final modeli .....	76
Çizelge 4.11. 2. laktasyon süt verimi serisinin ACF ve PACF istatistikleri .....	82
Çizelge 4.12. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları .....	83
Çizelge 4.13. ARIMA model tahmini .....	84
Çizelge 4.14. ARIMA (2,1,0) model artıklarının ACF ve PACF değerleri .....	86
Çizelge 4.15. Maksimum etkileşimin modellerin performansı üzerine etkisi	88
Çizelge 4.16. Model özet tablosu .....	89
Çizelge 4.17. Varyans önem tablosu .....	89
Çizelge 4.18. Varyans ayrıştırma tablosu .....	90
Çizelge 4.19. İkinci laktasyon final modeli .....	90
Çizelge 4.20. 3. laktasyon süt verimi serisinin ACF ve PACF istatistikleri .....	96
Çizelge 4.21. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları .....	97
Çizelge 4.22. ARIMA model tahmini .....	98
Çizelge 4.23. ARIMA (1,1,2) model artıklarının ACF ve PACF değerleri .....	99
Çizelge 4.24. Maksimum etkileşimin modellerin performansı üzerine etkisi	102
Çizelge 4.25. Model özet tablosu .....	103
Çizelge 4.26. Varyans önem tablosu .....	103
Çizelge 4.27. Varyans ayrıştırma tablosu .....	104
Çizelge 4.28. Üçüncü laktasyon final modeli .....	104
Çizelge 4.29. 4. laktasyon süt verimi serisinin ACF ve PACF istatistikleri .....	110
Çizelge 4.30. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları .....	111
Çizelge 4.31. ARIMA model tahmini .....	112
Çizelge 4.32. ARIMA (1,1,2) model artıklarının ACF ve PACF değerleri .....	113
Çizelge 4.33. Maksimum etkileşimin modellerin performansı üzerine etkisi	115
Çizelge 4.34. Model özet tablosu .....	116
Çizelge 4.35. Varyans önem tablosu .....	116
Çizelge 4.36. Varyans ayrıştırma tablosu .....	117
Çizelge 4.37. Dördüncü laktasyon final modeli .....	117
Çizelge 4.38. 5. laktasyon süt verimi serisinin ACF ve PACF istatistikleri .....	123
Çizelge 4.39. ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları .....	125
Çizelge 4.40. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları .....	125
Çizelge 4.41. ARIMA model tahmini .....	126
Çizelge 4.42. ARIMA (2,1,1) model artıklarının ACF ve PACF değerleri .....	127
Çizelge 4.43. Maksimum etkileşimin modellerin performansı üzerine etkisi	129
Çizelge 4.44. Model özet tablosu .....	130
Çizelge 4.45. Varyans önem tablosu .....	130

Çizelge 4.46. Varyans ayrıştırma tablosu .....	131
Çizelge 4.47. Beşinci laktasyon final modeli .....	132
Çizelge 4.48. Model özet tablosu.....	135
Çizelge 4.49. Açıklanan varyans önemlilik istatistiği.....	135
Çizelge 4.50. Varyans Ayrıştırma Tablosu .....	136
Çizelge 4.51. Birinci laktasyon final modeli.....	137
Çizelge 4.52. Birinci laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi	137
Çizelge 4.53. Laktasyon eğrilerinin MARS yöntemi ile modelleme sonuçları	138
Çizelge 4.54. İkinci laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi.	139
Çizelge 4.55. Üçüncü laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi	139
Çizelge 4.56. Dördüncü laktasyon temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi	139
Çizelge 4.57. Beşinci laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi	140
Çizelge 4.58. Genel model (laktasyon sırası+kontrol günü) .....	141
Çizelge 4.59. Genel model için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi.....	141
Çizelge 5.1. Laktasyon eğrilerinin gamma fonksiyonu modelleme sonuçları	149
Çizelge 5.2. Laktasyon eğrilerinin zaman serileri ile modelleme sonuçları..	150
Çizelge 5.3. Laktasyon eğrilerinin MARS yöntemi ile modelleme sonuçları.	152



## SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

a	Laktasyon başlangıç verimi
ACF	Otokorelasyon fonksiyonu
ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Akaiki bilgi kriteri
AR(p)	p. dereceden otoregresif süreç
ARMA(p,q)	Otoregresif-hareketli ortalama modeli
ARIMA(p,d,q)	Otoregresif entegre hareketli ortalama süreci
b	Verimin yükselme düzeyi
BIC	Bayesian information criterion
c	Verimin düşüş düzeyi
C	Temel fonksiyon kümesi
d	Fark derecesi
d <sub>L</sub>	DW alt kritik değer
d <sub>U</sub>	DW üst kritik değer
DW	Durbin Watson
e	Tabii logaritma tabanı
E	Beklenen değer
GCV	Genelleştirilmiş çapraz onaylama
I(d)	d. Dereceden entegre
IID	Identical Independent Distribution
k	Gecikme değeri
L	Gecikme parametresi
m	Düğüm sayısı
M	Temel fonksiyon sayısı
MA(q)	q. dereceden hareketli ortalama süreci
MAPE	Ortalama mutlak yüzdelik hata
N	Gözlem sayısı
PACF	Kısmi otokorelasyon fonksiyonu
P	Persistensi
p	AR sürecinin derecesi
RMSE	Hata kareler ortalaması karekökü
q	MA sürecinin derecesi
QBP	Box-Pierce test istatistiği
QLB	Ljung-Box test istatistiği
t	Pistonda geri kayma miktarı
Tmax	Maksimum süt veriminin elde edildiği gün
W <sub>t</sub>	Farkı alınmış seri
WN	Beyaz gürültü
X	Bağımsız değişken
Y <sub>t</sub>	t. günündeki süt verimini
Y <sub>max</sub>	Maksimum süt verimi
α <sub>m</sub>	m. Temel fonksiyonun katsayısı
α <sub>0</sub> (X)	Sabit fonksiyon
β <sub>0</sub>	Sabit terim
R <sup>2</sup>	Belirleme katsayısı
φ	AR sürecinin parametresi
θ	MA sürecinin parametresi

$\hat{\delta}$	Kesme parametresi
$\gamma_{(k)}$	k gecikmeli kovaryans
$\gamma_{(0)}$	Varyans
$\rho$	Otokorelasyon katsayısı
$\nabla$	Fark işleci
$\varepsilon_t$	Hata terimi
$\hat{Y}_t$	Tahmin değerleri



## 1. GİRİŞ

Süt hayvanlarının buzağılamasından kuruya çıkarılmasına kadar geçen süreye laktasyon süresi denir. Laktasyon süresi süt hayvanları için ortalama olarak verilir. İneklerde laktasyon süresi ortalama 305 gün olup bu süre bakım ve beslenmeye bağlı olarak değişebilir (Orman ve Ertuğrul, 1999; Kaya, 2003; Keskin ve Tozluca, 2004).

Doğumla başlayan laktasyon süresinde süt verimi belirli bir süre (2 – 6 hafta) artarak maksimum düzeye ulaşır. Bu maksimum üretim düzeyi bir süre (ortalama 1 ay) devam eder. Daha sonra başlangıçtaki artıştan daha düşük bir hızla süt verimi azalarak ineğin kuruya çıkması ile birlikte laktasyon sona erer (Keskin vd. 2009). Genetik ve çevresel faktörlerin etkisiyle şekillenen, buzağılama ile başlayıp kuruya çıkma ile son bulan süt verimindeki değişiklikler laktasyon eğrisi (Lactation curve) olarak tanımlanmaktadır. Bu eğri günlük süt veriminin kontrol günlerine göre grafiği çizilerek tespit edilir. Laktasyon eğrisinin genel şekli, buzağılamadan sonra doruğa ulaşmaya kadar artış gösterip pik verime ulaştıktan sonra kuruya çıkıncaya kadar kademeli azalış gösteren bir yapıdadır. Laktasyon eğrisinin şekli, ineğin toplam veya 305 günlük süt veriminin değerlendirilmesinde kullanılan bir kriterdir (Orhan ve Kaygısız, 2002).

Son yıllarda ülkemizde süt hayvanı yetiştiriciliğinde önemli gelişmeler olmakla birlikte, ülke genelinde hayvan başına düşen süt verimi ve toplam süt üretimi, gelişmiş ülkelere göre düşük düzeydedir. Buna rağmen süt verimi ülke ekonomisinde önemli bir yere sahiptir. Ülkemizde artan nüfusun meydana getirdiği talep hayvansal üretimin arttırılmasını gerekli kılmıştır. Hayvansal üretimin arttırılması ya hayvan sayısını arttırarak ya da hayvan başına verimi arttırarak gerçekleştirilebilir (Güler, 2006; Özyurt ve Özkan, 2009). Hayvan başına düşen süt veriminin artırılması, genetik olarak süt verim yeteneği yüksek kültür ırkı hayvanlara uygun çevre koşullarının sağlanması ile mümkündür. Bu koşulların sağlanması amacıyla süt hayvanı yetiştiriciliğinde yüksek laktasyon verimine sahip hayvanların elde edilmesi için ıslah amaçlı programlar geliştirilmiştir. Süt sığırcılığı ıslah programlarında laktasyon eğrilerinin şekli ve

ilgili parametreleri, seleksiyonda başarılı karar verme stratejilerin geliştirilmesinde yaygın olarak kullanılan bir bilgi kaynağıdır (Özyurt ve Özkan, 2009).

Wood, 1967; Pande, 1985; Batra, 1986; Papajcsik ve Bodero, 1988 tarafından laktasyon süresi içinde süt verimi yüksek olan hayvanların seçilmesi için hayvanların süt verimine göre değerlendirilmesiyle ilgili çalışmalar yapılmıştır. Süt verimiyle ilgili çalışmalarda süt veriminin büyük bir kısmını laktasyonun başlangıcında, az bir kısmını ise laktasyonun başlangıcından sonraki dönemlerde süt veren inekten ziyade, laktasyon süresince süt veriminde fazla değişiklik göstermeyen bir ineğin tercih edilmesi gerektiği bildirilmektedir (Aktaran: Orhan ve Kaygısız, 2002).

Sürü yönetimi çalışmalarında, hayvanların süt verimine ilişkin farklı modellerin oluşturulması, hayvanların ömürleri boyunca ortaya koyacakları verimin tahmin edilebilmesi için büyük öneme sahiptir (Orhan ve Kaygısız, 2002).

Gelişmiş ülkelerdeki hayvansal üretimle yarışabilmek, ülkemizdeki bireylerin süt ihtiyaçlarını karşılayabilmek amacıyla süt verimi yüksek hayvanların seçilebilmesi için hayvanların süt verimlerini tahmin etmeyi sağlayan modellerin oluşturulması önemlidir. Bu sebeple çalışmada daha az hataya sahip modellerle ileriki dönem süt verimlerini tahmin etmek için mevcut süt verimi kayıtlarından yararlanılmıştır. Bu amaçla laktasyon eğrisinin tahmininde kullanılan modellerden Gamma fonksiyonu ve alternatif olarak zaman serisi modelleri kullanılmıştır. Süt veriminin modellenmesi konusunda çok sayıda çalışma yapılmış ve kontrol günü ile süt verimi arasındaki ilişkiyi açıklayan farklı modeller geliştirilmiştir (Wood, 1967; Orhan ve Kaygısız, 2002; Ural ve Koşkan, 2014). Ancak bağımsız değişken sayısının birden fazla olduğu modellere rastlanmamıştır. MARS çok değişkenli doğrusal olmayan modelleri parçalayarak doğrusal modellerle açıklanma imkânı sunmaktadır. Bu yüzden çalışmada siyah alaca ineklerde kontrol günü, sağım süresi, iletkenlik, hareketlilik bağımsız değişkenleri kullanılarak çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS) yöntemiyle de süt verimi modellenmiştir.

## 2. KAYNAK ÖZETLERİ

### 2.1. Gamma Fonksiyonu İle İlgili Çalışmalar

Wood (1969), 859 baş Siyah Alaca ineğe ait günlük süt verim kayıtlarından yararlanarak; Gamma modelini,  $Y_t = \alpha t^b e^{-ct}$  kullanmıştır. Çalışmada 1., 2. ve 3. Laktasyona ait a parametresini sırasıyla 341, 41.2, 52.9, b parametresini 0.15, 0.21, 0.20 ve c parametresini ise sırasıyla 0.03, 0.04 ve 0.05 olarak hesaplamıştır.

Wood (1970), 336 Siyah Alaca ineğe ait 1567 laktasyon kaydı kullanarak ilk 4 laktasyona ait laktasyon eğrisi parametrelerini hesaplamıştır. Laktasyon eğrisi parametrelerini hesaplamada Gamma modelinin logaritmik dönüşümünden yararlanmıştır. Bu model,  $Ln(Y_t) = \log(\alpha) + b \log(t) - ct$  şeklindedir. 1., 2., 3. ve 4. laktasyona ait a parametresini sırasıyla 3.39, 3.61, 3.77 ve 3.80, b parametresini 0.28, 0.34, 0.32 ve 0.33, c parametresini ise 0.036, 0.054, 0.0533 ve 0.054 olarak hesaplamıştır.

Orman ve Ertuğrul (1999), Ceylanpınar Tarım İşletmesi'ndeki Siyah Alaca ırkı ineklere ait süt verim kayıtları üzerinde çalışmışlardır. Üç farklı laktasyon eğrisi modeli (Wood, Glasbey ve Schaeffer) kullanmışlardır. Süt verim tahminlerini, gerçek laktasyon verimleri ve düzeltilmiş verimler olarak ayrı ayrı hesaplamışlardır. Gerçek süt verimleri ile Wood ve Glasbey modellerinin sonuçları arasında istatistiksel farklılık olmadığını, gerçek süt verimleri ile Schaeffer modelinin sonuçları arasında istatistiksel fark olduğunu ( $p < 0.001$ ) belirtmişlerdir. Süt verim tahminleri, gerçek laktasyon verimleri ve düzeltilmiş ( $2 \times 305$  EÇ) verimlerini hesaplamışlardır. Laktasyon eğrisi oluşturmak için yapılan grafiklerde en uygun sonucun Wood modeline ait olduğunu belirtmişlerdir.

Yılmaz ve Kaygısız (2000), Reyhanlı Tarım İşletmesinde yetiştirilen Siyah-Alaca sığırların laktasyon eğrisi özelliklerini, laktasyon eğrisi tipleri ve şekillerini Gamma fonksiyonunu kullanarak belirlemişlerdir. İncelenen laktasyonların %31.2'si tipik olmayan laktasyon eğrisi karakterinde olduğunu (a, b, c negatif), tipik ve tipik olmayan laktasyonlara laktasyon sırası ve buzağılama mevsiminin etkisinin önemli olduğunu belirtmişlerdir. Buzağılama yılının etkisinin ln a, b, laktasyonun devamlılık düzeyi (S), Tmax ve Ymax için önemli olduğunu ve buzağılama mevsiminin etkisinin tüm laktasyon eğrisi parametreleri için önemli olduğunu belirtmişlerdir.

Macciotta vd. (2002), protein, yağ ve süt miktarlarının her birine ait 8 adet kayıt bulunan 6000 İtalyan Simmental ırkı ineğe ait verileri kullanmışlardır. Gruplar için her bir özelliğe ait modelleri tahmin etmişler ve süt verimi için açıklanan varyansı 0.62, 0.71 ve 0.72 olarak hesaplamışlardır. Her bir hayvanın süt verimlerine ait yalnızca 2 adet mevcut kayıt ve geriye kalan kontrol günü verim kayıtlarına ilişkin öngörüler kullanılarak laktasyon süt veriminin gerçek değerleri ile öngörü değerleri arasındaki korelasyon katsayıları gruplar için sırasıyla 0.85, 0.87, 0.88 olarak bulunmuştur. 6 adet kayıt kullanılarak yapılan öngörülerde ise korelasyon katsayıları tüm gruplar için 0.99 olarak belirtilmiştir. Sonuç olarak ARMA modelinin kontrol günü ve laktasyon verimlerinin öngörüsünde daha karmaşık modellerle kıyaslandığında önemli sonuçlar verdiğini ve uygulanmasının oldukça kolay olduğunu ifade etmişlerdir.

Orhan ve Kaygısız (2002) çalışmalarında, Ceylanpınar Tarım İşletmesi'nde yetiştirilen Siyah-Alaca sığırları için en uygun laktasyon eğrisi modelini belirlemek amacıyla Gamma fonksiyonu ( $Y_t = a \cdot t^b \cdot e^{-ct}$ ), üssel fonksiyon ( $Y_t = a \cdot e^{-ct}$ ) ve parabolik fonksiyonu ( $Y_t = a \cdot e^{(bt + ct^2)}$ ) karşılaştırmışlardır. Hata varyansının küçük ve belirleme katsayısının yüksek olması nedeniyle Gamma fonksiyonu en uygun model olarak belirlemişlerdir.

Kaya vd. (2003), Siyah-Alaca sığırlarla yaptıkları araştırmada 2845 laktasyonu değerlendirerek P<sub>2:1</sub>, P<sub>3:1</sub>, P<sub>3:2</sub> ölçütlerine ait değerleri sırasıyla %84.6±11.5; %61.5±15.8; %72.6±15.3 olarak hesaplamışlardır. Mevsime bağlı hava

koşullarının farklılık göstermesinin laktasyon devamlılık düzeyinde önemli değişikliğe neden olduğunu bildirerek, laktasyon sırasının laktasyon devamlılık düzeyi üzerine olan etkisinin önemli ( $p<0.01$ ) olduğunu belirtmişlerdir.

Keskin ve Tozluca (2004), İsviçre Esmeri sığırların süt verim kayıtlarının laktasyon eğrisini en iyi belirleyen modeli tespit etmek için farklı matematik modelleri incelemişlerdir. Süt verimi kayıtlarını laktasyon sırası ve laktasyonun başlama mevsimine göre standardize ederek modellerin laktasyon eğrisine uyumlarını incelemişler ve Wood modelinin daha iyi uyum gösterdiğini tespit etmişlerdir.

Özyurt ve Özkan (2009), Tarım İşletmeleri Genel Müdürlüğü'ne (TİGEM) bağlı Polatlı Tarım İşletmesi'nde yetiştirilen Siyah-Alaca süt sığırlarına ait 2000, 2001 ve 2002 yıllarında gerçekleşen 400 adet tamamlanmış laktasyon kaydını kullandıkları çalışmada laktasyon eğrisini belirleyen parametrelerin tahmininde  $Y_t = a + be^{-kt} + c^t$  eşitliği ile gösterilen Wilmink modelini kullanmışlardır. Eşitlikte yer alan  $k$  sabitini 0.05 olarak belirlemişler ve modeli üç parametrelilikte indirgeyerek analizleri non-lineer regresyon yöntemi ile yürütmüşlerdir. Araştırmada  $b$  ve  $c$  parametrelerinin her ikisinin birden negatif değer aldığı ve standart eğri olarak adlandırılan tipik laktasyon eğrilerinin oranını %66.5 olarak bulmuşlardır. Logistic Regression yöntemiyle, sadece buzağılama mevsiminin, laktasyon eğri şekli üzerine etkili ( $p<0.001$ ) olduğunu saptamışlardır.

Keskin vd. (2009), Polatlı Tarım İşletmesinde yetiştirilen Siyah-Alaca sığırların laktasyon eğrisi özelliklerini, laktasyon eğrisi tipleri ve şekillerini Gamma fonksiyonu  $Y_t = a.t^b.e^{-ct}$  parametreleriyle belirlemişlerdir.  $a$ ,  $b$  ve  $c$  parametrelerinin aldıkları değerlere göre laktasyon eğrisi tiplerini tanımlamışlardır. Tipik laktasyon eğrisinde parametrelerin hepsini pozitif bulmuşlar ve parametrelerden herhangi birisinin negatif olması durumunda eğrinin tipik olmayan eğri,  $b$  ve  $c$  parametrelerinin her ikisi de negatif ise eğri içbükey,  $b$  negatif fakat  $c$  pozitif ise laktasyon eğrisini azalan tip eğri olarak ifade etmişlerdir. İncelenen 2581 laktasyon kaydının 2049'unun (%79.39) tipik, 253'ünün (%9.80) içbükey ve 279'unun ise (%10.81) azalan tip eğri karakterinde

olduđu tespit edilmiřtir. Tipik olarak adlandırılan laktasyon eđrilerine ait parametreler, a (bařlangıç süt verimi), b (yükselme katsayısı), c (düşüş katsayısı), S (persistensi), Tmax (günlük maksimum süt verimine ulaşma süresi), Ymax (günlük maksimum süt verimi) ve R<sup>2</sup> (belirleme katsayısı) için önemli olduđunu belirtmişlerdir.

Gantner vd. (2010) çalışmalarında, doğrusal olmayan (Wood's) ve doğrusal (Wilmink's, Ali-Schaeffer ve GuoSwalve) regresyon modellerini tahmini laktasyon eđrisi uyumu açısından karşılařtırmışlardır. Analiz için Mart 2003'ten Ağustos 2008'e kadar olan 1. laktasyondaki 1136 Holstein ineđin 304569 kaydını kullanmışlardır. Analizde kontrol günü, ilk buzađılama yaşı ve ilk 40 laktasyon günündeki ortalama süt verimi, sekiz yař - ölçüm mevsimi - üretim alt gruplar oluşturmuşlar ve tanımlanmış alt gruplar lineer modeller ve lineer olmayan modeller ile tahmin etmişlerdir. Modelleri deđerlendirme ölçütleri, düzeltilmiş R<sup>2</sup>, RMSE, ortalama ve standart sapmadır. Sonuçta toplam varyans açıklaması açısından doğrusal olmayan Woods modelinin doğrusal modellere göre daha kullanılabilir olduđunu belirtmişlerdir.

Elahi vd. (2011) çalışmasında laktasyon eđrisi kullanılarak memelilerde süt verimi modelini ve hayvan ya da sürünün biyolojik ve ekonomik etkinliđi hakkında bilgi elde edilmesini amaçlamışlardır. Çalışmada Tahran ovasında doğum yapmış hayvanlardan elde edilen 106581 adet laktasyon kaydı kullanılmıştır. SAS'da Genel Lineer Modeli kullanarak, günlük süt verimi için sürü etkisi, buzađılama yılı, buzađılama yaşı, üretim mevsimi, yař ve kontrol günü deđişkenlerini anlamlı bulmuşlardır. Model kurulumunda doğrusal olmayan (NLIN), regresyon (REG) ve otoregresyon (AUTOREG) yöntemlerini kullanmışlar ve model karşılařtırmasında belirleme katsayısı, RMSE, Durbin Watson katsayısı ve SDD temel almışlardır. Sonuçta üç parametrelili Wood modelinin en yüksek R<sup>2</sup> ve en düşük RMSE sonucunu verdiđini belirtmişlerdir.

Keskin ve Boztepe (2011), Konya Karapınar İlçesindeki özel bir işletmede yetiřtirilen 105 bař Siyah Alaca ineđinin 2004 yılındaki birinci laktasyon kayıtlarından yararlanılarak 305 günlük süt verimlerini tahmin etmeyi



amaçlamışlardır. 305 günlük süt verimi  $5997 \pm 107.95$  litre olarak tespit etmişlerdir. Hollanda metodu ile kısmi laktasyon kayıtlarından (30, 61, 91, 122, 152, 183, 213, 244 ve 274) tahmin edilen süt verimlerini  $5788 \pm 92.42$  ile  $6198 \pm 118.38$  litre arasında bulmuşlardır ( $p > 0.05$ ). 305 günlük gerçek süt verimi ve Hollanda metodu kullanılarak hesaplanan 305 günlük süt verimi ile tüm kısmi laktasyon kayıtları kullanılarak tahmin edilen süt verimleri arasında pozitif önemli korelasyonlar (kısmi laktasyon kayıtları ile 305 günlük süt verimi için 0.701-0.979; Hollanda metodu için 0.681- 0.984) tespit etmişlerdir ( $p < 0.01$ ).

Ural ve Koşkan (2014), Bozdoğan ilçesindeki bir süt çiftliğinde 2011-2013 yılları arasında yetiştirilen 68 Siyah alaca ineğin 18081 kontrol günü süt verim kayıtlarını kullanarak laktasyon eğrisi parametrelerini tahmin etmişlerdir. Woods modeli; Laktasyon eğrisi parametrelerinin tahmini a, b, c (laktasyon eğrisinin parametreleri) birinci laktasyon için  $22.215 \pm 1.4957$ ;  $23.641 \pm 0.4111$ ;  $23.126 \pm 2.0427$  ikinci laktasyon için  $0.043 \pm 0.0288$ ;  $0.051 \pm 0.0204$ ;  $0.092 \pm 0.0344$  üçüncü laktasyon için  $0.002 \pm 0.0004$ ;  $0.004 \pm 0.0005$ ;  $0.004 \pm 0.0007$  ve Belirleme katsayıları ( $R^2$ )  $0.531 \pm 0.0359$ ;  $0.556 \pm 0.0466$ ;  $0.651 \pm 0.0396$  olarak hesaplamışlar ve çeşitli veri setlerine daha yüksek uyurlanabilirlik açısından Woods modelini önermişlerdir.

## 2.2. Zaman Serileri İle İlgili Çalışmalar

Deluyker vd. (1990), 513 hayvana ait günlük kısmi ve tamamlanmış laktasyon kayıtlarını kullanarak süt verimini modelledikleri çalışmada farklı laktasyonda bulunan hayvanlar için ARIMA model parametrelerini tahmin etmişlerdir. Sonuçta zaman serisi analiz yöntemlerinin süt verimi gibi seri korelasyona sahip veri setleri için klasik modellere iyi bir alternatif olabileceğini belirtmişlerdir.

Wade vd. (1993), 1970-1985 yılları arasında Wisconsin'de bulunan Siyah Alaca ırkı inekler üzerinde yaptıkları çalışmada süt verimi ve yağ verimi üzerinde durmuşlardır. Süt ve yağ verimi tahmini için AR (1) yöntemini önermişlerdir.

Macciotta vd. (2000) çalışmasında, 1200 Sarda koyununa ait aylık süt verim kaydını her birinde 200 hayvanın 7'ser laktasyon kaydı bulunan 6 gruba ayırmışlardır. Bu gruplardan üçü yavrulama sayısına göre (3, 4 ve 5), diğer üçü ise çiftlik lokasyonuna göre (ova, tepe ve dağ) oluşturulmuştur. Her bir kontrol serisi için 7 adet gözlemin bulunduğu duruma ek olarak 2 adet gözlemin bulunduğu ve 4 adet gözlemin bulunduğu durumlar yaratılmıştır. Çalışmasının sonucunda ARIMA modellerinin, laktasyon eğrisinin tanımlanmasında ve her bir laktasyon dönemi içerisindeki kontrol günü süt verimlerinin otoregresif yapısının göz önüne alınmasında etkili olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca ARIMA modellerinin yeterli sayıda veri olduğunda kayıp gözlemleri tahmin etmede, böylece laktasyon dönemi toplam verimini isabetli bir şekilde öngörmede basit ve kullanışlı bir araç olduğunu ve daha karmaşık yöntemlerle aynı oranda etkili olduğunu belirtmişlerdir.

Uysal vd. (2002) çalışmasında, deri sektörünün gelecek dönemdeki eğilimlerini, mevcut deri işleme kapasitesini, mevcut deri ihtiyacını ve ham derinin sanayiye kazandırılmasıyla ekonomide meydana gelecek durumu açıklamak istemişlerdir. 1942 yılından itibaren elde edilen veri setine ARIMA(0,2,2) modelini uygulayarak gelecek yıllardaki deri ihtiyacını tahmin etmişlerdir.

Cappio-Borlino vd. (2004) çalışmasında, koyunlarda laktasyon eğrisini modellemek için ARMA yöntemini kullanmışlardır. İki ve dört kontrol süt verimlerini içeren kayıtlardan tüm laktasyonu tahmin etmişler gerçek verim değerleriyle tahmin ettikleri değerler arasındaki korelasyonları hesaplamışlardır. Bunun sonucunda eksik gözlemle kurulan ARMA modelinin tüm laktasyon süt verimlerini tahminlemeye uygun olduğunu belirtmişlerdir.

Satır ve Köksal (2004) çalışmasında, entegre tavuk organizasyonlarının üretim planlama faaliyetlerine yönelik çeşitli parametreler üzerinden ADF birim kök testleriyle durağanlık araştırması yaparak ARIMA metodolojisi, ayrıştırma tekniklerini kullanmışlar, farklı senaryolarda üretim ve finansal planlama modeli oluşturmuşlardır. Oluşturdukları Matematiksel modelin sonuçlarını tatmin edici bulmuşlar, organizasyonda kritik kapasitenin damızlık kümes kapasitesi olduğunu belirtmişlerdir.

Burki vd. (2005) çalışmasında, 1971-2004 yıllarına ait aylık taze ve işlenmiş (uzun ömürlü) süt verilerini kullanarak 2009-2010 yıllarına ait talep fonksiyonlarını ARIMA metodolojisi ile öngörüsünü yaparak Pakistan'ın süt sektörüne yönelik bir değerlendirme yapmışlardır.

Subaşı (2005) çalışmasında, tek değişkenli zaman serileri analizlerinde kullanılan ARIMA modelleri çerçevesinde, 1994-2004 yılları arasında enflasyonun kendi dinamiklerinden hareketle 2005 yılı için aylık enflasyon oranlarının tahminlemesini gerçekleştirmiş ve elde edilen tahminlerin güvenilirliğini değerlendirmiştir.

Bıçen (2006) çalışmasında, Yapay Sinir Ağları ve Box-Jenkins yöntemlerinin kestirim aracı olarak kullanılmasını incelemiştir. Veri seti olarak Ankara İli SO<sub>2</sub> ölçümlerine ilişkin 83 adet aylık veri kullanmıştır. Çalışma sonucunda Box-Jenkins modellerinin YSA sonuçlarına göre daha iyi sonuç verdiğini ve SO<sub>2</sub> verilerinde mevsimsellik gözlemlendiğini belirtmiştir. YSA'nın zaman serileri ile geleceği kestirimde, doğrusal olmayan zaman serilerinde Box-Jenkins modellerinden daha başarılı olduğunu ifade etmiştir.

Özkan (2006) çalışmasında, Türkiye'nin dış borçlarının hala sürdürülebilir olup olmadığını araştırmıştır. Türkiye'nin dış borçlarının sürdürülebilirliğini, birim kök testi ve zaman serisi ekonometrisi kullanılarak ARIMA modeliyle analiz etmiştir. Araştırmada 1964-2005 dönemini kapsayan toplam dış borçlar, GSMH ve ihracat yıllık zaman serilerini kullanmıştır. ARIMA modeli kullanılarak gelecek beş yıla ait toplam dış borçları, GSMH ve ihracat değerlerini tahmin etmiştir. Tahmin değerlerinden elde edilen dış borçluluk göstergeleri kriter alınarak, Türkiye'nin dış borçlarının sürdürülebilirliği koşulu değerlendirmiş ve Türkiye'nin Dünya Bankası'nın işaret ettiği risklilik sınırlarını aştığını, çok borçlu bir ülke olarak dış borçlarını sürdürmemeye riski ile karşı karşıya olduğunu belirtmiştir.

Altın (2007), Eskişehir'in su ihtiyacını karşılayan Dodurga Barajı için 1981 Ocak - 2005 Kasım dönemine ait aylara ilişkin ortalama günlük veriler mevsimsellikten arındırılmış ve Box-Jenkins tekniğiyle modellemiştir. En uygun modeli Bütünleştirilmiş Otoregresif Hareketli Ortalama (ARIMA (1,1,1)) modeli olarak tespit etmiş ve 2005 Aralık - 2006 Kasım Dönemi için Dodurga Barajına gelebilecek ortalama günlük su miktarına ilişkin tahminde bulunmuştur. 2005 Aralık-2006 Kasım dönemi için baraja girmesi tahmin edilen su miktarını beklenen su miktarından düşük bulmuştur. Sebebinin ise iklim değişiklikleri ve coğrafi koşullardan kaynaklanabileceğini belirtmiştir.

Fenyves ve Javor (2008), Avrupa kuzu eti fiyatlarındaki mevsimsel dalgalanmalar ve kuzu ticaretindeki fiyat oluşumunun tahmini için yaptıkları çalışmada, kuzu eti fiyatlarının tahmini için 10 farklı zaman serisi metodunu kıyaslamışlardır. Çalışmada mevsimsel ayrıştırmanın en iyi sonucu verdiği, ikinci olarak ARIMA(1,1,0) modelinin sonrasında ARIMA(1,1,1) modeli ile en zayıf yaklaşımın Winter Üssel Düzleştirme metodu ile yapıldığını belirtmişlerdir.

Park vd. (2008) çalışmasında, Kore et pazarındaki sığır, domuz ve tavuk etine ait fiyatları ADF ve DF birim kök testleriyle araştırarak 1. farkın durağan olduğunu tespit ettikten sonra optimum gecikme seviyelerini SIC, HQ ve HJ kriterleriyle tespit etmişlerdir. Serilerin kointegrasyon testiyle uzun dönem ilişkilerini araştırmışlar, kısa dönem ilişkileri Hata Düzeltme Modeli (HDM) ile oluşturarak farklı tipte ve orijinlerdeki hayvansal salgın hastalıkların Kore et fiyatları üzerindeki etkisini incelemişlerdir.

Bek (2008) çalışmasında, zaman serileri analizinde kullanılan temel kavramlar ve AR, MA, ARMA, ARIMA, mevsimsel Box-Jenkins Modelleri ve Mevsimsel Otoregresif Modeller SAR(p) incelemiştir. Çalışmada Karaköy Tarım işletmesine ait 1988-2006 yıllarına ait 305 gün düzeltilmiş aylık ortalama süt verimlerini kullanmıştır. Süt verimlerini zaman serisi analiz teknikleri kullanarak değerlendirmesi sonucunda ARIMA(0,1,7)(1,0,1) modelini en iyi model olarak belirlemiştir.

Seddik vd. (2010) çalışmasında, ARIMA (Box-Jenkins) modeli kullanılarak, 2015'e kadar Mısır'a ait kırmızı et, kümes hayvanları ve balık üretim ve tüketimini öngörmeyi amaçlamışlardır. Kırmızı et ve kümes hayvanları üretim ve tüketimi için ARIMA (0,1,1) modelinin, balık üretim ve tüketim için ARIMA (0,0,1) modelinin en iyi model olduğunu belirtmişlerdir.

Bahadır vd. (2010) çalışmasında, durağan olmayan zaman serilerinin, durağan hale dönüştürülerek analiz edilen ARIMA (Box-Jenkins) modelini kullanmışlardır. Isparta'ya ait sıcaklık, buharlaşma ve yağış serilerinin uzun yıllık trendlerini dikkate alarak, 2015 yılına kadar eğilimleri tespit etmişlerdir. Analizlerde sıcaklık, yağış ve buharlaşmadaki değişim eğilimleri arasında pozitif yönde anlamlı ilişkiler tespit etmişlerdir. Sıcaklıkta 0,2 °C'lik azalma, beraberinde de yaklaşık olarak buharlaşmada 94 mm<sup>3</sup>'lük azalmayı getireceği, buna karşılık yağış miktarında ise yağış serilerindeki aşırı oynamanın gelecekte artış şeklinde olacağı ve 2015 yılında 80 mm<sup>3</sup> daha fazla olacağını belirtmişlerdir.

Uslu (2010) çalışmasında, Türkiye'nin 1925-2008 yılları arasındaki ulusal üretimde en büyük paya sahip bitkisel ve hayvansal üretim serilerini kullanarak ileriye dönük tahminler yapmıştır. Model seçiminde AIC, BIC, HQ, RMSE, MAPE, MAE, MDA, maxAPE ve maxAE bilgilerini kullanmış ve tüm serilerin ortalama olarak %19 hata payı ile öngörüsünü gerçekleştirmiştir. Önümüzdeki yıllarda Buğday, Arpa, Mısır ve Patates ürünlerinin yurtiçi tüketimini karşılayamayacağını ileri sürmüştür.

Berberoğlu (2010) çalışmasında, laktasyon boyunca elde edilen kontrol günü süt verimlerini modellemek için gamma fonksiyonu ve zaman serisi yöntemini kullanmıştır. Her bir laktasyondaki kontrol günü süt verimi durağan olmadığı için, ARIMA(p,d,q) yöntemi ile en küçük AIC'a sahip en uygun modeli seçmiş ve Gamma fonksiyonu ile karşılaştırmıştır. ARIMA modeli ile tahminlenen modellerin mutlak yüzde hata (MAPE) değerlerini Gamma fonksiyonunun MAPE değerlerine göre daha düşük bulmuştur. ARIMA modelinin Gamma fonksiyonuna göre daha iyi tahminleme yaptığını ifade etmiştir.

Cenan vd. (2011) çalışmasında, 1936–2005 yıllarına ait büyükbaş ve küçükbaş hayvanlarının türlerine göre hayvan sayılarını Box Jenkins yöntemiyle araştırarak, 2006–2015 yılları arasındaki öngörülerini elde etmişler, ileriye yönelik hayvansal üretim ile ilgili oluşturulacak politikalara yön verilmesini amaçlamışlardır. 2015 yılına kadar olan dönemde koyun ve sığır sayıları için öngörü değerleri yıllık ortalama artış hızının sırasıyla binde 6 ve binde 3 olarak gerçekleşebileceğini belirtmişlerdir. Toplam manda sayısının ise sürekli bir azalma eğilimi içerisinde olduğunu ve azalış hızının binde 3 olacağını belirtmişlerdir.

Meçik ve Karabacak (2011), Türkiye için 2010-2012 döneminde Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) serisinin tahmininin yapılması ve en başarılı sonucu veren model tipinin belirlenmesi amacıyla 2003-2011 dönemi TÜFE verilerini kullanmışlardır. Elde ettikleri ARIMA ve SARIMA modellemeleri sonucu tahmin edilen enflasyon oranlarının gerçekleşen enflasyon oranlarına yakın değerler aldığını ve geri kalan dönem için gerçekleştirilen tahminlerin, incelenen dönemin özelliklerini taşıdığını belirtmişlerdir.

Çelik (2012) çalışmasında, 1936-2011 dönemine ait Türkiye'deki kırmızı et üretim miktarını modelleyip geleceğe yönelik tahminde bulunmuştur. Box-Jenkins tekniğini kullanmış ve en iyi modeli Bütünleştirilmiş Hareketli Ortalama ARIMA(0,1,1) olarak belirtmiştir. 2020 yılına kadar elde ettiği öngörülerde, toplam kırmızı et üretiminin yıllık ortalama artış hızının binde 8 olacağını belirtmiştir.

Karaman ve Fırat (2013) çalışmasında, kontrol günü süt verimlerini zaman serisi yöntemi ile modellemek için 1070 süt sığına ait 10700 kontrol günü kaydını kullanmışlardır. Çalışma sonucunda ARIMA(2,0,0)(1,1,1)<sub>10</sub> modelini belirlemişler ve öngörü değerlerini bu modeli kullanarak elde etmişlerdir. Modelin tahmin edilen parametre değerleri

$$(1-B^{10})^1y_t = [(1-0.99129B^{10})/(1-0.36889B-0.06934B^2)(1-0.08352B^{10})]a_t$$

şekindedir. Zaman serisi yönteminin kontrol günü süt verimlerinin modellenmesinde kullanabileceğini belirtmişlerdir.

Çelik (2013) çalışmasında, Türkiye'de trafik kazalarını zaman serileri ile analiz etmiş ve 2013-2020 dönemine ait kaza sayısını tahmin etmiştir. Çalışmasında TÜİK kayıtlarından 1955-2012 yılları arasındaki Türkiye'de trafik kaza sayısı verilerinden yararlanmıştır. Denediği modellerden parametre tahminleri anlamlı bulunan ve Akaike bilgi kriteri (AIC) ile Schwartz Bayesci bilgi kriteri (BIC) değerleri en küçük olan modelleri tahminlemiştir. Trafik kazaları için belirlediği en uygun tahmin modeli ARIMA (0,2,3)'dir. 2013-2020 yılları arasında Türkiye'de trafik kazalarının devamlı artış göstererek 2013 yılında 1421791 ve 2020 yılında ise 2049307 olacağını tahmin ettiğini belirtmiştir.

Çelik (2015b) çalışmasında, Türkiye’de 1950-2014 dönemi için bal üretim miktarı serisinin tahmininin yapılmasını ve en başarılı sonucu veren model tipinin belirlenmesini amaçlamıştır. Veri seti olarak 1950-2014 dönemi bal üretim serisini kullanmıştır. Bal üretimi için belirlenen en uygun tahmin modeli ARIMA(0,1,1) şeklinde ifade edilen otoregresif entegre hareketli ortalama modeli olduğunu belirtmiş, modele göre 2015-2020 yılları arasında Türkiye’de bal üretiminin devamlı artış göstererek 2015 yılında 100501 ve 2020 yılında ise 107887 olacağını tahmin etmiştir.

Çelik (2015a) çalışmasında, Türkiye'deki 1930 ve 2014 yıllarına ait koyun ve keçi sayılarını zaman serileri yöntemi ile analiz etmiş ve 2015-2020 yılları için tahmin etmiştir. Box-Jenkins tekniğini kullanmış ve en iyi modeli Bütünleştirilmiş Hareketli Ortalama ARIMA(0,1,1) olarak belirtmiştir. Türkiye'de 2015 ve 2020 yılları arasında elde ettiği öngörülerde koyun ve keçi sayılarında artış olacağı ve koyun sayısındaki artışın keçi sayısından daha fazla olacağını belirtmiştir.

Çelik (2015c) çalışmasında, Türkiye’nin 1980-2013 dönemindeki tavuk-horoz sayısı, yumurta sayısı ve yumurta fiyatı serileri arasındaki nedensellik ilişkileri ve uzun dönemli ilişkisini analiz etmiş, ilişkilerin yönü ve büyüklüğünü vektör hata düzeltme modeli ile belirlemiştir. Seriler durağan olmadığı için birinci dereceden farkını alarak durağan hale getirmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkisinin olup olmadığını görmek için koentegrasyon analizi kullanmıştır. Koentegrasyon analizi sonuçlarına göre, seriler uzun dönemde birlikte hareket etmekte yani koentegre ve yapılan analizle yumurta fiyatı ve tavuk-horoz sayısı arasında pozitif ilişkinin olduğunu belirtmiştir. Ancak yumurta fiyatı ve yumurta sayısı arasında negatif bir ilişkinin olduğu gözlemlenmiştir. Uzun dönemli ilişkinin yönünü ve kısa dönemdeki etkileri görebilmek için de Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) kullanmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre Türkiye’de tavuk sayısı ile yumurta fiyatı ve yumurta sayısı arasında uzun dönemli ilişki bulunmuş ve yumurta sayısı ve tavuk sayısı ile yumurta fiyatı arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğunu ifade etmiştir.



Uçum (2016) çalışmasında, Türkiye’de mevcut soya üretim ve ticaretini modellemek ve gelecek beş yıllık dönemi tahmin etmek için soya üretim (1979-2015) ve ithalat (1981-2015) verilerini kullanmıştır. Çalışma sonunda yapılan tahminlere göre soya üretiminin ARIMA (1,1,1) modeline göre ve soya ithalatının ARIMA (0,1,1) modeline göre 2015-2020 yıllarında artış eğilimi göstereceğini belirtmiştir.



### 2.3. MARS İle İlgili Çalışmalar

Kuhnert vd. (2000), Epidemiyolojik arařtırmalarda sınıflama, regresyon ağaları (CART) ve ok deęiřkenli uyarlanabilir regresyon eęrileri (MARS) gibi parametrik olmayan modellemelerin nadiren kullanıldıęını ifade etmiřlerdir. alıřmada motorlu ara kazalarından kaynaklanan yaralanmalara iliřkin epidemiyolojik bir vaka kontrol alıřmasının verilerini kullanmıřlar ve parametrik olmayan modelleri (CART ve MARS) lojistik regresyonla kıyaslamıřlardır. Sonu olarak MARS modelinin dięer modellemelere gre daha iyi performans gsterdięini belirtmiřlerdir.

Abraham vd. (2001), MARS (ok deęiřkenli uyarlanabilir regresyon eęrileri), Yapay sinir aęları ve nro bulanık sistemler arasındaki bir performans analizi yapmıřlardır. MARS ynteminin, tahmini deęiřkenlerin farklı aralıklarına dęüm noktaları oluřturarak esnek regresyon modelleri oluřturduęunu ve performans deęerlendirme amacıyla, Box and Jenkins'in gaz ocaęı zaman serisi kriterini gz nnde bulundurarak yapılan benzetim sonularında MARS'ın dięer hesaplama tekniklerine kıyasla daha umut verici bir teknik olduęunu belirtmiřlerdir.

Tunay (2001), Trkiye'de 1987-2000 dneminde farklı parasal byklklere gre paranın gelir dolařım hızlarının tahminini yapmıřtır. alıřmada, paranın gelir dolařım hızları dolařım hızı fonksiyonundaki geleneksel deęiřkenlere ek olarak finansal yeniliklerin ve para ikamesinin etkilerini yansıtan deęiřkenler yardımıyla analiz etmiřtir. Tahminlerde, parametrik olmayan bir yntem olan MARS kullanılmıřtır.

Xiong vd. (2004), MARS yntemi ile peynir ubukları iin tketiciler test verilerini kullanarak tketiciler tercih sebeplerini belirlemek istemiřler ve MARS'ın peynir ubukları iin tketiciler tercih desenini modelleyebildięi sonucuna ulařmıřlardır.

Yang vd. (2004), Toprak sıcaklığını üç derinlikte simüle etmek için yeni ve esnek bir regresyon modeli olan çok değişkenli uyarlamalı regresyon eğrileri (MARS) yöntemini uygulamışlardır. Model girdilerinin; tarih, maksimum ve minimum hava sıcaklıkları, yağış miktarı ve potansiyel buharlaşma ısısı olduğunu çıktılarını ise; 100, 500 ve 1500 mm derinliklerinde toprak sıcaklıklarını içerdiğini ifade etmişlerdir. MARS'ın performansını yapay sinir ağları (ANN) ile karşılaştırmışlardır. Hem MARS hem de YSA da doğrusal gerilemenin korelasyon katsayılarını her zaman 0.950'den yüksek bulmuşlardır. Çalışma sonucunda MARS modelinde bağımlı değişken için en önemli girdilerin sırasıyla tarih ve en düşük hava sıcaklığı olduğunu belirtmişler. MARS'nin tarımsal uygulamalarda regresyon teknolojisi olarak kullanılabilmesi tavsiyesinde bulunmuşlardır.

Xu vd. (2004) çalışmasında, Aids hastalığının Yüksek Aktiviteli AntiRetroviral Tedavi (HAART) ilaç sınıfından birisi olan Non-Nükleozid Revers Transkriptaz Enzim İnhibitörleri (NNRTİ)'nin biyolojik aktivitesinin modellenmesi için Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri (MARS) yöntemini uygulamışlardır. NNRTİ'lerin biyolojik aktivitesi için elde edilen MARS modelinin kullanılan veri seti için kabul edilebilir tahmin hataları verdiğini ve kullanılabilir olduğunu belirtmişlerdir.

Lee ve Chen (2005), yapay sinir ağları ve çok değişkenli uyarlanabilir regresyon spline'leri (MARS) ile iki aşamalı bir hibrid modelleme prosedürü kullanarak kredi puanlama performansını araştırmışlardır. Ayırma analizi, lojistik regresyon, CART ve MARS'ın doğru sınıflama oranlarını ve hatalarını karşılaştırmışlardır. Sonuç olarak önerilen hibrid yaklaşımın, ayırt edici analiz, lojistik regresyon, yapay sinir ağları ve MARS kullanarak elde ettikleri sonuçlara göre daha iyi performans gösterdiğini ve kredi puanlama görevlerinde bir alternatif oluşturabileceğini belirtmişlerdir.

Lee vd. (2006) çalışmasında, yaygın olarak kullanılan iki veri madenciliği tekniği olan sınıflama ve regresyon ağacı (CART) ve çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS) tekniklerini kullanarak kredi puanlama performansını incelemiştir. Sonuç olarak CART ve MARS, kredi puanlama doğruluğu açısından geleneksel ayırıcı analiz, lojistik regresyon, sinir ağı ve destek vektör makinesi (SVM) yaklaşımlarından daha iyi performans gösterdiğini ve kredi puanlama performansını incelemeye bir alternatif oluşturabileceğini belirtmişlerdir.

Leathwick vd. (2006), 15 tatlı su balık türü ve akarsulardaki yaşam alanlarını belirleyen çevresel değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz etmek için iki istatistiksel modelleme tekniği, genelleştirilmiş katkı modeli (GAM) ve çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS) kullanmışlardır. MARS modelleri tahmini değişkenler arasında etkileşim terimleri içerdiğinde bile GAM ve MARS modellerinin performansı arasında çok az fark olduğunu bulmuşlardır. Eğitim verileri kullanarak hesapladıkları ROC alan istatistiklerinin, GAM modellerinin bireysel MARS modellerinden veya MARS çoklu cevap modelinden daha iyi ayrımcılık sağladığını ifade etmişlerdir. MARS yöntemi ile elde edilen sonuçları coğrafi bilgi sistemine işleyerek bu türlerin olası yaşam alanlarının haritalarını oluşturmuşlardır.

Özbalcı (2008) çalışmasında, bir yükseköğrenim kız yurdundaki farklı öğrencilerin fonksiyonel olmayan tutum puanlarının kestirilebilmesi için MARS (Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri) ile ilgili bir model geliştirmiştir. Fonksiyonel Olmayan Tutum Puanlarını etkileyen en önemli değişkenin aylık gelir, yaş, beden kitle indeksi, ek iş, mezuniyet lise türü, not ortalaması; aile yapısı, geldiği şehrin ve ailesi ile ilişkisinin ise bağımlı değişken üzerinde etkisiz olduğunu belirtmiş ve bilgisayar teknolojisi kullanarak hızlı sonuçlar elde eden MARS modelinin avantajlarını ifade etmiştir.

Sevimli (2009) çalışmasında, parametrik olmayan regresyon yöntemlerinden biri olan MARS: Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri (Multivariate Adaptive Regression Splines) yöntemini kullanarak diş hekimliğinde klinik çalışma yöntemlerinden biri olan bölünmüş ağız tasarımı (split-mouth design) çalışmaları ile toplanan verilerden etkili bir tahmin modeli elde etmiştir. Analizler sonucunda, ilk modelde değişkenler arasında etkileşim olmadığını farz ederek, modelin  $R^2$  değeri %85.7 ve doğru sınıflandırma yüzdesini, % 98.7 olarak bulmuştur. İkinci modelde ise etkileşim olduğunu farz ederek,  $R^2$  değeri ise %87 doğru sınıflandırma yüzdesini %100 olarak bulmuştur. İki modeli karşılaştırdığında etkileşimli modelin etkileşimsiz modelden daha iyi tahmin yaptığını belirtmiştir.

Grzesiak (2010) çalışmasında, istatistiksel ve makine öğrenme yöntemleri (sınıflandırma fonksiyonları, lojistik regresyon, yapay sinir ağları ve Mars) kullanarak yapay tohumlama güçlüğü olan inekleri tespit etmiştir. En iyi sonucun yapay sinir ağları (ANN) ve çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS) yöntemleri ile elde edildiğini ve test seti ile gerçekleştirilen yapay tohumlama farklılıkları olan ineklerin saptanmasında da ANN ve MARS'ın diğer istatistiksel yöntemlerle karşılaştırıldığında daha doğru sonuçlar verdiğini belirtmiştir.

Kayri (2010) çalışmasında, internet bağımlılığının gerçek etkilerini saptamak için MARS yöntemini kullanmıştır. Çalışmada 754 orta öğretim öğrencisine uygulanan "İnternet Bağımlılığı Ölçeği" (IAS) verilerini kullanmıştır. MARS'ın performansını incelemek amacıyla MARS bulguları, değişkenler arasındaki korelasyonların ortaya çıkarılmasında etkili olabileceği düşünülen sınıflandırma ve regresyon ağacı (C & RT) bulguları ile karşılaştırmıştır. MARS modeli bağımlılık düzeyi üzerinde; günlük ortalama internet kullanım süresi, internet kullanım amacı, öğrenci notu ve anne mesleklerinin önemli derecede etkisi olduğunu belirtmiştir ( $p < 0.05$ ). MARS, bağımlılık düzeyi tahmininde C & RT'ye göre anlamlı kabul edilen değişkenleri ve etkilerini ortaya koyması açısından daha kullanılabilir olduğunu belirtmiştir.

Temel vd. (2010) yaptıkları çalışmada, MARS modelinin özelliklerini, avantajlarını ve uygulama adımlarını anlatmışlardır. Kansere ve Behçetli hastaların ailelerinden tespit edilmiş bir takım davranış ve psikolojik test sonuçlarına ait veriler kullanarak kişilerin depresyon durumunu tahmin etmişlerdir. Tahmin amacıyla kurulan MARS modelinin oldukça başarılı tahmin yaptığını belirtmişlerdir. MARS'ın değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişkileri inceleyip yorumlayabildiğini vurgulamışlar ve hekimlere biyolojik yapıyı daha iyi tanımlamalarını tavsiye etmişlerdir.

Kan ve Yazıcı (2010) yaptıkları çalışmada, F-4 uçaklarının yakıt tüketiminde önemli olan etkileri farklı istatistiksel yöntemler ile karşılaştırmışlardır. Yakıt tüketimi üzerindeki temel etmenleri ve bu etmenler arasındaki etkileşimi özetlemek için MARS uygulamışlar ve uygulanan 4 faktörlü denemede; ana faktörlerden D (akım girişi) ve E (hava basıncı)'nin istatistiksel olarak önemli olduğunu tespit etmişlerdir. Her iki faktörün de düşük seviyelerde olması durumunda, F-4 uçaklarının yakıt tüketimi azaltılabileceğini ve düşük önem düzeyine sahip iki faktörün D ve E faktörleri ile etkileşime girdiğini belirtmişlerdir.

Tunay (2011) çalışmasında, NBER'in tanımlamasını temel alarak belirlenen durgunluk olaylarına dair gözlemleri kullanarak, MARS yöntemiyle örneklem içi kestirimlerde bulunmuştur. Türkiye'de 1986-2010 yılları arasında yirmi beş yıllık dönemde meydana gelen durgunlukların tahminini ve kestirimini yapmıştır. Açıklayıcı değişkenlerin hangilerinin durgunlukları açıklamakta önemli olduklarını belirlemeye çalışmıştır. MARS modelinin Türkiye'deki durgunlukları başarıyla tahmin ettiğini belirtmiştir.

Samui (2012) çalışmasında, Piezokone Penetrasyon Testleri (PCPT) verilerine dayanarak kil depolanmalarının aşırı konsolidasyon oranını (OCR) öngörmek için çok değişkenli uyarlanabilir regresyon spline (MARS) ve en küçük kareler destek vektör makinesinin (LSSVM) yöntemlerini kullanmıştır. MARS ve LSSVM modellerinin performansını OCR tahmini için geleneksel yöntemlerle karşılaştırmıştır. MARS ve LSSVM modellerinin, OCR'nin belirlenmesi için daha etkili olduğunu belirtmiştir.

Samui (2013a) çalışmasında, eklemli kaya kütesinin elastik modulünün (Ej) belirlenmesinde Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri (MARS) kullanmıştır. Geliştirdiği MARS modelinin sonuçlarını, ortalama mutlak hata kullanılarak yapay sinir ağları (ANN) ile karşılaştırmıştır. MARS, eklemli kaya kütesinin Ej'sinin belirlenmesi için daha iyi bir model verdiğini belirtmiştir.

Samui vd. (2013b) yaptıkları çalışmada, küçük çaplı yer çapasının çekme kapasitesini (Q) öngörmek için Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrilerini (MARS) kullanmışlardır. MARS modelinin sonuçlarını Yapay Sinir Ağı (ANN) modeli ile karşılaştırmışlardır. MARS'nin küçük zemin çapa Q'sunun belirlenmesi için güçlü bir model olduğunu belirtmişlerdir.

Kuter (2014) çalışmasında orta çözünürlüklü görüntüleme spektrometresi (MODIS) görüntüleri için atmosferik düzeltme modelleri üretmek için çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS), ve konik çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (CMARS) kullanmıştır. Modellerde, MARS, CMARS ve SMAC performanslarını MODIS yüzey reflektans ürünlerini kriter olarak değerlendirmiştir. MARS model oluşturma parametrelerindeki değişikliklerin, oluşturulan modelin sınıflandırma performansı üzerindeki etkilerini de incelemiştir. MARS ve CMARS yöntemlerinin atmosferik düzeltme için SMAC yönteminden daha iyi sonuçlar verdiğini ve MARS metodunu klasik maksimum-olasılık yöntemiyle karşılaştırdığında, MARS metodunun daha iyi sınıflandırma yaptığını belirtmiştir.

Oğuz (2014) çalışmasında, Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerin (GLM) ve zincirlerin teorik yapısı ve Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri (MARS) tekniğinin avantajlarını ve dezavantajlarını anlatmış ve Erzincan Üniversitesi Kemah Meslek Yüksek Okulu öğrencilerinin not ortalamalarını etkileyen unsurların belirlenmesi amacıyla bir uygulama yapmıştır. Uyguladığı anketten elde ettiği veri seti ile MARS yöntemini kullanılarak en iyi modeli kurmuştur. En iyi modele ait değerler ile kullanılan değişkenler arasındaki etkileşimleri incelemiş ve MARS tekniğinin kategorik ve sürekli değişkenler arasındaki etkileşimlerin uygulanabilirliğini ve başarılı tahminler ortaya koyduğunu belirtmiştir.

Örsçelik (2014) çalışmasında, glisemik index ve besinsel protein içerikleri, kilo değişimi ve diğer tahminleyici değişkenlerin insülin direnci değişimine etkisini klinik bir veri seti kullanarak çoklu linear regresyon ve MARS yöntemi ile incelemiştir. Seçilen modelde kilo değişimi ve temel insulin direncinin güçlü interaksiyona sahip olduğunu ve temel insulin direncinin modele olan katkısının önemli olduğunu belirtmiştir. Ayrıca kilo değişimi ve besinsel protein miktarı arasında etkileşim olduğunu ve kilo değişimi ile besinsel proteinin birlikte insülin direnci ile ilişki içinde olduğunu açıklamıştır.

Samui vd. (2015) yaptıkları çalışmada, Bangalore'da azalan kaya derinliği seviyesinin (d) mekansal değişkenliğinin tahmini için yapay sinir ağları (ANFIS) ve çok değişkenli uyarlamalı regresyon eğrileri (MARS) kullanmışlardır. MARS ve ANFIS modelleri arasındaki karşılaştırma sonucunda MARS modelinin ANFIS modelinden üstün olduğunu belirtmişlerdir.



Zhang vd. (2016) yaptıkları çalışmada, gerçek alan kayıtlarına dayalı sismik sıvılaştırma potansiyelini değerlendirmek için Logistic Regression (LR) ve LR\_MARS temelli Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri (MARS) yaklaşımlarını karşılaştırmışlardır. Üç farklı alan sıvılaştırma veri tabanını analiz etmek için LR\_MARS modelini kullanmışlar ve sonuçları yapay sinir ağı yaklaşımıyla karşılaştırmışlardır. Geliştirdikleri kesit fonksiyonları ve elde ettikleri limit durum fonksiyonları, LR\_MARS modellerinin çeşitli değişkenler arasındaki temel ilişkiyi, sismik parametreler, zemin parametreleri ve sıvılaştırma potansiyeli arasındaki karmaşık ilişkiyi yakalayabileceğini ve tarif edebildiğini ortaya koymuşlardır. Hesaplama verimliliği, yorumlamanın basitliği, öngörü doğruluğu, veriye dayalı ve uyarlanabilir doğası ve değişkenler arasındaki etkileşimi haritalama kabiliyetini göz önüne aldıklarında, sismik sıvılaştırma potansiyelinin değerlendirilmesinde LR\_MARS modelinin kullanılmasını önermişlerdir.

Yüksel ve Özsarı (2017), Türkiye'nin kredi notuna etki edebilecek makroekonomik faktörlerin belirlemek için sekiz değişkene ait 1992 ve 2015 dönem aralığındaki yıllık veriler ile MARS yöntemini kullanarak modelleme yapmışlardır. Modelleme sonucunda, ülkenin cari işlemler dengesi ile kredi derecelendirme notu arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu belirtmişler ve cari işlemler açığının GSYİH rakamına oranı arttıkça, Türkiye'nin kredi derecelendirme notunun azaldığı ifade etmişlerdir.

### 3. MATERYAL VE YÖNTEM

#### 3.1. Materyal

Çalışmada, Burdur ilinde 2009-2011 yıllarında yürütülmüş TUBİTAK 1090336 nolu projeden derlenmiş verilerden günlük sağım kayıtları ile birlikte sağım süresi, iletkenlik ve hareketlilik bilgilerinin de kaydedildiği kısmi veriler kullanılmıştır. Veriler 80 adet siyah alaca ineğin 1-5 laktasyon kayıtlarından oluşmaktadır. Her bir laktasyon kaydında 305 günlük süt verimleri kullanılmıştır. Daha uzun sağım süresine sahip olan hayvanların 305 günden sonraki kayıtları dâhil edilmemiştir. Modellerin oluşturulmasında ineklerin günlük süt verimleri bağımlı değişken olarak; Gamma fonksiyonu ve zaman serileri yöntemi için kontrol günü, MARS yöntemi için kontrol günü, sağım süresi, iletkenlik (Sütün elektrik iletkenlik değeri; çiftliklerde sağım esnasında ölçülen ve mastitisin kontrolünde kullanılan bir parametredir) ve hareketlilik (iki sağım arasındaki günlük adım sayısı) değişkenleri bağımsız değişken olarak alınmıştır.

#### 3.2. Yöntem

Hayvancılıkta süt veriminin modellenerek ifade edilmesi, hayvanların gerek bir verim döneminde, gerekse ömürleri boyunca verecekleri verimlerin önceden tahmin edilebilmesine imkân sağlamaktadır (Keskin, 2004). Laktasyon eğrisi tahmin modellemesi için zaman serileri analizi, non-lineer medellerden gamma modeli ve çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrisi (MARS) yöntemleri kullanılmıştır.

Laktasyon süresi ve laktasyonun çeşitli dönemlerine ilişkin süt verimlerinin hesaplanmasında dikkate alınan koşullar;

1. Laktasyonun buzağılamanın ertesi günü başladığı kabul edilmiştir.
2. Laktasyon süresi 305 gün olan ve 305 günden daha uzun süren ineklerde hesaplanan verim için ilk 305 günlük süt verimleri kullanılmıştır.

### 3.2.1. Gamma Modeli

Laktasyon eğrisi tahmin modellemesi için Wood'un geliştirdiği Gamma modeli kullanılmıştır. Wood'un geliştirdiği Gamma modeli, laktasyon eğrisinin şeklinin ekonomik olarak önemli olduğunu, laktasyon süresince fazla değişiklik göstermeden süt veren bir ineğin, sütün büyük bir kısmını laktasyonun başlangıcında az bir kısmını ise sonraki dönemde veren bir ineğe tercih edilebileceğini belirtmiştir (Wood, 1967).

$$\text{Gamma fonksiyonu; } Y_t = \alpha t^b e^{-ct} \quad (3.1)$$

şeklinde üstel bir fonksiyondur. Eşitlik (3.1)'de;

$Y_t$ : Laktasyonun t. günündeki süt verimini,

t = Buzağılamadan günlük verimin ölçüldüğü güne kadar geçen süreyi (gün)

a: Eğrinin y eksenini kestiği noktayı (laktasyon başlangıç verimi),

b: Laktasyonun başlangıcında verimin yükselme katsayısı,

c: Pikten sonra verimin düşüş düzeyini gösteren katsayı

e: Tabii logaritma tabanını ifade etmektedir (Orhan ve Kaygısız, 2002).

Gamma modeli a,b,c parametreleri kullanılarak süt verim tahmini ( $Y_t$ ) oluşturulmuştur. Maksimum süt veriminin elde edildiği gün ( $T_{\max}$ ) ve günlük maksimum süt verimi ( $Y_{\max}$ ) aşağıdaki formüllerle hesaplanmıştır.

$$\begin{aligned} T_{\max} &= \frac{b}{c} \\ Y_{\max} &= \alpha \times \left(\frac{b}{c}\right)^b \times e^{(-b)} \end{aligned} \quad (3.2)$$

Laktasyon eğrisini karakterize eden a, b ve c parametreleri 2002 yılındaki Orhan ve Kaygısız'ın çalışması referans alınarak sırasıyla 20.64; 0.215; 0.006 alınmıştır. Wood'un Gamma fonksiyonunun logaritmik dönüşümü kullanılıp Lineer Regresyon analizi ile laktasyon eğrileri modellenerek sonuçlar incelenmiştir.

### 3.2.1.1. Laktasyonun devamlılık düzeyi (Persistensi)

Laktasyonun devamlılık düzeyinin hesaplanabilmesi amacıyla geliştirilen çeşitli yöntemler vardır. Çalışmamızda laktasyon devamlılık düzeylerini hesaplama yöntemi olarak Johansson ve Hansson (1940) kullanılmıştır.

$$P_{21} = \frac{\text{Laktasyonun 101 - 200. günleri arası toplam süt verimi}}{\text{Laktasyonun ilk 100 günündeki süt verimi}} \times 100 \quad (3.3)$$

$$P_{31} = \frac{\text{Laktasyonun 201 - 300. günleri arası toplam süt verimi}}{\text{Laktasyonun ilk 100 günündeki süt verimi}} \times 100 \quad (3.4)$$

$$P_{32} = \frac{\text{Laktasyonun 201 - 300. günleri arası toplam süt verimi}}{\text{Laktasyonun 101 - 200. günleri arası toplam süt verimi}} \times 100 \quad (3.5)$$

Laktasyonun ilk 300 günü içindeki 100'er günlük dilimler arasındaki oransal ilişkiler yolu ile laktasyonun devamlılık düzeyi incelenmektedir (Kaya,1996).

Laktasyon eğrileri Wood'un Gamma modeli ile modellenerek analizler Minitab programında yapılmıştır. Analiz aşamaları ayrıntılı olarak Ek A.1'de verilmiştir.

### 3.2.2. Zaman Serileri

Laktasyon eğrilerini modellemek ve ileriye yönelik öngörü için kullanılan diğer yöntem zaman serileri analizidir. Zaman serileri, tahmin edilecek verinin geçmiş değerleri ya da beklenmeyen değişmelerin şu andaki ve geçmiş değerlerinin bileşimidir (Yıldız, 2009). Ayrıca bir değişkenin zaman içinde gözlenen ölçümlerinin oluşturduğu topluluktur (Göktaş, 2005).

Zaman serileri, model geliştirmede sadece değişkenin kendi gecikmeli değerlerini kullanır ve kullanımında esnekliğe imkân vermesi sebebiyle oldukça geniş bir kullanım alanına sahiptir. Zaman serileriyle laktasyondaki süt verimi, yıllık hayvan sayısı, işsizlik oranı, yıllık ihracat ve ithalat miktarları, gayri safi milli hasıla gibi günlük, aylık ve yıllık tahminler yapılabilir. Zaman serisi verileri, belirli bir zaman farkı ile ardışık olarak gözlenen sayısal değerlerden oluşup; kalitatif (nitel) veya kantitatif (nicel) verilerdir (Göktaş, 2005; Uçum, 2006; Tumay, 2011).

Zaman serisi rastgele değişkenlerin bir derlemesidir. T indis olmak üzere, zaman serisi;  $\{X_t:t \in T\}$  veya  $\{Y_t:t \in T\}$  veya  $\{Z_t:t \in T\}$  şeklinde ifade edilebilir (Kadılar, 2005). Ardışık gözlemler birbirine bağlı olduklarında, geçmiş değerlerinden yararlanarak gelecekte alacakları değerler tahmin edilebilir. Zaman serileri, zamandan ve zamanla değişen bir takım dalgalanmaların etkisinde dört faktörden etkilenir. Zaman serisi bileşenleri olarak isimlendirilen bu etkiler:

**Trend (T):** Bir zaman serisinin uzun vadeli kalıbıdır. Uzun vadede seride meydana gelen sürekli artış ve azalışlardır. Örneğin, fiyatlar, ihracat ve ithalat verileri zaman içinde giderek artan eğilimleri yansıtır.

**Mevsimsel dalgalanmalar (S):** Bir zaman serisi mevsimsel faktörlerden (örneğin, yılın çeyreği, ayın veya haftanın günü) etkilenirse yani belirli aylarda bir artış ya da azalışa sahip olursa mevsimsel dalgalanma oluşur. Mevsimlik sabit ve bilinen bir dönemdir. Bu dalgalanmanın uzunluğu periyod olarak ifade edilir (Kadılar, 2005).

**Konjonktürel (döngüsel) dalgalanmalar (C):** Bir zaman serisinde meydana gelen sistematik olmayan düzensiz salınımlardır. Bu salınımlar çoğunlukla ekonomi verilerinde görülür ve bu tür salınımların periyotları genellikle beş ila on yıl veya daha fazla sürer.

**Rassal hareketler (Hata Terimi)(E):** Bir zaman serisinde tekrarlanması mümkün olmayan ani değişikliklerdir. Rassal hareketler, trend, mevsimsel ya da döngüsel hareketler tarafından açıklanamayan bir zaman serisinin bileşenidir. Bu değişimler bazen hata (artık) ya da rasgele bileşen olarak adlandırılmaktadır (Akgül,2003; Göktaş, 2005).

Serinin uzun dönemde sergilediği davranışın belirlenmesi için serinin bileşenlerine ayrılması gerekir. Zaman serileri bileşenlere ayrıştırıldıktan sonra, bileşenlerin toplamsal modeli;  $Y_t=T+C+S+E$ , çarpımsal modeli;  $Y_t = T*S*C*I$  şeklindedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Klasik zaman serisi ayrışım yönteminde serinin özellikle  $T_t$ ,  $C_t$  ve  $S_t$  bileşenlerinin etkisi altında kaldığı varsayılır ve ayrıştırma işlemi bu üç bileşenin  $I_t$  veya  $\varepsilon_t$  ile tanımlanan düzensiz hareketlerin pür rassal süreç (temiz dizi) sağlanana kadar devam edilir.

$Y_t=f(T_t, C_t, S_t, I_t)$  serisinde  $I_t$  yerine bir stokastik değişken  $\varepsilon_t$  konulursa;

Zaman serisi=Model<sub>ARIMA</sub>+ hata şeklinde ifade edilir (Kadılar, 2005).

Zaman serileri analizi sadece trend, konjonktür ve mevsimsel etkilerini ortadan kaldırmaz aynı zamanda seriyi ortaya çıkaran veri üretme süreci mekanizmasını anlamayı, serilerin gelecekte alabilecekleri muhtemel değerleri ön raporlama ve serilerin temsil ettiği sistemi kontrol etmeyi amaçlar. Zaman serileri verilerin durağan olduğunu varsayar (Kadılar, 2005; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

Zaman serisinin deterministik ya da stokastik özelliklerinin incelenerek dikkate alınması gerekir. Deterministik özellikler; sabit katsayı, trend, ve mevsimselliğin varlığını ortaya koyarken; stokastik özellik; değişkenin durağanlığı (stationary) ile ilgilidir (Akdi, 2010). Stokastik sürecin dağılımını belirleyen parametreler ortalama, varyans ve otokovaryanstır (Yıldız, 2009).

### 3.2.2.1. Durağanlık

Bir zaman serisi analizi yapılmadan önce o serinin zaman içinde sabit olup olmadığının yani durağanlığının incelenmesi gereklidir. Durağan olmayan bir serinin analizinde t, F ve R<sup>2</sup> değerleri yanlış sonuçlar verebilmektedir (Göktaş, 2005). Durağanlık, bir sürecin olasılık yapısının zaman içindeki değişmezliği anlamına gelir. Durağanlığın iki farklı türü vardır: Güçlü ve zayıf durağanlık. Serinin dağılım fonksiyonu zamana göre değişmiyorsa güçlü durağanlık vardır.

$$Y_k, Y_{k+1}, \dots, Y_{k+n} \text{ ve } Y_{k+h}, Y_{k+1+h}, \dots, Y_{k+n+h}$$

Güçlü durağanlığın uygulamada sağlanması güçtür. Bu yüzden durağanlık kavramı zayıf durağanlık biçiminde ele alınmaktadır (Kadılar,2005). Durağan bir serinin beklenen değeri ve varyansı sabit, kovaryansı zamandan bağımsız gecikme sayısına bağlı olmalıdır.

Durağanlık koşulları;

$$E(Y_t) = \mu \rightarrow \text{Ortalama}$$

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \rightarrow \text{Varyans} \quad (3.6)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \rightarrow \text{Kovaryans}$$

şeklindedir (Bozkurt, 2013).

### 3.2.2.2. Kovaryans

x ve y gibi iki rasgele değişken arasındaki ilişkinin gücünün ölçüsüdür. Kovaryans iki değişkenin birlikte hareketini ya da değişiminin yönünü gösterir. Kovaryans aşağıdaki formül ile tanımlanır (Akmüt vd., 1999):

$$\text{Cov}(x, y) = E[(x_t - \mu_x)(y_t - \mu_y)] = E(xy) - \mu_x \mu_y \quad (3.7)$$

Bir örneklemin kovaryansı;

$$Cov(x, y) = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (3.8)$$

şeklinde ifade edilir.

### 3.2.2.3. Otokovaryans

Bir değişkenin bir ya da daha fazla gecikmeli değerlerinin kovaryansına otokovaryans denir. Otokovaryans katsayılarını k gecikmesine bağlayan fonksiyona otokovaryans fonksiyonu adı verilir (Özmen, 1988).  $\{Y_t: t \in T\}$  zaman serisine ait  $\{Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_k\}$  değerlerine göre örneklem otokovaryans fonksiyonu;

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y}) \quad t=1,2,\dots,T \quad (3.9)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (3.10)$$
$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = c_k$$

$$\gamma(k) = \frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^{T-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y}) \quad (3.11)$$

şeklinde ifade edilir.

### 3.2.2.4. Korelasyon

Korelasyon, değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin kuvveti ve yönü hakkında bilgi verir. r ile gösterilen korelasyon katsayısı -1 ile +1 arasında değer alır. Popülasyon korelasyon katsayısı (Alpar, 2012);

$$\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}} = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (3.12)$$

şeklinde ifade edilir.



### 3.2.2.5. Otokorelasyon fonksiyonu (ACF)

Otokorelasyon katsayısı bir zaman serisinin farklı gecikmelerdeki gözlem değerleri arasındaki ilişkidir. Bu k'ncü gecikmeye ait otokorelasyondur. Katsayının yüksek olması serinin geçmiş dönem değerlerine bağımlı olduğunu, düşük olması serinin tesadüfi olduğunu belirtmektedir. Tüm gecikmelere ait otokorelasyon katsayısı değerleri otokorelasyon fonksiyonunu oluşturur (Göktaş, 2005; Kadılar, 2005).  $k=1,2,\dots,(T-2)$  otokorelasyon katsayısı;

$$\rho_k = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} = \frac{Cov(Y_t, Y_{t+k})}{\sqrt{Var(Y_t)}\sqrt{Var(Y_{t+k})}} \quad (3.13)$$

$\gamma(k)$  = Gecikme k iken kovaryans

$\gamma(0)$  = Varyans

$$\rho_k = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (3.14)$$

şeklinde ifade edilir (Wei, 2006).

ACF, zaman serisinin durağan olup olmadığını tespit edilmesi için kullanılmaktadır. Gecikme uzunluğu(k) arttıkça; serinin ACF'nu hızla azalıyor ve kısa gecikmelerde eksenini kesiyorsa serinin durağan olduğuna ya da serinin ACF'nu yavaşça azalıyor ve uzun gecikmelerde eksenini kesiyorsa serinin durağan olmadığına karar verilir (Akgül,2003).

### 3.2.2.6. Kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF)

Kısmi otokorelasyon katsayısı diğer değişkenler sabit iken yani bu değişkenlerin etkisi olmadığı varsayıldığında bu iki değişken arasındaki ilişkinin miktarını verir. PACF katsayısı, diğer gecikmeli serilerin  $\{Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots, Y_{t-k+1}\}$  etkileri ihmal edildiğinde  $Y_t$  ile  $Y_{t-k}$  arasındaki ilişki miktarını verir.

$$r_{kk} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} (r_{k-1,j})(r_{k-j})}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} (r_{k-1,j})(r_{k-j})} \quad (3.15)$$

Eşitlik 3.15'te,

$r_k$  : k. Gecikmeli otokorelasyon katsayısı

$r_{kj}$  : j.'inci gecikmeli serinin etkisi yok edildiğinde k gecikmeli otokorelasyon

katsayısı  $r_{kj} = r_{k-1,j} - (r_{kk})(r_{k-1,k-j})$

şeklindedir.

Her zaman birinci gecikmeye ait otokorelasyon katsayısı ile kısmi otokorelasyon katsayısı birbirine eşittir ( $r_{11} = r_1$ ). Bütün gecikmelere ait kısmi otokorelasyon katsayıları kısmi otokorelasyon fonksiyonunu oluşturur (Kadılar, 2005).

### 3.2.2.7. Beyaz gürültü (White noise)

Bir serinin beklenen değeri ve varyansı sabit, kovaryansı zamandan bağımsız gecikme sayısına bağlı ise seri durağandır yani beyaz gürültüdür. Bir beyaz gürültü serisi,

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu \\ \text{Var}(Y_t) &= \sigma^2 \\ \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) &= 0 \end{aligned} \quad (3.16)$$

özelliklere sahiptir. Bu süreç bağımsız normal dağılımlı ise Gaussçu beyaz gürültü (Gaussian white noise) olarak adlandırılır (Johnston ve Dinardo 1997). Beyaz gürültü serisinin tüm gecikmelerinde otokorelasyon ya da kısmi otokorelasyon değerleri önemsizdir.

$$H_0 : r_k = 0 \rightarrow (ACF)$$

$$H_0 : r_{kk} = 0 \rightarrow (PACF)$$

Güven sınırlarını aşan otokorelasyon ya da kısmi otokorelasyon değeri kesinlikle ilk gecikmeye ait olmamalıdır. ACF grafiği için bu hipotezin testi Box ve Ljung (1978) tarafından önerilen Q Box-Ljung testi ile yapılmaktadır.  $H_0 : r_k = 0$  kabul edilmesi gerekir (Kadılar, 2005). Box-Ljung istatistiği,

$$Q = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{r_T^2}{T - i} \square \chi_{k-p-q}^2 \quad \text{b} \quad (3.17)$$

T: Gözlem sayısı

k: Test edilecek otokorelasyon katsayısı

p: AR modelinin derecesi

q: MA modelinin derecesi

şeklindedir.  $\chi^2$  tablo değeri ile karşılaştırılır.  $Q > \chi_{1-\alpha, (k-p-q)}^2$  ise  $H_0$  hipotezi reddedilir. Yani hata terimleri  $\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$  dağılımına sahip olmaz ve rasgele yürüyüş (Random walk) serisidir. Bu teste alternatif Box-Pierce (Portmanteau testi);

$$Q = T \sum_{i=1}^k r_i^2 \square \chi_{k-p-q}^2 \quad (3.18)$$

T: Gözlem sayısı

k: Test edilecek otokorelasyon katsayısı

p: AR modelinin derecesi

q: MA modelinin derecesi

Box-Pierce istatistiği her biri ortalaması sıfır ve  $1/T$  varyansla yaklaşık olarak ki-kare dağılan bağımsız rastgele değişkenlerin kareleri toplamıdır (Erdoğan, 2006).  $Q < \chi_{1-\alpha, (k-p-q)}^2$  ise  $H_0$  hipotezi kabul edilir. Yani hata terimleri  $\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$  dağılımına sahip bir beyaz gürültü (White noise) serisidir.

### 3.2.2.8. Rassal yürüyüş süreci

Rassal yürüyüş durağan olmayan bir zaman serisi örneğidir.  $\varepsilon_t$ 'nin  $\mu$  ortalama ve  $\sigma^2$  varyanslı bir seri olması varsayımı altında  $Y_t$ ;

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

süreç ile üretiliyorsa bu seri rassal yürüyüş serisidir.  $\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$

$$\begin{aligned} Y_1 &= Y_0 + \varepsilon_1 \\ Y_2 &= Y_1 + \varepsilon_2 = (Y_0 + \varepsilon_1) + \varepsilon_2 = Y_0 + (\varepsilon_1 + \varepsilon_2) \\ Y_3 &= Y_2 + \varepsilon_3 = (Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2) + \varepsilon_3 = Y_0 + (\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3) \end{aligned} \quad (3.20)$$

$$E(Y_t) = E(Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_t) = E(Y_0)$$

$$Y_t = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_t$$

$$E(Y_t) = E(\varepsilon_1) + E(\varepsilon_2) + \dots + E(\varepsilon_t) = 0 + 0 + \dots + 0 = 0$$

$$V(Y_t) = V(\varepsilon_1) + V(\varepsilon_2) + \dots + V(\varepsilon_t) = \sigma^2 + \sigma^2 + \dots + \sigma^2 = t\sigma^2 \quad (3.21)$$

Eşitlik 3.21'de sürecin varyansı zamana bağımlı olduğu için rasgele yürüyüş süreci durağan olmayan bir süreçtir (Kadılar, 2005).

### 3.2.2.9. Birim kök testleri

Durağanlığı test etmenin en önemli yollarından birisi de birim kök testleridir. Bu testler; seride oluşabilecek yapısal kırılmayı dikkate alan ve almayan testler olmak üzere ikiye ayrılır. Kırılmayı dikkate almayan testlerden Dickey Fuller, genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi açıklanmıştır.

#### 3.2.2.9.1. Dickey Fuller testi (DF)

Sabit terim içeren ya da içermeyen bir AR(1) sürecinin birim köke sahip olup olmadığını sınamak için Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiş bir testtir.

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

ile ifade edilir.

Buradaki  $\varepsilon_t$  hata terimi beyaz gürültü hata terimidir. Bu denklemdeki  $Y_{t-1}$  'in katsayısı  $\phi=1$  ise bu seri birim kök içerir. Bu durumda uygulanacak olan bu katsayının 1'e eşitliğini sınavan t testidir.

$$H_0 : \phi = 1 \rightarrow \text{Serinin birim kökü vardır.}$$

$$H_a : \phi < 1 \rightarrow \text{Serinin birim kökü yoktur.}$$

$\phi=1$  ise bu durum zaman serisi analizinde, rassal yürüyüş (random walk) olarak adlandırılır ve serinin durağan olmadığı anlamına gelir. Dickey ve Fuller (1979) makalelerinde, eşitlik 3.22'nin her iki tarafından  $Y_{t-1}$  çıkarılırsa,

$$\begin{aligned} Y_t &= \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= \phi Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t & \delta &= \phi - 1 \\ \nabla Y_t &= (\phi - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\approx iid(0, \sigma^2) \\ &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.23)$$

$\nabla$  : Birinci fark işlemcisi

$$\nabla Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$$

Eğer  $\delta = 0$  ise süreç birim köke sahiptir. Hipotez;  $H_0 : \delta = 0$  ve  $H_1 : \delta < 0$ 'dir.

$$\nabla Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \text{Sadece rasgele yürüyüş} \quad (3.24)$$

$$\nabla Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \text{Kayan rasgele yürüyüş}$$

$$\nabla Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \text{Kayan rasgele yürüyüş ve doğrusal zaman eğilimi}$$

Eşitlik 3.24'te  $\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$  olduğu varsayılarak  $H_0 : \delta = 0$  hipotezi kabul edilmektedir. Dickey-Fuller (DF) testinde t istatistiği  $\tau$  (tau) istatistiği (DF-test istatistiği) olarak adlandırılır ve  $\tau$  istatistiklerinin değerlendirilmesinde t testi yapılamaz çünkü hesaplanan t değeri büyük örneklerde bile t dağılımına uymaz. Bu sebeple  $\tau$  istatistiği MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer  $\tau$  istatistiği mutlak değerce ( $|\tau|$ ) MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçükse,  $H_0$  hipotezi kabul edilir ve zaman serisinin durağan olmadığı kabul edilir. Eğer bunun tam tersi bir durum varsa,  $H_0$  hipotezi reddedilir ve zaman serisinin durağan olduğu sonucuna varılır. (Ertek, 1996; Uzgören, 2005).

$$\nabla Y_t = \mu + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \nabla Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

Eşitlik 3.25'te t, zaman ya da genel eğilim değişkenidir. Dickey Fuller testleri artıkların ( $\varepsilon_t$ ) DF regresyonunda otokorelasyonsuz olduğu zaman AR(1) şeklinde ifade edilememektedir. Bu durumla karşılaşılması halinde birim kök testi için "Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)" testi geliştirilmiştir (Gujarati, 1995; Göktaş, 2005).

### 3.2.2.9.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller testi (ADF)

Dickey-Fuller testi korelasyon probleminin bulunduğu durumlarda kullanılamamaktadır. Hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu olduğunda p. mertebeden otoregresif bir ilişki AR(p) bulunmaktadır. AR(p);

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

Eşitlik 3.26'nın birinci dereceden farkı alınır. Burada  $\delta_i$  'ler  $\phi$  'lerin genel fonksiyonlarıdır.

$$\nabla Y_t = \delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF) denklemleri sırasıyla,

$$\begin{aligned} \nabla Y_t &= \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \Rightarrow \tau \\ \nabla Y_t &= \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \Rightarrow \tau_\mu \quad \text{istatistiği} \\ \nabla Y_t &= \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \Rightarrow \tau_\tau \end{aligned} \quad (3.28)$$

Eşitlik 3.28'de tanımlanan Dickey Fuller denklemlerinin bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele dâhil edilmesiyle genişletilmiş halidir. Dickey Fuller  $\tau$  istatistikleri için kritik değerler ADF testleri içinde kullanılır (Sevüktekin ve Nargeleçken, 2010).

### 3.2.2.10. Durağan zaman serileri

#### 3.2.2.10.1. Otoregresif süreç (AR)

Bir zaman serisi bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu ise otoregresif süreç (AR) olarak tanımlanır. Bir serinin durağanlığına sadece AR süreci ile bakılabilir.

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow WN$$

$\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$  pür rassal süreç olmak üzere,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (3.29)$$

$\delta$  : Sabit terim veya kesme parametresi

$|\phi_1| < 1$  olduğu varsayılan parametre

$\varepsilon_t$  : rassal hata terimi  $\{\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)\}$

şeklinde tanımlanan modellere birinci dereceden otoregresif zaman serileri modelleri denir ve AR(1) ile gösterilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). AR(1) sürecinin durağan olması  $|\phi_1| < 1$  koşuluna bağlıdır. Eğer  $|\phi_1| > 1$  ise süreç durağan olmamaktadır (Göktaş, 2005). p. dereceden otoregresif model (AR(p));

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

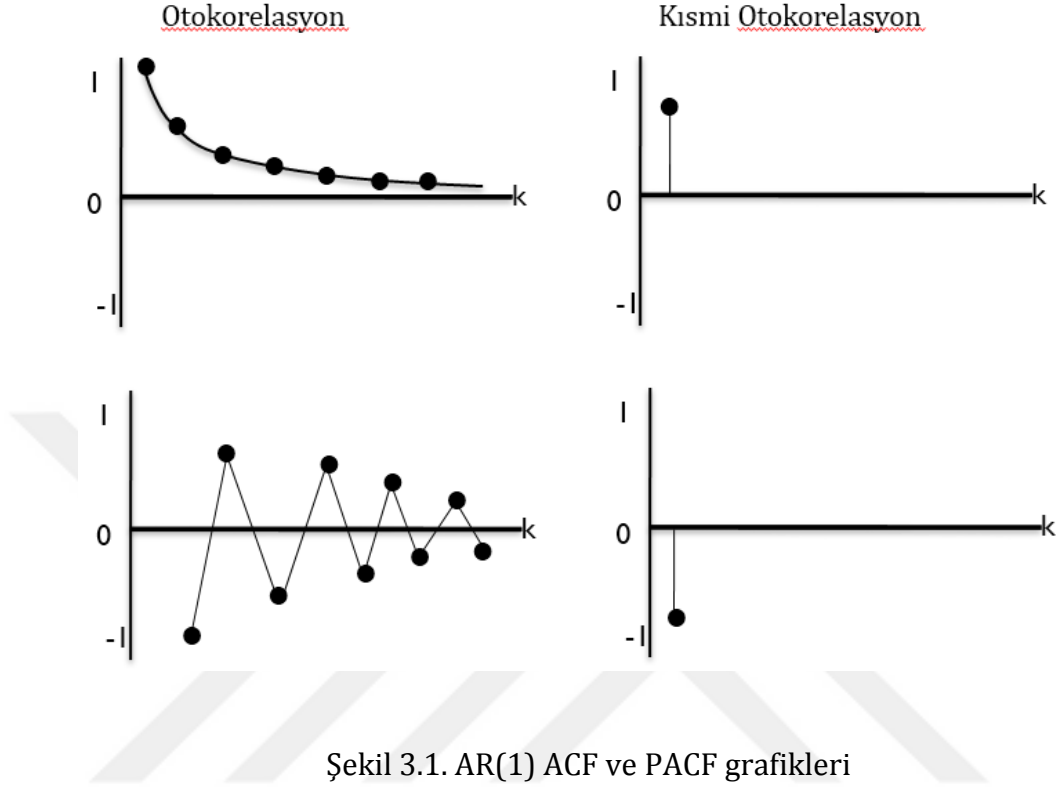
şeklinde ifade edilir.

$\delta$  ; Sürecin ortalamasını,  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  bilinmeyen otoregresif parametreleri ve  $\varepsilon_t$  ; hata terimini ifade eder.



$$AR(1); Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,3,\dots,T \quad \varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2) \quad (3.31)$$

Eşitlik (3.31)'deki AR(1) sürecinin ACF ve PACF grafikleri şekil 3.1'de verilmiştir.



Şekil 3.1. AR(1) ACF ve PACF grafikleri

Şekil 3.1'de otokorelasyon grafiği üssel azalma göstermektedir. Kısmi otokorelasyon grafiğinde ise birinci gecikmeden sonra ilişkiler önemsiz olduğu için bu süreç AR(1)'dir.  $Y_t$  bütün dönemler için aynı olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse,  $Y_t$ 'nin ortalaması bütün dönemlerde aynı olmalıdır.

$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = \dots = \mu$  ve  $|\phi_1| < 1$  ise AR(1) süreci için ortalama;

$$E(Y_t) = E(\delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t)$$

$$\mu = E(\delta) + \phi_1 E(Y_{t-1}) + E(\varepsilon_t)$$

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu$$

$$\mu(1 - \phi_1) = \delta$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(Y_t) = \mu = \frac{\delta}{1 - \phi_1}$$

(3.32)

$Y_t$  bütün dönemler için aynı olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse,  $Y_t$ 'nin varyansı bütün dönemlerde aynı olmalıdır.  $Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$  modelinde  $\delta = 0$  varsayıldığında  $\mu = 0$  ve  $V(Y_t) = V(Y_{t-1}) = V(Y_{t-2}) = \dots = \sigma_Y^2$  olur. AR(1) süreci için varyans;

$$\begin{aligned}
 V(Y_t) &= \sigma_Y^2 = V(\phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t) && (Y_{t-1} \text{ ile } \varepsilon_t \text{ bağımsız olduğundan}) \\
 \sigma_Y^2 &= V(\phi_1 Y_{t-1}) + V(\varepsilon_t) \\
 \sigma_Y^2 &= \phi_1^2 V(Y_{t-1}) + V(\varepsilon_t) \\
 \sigma_Y^2 &= \phi_1^2 \sigma_Y^2 + \sigma_\varepsilon^2 && \text{ise} \\
 \sigma_Y^2 (1 - \phi_1^2) &= \sigma_\varepsilon^2 \\
 \sigma_Y^2 &= \frac{\sigma_\varepsilon^2}{(1 - \phi_1^2)} = \gamma_0
 \end{aligned} \tag{3.33}$$

şeklinde tanımlanır.

AR(1) süreci için kovaryans;

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} = \phi_1^k \gamma(0) = \frac{\phi_1^k}{(1 - \phi_1^2)} \sigma_\varepsilon^2, k = 1, 2, \dots \tag{3.34}$$

$\gamma_k$ :  $Y_t$  ile  $Y_{t-1}$  arasındaki kovaryansı ifade eder.

Zaman serisi değişkenlerinin zaman boyunca kovaryansların sabit olduğu varsayılır. AR(1) süreci için  $Y_t$  ile  $Y_{t-1}$  arasındaki otokorelasyon;

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k})}{\sigma_{Y_t} \sigma_{Y_{t-k}}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\phi_1^k \gamma_0}{\gamma_0} = \begin{cases} 1, & k=0 \\ \phi_1^k, & k=1,2,3,\dots \end{cases} \tag{3.35}$$

$\phi_1 = 0$  ise pür rassal süreç (durağan)

$\phi_1$  değeri arttıkça AR(1) süreci daha az ortalamayı keser.

$\phi_1 = 1$  ise rassal yürüyüş süreci

Yani AR(1) sürecinin durağan olması için  $\phi_1$  parametresinin  $-1 < \phi_1 < 1$  arasında değer alması gerekir. Eğer otoregresif süreç durağan ise ortalama  $\mu$  ile gösterilir ve zamana bağlı olarak değişmez.

$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = \dots = \mu$  ise AR(p) sürecinin ortalaması;

$$\mu = \delta + \phi_1\mu + \phi_2\mu + \phi_3\mu + \dots + \phi_p\mu$$
$$\mu = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)} \quad (3.36)$$

Süreç durağan ise eşitlik (3.36)'daki ortalama ölçülebilir olacaktır. Fakat  $Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$  sürecinde  $\phi_1 = 1$  ve  $\mu > 0$  olduğu için süreç sürekli kayma eğilimindedir. Eğer ortalama ölçülebilir ise  $\phi_1 + \phi_2 + \phi_3 + \dots + \phi_p < 1$  olması gerekir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

### 3.2.2.10.2. Hareketli ortalama süreci (MA)

Hareketli ortalama süreci (MA: Moving Average), bir zaman serisinin herhangi bir t dönemindeki gözlem değeri, hata teriminin önceki dönemlerine ait gecikmeli değerleri ile belirlenir (Göktaş, 2005; Yıldız, 2009). Derecesi q ile gösterilen hareketli ortalama süreci (MA (q))'nun genel gösterimi,

$$MA(q); Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (3.37)$$

şeklindedir.

$\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_q$  bilinmeyen parametreleri ve  $\varepsilon_t$ ; hata terimini ifade eder.  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır ve varyansı sabittir. MA(q) süreci  $\mu = 0$  olması varsayımı altında gecikme işlemcisi kullanılarak yazılırsa,

$$\begin{aligned}
Y_t &= \varepsilon_t(1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \\
\Theta(L) &= 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q \\
Y_t &= \Theta(L)\varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.38}$$

şeklinde ifade edilebilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

Sürecin yapısını ortaya koyan ortalama ve varyans,

$$\begin{aligned}
E(Y_t) &= E(\mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}) = \mu \\
V(Y_t) &= \gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_\varepsilon^2
\end{aligned} \tag{3.39}$$

q=1 olduğunda birinci dereceden hareketli ortalama MA(1) süreci elde edilir.

$$\begin{aligned}
Y_t &= \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} & t=1,2,3,\dots,T & \quad \varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2) \\
Y_t &= (1 - \theta L)\varepsilon_t
\end{aligned}$$

MA(1) süreci için ortalama ve varyans sırasıyla;

$$\begin{aligned}
E(Y_t) &= \mu \\
V(Y_t) &= E(Y_t - \mu)^2 \\
\gamma_0 &= \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2)
\end{aligned}$$

MA(1) süreci için kovaryans;

$$\begin{aligned}
Cov(Y_t, Y_{t-1}) &= E[(Y_t - E(Y_t))][Y_{t-1} - E(Y_{t-1})]) \\
\gamma_k &= \begin{cases} \theta_1 \sigma_\varepsilon^2, & k=1 \\ 0, & k > 1 \end{cases}
\end{aligned} \tag{3.40}$$

$\gamma_1$  :  $Y_t$  ile  $Y_{t-1}$  arasındaki kovaryans

$$\gamma_k = \begin{cases} \sigma^2(1+\theta^2), & k=0 \\ -\theta\sigma^2, & k=\pm 1 \\ 0, & |k|\geq 2 \end{cases}$$

$\rho(k) = \gamma(k)/\gamma(0)$  olduğu için MA(1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_1 = \text{corr}(Y_t, Y_{t-1}) = \frac{-\theta}{(1+\theta^2)}$$

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta}{(1+\theta^2)}, & k=1 \\ 0, & k>2 \end{cases}$$

MA(1) için otokorelasyon (ACF) bir gecikmeden sonra sıfır olduğu için kesilir. MA(1) süreci durağandır (Montgomery vd. 1990; Kadılar, 2005; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

### 3.2.2.10.3. Otoregresif hareketli ortalama süreci (ARMA)

Durağan yapıya sahip birçok zaman serisi otoregresif ya da hareketli ortalama süreci ile modellenemez. Bu tip seriler her iki süreci birlikte gösterebilirler. AR ve MA modellerinin bir kombinasyonu olan ARMA modelleri durağan zaman serilerinin modellenmesinde kullanılır. ARMA sürecinde bir zaman serisinin herhangi bir t dönemine ait gözlem değeri, gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu ve hata teriminin doğrusal bir bileşimi olarak ifade edilir. ARMA modeli p. dereceden AR ve q. dereceden MA modelinin kombinasyonu ARMA(p,q) olarak tanımlanır (Duru,2007; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

ARMA(p,q)'nun genel gösterimi,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.41)$$

şeklindedir. Burada  $\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$  pür rassal süreci ifade eder. Eşitlik (3.41)'de  $q=0$  ise süreç AR(p) ile gösterilen otoregresif süreç,  $p=0$  ise süreç MA(q) ile gösterilen hareketli ortalama sürecine dönüşmektedir. ARMA modellerinde p ve q dereceleri ile ilgili olarak  $p \leq 2$  ve  $q \leq 2$  olmasının seriyi yeterli miktarda açıklayabileceği ve p ve q derecelerinin aynı olması gibi bir zorunluluğun olmadığı ifade edilmektedir (Akgül, 2003). Eğer ARMA süreci durağan ise bütün dönemler için sabit bir ortalamaya sahiptir. ARMA sürecinin yapısını ortaya koyan ortalama,

$$E(Y_t) = E(\delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})$$

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \dots + \phi_p \mu + 0$$

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p} \quad (3.42)$$

şeklindedir. Eşitlik (3.42)'deki ARMA(p,q) sürecinin ortalaması AR(p) sürecinin ortalamasını vermektedir. Durağanlık için  $\phi_1 + \phi_2 + \phi_3 + \dots + \phi_p < 1$  olması gerekir (Enders, 2003; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). ARMA(1,1) modeli birinci dereceden ( $p=1$ ) AR ve birinci dereceden ( $q=1$ ) MA modelinin kombinasyonudur.

ARMA (1,1) modeli,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (3.43)$$

ARMA(1,1) sürecinin ortalaması,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$E(Y_t) = E(\delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})$$

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu + 0 + \theta_1 0 \quad (3.44)$$

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \phi_1}$$

Eşitlik (3.44)'teki ARMA(1,1) sürecinin ortalaması AR(1) sürecinin ortalamasını vermektedir.

$|\phi_1| < 1$  ise varyans,

$$\gamma_0 = V(Y_t) = E[(Y_t - \mu)^2]$$

$$\gamma_0 = \left( \frac{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}{1 - \phi_1^2} \right) \sigma_\varepsilon^2$$

elde edilir ve kovaryanslar  $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$  sırasıyla;  $\gamma_1 = \phi_1\gamma_0 + \theta_1\sigma_\varepsilon^2$ ,  $\gamma_2 = \phi_1\gamma_1$ ,  
 $\gamma_k = \phi_1\gamma_{k-1}$   $k \geq 2$  şeklindedir.

ARMA(1,1) süreci otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_{(1)} = \frac{\gamma_{(1)}}{\gamma_{(0)}} = \frac{(1 + \phi_1\theta_1)(\phi_1 + \theta_1)}{1 + \theta_1^2 + 2\phi_1\theta_1}$$

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

şeklindedir. Otokorelasyon fonksiyonunun başlangıç değeri  $\rho_1$  ile başlar ve bu değerden itibaren geometrik olarak azalır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

### 3.2.2.11. Durağan olmayan zaman serileri

#### 3.2.2.11.1. Otoregresif entegre hareketli ortalama süreci (ARIMA)

AR, MA ve ARMA süreçleri durağan zaman serilerine uygulanmaktadır. Durağan olmayan stokastik süreçlerin modellerle ifade edilmesi serilerde durağanlığın sağlanmasına bağlıdır. Durağanlığı sağlamak için serilerin gereken miktarda

farkının alınması gerekmektedir. Farkı alınarak durağanlaştırılan seriler ARIMA modelleriyle gösterilmektedir (Wade, 1993; Göktaş, 2005).

ARMA(p,q) genel denklemi,  $\nabla$  ; fark alma operatörünü ve d; fark alma derecesini göstermek üzere,  $Y_t$  yerine  $Y_t$  'nin d. mertebeden farkı alınmış seri,  $W_t = \nabla^d Y_t$  şeklinde yazılırsa ARIMA denkleminde ulaşılır (Çağlar, 2007) Burada  $W_t$ ; farkı alınmış seridir. ARIMA modellerinin temsili gösterimi ARIMA(p,d,q) şeklindedir. ARIMA(p,d,q) genel denklemi,

$$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} + \dots + \phi_p W_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.45)$$

şeklindedir. Eşitlik (3.45)'te  $Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$  değerlerinin farkı alınmış hali  $W_t, W_{t-1}, W_{t-2}, \dots, W_{t-p}$  değerleridir. ARIMA(p,d,q) modelinde p ve q sırasıyla ilgili modelin otoregresif ve hareketli ortalama derecelerini gösterirken, d serinin durağanlaştırılabilmesi için kaçınıcı dereceden standart farkının alınması gerektiğini göstermektedir (Subaşı, 2005; Çağlar, 2007; Uslu, 2010).

Durağan olmayan bir  $Y_t$  serisinin bir kere farkı alındığında,

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} = Y_t' \quad (3.46)$$

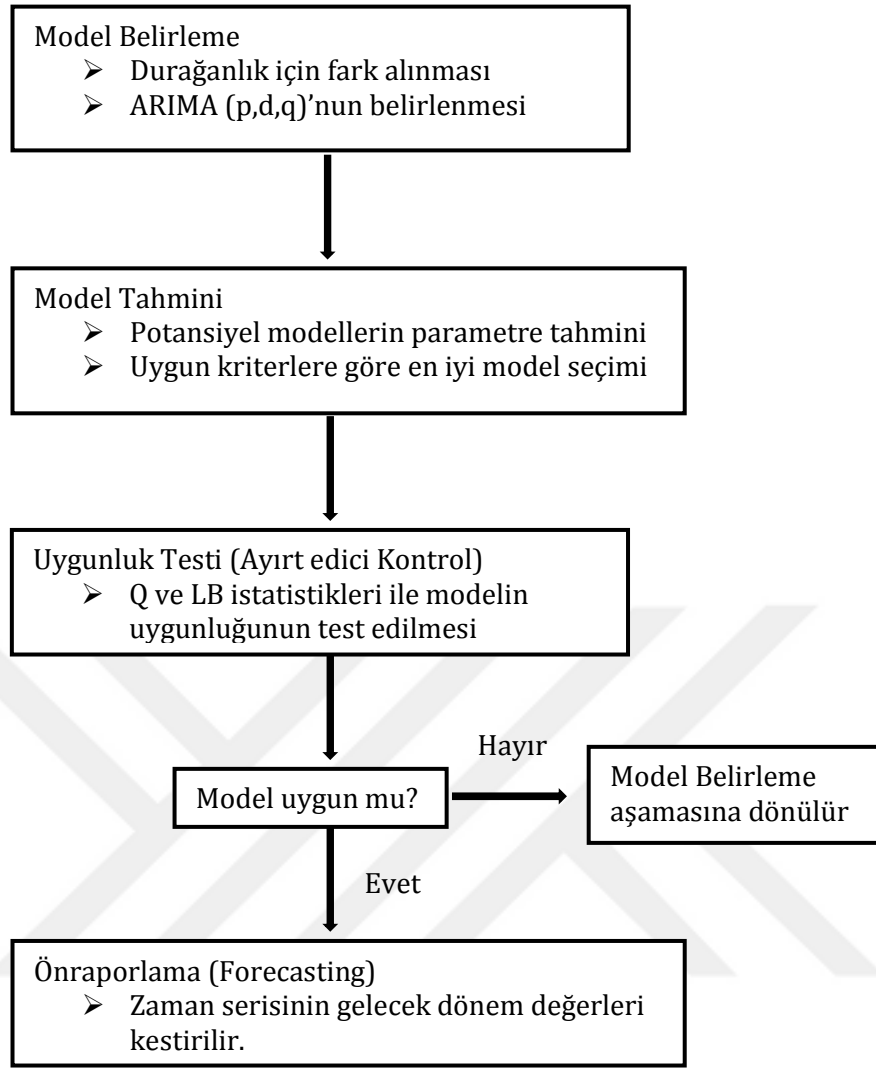
şeklindedir. Eşitlik (3.46)'da  $\nabla Y_t$  serisi durağan hale gelmiş ise entegre sürecin derecesi d=1 olarak tanımlanır.  $Y_t$  serisi I(1) dereceden entegre olarak gösterilir. Durağan bir  $Y_t$  serisinde d=0'dır ve bu seri I(0) dereceden entegre olarak belirtilir (Seddik, 2010; Çelik, 2012; Çelik, 2013). Durağan hale getirilmiş farklar serisine AR, MA ve ARMA süreçlerinden birinin uygulanması gerekmektedir. Bu süreçlere (3.2.2.10) başlığı altında yer verildiği için bu bölümde değinilmemiştir. ARIMA modellerindeki durağanlık ve çevrilebilirlik koşulları, ARMA modellerinde olduğu gibidir.



### 3.2.2.11.2. ARIMA model kurma süreci: Box- Jenkins yaklaşımı

Zaman serileri ile öngörülede bulunmak için en yaygın kullanılan istatistik yöntemlerden biri Box-Jenkins yaklaşımıdır. 1976 yılında Box ve Jenkins tarafından geliştirilen bu yöntemin temelleri 1927 yılında Yule tarafından atılmıştır. Box-Jenkins yaklaşımı ile serinin modellenebilmesi için serinin durağan olması gereklidir. Box ve Jenkins durağan seriler için geçmiş verileri, tahmin hatasını ve rassal terimi dikkate alan bir model geliştirmiştir. Otoregresif (Autoregressive-AR), Hareketli Ortalama (Moving Average-MA), Otoregresif Hareketli Ortalama (Autoregressive Moving Average-ARMA) ve Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama (Autoregressive Integrated Moving Average ARIMA) Box-Jenkins modelleridir (Akgül, 2003; Biçen, 2006; Meçik ve Karabacak, 2011).

Şekil 3.2'deki zaman serileri için uygun Box ve Jenkins modellerinin seçiminde; birinci aşama olan model tanımlamada serinin durağanlığı kontrol edilir, seri durağan değilse farkı alınır ve geçmiş verilere göre model parametreleri belirlenir. İkinci aşama olan model tahmininde potansiyel modellerin parametre tahmini yapılır. Hata kareleri toplamını en az yapan parametre değerleri elde edilir. Üçüncü aşama olan ayırt edici kontrol basamağında parametreleri kestirilen modelin Q ve LB istatistikleri ile uygunluğunun test edilmesi, artıkların ACF ve PACF kontrolleri, artıkların temiz dizi olup olmadığı araştırılır. Üçüncü aşamadan sonra model uygun mu sorusuna verilen cevaba göre yola devam edilir. Eğer model uygun değilse birinci aşamaya geri dönülür. Cevap evet ise dördüncü aşama olan ön raporlamada (Forecasting) elde edilen uygun model ile zaman serisinin gelecek dönem değerleri tahmin edilir ve bu değerlere ilişkin güven aralıkları belirlenir (Akgül, 2003; Biçen, 2006; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010; Cenan ve Gürcan, 2011).



Şekil 3.2. Box-Jenkins yaklaşımı

Box-Jenkins metodu tek değişkenli bir modeldir. Box-Jenkins yaklaşımının amacı, zaman serisine en iyi uyan ve en az parametre içeren doğrusal stokastik süreç modelini elde etmektir. Box-Jenkins karmaşık ve anlaşılması zor bir yaklaşımdır. Bu yaklaşım kestirim yapılacak serinin durağan olup olmaması, mevsimsel etki içerip içermemesine göre farklı tahmin modelleri geliştirme yeteneğine sahiptir. Box-Jenkins yaklaşımı, zaman serileri için doğrusal filtreleme tekniği olarak da isimlendirilmektedir (Box ve Jenkins, 1976; Çağlar, 2007).

Box-Jenkins yaklaşımında durağan bir zaman serisinin korelogramına bakılarak serinin AR(p), MA(q) ve ARMA(p,q) süreçlerinden hangisinin en uygun model olduğu belirlenebilir (Göktaş, 2005). Çizelge 3.1'de AFC ve PACF'nin model belirlemede kullanımı verilmiştir.

Çizelge 3.1. Teorik olarak AFC ve PACF'nin model belirlemede kullanımı

Model türü	ACF	PACF
Beyaz Gürültü(WN)	Bütün ACF=0	Bütün PACF=0
AR(p)	Üstel azalma	p.gecikmeden sonra ilişkiler önemsizdir
MA(q)	q.gecikmeden sonra ilişkiler önemsizdir	Üstel azalma
ARMA(p,q)	Üstel azalma	Üstel azalma

Çalışmanın model kurulum aşamasında;

- Zaman serisi modellerini oluşturmadan önce serilerin durağanlıkları test edilmiştir.
- Her bir laktasyonundaki süt verim grafikleri, otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafikleri ve birim kök testi sonuçları incelenmiştir.
- Durağan olmayan durumlarda; serilerin birinci dereceden farkı alınarak durağanlaştırma işlemi yapılmıştır.
- Fark işlemi uygulanmış serilerin otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafikleri ve birim kök testi sonuçları incelenmiştir.
- ACF ve PACF grafiklerine bakılarak ARIMA iki gecikmeye kadar model belirleme işlemleri denenmiştir.
- En uygun ARIMA modelini seçerken öncelikle tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması, yüksek belirleme katsayısına sahip olması, BIC bilgi kriterinin küçük olması, MAPE ve RMSE değerlerinin küçük olması gerekir. Hataların temiz dizi olduğunu göstermek için kullanılan Portmanteau Q-istatistiklerinin anlamsız olmasına özen gösterilmiştir.

Zaman serileri ve Gamma fonksiyonu yardımıyla laktasyon eğrileri modellendikten sonra bu modellere göre tahmini süt verim değerleri bulunmuştur. Tahminlenen modellerin doğruluklarını belirlemek ve zaman serisi yöntemiyle elde edilen modellerle Gamma fonksiyonu ile karşılaştırabilmek için  $R^2$ , RMSE, MAPE, DurbinWatson (DW), Kolmogrov smirnov ve korelasyon katsayıları kullanılmıştır.

### 3.2.2.12. Doğrulama (uygunluk) kriterleri

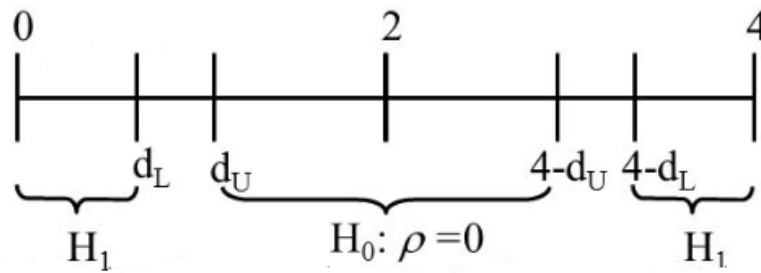
#### 3.2.2.12.1. Durbin Watson

Otokorelasyonun tesbit edilmesinde kullanılan yöntemlerden biri Durbin Watson istatistiğidir. Durbin Watson test istatistiği, bir regresyon modeli tahmin edildikten sonra artık terimlerin korelasyon halinde olup olmadığını test etmeye yarayan bir kriterdir. DW  $0 < d < 4$  arasında değerler alır. DW değeri üst ve alt kritik değerler ( $d_U$  ve  $d_L$ ), farklı k değerleri (açıklayıcı değişken sayısı) ve n için tablolaştırılmıştır (Montgomery vd., 2001). Durbin Watson tablo değeri Ek B.1’de verilmiştir. Eğer,

$d < d_L$  ise  $H_0: \rho = 0$  reddedilir.

$d > d_U$  ise  $H_0: \rho = 0$  kabul edilir.

$d_L < d < d_U$  ise test sonuç vermez.



Şekil 3.3. Durbin Watson istatistiği hipotez kontrolü

Çalışmada kullanılan Durbin Watson değerleri;  $d_L=1,758$ ;  $d_U=1,779$ ;  $4- d_L=2,242$ ;  $4- d_U=2,221$  şeklindedir (Şekil 3.3).

### 3.2.2.12.2. Ortalama mutlak hata (Mean absolute deviation (MAE-MAD))

Gerçek gözlem değeri ile tahmin değeri arasında hataların mutlak değerlerinin ortalamasıdır.

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N |Y_t - \hat{Y}_t| \quad (3.47)$$

$Y_t$ , zaman serisinin t zaman dilimindeki gerçek gözlenen değerleri,  $\hat{Y}_t$  aynı zaman diliminde elde edilen tahmin değerleri ve N, toplam gözlem sayısıdır (Alpar, 2012).

### 3.2.2.12.3. Hata kareler ortalaması (Mean square error (MSE))

Gerçek gözlem değeri ile tahmin değeri arasında hataların kareleri toplamının ortalamasıdır. Çalışmalarda standart sapması verilerin birimiyle uyumlu olduğundan genellikle kareköklü hali kullanılır. Hata Kareler Ortalamasının Karekökü (Root Mean Square Error) olarak adlandırılır ve RMSE olarak gösterilir.

$$MSE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{Y}_t)^2$$
$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{Y}_t)^2} \quad (3.48)$$

$Y_t$ , zaman serisinin t zaman dilimindeki gerçek gözlenen değerleri,  $\hat{Y}_t$  aynı zaman diliminde elde edilen tahmin değerleri ve N, toplam gözlem sayısıdır (Takma vd., 2012).

#### 3.2.2.12.4. Ortalama mutlak yüzdellik hata (Mean absolute percent error (MAPE))

Hataların mutlak değerlerinin ortalamasının, gerçek değerlerin yüzdesi olarak gösterilmesidir.

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{|Y_t - \hat{Y}_t|}{Y_t} 100 \quad (3.49)$$

$Y_t$ , zaman serisinin t zaman dilimindeki gerçek gözlenen değerleri,  $\hat{Y}_t$  aynı zaman diliminde elde edilen tahmin değerleri ve N, toplam gözlem sayısıdır.

MAPE istatistiği yüzde olarak ifade edilmesinden dolayı benzer yöntemlere göre üstün olarak kabul edilmektedir. "Witt and Witt (1992) ve Lewis (1982) MAPE değerleri %10'un altında olan modelleri "çok iyi", %10 ile %20 arasında olan modelleri "iyi", %20 ile %50 arasında olan modelleri "kabul edilebilir", %50'nin üzerinde olan modelleri ise "hatalı" olarak kabul etmişlerdir" (Çuhadar vd., 2009).

#### 3.2.2.12.5. Korelasyon

İki sürekli özellik arasında doğrusal bir ilişki olup olmadığını, varsa bu ilişkinin yönünü ve derecesini ve önemini ortaya koyan istatistiksel bir yöntemdir. İlişkinin yönünü ve derecesini belirten katsayı korelasyon katsayısı olarak adlandırılmaktadır. Bu iki özelliğin normal dağılması durumunda Pearson korelasyon katsayısı tercih edilir. Korelasyon katsayısı  $-1 \leq r_{xy} \leq 1$  arasında değerler alabilir. Eğer  $r_{xy}$  değeri -1'e yakın değerler alıyor ise değişkenler arasında negatif yönlü doğrusal, +1'e yakın değerler alıyor ise pozitif yönlü doğrusal bir ilişki olduğu anlamına gelir (Yıldız vd., 2006; Mendeş, 2012).

X ve Y gibi iki özellik arasındaki korelasyon katsayısı (r);

$$r_{xy} = \frac{\sum d_x d_y}{\sqrt{\sum d_x^2 \sum d_y^2}}$$

şeklindedir ve burada  $\sum d_x d_y$ ; çarpımlar toplamıdır.

Zaman serisi hesaplamalarında SPSS ve E-VIEWS paket programları kullanılmıştır. SPSS ve E-VIEWS program aşamaları Ek A.2'de verilmiştir.



### 3.2.3. Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Eğrileri (MARS)

İki ya da daha fazla değişken arasındaki ilişkilerin incelenmesinde regresyon modelleri sıkça kullanılmaktadır. Regresyon analizinde amaç; modelde etkilenen bağımlı değişken (açıklanan değişken) ile etkileyen bağımsız değişken ya da değişkenler (açıklayıcı değişken/değişkenler) arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını araştırmak, bir ilişki varsa bunun gücünü belirlemek ve ileriye yönelik tahminlerde bulunmaktır (Drapper, 1996; Chatterjee vd.,2000; Sevimli, 2009).

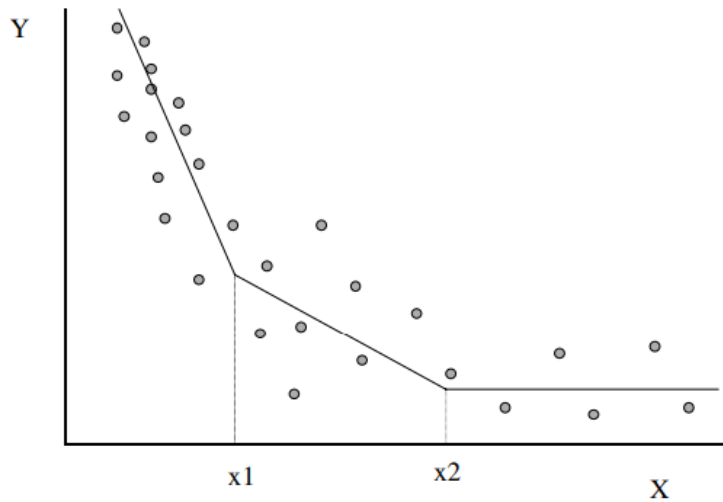
Bağımsız (açıklayıcı) değişken sayısı arttıkça, çok boyutluluğun getirmiş olduğu problemleri kestirmek zorlaşır. Çok boyutlu veri setlerinin giderek artış göstermesi, veri seti içinden gerekli bilgilerin çekilebilmesi ihtiyacını doğurmuş ve bu ihtiyaçtan dolayı daha etkili analiz tekniklerine gerek duyulmuştur. Bu talebe cevap vermek için parametrik olmayan regresyon yöntemleri son yıllarda yaygınlaşmıştır (Opsomer vd., 2001; Salford Systems, 2001; Lee vd., 2006). Parametrik olmayan regresyon yöntemlerinden biri Çok Değişkenli Uyarlanabilir Regresyon Eğrileri (Multivariate Adaptive Regression Splines: MARS) yöntemidir.

Çok değişkenli parametrik olmayan regresyon tekniği olan MARS (Multivariate Adaptive Regression Splines), Jerome H. Friedman tarafından 1990'ların başında geliştirilmiştir. MARS algoritması ile bağımsız değişkenlerin bireysel ve kendi aralarındaki etkileşimleri ve bu etkileşimlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini inceleyebilmektedir. Ayrıca bu yöntem bir bağımlı değişken ve bağımsız değişkenler kümesi arasındaki olası bir ilişkiyi belirleyen eğri çizgileri doğrusal hale getirmeye dayanmaktadır. MARS, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin dağılımları üzerine her hangi bir varsayım gerektirmez ve değişken tipi de önemli değildir. Bağımsız değişkenin farklı aralıklarında ayrı regresyon eğimleri kullanarak doğrusal olmayı sağlar. MARS adimsal regresyon yöntemidir (Steinberg vd.,1999; Kan ve Yazıcı, 2010; Kayri, 2010).



### 3.2.3.1. Temel fonksiyon ve düğüm noktası

Regresyon denklemleri veriler arasındaki ilişkiyi tek bir fonksiyon kullanarak belirlemeye çalışırken MARS, parçalı doğrusal fonksiyon kullanır. MARS yönteminde değişkenlerin doğrusal kombinasyonları yerine, tek tek değişkenlerin doğrusal olmayan fonksiyonlarının doğrusal kombinasyonlarıyla modelleme yapılmaktadır. Bunun için de temel fonksiyonlara başvurulur. Bu fonksiyonları knot (düğüm) denilen noktalar yardımıyla yapar. Düğüm; regresyon doğrusunun eğiminin değiştiği ve bir aralıktan diğerine geçirildiği noktalardır. Yani düğüm noktası fonksiyonun hareketinin değiştiği yerdir. MARS algoritması modelde tüm değişkenler arasında olası etkileşimleri kapsayan düğümlerin tümünü belirlemeye çalışır. MARS modeli kurulurken, düğüm noktalarında tanımlı temel fonksiyonlardan yararlanılmaktadır. Tüm model bileşenlerinin analiz edilmesi sonucu oluşan değişken kombinasyonlarına temel fonksiyon (basis functions) denir. Hem temel fonksiyonlar hem de düğüm noktaları tespit edildikten sonra en yüksek tahmin performansına sahip fonksiyonlar en küçük kareler yöntemi ile belirlenir (Steinberg vd.,1999; Salford Systems, 2001;Lee vd., 2005; Leathwich, vd.,2006).



Şekil 3.4.  $y=f(x)$  fonksiyonu için düğüm noktaları (Briand vd., 2004)

Şekil 3.4'te bağımsız değişken X ve bağımlı değişken Y arasındaki ilişki görülmektedir. X bağımsız değişkeninin düğüm noktalarındaki dağılımına dikkat

edilirse; X1. ve X2. düğüm noktalarında  $y=f(x)$  fonksiyonunun eğiminin değiştiği görülmektedir. Temel fonksiyonlar,  $x_t$ 'nin yüksek oranda doğrusal olmayan dönüşümleri olabilir. Fakat  $Y_t$  temel fonksiyonların doğrusal bir fonksiyonudur çünkü açıklayıcı değişkenler ile etkileşimli doğrusal olmayan ilişkilerin modellenebilmesi için açıklanan değişkenin tahmin değerlerinin doğrusal olması gerekir. (Kuhnert vd.,2000; Hastie vd, 2008; Kuter, 2009). Temel fonksiyon ise aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$\prod_{t=1}^{L_m} [S_{l,m}(X_{v(l,m)} - k_{l,m})] \quad (3.50)$$

Eşitlik (3.50)'deki;

$L_m$ : Etkileşim derecesini,

$S_{l,m} : \in [\pm 1]$  (-1 ya da +1'i)

$k_{l,m}$ : Düğüm değerini

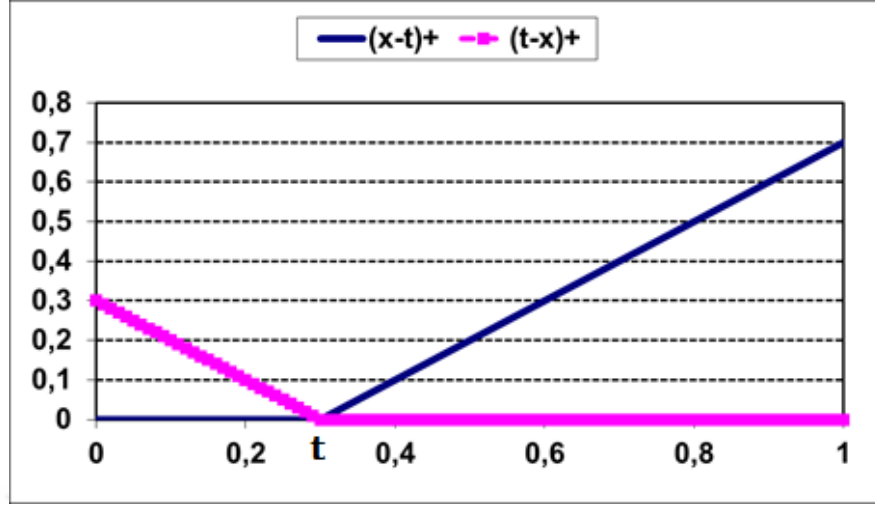
$X_{v(l,m)}$  : Bağımsız değişken değerini göstermektedir.

Etkileşim derecesi ( $L_m$ ), bağımsız değişkenler arasındaki etkileşimi ifade etmektedir. Çok değişkenli regresyon analizlerinde olduğu gibi ikili etkileşimden daha yüksek boyutta (3'lü, 4'lü gibi) etkileşim seçmek sonuçların yorumlanmasını zorlaştırdığı için pratikte ikiden daha fazla bağımsız değişkenin etkileşimini modele koymak tercih edilmez (Akyol, 2011).

MARS ile elde edilen model,  $(x-t)_+$  ve  $(t-x)_+$  biçiminde gösterilen parçalı doğrusal temel fonksiyon (piecewise linear basis functions) açılımını kullanır. "+" işaretinin anlamı eşitliğin sonucunun pozitif olduğunu ifade etmektedir. Aksi halde her bir fonksiyon sıfır noktasında değerlendirilir (Hastie vd., 2008).

$$\begin{aligned} (x-t)_+ &= \begin{cases} x-t, & x > t, \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \\ (t-x)_+ &= \begin{cases} t-x, & x < t, \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \end{aligned} \quad (3.51)$$

Şekil 3.5'te  $(x-t)_+$  ve  $(t-x)_+$  temel fonksiyonları örnek olarak verilmiştir.



Şekil 3.5. MARS tarafından kullanılan  $(x-t)_+$  ve  $(t-x)_+$  temel fonksiyonları

Şekil 3.5'teki her bir fonksiyon  $t=0.3$  değerindeki düğüm noktasında  $(x-0.3)_+$  ve  $(0.3-x)_+$  fonksiyonları parçalı doğrusaldır. Her fonksiyon, düğümdeki  $t$  değeri ile birlikte parçalı doğrusaldır. Bu iki fonksiyon yansıyan çifti (a reflected pair) veya ayna fonksiyonu oluşturmaktadır. Yansıyan çiftler,  $C$  temel fonksiyon kümesini oluşturur.

$$C = \left\{ (X_j - t)_+, (t - X_j)_+ \right\}_{t \in \{x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{Nj}\}, j=1, 2, \dots, p} \quad (3.52)$$

şeklinde olacaktır.  $N$ , her bir  $X_j$  değişken uzayını bölen düğüm sayılarını ve  $p$  değişken sayısını göstermektedir. Buna göre bütün  $X$  değerleri farklı ise,  $2Np$  adet temel fonksiyon oluşacaktır. Her temel fonksiyon sadece bir  $X_j$ 'ye bağlı olup  $\left[ a_m(X) = (X_j - t)_+ \right]$  bu temel fonksiyon tüm  $R^p$  uzayındaki bir fonksiyondur (Yang vd., 2004; Hastie vd., 2008).

Çok değişkenli uyarlamalı regresyon eğrileri (MARS) yöntemi ileriye doğru ve geriye doğru olmak üzere iki adımdan oluşmaktadır.

### 3.2.3.2. İleriye doğru adım

Temel fonksiyonlar ve/veya bu fonksiyonların çarpımları en karmaşık modele ulaşıncaya kadar eklenir. Yani modelin karmaşıklığı maksimum seviyeye ulaşır. Burada temel fonksiyonlar bağımsız değişkenleri en uygun düğüm noktalarıyla aralıklara bölen parçalı doğrusal regresyon eğrileridir (Yang vd., 2004; Yerlikaya vd., 2008).

MARS, model kurma sürecinde ileri doğru adım algoritmasında lineer regresyon gibi orjinal girdileri (bağımsız değişken) kullanmak yerine C fonksiyonlarını ve bu fonksiyonlardaki değişkenlerin etkileşimlerini ve doğrusal olmayan dönüşümlerini kullanır (Temel vd., 2010; Hastie vd., 2008). Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri, gözlenen veriden temel fonksiyonların otomatik olarak seçilmesi için aşamalı bir süreçtir. İleri doğru adım algoritmasının her aşamasında kullanılacak en uygun düğüm noktalarını ve temel fonksiyonları belirlemek amacı ile genelleştirilmiş çapraz doğrulama (GCV) ölçüsü kullanılmaktadır (Xiong ve Meullenet, 2004; Yerlikaya vd., 2008).

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon, gözlemlenen veriden temel fonksiyonların otomatik olarak seçilmesi için aşamalı bir süreçtir. Seçilen temel fonksiyonlar  $B_m(x)$ , formun MARS modeli,

$$Y = \beta_0 + \sum_{m=1}^M \beta_m a_m(X_t) + \varepsilon_i \quad (3.53)$$

gibi tanımlanabilir.

$m$ : Düğüm sayısını,

$M$ : Temel fonksiyon sayısını,

$X$ : Bağımsız değişkeni,

$\alpha_m$ :  $m$ . Temel fonksiyonun katsayısı,

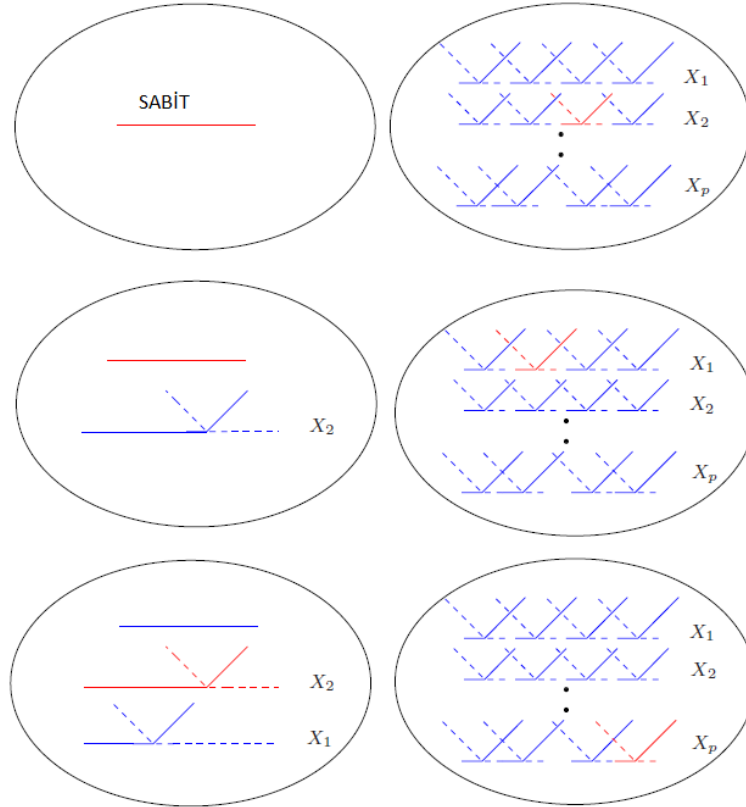
$\beta_0$ : Modeldeki sabit terim,

$\alpha_m(X_t)$ :  $t$ . Bağımsız değişken için  $m$ . temel fonksiyon

Her  $\alpha_m(X_t)$   $C$ 'de bir fonksiyon veya iki ya da daha fazla fonksiyonun ürünüdür (Hastie vd., 2008). Seçilen  $\alpha_m$  için bir seçenek sunulur ve  $\beta_m$  katsayısı kestirimi iki değişkenli regresyondaki gibi hata kareler toplamı minimum olacak şekilde yapılır. Amaç  $\alpha_m(X_t)$  temel fonksiyonları inşa etmektir. Modele sabit fonksiyon  $\alpha_0(X)=1$  ile başlanır ve  $C$ 'de bütün fonksiyonlar aday fonksiyondur (Şekil 3.6). Her aşamada,  $M$  model kümesindeki işlev  $\alpha_m$  'nin tüm çarpımlarını  $[\alpha_m(X) \cdot (t - X_j)_+; \alpha_m(X) \cdot (X_j - t)_+]$ ,  $C$ 'deki yansıyan çiftlerden biriyle yeni bir taban fonksiyon çiftini oluşturur.  $M$  model formu;

$$\beta_{M+1}\alpha_1(X) \cdot (X_j - t)_+ + \beta_{M+2}\alpha_1(X) \cdot (t - X_j)_+, \alpha_l \in M$$

şeklinde. MARS ileri doğru adım aşamasının şematik gösterimi verilmiştir (Şekil 3.6).



Şekil 3.6. MARS ileri doğru adım aşaması şematik gösterimi. (Hastie vd., 2008)

Şekil 3.6'da MARS ileri adım sürecinde soldaki model temel fonksiyondur. Başlangıçta, sabit fonksiyon  $\alpha(x)=1$ 'dir. Sağdaki modelin inşasındaki tüm aday temel fonksiyonlardır. Bunlar parçalı doğrusal temel fonksiyon çiftleridir. Burada tüm t düğümleri ile her belirleyici  $X_j$ 'nin  $X_{ij}$  değerleridir. Her aşamada model içindeki temel fonksiyon ile bir aday çiftin tüm ürünleri göz önüne alınmaktadır. Hatayı en aza indiren ürün geçerli model içine dâhil edilmektedir. Kırmızı renkle seçilmiş fonksiyonlar ile de prosedürün ilk üç adımı gösterilmektedir (Hastie vd., 2008; Oğuz, 2014).

### 3.2.3.3. Geriye doğru adım

İleriye doğru adım aşamasında birçok (modele az katkısı olan ya da katkı sağlamayan) temel fonksiyon oluşturduktan sonra geriye doğru adım aşamasında önemli bağımsız değişkenler ve bu değişkenlerin etkileşimleri belirlenerek, hata kareler toplamı minimum olacak şekilde oluşturulan uygun modele ulaşabilmek için gereksiz temel fonksiyonlar modelden çıkarılmaktadır (Abraham ve Steinberg, 2001).

İleriye doğru adım sürecinde temel fonksiyonlar modele çift olarak eklenirken geriye doğru adım yani budama aşamasında çiftin bir tarafı yok sayılabilir yani modelde bulunan tüm fonksiyonlar çift değildir. Bu aşamada önemli bağımsız değişkenler ve bu değişkenlerin etkileşimleri belirlenerek, hata kareler toplamı en az olan en uygun model oluşturulur. Geriye doğru adım aşamasında önemli bağımsız değişkenler ve bu değişkenlerin etkileşimleri belirlenerek, GCV ölçüsü en küçük olan model elde edilir.

### 3.2.3.4. Model seçimi

Budama aşamasında temel fonksiyonlar modelden çıkarıldığında her büyüklüğün (terimlerin sayısı)  $\lambda$  için tahmini en iyi model  $f(\lambda)$  üretilir. Model kurulduktan sonra, MARS bağımlı değişkeni, hata tespit etkinliğinin belirleyicileri olarak değişkenlerin önemi ile ilgili bilgi vermektedir. MARS, değişkenlerin önemini belirlemek için, değerlendirilecek olan değişkeni içeren tüm terimleri

kaldırdıktan sonra uyum iyiliğindeki azalmayı hesaplar. Tüm değişkenler daha sonra iyiliği üzerindeki etkilerine göre sıralanır.  $\lambda$  'ın optimal değerini hesaplamak için ve uyumun bir ölçüsü olarak, Craven ve Wabha (1979) tarafından geliştirilen “Genelleştirilmiş Çapraz Onaylama” (Generalized Cross Validation / GCV) kullanılır. Genelleştirilmiş çapraz onaylama hem artıkların hatasını hem de model karmaşasını hesaba katar. (Steinberg vd.,1999; Briand vd.,2004; Hastie vd.,2008).

$$GCV(\lambda) = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{f}_\lambda(x_i))^2}{(1 - M(\lambda)/N)^2} \quad (3.54)$$

Pay, artan model karmaşıklığı durumunda artıştaki değişimi açıklayan, payda tarafından cezalandırılan hata kareler toplamıdır. Burada  $M(\lambda)$ , modeldeki etkin parametre sayısıdır: Hem modellerdeki terim sayısı hem de düğümlerin en uygun konumunun seçilmesinde kullanılan parametre sayısı için hesaplanmaktadır. Bazı matematiksel ve simülasyon sonuçları, parçalı doğrusal regresyonda bir düğüm noktası seçimi için üç parametrenin bedelinin ödenmesi gerektiğini önermektedir (Ünal,2009).

$$M(\lambda) = (M + 1) + d * K \quad (3.55)$$

Burada  $\lambda$ , denklemdeki temel fonksiyonların sayısıdır ve  $d$  parametresi, modele dâhil edilen her temel fonksiyon için bir cezadır. Penaltı parametresi  $d$ , kullanıcı tarafından seçilebilir, konvansiyonel bir değer  $d = 4$ 'tür. Daha küçük bir  $d$ , daha fazla taban işlevi olan daha büyük bir model üretir; daha büyük bir  $d$ , daha az temel işlevleri olan daha küçük bir model oluşturur.  $d$  aynı zamanda yumuşatma parametresi olarak da kabul edilebilir. Büyük  $d$  değerleri, daha az temel fonksiyona ve daha yumuşak fonksiyon tahminlerine yol açar (Xu vd., 2004).

MARS modelinde genellikle  $d=3$  alınır. Friedman (1991) tüm yapılan çalışmalar sonucunda  $d$  için en iyi değerlerin  $2 \leq d \leq 4$  aralığında olduğunu belirtmiştir.  $d=3$  olarak belirlendiğinde Eşitlik 3.55'te  $M+1$  adet lineer bağımsız temel

fonksiyona sahip olan bir modelde, ileriye doğru adımda K adet düğüm noktası seçilmiştir. Geriye doğru adımda GCV'yi minimum kılan model seçilmektedir (Hastie vd., 2008). MARS modeli kurulurken GCV değerinin minimum olduğu model tercih edilir. Yani GCV'nin minimum olduğu değerdeki temel fonksiyon sayısı kadar modele temel fonksiyon girmiş olur (Özbalcı, 2008; Ünal, 2009; Örsçelik, 2014).

Xu vd. (2004), MARS algoritmasının ana adımlarını aşağıdaki gibi sıralamıştır:

Modelin hesaplanabilen en fazla karmaşıklığı seçilir ve d parametresi tanımlanır.

İleriye doğru adımda;

1. En basit modelle, sadece sabit katsayı ile başlanır.
2. Her açıklayıcı değişken için temel fonksiyonların kümesi araştırılır.
3. Tahmin hatasını minimize eden temel fonksiyon ikilileri belirlenir ve modele dâhil edilir.
4. Modelin önceden belirlenen tanımlanmış karmaşıklığa ulaşana kadar adım 2'ye gidilir.

Geriye doğru adımda;

5. Tüm temel fonksiyonların kümesi (sabit hariç) araştırılır ve GCV kriteri kullanılarak modele en az katkıda bulunan temel fonksiyonlar silinir.
6. GCV kendi minimumuna ulaşana kadar 5. adım tekrarlanır.

MARS model sonuçları varyans analiz (ANOVA) sonuçları kullanılarak değerlendirilir. Çünkü eşitlik lineer formdadır. MARS, modelde değişkenlerin tek tek veya kombinasyon halinde girileceği tanımlandığında, düşük ve yüksek dereceli modellerin karşılaştırılmasına olanak verir. Friedman (1991), düzeltilmiş  $R^2$  yi bir karşılaştırma ölçütü olarak önermektedir. Etkileşim terimleri içeren bir model, sadece düzeltilmiş  $R^2$  önemli ölçüde yüksekse tercih edilebilmektedir (Tunay, 2001). MARS'ın en büyük avantajı bağımsız değişkenlerin bireysel etkilerini ve bu değişkenlerin birbirleriyle etkileşimlerini tanımlar. Çalışmanın MARS analizleri Salford Predictive modeller 8.0 programının 30 günlük ücretsiz deneme sürümünde yapılmıştır. Analiz aşamaları ayrıntılı olarak Ek A.3'te verilmiştir.



## 4. ARAŞTIRMA BULGULARI

### 4.1. Birinci Laktasyon

#### 4.1.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini

Birinci laktasyon süt verimi için tahminlenen Gamma fonksiyonu;

$$Y_t = a \times t^b \times e^{(-c*t)} \quad (4.1)$$

şeklindedir. Eşitlik (4.1)'de a(başlangıç verimi) 16.8611±0.186024; b(yükselme katsayısı) 0.1223±0.003247; c(azalma katsayısı) 0.0021±0.000035 bulunmuştur.

Birinci laktasyon için gamma fonksiyonu tahmin modeli;

$$SütVerimi = 16,8611 * t^{0,122314} * exp(-0,00209524 * t) \quad (4.2)$$

şeklindedir. Gamma modelinden tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 27.66 kg, maksimum verime ulaşma süresi 58 gün ve 305 günlük süt verimi toplamı 6689.94 kg olarak saptanmıştır.

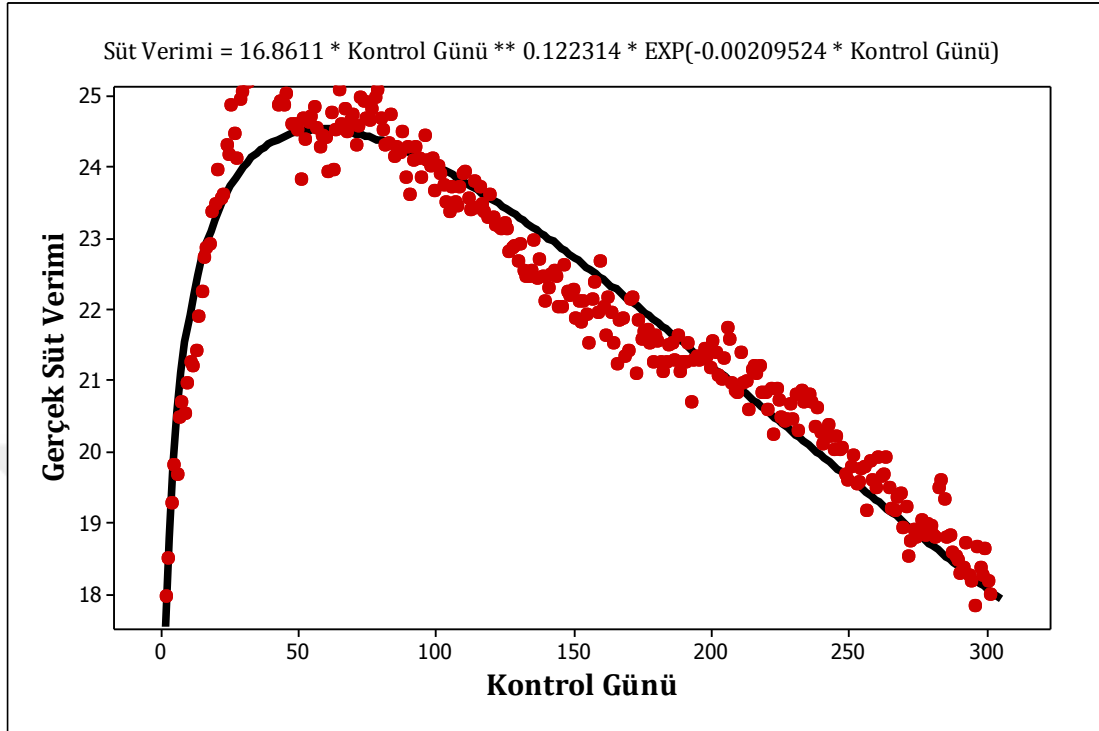
Gamma modeli ile elde edilen birinci laktasyon süt verimlerine ait laktasyon devamlılık düzeyleri Eşitlik (3.3)'e göre  $P_{2:1}=\%92.58$ ; Eşitlik (3.4)'e göre  $P_{3:1}=\%89.89$ ; Eşitlik (3.5)'e göre  $P_{3:2}=\%83.22$  olarak tahminlenmiştir. Gamma modelinin logaritmik dönüşümleri kullanılarak Lineer Regresyon analizi sonucu elde edilen denklem;

$$\ln(Y_t) = 3.1985 + 0.10057 \ln(t) - 0.00329 (t) \quad (4.3)$$

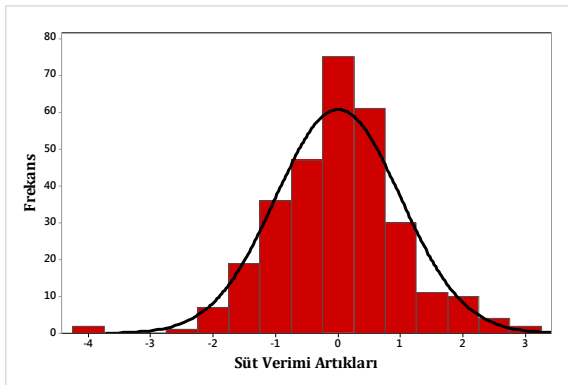
$$\ln(\text{süt}) = 3.1985 + 0.10057 \ln(\text{kontrolgünü}) - 0.003290 t$$

olup modele ait  $R^2=0.943$   $F=2510.82$   $p=0.000$  olarak bulunmuştur. Gamma modeli ile tahminlenen birinci laktasyon süt verimleri ile gerçek süt verimleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.967 ( $p=0.000$ ); MAPE değeri % 7

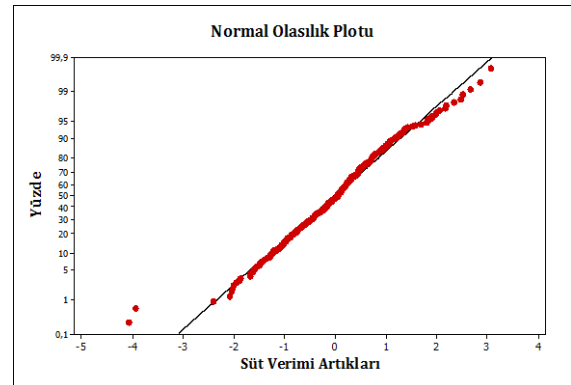
olarak hesaplanmıştır. Gamma fonksiyonu ile tahmin edilen süt verim değerleri ve gerçek gözlemlerden elde edilen laktasyon eğrileri Şekil 4.1'de verilmiştir.



Şekil 4.1. Birinci laktasyon süt verimine ait gerçek ve gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi



A



B

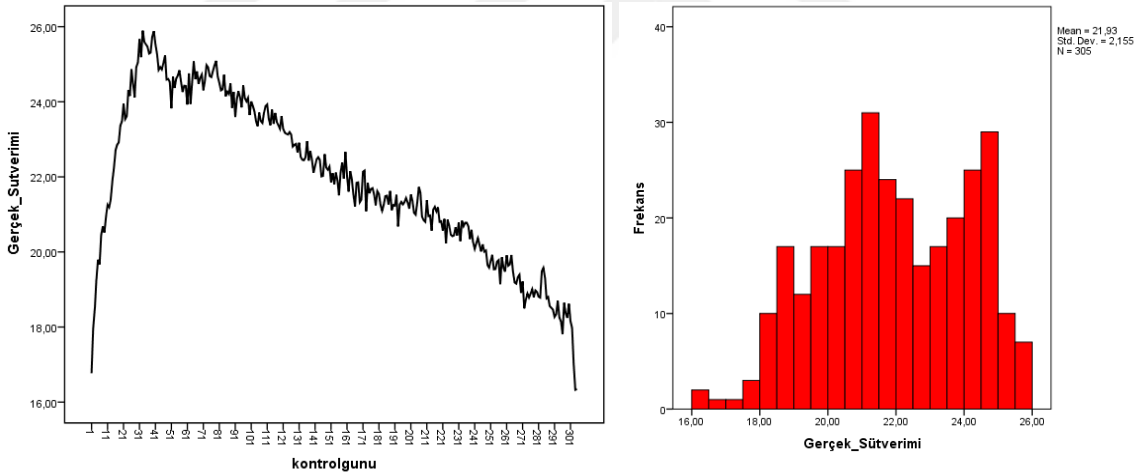
Şekil 4.2. Birinci laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği

Şekil 4.2’de süt verimi artıklarının (hata terimleri) dağılımı incelenmiştir. Verilerin dağılımı bir çizgi üzerinde görüldüğü için normal dağılmaktadır (Şekil 4.2.B). Birinci laktasyon süt verimi artıkları normal dağılmaktadır (Kolmogrov Smirnov=0.044; p=0.149).

Artık terimlerin korelasyon halinde olup olmadığını test etmeye yarayan Durbin Watson katsayısı (DW) 0.449’dur. Durbin Watson katsayısı değeri 1.779 ile 2.221 değerleri arasında bulunan  $\rho=0$  bölgesine düşmektedir. Alternatif hipotezin kabul edildiği pozitif otokorelasyon bölgesine düşmektedir. Yani artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olduğunu söyleyebiliriz.

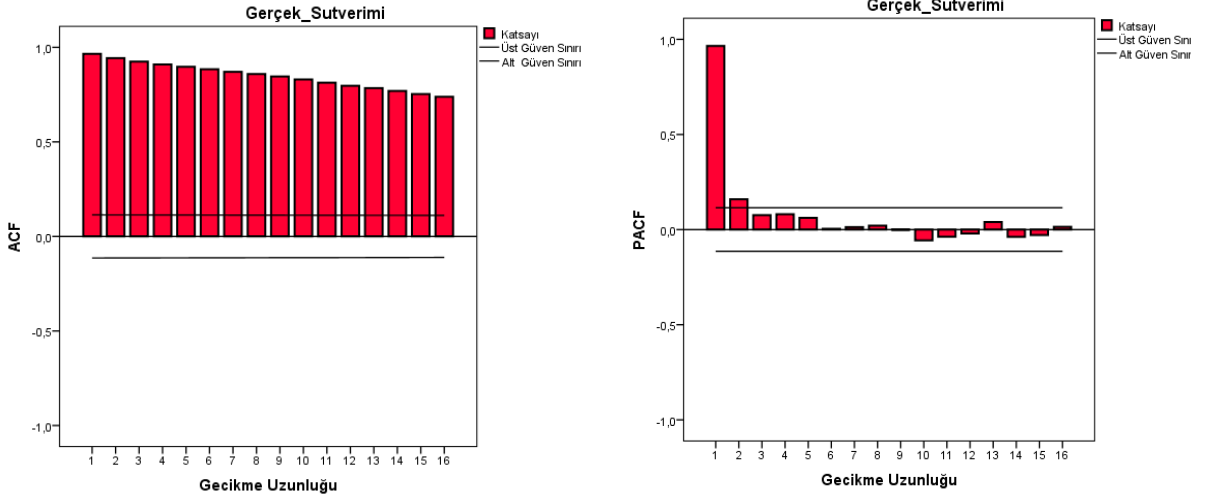
#### 4.1.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Birinci laktasyon kontrol günü süt verimi;



Şekil 4.3. Birinci laktasyon süt verimi ve dağılım grafiği

Laktasyon eğrisi süt verimi ve dağılım grafikleri şekil 4.3'te verilmiştir. Şekil 4.3'te laktasyon eğrisinde trend görülmektedir. Durağanlığı saptamak için Şekil 4.4'te verilen otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafikleri incelenmiştir.



Şekil 4.4. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri

Şekil 4.4'teki korelogram ve Çizelge 4.1'deki ACF ve PACF değerleri incelendiğinde hesaplanan otokorelasyon katsayılarının yüksek değerli olduğu görülmektedir. Birbirine yakın gözlemler birbirleriyle yakın bir birlikteliğe sahiptir.

Çizelge 4.1. Birinci laktasyon süt verimi serisi ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
.965	.965	287.088	0.000
.943	.160	561.843	0.000
.924	.076	826.650	0.000
.910	.081	1084.060	0.000
.897	.062	1335.437	0.000
.884	.004	1580.066	0.000
.871	.013	1818.291	0.000
.859	.021	2050.736	0.000
.846	-.001	2277.228	0.000
.830	-.057	2495.945	0.000
.813	-.037	2706.583	0.000
.797	-.020	2909.441	0.000
.784	.040	3106.710	0.000
.769	-.038	3297.020	0.000
.753	-.028	3480.053	0.000
.739	.015	3656.819	0.000

Yüksek otokorelasyon katsayılarının daha yüksek gecikmelerde azalan bir yapı gösterdiği ve trend yapısındaki gibi zaman içerisindeki azalmanın çok yavaş bir şekilde olduğu görülmektedir. Bu azalış daha sonraki gecikmelerde korelasyon katsayıları anlamsız olana kadar devam eder. ACF grafiği doğrusal azalan bir yapıya sahiptir.

Zaman serisinde T=305 otokorelasyon katsayısının standart hatası;

$$Sh_{ACF(k)}=1/\sqrt{305}=0.0573 \quad k=1,2,3,\dots$$

olarak hesaplanmıştır.

Birinci gecikme için hesaplanan otokorelasyon katsayısının t değeri,

$$t_{ACF(1)}=0.965/0.0573=16.841$$

olarak bulunmuştur. Birinci gecikme için %5 anlamlılık düzeyinde t-tablo değeri  $t_c=1.96$ 'dır.  $t_{ACF(1)}=16.841 > t_c=1.96$  olduğu için 16 gecikme için hesaplanan otokorelasyon katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu Şekil 4.4'te görülmektedir.

Şekil 4.4'teki otokorelasyon katsayıları için güven aralıkları;

$$\pm [t_c \times Sh_{ACF(k)}] = \pm [1.96 \times 0.0573] = \pm 0.1123 \quad (4.4)$$

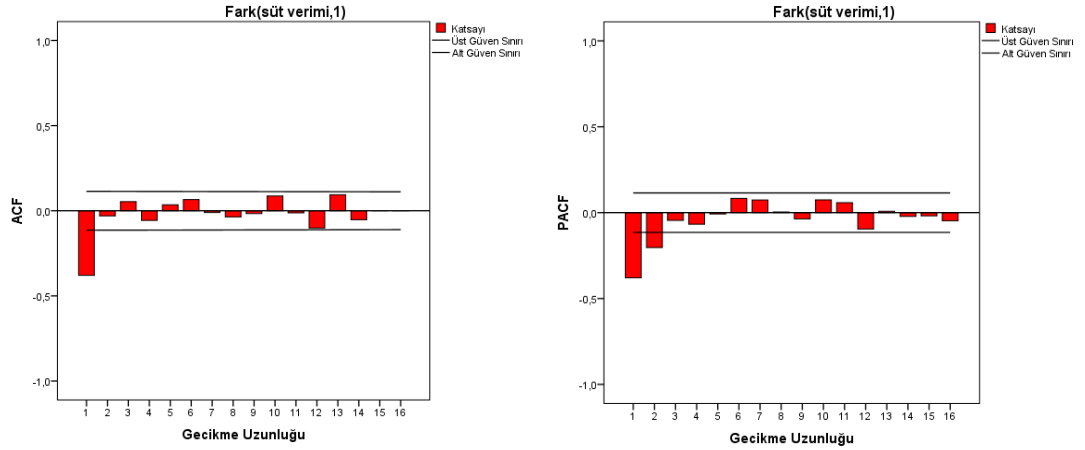
olarak hesaplanmıştır. 16 gecikme için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının tamamı  $\pm 0.1123$  güven aralığının dışında olduğu için  $H_0$  hipotezi red edilecektir. Bu birinci laktasyon süt verimi serisinin durağan olmadığı fikrini vermektedir. Seri ile ilgili kesin karar vermek için serinin birim kök içerip içermediğine Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF-Augmented Dickey Fuller) sonuçlarına göre karar verilir. Dickey – Fuller test istatistiği sonuçları Çizelge 4.2'de verilmiştir.

- $H_0$ : Birim kök vardır, seri durağan değildir.
- $H_a$ : Birim kök yoktur, seri durağandır.

Çizelge 4.2. ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları

	ADF	%1	%5	%10	P
SABİT	-0.016	-3.452	-2.871	-2.572	0.956
SABİT TRENDLİ	-0.182	-3.989	-3.425	-3.136	0.731
SABİTSİZ TRENDSİZ	-0.447	-2.573	-1.942	-1.615	0.521

ADF sonuçları %1. %5 ve %10 değerlerinden büyük olması ve p değerlerinin 0.05'den büyük olması serinin birim köklü olduğunu yani durağan olmadığını göstermektedir. Bu sebeple seriye birinci dereceden fark işlemi uygulanarak durağan hale getirilmesi amaçlanmıştır.  $Y_t$  durağan olmayan serinin farkı alındığında Eşitlik (3.45) elde edilir.  $Y_t$  serisi durağan ise  $d=1$ 'dir ve  $Y_t$  serisi  $I(1)$  dereceden entegre olarak gösterilir. Böyle serilere otoregresif entegre hareketli ortalama serisi denir. ARIMA (p,d,q) formülü eşitlik 3.41'de verilmiştir. Serinin birinci farkının grafiği, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri Şekil 4.5'te verilmiştir.



Şekil 4.5.  $d=1$  için Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri

Birinci farkı alınan serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri güven sınırları içinde yer almaktadır. Durağanlık konusunda kesin karar vermek için ADF testi uygulanıp Dickey – Fuller test istatistiği sonuçları Çizelge 4.3'te verilmiştir.

Çizelge 4.3. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları

	ADF	%1	%5	%10	P
SABİT	-15.165	-3.452	-2.871	-2.572	0.000
SABİT TRENDLİ	-16.050	-3.989	-3.425	-3.136	0.000
SABİTSİZ TRENDSİZ	-15.181	-2.573	-1.942	-1.616	0.000

ADF sonuçları serinin birim kökü olmadığını yani durağan olduğunu göstermektedir ( $p < 0.05$ ). Durağan hale getirilmiş serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyon grafiklerine bakılmış ve iki gecikmeye kadar model tahmini yapılmıştır. ARIMA model tahmini Çizelge 4.4'te verilmiştir.

Çizelge 4.4. ARIMA model tahmini

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (0,1,2)	ARIMA (2,1,0)	<b>ARIMA (1,1,2)</b>	ARIMA (2,1,1)	ARIMA (2,1,2)
<b>Kesme</b>	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	<b>-0.002</b>	0.000	0.003
<b>P</b>	0.885	0.867	0.875	0.880	0.869	<b>0.807</b>	0.857	0.816
<b><math>\phi_1</math></b>	-0.287		-0.167		-0.306	<b>0.994</b>	-0.916	1.062
<b>P</b>	0.000		0.394		0.000	<b>0.000</b>	0.085	0.000
<b><math>\theta_1</math></b>		0.275	0.133	0.314		<b>1.353</b>	-0.661	1.412
<b>P</b>		0.000	0.502	0.000		<b>0.000</b>	0.218	0.000
<b><math>\phi_2</math></b>					-0.061		-0.208	-0.067
<b>P</b>					0.292		0.077	0.624
<b><math>\theta_2</math></b>				-0.086		<b>-0.426</b>		-0.481
<b>P</b>				0.144		<b>0.000</b>		0.000
<b>R<sup>2</sup></b>	0.974	0.974	0.974	0.974	0.974	<b>0.976</b>	0.974	0.974
<b>Ljung-Box Q(sig.)</b>	42.568	48.881	46.444	42.801	42.879	<b>16.551</b>	41.539	15.748
<b>MAPE</b>	1.268	1.266	1.265	1.264	1.263	<b>1.233</b>	1.262	1.231
<b>RMSE</b>	0.349	0.349	0.349	0.348	0.348	<b>0.338</b>	0.349	0.339
<b>Normalize d BIC</b>	-2.071	-2.069	-2.051	-2.053	-2.052	<b>-2.093</b>	-2.031	-2.071

$\phi_1$ : AR(1);  $\phi_2$ : AR(2);  $\theta_1$ : MA(1);  $\theta_2$ : MA(2) parametreleri; R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; MAPE: Ortalama mutlak hata oranı; RMSE: Hata kareler ortalaması karekökü

En uygun ARIMA modelini seçerken öncelikle tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması, belirleme katsayısının yüksek olması, BIC bilgi kriterleri, MAPE ve RMSE değerlerinin küçük olması gerekir. Ayrıca hataların temiz dizi olduğunu göstermek için kullanılan Portmanteau Q-istatistiklerinin istatistiksel olarak önemli olmaması gerekmektedir.

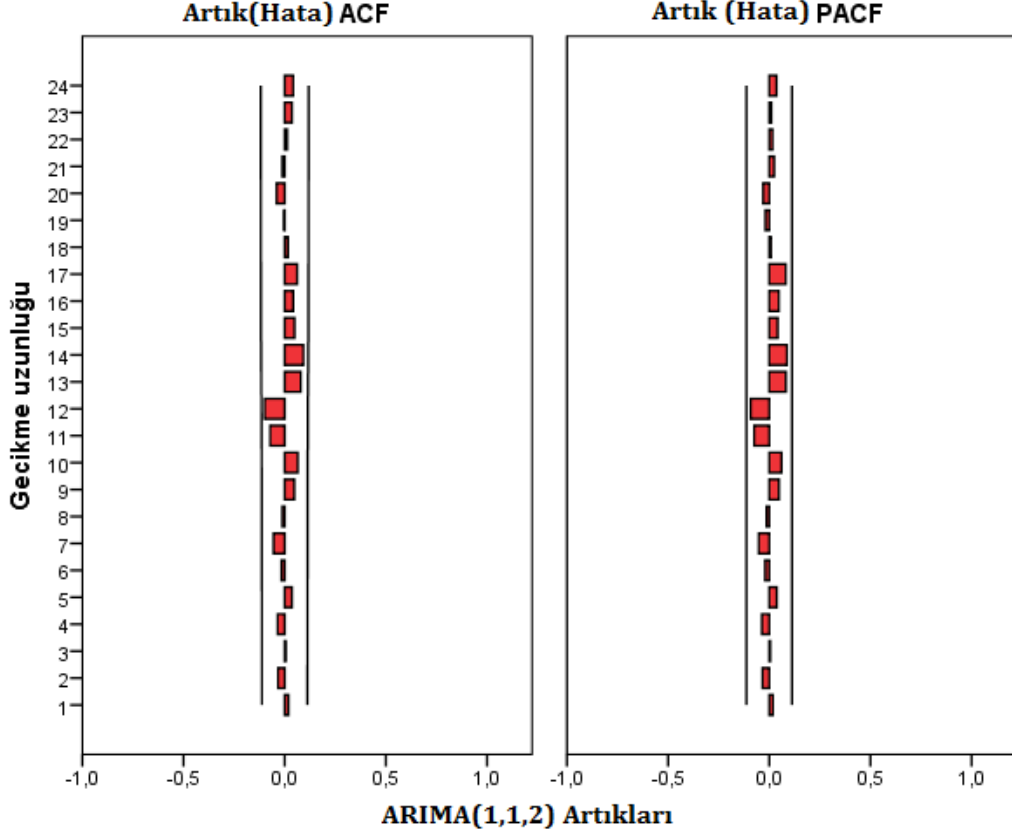
Otokorelasyonlar belli bir gecikmeden sonra sıfır etrafında değerler alıyorsa böyle verilerin MA (Moving Average) olarak modellenmesi uygundur. Kısmi otokorelasyonlar belli bir gecikmeden sonra sıfır oluyorsa böyle verilerin de AR (Auto Regressive) olarak modellenmesi uygun olmaktadır. Otokorelasyonlar belli bir periyodiklik izliyorsa, bu tür veriler için de mevsimsel zaman serisi modeli önerilebilir (Akdi, 2010). ARMA sürecinde ACF üssel olarak veya sinüs dalgaları şeklinde azalır p-gecikme sonra keser ve PACF üssel olarak veya sinüs dalgaları şeklinde azalır q-gecikme sonra keser (Akgül,2003). Bütün bu kriterler göz önüne alındığında süt verimi serisi için en uygun modelin ARIMA(1,1,2) yapısı olduğu ortaya çıkmaktadır. Çünkü denenen modellerin R<sup>2</sup> değerleri birbirine yakın çıksada ARIMA(1,1,2) ve ARIMA(2,1,2) modeline ait Portmanteau Q-istatistiği istatistiksel olarak önemli değildir (p>0.05). Fakat ARIMA(1,1,2) modelinde bütün parametreler anlamlıdır. ARIMA(1,1,2) modeli seriyi %97.57 oranında açıklamaktadır. Modelin MAPE değeri %1.233 < %10 olduğu için iyi bir model olduğu söylenebilir. ARIMA (1,1,2) model artıklarının ACF ve PACF değerleri ve grafiği, ACF, PACF değerleri çizelge 4.5'te ve şekil 4.6'da verilmiştir.

Çizelge 4.5. ARIMA (1,1,2) model artıkları ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
.028	.028	.233	.629
-.038	-.039	.682	.711
-.007	-.005	.697	.874
-.044	-.045	1.299	.861
.006	.008	1.311	.934
-.048	-.053	2.043	.916
-.080	-.078	4.047	.774
-.031	-.033	4.350	.824
.033	.029	4.701	.860
.047	.038	5.411	.862
-.081	-.089	7.512	.756
-.098	-.097	10.592	.564
.076	.072	12.439	.492
.075	.061	14.233	.433
.034	.024	14.599	.481
.044	.047	15.225	.508

Artıklar (hata terimleri) güven sınırları içinde yer aldığından beyaz gürültü serisine (sabit bir ortalama ve varyansa sahip) sahiptir.

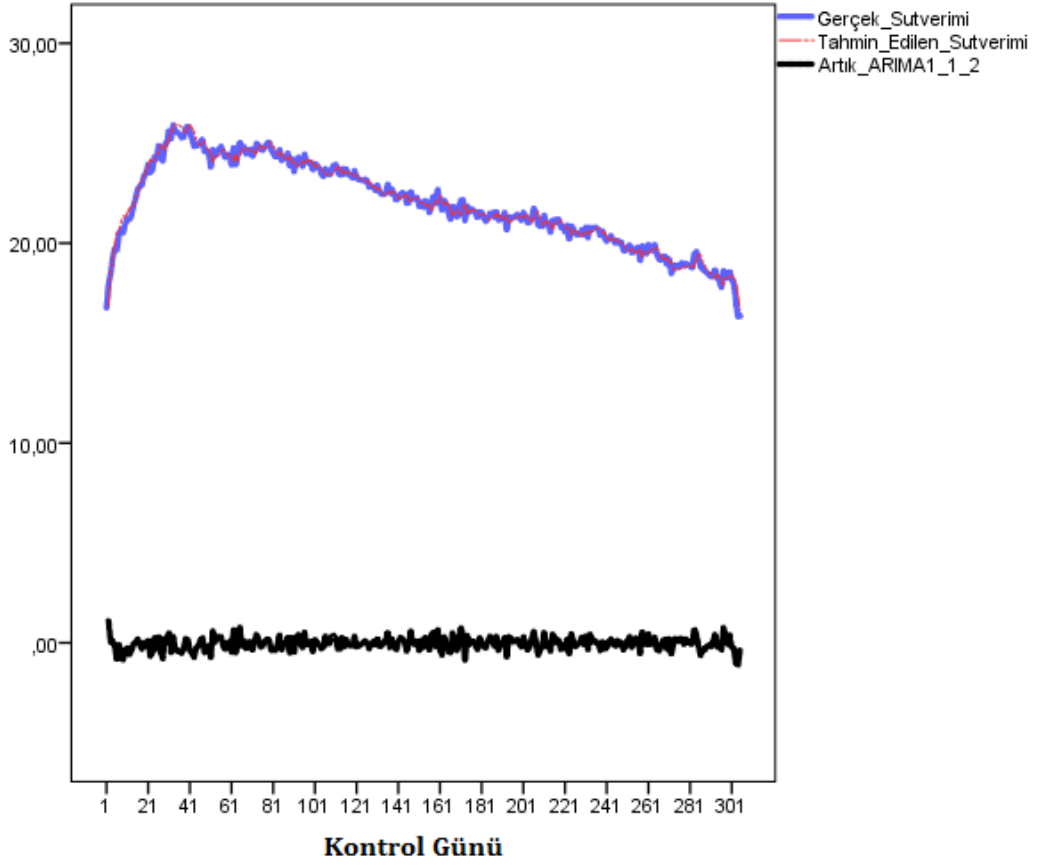




Şekil 4.6. ARIMA (1,1,2) model artıkları

Box-Ljung Q test istatistik değeri tahmin hatalarının rasgele olarak dağıldığını ve modelin süt verimi tahminine uygun olduğunu göstermektedir. ARIMA(1,1,2) modeli için parametrelerin anlamlılığı ve modelin geçerliliği incelenmiştir. Kolmogrov-Smirnov değeri ( $p=0.200$ ) artıkların normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Zaman serilerinde hata terimlerinin homojenliğini test etmek için kullanılan yöntemlerden Run (Swed-Eisenhart) test istatistiği önem düzeyi ( $p=0.909$ ), ARIMA(1,1,2) modelin artıklarının birbirinden bağımsız ve homojen olduğunu göstermektedir. Zaman serilerinde hata terimlerinin homojenliğini test etmek için kullanılan yöntemlerden Run (Swed-Eisenhart) test istatistiği önem düzeyi ( $p=0.909$ ), ARIMA(1,1,2) modelin artıklarının birbirinden bağımsız ve homojen olduğunu göstermektedir. 305 gözlemlili ve 1 bağımsız değişkenli seride Durbin Watson değerine göre otokorelasyon sorunu yoktur. Çünkü DW değeri 1.975 olup 1.779 ile 2.221 değerleri arasında ve  $\rho=0$  bölgesindedir. Yani artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olmadığını söylenebilir.

ARIMA (1,1,2) modeli kullanılarak, süt verimi için tahminler yapılmıştır. Süt verimlerinin gerçek değerleri, tahmin değerleri ve hatalarının grafiği Şekil 4.7’de verilmiştir.



Şekil 4.7. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği

Birinci laktasyon gerçek süt verim değerleri ile tahmin değerleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.988’dir. Bu sonuç gerçek süt verim değerleri ile tahmin değerleri arasında doğrusal pozitif yönlü güçlü bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Birinci laktasyon süt verimi için tahmin edilen ARIMA (1,1,2) modeli,

$$\nabla Y_t = -0,002 + 0,994Y_{t-1} + \varepsilon_t + 1,353\varepsilon_{t-1} - 0,426\varepsilon_{t-2} \quad (4.5)$$

şeklinde. ARIMA (1,1,2) modeli ile tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 25.98 kg, maksimum verime ulaşma süresi 34 gün ve 305 günlük toplam süt verimi 6684.85 kg olarak saptanmıştır.

#### 4.1.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (Multivariate Adaptive Regression Splines – MARS) yöntemi ile kontrol günü süt verimleri analiz edilmiştir. Birinci laktasyon için farklı maksimum etkileşimli modeller denenerek en uygun model tespit edilmiştir. Model uygunluğu, genelleştirilmiş çapraz geçerlilik katsayısının (GCV) minimum ve  $R^2$ 'nin maksimum olması kriterleri ile değerlendirilmiştir. Birinci laktasyon süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi Çizelge 4.6'da verilmiştir.

Çizelge 4.6. Süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi

Maksimum etkileşim	Maksimum temel fonksiyon sayısı	$R^2$	GCV	Modele giren değişkenler
etkileşimsiz	19(11)	0.983*	0.10633	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi
2'li etkileşim	26(17)	0.985	0.10644	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi, İletkenlik
3'li etkileşim	27(12)	0.983	0.10826	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi
4'li etkileşim	29(11)	0.983	0.10843	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi, İletkenlik

$R^2$ : Belirleme katsayısı; GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.6'da maksimum etkileşim derecesi arttığında, GCV değerinin arttığı görülmektedir. Birinci laktasyon için en uygun model; etkileşimsiz, 11 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.10633,  $R^2$  değeri 0.983'dir. Model kurulum aşamasında maksimum temel fonksiyon sayısı 30 olarak belirlenmiş, en iyi modele giren temel fonksiyon sayısı 11 olarak gerçekleşmiştir. Bunun nedeni geriye doğru adım sürecinde modele dâhil edilmesi anlamlı olan temel fonksiyonların seçilerek diğerlerinin modelden çıkarılmasıdır. Model sonuçları MARS model özet tablosunda görülmektedir (Çizelge 4.7).

Çizelge 4.7. Model özet tablosu

Kontrol Kriterleri	Değeri
RMSE	0.293
MSE	0.086
GCV	0.106
MAD	0.228
MAPE	0.0101
SSY	1.514,357
SSE	26.265
R-Sq	0.983
R-Sq Norm	0.983
GCV R-Sq	0.979
MSE Adjusted	0.083
R-Sq Adjusted	0.982

Modele giren bağımsız değişkenlerin önem düzeyleri ve GCV (Genelleştirilmiş Çapraz Geçerlilik) değerleri Çizelge 4.8’de verilmiştir.

Çizelge 4.8. Açıklanan varyans önemlilik istatistikleri

Değişkenler	Önem Düzeyleri	GCV
Kontrolgünü	100.00	0.793
Hareketlilik	30.48	0.170
Sağımsüresi	12.70	0.117
İletkenlik	0.00	0.106

GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Açıklayıcı değişkenlerin modeldeki önem düzeylerinin belirlenebilmesi Mars modelleme yaklaşımının bir avantajıdır. Çizelge 4.8’de modeldeki her bir açıklayıcı değişkenin önem düzeyleri yüksekten düşüğe doğru sıralanmıştır. İletkenlik dışında modele giren tüm açıklayıcı değişkenler katkı sağlamıştır. Modele en fazla katkı sağlayan %100 önem düzeyi ile kontrol günü değişkenidir.

Varyans ayrıştırma tablosunda modele giren 11 temel fonksiyonu oluşturan değişkenlerin standart sapma değeri, parametrelerin modelden çıkarılmasındaki kayıp, temel fonksiyon sayısı, efektif parametre sayısı ve o temel fonksiyonu oluşturan değişkenler görülmektedir. Çizelge 4.9’de “Çıkarmadaki Kayıp” sütunu bağımsız değişken veya etkileşim içinde olan değişkenlerin modelden çıkartılması durumunda, tahminlerde meydana gelecek kaybı yani modeldeki

uyum eksikliğini göstermektedir. Temel fonksiyon sayısı bağımsız değişken veya etkileşim içinde olan değişkenlerin kaç temel fonksiyonla modele dâhil olduklarını ve efektif parametre sayısı, değişken birleşiminin yüklendiği toplam serbestlik derecesini göstermektedir (Steinberg vd.,1999).

Çizelge 4.9. Varyans Ayırıştırma Tablosu

Fonksiyon	Standart Sapma	Çıkarmadaki Kayıp	TF Sayısı	Efektif Parametre Sayısı	Değişkenler
1	1.648	0.793	6	16.105	KONTROLGÜNÜ
2	0.347	0.170	2	5.368	HAREKETLİLİK
3	0.492	0.117	3	8.053	SAĞIMSÜRESİ

TF: Temel fonksiyon

Varyans ayırıştırma tablosunda standart sapmanın yüksek olması; o değişkenin modelin açıklama gücüne olan katkısının yüksek olduğunu ifade etmektedir. Kontrol günü, Hareketlilik, Sağım süresi değişkenlerinin önem düzeyinin artışına paralel olarak, modelden çıkartmanın maliyeti de yükselmektedir. Üç fonksiyonlu tabloda Kontrol Günü değişkeninin bulunduğu bir nolu fonksiyonun standart sapması yüksektir. Altı temel fonksiyon ile açıklanan ve standart sapması en büyük olan kontrol günü değişkeninin süt verimi modellemesinde önemlidir. Modelden çıkarılması halinde modelde önemli derecede uyum eksikliği meydana gelecektir.

Geriye doğru adım sürecinde modele en az katkısı olan temel fonksiyonlar çıkartılmış ve modele giren temel fonksiyonlar belirlenmiştir. Final modelini oluşturan temel fonksiyonların tahmin katsayıları, standart hataları, değişkenlerin düğüm noktaları ve p değerleri verilmiştir (Çizelge 4.10).

Çizelge 4.10. Birinci laktasyon final modeli

Parametre	Tahmin	S, Hata	Değişken	Düğüm	P
Sabit	25.512	0.260			0.000
Temel Fonksiyon 1	-0.024	0.004	KONTROLGUNU	33.00	0.000
Temel Fonksiyon 2	-0.229	0.009	KONTROLGUNU	33.00	0.000
Temel Fonksiyon 4	-0.043	0.005	HAREKETLILIK	138.44	0.000
Temel Fonksiyon 6	0.975	0.356	SAGIMSÜRESİ	9.560	0.007
Temel Fonksiyon 14	-0.037	0.006	KONTROLGUNU	87.00	0.000
Temel Fonksiyon 16	0.035	0.005	KONTROLGUNU	153.00	0.000
Temel Fonksiyon 18	0.028	0.008	KONTROLGUNU	63.00	0.001
Temel Fonksiyon 20	-0.032	0.004	KONTROLGUNU	207.00	0.000
Temel Fonksiyon 22	-1.396	0.369	SAGIMSÜRESİ	8.735	0.000
Temel Fonksiyon 26	-0.035	0.003	HAREKETLILIK	104.27	0.000
Temel Fonksiyon 28	1.565	0.291	SAGIMSÜRESİ	8.191	0.000
MARS MODELİ	HKT = 26.265	Düzeltilmiş R <sup>2</sup> = 0.982	F-Değeri = 1509.131		0.000

Modele giren bütün temel fonksiyonların %99 düzeyinde önemli olduğu görülmüştür. Modele giren bu temel fonksiyonlar anlamlıdır. En son modeldeki temel fonksiyonlar;

$$BF1 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 33);$$

$$BF2 = \max(0, 33 - \text{KONTROLGÜNÜ});$$

$$BF4 = \max(0, 138.437 - \text{HAREKETLILIK});$$

$$BF6 = \max(0, \text{SAĞIMSÜRESİ} - 9.56);$$

$$BF14 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 87);$$

$$BF16 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 153);$$

$$BF18 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 63);$$

$$BF20 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 207);$$

$$BF22 = \max(0, \text{SAĞIMSÜRESİ} - 8.735);$$

$$BF26 = \max(0, \text{HAREKETLILIK} - 104.27);$$

$$BF28 = \max(0, \text{SAĞIMSÜRESİ} - 8.191);$$

Temel fonksiyonlara ilişkin yukarıdaki ifadelerde düğüm değeri ile gözlem değeri arasındaki farkın pozitif olması durumunda, bu farkın model fonksiyonunda yer alan ilgili tahmin katsayısı ile çarpılması gerekmektedir. Farkın negatif olması durumunda ise, temel fonksiyon 0 değerini alarak modele katkı sağlamamaktadır (Muzır, 2011).

$$\begin{aligned}
Y = & 25.5114 - 0.0237388 * BF1 - 0.228176 * BF2 - 0.0431375 * BF4 \\
& + 0.975201 * BF6 - 0.0369352 * BF14 + 0.0349842 * BF16 \\
& + 0.0276542 * BF18 - 0.0322728 * BF20 - 1.39566 * BF22 \\
& - 0.0352385 * BF26 + 1.56497 * BF28;
\end{aligned} \tag{4.6}$$

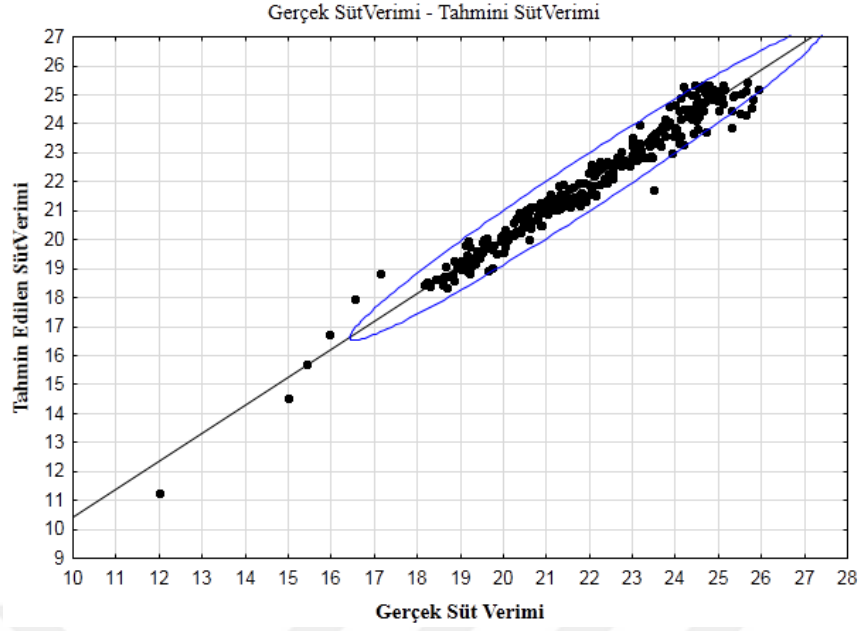
MARS model denklemini temel fonksiyonları dâhil ederek:

$$\begin{aligned}
Y = & 25.5114 - 0.0237388 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 33) - 0.228176 * \\
& \max(0, 33 - KONTROLGÜNÜ) - 0.0431375 * \max(0, 138.437 - HAREKETLİLİK) \\
& + 0.975201 * \max(0, SAĞIMSÜRESİ - 9.56) - 0.0369352 * \\
& \max(0, KONTROLGÜNÜ - 87) + 0.0349842 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 153) \\
& + 0.0276542 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 63) - 0.0322728 * \\
& \max(0, KONTROLGÜNÜ - 207) - 1.39566 * \max(0, SAĞIMSÜRESİ - 8.735) \\
& - 0.0352385 * \max(0, HAREKETLİLİK - 104.27) + 1.56497 * \\
& \max(0, SAĞIMSÜRESİ - 8.191)
\end{aligned} \tag{4.7}$$

şeklinde yazılabilir. Temel fonksiyonlarla kurulan en son modelin kapalı gösterimi,

$$\text{MODEL SÜTVERİMİ} = BF1 BF2 BF4 BF6 BF14 BF16 BF18 BF20 BF22 BF26 BF28;$$

şeklindedir. Şekil 4.8'de gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verim grafiği verilmektedir.



Şekil 4.8. Birinci laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi

Birinci laktasyonda MARS algoritması ile tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon 0.992 ( $p=0.001$ ) olarak hesaplanmıştır.



## 4.2. İkinci Laktasyon

### 4.2.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini

İkinci laktasyon süt verimi için tahminlenen Gamma fonksiyonu Eşitlik (4.1)'de a(başlangıç verimi) 24,7490±0,262048; b(yükselme katsayısı) 0,0746±0,003222; c(azalma katsayısı) 0,0026±0,000039 bulunmuştur. İkinci laktasyon için gamma fonksiyon tahmin modeli;

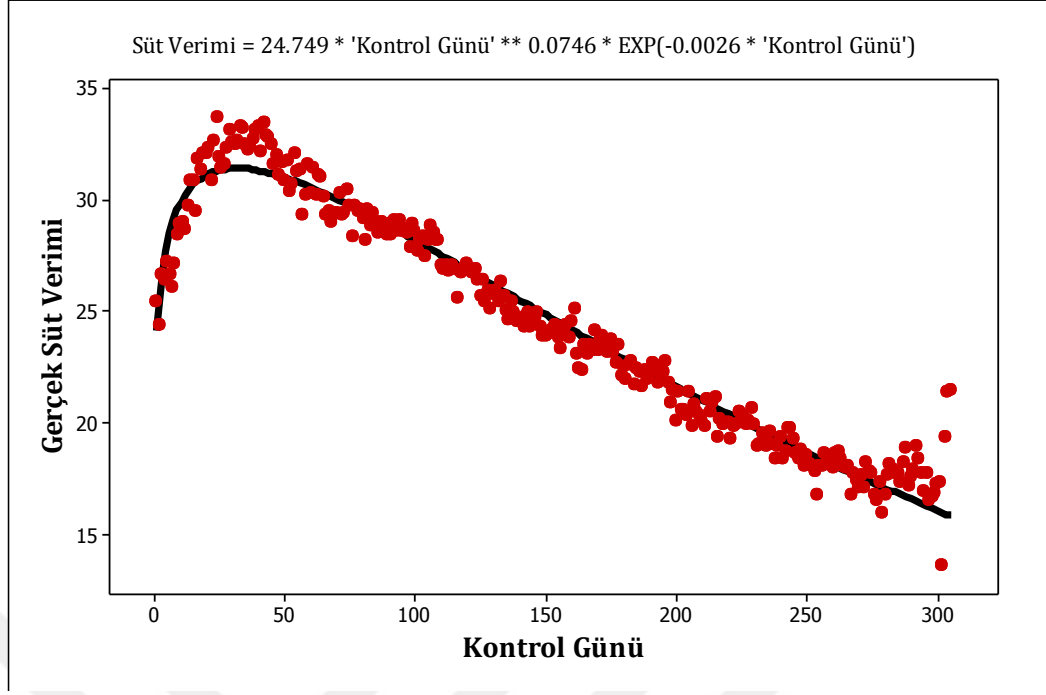
$$SütVerimi = 24,749 * t^{0,0746} * exp(-0,0026 * t) \quad (4.8)$$

şeklindedir. Süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 31.279 kg. maksimum verime ulaşma süresi 31 gün ve 305 günlük süt verimi 7361.13 kg olarak saptanmıştır. Tahminlenen süt veriminde maksimum günlük süt verimine 29. günde 29.54 kg olarak ulaşılmış ve 305 günlük süt verimi 7360.59 kg olarak bulunmuştur. Gamma modeli ile tahmin edilen ikinci laktasyon süt verimlerine ait devamlılık düzeyleri  $P_{2:1}=\%85$ ,  $P_{3:2}=\%74$  ve  $P_{3:1}=\%87$  olarak tespit edilmiştir.

Gamma modelinin logaritmik dönüşümleri kullanılarak Lineer Regresyon analizi sonucu elde edilen denklem,

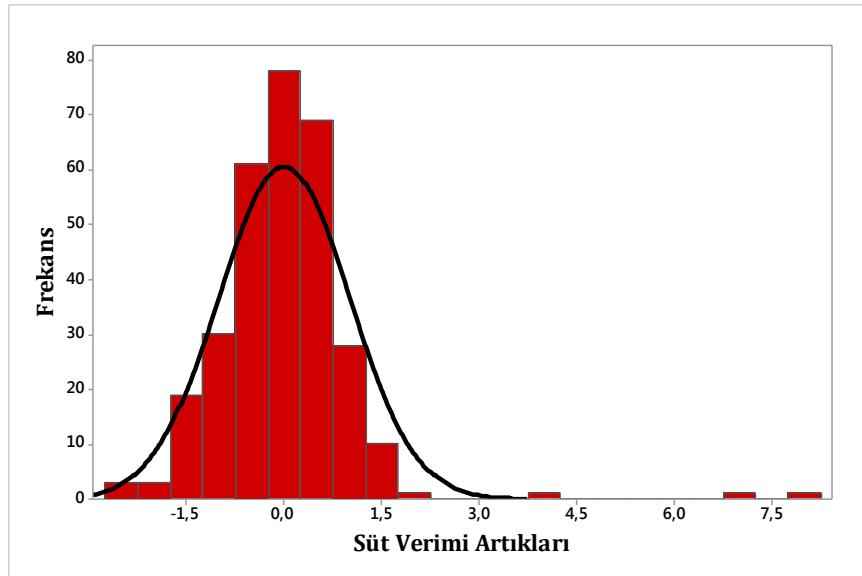
$$\ln(Yt) = 3.2068 + 0.07432 \ln(t) - 0.002539 (t) \quad (4.9)$$

olup modele ait  $R^2=0.971$   $F=5229.39$   $p=0.000$  olarak bulunmuştur. Gamma modeli ile tahminlenen ikinci laktasyon süt verimleri ile gerçek süt verimleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.986'dır ( $p=0.000$ ); MAPE değeri % 5.19 olarak hesaplanmıştır. Gamma fonksiyonu ile tahmin edilen süt verim değerleri ve gerçek gözlemlerden elde edilen laktasyon eğrileri verilmiştir (Şekil 4.9).



Şekil 4.9. İkinci laktasyon süt verimine ait gerçek ve gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi

Şekil 4.10'da süt verimi artıklarının (hata terimleri) dağılımı incelenmiştir. İkinci laktasyon süt verimi artıkları normal dağılmadığı görülmüştür (Kolmogrov Smirnov=0.060; p=0.01).

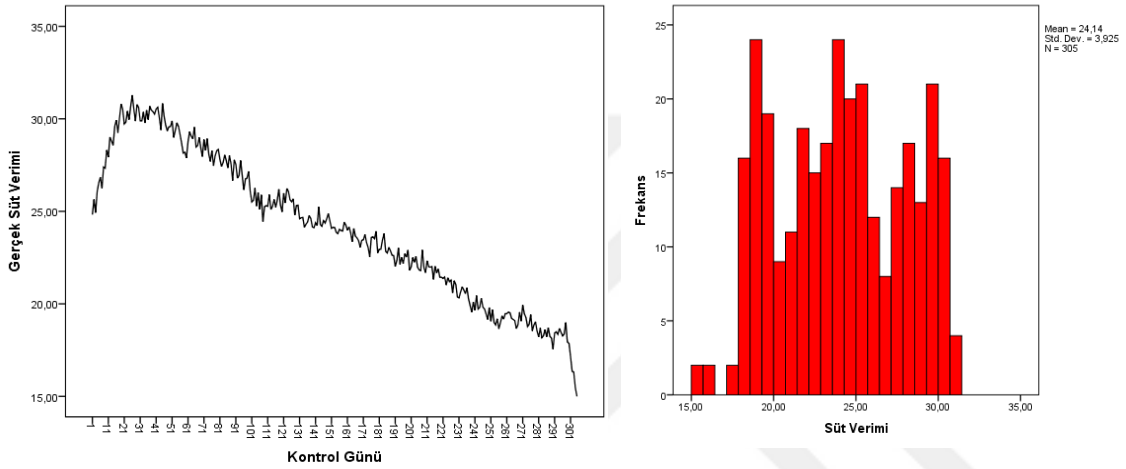


Şekil 4.10. İkinci laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği

Durbin Watson katsayısı (DW) 0.766'dir. Bu değer 1.779 ile 2.221 değerleri arasında olmadığı için alternatif hipotezin kabul edildiği pozitif otokorelasyon bölgesine düşmektedir. Bu artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olduğunu göstermektedir.

#### 4.2.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

İkinci laktasyon kontrol günü süt verimi;

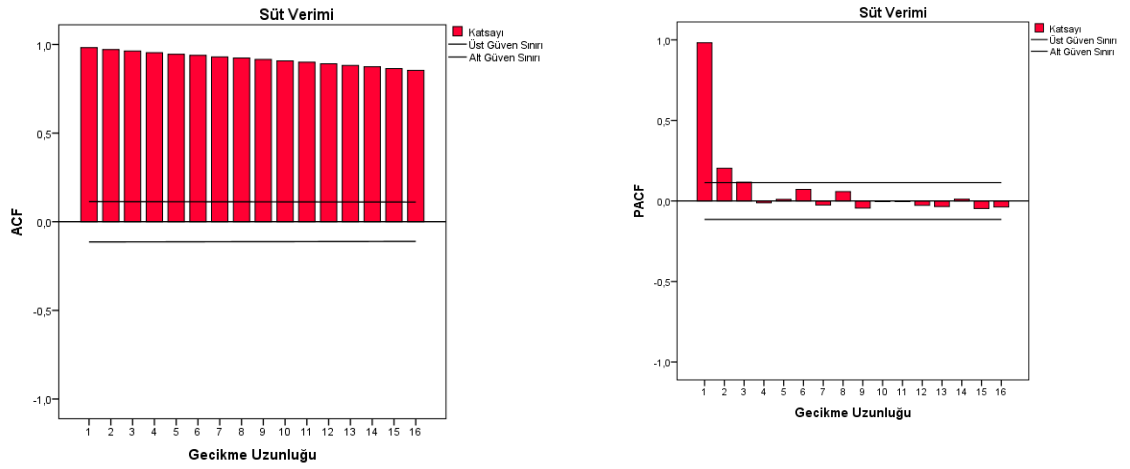


Şekil 4.11. İkinci laktasyon grafiği

Laktasyon eğrisi süt verimi ve dağılım grafikleri Şekil 4.11'de verilmiştir. Laktasyon eğrisinde trend görülmektedir. Durağanlığını saptamak için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerine bakılmıştır. Korelogram (Çizelge 4.11 ve Şekil 4.12) incelendiğinde hesaplanan otokorelasyon katsayılarının yüksek değerli olduğu gözlenmektedir ( $p < 0.05$ ).

Çizelge 4.11. İkinci laktasyon süt verimi serisi ACF ve PACF istatistikleri

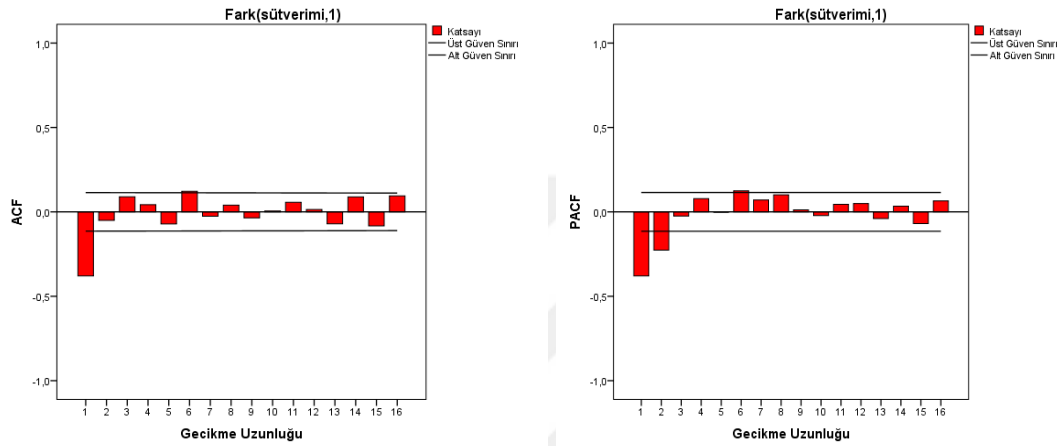
ACF	PACF	Q-Stat	P
.982	.982	296.955	0.000
.971	.203	588.562	0.000
.964	.117	876.417	0.000
.954	-.012	1159.471	0.000
.945	.010	1438.139	0.000
.938	.072	1713.948	0.000
.930	-.025	1985.700	0.000
.924	.058	2254.748	0.000
.916	-.044	2519.948	0.000
.908	-.003	2781.444	0.000
.900	-.004	3039.403	0.000
.891	-.027	3293.352	0.000
.882	-.035	3542.788	0.000
.874	.011	3788.594	0.000
.864	-.047	4029.682	0.000
.854	-.037	4265.893	0.000



Şekil 4.12. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri

Yüksek otokorelasyon katsayılarının daha yüksek gecikmelerde azalan bir yapı gösterdiği ve trend yapısındaki gibi zaman içerisindeki azalmanın çok yavaş bir şekilde olduğu görülmektedir. Bu azalış daha sonraki gecikmelerde korelasyon katsayıları anlamsız olana kadar devam eder. ACF grafiği doğrusal azalan bir yapıya sahiptir. İkinci laktasyon süt verimi serisinin durağan olmadığı ile ilgili

kesin karar vermek için serinin birim kök içerip içermediğine ADF-Augmented Dickey Fuller testi ile bakılmıştır. ADF sonucu ( $\tau^{\wedge}=1.436$ ) %1, %5 ve %10 değerlerinden büyük olması ve p değerinin ( $p=0.999$ ) 0.05'den büyük olması serinin birim köklü olduğunu yani durağan olmadığını göstermektedir. Bu sebeple seriye birinci dereceden fark işlemi uygulanarak trendden arındırılması ve durağan hale getirilmesi amaçlanmıştır. Serinin birinci farkının otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri verilmiştir (Şekil 4.13).



Şekil 4.13. d=1 için ACF ve PACF grafikleri

Birinci farkı alınan serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri güven sınırları içinde yer almaktadır. Durağanlık konusunda kesin karar vermek için ADF testi uygulanıp Dickey – Fuller test istatistiği sonuçları Çizelge 4.12’de verilmiştir.

Çizelge 4.12. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları

	ADF	%1	%5	%10	P
SABİT	-18.064	-3.452	-2.871	-2.572	0.000
SABİT TRENDLİ	-18.501	-3.989	-3.425	-3.136	0.000
SABİTSİZ TRENDSİZ	-17.866	-2.573	-1.942	-1.616	0.000

ADF sonuçları serinin birim köklü olmadığını yani durağan olduğunu göstermektedir. Durağan hale getirilmiş serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu grafiklerine bakılmış ve ARIMA iki gecikmeye kadar model belirleme işlemleri denenmiştir (Çizelge 4.13).

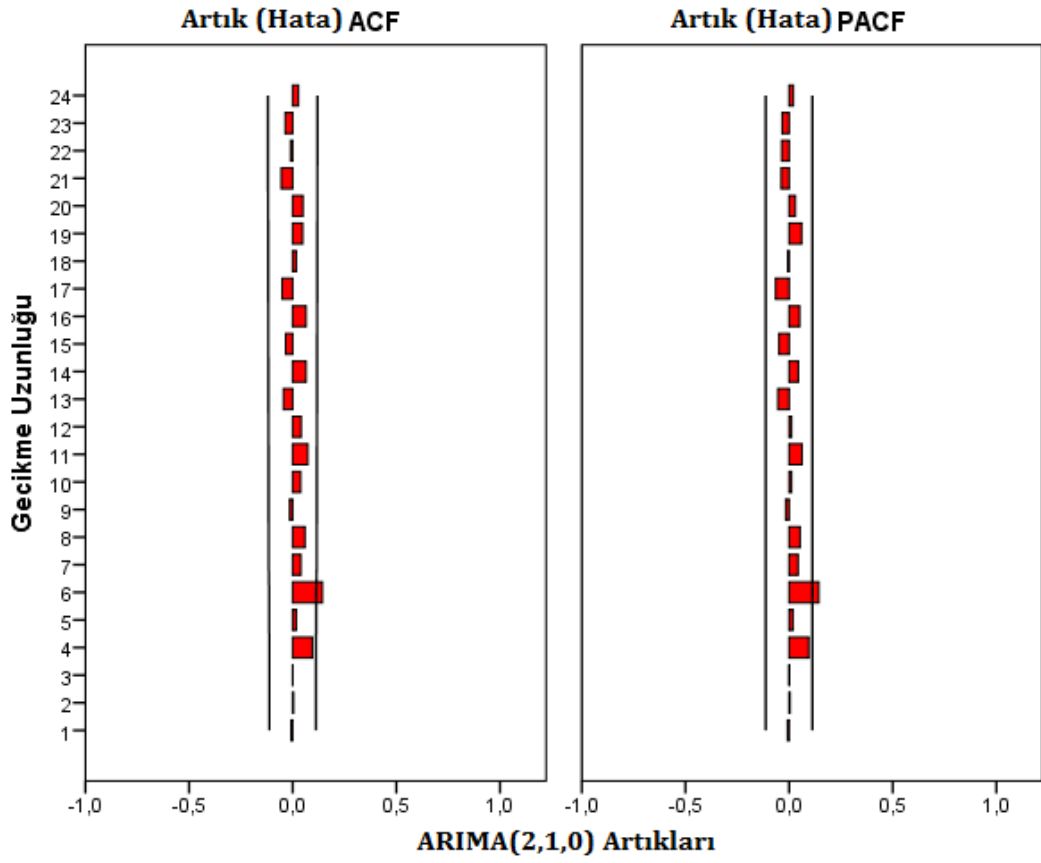
Çizelge 4.13. ARIMA model tahmini

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (0,1,2)	<b>ARIMA (2,1,0)</b>	ARIMA (1,1,2)	ARIMA (2,1,1)	ARIMA (2,1,2)
<b>Kesme</b>	-0.033	-0.032	-0.032	-0.032	<b>-0.032</b>	-0.032	-0.032	-0.034
<b>P.</b>	0.110	0.035	0.039	0.042	<b>0.047</b>	0.037	0.042	0.342
<b><math>\phi_1</math></b>	-0.382		-0.082		<b>-0.471</b>	-0.961	-0.382	1.025
<b>P.</b>	0.0000		0.521		<b>0.000</b>	0.000	0.117	0.000
<b><math>\theta_1</math></b>		0.449	0.391	0.488		-0.503	-0.094	1.536
<b>P.</b>		0.000	0.001	0.000		0.000	0.703	0.000
<b><math>\phi_2</math></b>					<b>-0.232</b>		-0.199	-0.105
<b>P.</b>					<b>0.000</b>		0.072	0.321
<b><math>\theta_2</math></b>				-0.059		0.415		-0.642
<b>P.</b>				0.319		0.073		0.000
<b>R<sup>2</sup></b>	0.984	0.985	0.985	0.985	<b>0.985</b>	0.985	0.985	0.986
<b>Ljung-Box</b>	31.458	22.004	20.765	19.982	<b>18.105</b>	20.817	18.102	10.676
<b>Q(sig.)</b>	0.018	0.185	0.188	0.221	<b>0.318</b>	0.143	0.257	0.711
<b>MAPE</b>	1.687	1.643	1.646	1.646	<b>1.634</b>	1.644	1.634	1.643
<b>RMSE</b>	0.492	0.482	0.482	0.482	<b>0.389</b>	0.483	0.480	0.474
<b>Normalized BIC</b>	-1.382	-1.423	-1.403	-1.404	<b>-1.414</b>	-1.382	-1.392	-1.401

$\phi_1$ : AR(1);  $\phi_2$ : AR(2);  $\theta_1$ : MA(1);  $\theta_2$ : MA(2) parametreleri; R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; MAPE: Ortalama mutlak hata oranı; RMSE: Hata kareler ortalaması karekökü

En uygun ARIMA modelini seçerken öncelikle tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması, belirleme katsayısının yüksek olması, BIC bilgi kriterleri, MAPE ve RMSE değerlerinin küçük olması gerekir. Ayrıca hataların temiz dizi olduğunu göstermek için kullanılan Portmanteau Q-istatistiklerinin istatistiksel olarak önemli olmaması gerekmektedir.

Bu kriterler göz önüne alındığında denenen modellerin R<sup>2</sup> değerleri birbirine yakın çıksada ARIMA(2,1,0) modeline ait tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması ve Portmanteau Q-istatistiği istatistiksel olarak önemli olmaması nedeniyle uygun modeldir. Model, seriyi %98.5 oranında açıklamaktadır. Modelin MAPE değeri %1.634 < %10 olduğu için iyi bir model olduğunu söyleyebiliriz. ARIMA (2,1,0) model artıklarının ACF ve PACF grafiği ve değerleri verilmiştir (Şekil 4.14, Çizelge 4.14).



Şekil 4.14. ARIMA(2,1,0) model artıkları

Artıklar genel olarak güven sınırları içinde yer aldığından beyaz gürültü serisine (white noise) (sabit bir ortalama ve varyansa sahip) sahiptir.

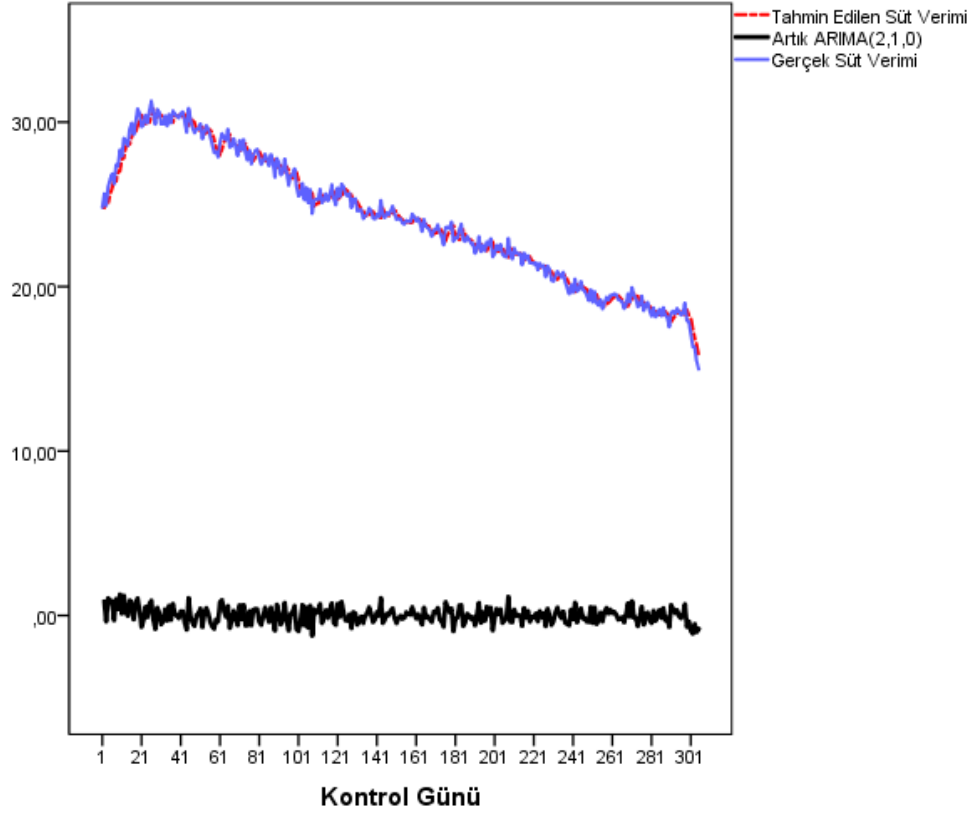
Çizelge 4.14. ARIMA (2,1,0) model artıkları ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
-.008	-.008	.017	.895
.004	.004	.023	.988
.001	.001	.024	.999
.095	.095	2.795	.593
.016	.018	2.880	.719
.143	.144	9.244	.160
.039	.043	9.730	.204
.058	.053	10.799	.213
-.015	-.016	10.868	.285
.038	.012	11.327	.333
.072	.062	12.991	.294
.040	.012	13.512	.333
-.044	-.054	14.138	.364
.064	.044	15.462	.347
-.034	-.048	15.839	.393
.064	.051	17.167	.375

Box-Ljung Q test istatistik değeri tahmin hatalarının rasgele olarak dağıldığını ve modelin süt verimi tahminine uygun olduğunu göstermektedir. ARIMA(2,1,0) modeli için parametrelerin anlamlılığı ve modelin geçerliliği incelendiğinde kolmogrov-smirnov değeri ( $p=0.200$ ) artıkların normal dağılıma sahip olduğunu, run test istatistiği önem düzeyi ( $p=0.730$ ). ARIMA(2,1,0) modelinin artıklarının birbirinden bağımsız ve homojen olduğunu göstermektedir.

Durbin Watson değerine göre ARIMA(2,1,0) model artıkları arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki ve otokorelasyon sorunu yoktur. Çünkü DW değeri (1.979) 1.779 ile 2.221 değerleri arasında ve  $\rho=0$  bölgesindedir. Süt verimlerinin gerçek değerleri, tahmin değerleri ve hatalarının grafiği verilmiştir (Şekil 4.15).





Şekil 4.15. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği

İkinci laktasyon süt verimi gerçek değerleri ile tahmin değerleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.993'tür. Bu sonuç aralarında doğrusal pozitif yönlü güçlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. İkinci laktasyon süt verimi için tahmin edilen ARIMA (2,1,0) modeli,

$$\nabla Y_t = -0,032 - 0,471Y_{t-1} - 0,232Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

şeklindedir. ARIMA (2,1,0) modeli ile tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 30.77 kg, maksimum verime ulaşma süresi 27 gün ve 305 günlük toplam süt verimi 7336.94 kg olarak saptanmıştır.

### 4.2.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri MARS yöntemi ile kontrol günü süt verimleri analiz edilmiştir. İkinci laktasyon için farklı maksimum etkileşimli modeller denenerek en uygun model tespit edilmiştir. Model uygunluğu, genelleştirilmiş çapraz geçerlilik katsayısının (GCV) minimum ve  $R^2$ ' nin maksimum olması kriterleri ile değerlendirilmiştir. Laktasyon süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi Çizelge 4.15' te verilmiştir.

Çizelge 4.15. Süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi

Maksimum etkileşim	Maksimum fonksiyon sayısı	temel	$R^2$	GCV	Modele giren değişkenler
etkileşimsiz	18(12)		0.991*	0.17725	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi
2'li etkileşim	25(14)		0.991	0.18501	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi
3'li etkileşim	24(17)		0.991	0.19101	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi
4'li etkileşim	24(14)		0.991	0.18580	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi, İletkenlik

$R^2$ : Belirleme katsayısı; GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.15'te maksimum etkileşim derecesi arttığında, GCV değeri arttığı için ikinci laktasyon için en uygun model; etkileşimsiz, 12 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.17225,  $R^2$  değeri 0.991'dir. Model kurulum aşamasında maksimum temel fonksiyon sayısı 30 olarak belirlenmiş, model kurulum aşamasında 18 temel fonksiyon üretilmiş ve modele 12 temel fonksiyon dâhil olmuştur. Bunun nedeni ileriye doğru adımdan sonra sadece modele dâhil edilmesi anlamlı olan temel fonksiyonların seçilerek diğerlerinin modelden çıkarılmasıdır. Model sonuçları MARS Model özet tablosunda görülmektedir (Çizelge 4.16).

Çizelge 4.16. Model özet tablosu

Kontrol Kriterleri	Değeri
RMSE	0.370
MSE	0.137
GCV	0.172
MAD	0.289
MAPE	0.012
SSY	4,642.071
SSE	41.781
R-Sq	0.991
R-Sq Norm	0.991
GCV R-Sq	0.989
MSE Adjusted	0.131
R-Sq Adjusted	0.991

Modele giren bağımsız değişkenler önem düzeylerine göre Kontrol günü, Hareketlilik, Sağım süresi'dir. Bağımsız değişkenlerin önem düzeyleri ve GCV ( Genelleştirilmiş Çapraz Geçerlilik) değerleri Çizelge 4.17'de verilmiştir.

Çizelge 4.17. Açıklanan varyans önemlilik istatistikleri

Değişkenler	Önem Düzeyleri	GCV
Kontrolgünü	100.00	2.449
Hareketlilik	26.29	0.331
Sağımsüresi	3.80	0.177
İletkenlik	0.00	0.173

**GCV:** Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.17'de modeldeki her bir açıklayıcı değişkenin önem düzeyleri yüksekten düşüğe doğru sıralanmıştır. İletkenlik dışında modele giren tüm açıklayıcı değişkenler katkı sağlamıştır. Modele en fazla katkı sağlayan %100 önem düzeyi ile kontrol günü değişkenidir.

Varyans ayrıştırma tablosunda modele giren 12 temel fonksiyonu oluşturan değişkenlerin standart sapma değeri, parametrelerin modelden çıkarılmasındaki kayıp, temel fonksiyon sayısı, efektif parametre sayısı ve o temel fonksiyonu oluşturan değişkenler görülmektedir. Çizelge 4.18'de "Çıkarmadaki Kayıp" modeldeki uyum eksikliğini göstermektedir (Steinberg vd.,1999). Temel fonksiyon sayısı bağımsız değişken veya etkileşim içinde olan değişkenlerin kaç temel fonksiyonla modele dâhil olduklarını ve efektif parametre sayısı o

değişken/değişkenler birleşiminin yüklendiği toplam serbestlik derecesini göstermektedir (Steinberg vd.,1999).

Çizelge 4.18. Varyans Ayrıştırma Tablosu

Fonksiyon	Standart Sapma	Çıkarmadaki Kayıp	TF Sayısı	Efektif Parametre Sayısı	Değişkenler
1	3.603	2.449	10	26.667	KONTROLGÜNÜ
2	0.545	0.331	1	2.667	HAREKETLİLİK
3	0.262	0.177	1	2.667	SAĞIMSÜRESİ

TF: Temel fonksiyon

3 adet fonksiyonda modele dâhil olan açıklayıcı değişkenlerin birleşimlerinin standart sapma değerleri verilmiştir. Buna göre 1 numaralı fonksiyonun standart sapması yüksektir. Standart sapmanın yüksek olması o değişkenin modelin açıklama gücüne olan katkısının yüksek olduğunu göstermektedir. 1 numaralı fonksiyonda belirtilen, on temel fonksiyonla açıklanan ve standart sapması en büyük olan kontrol günü değişkeninin süt verimi modellemesinde önem düzeyi yüksektir ve modelden çıkartılması halinde modelin açıklama gücü düşecektir. Geriye doğru adım sürecinde modele en az katkısı olan temel fonksiyonlar çıkartılmış ve modele giren temel fonksiyonlar belirlenmiştir. Final modelini oluşturan temel fonksiyonların tahmin değerleri, standart hataları, değişkenlerin düğüm noktaları ve p değerleri verilmiştir (Çizelge 4.19).

Çizelge 4.19. İkinci laktasyon final modeli

Parametre	Tahmin	S, Hata	Değişken	Düğüm	P-Değeri
Sabit	29.478	0.228			0.000
Temel Fonksiyon 1	0.030	0.009	KONTROLGUNU		0.002
Temel Fonksiyon 2	-0.315	-0.016	KONTROLGUNU	21.000	0.000
Temel Fonksiyon 3	-0.073	0.004	HAREKETLİLİK	21.000	0.000
Temel Fonksiyon 5	0.243	0.041	KONTROLGUNU	130.122	0.007
Temel Fonksiyon 7	-0.089	0.010	KONTROLGUNU	117.000	0.000
Temel Fonksiyon 9	0.498	0.150	SAGIMSÜRESİ	39.000	0.001
Temel Fonksiyon 13	0.128	0.028	KONTROLGUNU	8.586	0.000
Temel Fonksiyon 15	-0.038	0.004	KONTROLGUNU	261.000	0.000
Temel Fonksiyon 17	-0.094	0.029	KONTROLGUNU	219.000	0.001
Temel Fonksiyon 19	-0.239	0.049	KONTROLGUNU	267.000	0.000
Temel Fonksiyon 21	0.052	0.016	KONTROLGUNU	123.000	0.001
Temel Fonksiyon 23	0.030	0.009	KONTROLGUNU	135.000	0.001
MARS MODELİ	HKT = 41.781	Düzeltilmiş R <sup>2</sup> = 0.991	F-Değeri = 2679.202		0.000

Modele giren bütün temel fonksiyonlar %99 düzeyinde önemli olduğu görülmüştür. Modele giren bu temel fonksiyonlar anlamlıdır. En son modeldeki temel fonksiyonlar;

$$BF1 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 21);$$

$$BF2 = \max(0, 21 - \text{KONTROLGÜNÜ});$$

$$BF3 = \max(0, \text{HAREKETLİLİK} - 130.122);$$

$$BF5 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 117);$$

$$BF7 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 39);$$

$$BF9 = \max(0, \text{SAĞIMSÜRESİ} - 8.586);$$

$$BF13 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 261);$$

$$BF15 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 219);$$

$$BF17 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 267);$$

$$BF19 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 123);$$

$$BF21 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 135);$$

$$BF23 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 93);$$

Temel fonksiyonlara ilişkin yukarıdaki ifadelerde düğüm değeri ile gözlem değeri arasındaki farkın pozitif olması durumunda, bu farkın model fonksiyonunda yer alan ilgili tahmin katsayısı ile çarpılması gerekmektedir. Farkın negatif olması durumunda ise, temel fonksiyon 0 değerini alarak modele katkı sağlamamaktadır (Muzır, 2011).

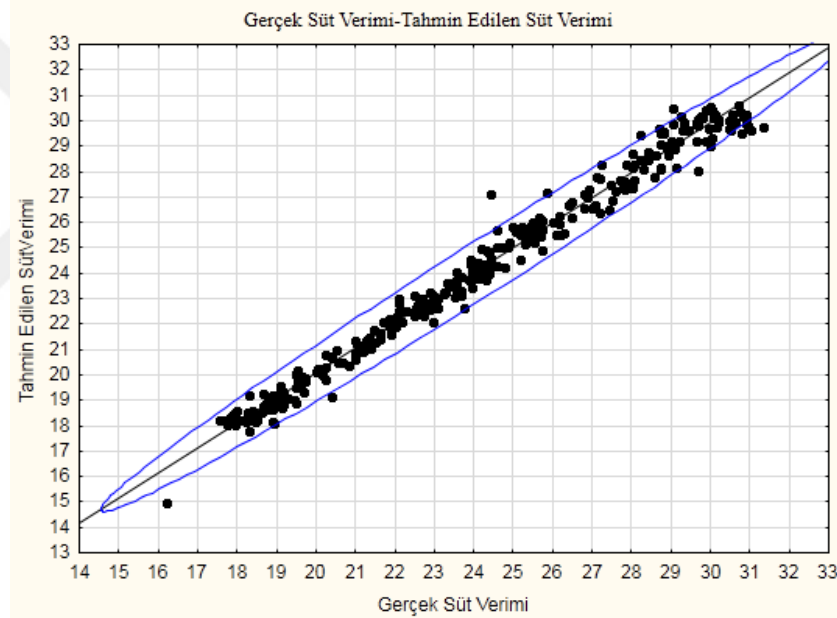
İkinci laktasyon MARS modeli tahmin fonksiyonu;

$$\begin{aligned} Y = & 29.4773 + 0.0296232 * BF1 - 0.315411 * BF2 - 0.0727656 * BF3 \\ & + 0.242651 * BF5 - 0.0889739 * BF7 + 0.498669 * BF9 \\ & + 0.128342 * BF13 - 0.038261 * BF15 - 0.0939307 * BF17 \\ & - 0.238098 * BF19 + 0.0521997 * BF21 - 0.0297815 * BF23; \end{aligned} \quad (4.11)$$

şeklindedir. MARS model denklemini temel fonksiyonları dâhil ederek;

$$\begin{aligned}
Y = & 29.4773 + 0.0296232 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 21) - 0.315411 * \\
& \max(0, 21 - KONTROLGÜNÜ) - 0.0727656 * \max(0, HAREKETLİLİK - 130.122) \\
& + 0.242651 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 117) - 0.0889739 * \\
& \max(0, KONTROLGÜNÜ - 39) + 0.498669 * \max(0, SAĞIMSÜRESİ - 8.586) \\
& + 0.128342 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 261) - 0.038261 * \\
& \max(0, KONTROLGÜNÜ - 219) - 0.0939307 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 267) \\
& - 0.238098 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 123) + 0.0521997 * \\
& \max(0, KONTROLGÜNÜ - 135) - 0.0297815 * \max(0, KONTROLGÜNÜ - 93)
\end{aligned} \tag{4.12}$$

şeklinde yazılabilir. İkinci laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verim grafiği Şekil 4.16'da verilmektedir.



Şekil 4.16. İkinci laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi

MARS algoritması ile tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon 0.996 (p=0.001) olarak hesaplanmıştır.

### 4.3. Üçüncü Laktasyon

#### 4.3.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini

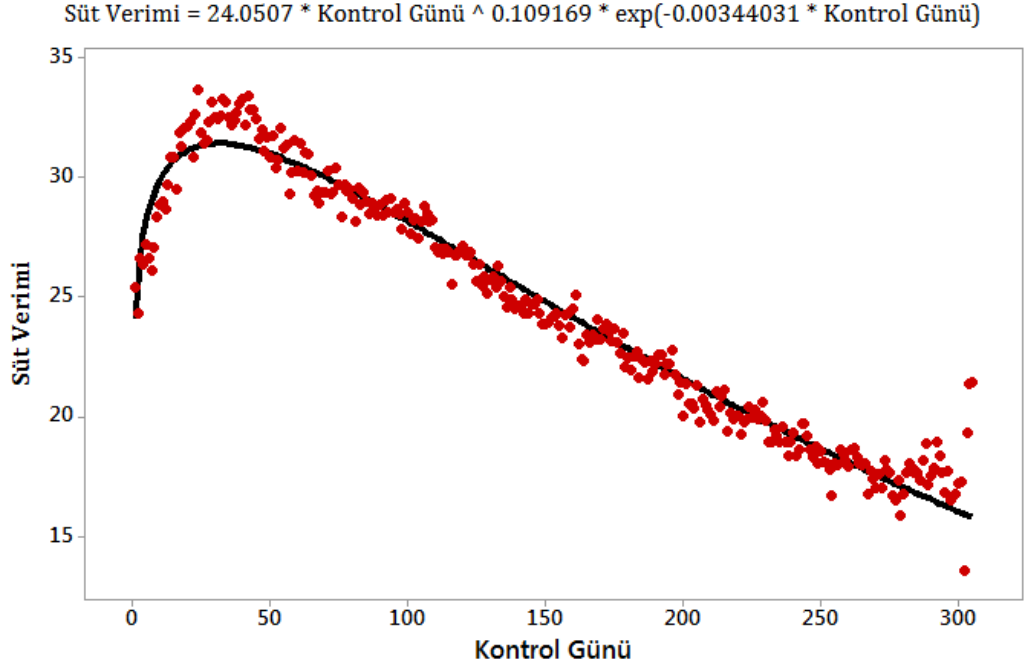
Gamma fonksiyonu Eşitlik (4.1) ile üçüncü laktasyon süt verim değerleri; a(başlangıç verimi) 24.0507±0.319643; b(yükselme katsayısı) 0.1092±0.004065; c(azalma katsayısı) 0.0034±0.00005 bulunmuştur. Üçüncü laktasyon için gamma fonksiyon tahmin modeli;

$$Y_t = 24,0507 * t^{0,1092} * exp(-0,0034 * t) \quad (4.13)$$

şeklindedir. Süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 33.673 kg, maksimum verime ulaşma süresi 42 gün ve 305 günlük süt verimi 7433.521 kg olarak saptanmıştır. Tahminlenen verimlerde maksimum günlük süt verimine 32. günde 31.451 kg olarak ulaşılmış, 305 günlük süt verimi 7431.073 kg bulunmuştur. Gamma modeli ile tahmin edilen üçüncü laktasyon süt verimlerine ait devamlılık düzeyleri P<sub>2:1</sub>=%83, P<sub>3:2</sub>=%77 ve P<sub>3:1</sub>=%75 olarak bulunmuştur. Gamma modelinin logaritmik dönüşümleri kullanılarak Lineer Regresyon analizi sonucu elde edilen denklem,

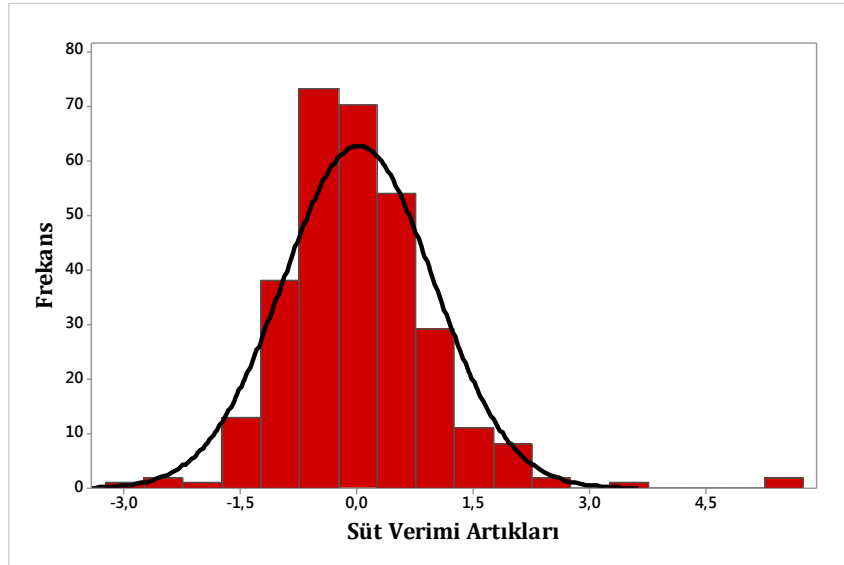
$$\ln Y_t = 3,1985 + 0,10057 \ln t - 0,003290 t \quad (4.14)$$

olup modele ait R<sup>2</sup>=0.972 F=5228.84 p=0.000 olarak bulunmuştur. Gamma modeli ile tahminlenen üçüncü laktasyon süt verimleri ile gerçek süt verimleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.987 (p=0.000); MAPE değeri % 3 olarak hesaplanmıştır. Gamma fonksiyonu ile tahmin edilen süt verim değerleri ve gerçek gözlemlerden elde edilen laktasyon eğrileri verilmiştir (Şekil 4.17). Her iki eğride birbirleriyle oldukça uyumludur.



Şekil 4.17. Üçüncü laktasyon süt verimine ait gerçek ve gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi

Şekil 4.18'de süt verimi artıkları dağılımı incelenmiştir. Üçüncü laktasyon süt verimi artıkları normal dağılmaktadır (Kolmogrov Smirnov=0.050; p=0.064).



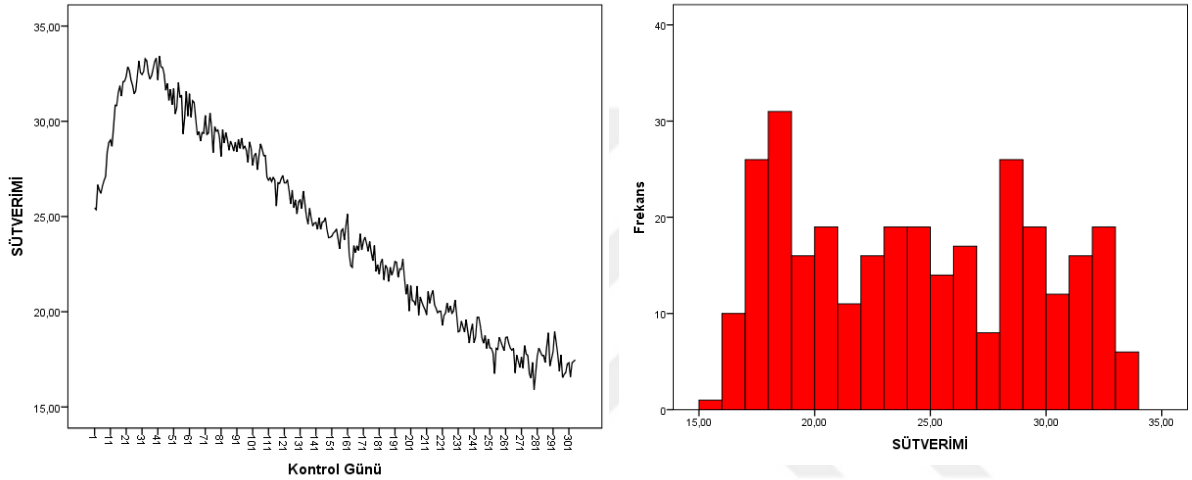
Şekil 4.18. Üçüncü laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği



Durbin Watson katsayısı (DW) 0.765'tir. Bu deęer 1.779 ile 2.221 deęerleri arasında olmadığı için alternatif hipotezin kabul edildięi pozitif otokorelasyon bölgesine düşmektedir. Bu artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olduğunu göstermektedir.

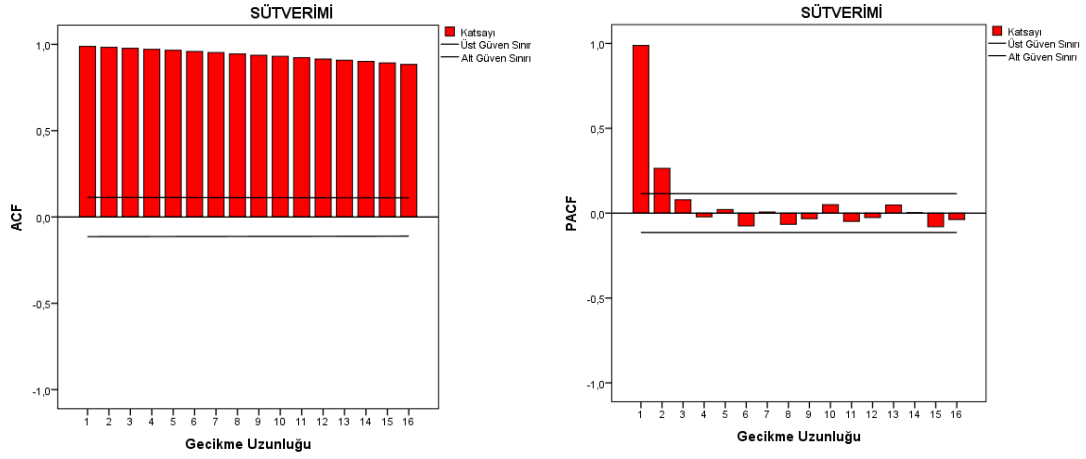
#### 4.3.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Üçüncü laktasyon kontrol günü süt verimi;



Şekil 4.19. Üçüncü laktasyon süt verimi ve dağılım grafięi

Laktasyon eğrisi süt verimi ve dağılım grafikleri Şekil 4.19'da verilmiştir. Şekil 4.19'da laktasyon eğrisinde trend görülmektedir. Duraęanlıęını saptamak için otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafikleri incelenmiştir. (Şekil 4.20).



Şekil 4.20. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri

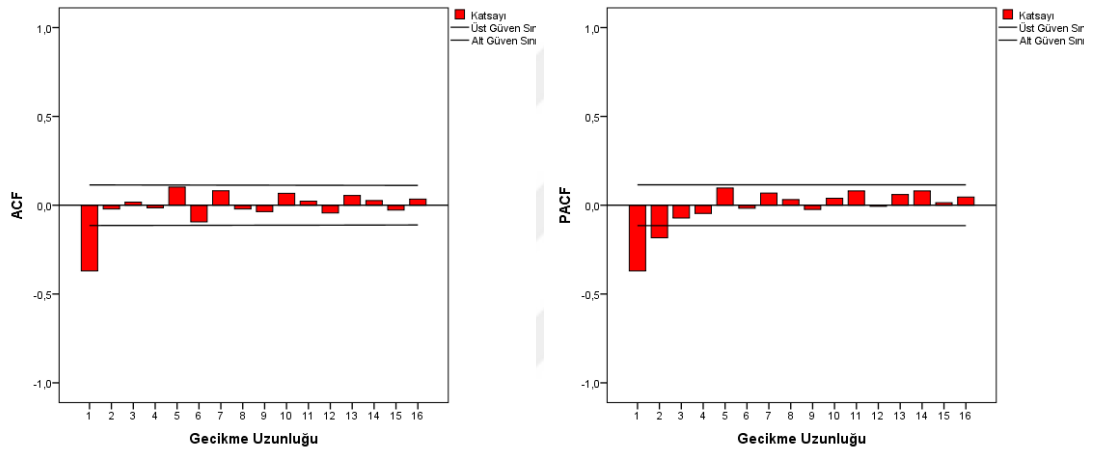
Korelogram (Şekil 4.20 ve Çizelge 4.20) incelendiğinde hesaplanan otokorelasyon katsayılarının yüksek değerli olduğu gözlenmektedir. Birbirine yakın gözlemler birbirleriyle yakın bir birlikteliğe sahiptir.

Çizelge 4.20. Üçüncü laktasyon süt verimi serisi ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
.988	.988	300.799	0.000
.983	.264	599.265	0.000
.977	.079	895.462	0.000
.971	-.021	1188.820	0.000
.966	.021	1479.891	0.000
.958	-.075	1767.535	0.000
.952	.007	2052.445	0.000
.945	-.066	2333.700	0.000
.937	-.033	2611.318	0.000
.931	.050	2886.232	0.000
.923	-.048	3157.294	0.000
.915	-.026	3424.720	0.000
.908	.048	3689.202	0.000
.901	.002	3950.381	0.000
.892	-.080	4207.444	0.000
.884	-.037	4460.408	0.000

Yüksek otokorelasyon katsayılarının daha yüksek gecikmelerde azalan bir yapı gösterdiği ve trend yapısındaki gibi zaman içerisindeki azalmanın çok yavaş bir şekilde olduğu görülmektedir. Bu azalış daha sonraki gecikmelerde korelasyon

katsayıları anlamsız olana kadar devam eder. ACF grafiđi doğrusal azalan bir yapıya sahiptir. Üçüncü laktasyon süt verimi serisinin durađan olmadığı ile ilgili kesin karar vermek için serinin birim kök içerip içermediđine ADF-Augmented Dickey Fuller testi ile bakılmıřtır. ADF sonucunun ( $\tau^{\wedge} = 0.215$ ) %1, %5 ve %10 deđerlerinden büyük olması ve p deđerinin ( $p=0.973$ ) 0.05'den büyük olması serinin birim köklü olduđunu yani durađan olmadığı göstermektedir. Bu sebeple seriye birinci dereceden fark iřlemi uygulanarak trendden arındırılması ve durađan hale getirilmesi amaçlanmıřtır. Serinin birinci farkının otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri Őekil 4.21'de verilmiřtir.



Őekil 4.21.  $d=1$  için ACF ve PACF grafikleri

Birinci farkı alınan serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri güven sınırları içinde yer almaktadır. Durađanlık konusunda kesin karar vermek için ADF testi uygulanıp Dickey – Fuller test istatistiđi sonuçları Çizelge 4.21'de verilmiřtir.

Çizelge 4.21.  $d=1$  için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları

	ADF	%1	%5	%10	P
SABİT	-14.352	-3.452	-2.871	-2.572	0.000
SABİT TRENDLİ	-13.261	-3.989	-3.425	-3.136	0.000
SABİTSİZ TRENDLİ	-17.278	-2.573	-1.942	-1.616	0.000

ADF sonuçları serinin birim köklü olmadığını yani durağan olduğunu göstermektedir. Durağan hale getirilmiş serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu grafiklerine bakılarak ARIMA iki gecikmeye kadar model belirleme işlemleri denenmiştir (Çizelge 4.22).

Çizelge 4.22. ARIMA Modelleri

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (0,1,2)	ARIMA (2,1,0)	<b>ARIMA (1,1,2)</b>	ARIMA (2,1,1)	ARIMA (2,1,2)
<b>Kesme</b>	-0,026	-0,027	-0,027	-0,027	-0,027	<b>-0.028</b>	-0,027	-0,027
<b>P.</b>	0,316	0,161	0,164	0,166	0,218	<b>0.155</b>	0,173	0,169
<b><math>\phi_1</math></b>	-0,369		-0,015		-0,437	<b>-0.897</b>	-0,143	-0,966
<b>P.</b>	0,000		0,909		0,000	<b>0.000</b>	0,590	0,000
<b><math>\theta_1</math></b>		0,446	0,436	0,451		<b>-0.469</b>	-0,308	-0,521
<b>P.</b>		0,000	0,000	0,000		<b>0.001</b>	0,245	0,000
<b><math>\phi_2</math></b>					-0,185		-0,080	0,077
<b>P.</b>					0,061		0,517	0,561
<b><math>\theta_2</math></b>				-0,009		<b>0.429</b>		0,371
<b>P.</b>				0,875		<b>0.000</b>		0,006
<b>R<sup>2</sup></b>	0,985	0,986	0,985	0,985	0,985	<b>0.986</b>	0,985	0,986
<b>Ljung-Box</b>	21,602	13,035	12,902	19,833	12,219	<b>12,125</b>	12,040	11,107
<b>Q(sig.)</b>	0,201	0,734	0,680	0,221	0,729	<b>0.670</b>	0,676	0,678
<b>MAPE</b>	2,138	2,073	2,072	2,073	2,085	<b>2,060</b>	2,072	2,059
<b>RMSE</b>	0,624	0,612	0,613	0,613	0,614	<b>0,613</b>	0,614	0,613
<b>Normalized BIC</b>	-0,906	-0,944	-0,922	-0,922	-0,918	<b>-0,945</b>	-0,901	-0,884

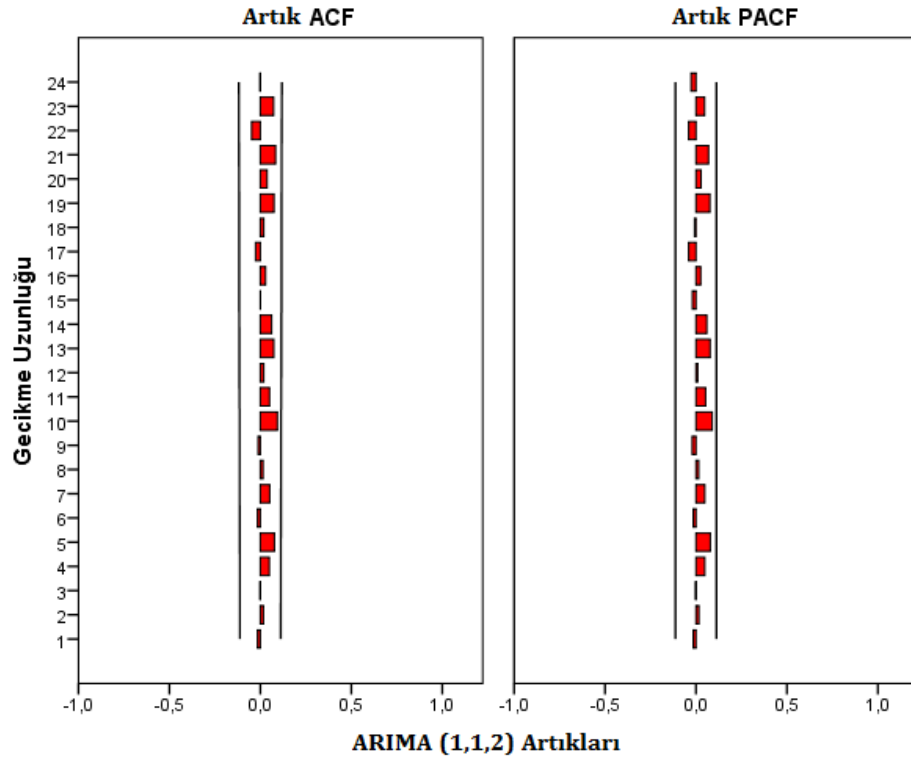
$\phi_1$ : AR(1);  $\phi_2$ : AR(2);  $\theta_1$ : MA(1);  $\theta_2$ : MA(2) parametreleri; R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; MAPE: Ortalama mutlak hata oranı; RMSE: Hata kareler ortalaması karekökü

En uygun ARIMA modelini seçerken öncelikle tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması, belirleme katsayısının yüksek olması, BIC bilgi kriterleri, MAPE ve RMSE değerlerinin küçük olması gerekir. Hataların temiz dizi olduğunu göstermek için kullanılan Portmanteau Q-istatistiklerinin anlamsız olmasına özen gösterilmelidir. Bu kriterler göz önüne alındığında bütün parametrelerinin anlamlı olması, en küçük BIC bilgi kriterine sahip olması ve Portmanteau Q-istatistiğinin anlamsız olması sebebiyle süt verimi serisi için en uygun model ARIMA(1,1,2) yapısıdır. Bu model seriyi %98.6 oranında açıklamaktadır. Modelin MAPE değeri %2.060 < %10 olduğu için iyi bir model olduğunu söyleyebiliriz. ARIMA(1,1,2) model artıklarının ACF ve PACF grafiği ve değerleri verilmiştir ( Çizelge 4.23, Şekil 4.22).

Çizelge 4.23. ARIMA(1,1,2) model artıkları ACF ve PACF istatistikleri

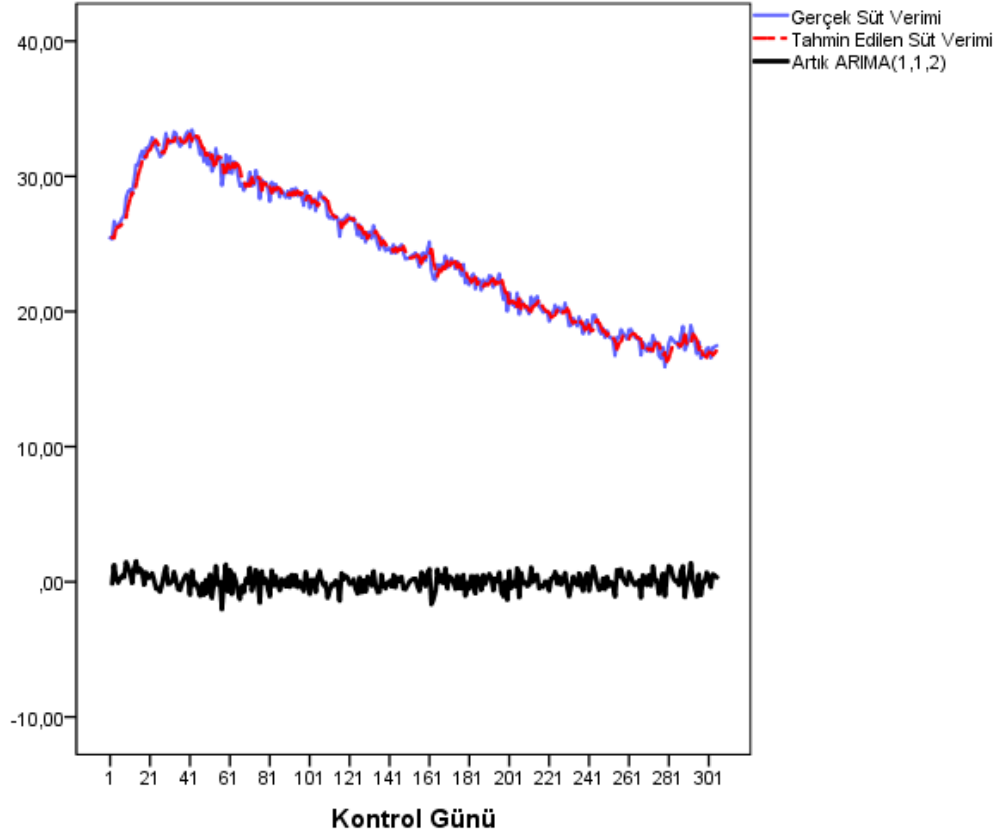
ACF	PACF	Q-Stat	P
-.017	-.017	.090	.764
.017	.017	.184	.912
.005	.006	.192	.979
.055	.054	1.115	.892
.085	.087	3.371	.643
-.009	-.008	3.398	.757
.059	.055	4.470	.724
.020	.019	4.599	.799
-.009	-.020	4.624	.866
.097	.090	7.596	.668
.052	.052	8.440	.673
.019	.007	8.553	.741
.073	.073	10.233	.675
.062	.057	11.470	.649
-.001	-.023	11.470	.719
.029	.023	11.745	.761

Box-Ljung Q test istatistik değeri tahmin hatalarının rasgele olarak dağıldığı ve modelin süt verimi tahminine uygun olduğunu göstermektedir. Artıklar güven sınırları içinde yer aldığı için beyaz gürültü serisine (sabit bir ortalama ve varyans) sahiptir (Şekil 4.20).



Şekil 4.22. ARIMA(1,1,2) model artıkları

ARIMA(1,1,2) modeli için parametrelerin anlamlılığı ve modelin geçerliliği incelenmiştir. Kolmogrov-Smirnov değeri ( $p=0.200$ ) artıkların normal dağılıma sahip olduğunu, Run test istatistiği önem düzeyi ( $p=0.414$ ) ARIMA (1,1,2) modelinin artıklarının birbirinden bağımsız ve homojen olduğunu göstermektedir. Durbin Watson değerine göre ARIMA (1,1,2) model artıkları arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki ve otokorelasyon sorunu yoktur. Çünkü Durbin Watson değeri 1.923 olarak hesaplanmıştır. Bu değer 1.779 ile 2.221 değerleri arasındadır. ARIMA (1,1,2) modeli kullanılarak, süt verimi için tahminler yapılmıştır. Süt verimlerinin gerçek değerleri, tahmin değerleri ve hatalarının grafiği verilmiştir (Şekil 4.23).



Şekil 4.23. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği

Üçüncü laktasyon süt verimi gerçek değerleri ile tahmin değerleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.993'tür. Bu sonuç gerçek süt verimi değerleri ile tahmin değerleri arasında doğrusal pozitif yönlü güçlü bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Üçüncü laktasyon süt verimi için tahmin edilen ARIMA (1,1,2) modeli,

$$\nabla Y_t = -0,028 - 0,897Y_{t-1} + \varepsilon_t - 0,469\varepsilon_{t-1} + 0,429\varepsilon_{t-2} \quad (4.15)$$

şeklindedir. ARIMA (1,1,2) modeli ile tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 33.05 kg, maksimum verime ulaşma süresi 41 gün ve 305 günlük toplam süt verimi 7412.93 kg olarak saptanmıştır.

### 4.3.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri- MARS yöntemi ile kontrol günü süt verimleri analiz edilmiştir. Üçüncü laktasyon için maksimum etkileşimli modeller denenerek en uygun model tespit edilmiştir. Model uygunluğu, genelleştirilmiş çapraz geçerlilik katsayısının (GCV) minimum ve  $R^2$ ' nin maksimum olması kriterleri ile değerlendirilmiştir. Laktasyon süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi Çizelge 4.24'te verilmiştir.

Çizelge 4.24. Süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi

Maksimum etkileşim	Maksimum temel fonksiyon sayısı	$R^2$	GCV	Modele giren değişkenler
etkileşimsiz	19(11)	0.989*	0.34663	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi, İletkenlik
2'li etkileşim	22(9)	0.989	0.34712	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi
3'li etkileşim	25(14)	0.989	0.34905	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi, İletkenlik
4'li etkileşim	25(14)	0.989	0.34905	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi, İletkenlik

$R^2$ : Belirleme katsayısı; GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.24'te maksimum etkileşim derecesi arttığında, GCV değeri arttığı için üçüncü laktasyon için en uygun model; etkileşimsiz, 11 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.34663,  $R^2$  değeri 0.989'dir. Model kurulum aşamasında maksimum temel fonksiyon sayısı 30 olarak belirlenmiş, model kurulum aşamasında 19 temel fonksiyon üretilmiş ve modele 11 temel fonksiyon dâhil olmuştur. Bunun nedeni ileriye doğru adımdan sonra sadece modele dâhil edilmesi anlamlı olan temel fonksiyonların seçilerek diğerlerinin modelden çıkarılmasıdır. Model sonuçları MARS Model özet tablosunda görülmektedir (Çizelge 4.25).



Çizelge 4.25. Model özet tablosu

Kontrol Kriterleri	Değeri
RMSE	0.532
MSE	0.283
GCV	0.339
MAD	0.416
MAPE	0.018
SSY	7.883.360
SSE	86.344
R-Sq	0.989
R-Sq Norm	0.989
GCV R-Sq	0.987
MSE Adjusted	0.272
R-Sq Adjusted	0.989

Modele giren bağımsız değişkenler önem düzeylerine göre Kontrol günü, Hareketlilik, Sağım süresi ve İletkenlik'tir. Bağımsız değişkenlerin önem düzeyleri ve GCV değerleri verilmiştir (Çizelge 4.26).

Çizelge 4.26. Açıklanan varyans önemlilik istatistikleri

Değişkenler	Önem Düzeyleri	GCV
Kontrolgünü	100.00	2.672
Hareketlilik	22.20	0.462
Sağımsüresi	12.02	0.381
İletkenlik	8.26	0.363

GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.26'da modeldeki her bir açıklayıcı değişkenin önem düzeyleri yüksekten düşüğe doğru sıralanmıştır. Modele en fazla katkı sağlayan %100 önem düzeyi ile kontrol günü değişkenidir.

Değişkenlerin birlikte modele olan katkıları ANOVA ayrıştırma tablosunda verilmektedir (Çizelge 4.27). Varyans ayrıştırma tablosunda modele giren değişkenlerin standart sapma, parametrelerin modelden çıkarılmasındaki kayıp, temel fonksiyon sayısı, efektif parametre sayısı ve o temel fonksiyonu oluşturan değişkenler görülmektedir.

Çizelge 4.27.Varyans Ayırıştırma Tablosu

Fonksiyon	Standart Sapma	Çıkarmadaki Kayıp	TF Sayısı	Efektif Parametre Sayısı	Değişkenler
1	4.345	2.672	6	15.474	KONTROLGÜNÜ
2	0.500	0.381	1	2.579	SAĞIMSÜRESİ
3	0.599	0.462	2	5.158	HAREKETLİLİK
4	0.378	0.363	2	5.158	ILETKENLİK

TF: Temel fonksiyon

Dört fonksiyondaki değişkenlerden 1 numaralı fonksiyonun standart sapması yüksektir. Standart sapmanın yüksek olması o değişkenin modelin açıklama gücüne olan katkısının yüksek olduğunu göstermektedir. Altı temel fonksiyon ile açıklanan ve standart sapması en büyük olan Kontrol Günü değişkeninin süt verimi modellemesinde önem düzeyi yüksektir ve modelden çıkartılması halinde modelin açıklama gücü düşecektir.

Geriye doğru adım sürecinde modele en az katkısı olan temel fonksiyonlar çıkartılmış ve modele giren temel fonksiyonlar belirlenmiştir. Final modelini oluşturan temel fonksiyonların tahmin değerleri, standart hataları, değişkenlerin düğüm noktaları ve p değerleri verilmiştir (Çizelge 4.28).

Çizelge 4.28. Üçüncü laktasyon final modeli

Parametre	Tahmin	S, Hata	Değişken	Düğüm	P-Değeri
Sabit	33.001	0.448			0.000
Temel Fonksiyon 1	0.113	0.021	KONTROLGUNU	21.00	0.000
Temel Fonksiyon 2	-0.364	0.024	KONTROLGUNU	21.00	0.000
Temel Fonksiyon 3	0.835	0.142	SAĞIMSÜRESİ	8.36	0.000
Temel Fonksiyon 6	-0.070	0.009	HAREKETLİLİK	131.771	0.000
Temel Fonksiyon 7	-0.182	0.021	KONTROLGUNU	33.00	0.000
Temel Fonksiyon 11	0.022	0.003	KONTROLGUNU	141.00	0.000
Temel Fonksiyon 13	-2.308	0.494	ILETKENLİK	9.604	0.000
Temel Fonksiyon 14	-1.941	0.722	ILETKENLİK	9.604	0.008
Temel Fonksiyon 25	-0.418	0.073	KONTROLGUNU	291.00	0.000
Temel Fonksiyon 27	0.338	0.046	KONTROLGUNU	285.00	0.000
Temel Fonksiyon 29	-0.084	0.008	HAREKETLİLİK	101.447	0.000
MARS MODELİ	HKT = 86.344	Düzeltilmiş R <sup>2</sup> = 0.989	F-Değeri = 2405.305		0.000

Modele giren bütün temel fonksiyonların %99 düzeyinde önemli olduğu görülmüştür.

Modele giren bu temel fonksiyonlar anlamlıdır. En son modeldeki temel fonksiyonlar;

$$\begin{aligned}BF1 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 21); \\BF2 &= \max(0, 21 - \text{KONTROLGÜNÜ}); \\BF3 &= \max(0, \text{SAĞIMSÜRESİ} - 8.36); \\BF6 &= \max(0, 131.771 - \text{HAREKETLİLİK}); \\BF7 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 33); \\BF11 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 141); \\BF13 &= \max(0, \text{ILETKENLİK} - 9.604); \\BF14 &= \max(0, 9.604 - \text{ILETKENLİK}); \\BF25 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 291); \\BF27 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 285); \\BF29 &= \max(0, \text{HAREKETLİLİK} - 101.447); \end{aligned}$$

Üçüncü laktasyon MARS modeli tahmin fonksiyonu;

$$\begin{aligned}Y &= 33.0005 + 0.112736 * BF1 - 0.363701 * BF2 + 0.834689 * BF3 \\ &\quad - 0.0699268 * BF6 - 0.182068 * BF7 + 0.0218674 * BF11 \\ &\quad - 2.30775 * BF13 - 1.94118 * BF14 - 0.41756 * BF25 \\ &\quad + 0.337619 * BF27 - 0.0834486 * BF29; \end{aligned} \tag{4.16}$$

MARS model denklemini temel fonksiyonları dâhil ederek;

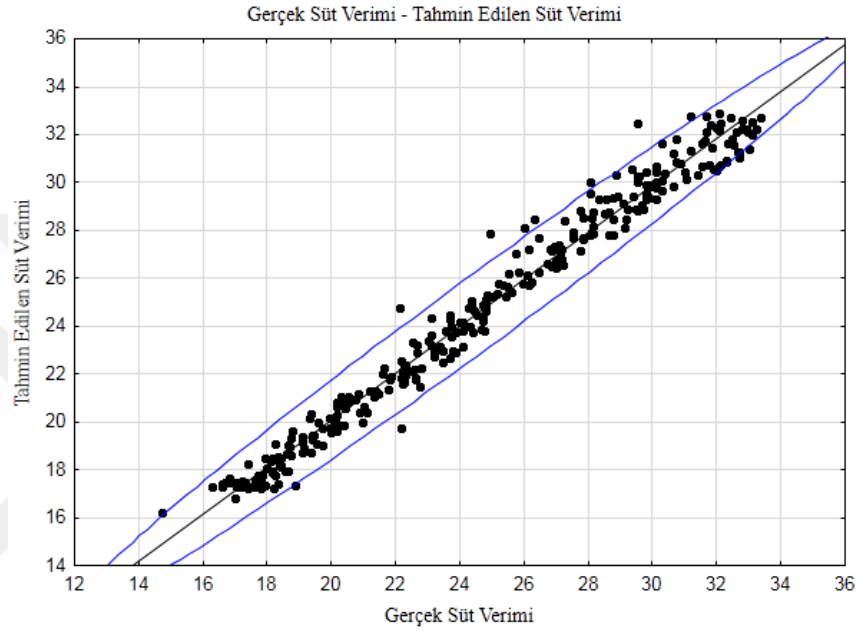
$$\begin{aligned}Y &= 33.0005 + 0.112736 * \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 21) - 0.363701 * \max(0, 21 \\ &\quad - \text{KONTROLGÜNÜ}) + 0.834689 * \max(0, \text{SAĞIMSÜRESİ} - 8.36) - 0.0699268 \\ &\quad * \max(0, 131.771 - \text{HAREKETLİLİK}) - 0.182068 * \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} \\ &\quad - 33) + 0.0218674 * \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 141) - 2.30775 * \max(0, \\ &\quad \text{ILETKENLİK} - 9.604) - 1.94118 * \max(0, 9.604 - \text{ILETKENLİK}) - 0.41756 * \\ &\quad \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 291) + 0.337619 * \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 285) \\ &\quad - 0.0834486 * \max(0, \text{HAREKETLİLİK} - 101.447) \end{aligned} \tag{4.17}$$

şeklinde yazılabilir.

Temel fonksiyonlarla kurulan en son modelin kapalı gösterimi,

$$MODEL \ SÜTVERİMİ = BF1 \ BF2 \ BF3 \ BF6 \ BF7 \ BF11 \ BF13 \ BF14 \ BF25 \ BF27 \ BF29;$$

şeklindedir. Şekil 4.24'te gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verim grafiği verilmektedir.



Şekil 4.24. Üçüncü laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi

Üçüncü laktasyonda MARS algoritması ile tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon 0.995 ( $p=0.001$ ) olarak hesaplanmıştır.

#### 4.4. Dördüncü Laktasyon

##### 4.4.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini

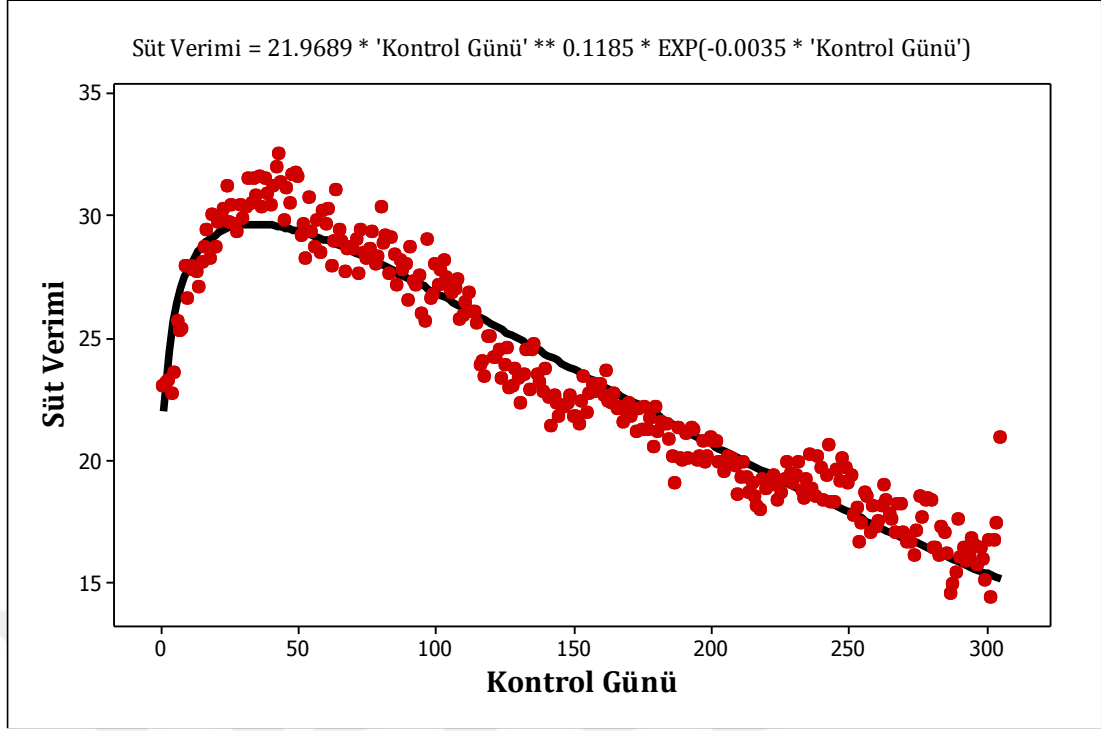
Gamma fonksiyonu ile dördüncü laktasyon süt verim değerlerini tahminleyen Eşitlik (4.1)'de a(başlangıç verimi)  $21.9689 \pm 0.413749$ ; b(yükselme katsayısı)  $0.1185 \pm 0.005738$ ; c(azalma katsayısı)  $0.0035 \pm 0.000069$  bulunmuştur. Dördüncü laktasyon için gamma fonksiyon tahmin modeli;

$$Y_t = 21,9689 * t^{0,1185} * exp(-0,0035 * t) \quad (4.18)$$

Süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 32.492 kg, maksimum verime ulaşma süresi 43. gün ve 305 günlük süt verimi 7066.819 kg olarak saptanmıştır. Tahminlenen verimlerde maksimum günlük süt verimine 34. günde 29.657 kg olarak ulaşılmış, 305 günlük süt verimi 7063.621 kg bulunmuştur. Gamma modeli ile tahmin edilen dördüncü laktasyon süt verimlerine ait devamlılık düzeyleri  $P_{2:1} = \%80$ ,  $P_{3:2} = \%83$  ve  $P_{3:1} = \%72$  olarak bulunmuştur. Gamma modelinin logaritmik dönüşümleri kullanılarak Lineer Regresyon analizi sonucu elde edilen denklem,

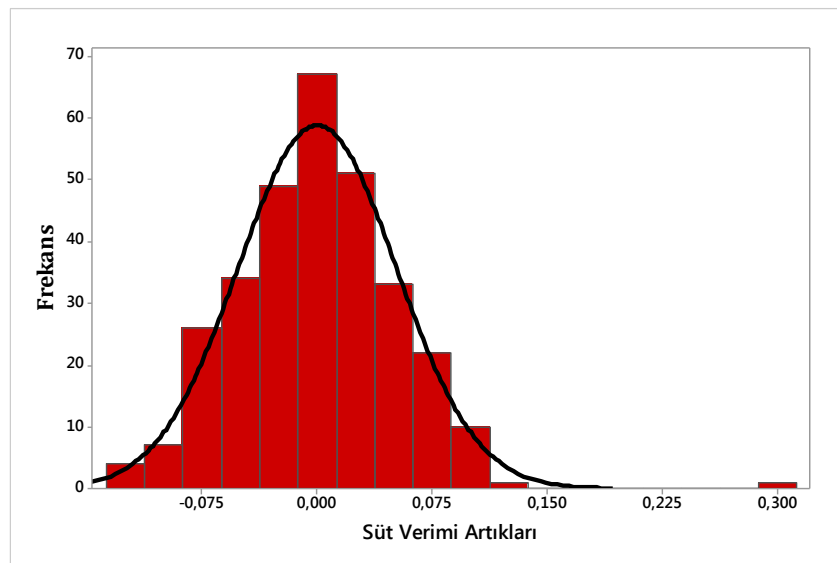
$$\ln Y_t = 3.111 + 0.1078 \ln t - 0.003266 t \quad (4.19)$$

olup modele ait  $R^2 = 0.947$   $F = 2691.87$   $p = 0.000$  olarak bulunmuştur. Gamma modeli ile tahminlenen süt verimleri ile gerçek süt verimleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.973 ( $p = 0.000$ ); MAPE değeri % 3.98 olarak hesaplanmıştır. Gamma fonksiyonu ile tahmin edilen süt verim değerleri ve gerçek gözlemlerden elde edilen laktasyon eğrileri verilmiştir (Şekil 4.25).



Şekil 4.25. Dördüncü laktasyon süt verimine ait gerçek ve gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi

Her iki eğride birbirleriyle uyumludur. Şekil 4.26'da süt verim artıkları dağılımı incelenmiştir. Dördüncü laktasyon süt verimi artıkları normal dağılmaktadır (Kolmogrov Smirnov=0.042; p=0.150).

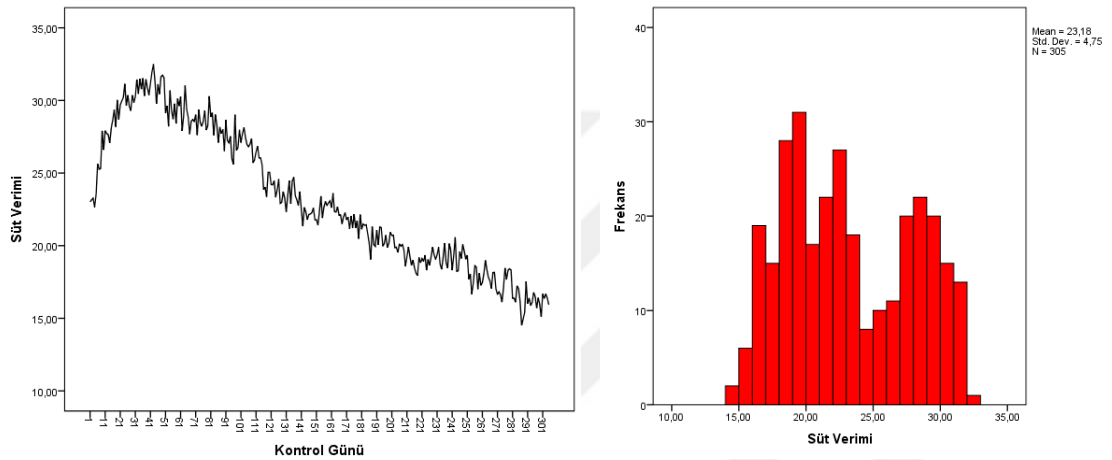


Şekil 4.26. Dördüncü laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği

Durbin Watson katsayısı (DW) 0.787'dir. Bu değer 1.779 ile 2.221 değerleri arasında olmadığı için alternatif hipotezin kabul edildiği pozitif otokorelasyon bölgesine düşmektedir. Artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki içindedir.

#### 4.4.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Dördüncü laktasyon kontrol günü süt verimi;



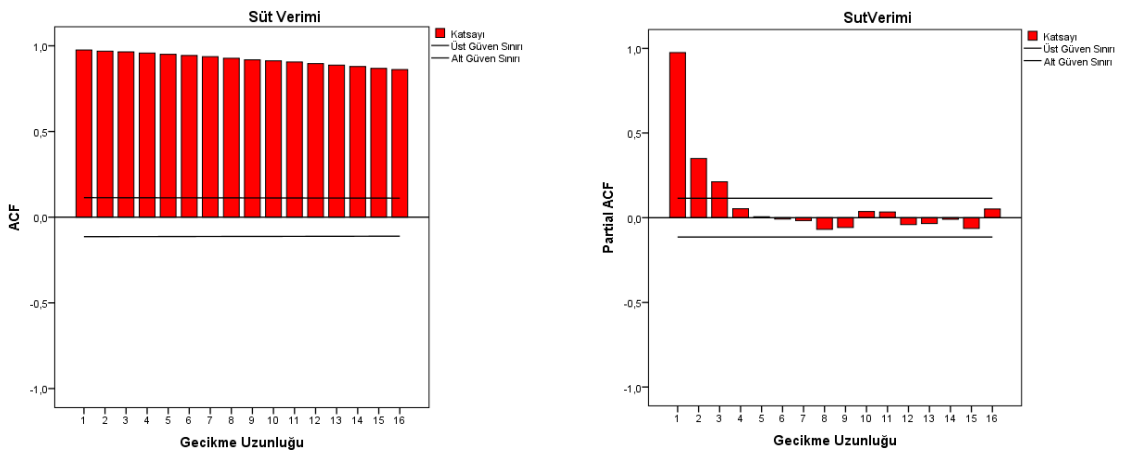
Şekil 4.27. Dördüncü laktasyon süt verimi ve dağılım grafiği

Laktasyon eğrisi süt verimi ve dağılım grafikleri verilmiştir. Laktasyon eğrisinin durağanlığını saptamak için otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafiklerine bakılmıştır. Korelogram incelendiğinde hesaplanan otokorelasyon katsayılarının yüksek değerli olduğu gözlenmektedir (Çizelge 4.29, Şekil 4.28).

Çizelge 4.29. Dördüncü laktasyon süt verimi serisi ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
.975	.975	293.006	0.000
.968	.349	582.755	0.000
.964	.212	871.063	0.000
.957	.053	1156.238	0.000
.951	.006	1438.244	0.000
.944	-.008	1717.200	0.000
.937	-.017	1992.894	0.000
.927	-.069	2264.013	0.000
.918	-.058	2530.653	0.000
.912	.037	2794.711	0.000
.905	.034	3055.800	0.000
.896	-.041	3312.272	0.000
.887	-.034	3564.563	0.000
.879	-.010	3813.139	0.000
.868	-.063	4056.455	0.000
.862	.051	4296.987	0.000

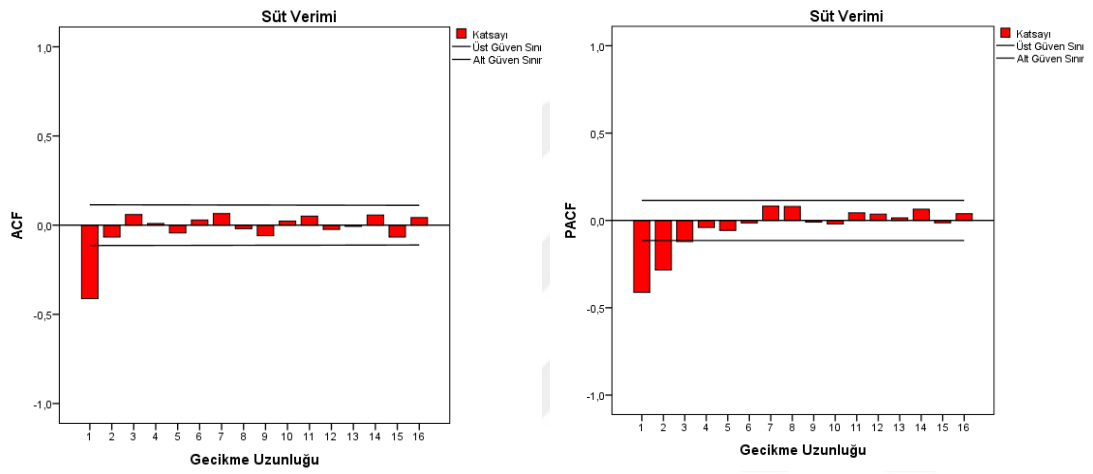
Birbirine yakın gözlemler birbirleriyle yakın bir birlikteliğe sahiptir. Yüksek otokorelasyon katsayılarının daha yüksek gecikmelerde azalan bir yapı gösterdiği ve trend yapısındaki gibi zaman içerisindeki azalmanın çok yavaş bir şekilde olduğu görülmektedir. Bu azalış daha sonraki gecikmelerde korelasyon katsayıları anlamsız olana kadar devam eder. ACF grafiği doğrusal azalan bir yapıya sahiptir.



Şekil 4.28. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri



Dördüncü laktasyon süt verimi serisinin durağan olmadığı ile ilgili kesin karar vermek için serinin birim kök içerip içermediğine ADF-Augmented Dickey Fuller testi ile bakılmıştır. ADF sonucu ( $\tau^{\wedge} = -0.047$ ) %1, %5 ve %10 değerlerinden büyük olması ve p değerinin ( $p=0.953$ ) 0.05'den büyük olması serinin birim köklü olduğunu yani durağan olmadığını göstermektedir. Bu sebeple seriye birinci dereceden fark işlemi uygulanarak serinin durağan hale getirilmesi amaçlanmıştır. Serinin birinci farkının otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri verilmiştir (Şekil 4.29).



Şekil 4.29. d=1 için ACF ve PACF grafikleri

Birinci farkı alınan seriye birim kök ve durağanlığı test etmek için ADF testi uygulanmış ve Dickey – Fuller test istatistiği sonuçları verilmiştir (Çizelge 4.30).

Çizelge 4.30. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları

	ADF	%1	%5	%10	P
SABİT	-14.552	-3.452	-2.871	-2.572	0.000
SABİT TRENDLİ	-14.707	-3.452	-2.871	-2.572	0.000
SABİTSİZ TRENDLİ	-14.526	-3.452	-2.871	-2.572	0.000

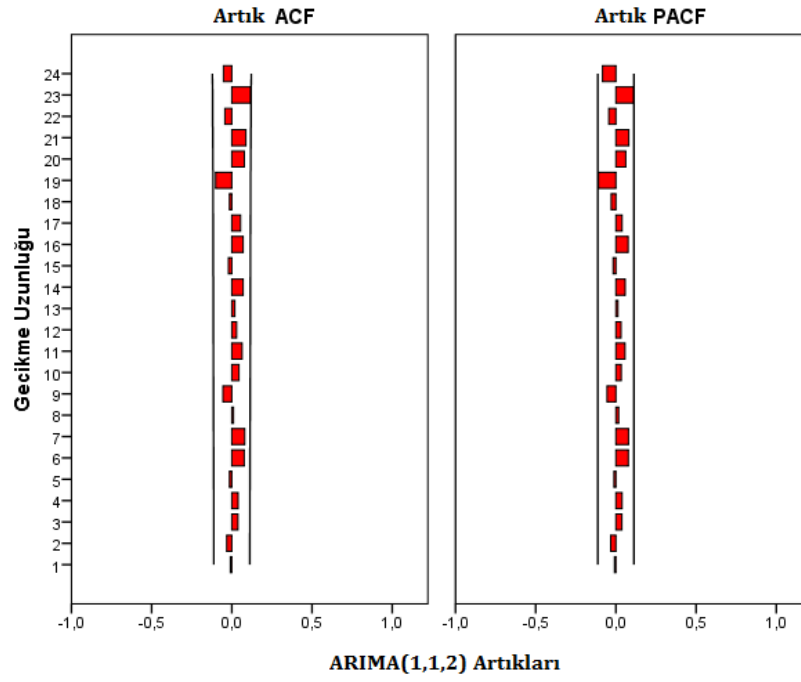
ADF sonuçları serinin birim köklü olmadığını yani durağan olduğunu göstermektedir. Durağan hale getirilmiş serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu grafiklerine bakılarak ARIMA iki gecikmeye kadar model belirleme işlemleri denenmiştir (Çizelge 4.31).

Çizelge 4.31. ARIMA model tahmini

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (0,1,2)	ARIMA (2,1,0)	<b>ARIMA (1,1,2)</b>	ARIMA (2,1,1)	ARIMA (2,1,2)
<b>Kesme</b>	-0.023	-0.023	-0.023	-0.023	-0.023	<b>-0.023</b>	-0.023	0.017
<b>P.</b>	0.524	0.272	0.275	0.276	0.399	<b>0.269</b>	0.302	0.799
<b><math>\phi_1</math></b>	-0.411		-0.009		-0.528	<b>-0.974</b>	-0.153	1.056
<b>P.</b>	0.000		0.930		0.058	<b>0.000</b>	0.338	0.000
<b><math>\theta_1</math></b>		0.565	0.560	0.570		<b>-0.427</b>	0.415	1.653
<b>P.</b>		0.000	0.000	0.000		<b>0.000</b>	0.008	0.000
<b><math>\phi_2</math></b>					-0.283		-0.130	-0.074
<b>P.</b>					0.000		0.177	0.412
<b><math>\theta_2</math></b>				-0.007		<b>0.567</b>		-0.681
<b>P.</b>				0.899		<b>0.000</b>		0.000
<b>R<sup>2</sup></b>	0.965	0.969	0.969	0.969	0.968	<b>0.969</b>	0.969	0.968
<b>Ljung-Box</b>	40.827	14.217	14.212	14.201	15.623	<b>14.339</b>	10.660	
<b>Q(sig.)</b>	0.001	0.652	0.583	0.584	0.480	<b>0.500</b>	0.776	0.839
<b>MAPE</b>	3.087	2.957	2.957	2.957	2.956	<b>2.956</b>	2.940	2.908
<b>RMSE</b>	0.887	0.846	0.847	0.847	0.852	<b>0.846</b>	0.846	0.840
<b>Normalized BIC</b>	-0.202	-0.297	-0.275	-0.275	-0.264	<b>-0.259</b>	-0.259	-0.254

$\phi_1$ : AR(1);  $\phi_2$ : AR(2);  $\theta_1$ : MA(1);  $\theta_2$ : MA(2) parametreleri; R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; MAPE: Ortalama mutlak hata oranı; RMSE: Hata kareler ortalaması karekökü

Değerlendirme yaparken öncelikle tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması, yüksek bir belirleme katsayısına sahip olması, modelin F istatistiğinin anlamlı olması, MAPE, RMSE değerleri ve BIC bilgi kriterinin küçük olması, hataların temiz dizi olduğunu göstermek için kullanılan Portmanteau Q-istatistiklerinin anlamsız olmasına özen gösterilmelidir. Süt verimi serisi için en uygun model ARIMA(1,1,2) yapısıdır. Model seriyi %96.9 oranında açıklamaktadır. Modelin MAPE değeri %2.956 < %10'dur. ARIMA (1,1,2) model artıklarının ACF ve PACF grafiği ve ACF, PACF değerleri verilmiştir (Şekil 4.30, Çizelge 4.32).



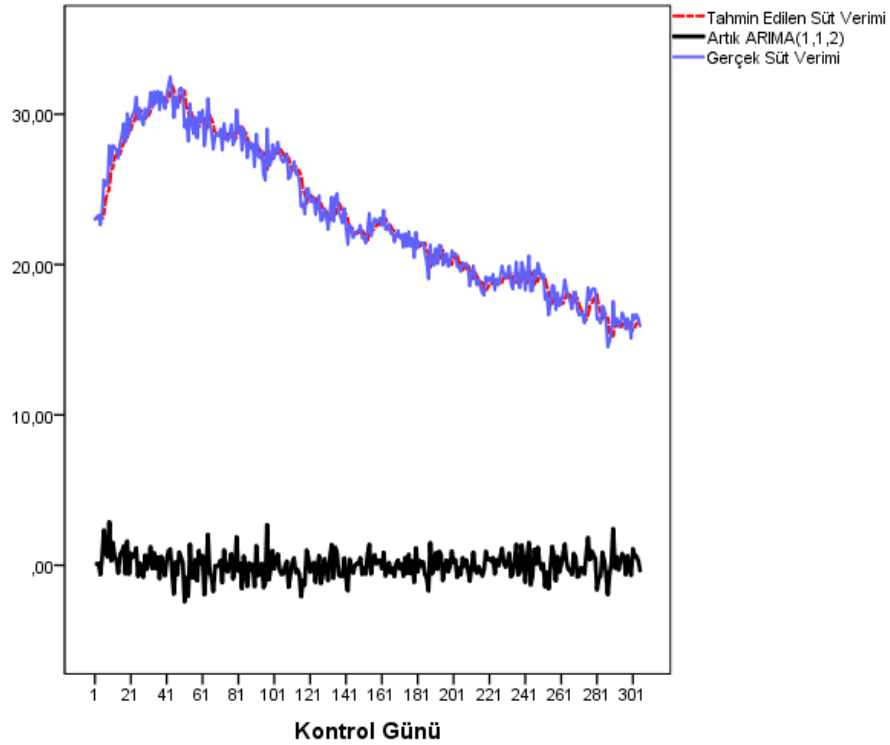
Şekil 4.30. ARIMA(1,1,2) model artıkları

Artıklar güven sınırları içinde yer aldığından beyaz gürültü serisine (sabit bir ortalama ve varyansa sahip) sahiptir (Şekil 4.30).

Çizelge 4.32. ARIMA (1,1,2) model artıkları ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
-.013	-.013	.049	.825
-.030	-.030	.328	.849
.044	.043	.927	.819
.046	.046	1.580	.812
-.008	-.004	1.600	.901
.083	.084	3.730	.713
.086	.085	6.035	.536
.015	.022	6.110	.635
-.051	-.052	6.921	.645
.048	.034	7.661	.662
.068	.059	9.115	.611
.032	.034	9.451	.664
.021	.014	9.596	.727
.073	.059	11.321	.661
-.019	-.017	11.434	.721
.074	.077	13.198	.658

Box-Ljung Q test istatistik değeri bize tahmin hatalarının rasgele olarak dağıldığı ve modelin süt verimi tahminine uygun olduğunu göstermektedir. ARIMA(1,1,2) modeli için parametrelerin anlamlılığı ve modelin geçerliliği incelenmiştir. Kolmogrov-Smirnov değeri ( $p=0.200$ ) artıkların normal dağılıma sahip olduğunu, Run test istatistiği önem düzeyi ( $p=0.301$ ), ARIMA(1,1,2) modelinin artıklarının birbirinden bağımsız ve homojen olduğunu göstermektedir. Durbin Watson değerine göre otokorelasyon sorunu yoktur. Çünkü DW değeri (2.023), 1.779 ile 2.221 değerleri arasında ve  $\rho=0$  bölgesindedir. Artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olmadığını söylenebilir. ARIMA (1,1,2) modeli kullanılarak, süt verimi için tahminler yapılmıştır. Süt verimlerinin gerçek değerleri, tahmin değerleri ve hatalarının grafiği verilmiştir (Şekil 4.31).



Şekil 4.31. Gerçek değer, model artık ve tahminlerinin grafiği

Dördüncü laktasyon tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.984'tür. Bu sonuç gerçek süt verimi değerleri ile tahmin değerleri arasında doğrusal pozitif yönlü güçlü bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Dördüncü laktasyon süt verimi için tahmin edilen ARIMA (1,1,2) modeli,

$$\nabla Y_t = -0,023 - 0,974Y_{t-1} + \varepsilon_t - 0,427\varepsilon_{t-1} + 0,567\varepsilon_{t-2} \quad (4.20)$$

şeklindedir. ARIMA (1,1,2) modeli ile tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 31.81 kg, maksimum verime ulaşma süresi 44 gün ve 305 günlük süt verimi 7046.21 kg olarak saptanmıştır.

#### 4.4.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri- MARS yöntemi ile kontrol günü süt verimleri analiz edilmiştir. Dördüncü laktasyon için maksimum etkileşimli modeller denenerek en uygun model tespit edilmiştir. Model uygunluğu, genelleştirilmiş çapraz geçerlilik (GCV) değerinin minimum ve R<sup>2</sup>'nin maksimum olması kriterleri ile değerlendirilmiştir. Laktasyon süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi Çizelge 4.33'te verilmiştir.

Çizelge 4.33. Süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi

Maksimum etkileşim	Maksimum temel fonksiyon sayısı	R <sup>2</sup>	GCV	Modele giren değişkenler
etkileşimsiz	18(10)	0.975*	0.67783	Kontrol Günü, Hareketlilik, Sağım Süresi
2'li etkileşim	19(9)	0.974	0.71994	Kontrol Günü, Hareketlilik, İletkenlik
3'li etkileşim	19(9)	0.974	0.71994	Kontrol Günü, Sağım Süresi, İletkenlik
4'li etkileşim	19(9)	0.974	0.71994	Kontrol Günü, Sağım Süresi, İletkenlik

R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.33'te maksimum etkileşim derecesi arttığında, GCV değeri arttığı için dördüncü laktasyon için en uygun model; etkileşimsiz, 10 temel fonksiyonlu, GCV değeri 0.67783, R<sup>2</sup> değeri 0.975'dir. Model kurulum aşamasında maksimum temel fonksiyon sayısı 30 olarak belirlenmiş, model kurulum aşamasında 18 temel fonksiyon üretilmiş ve modele 10 temel fonksiyon dâhil olmuştur. Bunun nedeni ileriye doğru adımdan sonra sadece modele dâhil edilmesi anlamlı olan

temel fonksiyonların seçilerek diğerlerinin modelden çıkarılmasıdır. Modelin sonuçları MARS Model özet tablosunda görülmektedir (Çizelge 4.34).

Çizelge 4.34. Model özet tablosu

Kontrol Kriterleri	Değeri
RMSE	0.749
MSE	0.560
GCV	0.678
MAD	0.590
MAPE	0.026
SSY	6,868.017
SSE	170.934
R-Sq	0.975
R-Sq Norm	0.975
GCV R-Sq	0.970
MSE Adjusted	0.540
R-Sq Adjusted	0.974

Modele giren bağımsız değişkenler önem düzeylerine göre Kontrol günü, Hareketlilik, Sağım süresi'dir. Modele giren değişkenlerin önem düzeyleri ve GCV değerleri verilmiştir (Çizelge 4.35).

Çizelge 4.35. Açıklanan varyans önemlilik istatistikleri

Değişkenler	Önem Düzeyleri	GCV
Kontrolgünü	100.00	19.790
Hareketlilik	7.12	0.775
Sağımsüresi	1.75	0.684
İletkenlik	0.00	0.678

GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.35'te modeldeki her bir açıklayıcı değişkenin önem düzeyleri yüksekten düşüğe doğru sıralanmıştır. İletkenlik dışında modele giren tüm açıklayıcı değişkenler katkı sağlamıştır. Modele en fazla katkı sağlayan %100 önem düzeyi ile kontrol günü değişkenidir.

Değişkenlerin birlikte modele olan katkıları ANOVA ayrıştırma tablosunda verilmektedir (Çizelge 4.36). Varyans ayrıştırma tablosunda modele giren değişkenlerin standart sapma, parametrelerin modelden çıkarılmasındaki kayıp,

temel fonksiyon sayısı, efektif parametre sayısı ve o temel fonksiyonu oluşturan değişkenler görülmektedir.

Çizelge 4.36. Varyans Ayrıştırma Tablosu

Fonksiyon	Standart Sapma	Çıkarmadaki Kayıp	TF Sayısı	Efektif Parametre Sayısı	Değişkenler
1	4.596	19.790	8.000	21.333	KONTROLGÜNÜ
2	0.388	0.775	1.000	2.667	HAREKETLİLİK
3	0.171	0.684	1.000	2.667	SAĞIMSÜRESİ

TF: Temel fonksiyon

Üç fonksiyonlu değişkenlerden 1 numaralı fonksiyonun standart sapması yüksektir. Standart sapmanın yüksek olması o değişkenin modelin açıklama gücüne olan katkısının yüksek olduğunu göstermektedir. Sekiz temel fonksiyon ile açıklanan ve standart sapması en büyük olan Kontrol Günü değişkeninin süt verimi modellemesinde önem düzeyi yüksektir ve modelden çıkartılması halinde modelin açıklama gücü düşecektir.

Geriye doğru adım sürecinde modele en az katkısı olan temel fonksiyonlar çıkartılmış ve modele giren temel fonksiyonlar belirlenmiştir. Final modelini oluşturan temel fonksiyonların tahmin katsayıları, standart hataları, değişkenlerin düğüm noktaları ve p değerleri verilmiştir (Çizelge 4.37).

Çizelge 4.37. Dördüncü laktasyon final modeli

Parametre	Tahmin	S, Hata	Değişken	Düğüm	P-Değeri
Sabit	30.836	0.124			0.000
Temel Fonksiyon 2	-0.370	0.015	KONTROLGUNU	27.000	0.000
Temel Fonksiyon 3	0.272	0.045	KONTROLGUNU	153.000	0.000
Temel Fonksiyon 5	-0.074	0.011	KONTROLGUNU	131.043	0.000
Temel Fonksiyon 7	-0.061	0.004	HAREKETLİLİK	45.000	0.000
Temel Fonksiyon 10	-2.056	0.715	KONTROLGUNU	7.769	0.004
Temel Fonksiyon 11	-0.040	0.008	HAREKETLİLİK	93.000	0.000
Temel Fonksiyon 13	-0.232	0.045	KONTROLGUNU	159.000	0.000
Temel Fonksiyon 19	-0.165	0.037	KONTROLGUNU	249.000	0.000
Temel Fonksiyon 21	0.087	0.016	KONTROLGUNU	225.000	0.000
Temel Fonksiyon 23	0.101	0.033	KONTROLGUNU	261.000	0.003
MARS MODELİ	HKT = 170.934	Düzeltilmiş R <sup>2</sup> = 0.974	F-Değeri = 1151.874		0.000

Modele giren bütün temel fonksiyonların %99 düzeyinde önemli olduğu görülmüştür. Modele giren bu temel fonksiyonlar anlamlıdır.

En son modeldeki temel fonksiyonlar;

$$\begin{aligned}BF2 &= \max(0, 27 - \text{KONTROLGÜNÜ}); \\BF3 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 153); \\BF5 &= \max(0, \text{HAREKETLİLİK} - 131.043); \\BF7 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 45); \\BF10 &= \max(0, 7.769 - \text{SAĞIMSÜRESİ}); \\BF11 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 93); \\BF13 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 159); \\BF19 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 249); \\BF21 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 225); \\BF23 &= \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 261); \end{aligned}$$

Dördüncü laktasyon MARS modeli tahmin fonksiyonu;

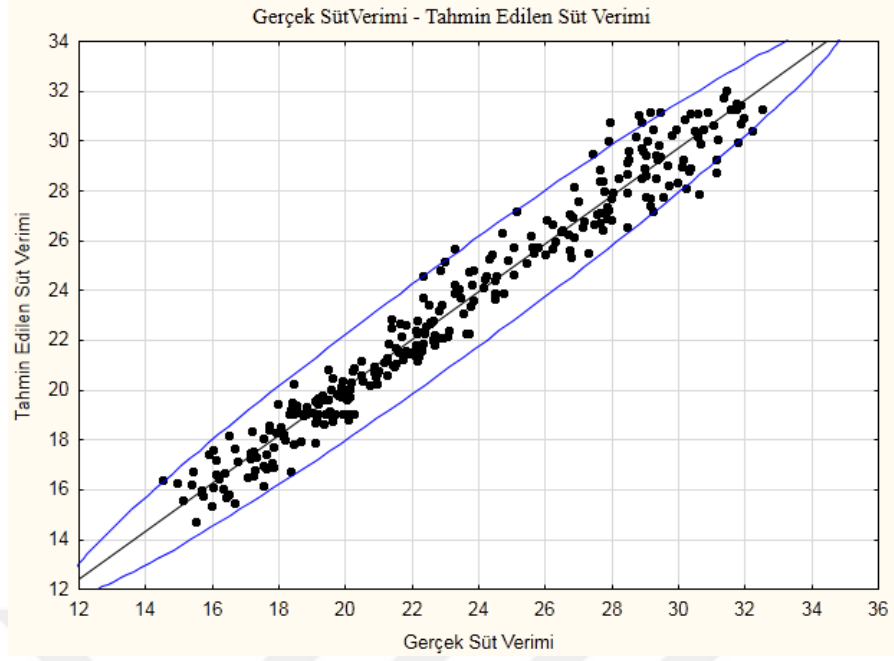
$$\begin{aligned}Y &= 30.8361 - 0.369997 * BF2 + 0.271777 * BF3 - 0.0743779 * BF5 \\&\quad - 0.0605958 * BF7 - 2.05564 * BF10 - 0.0400036 * BF11 \\&\quad - 0.231707 * BF13 - 0.164655 * BF19 + 0.0864971 * BF21 \\&\quad + 0.100624 * BF23; \end{aligned} \tag{4.21}$$

şeklindedir. Temel fonksiyonlarla kurulan en son modelin kapalı gösterimi,

$$MODEL \ SÜTVERİMİ = BF2 \ BF3 \ BF5 \ BF7 \ BF10 \ BF11 \ BF13 \ BF19 \ BF21 \ BF23;$$

şeklindedir. Şekil 4.32'de gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verim grafiği verilmektedir.





Şekil 4.32. Dördüncü laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi

Dördüncü laktasyonda MARS algoritması ile tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon 0.987 ( $p=0.001$ ) olarak hesaplanmıştır.

## 4.5. Beşinci Laktasyon

### 4.5.1. Gamma Fonksiyonu ile Süt Verimi Model Tahmini

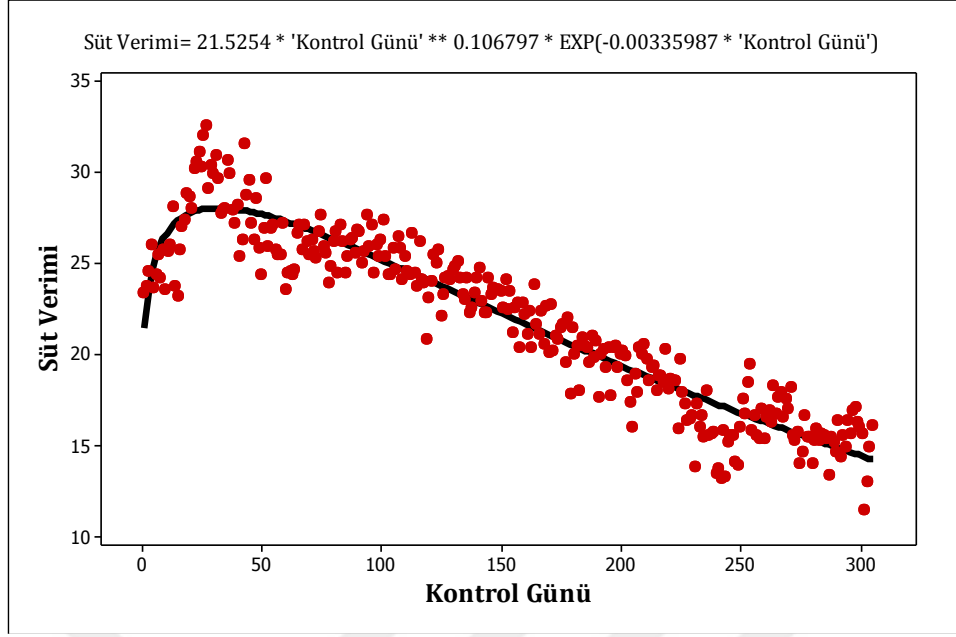
Gamma fonksiyonu Eşitlik (4.1) ile beşinci laktasyon süt verimleri değerleri; a(başlangıç verimi)  $21.5254 \pm 0.570534$ ; b(yükselme katsayısı)  $0.1068 \pm 0.0081$ ; c(azalma katsayısı)  $0.0034 \pm 0.000099$  bulunmuştur. Beşinci laktasyon için gamma fonksiyon tahmin modeli;

$$Y_t = 21,5254 * t^{0,1068} * \exp(-0,0034 * t) \quad (4.22)$$

Beşinci laktasyona ait maksimum günlük süt verimi 32.536 kg, maksimum verime ulaşma süresi 27. gün ve 305 günlük süt verimi 6651.209 kg olarak saptanmıştır. Tahminlenen verimlerde maksimum günlük süt verimine 32. günde 27.99 kg olarak ulaşılmış, 305 günlük süt verimi 6650.993 kg bulunmuştur. Gamma modeli ile tahmin edilen beşinci laktasyon süt verimlerine ait devamlılık düzeyleri  $P_{2:1}=\%84$ ,  $P_{3:2}=\%77$  ve  $P_{3:1}=\%65$  olarak hesaplanmıştır. Modelinin logaritmik dönüşümleri kullanılarak Lineer Regresyon analizi sonucu elde edilen denklem,

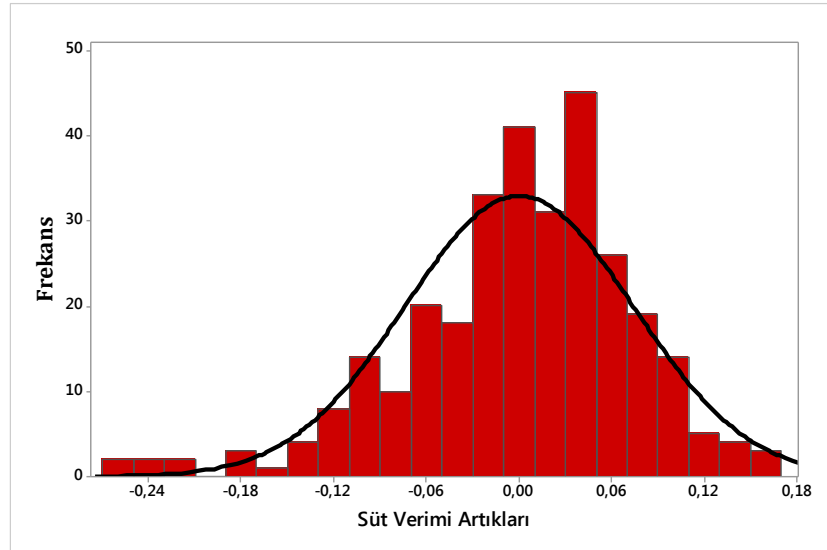
$$\ln Y_t = 3.0759 + 0.10393 \ln t - 0.00333 t \quad (4.23)$$

olup modele ait  $R^2=0.894$   $F=1278.8$   $p=0.000$  olarak bulunmuştur. Gamma modeli ile tahminlenen beşinci laktasyon süt verimleri ile gerçek süt verimleri arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.948 ( $p=0.000$ ); MAPE değeri %5.69 olarak hesaplanmıştır. Gamma fonksiyonu ile tahmin edilen süt verim değerleri ve gerçek gözlemlerden elde edilen laktasyon eğrileri verilmiştir (Şekil 4.33).



Şekil 4.33. Beşinci laktasyon süt verimine ait gerçek ve gamma fonksiyonu ile tahminlenen laktasyon eğrisi

Şekil 4.33'te her iki eğride ufak tefek sapmalar dışında birbirleriyle uyumludur. Şekil 4.34'te süt verim artıkları dağılımı incelenmiştir. Beşinci laktasyon süt verim artıkları normal dağılmamaktadır (Kolmogrov Smirnov=0.076; p=0.01).

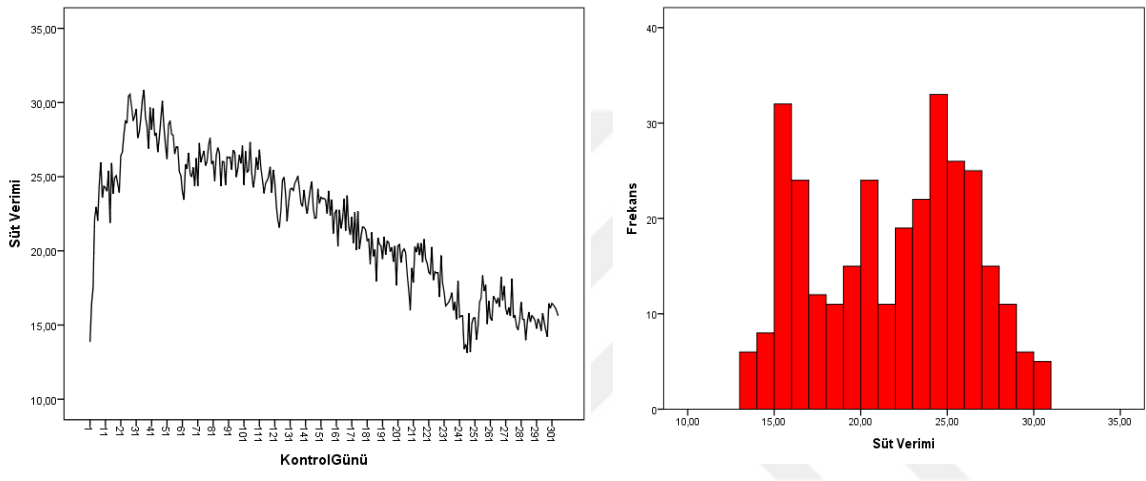


Şekil 4.34. Beşinci laktasyon süt veriminin artıkları dağılım grafiği

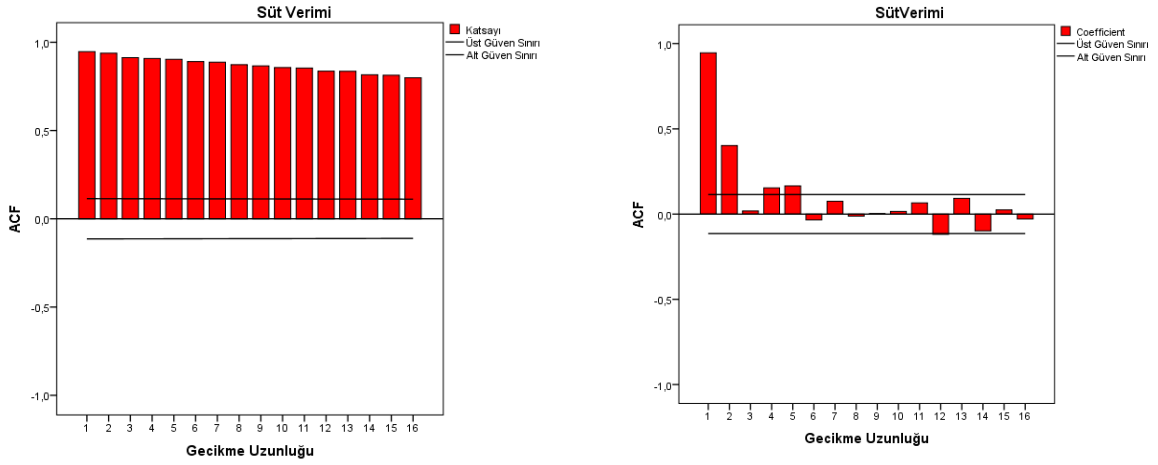
Durbin Watson katsayısı (DW) 1.109'dur. Bu deęer 1.779 ile 2.221 deęerleri arasında olmadığı için alternatif hipotezin kabul edildięi pozitif otokorelasyon bölgesine düşmektedir. Artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olduğunu söyleyebiliriz.

#### 4.5.2. Zaman Serisi Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Beşinci laktasyon kontrol günü süt verimi;



Laktasyon eğrisi süt verimi ve dağılım grafikleri verilmiştir (Şekil 4.35). Serinin durağanlığını saptamak için otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafiklerine bakılmıştır. (Şekil 4.36).



Şekil 4.36. Laktasyon eğrisi ACF ve PACF grafikleri

Korelogram (Şekil 4.36 ve Çizelge 4.38) incelendiğinde hesaplanan otokorelasyon katsayılarının yüksek değerli olduğu gözlenmektedir. Birbirine yakın gözlemler birbirleriyle yakın bir birlikteliğe sahiptir.

Çizelge 4.38. Beşinci laktasyon süt verimi serisi ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
.948	.948	276.811	0.000
.940	.408	549.866	0.000
.915	.010	809.556	0.000
.907	.116	1065.675	0.000
.901	.151	1319.188	0.000
.888	-.024	1565.962	0.000
.884	.080	1811.752	0.000
.870	-.017	2050.301	0.000
.864	.017	2286.431	0.000
.855	.027	2518.196	0.000
.850	.052	2748.490	0.000
.834	-.111	2970.643	0.000
.833	.094	3192.980	0.000
.813	-.104	3405.749	0.000
.811	.043	3618.104	0.000
.796	-.035	3823.299	0.000

Yüksek otokorelasyon katsayılarının daha yüksek gecikmelerde azalan bir yapı gösterdiği ve trend yapısındaki gibi zaman içerisindeki azalmanın çok yavaş bir şekilde olduğu görülmektedir. Bu azalış daha sonraki gecikmelerde korelasyon katsayıları anlamsız olana kadar devam eder. ACF grafiği doğrusal azalan bir yapıya sahiptir. Zaman serisinde T=305 otokorelasyon katsayısının standart hatası,

$$Sh_{ACF(k)} = 1/\sqrt{305} = 0.0573 \quad k=1,2,3,\dots$$

Birinci gecikme için hesaplanan otokorelasyon katsayısının t değeri;

$$t_{ACF(1)} = 0.948/0.0573 = 16.544$$

Birinci gecikme için %5 anlamlılık düzeyinde t-tablo değeri  $t_c = 1.96$ 'dır.

$t_{ACF(1)} = 16.544 > t_c = 1.96$  olduğu için  $H_0$  hipotezi red edilecektir. On altı gecikme için hesaplanan otokorelasyon katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu Çizelge 4.38'de görülmektedir.

Şekil 4.32 için otokorelasyon katsayıları için güven aralıkları;

$$\pm [t_c \times Sh_{ACF(k)}] = \pm [1.96 \times 0.0573] = \pm 0.1123 \quad (4.24)$$

On altı gecikme için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının tamamı  $\pm 0.1123$  güven aralığının dışında olması beşinci laktasyon süt verim serisinin durağan olmadığı fikrini vermektedir. Beşinci laktasyon süt verimi serisinin durağan olmadığı ile ilgili kesin karar vermek için serinin birim kök içerip içermediğine ADF-Augmented Dickey Fuller testi ile bakılmıştır. ADF test istatistiği sonuçları verilmiştir (Çizelge 4.39).

Çizelge 4.39. ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları

	ADF	%1	%5	%10	P
SABİT	-0.645	-3.452	-2.871	-2.572	0.857
SABİT TRENDLİ	-0.256	-3.989	-3.425	-3.135	0.974
SABİTSİZ TRENDSİZ	-0.665	-2.573	-1.942	-1.616	0.429

ADF sonuçları %1, %5 ve %10 değerlerinden büyük olması ve p değerlerinin 0.05'ten büyük olması serinin birim köklü olduğunu yani durağan olmadığını göstermektedir. Bu sebeple seriye birinci dereceden fark işlemi uygulanarak durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Birinci farkı alınan serinin birim kök ve durağanlığı test etmek için ADF testi uygulanmış ve Dickey - Fuller test istatistiği sonuçları verilmiştir (Çizelge 4.40).

Çizelge 4.40. d=1 için ADF-Augmented Dickey Fuller sonuçları

	ADF	%1	%5	%10	P
SABİT	-13.104	-3.452	-2.871	-2.572	0.000
SABİT TRENDLİ	-13.163	-3.989	-3.425	-3.136	0.000
SABİTSİZ TRENDSİZ	-13.115	-2.573	-1.942	-1.616	0.000

ADF sonuçları serinin birim köklü olmadığını ve durağan olduğunu göstermektedir. Durağan hale getirilmiş serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu grafiklerine bakılmış ve ARIMA iki gecikmeye kadar model belirleme işlemleri denenmiştir (Çizelge 4.41).

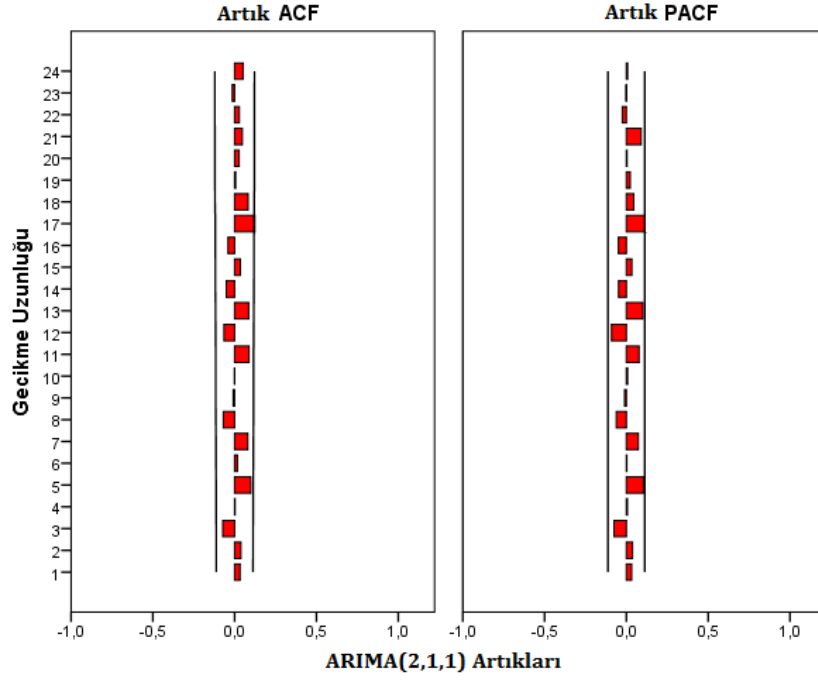
Çizelge 4.41. ARIMA modelleri

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (0,1,2)	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (1,1,2)	<b>ARIMA (2,1,1)</b>	ARIMA (2,1,2)
<b>Kesme</b>	0.003	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	<b>0.000</b>	0.001
<b>P</b>	0.940	0.960	0.915	0.917	0.915	0.922	<b>0.913</b>	0.775
<b><math>\phi_1</math></b>	-0.465		-0.496		-0.476	-0.589	<b>-1.440</b>	0.490
<b>P</b>	0.000		0.000		0.000	0.004	<b>0.000</b>	0.001
<b><math>\theta_1</math></b>		0.455	-0.021	0.473		-0.102	<b>-0.959</b>	0.964
<b>P</b>		0.000	0.860	0.000		0.636	<b>0.000</b>	0.000
<b><math>\phi_2</math></b>					0.008		<b>-0.501</b>	0.478
<b>P</b>					0.890		<b>0.000</b>	0.000
<b><math>\theta_2</math></b>				-0.115		0.078		0.007
<b>P</b>				0.046		0.517		0.952
<b>R<sup>2</sup></b>	0.930	0.928	0.930	0.929	0.930	0.930	<b>0.931</b>	0.930
<b>Ljung-Box Q(sig.)</b>	27.694 0.049	48.488 0.000	26.650 0.046	36.967 0.002	26.694 0.045	25.188 0.047	<b>22.042 0.107</b>	26.657 0.021
<b>MAPE</b>	4.604	4.644	4.622	4.638	4.622	4.610	<b>4.575</b>	4.631
<b>RMSE</b>	1.188	1.204	1.193	1.201	1.193	1.192	<b>1.183</b>	1.198
<b>Normalized BIC</b>	0.382	0.409	0.409	0.422	0.409	0.427	<b>0.411</b>	0.455

$\phi_1$ : AR(1);  $\phi_2$ : AR(2);  $\theta_1$ : MA(1);  $\theta_2$ : MA(2) parametreleri; R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; MAPE: Ortalama mutlak hata oranı; RMSE: Hata kareler ortalaması karekökü

En uygun ARIMA modelini seçerken öncelikle tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması, yüksek bir belirleme katsayısına sahip olması, MAPE, RMSE değerleri ve BIC bilgi kriterinin küçük olması gerekir. Hataların temiz dizi olduğunu göstermek için kullanılan Portmanteau Q-istatistiklerinin istatistiksel olarak önemli olmadığı görülmüştür. Bu kriterler göz önüne alındığında süt verimi serisi için en uygun modelin ARIMA(2,1,1) yapısı olduğu ortaya çıkmaktadır. Model seriyi %93.14 oranında açıklamaktadır. Modelin MAPE değeri %4.575 < %10'dur.





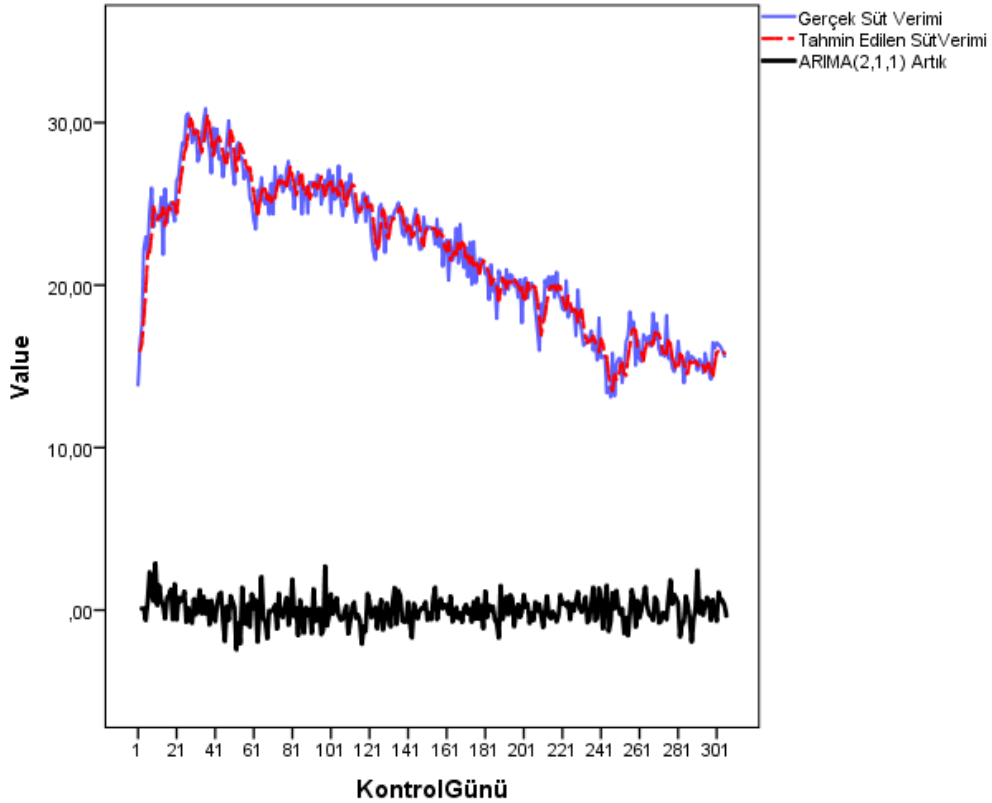
Şekil 4.37. ARIMA(2,1,1) model artıkları

ARIMA (2,1,1) model artıklarının ACF ve PACF grafiği ve ACF, PACF değerleri verilmiştir (Şekil 4.37 ve Çizelge 4.42). Artıklar güven sınırları içinde yer aldığı için beyaz gürültü serisine (sabit bir ortalama ve sahip varyans) sahiptir.

Çizelge 4.42. ARIMA (2,1,1) model artıklarının ACF ve PACF istatistikleri

ACF	PACF	Q-Stat	P
.050	.050	.050	.384
-.010	-.013	-.013	.673
-.121	-.121	-.121	.148
.018	.030	.030	.244
.028	.024	.024	.337
.044	.027	.027	.390
.074	.078	.078	.332
-.062	-.065	-.065	.324
-.057	-.044	-.044	.332
.026	.048	.048	.402
.054	.030	.030	.414
-.067	-.087	-.087	.385
.089	.111	.111	.288
.001	-.002	-.002	.357
.002	-.010	-.010	.429
-.046	-.017	-.017	.453

Q test istatistik değeri tahmin hatalarının rasgele olarak dağıldığı ve modelin süt verimi tahminine uygun olduğunu göstermektedir. ARIMA(2,1,1) modeli için parametrelerin anlamlılığı ve modelin geçerliliği incelenmiştir. Kolmogrov-Smirnov değeri ( $p=0.200$ ) artıkların normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Zaman serilerinde hata terimlerinin homojenliğini test etmek için kullanılan yöntemlerden Run (Swed-Eisenhart) test istatistiği önem düzeyi ( $p=0.730$ ), ARIMA(2,1,1) modelinin artıklarının birbirinden bağımsız ve homojen olduğunu göstermektedir. DW değeri (1.895) 1.779 ile 2.221 değerleri arasında ve  $\rho=0$  bölgesindedir. Durbin Watson değerine göre ARIMA (2,1,1) model artıkları arasında otokorelasyon sorunu yoktur. Artıklar arasında birinci dereceden ardışık bir ilişki olmadığı söylenebilir. ARIMA (2,1,1) modeli kullanılarak, süt verimi için tahminler yapılmıştır. Süt verimlerinin gerçek değerleri, tahmin değerleri ve hatalarının grafiği verilmiştir (Şekil 4.38).



Şekil 4.38. Modelin artık, gerçek değer ve model tahminlerinin grafiği

Beşinci laktasyon arasındaki Pearson korelasyon katsayısı 0.966'dır. Bu sonuç gerçek süt verimi değerleri ile tahmin değerleri arasında doğrusal pozitif yönlü güçlü bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Beşinci laktasyon süt verimi için tahmin edilen ARIMA (2,1,1) modeli,

$$\nabla Y_t = -1,440Y_{t-1} - 0,501Y_{t-2} + \varepsilon_t - 1,353\varepsilon_{t-1} \quad (4.25)$$

şeklinde. ARIMA (2,1,1) modeli ile tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 30.90 kg, maksimum verime ulaşma süresi 38 gün ve 305 günlük süt verimi 7235.05 kg olarak saptanmıştır.

#### 4.5.3. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Model Tahmini

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri- MARS yöntemi ile kontrol günü süt verimleri analiz edilmiştir. Beşinci laktasyon için maksimum etkileşimli modeller denenerek en uygun model tespit edilmiştir. Model uygunluğu, genelleştirilmiş çapraz geçerlilik (GCV) değerinin minimum ve R<sup>2</sup>'nin maksimum olması kriterleri ile değerlendirilmiştir. Laktasyon süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi Çizelge 4.43'te verilmiştir.

Çizelge 4.43. Süt verimi için en uygun maksimum etkileşim seviyesi

Maksimum etkileşim	Maksimum temel fonksiyon sayısı	R <sup>2</sup>	GCV	Modele giren değişkenler
etkileşimsiz	17(10)	0.938	1.57999	Kontrol Günü, Sağım Süresi
2'li etkileşim	22(15)	0.951	1.42971	Kontrol Günü, İletkenlik, Hareketlilik, Sağım Süresi
3'li etkileşim	23(14)	0.950*	1.40751	Kontrol Günü, İletkenlik, Hareketlilik, Sağım Süresi
4'li etkileşim	23(14)	0.950	1.40751	Kontrol Günü, İletkenlik, Hareketlilik, Sağım Süresi

R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.43'te MARS yöntemi açıklayıcı değişkenlerin birbirleri arasındaki etkileşimleri belirlemiş ve bu etkileşimlerin açıklanan değişken üzerine olan etkisini ortaya koymuştur (Tunay, 2001). Maksimum etkileşim derecesi

arttığında, GCV değerinin azaldığı ve  $R^2$  'nin arttığı görülmektedir. Beşinci laktasyon için en uygun model; 3'lü etkileşimli, GCV değeri 1.40751,  $R^2$  değeri 0.950'dir. Model kurulum aşamasında maksimum temel fonksiyon sayısı 30 olarak belirlenmiş, model kurulum aşamasında 23 temel fonksiyon üretilmiş ve modele 14 temel fonksiyon dâhil olmuştur.  $GCV-R^2 = 0.933$  olarak bulunmuştur. Modelin sonuçları MARS model özet tablosunda ve modele giren değişkenlerin önem düzeyleri ve GCV değerleri verilmiştir (Çizelge 4.44, Çizelge 4.45).

Çizelge 4.44. Model özet tablosu

Kontrol Kriterleri	Kontrol Kriterleri
RMSE	1.014
MSE	1.029
GCV	1.408
MAD	0.820
MAPE	0.039
SSY	6,318.205
SSE	313.840
R-Sq	0.950
R-Sq Norm	0.950
GCV R-Sq	0.933
MSE Adjusted	0.978
R-Sq Adjusted	0.948

Çizelge 4.45. Açıklanan varyans önemlilik istatistikleri

Değişkenler	Önem Düzeyleri	GCV
Kontrolgünü	100,000	4,483
Hareketlilik	43,677	1,994
Sağımsüresi	12,488	1,456
İletkenlik	10,544	1,442

**GCV:** Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik

Çizelge 4.45'te modeldeki her bir açıklayıcı değişkenin önem düzeyleri yüksekten düşüğe doğru sıralanmıştır. Modele en fazla katkı sağlayan %100 önem düzeyi ile kontrol günü değişkenidir. ANOVA ayrıştırma tablosunda verilmektedir (Çizelge 4.46). Varyans ayrıştırma tablosunda modele giren değişkenlerin standart sapma, parametrelerin modelden çıkarılmasındaki kayıp, temel fonksiyon sayısı, efektif parametre sayısı ve o temel fonksiyonu oluşturan değişkenler görülmektedir.

Çizelge 4.46. Varyans Ayrıştırma Tablosu

Fonksiyon	Standart Sapma	Çıkarmadaki Kayıp	TF Sayısı	Efektif Parametre Sayısı	Değişkenler
1	3,990	3,046	6	18,522	KONTROLGÜNÜ
2	1,402	1,542	1	3,087	ILETKENLIK
3	0,384	1,442	1	3,087	SAĞIMSÜRESİ
4	2,156	2,017	4	12,348	KONTROLGÜNÜ, ILETKENLIK
5	0,887	1,456	2	6,174	KONTROLGÜNÜ, HAREKETLILIK

TF: Temel fonksiyon

Varyans ayrıştırma tablosunda standart sapmanın yüksek olması; o değişkenin modelin açıklama gücüne olan katkısının yüksek olduğunu ifade etmektedir. Beş fonksiyonlu tabloda kontrol günü fonksiyonunun bulunduğu bir nolu fonksiyonun standart sapması yüksektir. Altı temel fonksiyon ile açıklanan ve standart sapması en büyük olan kontrol günü değişkeninin süt verimi modellemesinde önem düzeyi yüksektir ve modelden çıkartılması halinde modelin açıklama gücü düşecektir. Dört nolu fonksiyonda bulunan kontrol günü ve iletkenlik değişkenleri etkileşimleri dört temel fonksiyon ile açıklanan ve kontrol gününden sonra modele katkısı olan önemli fonksiyondur.

Geriye doğru adım sürecinde modele en az katkısı olan temel fonksiyonlar çıkartılmış ve modele giren temel fonksiyonlar belirlenmiştir. Final modelini oluşturan temel fonksiyonların tahmin katsayıları, standart hataları, değişkenlerin düğüm noktaları ve p değerleri verilmiştir (Çizelge 4.47).

Çizelge 4.47’de modele giren bütün temel fonksiyonların %99 düzeyinde önemli olduğu görülmüştür. Modele, etkileşim içinde olan kontrol günü ve iletkenlik değişkenleri birlikte dört temel fonksiyon ile hareketlilik ve kontrol günü değişkenleri iki temel fonksiyon ile dâhil olmuştur.

Çizelge 4.47. Beşinci laktasyon final modeli

Parametre	Tahmin	S, Hata	Değişken	Eş Değişken	Düğüm	P
Sabit	26.008	0.516				0.000
Temel Fonksiyon 2	-0.331	0.026	KONTROLGÜNÜ		27.000	0.000
Temel Fonksiyon 3	-0.517	0.055	ILETKENLIK	KONTROLGÜNÜ	9.236	0.000
Temel Fonksiyon 5	-2.459	0.414	ILETKENLIK		9.510	0.000
Temel Fonksiyon 7	0.235	0.033	KONTROLGÜNÜ	ILETKENLIK	248.00	0.000
Temel Fonksiyon 8	0.021	0.004	KONTROLGÜNÜ	ILETKENLIK	248.00	0.004
Temel Fonksiyon 11	0.233	0.035	KONTROLGÜNÜ		57.000	0.000
Temel Fonksiyon 13	-0.173	0.032	KONTROLGÜNÜ		219.00	0.000
Temel Fonksiyon 15	-0.180	0.034	KONTROLGÜNÜ	ILETKENLIK	260.00	0.000
Temel Fonksiyon 17	0.094	0.024	KONTROLGÜNÜ		201.00	0.000
Temel Fonksiyon 19	-0.001	0.000	HAREKETLILIK	KONTROLGÜNÜ	142.09	0.002
Temel Fonksiyon 21	0.518	0.138	SAĞIMSÜRESİ		6.900	0.000
Temel Fonksiyon 22	-0.068	0.012	KONTROLGÜNÜ		99.000	0.000
Temel Fonksiyon 24	-0.208	0.030	KONTROLGÜNÜ		45.000	0.000
Temel Fonksiyon 30	0.001	0.000	KONTROLGÜNÜ	HAREKETLILIK	71.125	0.000
MARS MODELİ	HKT = 313.84	Düzeltilmiş R <sup>2</sup> = 0.948	F-Değeri = 396.305			0.000

En son modeldeki temel fonksiyonlar;

$$BF2 = \max(0, 27 - \text{KONTROLGÜNÜ});$$

$$BF3 = \max(0, \text{ILETKENLIK} - 9.236) * BF2;$$

$$BF5 = \max(0, \text{ILETKENLIK} - 9.51);$$

$$BF7 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 248) * BF5;$$

$$BF8 = \max(0, 248 - \text{KONTROLGÜNÜ}) * BF5;$$

$$BF11 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 57);$$

$$BF13 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 219);$$

$$BF15 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 260) * BF5;$$

$$BF17 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 201);$$

$$BF18 = \max(0, 201 - \text{KONTROLGÜNÜ});$$

$$BF19 = \max(0, \text{HAREKETLILIK} - 142.091) * BF18;$$

$$BF21 = \max(0, \text{SAĞIMSÜRESİ} - 6.9);$$

$$BF22 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 99);$$

$$BF23 = \max(0, 99 - \text{KONTROLGÜNÜ});$$

$$BF24 = \max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 45);$$

$$BF30 = \max(0, \text{HAREKETLILIK} - 71.125) * BF23;$$

Beşinci laktasyon MARS modeli tahmin fonksiyonu;

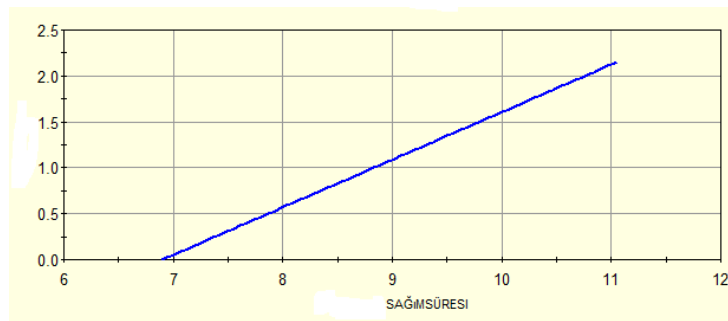
$$\begin{aligned} Y = & 26.0078 - 0.331161 * BF2 - 0.517347 * BF3 - 2.45873 * BF5 \\ & + 0.235078 * BF7 + 0.0210113 * BF8 + 0.232393 * BF11 \\ & - 0.172847 * BF13 - 0.180446 * BF15 + 0.0941788 * BF17 \\ & - 0.000530099 * BF19 + 0.518186 * BF21 - 0.0682257 * BF22 \\ & - 0.208337 * BF24 + 0.000769765 * BF30; \end{aligned} \quad (4.26)$$

Temel fonksiyonlarla kurulan en son modelin kapalı gösterimi,

$$\begin{aligned} MODEL \ SÜTVERİMİ = & BF2 \ BF3 \ BF5 \ BF7 \ BF8 \ BF11 \ BF13 \ BF15 \ BF17 \ BF19 \ BF21 \\ & BF22 \ BF24 \ BF30; \end{aligned}$$

şeklindedir. Bu modelde BF18 temel fonksiyonu, BF19 temel fonksiyonu ile etkileşerek BF19 sayesinde dolaylı olarak modele girmiştir. Yine aynı şekilde BF23 temel fonksiyonu, BF30 ile etkileşim halindedir ve BF23 temel fonksiyonu sayesinde dolaylı olarak modele girmiştir.

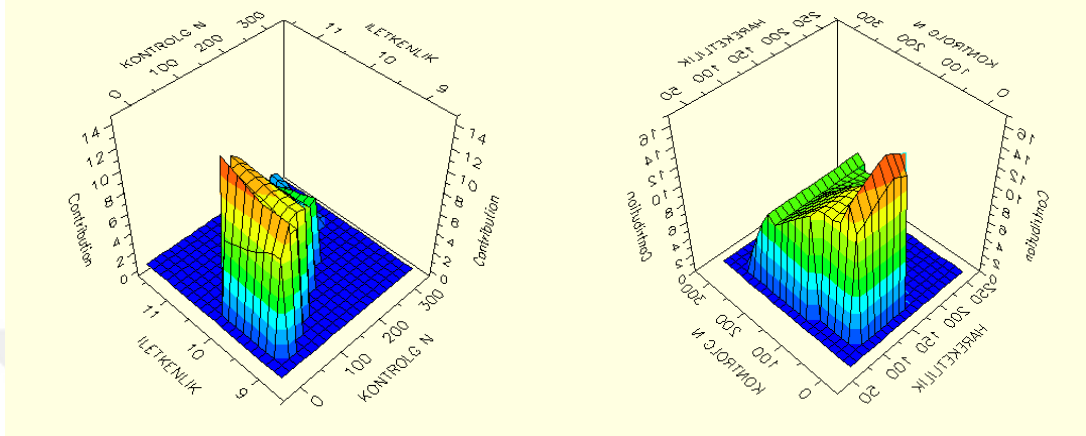
MARS modeli, gerek her bir açıklayıcı değişken için gerekse değişkenler arasındaki etkileşimler için belirlenen temel fonksiyonların doğrusal bir kombinasyonu olarak ifade edilmektedir. MARS algoritmasına göre seçilen değişkenlerin optimal dönüşümleri ve aralarında etkileşim bulunan açıklayıcı değişkenlerin etkileşimlerinin kombinasyonları şekil 4.39 ve şekil 4.40'ta gösterilmektedir.



Şekil 4.39. MARS açıklayıcı değişkeninin katkısı

Modelde sağım süresi 6.9'dan büyük olanlar ile bağımlı değişken arasında doğrusal yönde bir ilişki vardır.

$$BF21 = \max(0, SAĞIMSÜRESİ - 6.9);$$

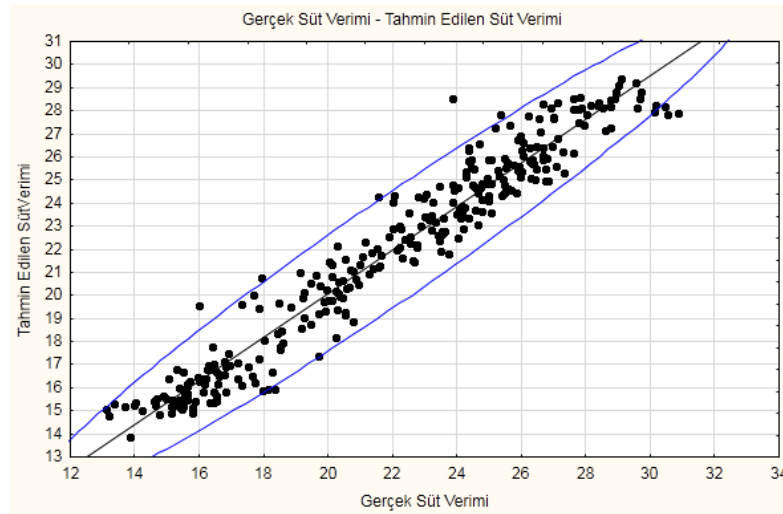


A

B

Şekil 4.40. MARS açıklayıcı değişkenlerin etkileşimlerinin katkısı

Üç boyutlu yüzey çizimleri ile bir çift tahmin edici değişken ile amaç değişkeni arasındaki ilişki gösterilir (Steinberg vd.,1999). Şekil 4.40'ta A ve B'de Kontrol günü ve İletkenlik değişkenlerinin ikili etkileşimlerin Süt verimi değişkenine olan katkısı verilmektedir. Şekil 4.41'de gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verim grafiği verilmektedir.



Şekil 4.41. Beşinci laktasyon gerçek süt verimi ile tahmin edilen süt verimi



Beşinci laktasyonda MARS algoritması ile tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon 0.974 ( $p=0.001$ ) olarak hesaplanmıştır.

#### 4.6. Kontrol Günü Değişkeni ile Süt Verimi MARS Model Tahmini

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (Multivariate Adaptive Regression Splines – MARS) yöntemi ile kontrol günü açıklayıcı değişken olarak alınarak süt verimi modellenmiştir. Model sonuçları MARS model özet tablosunda görülmektedir (Çizelge 4.48).

Çizelge 4.48. Model özet tablosu

Kontrol Kriterleri	Değeri
RMSE	0.410
MSE	0.168
GCV	0.186
MAD	0.276
MAPE	0.013
SSY	1,514.35719
SSE	51.265
R-Sq	0.966
R-Sq Norm	0.966
GCV R-Sq	0.963
MSE Adjusted	0.164
R-Sq Adjusted	0.965

Çizelge 4.48’de tek açıklayıcı değişken kullanılarak yapılan MARS modellemesi yedi temel fonksiyonlu olup GCV değeri 0.18592, düzeltilmiş  $R^2$  değeri 0.965’tir. GCV değeri kontrol günü hareketlilik, iletkenlik ve sağım süresi açıklayıcı değişkenleri ile yapılan modellemeden yüksek bulunmuştur ( $GCV=0.10633$ ). Düzeltilmiş  $R^2$  değeri ise daha küçük çıkmıştır ( $Adj.R^2 =0.982$ ). Modele giren bağımsız değişkenin önem düzeyi ve GCV (Genelleştirilmiş Çapraz Geçerlilik) değerleri Çizelge 4.49’da verilmiştir.

Çizelge 4.49. Açıklanan varyans önemlilik istatistiği

Değişkenler	Önem Düzeyleri	GCV
Kontrolgünü	100.00	5.00

Açıklayıcı değişkenlerin modeldeki önem düzeylerinin belirlenebilmesi Mars modelleme yaklaşımının bir avantajıdır. Modelde tek açıklayıcı değişken kullanıldığında değişkenler arasında etkileşimleri karşılaştırma yapma imkânı bulunmamaktadır. Yani MARS'ın bu avantajını değerlendirilememektedir. Kontrol günü değişkeni tek başına yüksek açıklayıcılığa sahip bir model oluşturmuştur.

Çizelge 4.50. Varyans Ayrıştırma Tablosu

Fonksiyon	Standart Sapma	Çıkarmadaki Kayıp	TF Sayısı	Efektif Parametre Sayısı	Değişkenler
1	2.19	5.00	7	14.00	KONTROLGÜNÜ

Çizelge 4.50'de varyans ayrıştırma tablosunda modele giren 7 temel fonksiyonu oluşturan değişkenin standart sapma değeri, çıkarmadaki kayıp, temel fonksiyon sayısı, efektif parametre sayısı ve o temel fonksiyonu oluşturan değişkenler görülmektedir. Varyans ayrıştırma tablosunda standart sapmanın yüksek olması; o değişkenin modelin açıklama gücüne olan katkısının yüksek olduğunu ifade etmektedir. Kontrol günü değişkenini modelden çıkartmanın maliyeti yüksektir. Yedi temel fonksiyon ile açıklanan ve standart sapması en büyük olan kontrol günü değişkeni süt verimi modellemesinde önemlidir.

Geriye doğru adım sürecinde modele en az katkısı olan temel fonksiyonlar çıkartılmış ve modele giren temel fonksiyonlar belirlenmiştir. Final modelini oluşturan temel fonksiyonların tahmin katsayıları, standart hataları, değişkenlerin düğüm noktaları ve p değerleri verilmiştir (Çizelge 4.51).

Çizelge 4.51. Birinci laktasyon final modeli

Parametre	Tahmin	S, Hata	Değişken	Düğüm	P-Değeri
Sabit	24.776	0.260			0.000
Temel Fonksiyon 1	0.076	0.004	KONTROLGUNU	28.000	0.000
Temel Fonksiyon 2	-0.342	0.008	KONTROLGUNU	28.000	0.000
Temel Fonksiyon 3	-0.124	0.005	KONTROLGUNU	38.000	0.000
Temel Fonksiyon 7	0.020	0.356	KONTROLGUNU	158.00	0.000
Temel Fonksiyon 9	-0.040	0.005	KONTROLGUNU	83.000	0.000
Temel Fonksiyon 11	-0.016	0.004	KONTROLGUNU	218.00	0.000
Temel Fonksiyon 13	0.052	0.008	KONTROLGUNU	58.000	0.000
MARS MODELİ	HKT = 51.264	Düzeltilmiş R <sup>2</sup> = 0.966	F-Değeri = 1210.899		0.000

Modele giren bütün temel fonksiyonların %99 düzeyinde önemli olduğu görülmüştür. Modele giren bu temel fonksiyonlar anlamlıdır. Birinci laktasyonda MARS algoritması ile tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon 0.947 (p=0.001) olarak hesaplanmıştır. En son modeldeki temel fonksiyonlar ve MARS tahmin fonksiyonu Çizelge 4.52’de verilmiştir.

Çizelge 4.52. Birinci laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi

Temel Fonksiyon	Açık Yazılımı
TF1	max( 0, KONTROLGÜNÜ - 28);
TF2	max( 0, 28 - KONTROLGÜNÜ);
TF3	max( 0, KONTROLGÜNÜ - 38);
TF7	max( 0, KONTROLGÜNÜ - 158);
TF9	max( 0, KONTROLGÜNÜ - 83);
TF11	max( 0, KONTROLGÜNÜ - 218);
TF13	max( 0, KONTROLGÜNÜ - 58);
$Y = 24.7761 + 0.0760434 * TF1 - 0.342493 * TF2 - 0.12428 * TF3 + 0.0204265 * TF7 - 0.0398444 * TF9 - 0.0159331 * TF11 + 0.0524873 * TF13;$	

TF: Temel Fonksiyon

Çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS) yöntemi ile kontrol günü açıklayıcı değişken olarak alınarak ikinci, üçüncü, dördüncü ve beşinci laktasyon süt verimi modellenmiştir. Ayrıca genel model-1 adı altında laktasyon sırası ve kontrol günü bağımsız değişken olarak kullanılarak modelleme yapılmıştır. Model sonuçları Çizelge 4.53’te görülmektedir.

Çizelge 4.53. Laktasyon eğrilerinin MARS yöntemi ile modelleme sonuçları

	1.Laktasyon	2.Laktasyon	3.Laktasyon	4.Laktasyon	5.Laktasyon	Genel-1
R <sup>2</sup>	0.966	0.983	0.987	0.971	0.934	0.960
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.965	0.983	0.988	0.970	0.932	0.959
GCV	0.186	0.282	0.547	0.741	1.478	0.806
Modele giren temel fonksiyon sayısı	7	5	4	8	7	15
F-Değeri	1210.90	3416.39	2405.31	1223.73	396.31	2404.80
Korelasyon (r)*	0.947	0.969	0.982	0.970	0.946	0.880
RMSE	0.410	0.512	0.718	0.813	1.156	0.872
MAPE	0.013	0.015	0.022	0.028	0.004	0.028
Açıklayıcı Değişkenler	Önem düzeyi					
Kontrol Günü	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Laktasyon Sırası						38.80

R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; GCV: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik RMSE: Hata kareler ortalamasının karekökü; MAPE: ortalama mutlak hata oranı; r: Korelasyon katsayısı

Çizelge 4.53'te 2 - 5. laktasyonlarda tek bağımsız değişken kullanılarak yapılan modellemelerde R<sup>2</sup> ve düzeltilmiş R<sup>2</sup> değerleri birden fazla bağımsız değişken kullanılarak kurulan modele göre daha düşüktür. GCV değerleri ise daha yüksek çıkmaktadır. Literatürde GCV değerinin küçük bulunması modeldeki uyumun iyi olduğunu bildirmektedir (Hastie, 2008). Yine tek bağımsız değişken kullanılarak yapılan modellemelerde elde edilen MAPE, RMSE değerleri dört bağımsız değişken kullanılarak yapılan modellemeye göre daha yüksektir. 2 - 5. laktasyonlarda MARS algoritması ile tahminlenen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon katsayıları sırasıyla 0.947; 0.969; 0.982; 0.970; 0.946 (p=0.001) olarak hesaplanmıştır. Bu değerler dört bağımsız değişken kullanılarak yapılan modellemeye göre daha düşüktür.

Final modelini oluşturan temel fonksiyonlar ve tahmin modeli laktasyon sırasına göre verilmiştir (Çizelge 4.54-4.57). Çizelge 4.54-4.57'de verilen temel fonksiyonlara ilişkin yukarıdaki ifadelerde düğüm değeri ile gözlem değeri arasındaki farkın pozitif olması durumunda, bu farkın model fonksiyonunda yer alan ilgili tahmin katsayısı ile çarpılması gerekmektedir. Farkın negatif olması

durumunda ise, temel fonksiyon sıfır değerini alarak modele katkı sağlamamaktadır (Muzır, 2011).

Çizelge 4.54. İkinci laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi

Temel Fonksiyon	Açık Yazılımı
TF2	$\max(0, 18 - \text{KONTROLGÜNÜ});$
TF3	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 118);$
TF5	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 43);$
TF9	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 258);$
TF11	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 218);$
$Y = 30.403 - 0.606197 * TF2 + 0.026462 * TF3 - 0.0639497 * TF5 + 0.0404645 * TF9 - 0.0286131 * F11;$	
TF: Temel Fonksiyon	

Çizelge 4.55. Üçüncü laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi

Temel Fonksiyon	Açık Yazılımı
TF2	$\max(0, 23 - \text{KONTROLGÜNÜ});$
TF5	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 38);$
TF7	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 153);$
TF9	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 278);$
$Y = 32.7391 - 0.547508 * TF2 - 0.0722554 * TF5 + 0.0134562 * TF7 + 0.0738118 * TF9;$	
TF: Temel Fonksiyon	

Çizelge 4.56. Dördüncü laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi

Temel Fonksiyon	Açık Yazılımı
TF1	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 23);$
TF2	$\max(0, 23 - \text{KONTROLGÜNÜ});$
TF3	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 158);$
TF5	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 43);$
TF7	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 153);$
TF9	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 103);$
TF11	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 58);$
TF13	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 193);$
$Y = 30.139 + 0.0668274 * TF1 - 0.497082 * TF2 - 0.325217 * TF3 - 0.181591 * TF5 + 0.371501 * TF7 - 0.0534049 * TF9 + 0.058288 * TF11 + 0.0204817 * TF13;$	
TF: Temel Fonksiyon	

Çizelge 4.57. Beşinci laktasyon için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi

Temel Fonksiyon	Açık Yazılımı
TF1	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 28)$ ;
TF2	$\max(0, 28 - \text{KONTROLGÜNÜ})$ ;
TF3	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 253)$ ;
TF7	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 58)$ ;
TF9	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 258)$ ;
TF11	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 223)$ ;
TF13	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 98)$ ;
$Y = 29.9421 - 0.125392 * TF1 - 0.402786 * TF2 + 0.626668 * TF3 + 0.118614 * TF7 - 0.519343 * TF9 - 0.082316 * TF11 - 0.0522489 * TF13;$	

TF: Temel Fonksiyon

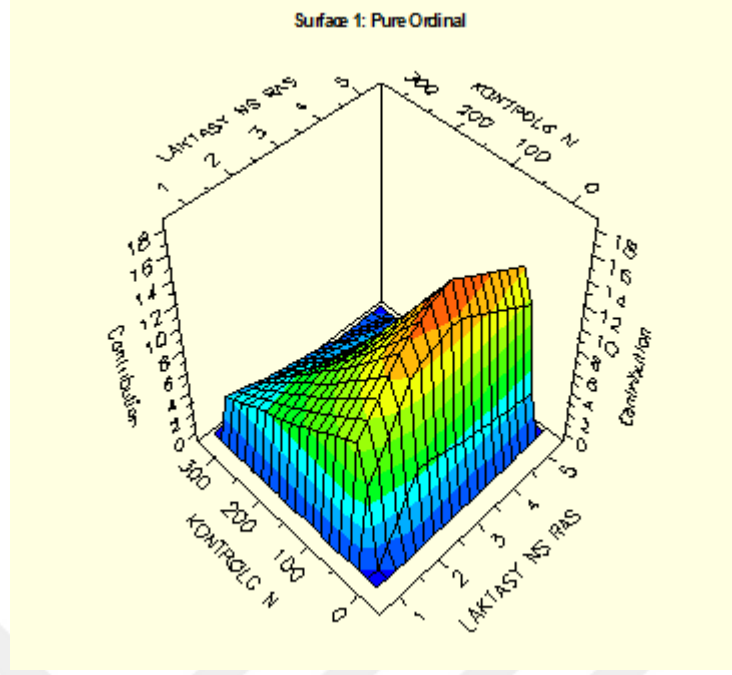
Laktasyon sırası ve kontrol günü bağımsız değişkenleri kullanılarak yapılan genel-1 süt verimi modellemesinde etkileşimsiz ve ikili etkileşimli olmak üzere iki model denenmiş ve genelleştirilmiş çapraz geçerlilik katsayısının (GCV) minimum ve  $R^2$ 'nin maksimum olması kriterleri ile en uygun model ikili etkileşimli model olarak tespit edilmiştir (GCV=0,80643;  $R^2=0,960$ ). Açıklayıcı değişkenlerin modeldeki önem düzeyleri incelendiğinde kontrol günü %100, laktasyon sırası %38,8 öneme sahiptir (Çizelge 4.53). Genel modeli oluşturan temel fonksiyonlar ve tahmin modeli verilmiştir (Çizelge 4.58).

Çizelge 4.58. Genel model (laktasyon sırası+kontrol günü)

Temel Fonksiyon	Açık Yazılımı
TF1	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 24)$ ;
TF2	$\max(0, 24 - \text{KONTROLGÜNÜ})$ ;
TF3	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 3)$ ;
TF4	$\max(0, 3 - \text{LAKTASYONSIRASI})$ ;
TF5	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 3) * \text{TF1}$ ;
TF6	$\max(0, 3 - \text{LAKTASYONSIRASI}) * \text{TF1}$ ;
TF7	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 2)$ ;
TF8	$\max(0, 2 - \text{LAKTASYONSIRASI})$ ;
TF9	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 247) * \text{TF7}$ ;
TF10	$\max(0, 247 - \text{KONTROLGÜNÜ}) * \text{TF7}$ ;
TF11	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 224) * \text{TF3}$ ;
TF12	$\max(0, 224 - \text{KONTROLGÜNÜ}) * \text{TF3}$ ;
TF13	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 38) * \text{TF8}$ ;
TF15	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 255) * \text{TF7}$ ;
TF17	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 35) * \text{TF7}$ ;
TF19	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 146)$ ;
$Y = 37.6249 - 0.198534 * \text{TF1} - 0.403674 * \text{TF2} - 45.9739 * \text{TF3} - 6.67514 * \text{TF4} \\ + 0.118437 * \text{TF5} + 0.147233 * \text{TF6} + 32.1502 * \text{TF7} + 0.24771 * \text{TF9} \\ - 0.163539 * \text{TF10} - 0.275106 * \text{TF11} + 0.239206 * \text{TF12} - 0.125346 * \text{TF13} \\ - 0.0555521 * \text{TF15} - 0.0359678 * \text{TF17} + 0.00649808 * \text{TF19};$	

TF: Temel Fonksiyon

Çizelge 4.58’de genel modelde TF8 temel fonksiyonu, TF13 temel fonksiyonu ile etkileşerek TF8 dolaylı olarak modele girmiştir. TF8 temel fonksiyonu modelde olmamasına rağmen modele giren fonksiyonlar arasında yer almaktadır. MARS algoritmasına göre genel modelde seçilen değişkenlerin optimal dönüşümleri ve aralarında etkileşim bulunan açıklayıcı değişkenlerin etkileşimlerinin kombinasyonları Şekil 4.42’de görülmektedir.



Şekil 4.42. MARS açıklayıcı değişkenlerin etkileşimlerinin katkısı

Laktasyon sırası ve kontrol günü bağımsız değişkenleri kullanılarak yapılan genel süt verimi modellemesinde tahmin edilen süt verimi ile gerçek süt verimi arasındaki pearson korelasyon 0,880 ( $p=0,001$ ) olarak hesaplanmıştır.

#### 4.7. MARS Yöntemi ile Süt Verimi Genel Model Tahmini

Laktasyon sırası, kontrol günü, iletkenlik, hareketlilik, sağım süresi bağımsız değişken olarak kullanılarak oluşturulan genel modelde; dört etkileşime kadar model denemeleri yapılmış ve genelleştirilmiş çapraz geçerlilik katsayısının (GCV) minimum ve  $R^2$ 'nin maksimum olması kriterleri ile en uygun model üçlü etkileşimli model olarak tespit edilmiştir (GCV=0.56399;  $R^2=0.974$ ). Elde edilen model 32 temel fonksiyona sahiptir. F; MAPE; RMSE değerleri sırasıyla 1735.33; 0.02329; 0.70637'dir. Açıklayıcı değişkenlerin modeldeki önem düzeyleri incelendiğinde kontrol günü %100; laktasyon sırası %77.36; hareketlilik %22.68; sağım süresi %7.34; iletkenlik %5.14 öneme sahiptir. Genel modeli oluşturan temel fonksiyonlar ve tahmin modeli verilmiştir (Çizelge 4.59).

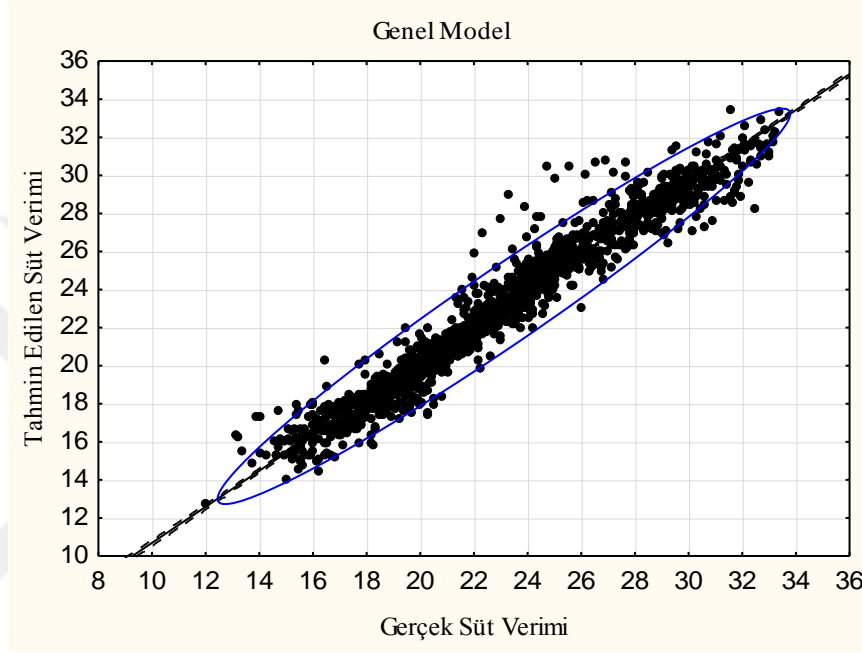


Çizelge 4.59. Genel model için temel fonksiyonlar ve tahmin denklemi

Temel Fonksiyon	Açık Yazılımı
TF1	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 25)$ ;
TF2	$\max(0, 25 - \text{KONTROLGÜNÜ})$ ;
TF3	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 3)$ ;
TF4	$\max(0, 3 - \text{LAKTASYONSIRASI})$ ;
TF5	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 3) * \text{TF1}$ ;
TF6	$\max(0, 3 - \text{LAKTASYONSIRASI}) * \text{TF1}$ ;
TF7	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 2)$ ;
TF8	$\max(0, 2 - \text{LAKTASYONSIRASI})$ ;
TF9	$\max(0, \text{ILETKENLIK} - 9.34) * \text{TF2}$ ;
TF11	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 248) * \text{TF7}$ ;
TF12	$\max(0, 248 - \text{KONTROLGÜNÜ}) * \text{TF7}$ ;
TF13	$\max(0, \text{ILETKENLIK} - 9.56) * \text{TF7}$ ;
TF14	$\max(0, 9.56 - \text{ILETKENLIK}) * \text{TF7}$ ;
TF15	$\max(0, \text{ILETKENLIK} - 9.67) * \text{TF4}$ ;
TF17	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 228) * \text{TF3}$ ;
TF18	$\max(0, 228 - \text{KONTROLGÜNÜ}) * \text{TF3}$ ;
TF19	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 39) * \text{TF8}$ ;
TF21	$\max(0, \text{HAREKETLILIK} - 130.29) * \text{TF14}$ ;
TF22	$\max(0, 130.29 - \text{HAREKETLILIK}) * \text{TF14}$ ;
TF23	$\max(0, \text{ORTALAMASAĞIMSÜRESİ} - 9.06)$ ;
TF24	$\max(0, 9.06 - \text{ORTALAMASAĞIMSÜRESİ})$ ;
TF25	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 141)$ ;
TF26	$\max(0, 141 - \text{KONTROLGÜNÜ})$ ;
TF27	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 4) * \text{TF26}$ ;
TF28	$\max(0, 4 - \text{LAKTASYONSIRASI}) * \text{TF26}$ ;
TF29	$\max(0, \text{ILETKENLIK} - 8.88) * \text{TF11}$ ;
TF30	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 250) * \text{TF7}$ ;
TF31	$\max(0, 250 - \text{KONTROLGÜNÜ}) * \text{TF7}$ ;
TF32	$\max(0, \text{ILETKENLIK} - 10.51) * \text{TF31}$ ;
TF33	$\max(0, 10.51 - \text{ILETKENLIK}) * \text{TF31}$ ;
TF34	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 37)$ ;
TF35	$\max(0, 37 - \text{KONTROLGÜNÜ})$ ;
TF36	$\max(0, \text{LAKTASYONSIRASI} - 4) * \text{TF35}$ ;
TF37	$\max(0, 4 - \text{LAKTASYONSIRASI}) * \text{TF35}$ ;
TF38	$\max(0, \text{KONTROLGÜNÜ} - 210) * \text{TF4}$ ;
TF40	$\max(0, \text{ILETKENLIK} - 8.88) * \text{TF36}$ ;
$Y = 36.5948 - 0.0802562 * \text{TF1} - 0.302206 * \text{TF2} - 28.7829 * \text{TF3} - 6.07061 * \text{TF4} + 0.0486313 * \text{TF5} + 0.129605 * \text{TF6} + 21.5434 * \text{TF7} - 0.383147 * \text{TF9} + 0.303719 * \text{TF11} - 0.10882 * \text{TF12} - 1.0571 * \text{TF13} + 1.9472 * \text{TF14} + 3.17904 * \text{TF15} - 0.183646 * \text{TF17} + 0.152565 * \text{TF18} - 0.107257 * \text{TF19} - 0.105781 * \text{TF21} - 0.0620388 * \text{TF22} + 0.614713 * \text{TF23} - 0.446066 * \text{TF24} + 0.0275914 * \text{TF25} - 0.0132744 * \text{TF27} - 0.00539527 * \text{TF28} + 0.0244009 * \text{TF29} - 0.209923 * \text{TF30} + 0.0303582 * \text{TF32} - 0.00601418 * \text{TF33} - 0.112046 * \text{TF34} + 0.161991 * \text{TF36} + 0.0264523 * \text{TF37} - 0.00816841 * \text{TF38} - 0.127849 * \text{TF40};$	

TF: Temel Fonksiyon

Çizelge 4.59’da modele giren 32 temel fonksiyonun on üç tanesini laktasyon sırası ve kontrol günü etkileşimi, dört tanesini laktasyon sırası, kontrol günü ve iletkenlik üçlü etkileşimi, üç tanesini ise laktasyon sırası oluşturmuştur. Genel modelde MARS algoritması gerçek süt verimi ile tahminlenen süt verimi arasındaki korelasyon 0.973 ( $p=0.001$ ) olarak hesaplanmış ve dağılım grafiği Şekil 4.43’te verilmiştir.



Şekil 4.43. Genel modelde gerçek ile tahmin edilen süt verimi dağılımı

## 5. TARTIŞMA VE SONUÇLAR

Çalışmada günlük süt verimi kayıtlarından yararlanılarak sonraki kontrol günlerinde süt verimlerini tahmin etmek için farklı yöntemlerle geliştirilen tahmin modelleri sunulmuştur. Bu tahmin modellerinde tahmin hatasının minimum olması kriteri göz önünde bulundurulmuştur. Çünkü sürü yönetimi çalışmalarında, hayvanların süt verimine ilişkin farklı modellerin oluşturulması, hayvanların ömürleri boyunca ortaya koyacakları verimin tahmin edilebilmesi büyük öneme sahiptir (Orhan ve Kaygısız, 2002). Süt verimini daha az hatayla tahmin etmek için laktasyon eğrisi modellenmesinde Gamma fonksiyonu ve zaman serisi yöntemi kullanılmıştır.

Gamma fonksiyonu ile yapılan modellemede laktasyon eğrisini karakterize eden a, b ve c parametreleri; birinci laktasyon için a (başlangıç verimi)  $16.8611 \pm 0.186024$ ; b (yükselme katsayısı)  $0.1223 \pm 0.003247$ ; c (azalma katsayısı)  $0.0021 \pm 0.000035$  bulunmuştur. İkinci laktasyon için a, b ve c parametreleri sırasıyla,  $24.7490 \pm 0.262048$ ;  $0.0746 \pm 0.003222$ ;  $0.0026 \pm 0.000039$ ; üçüncü laktasyon için a, b ve c parametreleri sırasıyla,  $24.0507 \pm 0.319643$ ;  $0.1092 \pm 0.004065$ ;  $0.0034 \pm 0.00005$ ; dördüncü laktasyon için a, b ve c parametreleri sırasıyla,  $21.9689 \pm 0.413749$ ;  $0.1185 \pm 0.005738$ ;  $0.0035 \pm 0.000069$ ; beşinci laktasyon için a, b ve c parametreleri sırasıyla,  $21.5254 \pm 0.570534$ ;  $0.1068 \pm 0.0081$ ;  $0.0034 \pm 0.000099$  bulunmuştur.

Siyah Alaca ırkı hayvanlar üzerinde yapılan çalışmalarda laktasyon eğrisi parametreleri (a,b,c), sırasıyla; Wood, (1967) tarafından ilk üç laktasyon için (a) 34.1, 41.2, 52.9; (b) 0.15, 0.21, 0.20; (c) 0.03, 0.04, 0.05, Yılmaz ve Kaygısız, (2000) tarafından,  $18.69 \pm 1.78$  kg,  $0.211 \pm 0.04$ ,  $0.0051 \pm 0.0005$ , Orhan ve Kaygısız, (2002) tarafından,  $20.64 \pm 2.01$ ;  $0.215 \pm 0.03$ ;  $0.0061 \pm 0.0005$ , Ural ve Koşkan, (2014) tarafından, (a)  $22.215 \pm 1.4957$ ,  $23.641 \pm 0.4111$ ,  $23.126 \pm 2.0427$ ; (b)  $0.043 \pm 0.0288$ ,  $0.051 \pm 0.0204$ ,  $0.092 \pm 0.0344$ ; (c)  $0.002 \pm 0.0004$ ,  $0.004 \pm 0.0005$ ,  $0.004 \pm 0.0007$  olarak bildirilmiştir.

Bu arařtırmada, laktasyon eğrisi parametreleri (a,b,c), literatür bulguları ile uyum göstermektedir. Ancak, Wood 1967 yılında yaptığı çalışmada başlangıç verimini daha yüksek bulmuřtur. Bu fark, hayvanların sahip olduđu genetik ve çevresel faktörler ile geçmişten günümüze kadar süregelen hayvan ırklarındaki seleksiyondan kaynaklanabilir.

Beř laktasyon eğrisinin modellenmesinde maksimum süt veriminin elde edildiđi gün (Tmax) 29 ile 58 gün arasında ve günlük maksimum süt verimi (Ymax) 27 ile 32 litre arasında deđişmektedir. Laktasyonun devamlılık düzeyleri; P<sub>2:1</sub> için %80 ile %93 arasında, P<sub>3:2</sub> için %74 ile %83 arasında ve P<sub>3:1</sub> için %65 ile %90 arasında deđişmektedir.

Zaman serileri yöntemi ve gamma fonksiyonu ile yapılan modelleme sonuçlarını laktasyon sırasına göre karşılařtırırsak; birinci laktasyon eğrisi modellemesi için; gamma fonksiyonu kontrol günü süt verimini %94.3 oranında açıklarken zaman serileri yöntemi kontrol günü süt verimini %97.57 oranında açıklamaktadır. Ortalama mutlak yüzdelerik hata deđeri gamma modelinde zaman serilerine göre daha yüksek çıkmıřtır. Gamma ve ARIMA(1,1,2) modeli artıkları normal dađılmaktadır(p>0.05). ARIMA(1,1,2) model artıklarının (hata terimleri) otokorelasyon grafiđinden beyaz gürültü serisi olduđu ve Box-Ljung testine göre modelin uygun model olduđu görülmüřtür. Artık terimlerin korelasyon halinde olup olmadıđını test etmeye yarayan Durbin Watson katsayısı; gamma modelinde pozitif otokorelasyon bölgesinde iken ARIMA(1,1,2) modelinde  $\rho=0$  bölgesindedir. Yani ARIMA(1,1,2) model artıkları rasgele dađılmaktadır. Süt verimi tahmininde gerçek süt verimi ve tahmin edilen süt verimi arasındaki korelasyon katsayısı Gamma fonksiyonu için 0.967 iken ARIMA(1,1,2) modeli için korelasyon katsayısı 0.988'dir. Tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 25.98 kg, maksimum verime ulaşma süresi 34 gün ve 305 günlük süt verimi 6684.85 kg olarak saptanmıřtır.

İkinci laktasyon eğrisi modellemesi için; gamma fonksiyonu kontrol günü süt verimini %97.1 oranında açıklarken zaman serileri yöntemi kontrol günü süt verimini %98.5 oranında açıklamaktadır. MAPE değeri gamma modelinde ARIMA(2,1,0) modeline göre daha yüksek çıkmıştır. ARIMA(2,1,0) modeli artıkları normal dağılıma sahipken ( $p > 0.05$ ) Gamma model artıkları normal dağılıma sahip değildir ( $p < 0.05$ ). ARIMA(2,1,0) model artıklarının (hata terimleri) otokorelasyon grafiğinden beyaz gürültü serisi olduğu ve Box-Ljung testine göre modelin uygun model olduğu görülmüştür. Durbin Watson katsayısı; gamma modelinde pozitif otokorelasyon bölgesinde iken ARIMA(2,1,0) modelinde  $\rho = 0$  bölgesindedir. Yani, ARIMA(2,1,0) model artıkları rasgele dağılmaktadır. Süt verimi tahmininde gerçek süt verimi ve tahmin edilen süt verimi arasındaki korelasyon katsayısı Gamma fonksiyonu için 0.986 iken ARIMA(2,1,0) modeli için 0.993'tür. Tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 30.77 kg, maksimum verime ulaşma süresi 27 gün ve 305 günlük süt verimi 7336.94 kg olarak saptanmıştır.

Üçüncü laktasyon eğrisi modellemesi için; gamma fonksiyonu kontrol günü süt verimini %97.2 oranında açıklarken zaman serileri yöntemi kontrol günü süt verimini %98.6 oranında açıklamaktadır. MAPE değeri gamma modelinde zaman serilerine göre daha yüksek çıkmıştır. Gamma ve ARIMA(1,1,2) modeli artıkları normal dağılmaktadır ( $p > 0.05$ ). ARIMA(1,1,2) model artıklarının (hata terimleri) otokorelasyon grafiğinden beyaz gürültü serisi olduğu ve Box-Ljung testine göre modelin uygun model olduğu görülmüştür. Durbin Watson katsayısı; gamma modelinde pozitif otokorelasyon bölgesinde iken ARIMA(1,1,2) modelinde  $\rho = 0$  bölgesindedir. ARIMA(1,1,2) model artıkları rasgele dağılmaktadır. Süt verimi tahmininde gerçek süt verimi ve tahmin edilen süt verimi arasındaki korelasyon katsayısı Gamma fonksiyonu için 0.987 iken ARIMA(1,1,2) modeli için 0.993'tür. Tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 33.05 kg, maksimum verime ulaşma süresi 41 gün ve 305 günlük süt verimi 7412.93 kg olarak saptanmıştır.

Dördüncü laktasyon eğrisi modellemesi için; gamma fonksiyonu kontrol günü süt verimini %94.7 oranında açıklarken zaman serileri yöntemi kontrol günü süt verimini %96.9 oranında açıklamaktadır. MAPE değeri gamma modelinde zaman serilerine göre daha yüksek çıkmıştır. Gamma ve ARIMA(1,1,2) modeli artıkları normal dağılmaktadır ( $p>0.05$ ). ARIMA(1,1,2) model artıklarının (hata terimleri) otokorelasyon grafiğinden beyaz gürültü serisi olduğu ve Box-Ljung testine göre modelin uygun model olduğu görülmüştür. Durbin Watson katsayısı; gamma modelinde pozitif otokorelasyon bölgesindedir ve pozitif otokorelasyon sorunu vardır. ARIMA(1,1,2) modelinde  $\rho=0$  bölgesindedir. Otokorelasyon sorunun yoktur ve ARIMA(1,1,2) model artıkları rasgele dağılmaktadır. Süt verimi tahmininde gerçek süt verimi ve tahmin edilen süt verimi arasındaki korelasyon katsayısı Gamma fonksiyonu için 0.973 iken ARIMA(1,1,2) modeli için 0.984'tür. Tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 31.81 kg, maksimum verime ulaşma süresi 44 gün ve 305 günlük süt verimi 7046.21 kg olarak saptanmıştır.

Beşinci laktasyon eğrisi modellemesi için; gamma fonksiyonu kontrol günü süt verimini %89.4 oranında açıklarken zaman serileri yöntemi kontrol günü süt verimini %93.1 oranında açıklamaktadır. MAPE değeri gamma modelinde zaman serilerine göre daha yüksek çıkmıştır. ARIMA(2,1,1) modeli artıkları normal dağılıma sahipken ( $p>0.05$ ) Gamma model artıkları normal dağılıma sahip değildir ( $p<0.05$ ). ARIMA(2,1,1) model artıklarının (hata terimleri) otokorelasyon grafiğinden beyaz gürültü serisi olduğu ve Box-Ljung testine göre uygun model olduğu görülmüştür. Durbin Watson katsayısı; gamma modelinde pozitif otokorelasyon bölgesinde iken ARIMA(1,1,2) modelinde  $\rho=0$  bölgesindedir. ARIMA(2,1,1) model artıkları rasgele dağılmaktadır. Süt verimi tahmininde gerçek süt verimi ve tahmin edilen süt verimi arasındaki korelasyon katsayısı Gamma fonksiyonu için 0.948 iken ARIMA(2,1,1) modeli için 0.966'dır. Tahminlenen laktasyon süt verimlerine ait maksimum günlük süt verimi 30.90 kg, maksimum verime ulaşma süresi 38 gün ve 305 günlük süt verimi 7235.05 kg olarak saptanmıştır.

Laktasyon eğrilerinin gamma fonksiyonu ve zaman serileriyle modelleme sonuçları Çizelge 5.1 ve Çizelge 5.2’de özetlenmiştir.

Çizelge 5.1. Laktasyon eğrilerinin gamma fonksiyonu modelleme sonuçları

Gamma Fonksiyonu					
	1.Laktasyon	2.Laktasyon	3.Laktasyon	4.Laktasyon	5.Laktasyon
a katsayısı	16.861±0.186	24.749±0.262	24.05±0.320	21.969±0.414	21.5254±0.571
b katsayısı	0.122±0.003	0.075±0.0032	0.109±0.004	0.119±0.006	0.107±0.008
c katsayısı	0.002±0.000	0.0746±0.03	0.004±0.000	0.004±0.0001	0.004±0.0001
$R^2$	0.943	0.971	0.972	0.947	0.894
$T_{MAX}$	58	29	32	34	32
$Y_{MAX}$	27.66	29.54	31.45	29.66	27.99
$P_{2:1}$	% 92.58	% 85	% 83	% 80	% 84
$P_{3:2}$	% 83.22	% 74	% 77	% 83	% 77
$P_{3:1}$	% 89.89	% 87	% 75	% 72	% 65
F-Değeri	2510.82 (p=0.000)	5229.39 (p=0.000)	5228.84 (p=0.000)	2691.87 (p=0.000)	1278.8 (p=0.000)
r	0.967	0.986	0.987	0.973	0.948
DW (1.779- 2.221)	0.449	0.766	0.765	0.787	1.109
MAPE	7	5.19	3	3.98	5.69
Kolmogrov Smirnov (p)	0.149	0.01	0.064	0.150	0.01

**R<sup>2</sup>**: Belirleme katsayısı; **P**: Laktasyonun devamlılık düzeyi (Persistensi); **DW**: Durbin Watson; **MAPE**: ortalama mutlak hata oranı; **r**: Korelasyon katsayısı

Çizelge 5.2. Laktasyon eğrilerinin zaman serileriyle modelleme sonuçları

Zaman Serileri Modeli					
	1.Laktasyon	2.Laktasyon	3.Laktasyon	4.Laktasyon	5.Laktasyon
Model	ARIMA(1,1,2)	ARIMA(2,1,0)	ARIMA(1,1,2)	ARIMA(1,1,2)	ARIMA(2,1,1)
R <sup>2</sup>	0.976	0.985	0.986	0.969	0.931
Ljung-Box Q(sig.)	0.353	0.318	0.670	0.500	0.107
MAPE	1.233	1.634	2.060	0.956	4.575
RMSE	0.338	0.389	0.613	0.846	1.183
Normalized BIC	-2.093	-1.414	-0.945	-0.259	0.411
305 günlük Y <sub>t</sub>	6684.85	7336.94	7412.93	7046.21	7235.05
Y <sub>max</sub>	25.98	30.77	33.05	31.81	30.90
T <sub>max</sub>	34	27	41	44	38
r	0.988	0.993	0.993	0.984	0.966
DW (1,779-2,221)	1.975	1.979	1.924	2.024	1.895
Kolmogrov Smirnov (p)	0.200	0.200	0.200	0.200	0.200

R<sup>2</sup>: Belirleme katsayısı; MAPE: ortalama mutlak hata oranı; MAPE: ortalama mutlak hata oranı; DW: Durbin Watson; r: Korelasyon katsayısı

Genel olarak laktasyon eğrileri modellemesini değerlendirirsek; ARIMA modellerinin Gamma modellerinden daha küçük MAPE değerlerine sahip olduğu ve daha az sapma ile süt verim tahmini yaptığı görülmektedir. Laktasyon eğrilerinde kontrol günü süt verimlerinin modellenmesinde zaman serileri yöntemi Gamma modellerine göre daha uygun olduğu ifade edilebilir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, Deluyker vd. 1990; Lark vd., 1999; Macciotta vd., 2000; Macciotta vd., 2002; Cappio-Borlino vd., 2004; Burki vd., 2005; Bek,2008; Berberoğlu, 2010 ve Karaman, 2010 yaptıkları çalışma sonuçları ile paralellik göstermektedir.



Sonuçta laktasyon eğrisi modellemesinde, Gamma fonksiyonu yerine zaman serisi yöntemi kullanılırsa hayvanın mevcut süt verim kayıtlarından yararlanarak ileriki dönemde laktasyon boyunca vereceği süt miktarını ve laktasyon eğrisinin şeklini gerçek süt verim değerlerine daha yakın tahminde bulunulabilir. Böylece süt üretimi yapan işletmeler süt verimlerine göre hayvanları daha kolay kıyaslayabilir ve hangi hayvanı işletmede tutup tutmayacağına daha rahat karar verilebilir.

Zaman serisi yöntemi Gamma modeline göre süt verimini gerçek verim değerlerine daha yakın tahmin ettiği için laktasyon eğrisini modellemede kullanılan geleneksel yöntemlere iyi bir alternatif olduğu anlaşılmaktadır. Bu açıdan zaman serisi yöntemi süt verimi yüksek farklı ırklarda ve inek dışındaki koyun, keçi, manda gibi farklı hayvanların süt verim modellemesinde kullanılabileceği düşünülebilir. Ayrıca inek, koyun, keçi ve tavuk gibi hayvanların farklı verim özelliklerinin zaman içindeki değişimlerini modellemek için kullanılması önerilebilir.

MARS yöntemi uygulaması kapsamında siyah alaca ineklerde kontrol günü, sağım süresi, iletkenlik, hareketlilik, bağımsız değişkenleri kullanılarak beş laktasyon için süt verimi tahmin modelleri geliştirilmiştir. Beş laktasyona ait modelleme sonuçları Çizelge 5.3'te özetlenmiştir. MARS yöntemi açıklayıcı değişkenlerin bireysel ve birbirleri arasındaki etkileşimleri belirlenmiş ve bu etkileşimlerin açıklanan değişken üzerindeki etkileri ortaya koyulmuştur.

İlk dört laktasyon için maksimum etkileşim derecesi arttığında, GCV değerleri artmaktadır ve ilk dört laktasyon için en uygun modelin etkileşimsiz model olduğu tespit edilmiştir. Beşinci laktasyonda maksimum etkileşim derecesi arttığında  $R^2$  değeri artmakta ve GCV değeri azalmaktadır. Beşinci laktasyon ve genel model için en uygun modelin 3'lü etkileşimli model olduğu gözlemlenmiştir (Çizelge 5.3).

Çizelge 5.3. Laktasyon eğrilerinin MARS yöntemi ile modelleme sonuçları

	1.Laktasyon	2.Laktasyon	3.Laktasyon	4.Laktasyon	5.Laktasyon	Genel
Etkileşim	Etkileşimsiz	Etkileşimsiz	Etkileşimsiz	Etkileşimsiz	3'lü Etkileşim	3'lü Etkileşim
$R^2$	0.983	0.991	0.989	0.975	0.950	0.974
Düzeltilmiş $R^2$	0.982	0.991	0.988	0.974	0.948	0.974
GCV	0.106	0.172	0.339	0.678	1.408	0.564
Modele giren temel fonksiyon sayısı	11	12	11	10	14	32
F-Değeri	509.13	2679.20	2405.31	1151.87	396.31	1735,33
r	0.992	0.996	0.995	0.987	0.974	0.973
RMSE	0.295	0.370	0.532	0.749	1.0144	0.7064
MAPE	0.011	0.012	0.018	0.026	0.03887	0.0233
Açıklayıcı Değişkenler						Önem düzeyi
Laktasyon Sırası						77.36
Kontrol Günü	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Hareketlilik	30.48	26.29	22.20	7.12	43.68	22.68
Sağım Süresi	12.70	3.80	12.02	1.75	12.49	7.34
İletkenlik	0.00	0.00	8.26	0.00	10.54	5.14

$R^2$ : Belirleme katsayısı; **GCV**: Genelleştirilmiş çapraz geçerlilik **RMSE**: Hata kareler ortalamasının karekökü; **MAPE**: ortalama mutlak hata oranı; r: Korelasyon katsayısı

Beş laktasyonda ve genel modelde modele giren bütün temel fonksiyonların %99 düzeyinde önemli olduğu görülmüştür. Her laktasyonda kontrol günü değişkeninin %100 önemle süt verimi modellemesini açıklayan en önemli değişken olması sebebiyle modelden çıkartılması durumunda modele önemli derecede uyum eksikliği oluşturacaktır. Kontrol günü, hareketlilik ve sağım süresi açıklayıcı değişkenleri bütün laktasyonlarda modele dâhil olurken, iletkenlik değişkeni üçüncü laktasyon, beşinci laktasyon ve genel modele dâhil olmuştur. Laktasyon sırasına göre modellerin açıklanma oranları; %98.3; %99.1; %98.9; %97.5; %95'tir. Gerçek süt verimi ve tahmin edilen süt verimi arasındaki korelasyon katsayıları (r) ise 0.992; 0.996; 0.995; 0.987; 0.974'tür.

Laktasyon sırasına göre ortalama mutlak hata oranları (MAPE); 0.01047; 0.01203; 0.01757; 0.02600; 0.03887 ve hata kareler ortalamasının karekökü (RMSE); 0.2945; 0.37012; 0.53207; 0.74862; 1.01439'dur. Genel modelde ise MAPE değeri 0.0233 ve RMSE değeri 0.7064'dür. Çok değişkenli regresyon eğrileri (MARS) yöntemi ile süt verimi tahmini çok az bir sapma ile yapıldığı görülmüştür.

Genel modele giren 32 temel fonksiyonun onüç tanesini laktasyon sırası ve kontrol günü etkileşimi oluşturmuştur yani bu etkileşimin modellemede en fazla katkısı olmuştur. Dört tanesini laktasyon sırası, kontrol günü ve iletkenlik üçlü etkileşimi, üç tanesini ise laktasyon sırası oluşturmuştur. Genel modelde MARS algoritması gerçek süt verimi ile tahminlenen süt verimi arasındaki korelasyon 0.973 (p=0.001) olarak hesaplanmıştır.

Üçlü etkileşim modelinin en uygun model olduğu beşinci laktasyonda; etkileşim içinde olan kontrol günü ve iletkenlik değişkenleri birlikte dört temel fonksiyon ile hareketlilik ve kontrol günü değişkenleri ise iki temel fonksiyon ile modele dâhil olmuştur. Kontrol günü ve iletkenlik değişkenlerinin etkileşimi, kontrol gününden sonra modele en fazla katkısı olan değişken çiftidir.

Kontrol günü açıklayıcı değişkeni kullanılarak yapılan MARS modellemesi sonucu kontrol günü, sağım süresi, hareketlilik ve iletkenlik açıklayıcı değişkenleri kullanılarak yapılan modellemeye göre daha yüksek GCV değerine daha düşük düzeltilmiş  $R^2$  değerine sahiptir. Açıklayıcı değişkenlerin modeldeki önem düzeylerinin belirlenebilmesi Mars modelleme yaklaşımının bir avantajıdır. Fakat modelde tek açıklayıcı değişken kullanıldığında değişkenler arasında etkileşimleri karşılaştırma yapma imkânı bulunmamaktadır. Yani MARS'ın bu avantajı değerlendirilememektedir.

Çalışmamızda siyah alaca ineklerde kontrol günü, sağım süresi, iletkenlik, hareketlilik, bağımsız değişkenleri kullanılarak çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS) yöntemi ile süt verimi tahmini yapılmıştır. Çalışmamızda kullanılan değişkenlere ek olarak gelecek çalışmalarda buzağılama mevsimi, ilkine buzağılama yaşı, buzağılama ağırlığı gibi açıklayıcı değişkenler kullanılarak çok değişkenli uyarlanabilir regresyon eğrileri (MARS) yöntemi ile süt verimi tahmini yapılabileceği kanısına varılmıştır. Ayrıca, hayvansal üretimde verimi etkilediği düşünülen bağımsız değişkenlerin (çeşitli özellikler) hem ana etkileri hemde etkileşimlerini incelemek için planlanan modelleme çalışmalarında MARS yönteminin güvenli tahminler verebileceği kanısına varılmıştır. MARS yöntemi, diğer çok değişkenli regresyon yöntemleri ve yapay sinir ağları yöntemi ile karşılaştırılabilir.

## KAYNAKLAR

- Abraham, A., Steinberg, D., 2001. MARS, Still an Alien Planet in Soft Computing? Lecture Notes in Computer Science, Springer Berlin / Heidelberg Pres, 2074, 235-244.
- Akdi, Y., 2010. Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon). Gazi Kitabevi, Ankara.
- Akgül, I., 2003. Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri , DER Yayınları, İstanbul.
- Akmut, Ö., Aktaş, R., Binay, H. S., 1999. Öngörü Teknikleri Ve Finans Uygulamaları. Ankara Üniviversitesi. Siyasal Bilgiler Fakültesi Yayını, 584.
- Akyol, M., 2011. Yaşam Çözümlemesine Yeni Bir Yaklaşım, Mars. Ankara Üniversitesi, Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi, 100s, Ankara.
- Alpar, R., 2012. Uygulamalı İstatistik Ve Geçerlik-Güvenirlik, Spor, Sağlık Ve Eğitim Bilimlerinden Örneklerle. Detay Yayıncılık.
- Altın, A., 2017. Dodurga Barajına Giren Su Miktarının Box-Jenkins Tekniği İle Modellenmesi. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Mühendislik Mimarlık Fakültesi Dergisi, 20(1), 81-100. Erişim Tarihi 25.05.2017. Retrieved from <http://dergipark.gov.tr/ogummf/issue/30173/325566>
- Bahadır, M., Saraçlı, S., 2010. Isparta'da Arıma Modeline Göre Sentetik İklim Verilerinin Analizi. E-Journal Of New World Sciences Academy. 4a0027, 5(3), 163-177.
- Batra, T.R. 1986. Comparison Of Two Mathematical Models İn Fitting Lactation Curve For Pure-Line And Cross-Line Dairy Cows. Canadian Journal of Animal Science. 66, 405-414.
- Bek, M. İ., 2008. Zaman Serisi Analizi Ve Tarımsal Uygulaması. Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi. Fen Bilimleri Enstitüsü, Y.Lisans Tezi, 76s, Kahramanmaraş.
- Berberoğlu, E., 2010. Süt Sığırlarında Zaman Serisi Yöntemleri İle Laktasyon Eğrilerinin Modellenmesi. Ege Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi, 116s, İzmir.
- Biçen, C., 2006. Box-Jenkins Zaman Serisi Analiz Yöntemi ile İleri Beslemeli Yapay Sinir Ağları Tahminlerinin Karşılaştırması. Hacettepe Üniversitesi, Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, 116s, Ankara.
- Box, G. E. P., Jenkins G. M., 1976. Time Series Analysis Forecasting and Control. Revised edition. Holden Day, San Francisco.

- Bozkurt, H., 2013. Zaman Serileri Analizi. Bursa, Ekin Yayınevi.
- Briand, L. C., Freimut, B., Vollei, F., 2004. Using Multiple Adaptive Regression Splines To Support Decision Making in Code Inspections. Journal of Systems and Software, 73(2), 205-217.
- Burki, A.A., Khan, M., Bari, F., 2005. The state of Pakistans dairy. An assessment, CMER Working Paper, 05-34, LUMS, Lahore.
- Cappio-Borlino, A., Macciotta, N.P.P. and Pulina, G. 2004 Mathematical Modelling of Milk Production Pattern in Dairy Sheep. ISBN 0-85199-681-7. Erişim Tarihi 03.05.2017  
<https://anatomiyplastinacion.wikispaces.com/file/view/Dairy+sheep+nutrition.pdf>
- Cenan, N., Gürcan, İ. S., 2011. Türkiye Çiftlik Hayvan Sayılarının İleriye Yönelik Projeksiyonu, ARIMA Modellemesi. Veteriner Hekimler Derneği Dergisi, 82(1), 35-42.
- Chatterjee, S., Hadi, A., Price, B., 2000. Regression Analysis By Example. 3 rd Edition., John, Wiley, Canada, 1-20.
- Craven, P., Wahba, G., 1979. Smoothing Noisy Data With Spline Functions, Estimating The Correct Degree Of Smoothing By The Method Of Generalized Cross-Validation. Numer. Math. 31, 317-403.
- Çağlar, T., 2007. Talep Tahmininde Kullanılan Yöntemler ve Fens Teli Üretimi Yapan Bir İşletmede Uygulanması. Kırıkkale Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Endüstri Mühendisliği Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, 117s, Kırıkkale.
- Çelik, Ş., 2012. Türkiye’de Kırmızı Et Üretiminin Box-Jenkins Yöntemiyle Modellenmesi Ve Üretim Projeksiyonu. Hayvansal Üretim, 53(2), 1-9.
- Çelik, Ş., 2013. Zaman Serileri Analizi ve Trafik Kazası Verilerine Uygulanması. Iğdır Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi, 3(4), 43-51.
- Çelik, Ş., 2015a. Estimation of Number of Small Cattle Through ARIMA Models in Turkey. Journal of Mathematics and System Science, 5, 464-473.
- Çelik, Ş., 2015b. Türkiye’de Bal Üretiminin Zaman Serileri İle Modellenmesi. Sakarya Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi, 19(3), 377-382.
- Çelik, Ş., 2015c. Tavuk Sayısı, Yumurta Sayısı ve Yumurta Fiyatı Arasındaki Nedensellik İlişkinin İncelenmesi. Erciyes Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi, 31(2), 156-162.

- Çuhadar, M., Güngör, İ., Göksu, A., 2009. Turizm Talebinin Yapay Sinir Ağları İle ŞrTahmini Ve Zaman Serisi Yöntemleri İle Karşılaştırmalı Analizi, Antalya İline Yönelik Bir Uygulama. Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 14(1), 99-114. <http://iibf.sdu.edu.tr/dergi/files/2009-1-6.pdf>
- Deluyker, H. A., Shumway, R. H., Wecker, W. E., Azari, A. S., Weaver, L. D., 1990. Modeling Daily Milk Yield İn Holstein Cows Using Time Series Analysis. Journal of dairy science, 73(2), 539-548.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A., 1979. Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366a), 427-431.
- Draper N. R., 1996. Smith H. Applied Regression Analysis. John Wiley & Sons Inc, NewYork.
- Duru, Ö., 2007. Zaman Serileri Analizinde Arima Modelleri Ve Bir Uygulama. İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, 100s, İstanbul.
- Elahi Torshizi, M., Aslamenejad, A. A., Nassiri, M. R., & Farhangfar, H., 2011. Comparison And Evaluation Of Mathematical Lactation Curve Functions Of Iranian Primiparous Holsteins. South African Journal of Animal Science, 41(2), 104-115. Erişim Tarihi 25.12.2016. [http://www.scielo.org.za/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0375-15892011000200005](http://www.scielo.org.za/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0375-15892011000200005)
- Enders, W., 2003. Applied Econometric Time Series, Wiley Series in Probability And Mathematical Statistics. 2nd Edition, New York. Erişim Tarihi 02.09.2016, [http://trove.nla.gov.au/work/7385712?q&sort=holdings+desc&\\_=1503264713089&versionId=209889822](http://trove.nla.gov.au/work/7385712?q&sort=holdings+desc&_=1503264713089&versionId=209889822)
- Erdoğan, E., 2006. Zaman Serilerinde Arıma Modelleri. Muğla Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik ve Bilgisayar Bilimleri Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, 101, Muğla.
- Ertek, T., 1996. Ekonometriye Giriş, İstanbul, Beta Yayınları, 62, İşletme-Ekonomi Dizisi.
- Fenyves, V., Jávör, A., 2008. Lamb Price Predictions İn Some Eu Countries Using Time Series Forecasting Methods. Analele Universitatii Din Oradea Fascicula: Ecotoxicologie, Zootehnie Si Tehnologii De Industrie Alimentara, 7(7), 246-255.
- Friedman, J.H., 1991. Multivariate Adaptive Regression Splines, Annual Statistic, 19, 1- 141.

- Friedman, J. H., 1991. Adaptive spline networks. In *Advances in Neural Information Processing Systems*, 675-683.
- Gantner, V., Jovanovac, S., Raguž, N., Solić, D., Kuterovac, K., 2010. Nonlinear Vs. Linear Regression Models in Lactation Curve Prediction. *Bulgarian Journal Of Agricultural Science*, 16(6), 794-800.
- Göktaş, Ö., 2005. *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*, Besir Kitabevi.
- Grzesiak, W., Zaborski, D., Sablik, P., Żukiewicz, A., Dybus, A., Szatkowska, I. 2010. Detection Of Cows With Insemination Problems Using Selected Classification Models. *Computers And Electronics in Agriculture*, 74(2), 265-273.
- Gujarati, D.N., 1995. *Basic Econometrics*, 3-rd Edition, New York, McGraw-Hill.
- Güler, O., 2006. Atatürk Üniversitesi Tarım İşletmesi koşullarında Yetiştirilen Siyah Alaca Sığırlarda Laktasyon Eğrisi Parametrelerinin ve Persistensi Değerlerinin Farklı Modellerle Tespiti ve Etkili Çevre Faktörlerinin Belirlenmesi. Doktora Tezi, Atatürk Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, 202s, Erzurum.
- Hastie, T., Tibshirani, R., Friedman, J., 2008. *The Elements Of Statistical Learning, Data Mining, Inference, And Prediction*. Second Edition, New York, Springer.
- Johansson, I., Hansson, A. (1940). Causes Of Variation in Milk And Butterfat Yield Of Dairy Cows. *Kungliga Lantbruksakademiens Tidskrift*, 79(60.5), 1-127.
- Johnston J., Dinardo J., 1997. *Econometric Methods*. McGraw-Hill International Edition, 110, New York.
- Kadılar, C., 2005. *SPSS Uygulamalı Zaman Serileri Analizine Giriş*. Bizim Büro Yayınevi, Ankara.
- Kan, B., Yazici, B., 2010. Comparison Of The Results Of Factorial Experiments, Fractional Factorial Experiments, Regression Trees And Mars For Fuel Consumption Data. *WSEAS Trans. Math*, 9(2), 110-119.
- Karaman, E., 2010. Kontrol Günü Süt Verimlerinin Zaman Serisi Yöntemi İle Modellenmesi. Akdeniz Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Zootekni Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi. 72s, Antalya.
- Karaman, E., Fırat, M. Z., 2013. Kontrol Günü Süt Verimlerinin Zaman Serisi Yöntemi ile Modellenmesi. *Kafkas Üniversitesi, Veterinerlik Fakültesi Dergisi*, 19(4).



- Kaya, İ. 1996. Siyah-Alaca Sığırlarda Laktasyonun Devamlılık Düzeyine Ait Parametre Tahminleri ve Süt Verimi İle İlgisi Üzerinde Araştırmalar. Ege Üniversitesi. Fen Bilimleri Enstitüsü. Doktora Tezi, 157s, İzmir.
- Kaya, İ., Kaya, A. 2003. Siyah-Alaca Sığırlarda Laktasyonun Devamlılık Düzeyine Ait Parametre Tahminleri ve Süt Verimi ile İlgisi Üzerine Araştırmalar. I. Laktasyonun Devamlılık Düzeyini Etkileyen Faktörler. Hayvansal Üretim Dergisi, 44(1), 76-94.
- Kayri, M., 2010. The Analysis Of Internet Addiction Scale Using Multivariate Adaptive Regression Splines. Iranian Journal Of Public Health, 39(4), 51.
- Keskin, İ., Tozluca, A., 2004. Süt Sığırlarında Laktasyon Eğrilerinin Farklı Matematik Modellerle Belirlenmesi Ve Kontrol Aralığının Tespiti. Selçuk Tarım Bilimleri Dergisi, 18(34), 11-19.
- Keskin, İ., Çilek, S., İlhan, F., 2009. Polatlı Tarım İşletmesinde Yetiştirilen Siyah Alaca Sığırların Laktasyon Eğrisi Özellikleri. Kafkas Üniversitesi, Veterinerlik Fakültesi Dergisi, 15(3), 437-442.
- Keskin, İ., Boztepe, S., 2011. Siyah Alaca Sığırlarda Kısmi Süt Verimlerinden Yararlanılarak 305 Günlük Süt Veriminin Tahmini Estimation of 305 Days Milk Yield Using Partial Milk Yield in Holstein Cattle. Tekirdağ Ziraat Fakültesi Dergisi 8(1), 1-8.
- Kuhnert P.M., Do K., McClure R., 2000. Combining Non-Parametric Models With Logistic Regression, An Application To Motor Vehicle Injury Data. Computational Statistics & Data Analysis, 34, 371-386.
- Kuter, S., 2009. Atmospheric Correction And Image Classification On Modis Images By Nonparametric Regression Splines. Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Jeodezi Ve Coğrafi Bilgi Teknolojileri Anabilim Dalı, Doktora Tezi, 173s, Ankara.
- Lark, R. M., Nielsen, B. L., Mottram. T. T., 1999. A Time Series Model Of Daily Milk Yields And its Possible Use For Detection Of A Disease (Ketosis). Animal Science, 69,573-582.
- Leathwick, J. R., Elith, J., Hastie, T., 2006. Comparative Performance Of Generalized Additive Models And Multivariate Adaptive Regression Splines For Statistical Modelling Of Species Distributions. Ecological modelling, 199(2), 188-196.
- Lee, T. S., Chen, I. F., 2005. A Two-Stage Hybrid Credit Scoring Model Using Artificial Neural Networks And Multivariate Adaptive Regression Splines. Expert Systems with Applications, 28(4), 743-752.

- Lee, T. S., Chiu, C. C., Chou, Y. C., Lu, C. J., 2006. Mining The Customer Credit Using Classification And Regression Tree And Multivariate Adaptive Regression Splines. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50(4), 1113-1130.
- Macciotta, N.P.P., Cappio-Borlino, A. and Pulina, G., 2000. Time Series Autoregressive Integrated Moving Average Modeling Of Test-Day Milk Yields Of Dairy Ewes. *J. Dairy Science*, 83(5), 1094-1103.
- Macciotta, N.P.P., Vicario, D. Pulina G. and Cappio-Borlino, A., 2002. Test Day And Lactation Yield Predictions in Italian Simmental Cows By ARMA Methods. *J. Dairy Science*, 85(11), 11 3107-3114.
- Meçik, O., Karabacak, M., 2011. Arıma Modelleri İle Enflasyon Tahminlemesi, Türkiye Uygulaması. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, (22), 177-198.
- Mendeş M., 2012. Uygulamalı Bilimler İçin İstatistik Ve Araştırma Yöntemleri, Kriter Yayınevi , Çanakkale.
- Montgomery, D. C., Johnson, L. A, Gardiner, J., 1990. *Forecasting And Time Series Analysis*. McGraw-Hill, Inc., 249, USA.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., Vining, G. G., 2001. *Introduction to Linear Regression Analysis*. 3rd Edition, New York, New York, John Wiley & Sons.
- Muzır, E., 2011. Basel II Düzenlemeleri Doğrultusunda Kredi Riski Analizi Ve Ölçümü, Geleneksel Ekonometrik Modellerin Yapay Sinir Ağı Ve MARS Modelleriyle Karşılaştırılmasına Yönelik Ampirik Bir Çalışma. İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, Doktora Tezi, 472s, İstanbul.
- Opsomer J, Wang Y, Yang Y., 2001. Nonparametric Regression with Correlated Errors. *Statistical Science*, 16(2),134-153.
- Oğuz, A., 2014. Çok Değişkenli Uyarlanabilir Regresyon Zincirlerinin İrdelenmesi ve Bir Uygulama. Erzincan Üniversitesi. Fen Bilimleri Enstitüsü, Y. Lisans Tezi, 74s, Erzincan.
- Orhan, H., Kaygısız, A., 2002. Siyah Alaca sığırlarda farklı laktasyon eğrisi modellerinin karşılaştırılması. *Hayvansal Üretim*, 43(1), 94-99.
- Orhan H., Çetin Teke, E., Karcı, Z., Dinç, G., Fentoğlu, Ö., 2017. Applicability of MARS Method Using Saliva Oxidative Stress Parameters in Detecting Periodontal Disease. 3rd International Researchers, Statisticians And Young Statisticians Congress (IRSYSC-2017) 24-26 May 2017, Konya, 203.
- Orman, M. N., Ertuğrul, O., 1999. Holştayn İneklerin Süt Verimlerinde Üç Farklı Laktasyon Modelinin İncelenmesi. *Turkey Journal of Veterinary and Animal Science*, 23, 605-614.

- Örsçelik, S. G., 2014. Prediction Of Insulin Resistance By Statistical Tool Mars. Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Biyoenformatik Bölümü, Y.Lisans Tezi, 50s, Ankara.
- Özbalcı, Y., 2008. Çok Değişkenli Uyarlanabilir Regresyon Kesitleri, MARS. Gazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Y.Lisans Tezi, 58s, Ankara.
- Özkan, H., 2006. Dış Borçların Sürdürülebilirliği ve Türkiye Örneği. Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Y. Lisans Tezi, 145s. Adana.
- Özmen A., 1988. Zaman Serilerinde Tutarlı Kestirimler İçin İstatistiksel Yöntem Uyarlaması, Anadolu Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi Dergisi, 1(1), 69-80.
- Öztürk, S., Sevinç, V., 2014. Yeni Doğan Bebeklerin Düşük Doğum Ağırlığının Mars Yöntemine Dayalı İkili Lojistik Regresyonla Modellenmesi. İstatistik Araştırma Dergisi, 10(2), 56-72 ISSN 1303-6319.
- Özyurt, A., Özkan, M., 2009. Orta Anadolu'da Yetiştirilen Siyah- Alaca Sığırlarda Laktasyon Eğri Şekli Ve Eğriye Etkili Olan Faktörler. Hayvansal Üretim, 50(1), 31-37.
- Pande, A.M. 1985. Studies On The Lactation Curve And Components Of Lactation Curve in Gaolao And its Crosses With Exotic Breeds. Animal Breeding Abstract, 53, 2649.
- Papajcsik, I.A., Boderó, J. 1988. Modeling Lactation Curves Of Friesian Cows in A Subtropical Climate. Animal Production, 47, 201-207.
- Park, M., Jin, Y. H., Bessler, D. A., 2008. The Impacts Of Animal Disease Crises On The Korean Meat Market. Agricultural Economics, 39(2), 183-195.
- Pearson, E. S., Hartley, H. O., eds., 1966. Biometrika Tables for Statisticians, vol. 1, 3rd ed., Table 12, Cambridge University Press, New York.
- Salford Systems, 2001. Erişim Tarihi 25.03.2016, <http://www.salfordsystems.com/mars.php>
- Samui, P., Kurup, P., 2012. Multivariate Adaptive Regression Spline (MARS) And Least Squares Support Vector Machine (LSSVM) For OCR Prediction. Soft Computing, 16(8), 1347-1351.
- Samui, P., 2013a. Multivariate Adaptive Regression Spline (Mars) For Prediction Of Elastic Modulus Of Jointed Rock Mass. Geotechnical and Geological Engineering, 31(1), 249-253.
- Samui, P., Saini, I., 2013b. Utilization Of Multivariate Adaptive Regression Splines (Mars) For Prediction Of Pull Out Capacity Of Small Ground Anchor. Int. J. Advance. Soft Comput. Appl, 5(1), 1-9, ISSN 2074-8523.

- Samui, P., Kim, D., Viswanathan, R., 2015. Spatial variability of rock depth using adaptive neuro-fuzzy inference system (ANFIS) and multivariate adaptive regression spline (MARS). *Environmental Earth Sciences*, 73(8), 4265-4272.
- Satır, B., Köksal, M., 2004. Entegre Tavuk Organizasyonları İçin Genel Üretim Ve Finansal Planlama Modeli. *Yöneylem Araştırması/Endüstri Mühendisliği - XXIV Ulusal Kongresi*, Gaziantep – Adana.
- Savin, N.E. and K.J. White, 1977, The Durbin-Watson Test For Serial Correlation With Extreme Sample Sizes or Many Regressors. *Econometrica*, 45, 1989-1996. Erişim tarihi, 24.11.2016.  
[https://www3.nd.edu/~wevans1/econ30331/Durbin\\_Watson\\_tables.pdf](https://www3.nd.edu/~wevans1/econ30331/Durbin_Watson_tables.pdf)
- Seddik, H. E. M., El-Shatla, H. S. A., Soliman, E. S., 2010. Econometric Study To Predict The Meat Gap In Egypt Using ARIMA (Box-Jenkins) Method. *Annals of Agricultural Science (Cairo)*, 55(2), 207-218.
- Sevimli, Y., 2009. Çok Değişkenli Uyarlanabilir Regresyon Uzanımlarının Bir Split-Mouth Çalışmasında Uygulaması. Marmara Üniversitesi, Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Biyoistatistik Anabilim Dalı, Y.Lisans Tezi, 70s, İstanbul.
- Sevüktekin, M., Nargeleçekenler, M., 2010, Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, Eviews Uygulaması. Nobel Yayın Dağıtım, 3.Baskı, Ankara.
- Steinberg, D., Colla, P. L., Kerry M., 1999. MARS User Guide. Salford Systems, San Diego, CA.
- Subaşı, D.B., 2005. Enflasyonun ARIMA Modelleri İle Tahminlenmesi,1994–2005 Türkiye Uygulaması. Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Y. Lisans Tezi, 113s, Kütahya.
- Takma, Ç., Atıl, H., Aksakal, V., 2012. Çoklu Doğrusal Regresyon Ve Yapay Sinir Ağı Modellerinin Laktasyon Süt Verimlerine Uyum Yeteneklerinin Karşılaştırılması. *Kafkas Üniversitesi, Veterinerlik Fakültesi Dergisi*, 18(6), 941-944.
- Temel, G. O., Ankaralı, H., Yazıcı, A. C., 2010. Regresyon Modellerine Alternatif Bir Yaklaşım, MARS. *Türkiye Klinikleri Journal of Biostatistics*, 2(2), 58-66.
- Tunay KB., 2001. Türkiye’de Paranın Gelir Dolaşım Hızlarının MARS Yöntemiyle Tahmini. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 28 (3-4), 431-454.
- Tunay, B., 2011. Türkiye’de Durgunlukların MARS Yöntemi İle Tahmini ve Kestirimi. Marmara Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 1, 71–91.
- Uçum, İ., 2016. ARIMA Modeli ile Türkiye Soya Üretim ve İthalat Projeksiyonu. *TEAD*, 2(1), 1–8.

- Ural, D. A., Koskan, O., 2014. The Estimation Of Lactation Curve Parameters From Test Day Milk Yield İn Holstein-Friesian Cows İn Bozdogan Province in Turkey. *Research Journal Agriculture Enviromental Manager*, 3(2), 145-150.
- Uslu, E. E., 2010. Türkiyede Seçilmiş Bitkisel ve Hayvansal Üretim Serilerinin Zaman Serileri İle Modellenmesi Ve Öngörüsü. Atatürk Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Y.Lisans Tezi, 121s, Erzurum.
- Uysal, G., 2002. Türkiye Ekonomisinde Deri ve Deri Mamulleri Sanayinin Yeri ve Öneminin Araştırılması. *Turk J Vet Anim Science*, 26, 671-678.
- Uzgören, N., Uzgören, E., 2005. Zaman Serilerinde Sahte Regresyon Sorunu Ve Reel Kamu Harcamalarına Yönelik Bir Ekonometrik Model Uygulaması. *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi*, ISSN:1694 – 528, 5, 1-14.
- Ünal, B., 2009. Çok Değişkenli Uyarlamalı Regresyon Uzanımları. Hacettepe Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Anabilim Dalı, Y. Lisans Tezi, 104s, Ankara.
- Wade, K.M., Quaas, R.L. and Van Vleck, L.D., 1993. Estimation of The Parameters Involved in A First-Order Autoregressive Process for Contemporary Groups. *Journal Dairy Science*, 76, 3033–3040.
- Wei, W. W. S., 2006. Time series analysis. Addison Wesley Publishing Company.
- Wood, P.D.P., 1967. Algebraic Model of the Lactation Curve in Cattle. *Nature* 216 (511), 164-165.
- Wood, P. D. P., 1969. Factors Affecting The Shape of The Lactation Curve in Cattle. *Animal Production*, 11, 307-316.
- Wood, P. D. P., 1970. A Note on The Repeability of The Lactation Curve in Cattle. *Animal Production*, 12, 535-542.
- Xiong, R., Meullenet, J. F., 2004. Application Of Multivariate Adaptive Regression Splines (MARS) To The Preference Mapping Of Cheese Sticks. *Journal of Food Science*, 69(4), 131-139.
- Xu, Q. S., Daszykowski, M., Walczak, B., Daeyaert, F., De Jonge, M. R., Heeres, J., Massart, D. L., 2004. Multivariate Adaptive Regression Splines Studies Of HIV Reverse Transcriptase İnhibitors. *Chemometrics And Intelligent Laboratory Systems*, 72(1), 27-34.
- Yang C. C., Prasher S.O., Lacroix R., Kim S.H., 2003, A Multivariate Adaptive Regression Splines Model for Simulation of Pesticide Transport in Soils. *Biosystems Engineering*, 86(1), 9–15.

- Yang, C. C., Prasher, S. O., Lacroix, R., Kim, S. H., 2004. Application Of Multivariate Adaptive Regression Splines (MARS) To Simulate Soil Temperature. Transactions-American Society Of Agricultural Engineers, 47(3), 881-888.
- Yerlikaya, F., Weber, G. W., Batmas, I., Köksal, G., Taylan, P., 2008. MARS Algoritmasında Tikhonov Düzenlemesi Ve Çok Amaçlı Optimizasyon Kullanımı. In The Proceedings of Operational Research and Industrial Engineering Annual Conference Galatasaray University, Istanbul, Turkey.
- Yıldız, N., Akbulut, Ö., Bircan, H., 2006. İstatistiğe Giriş Uygulamalı Temel Bilgiler Çözümlü ve Cevaplı Sorular. Aktif Yayınevi, 10. Basım, 326 s, ISBN: 975-675502-04.
- Yıldız, D., 2009. Zaman Serileri Analizi Ve Yapay Sinir Ağları İle Tahmini, Yabancı Portföy Yatırımları Üzerine Uygulama. Ankara Üniversitesi, Sosyal Bilimleri Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, Doktora Tezi, 216s, Ankara.
- Yılmaz, İ., Kaygısız, A. 2000. Siyah Alaca Sığırların Laktasyon Eğrisi Özellikleri. Tarım Bilimleri Dergisi. 6 (4). 1-10.
- Yüksel, S., Özsarı, M., 2017. Türkiye'nin Kredi Notunu Etkileyen Faktörlerin Mars Yöntemi İle Belirlenmesi. V. Anadolu International Conference in Economics (econ-anadolu), 11-13 May 2017, Eskişehir, 326.
- Zhang, W., Goh, A. T. C., 2016. Evaluating Seismic Liquefaction Potential Using Multivariate Adaptive Regression Splines And Logistic Regression. Geomechanics and Engineering, 10(3), 269-284. doi.org/10.12989/gae.2016.10.3.269. Erişim Tarihi 14.02.2017, [https://www.researchgate.net/profile/Wengang\\_Zhang2/publication/287195543\\_Evaluating\\_seismic\\_liquefaction\\_potential\\_using\\_multivariate\\_adaptive\\_regression\\_splines\\_and\\_logistic\\_regression/links/575cd98b08aed88462133e28/Evaluating-seismic-liquefaction-potential-using-multivariate-adaptive-regression-splines-and-logistic-regression.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Wengang_Zhang2/publication/287195543_Evaluating_seismic_liquefaction_potential_using_multivariate_adaptive_regression_splines_and_logistic_regression/links/575cd98b08aed88462133e28/Evaluating-seismic-liquefaction-potential-using-multivariate-adaptive-regression-splines-and-logistic-regression.pdf)

## **EKLER**

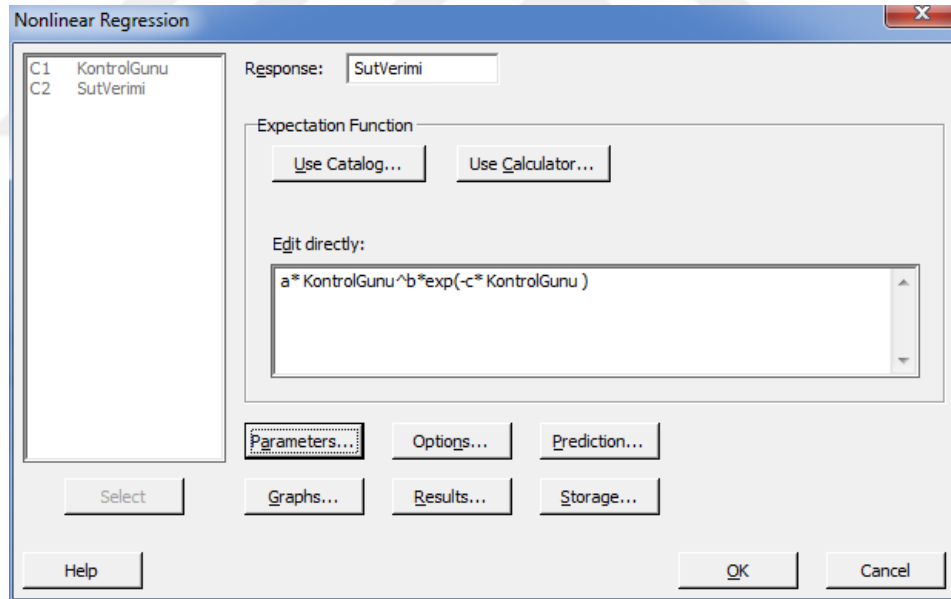
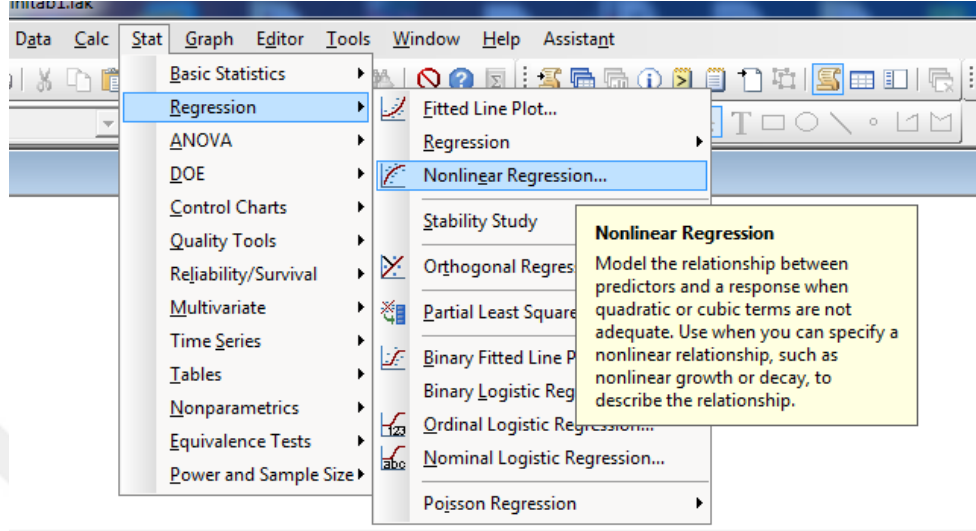
**EK A.** Program Görüntüleri

**EK B.** Tablolar



## EK A: Program Görüntüleri

### EK A.1. MINITAB Gamma Modeli





Nonlinear Regression: Parameters

Function

$$a * \text{KontrolGunu}^b * \exp(-c * \text{KontrolGunu})$$

Required starting values:

Parameter	Values	Locked
a	20,64	<input type="checkbox"/>
b	0,215	<input type="checkbox"/>
c	0,006	<input type="checkbox"/>

Optional constraints:

Parameter	Lower Bound	Upper Bound
a		
b		
c		

Help OK Cancel

Nonlinear Regression: Prediction

C1 KontrolGunu  
C2 SutVerimi

New observation for predictors:  
SutVerimi

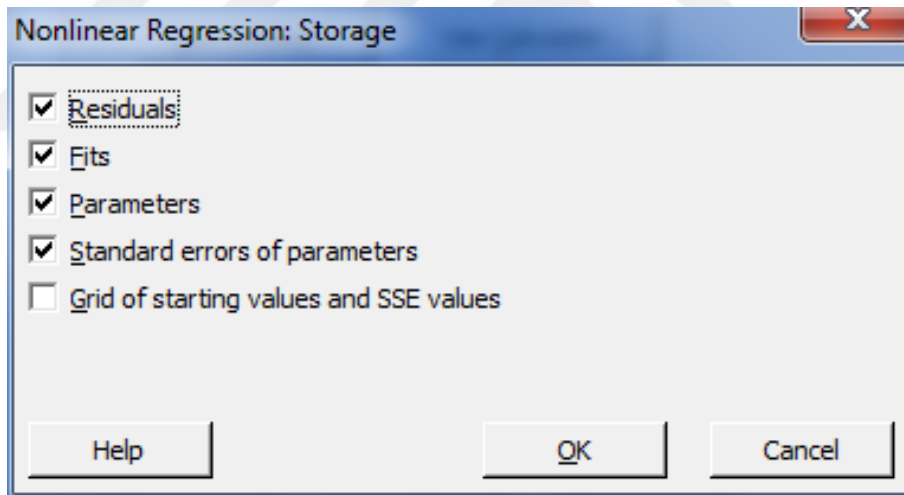
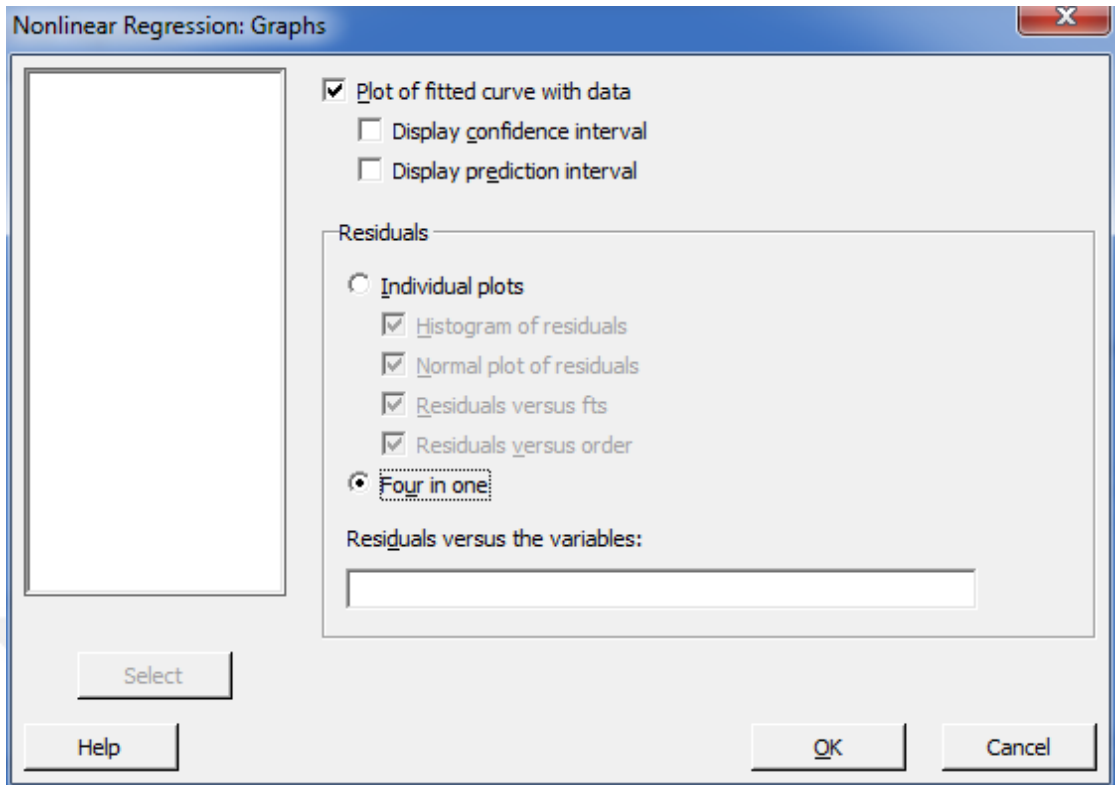
Type of limit: Two-sided

Storage

- Fits
- SEs of fits
- Confidence limits
- Prediction limits

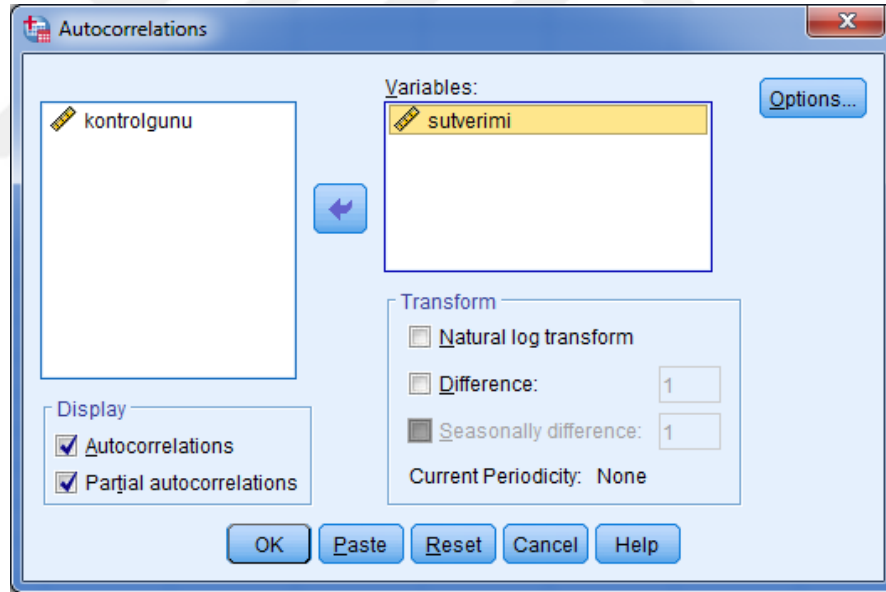
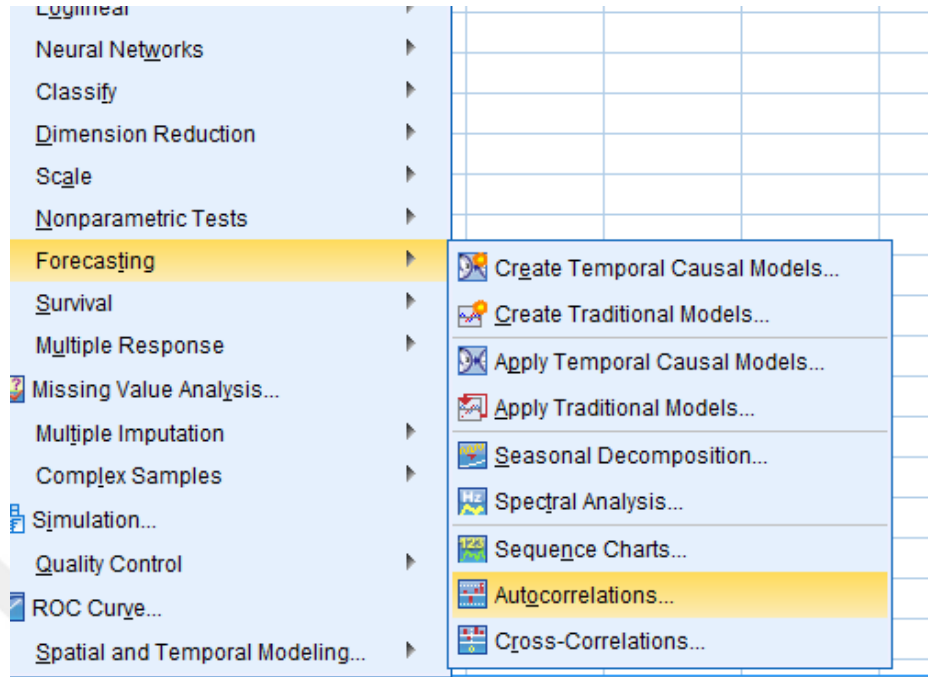
Select

Help OK Cancel

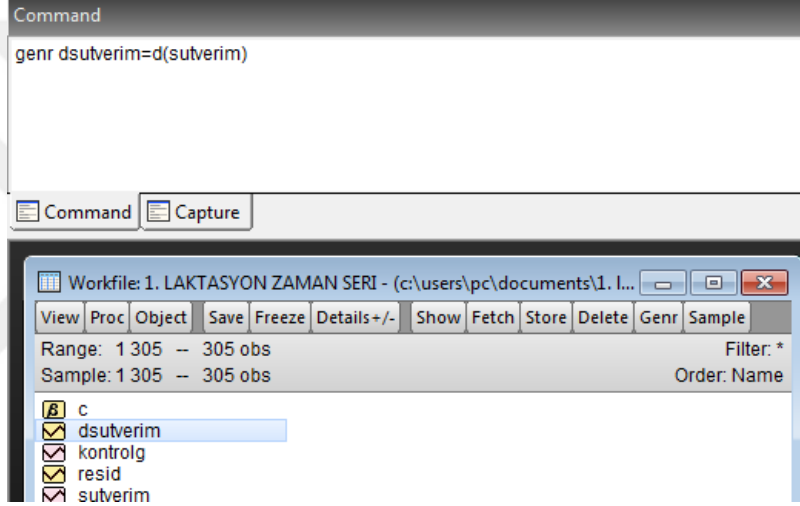
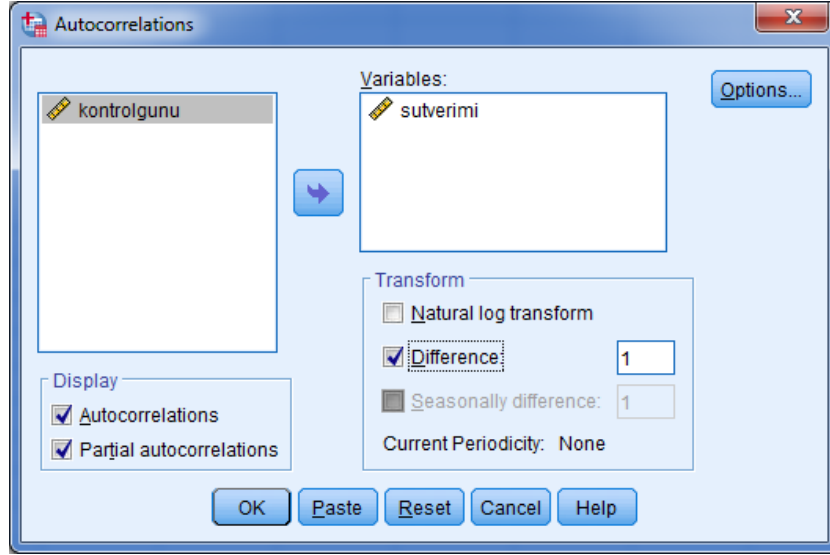


Şekil A.1. Minitab Gamma modeli

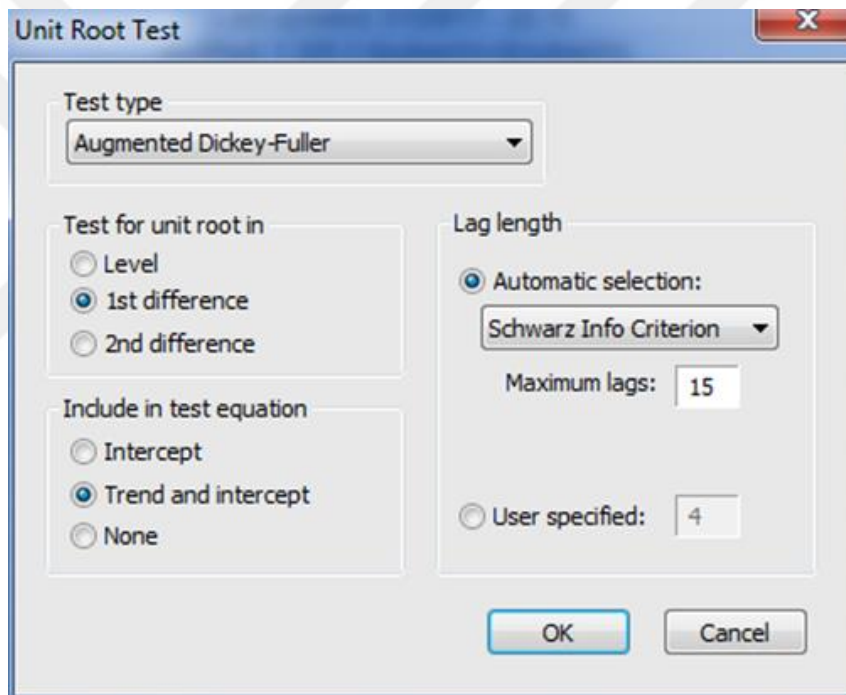
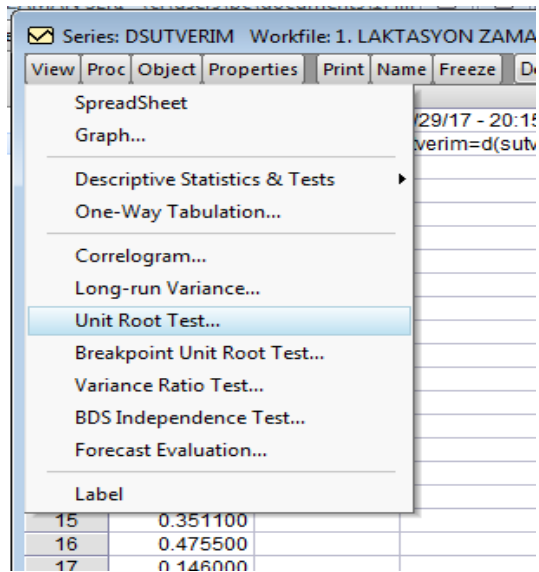
## EK A.2. SPSS Zaman Serileri

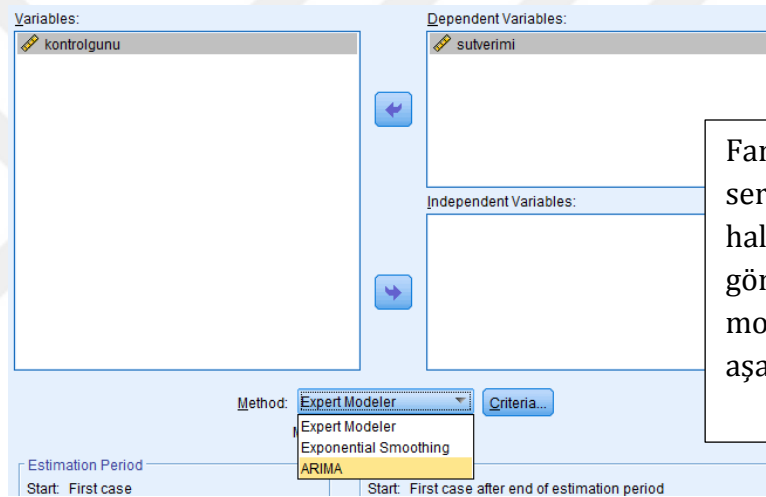
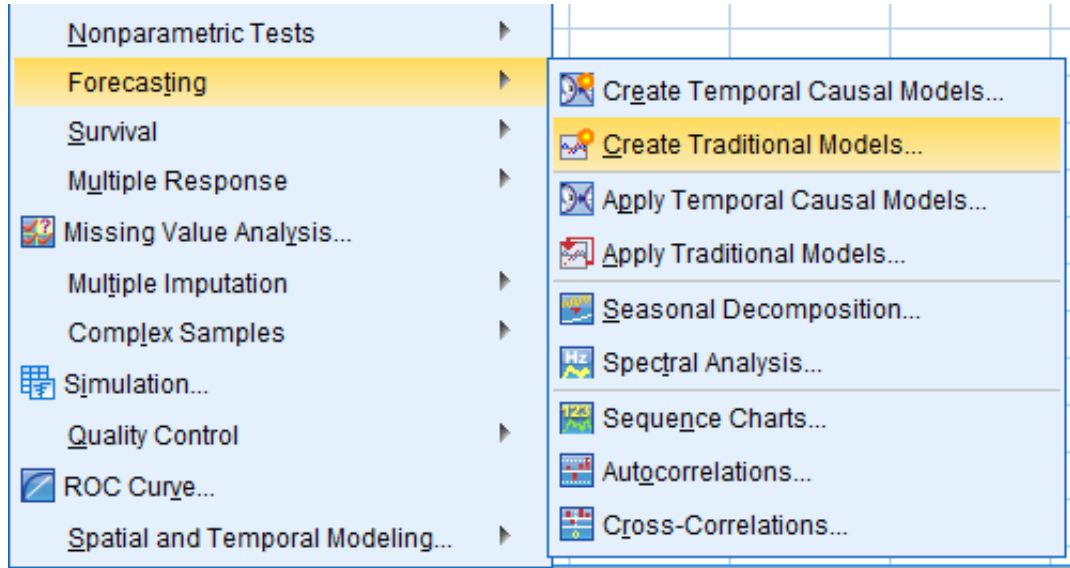


Seri durağan olmadığı için serinin birinci dereceden farkı alınır.

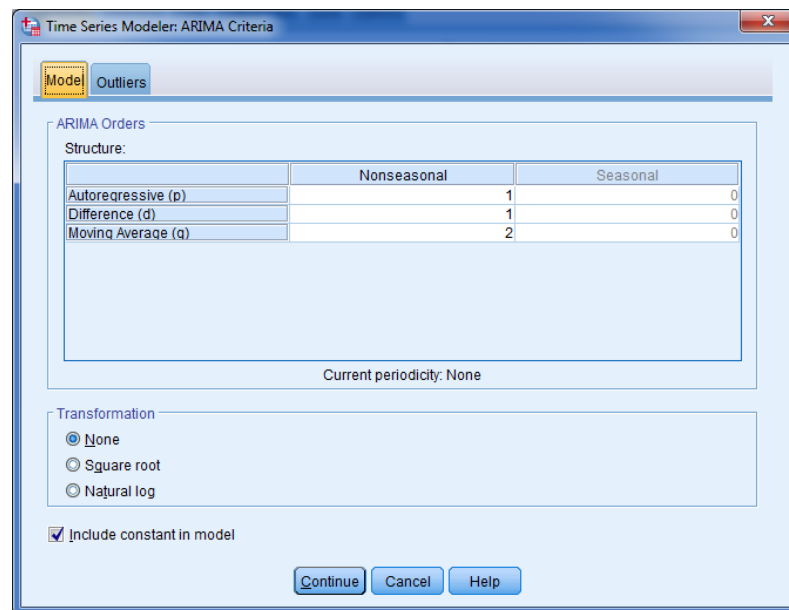


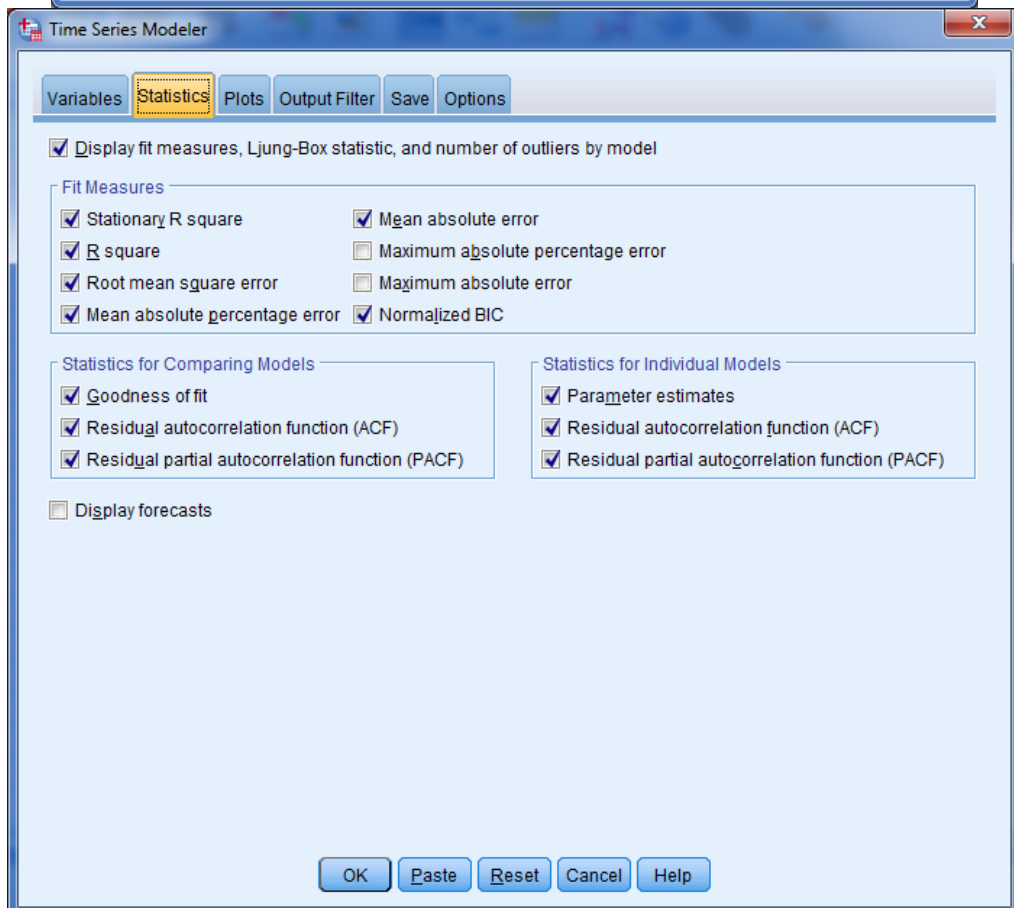
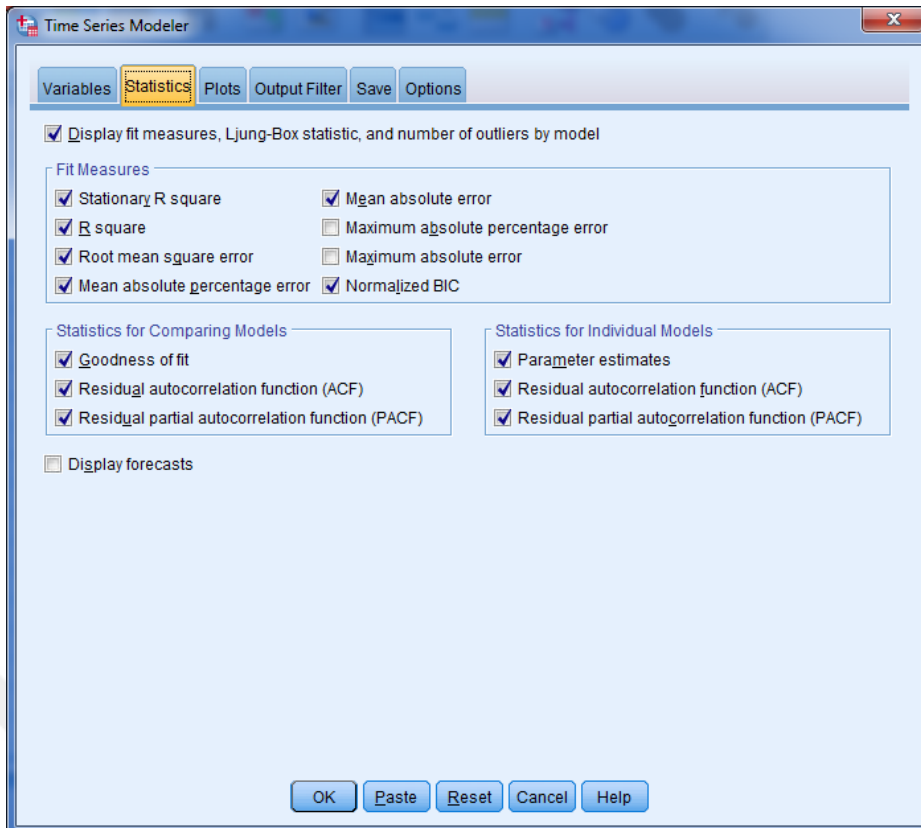
Durağanlık konusunda kesin karar vermek için Eviews programında serinin birim kök içerip içermediğine Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF-Augmented Dickey Fuller) testi uygulanır.

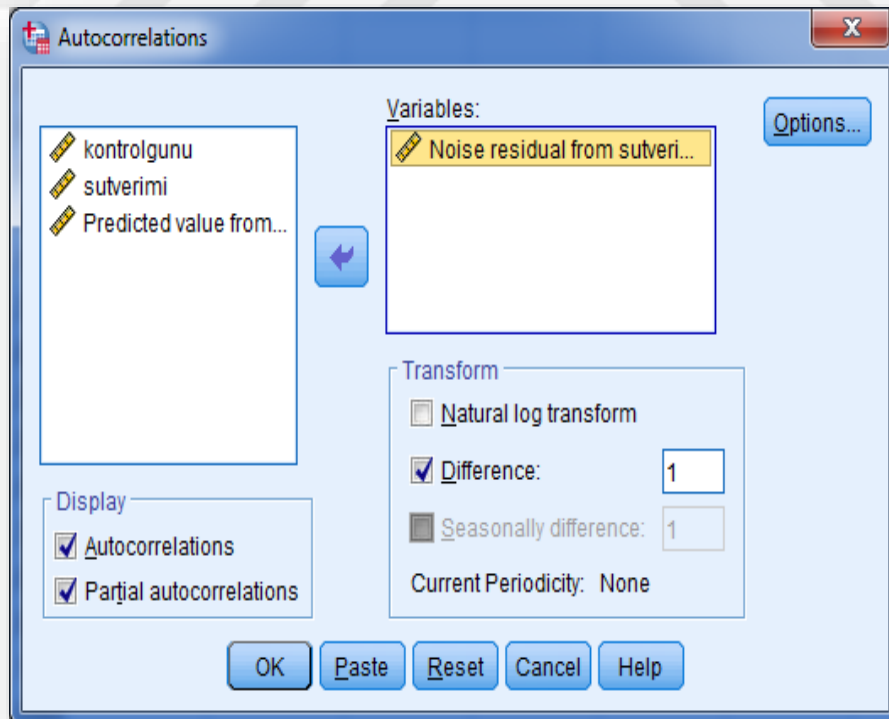
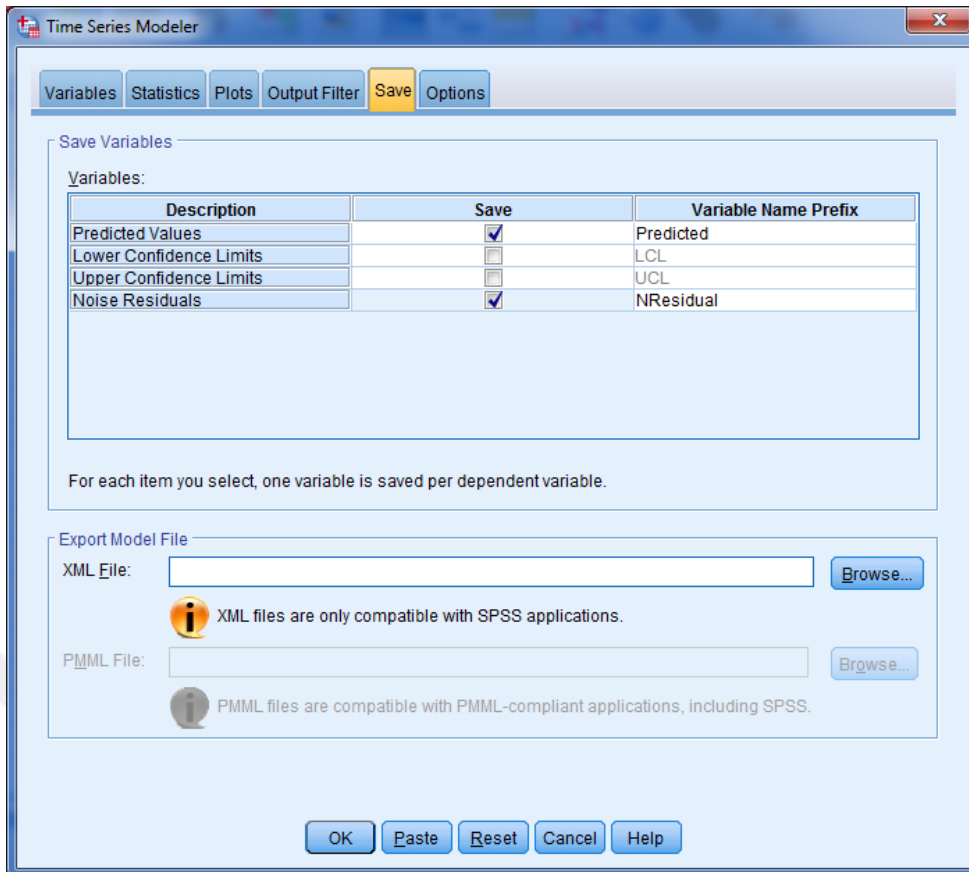




Farklı alınan serinin durağan hale geldiğini gördükten sonra modelleme aşamasına geçilir.

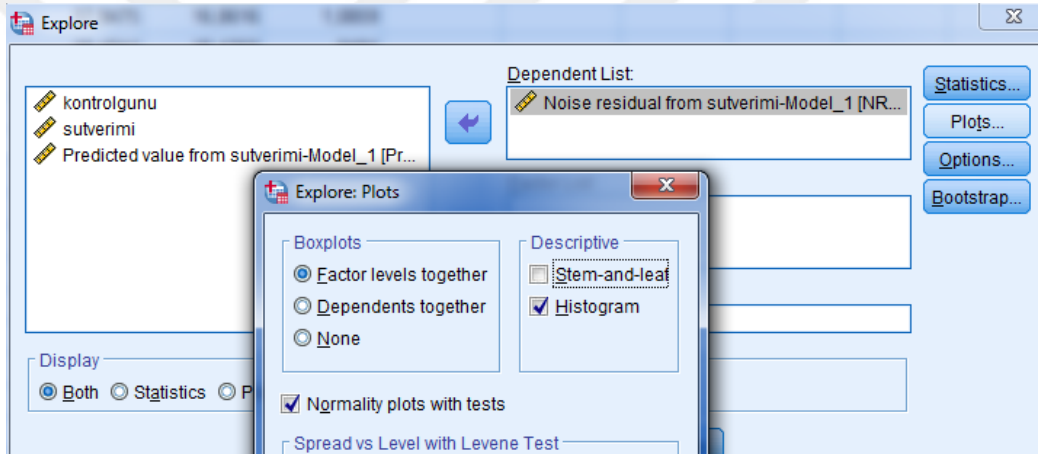
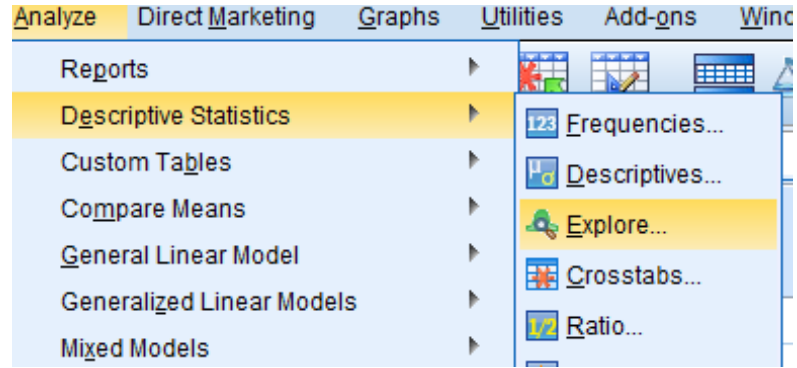






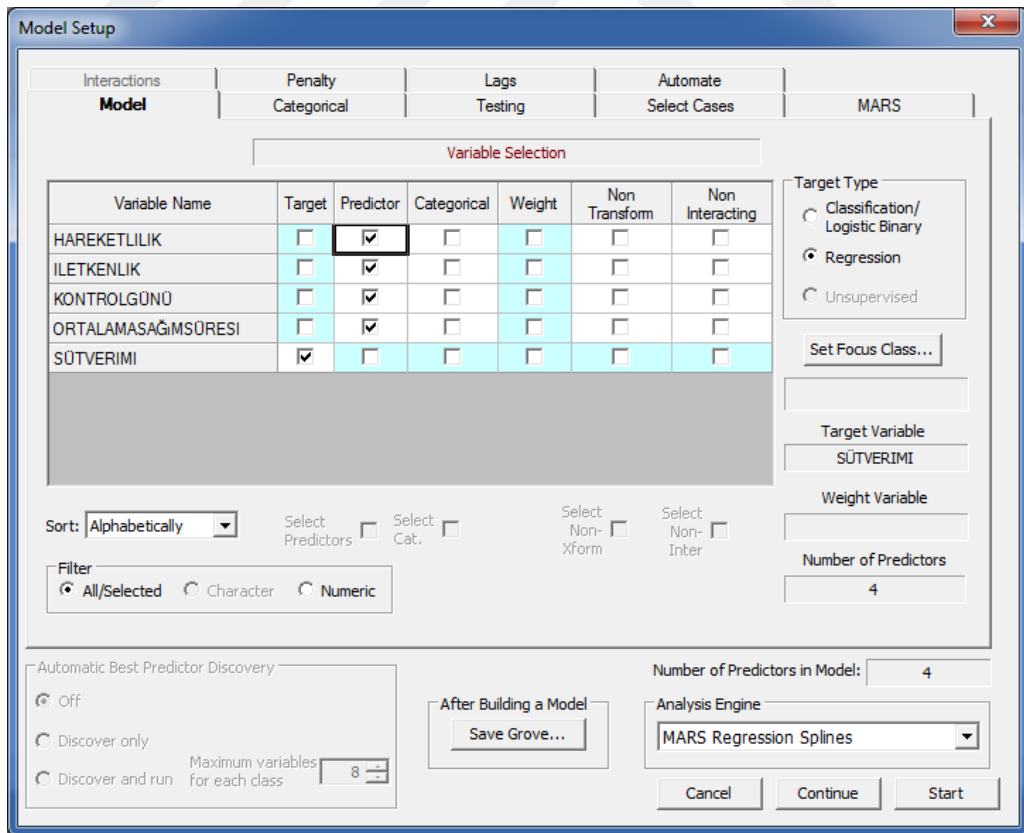
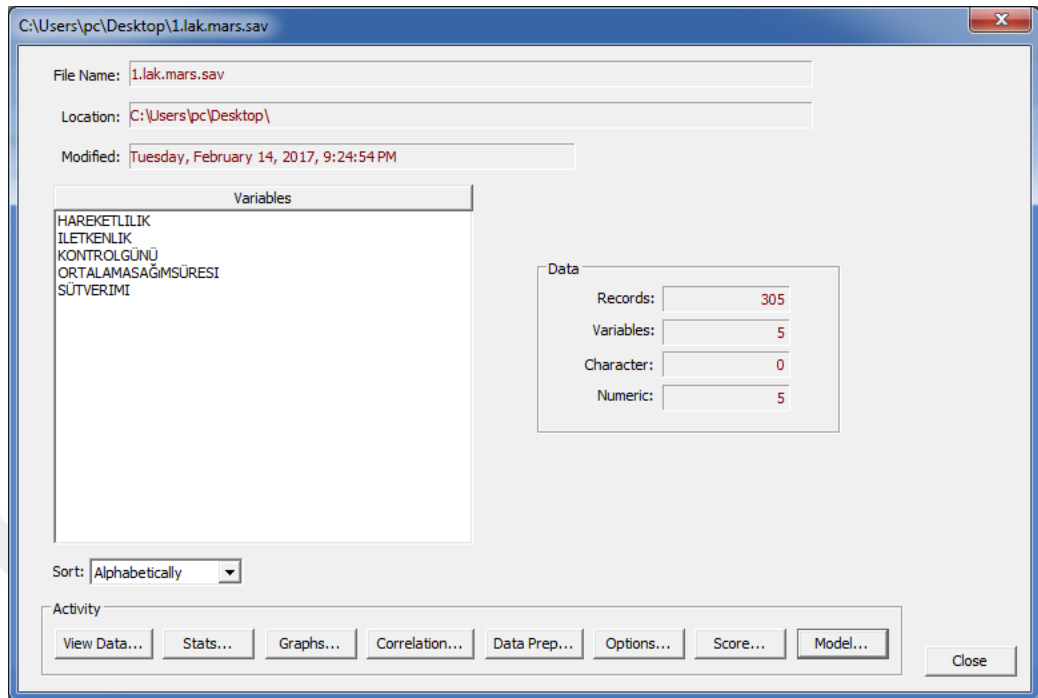


En iyi modeli tahmin yaptıktan sonra hata terimlerine normallik testi uygulanır ve otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonlarına bakılır.

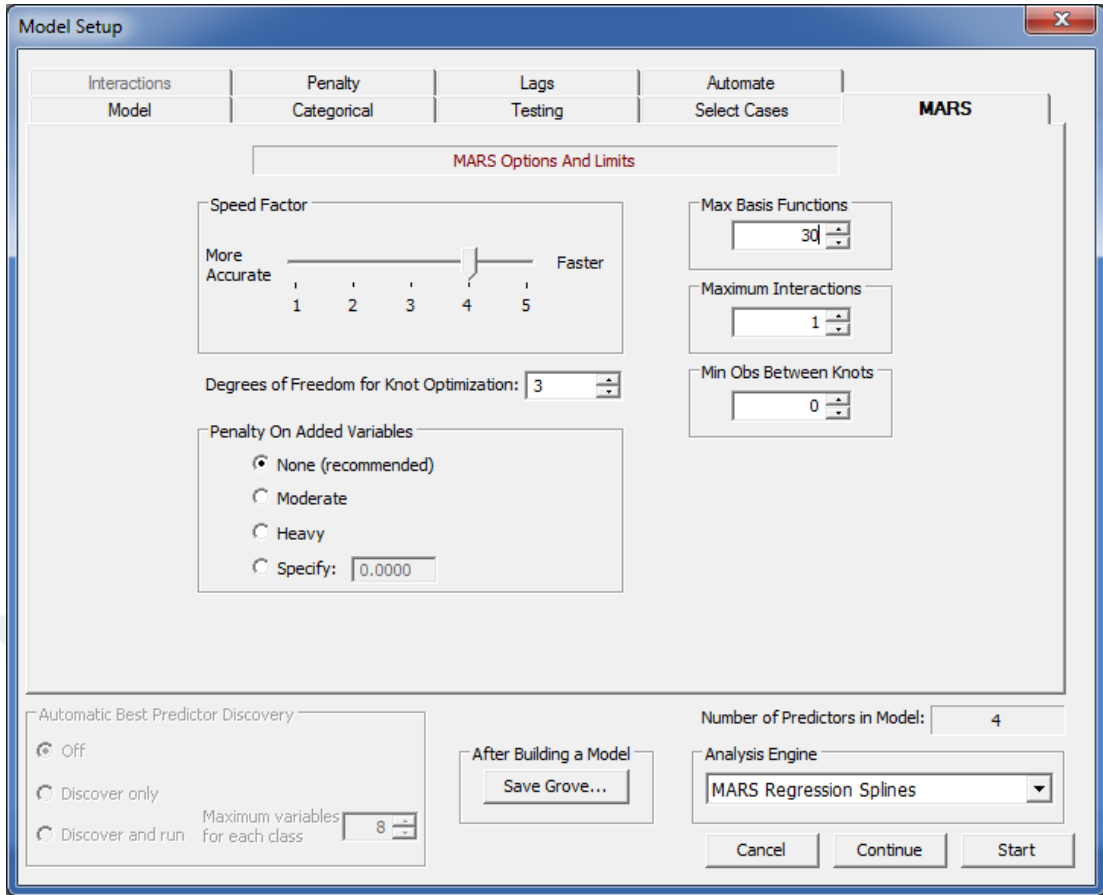


Şekil A.2. SPSS Zaman Serileri

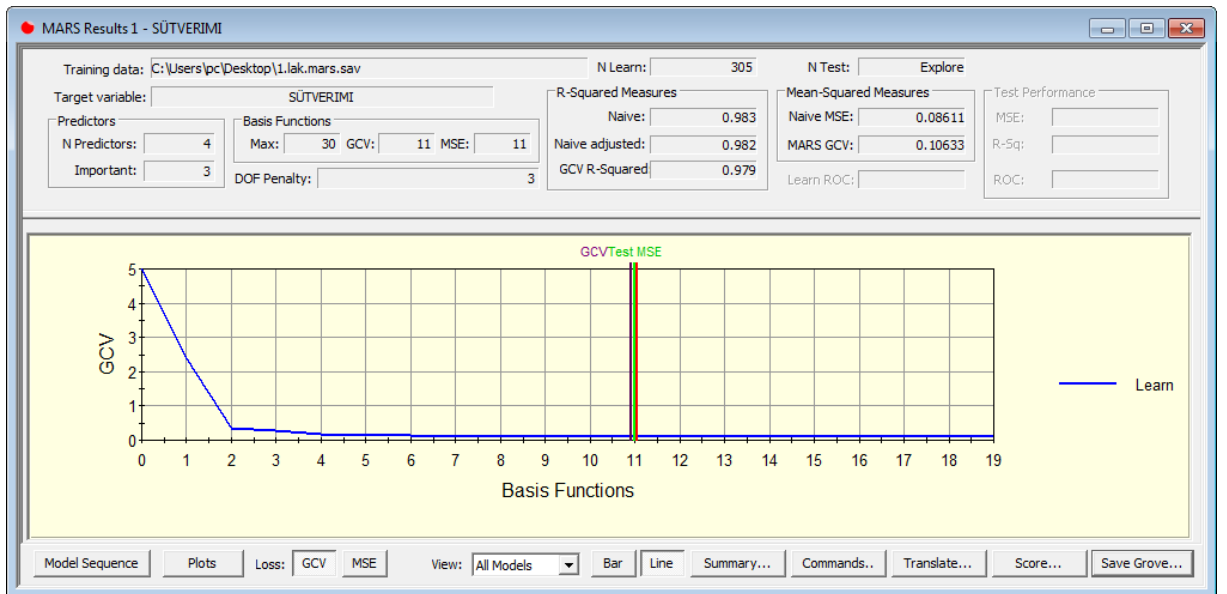
### EK A.3. Salford Predictive Modeler 8.0 MARS

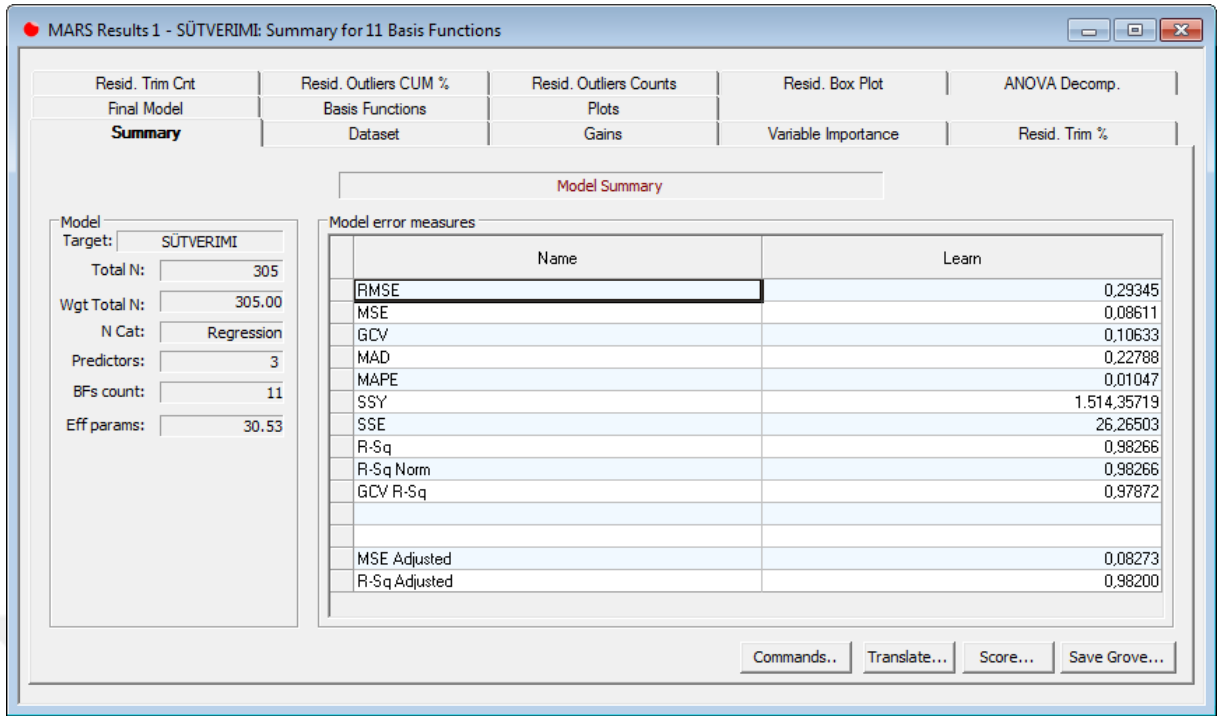


Bağımlı değişken ve açıklayıcı değişkenleri belirliyoruz.



Maksimum temel fonksiyon sayısını belirliyoruz. Modelin etkileşimli model olup olmadığına karar veriyoruz.





Şekil A.3. Salford Predictive Modeler 8.0 MARS

## EK B. Tablolar

### EK B.1. Durbin Watson Tablosu

*Models with an intercept (from Savin and White)*

Durbin-Watson Statistic: 5 Per Cent Significance Points of dL and dU

n	k*=1		k*=2		k*=3		k*=4		k*=5		k*=6		k*=7		k*=8		k*=9		k*=10	
	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
6	0.610	1.400	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
7	0.700	1.356	0.467	1.896	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
8	0.763	1.332	0.559	1.777	0.367	2.287	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
9	0.824	1.320	0.629	1.699	0.455	2.128	0.296	2.588	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
10	0.879	1.320	0.697	1.641	0.525	2.016	0.376	2.414	0.243	2.822	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
11	0.927	1.324	0.758	1.604	0.595	1.928	0.444	2.283	0.315	2.645	0.203	3.004	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
12	0.971	1.331	0.812	1.579	0.658	1.864	0.512	2.177	0.380	2.506	0.268	2.832	0.171	3.149	-----	-----	-----	-----	-----	-----
13	1.010	1.340	0.861	1.562	0.715	1.816	0.574	2.094	0.444	2.390	0.328	2.692	0.230	2.985	0.147	3.266	-----	-----	-----	-----
14	1.045	1.350	0.905	1.551	0.767	1.779	0.632	2.030	0.505	2.296	0.389	2.572	0.286	2.848	0.200	3.111	0.127	3.360	-----	-----
15	1.077	1.361	0.946	1.543	0.814	1.750	0.685	1.977	0.562	2.220	0.447	2.471	0.343	2.727	0.251	2.979	0.175	3.216	0.111	3.438
16	1.106	1.371	0.982	1.539	0.857	1.728	0.734	1.935	0.615	2.157	0.502	2.388	0.398	2.624	0.304	2.860	0.222	3.090	0.155	3.304
17	1.133	1.381	1.015	1.536	0.897	1.710	0.779	1.900	0.664	2.104	0.554	2.318	0.451	2.537	0.356	2.757	0.272	2.975	0.198	3.184
18	1.158	1.391	1.046	1.535	0.933	1.696	0.820	1.872	0.710	2.060	0.603	2.258	0.502	2.461	0.407	2.668	0.321	2.873	0.244	3.073
19	1.180	1.401	1.074	1.536	0.967	1.685	0.859	1.848	0.752	2.023	0.649	2.206	0.549	2.396	0.456	2.589	0.369	2.783	0.290	2.974
20	1.201	1.411	1.100	1.537	0.998	1.676	0.894	1.828	0.792	1.991	0.691	2.162	0.595	2.339	0.502	2.521	0.416	2.704	0.336	2.885
21	1.221	1.420	1.125	1.538	1.026	1.669	0.927	1.812	0.829	1.964	0.731	2.124	0.637	2.290	0.546	2.461	0.461	2.633	0.380	2.806
22	1.239	1.429	1.147	1.541	1.053	1.664	0.958	1.797	0.863	1.940	0.769	2.090	0.677	2.246	0.588	2.407	0.504	2.571	0.424	2.735
23	1.257	1.437	1.168	1.543	1.078	1.660	0.986	1.785	0.895	1.920	0.804	2.061	0.715	2.208	0.628	2.360	0.545	2.514	0.465	2.670
24	1.273	1.446	1.188	1.546	1.101	1.656	1.013	1.775	0.925	1.902	0.837	2.035	0.750	2.174	0.666	2.318	0.584	2.464	0.506	2.613
25	1.288	1.454	1.206	1.550	1.123	1.654	1.038	1.767	0.953	1.886	0.868	2.013	0.784	2.144	0.702	2.280	0.621	2.419	0.544	2.560
26	1.302	1.461	1.224	1.553	1.143	1.652	1.062	1.759	0.979	1.873	0.897	1.992	0.816	2.117	0.735	2.246	0.657	2.379	0.581	2.513
27	1.316	1.469	1.240	1.556	1.162	1.651	1.084	1.753	1.004	1.861	0.925	1.974	0.845	2.093	0.767	2.216	0.691	2.342	0.616	2.470
28	1.328	1.476	1.255	1.560	1.181	1.650	1.104	1.747	1.028	1.850	0.951	1.959	0.874	2.071	0.798	2.188	0.723	2.309	0.649	2.431
29	1.341	1.483	1.270	1.563	1.198	1.650	1.124	1.743	1.050	1.841	0.975	1.944	0.900	2.052	0.826	2.164	0.753	2.278	0.681	2.396
30	1.352	1.489	1.284	1.567	1.214	1.650	1.143	1.739	1.071	1.833	0.998	1.931	0.926	2.034	0.854	2.141	0.782	2.251	0.712	2.363
31	1.363	1.496	1.297	1.570	1.229	1.650	1.160	1.735	1.090	1.825	1.020	1.920	0.950	2.018	0.879	2.120	0.810	2.226	0.741	2.333
32	1.373	1.502	1.309	1.574	1.244	1.650	1.177	1.732	1.109	1.819	1.041	1.909	0.972	2.004	0.904	2.102	0.836	2.203	0.769	2.306
33	1.383	1.508	1.321	1.577	1.258	1.651	1.193	1.730	1.127	1.813	1.061	1.900	0.994	1.991	0.927	2.085	0.861	2.181	0.796	2.281
34	1.393	1.514	1.333	1.580	1.271	1.652	1.208	1.728	1.144	1.808	1.079	1.891	1.015	1.978	0.950	2.069	0.885	2.162	0.821	2.257
35	1.402	1.519	1.343	1.584	1.283	1.653	1.222	1.726	1.160	1.803	1.097	1.884	1.034	1.967	0.971	2.054	0.908	2.144	0.845	2.236
36	1.411	1.525	1.354	1.587	1.295	1.654	1.236	1.724	1.175	1.799	1.114	1.876	1.053	1.957	0.991	2.041	0.930	2.127	0.868	2.216
37	1.419	1.530	1.364	1.590	1.307	1.655	1.249	1.723	1.190	1.795	1.131	1.870	1.071	1.948	1.011	2.029	0.951	2.112	0.891	2.197
38	1.427	1.535	1.373	1.594	1.318	1.656	1.261	1.722	1.204	1.792	1.146	1.864	1.088	1.939	1.029	2.017	0.970	2.098	0.912	2.180
39	1.435	1.540	1.382	1.597	1.328	1.658	1.273	1.722	1.218	1.789	1.161	1.859	1.104	1.932	1.047	2.007	0.990	2.085	0.932	2.164
40	1.442	1.544	1.391	1.600	1.338	1.659	1.285	1.721	1.230	1.786	1.175	1.854	1.120	1.924	1.064	1.997	1.008	2.072	0.952	2.149
45	1.475	1.566	1.430	1.615	1.383	1.666	1.336	1.720	1.287	1.776	1.238	1.835	1.189	1.895	1.139	1.958	1.089	2.022	1.038	2.088
50	1.503	1.585	1.462	1.628	1.421	1.674	1.378	1.721	1.335	1.771	1.291	1.822	1.246	1.875	1.201	1.930	1.156	1.986	1.110	2.044
55	1.528	1.601	1.490	1.641	1.452	1.681	1.414	1.724	1.374	1.768	1.334	1.814	1.294	1.861	1.253	1.909	1.212	1.959	1.170	2.010
60	1.549	1.616	1.514	1.652	1.480	1.689	1.444	1.727	1.408	1.767	1.372	1.808	1.335	1.850	1.298	1.894	1.260	1.939	1.222	1.984
65	1.567	1.629	1.536	1.662	1.503	1.696	1.471	1.731	1.438	1.767	1.404	1.805	1.370	1.843	1.336	1.882	1.301	1.923	1.266	1.964
70	1.583	1.641	1.554	1.672	1.525	1.703	1.494	1.735	1.464	1.768	1.433	1.802	1.401	1.838	1.369	1.874	1.337	1.910	1.305	1.948
75	1.598	1.652	1.571	1.680	1.543	1.709	1.515	1.739	1.487	1.770	1.458	1.801	1.428	1.834	1.399	1.867	1.369	1.901	1.339	1.935
80	1.611	1.662	1.586	1.688	1.560	1.715	1.534	1.743	1.507	1.772	1.480	1.801	1.453	1.831	1.425	1.861	1.397	1.893	1.369	1.925
85	1.624	1.671	1.600	1.696	1.575	1.721	1.550	1.747	1.525	1.774	1.500	1.801	1.474	1.829	1.448	1.857	1.422	1.886	1.396	1.916
90	1.635	1.679	1.612	1.703	1.589	1.726	1.566	1.751	1.542	1.776	1.518	1.801	1.494	1.827	1.469	1.854	1.445	1.881	1.420	1.909
95	1.645	1.687	1.623	1.709	1.602	1.732	1.579	1.755	1.557	1.778	1.535	1.802	1.512	1.827	1.489	1.852	1.465	1.877	1.442	1.903
100	1.654	1.694	1.634	1.715	1.613	1.736	1.592	1.758	1.571	1.780	1.550	1.803	1.528	1.826	1.506	1.850	1.484	1.874	1.462	1.898
150	1.720	1.747	1.706	1.760	1.693	1.774	1.679	1.788	1.665	1.802	1.651	1.817	1.637	1.832	1.622	1.846	1.608	1.862	1.593	1.877
200	1.758	1.779	1.748	1.789	1.738	1.799	1.728	1.809	1.718	1.820	1.707	1.831	1.697	1.841	1.686	1.852	1.675	1.863	1.665	1.874

\*k' is the number of regressors excluding the intercept

n	k'=11		k'=12		k'=13		k'=14		k'=15		k'=16		k'=17		k'=18		k'=19		k'=20	
	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
16	0.098	3.503	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
17	0.138	3.378	0.087	3.557	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
18	0.177	3.265	0.123	3.441	0.078	3.603	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
19	0.220	3.159	0.160	3.335	0.111	3.496	0.070	3.642	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
20	0.263	3.063	0.200	3.234	0.145	3.395	0.100	3.542	0.063	3.676	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
21	0.307	2.976	0.240	3.141	0.182	3.300	0.132	3.448	0.091	3.583	0.058	3.705	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
22	0.349	2.897	0.281	3.057	0.220	3.211	0.166	3.358	0.120	3.495	0.083	3.619	0.052	3.731	-----	-----	-----	-----	-----	-----
23	0.391	2.826	0.322	2.979	0.259	3.128	0.202	3.272	0.153	3.409	0.110	3.535	0.076	3.650	0.048	3.753	-----	-----	-----	-----
24	0.431	2.761	0.362	2.908	0.297	3.053	0.239	3.193	0.186	3.327	0.141	3.454	0.101	3.572	0.070	3.678	0.044	3.773	-----	-----
25	0.470	2.702	0.400	2.844	0.335	2.983	0.275	3.119	0.221	3.251	0.172	3.376	0.130	3.494	0.094	3.604	0.065	3.702	0.041	3.790
26	0.508	2.649	0.438	2.784	0.373	2.919	0.312	3.051	0.256	3.179	0.205	3.303	0.160	3.420	0.120	3.531	0.087	3.632	0.060	3.724
27	0.544	2.600	0.475	2.730	0.409	2.859	0.348	2.987	0.291	3.112	0.238	3.233	0.191	3.349	0.149	3.460	0.112	3.563	0.081	3.658
28	0.578	2.555	0.510	2.680	0.445	2.805	0.383	2.928	0.325	3.050	0.271	3.168	0.222	3.283	0.178	3.392	0.138	3.495	0.104	3.592
29	0.612	2.515	0.544	2.634	0.479	2.755	0.418	2.874	0.359	2.992	0.305	3.107	0.254	3.219	0.208	3.327	0.166	3.431	0.129	3.528
30	0.643	2.477	0.577	2.592	0.512	2.708	0.451	2.823	0.392	2.937	0.337	3.050	0.286	3.160	0.238	3.266	0.195	3.368	0.156	3.465
31	0.674	2.443	0.608	2.553	0.545	2.665	0.484	2.776	0.425	2.887	0.370	2.996	0.317	3.103	0.269	3.208	0.224	3.309	0.183	3.406
32	0.703	2.411	0.638	2.517	0.576	2.625	0.515	2.733	0.457	2.840	0.401	2.946	0.349	3.050	0.299	3.153	0.253	3.252	0.211	3.348
33	0.731	2.382	0.668	2.484	0.606	2.588	0.546	2.692	0.488	2.796	0.432	2.899	0.379	3.000	0.329	3.100	0.283	3.198	0.239	3.293
34	0.758	2.355	0.695	2.454	0.634	2.554	0.575	2.654	0.518	2.754	0.462	2.854	0.409	2.954	0.359	3.051	0.312	3.147	0.267	3.240
35	0.783	2.330	0.722	2.425	0.662	2.521	0.604	2.619	0.547	2.716	0.492	2.813	0.439	2.910	0.388	3.005	0.340	3.099	0.295	3.190
36	0.808	2.306	0.748	2.398	0.689	2.492	0.631	2.586	0.575	2.680	0.520	2.774	0.467	2.868	0.417	2.961	0.369	3.053	0.323	3.142
37	0.831	2.285	0.772	2.374	0.714	2.464	0.657	2.555	0.602	2.646	0.548	2.738	0.495	2.829	0.445	2.920	0.397	3.009	0.351	3.097
38	0.854	2.265	0.796	2.351	0.739	2.438	0.683	2.526	0.628	2.614	0.575	2.703	0.522	2.792	0.472	2.880	0.424	2.968	0.378	3.054
39	0.875	2.246	0.819	2.329	0.763	2.413	0.707	2.499	0.653	2.585	0.600	2.671	0.549	2.757	0.499	2.843	0.451	2.929	0.404	3.013
40	0.896	2.228	0.840	2.309	0.785	2.391	0.731	2.473	0.678	2.557	0.626	2.641	0.575	2.724	0.525	2.808	0.477	2.829	0.430	2.974
45	0.988	2.156	0.938	2.225	0.887	2.296	0.838	2.367	0.788	2.439	0.740	2.512	0.692	2.586	0.644	2.659	0.598	2.733	0.553	2.807
50	1.064	2.103	1.019	2.163	0.973	2.225	0.927	2.287	0.882	2.350	0.836	2.414	0.792	2.479	0.747	2.544	0.703	2.610	0.660	2.675
55	1.129	2.062	1.087	2.116	1.045	2.170	1.003	2.225	0.961	2.281	0.919	2.338	0.877	2.396	0.836	2.454	0.795	2.512	0.754	2.571
60	1.184	2.031	1.145	2.079	1.106	2.127	1.068	2.177	1.029	2.227	0.990	2.278	0.951	2.330	0.913	2.382	0.874	2.434	0.836	2.487
65	1.231	2.006	1.195	2.049	1.160	2.093	1.124	2.138	1.088	2.183	1.052	2.229	1.016	2.276	0.980	2.323	0.944	2.371	0.908	2.419
70	1.272	1.987	1.239	2.026	1.206	2.066	1.172	2.106	1.139	2.148	1.105	2.189	1.072	2.232	1.038	2.275	1.005	2.318	0.971	2.362
75	1.308	1.970	1.277	2.006	1.247	2.043	1.215	2.080	1.184	2.118	1.153	2.156	1.121	2.195	1.090	2.235	1.058	2.275	1.027	2.315
80	1.340	1.957	1.311	1.991	1.283	2.024	1.253	2.059	1.224	2.093	1.195	2.129	1.165	2.165	1.136	2.201	1.106	2.238	1.076	2.275
85	1.369	1.946	1.342	1.977	1.315	2.009	1.287	2.040	1.260	2.073	1.232	2.105	1.205	2.139	1.177	2.172	1.149	2.206	1.121	2.241
90	1.395	1.937	1.369	1.966	1.344	1.995	1.318	2.025	1.292	2.055	1.266	2.085	1.240	2.116	1.213	2.148	1.187	2.179	1.160	2.211
95	1.418	1.930	1.394	1.956	1.370	1.984	1.345	2.012	1.321	2.040	1.296	2.068	1.271	2.097	1.247	2.126	1.222	2.156	1.197	2.186
100	1.439	1.923	1.416	1.948	1.393	1.974	1.371	2.000	1.347	2.026	1.324	2.053	1.301	2.080	1.277	2.108	1.253	2.135	1.229	2.164
150	1.579	1.892	1.564	1.908	1.550	1.924	1.535	1.940	1.519	1.956	1.504	1.972	1.489	1.989	1.474	2.006	1.458	2.023	1.443	2.040
200	1.654	1.885	1.643	1.896	1.632	1.908	1.621	1.919	1.610	1.931	1.599	1.943	1.588	1.955	1.576	1.967	1.565	1.979	1.554	1.991

\*K' is the number of regressors excluding the intercept

Kaynak: Savin and White, (1977).

## EK B.2. T Tablosu

### PERCENTAGE POINTS OF THE $t$ DISTRIBUTION

#### Example

$$\Pr(t > 2.086) = 0.025$$

$$\Pr(t > 1.725) = 0.05 \quad \text{for d.f.} = 20$$

$$\Pr(|t| > 1.725) = 0.10$$



Pr d.f.	0.25 0.50	0.10 0.20	0.05 0.10	0.025 0.05	0.01 0.02	0.005 0.010	0.001 0.002
1	1.000	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	318.31
2	0.816	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	22.327
3	0.765	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	10.214
4	0.741	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	7.173
5	0.727	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	5.893
6	0.718	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.208
7	0.711	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	4.785
8	0.706	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	4.501
9	0.703	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.297
10	0.700	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.144
11	0.697	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.025
12	0.695	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	3.930
13	0.694	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	3.852
14	0.692	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	3.787
15	0.691	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	3.733
16	0.690	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	3.686
17	0.689	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.646
18	0.688	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.610
19	0.688	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.579
20	0.687	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.552
21	0.686	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.527
22	0.686	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.505
23	0.685	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.485
24	0.685	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.467
25	0.684	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.450
26	0.684	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.435
27	0.684	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.421
28	0.683	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.408
29	0.683	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.396
30	0.683	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.385
40	0.681	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.307
60	0.679	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.232
120	0.677	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617	3.160
$\infty$	0.674	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.090

Note: The smaller probability shown at the head of each column is the area in one tail; the larger probability is the area in both tails.

Kaynak: Pearson, E. S., Hartley, H. O., eds., 1966. Biometrika Tables for Statisticians, vol. 1, 3rd ed., Table 12, Cambridge University Press, New York, Reproduced by permission of the editors and trustees of Biometrika.

### EK B.3. Dickey ve Fuller tablosu

N	Probability to the Right of Critical Value							
	1%	2.5%	5%	10%	90%	95%	97.5%	99%

#### Model I (Sabit Trendli) $ADF_{tr}$

25	-2.66	-2.26	-1.95	-1.60	0.92	1.33	1.70	2.16
50	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61	0.91	1.31	1.66	2.08
100	-2.60	-2.24	-1.95	-1.61	0.90	1.29	1.64	2.03
250	-2.58	-2.23	-1.95	-1.61	0.89	1.29	1.63	2.01
500	-2.58	-2.23	-1.95	-1.61	0.89	1.28	1.62	2.00
>500	-2.58	-2.23	-1.95	-1.61	0.89	1.28	1.62	2.00

#### Model II (Sabit) $ADF_{tr}$

25	-3.75	-3.33	-3.00	-2.62	-0.37	0.00	0.34	0.72
50	-3.58	-3.22	-2.93	-2.60	-0.40	-0.03	0.29	0.66
100	-3.51	-3.17	-2.89	-2.58	-0.42	-0.05	0.26	0.63
250	-3.46	-3.14	-2.88	-2.57	-0.42	-0.06	0.24	0.62
500	-3.44	-3.13	-2.87	-2.57	-0.43	-0.07	0.24	0.61
>500	-3.43	-3.12	-2.86	-2.57	-0.44	-0.07	0.23	0.60

#### Model III (Sabit Trendli) $ADF_{tr}$

25	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24	-1.14	-0.80	-0.50	-0.15
50	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18	-1.19	-0.87	-0.58	-0.24
100	-4.04	-3.73	-3.45	-3.15	-1.22	-0.90	-0.62	-0.28
250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13	-1.23	-0.92	-0.64	-0.31
500	-3.98	-3.68	-3.42	-3.13	-1.24	-0.93	-0.65	-0.32
>500	-3.96	-3.66	-3.41	-3.12	-1.25	-0.94	-0.66	-0.33

Kaynak: Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.



## EK B.4. $\chi^2$ Dağılımı

df	$\alpha$									
	0.995	0.99	0.975	0.95	0.9	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005
1	-	-	-	-	0.02	2.71	3.84	5.02	6.64	7.88
2	0.01	0.02	0.05	0.10	0.21	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60
3	0.07	0.12	0.22	0.35	0.58	6.25	7.82	9.35	11.35	12.84
4	0.21	0.30	0.48	0.71	1.06	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.41	0.55	0.83	1.15	1.61	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75
6	0.68	0.87	1.24	1.64	2.20	10.65	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.99	1.24	1.69	2.17	2.83	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	13.36	15.51	17.54	20.09	21.96
9	1.74	2.09	2.70	3.33	4.17	14.68	16.92	19.02	21.67	23.59
10	2.16	2.56	3.25	3.94	4.87	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.58	5.58	17.28	19.68	21.92	24.73	26.76
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	18.55	21.03	23.34	26.22	28.30
13	3.57	4.11	5.01	5.89	7.04	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.08	4.66	5.63	6.57	7.79	21.06	23.69	26.12	29.14	31.32
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	24.77	27.59	30.19	33.41	35.72
18	6.27	7.02	8.23	9.39	10.87	25.99	28.87	31.53	34.81	37.16
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	27.20	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	28.41	31.41	34.17	37.57	40.00
21	8.03	8.90	10.28	11.59	13.24	29.62	32.67	35.48	38.93	41.40
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	30.81	33.92	36.78	40.29	42.80
23	9.26	10.20	11.69	13.09	14.85	32.01	35.17	38.08	41.64	44.18
24	9.89	10.86	12.40	13.85	15.66	33.20	36.42	39.36	42.98	45.56
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	34.38	37.65	40.65	44.31	46.93
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	35.56	38.89	41.92	45.64	48.29
27	11.81	12.88	14.57	16.15	18.11	36.74	40.11	43.19	46.96	49.65
28	12.46	13.57	15.31	16.93	18.94	37.92	41.34	44.46	48.28	50.99
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	39.09	42.56	45.72	49.59	52.34
30	13.79	14.95	16.79	18.49	20.60	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.71	22.16	24.43	26.51	29.05	51.81	55.76	59.34	63.69	66.77
50	27.99	29.71	32.36	34.76	37.69	63.17	67.51	71.42	76.15	79.49
60	35.53	37.49	40.48	43.19	46.46	74.40	79.08	83.30	88.38	91.95
70	43.28	45.44	48.76	51.74	55.33	85.53	90.53	95.02	100.43	104.22
80	51.17	53.54	57.15	60.39	64.28	96.58	101.88	106.63	112.33	116.32
90	59.20	61.75	65.65	69.13	73.29	107.57	113.15	118.14	124.12	128.30
100	67.33	70.07	74.22	77.93	82.36	118.50	124.34	129.56	135.81	140.17

**Not:** Tablodaki değerler tek kuyrukludur.

**Kaynak.** Kmiotowicz, Z. W., Yannoulis, Y. (1988). *Statistical tables for economic, business, and social studies* (2. basım). UK: Longman.

## ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı : Emine ÇETİN TEKE  
Doğum Yeri ve Yılı : Isparta, 1985  
Medeni Hali : Evli  
Yabancı Dili : İngilizce  
E-posta : eminecetinteke@ gmail.com

## Eğitim Durumu

Lise : Isparta Mürşide Ermumcu Anadolu Öğretmen Lisesi  
Lisans1 : İnönü Üniversitesi, Fen Bilgisi Öğretmenliği  
Lisans2 : Atatürk Üniversitesi, Sosyal Hizmetler  
Yüksek Lisans : Selçuk Üniversitesi, Fen Bilgisi Öğretmenliği

## Yayınları

- Orhan H., Çetin Teke, E., Karcı, Z., 2017. Application of MARS for Modeling the Lactation Curves, 3rd International Researchers, Statisticians And Young Statisticians Congress (IRSYSC-2017) 24-26 May 2017, Konya.
- Orhan H., Karcı, Z., Çetin Teke, E., 2017. Effect of Sample Size on Significance Levels of the Correlation Coefficient, 3rd International Researchers, Statisticians And Young Statisticians Congress (IRSYSC-2017) 24-26 May 2017, Konya.
- Orhan H., Çetin Teke, E., Karcı, Z., Dinç, G., Fentoğlu, Ö., 2017. Applicability of MARS Method Using Saliva Oxidative Stress Parameters in Detecting Periodontal Disease, 3rd International Researchers, Statisticians And Young Statisticians Congress (IRSYSC-2017) 24-26 May 2017, Konya.
- Orhan H., Çetin Teke, E. 2014. Veri Madenciliği İle Siyah Alaca Sığırlarda 305 Günlük Süt Verimi Tahmini. 15. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu 22-25 Mayıs 2014. Isparta

- Erzengin, Ö.U., Çetin Teke, E., 2014. Üniversite Öğrencilerine Yönelik Çevresel Davranış Ve Tutum Ölçeğinin Geliştirilmesi; Faz II Aşaması. 15. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu 22-25 Mayıs 2014. Isparta.
- Erzengin, Ö.U., Üzümcü N., Çetin Teke, E., 2014. Likert Tipi Çevreye Yönelik Davranış Ve Tutum Ölçeğinde Veri Ambarı İçin Veri Tabanı Yönetimi. 15. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu 22-25 Mayıs 2014. Isparta.
- Çetin Teke, E., Hacıeminoglu, E., Pehlivan, M., Teke, H. 2013. The Effect of the Science and Technology Course Integrated with Cartoons on Students' Achievement and Attitudes. Journal Of Educational And Instructional Studies In The World Volume: 3 Issue: 2 Article: 18 ISSN: 2146-7463.
- Erzengin, Ö.U., Çetin Teke, E., 2013. A Study On Developing A Environmental Behavior And Attitude Scale For University Students. Journal Of Educational And Instructional Studies In The World Volume: 3 Issue: 2 Article: 8 ISSN: 2146-7463.
- Çetin Teke, E., Orhan, H., Küçüksille, E.,U., Bilginturan, S., Teke, H. 2013. Veri Madenciliği Süreci ile Siyah Alaca Sığırlarda Canlı Ağırlık Tahmini. 8.Ulusal Zootekni Kongresi, 03-05 Eylül 2013. Çanakkale
- Çetin Teke, E., Hacıeminoglu, E., Pehlivan, M., Teke, H. 2013. The Effect of the Science and Technology Course Integrated with Cartoons on Students' Achievement and Attitudes. 4th International Conference On New Trends in Education and Their Implications 25-27 April 2013. Antalya.
- Erzengin, Ö.U., Çetin Teke, E., 2013. A Study On Developing A Environmental Behavior And Attitude Scale For University Students. 4th International Conference On New Trends in Education and Their Implications, 25-27 April 2013. Antalya.
- Teke, H., Doğan, B., Çetin Teke, E. 2013. Simülasyon İle Zenginleştirilmiş Fen Ve Teknoloji Dersinin Öğrenci Başarılarına Etkisi. I. Uluslararası Eğitim Fakültesi İlköğretim Bölümü Öğrenci Kongresi, 09-11 Mayıs 2013. Burdur.
- Orhan H., Çetin, E., Tathyer, A., Taştan S.N., 2012. Laktasyon ve 305 Günlük Süt Verimleri Tahminlerinin Yapay Sinir Ağları ve Çoklu Regresyon Analizi ile Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi. Uluslararası Türk ve Akraba Topuluklar Zootekni Kongresi, 11-13 Eylül 2012. Isparta.
- Çetin E., 2012. İlköğretim Öğrencilerinin Sosyoekonomik Düzeylerinin Çevre Tutumuna Etkisinin Bulanık Mantık Metoduyla İncelenmesi, Çevre Ve Tüketim Toplumu Sempozyumu, 16-17 Kasım 2012. Karabük.

