MIKTAR INDIRIMLI STOK MODELI IÇIN DÖVIZ KURU TAHMINI: AR-GE PROJELERINDE BIR UYGULAMA

EXCHANGE RATE FORECAST FOR QUANTITY DISCOUNT INVENTORY MODEL: AN APPLICATION FOR R&D PROJECTS

KAMİL CEVHER YILDIZ

DR. ÖĞR. ÜYESİ GÜLDAL GÜLERYÜZ

Tez Danışmanı

Hacettepe Üniversitesi

Lisansüstü Egitim-Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin

Endüstri Mühendisliği Anabilim Dalı için Öngördüğü

YÜKSEK LİSANS TEZİ

olarak hazırlanmıştır.

2023

Canım Aileme…

ÖZET

MİKTAR İNDİRİMLİ STOK MODELİ İÇİN DÖVİZ KURU TAHMİNİ: AR-GE PROJELERİNDE BİR UYGULAMA

Kamil Cevher YILDIZ

Yüksek Lisans, Endüstri Mühendisliği Bölümü

Tez Danışmanı: Dr. Öğr. Üyesi Güldal GÜLERYÜZ

Mayıs 2023, 83 sayfa

Bir üretim tesisinde üretim kararı verilmeden önce yapılacak ilk işlem bütçe belirlemektir. Bütçenin doğru belirlenememesi durumunda bir malın satın alma aşamasında tekrar bütçe arama gibi işlemlere başvurulabildiği gibi aynı zamanda üretim planı yaparken yanlış bütçe oluşturulması sebebiyle üretim için belirlenen ürün miktarı hatalı seçilebilir. Bütçenin eksik belirlenmesi tekrar bütçe oluşturulması gibi zaman kaybına yol açarken, planlanan üretim için fazladan ayrılan bir kaynak o kaynağın daha etkin kullanılmasına engel olmaktadır. Bu gibi durumlarla karşılaşılmaması için önemli husus iyi bir maliyet tahmin yöntemi kullanılmasıdır. Üretimin planlanma aşamasında planlama personeli üretim ve stok maliyetlerini doğru olarak tahmin edebilirse ilgili üretimler için doğru kaynak ayrılmasını sağlayabileceği gibi aynı zamanda ihtiyaç fazlası üretimlerin parasal karşılığını görebildiği için yüksek maliyetli ürünlerin fazladan stokta tutulmasını engelleyebilecektir. Bu durum, stokta tutma maliyetlerini azaltarak işletmenin likit kaynaklarını daha iyi kullanmasını sağlayacaktır.

Bu çalışmada, alt yüklenicilerden tedarik edilen kalemlerin maliyet tahminlerinin yapılması ve bu maliyetlerin üretim planlamada kullanılması hedeflenmektedir. Bu tedarik kalemleri işletme içerisinde çeşitli sistem ve alt sistemlerin bütünlenmesinde kullanılmaktadır. Satın alma sürecinde ihtiyaç duyulduğu zaman alt yüklenici firmalardan ilgili kalemler için teklif istenir ve firmalar bu kalemler için fiyat tekliflerini hazırlarlar. Daha sonra teklifler değerlendirilir ve uygunluk durumuna göre belirlenen bir firmaya

sipariş geçilir. Bu çalışmada teklif aşamasından önce planlama aşamasında üretilecek ürünler belirlenirken bu ürünlerin maliyetlerini de göz önünde bulundurarak bir üretim planı yapılması amaçlanmaktadır. Alt yüklenicilerden tedarik kalemleri için alınan teklifler USD bazlı olduğu için USD'nin gelecek tahminini de yaparak stok tutma veya tutmamaya karar verilmesi sağlanacaktır. Bu nedenle tedarik kalemlerinin maliyetlerinin tahmin edilmesi ihtiyacı doğmaktadır.

Bu çalışmada tedarik kalemlerinin maliyetini en fazla etkileyen değişkenin döviz kuru olduğu düşünülmektedir. Döviz kurundaki artışlar doğrudan maliyetlere yansımaktadır. Bu sebeple kurulacak bir tahmin modelinde döviz kuru belirlenen değişkenlerden biri olmak zorundadır. Döviz kurundaki değişimi tahmin edebilmek için öncelikle Box Jenkins modelinin aşamaları incelenmiştir. Literatür araştırması kapsamında AR, MA, ARMA, ARIMA, ARCH, GARCH, EGARCH ve TARCH tekli modelleri ile ARDL ve NARDL çoklu tahmin modelleri araştırılmış olup bu modeller içerisinden ARIMA, EGARCH ve NARDL modelleri ile uygulamalar yapıp karşılaştırılmıştır. Yapılan modeller karşılaştırıldığında açıklayıcılığı en yüksek model olarak NARDL modeli belirlenmiştir.

Bir başka değişken ise sipariş verilecek tedarik kaleminin miktarıdır. Bazı ürün satışı yapan firmalar taleplerindeki dalgalanmaya göre bazı dönemler iskontolu fiyat sağlayarak daha yüksek miktarlarda satış sağlayarak stoklarını azaltmak veya üretim planlarını dengelemek isteyebilirler. Bu amaçla satış hacmi arttıkça daha yüksek oranda indirim yapacaklarını bildirirler. Bu çalışmada Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli de incelenmiş ve tahmin modeli karşılaştırması yapılmıştır.

Anahtar Kelimeler: ARIMA, ARCH, GARCH, EGARCH, ARDL, NARDL, Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli

ABSTRACT

EXCHANGE RATE FORECAST FOR QUANTITYDISCOUNT INVENTORY MODEL: AN APPLICATION FOR R&D PROJECTS

Kamil Cevher YILDIZ

Master, Department of Industrial Engineering

Supervisor: Dr. Öğr. Üyesi Güldal GÜLERYÜZ

May 2023, 83 pages

The first action to be taken before making a production decision is to determine a budget in a production facility. Some problems arise if the budget is set incorrectly. It will be a waste of time, such as searching for a budget again, and at the same time, wrong production decisions can be made. While the incomplete determination of the budget causes loss of time, such as the creation of a budget again, overdetermination leads to the purchase of products that are not needed. The important thing to avoid such situations is to use a good cost estimation method. If planning personnel can accurately estimate production costs during the planning phase of production, it can provide the right resource allocation for productions as well as it will prevent high-cost products from being kept in excess stock since it can see the monetary value of surplus production . This will reduce stock costs and enable the business to better use its liquid resources.

In this study, it is aimed to make cost estimations of the items procured from Sub-Contractors in R&D activities. These supply items are used in the assembly of various systems and subsystems within the enterprise. When needed during the purchasing

process, offers are requested from the Subcontractor companies for the relevant items and, companies prepare price offers for these items. After, offers are considered and, an order is placed to a company determined according to availability. In this study, it is aimed to make a production plan by considering the costs of these products while determining the products to be produced in the planning stage before the proposal stage. Since the offers received from the subcontractors for the supply items are based on USD, it will be possible to decide whether to keep stock or not to keep stock. Thus, the need to estimate the costs of procurement items.

The variable that most affects the cost of procurement items is the exchange rate. Increases in exchange rates are directly reflected in costs. For this reason, the exchange rate must be one of the determined variables in a forecasting model to be established. In order to predict the change in the exchange rate, the stages of the Box Jenkins model were examined first. Within the scope of literature research AR, MA, ARMA, ARIMA, ARCH, GARCH, EGARCH, TARCH univariate models and, ARDL, NARDL multivariate prediction models have been investigated. Among these models ARIMA, EGARCH and, NARDL models used in applications. When comparing established models, NARDL model was determined as the model with the highest explanatory power.

Another variable is the quantity of the supply item to be ordered. Companies that sell some products sell higher volumes by providing price discounts in some periods. Thus, they may want to reduce their stocks or balance their production plans. For this purpose, they report that they will make a higher discount as the sales volume increases. In this study, Economic Order Quantity Model with Quantity Discount was examined and compared with the forecast model.

Keywords: ARIMA, ARCH, GARCH, EGARCH, ARDL, NARDL, Quantity Discount Economical Order Quantity Model

TEŞEKKÜR

Öncelikle bu tez çalışmasının hazırlanma sürecinde bilgileri ve tecrübeleriyle beni aydınlatan, tez çalışmasının yürütülmesinde yol gösterici yönüyle her zaman desteğini ve emeğini esirgemeyen kıymetli zamanını ayırmaktan hiçbir zaman kaçınmayan çok değerli tez danışmanım Sayın Dr. Öğr. Üyesi Güldal GÜLERYÜZ'e sonsuz teşekkür ederim.

Ayrıca, hayatımın her noktasında olduğu gibi tez çalışmam sürecinde de yanımda olan, sevgisini, desteğini ve güler yüzünü eksik etmeyen sevgili anneme, babama ve eşime sonsuz teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ABSTRACT iii

TEŞEKKÜR v

İÇİNDEKİLER vi

ŞEKİLLER DİZİNİ viii

ÇİZELGELER DİZİNİ ix

SİMGELER VE KISALTMALAR x

1. GİRİŞ 1

2. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ 9

2.1. Zaman Serilerinin Bileşenleri 9

2.1.1. Trend 9

2.1.2. Konjonktür Dalgalanmalar 10

2.1.3. Mevsimlik Dalgalanmalar 11

2.1.4. Tesadüfi Hareketler 12

2.2. Zaman Serilerinde Durağanlık 12

2.2.1. Birim Kök Testi 14

2.2.2. Korelogram İncelemesi 16

2.2.3. Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF) 16

2.2.4. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF) 17

3. ZAMAN SERİSİ MODELLERİ 19

3.1. Tekli Modeller 19

3.1.1. AR Modeli: Otoregresif Süreç 19

3.1.2. MA Modeli: Hareketli Ortalama Süreci 19

3.1.3. ARMA Modeli: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci 20

3.1.4. ARIMA Modeli: Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci 20

3.1.5. Box-Jenkins Modelinin Aşamaları 21

3.1.6. ARCH 22

3.1.7. GARCH 24
3.1.8. EGARCH 25
3.1.9. TARCH 26
3.2. Çoklu Modeller 27
3.2.1. ARDL Modeli 27
3.2.2. NARDL Modeli 29
4. MODEL UYGUNLUKLARININ TEST EDİLMESİ 32
4.1. R^2 ve Düzeltilmiş R^2: Standart Belirlenim Katsayıları 32
4.2. t ve F İstatistiği 32
4.3. Akaike ve Schwarz Bilgi Kriterleri 33
4.4. WALD Testi 34
4.5. Eşbütünleşme Testi 35
5. STOK MODELLERİ 37
5.1. Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli 37
5.2. Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli 39
5.2.1. Tüm Birim Miktar İndirimli Model 40
5.2.2. Artırımlı İndirim Sipariş Miktarı Modeli 41
6.UYGULAMA 43
6.1. Tekli Modeller 44
6.2. Çoklu Modeller 56
6.3. Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli 70
7. SONUÇLAR VE TARTIŞMA 73
6. KAYNAKLAR 76
EKLER 81
EK 1 - Tez Çalışması Orjinallik Raporu 81

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 2.1: Türkiye'de 1989-2008 yılları arası Brüt Dış Borç Stokunun değişimi 10
Şekil 2.2: 2020-2022 yılları arası Çin Vadeli Piyasaları Demir Cevheri HRC Fiyatları 11
Şekil 2.3: 2009-2022 Yılları Arası Türkiye Turizm Gelirleri 11
Şekil 2.4: Zaman serilerinde durağanlık. 13
Şekil 2.5: Korelogram Örneği 16
Şekil 5.1: Ekonomik Sipariş Miktarı 38
Şekil 6.1: USD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği 44
Şekil 6.2: USD/TL Kuru Korelogram Diyagramı 45
Şekil 6.3: Logaritma alma işlemi yapılmış USD/TL Kuru 47
Şekil 6.4: Logaritma alma işlemi yapılmış USD/TL Kuru Korelogram Diyagramı 47
Şekil 6.5: 1.mertebeden Fark Alma ve Logaritma alma işlemi yapılmış USD/TL Kuru 48
Şekil 6.6: Logaritma ve Fark Alma İşlemi Yapılmış USD/TL Kuru Korelogram Diyagramı 48
Şekil 6.7: ARIMA (1,1,3) Modeli Hata Terimleri 50
Şekil 6.8: ARIMA (1,1,3) Modeli Hataların Normal Dağılım Testi 51
Şekil 6.9: ARIMA (1,1,3) Modeli Hataların Nokta Grafiği 51
Şekil 6.10: ARIMA (1,1,3) Modeli Hataların Normal Noktasal Dağılımı 52
Şekil 6.11: EGARCH (1,1,1) Modeli Hata Terimleri 54
Şekil 6.12: EGARCH (1,1,1) Modeli Hataların Nokta Grafiği 54
Şekil 6.13: EGARCH (1,1,1) Modeli Hataların Normal Noktasal Dağılımı 55
Şekil 6.14: EGARCH (1,1,1) Modeli Hata Terimleri Normal Dağılım Testi 55
Şekil 6.15: GSYİH ile USD/TL Kuru Saçılım Diyagramı 56
Şekil 6.16: GSYİH ile Dış Ticaret Dengesi Saçılım Diyagramı 57
Şekil 6.17: USD/TL Kuru ile Dış Ticaret Dengesi Saçılım Diyagramı 57
Şekil 6.18: USD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 58
Şekil 6.19: Logaritması Alınan USD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 59
Şekil 6.20: Farkı Alınan LUSD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 59
Şekil 6.21: GSYIH Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 60
Şekil 6.22: 1.mertebeden Farkı Alınan GSYIH Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 61
Şekil 6.23: Dış Ticaret Dengesi Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 62
Şekil 6.24: Karekök Alınan Dış Ticaret Dengesi Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 62
Şekil 6.25: 1. Farkı ve Karekök Alınan Dış Ticaret Dengesi Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik) 63
Şekil 6.26: NARDL Modeli Hata Terimleri 67
Şekil 6.27: Hataların Nokta Diyagramı 68
Şekil 6.28: Hata Terimleri Histogram Diyagramı 68
Şekil 6.29: NARDL Modeli Hataların Normal Noktasal Dağılımı 69
Şekil 6.30: NARDL Modeli Hataların Korelogramı 70

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 1.1: Literatür Araştırması 7
Çizelge 5.1: Miktar Aralıkları 40
Çizelge 6.1: Betimleyici İstatistikler 43
Çizelge 6.2: Birim Kök Testleri 46
Çizelge 6.3: ARIMA Modelleri 49
Çizelge 6.4: Normal Dağılım Testleri 51
Çizelge 6.5: Heteroskedastisite Testi (ARCH) 52
Çizelge 6.6: EGARCH Modelleri 53
Çizelge 6.7: EGARCH (1,1,1) Modeli 53
Çizelge 6.8: Normal Dağılım Testleri 55
Çizelge 6.9: Kendall's Tau Korelasyon Katsayıları 58
Çizelge 6.10: Birim Kök Testleri (Çeyreklik Veriler) 60
Çizelge 6.11: Gecikmelerin Sınanması 63
Çizelge 6.12: Eşbütünleşme Testi 64
Çizelge 6.13: Wald Testi Sonuçları 65
Çizelge 6.14: NARDL Modeli Uzun ve Kısa Dönem İlişkileri 66
Çizelge 6.15: NARDL Modeli Açıklayıcılık Değerleri 67
Çizelge 6.16: Normal Dağılım Testleri 67
Çizelge 6.17: Seri Korelasyon LM Testi 69
Çizelge 6.18: Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı 71
Çizelge 6.19: USD/TL Kuru Tahmini 71
Çizelge 6.20: Model Karşılaştırması 72
Çizelge 7.1: Tahmin Modellerinin Karşılaştırılması 74

SİMGELER VE KISALTMALAR

Simgeler

μ	Ortalama
σ	Standart Sapma
γ	Kovaryans

Kısaltmalar

AR	Otoregresif
MA	Hareketli Ortalama
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama
ARIMA	Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama
ARCH	Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite
EGARCH	Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite
TARCH	Eşik Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite
ARDL	Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif
NARDL	Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif
AC	Otokorelasyon Fonksiyonu
PAC	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
SSE	Hata Kareler Toplamı
ADF	Augmented Dickey-Fuller
PP	Philips-Perron
AIC	Akaike Info Criterion
SC	Schwarz Criterion
DW	Durbin-Watson İstatistiği

MSE	Ortalama Hata Kareler (Mean Square Error)
USD	Amerikan Doları
DM	Alman Markı
BRL	Brezilya Reali
INR	Hindistan Rupisi
JPY	Japon Yeni
GBP	İngiliz Sterlini
CAD	Kanada Doları
AUD	Avustralya Doları
CHF	İsviçre Frangı
TWD	Tayvan Doları
USD/TL	USD/TL Kuru Veri Kümesi
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Veri Kümesi
DENGE	Dış Ticaret Dengesi Veri Kümesi
LOGUSD/TL	Logaritması alınmış USD/TL Kuru Veri Kümesi
DLOGUSD/TL	Logaritması ve 1. mertebeden farkı alınan USD/TL Kuru
DGSYİH	1.mertebeden farkı alınan Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Veri Kümesi
KDENGE	Karekökü alınan Dış Ticaret Dengesi Veri Kümesi
DKDENGE	1.mertebeden farkı ve karekökü alınan Dış Ticaret Dengesi

1. GİRİŞ

Üretim planı, üretim kararı verilmeden önce kaynakların etkin kullanılmasını sağlamayı hedeflemektedir. Yapılacak planların en önemli kısıtlarından biri bütçedir. Belirlenecek bütçe üretim miktarlarını belirleyeceği gibi şirketin stokta bulundurma maliyeti ve yok satma maliyeti gibi maliyetlere ne düzeyde katlanacağı konusunda belirleyici olmaktadır.

Birçok firmada bir bütçenin büyüklüğüne göre onay süreci değişmektedir. Küçük bütçeler için satın alma sorumlularının onayları yeterli olurken büyük bütçeler için üst yönetim onayı gerekmektedir. Bütçe tahminin yanlış yapılması bu onay sürecinin tekrarlanmasına ve işletmenin zaman kaybetmesine neden olmaktadır. Bunun dışında yanlış yapılan tahminler kaynakların doğru kullanılamamasına neden olabilmektedir. Yanlış tahmin edilen bütçeler planlama aşamasında yanlış kararların alınmasına sebebiyet vermektedir.

Bu sebeple doğru plan yapabilmek için öncelikle bütçenin doğru tahmin edilmesi gerekmektedir. Üretimin planlanma aşamasında planlama personeli üretim maliyetlerini doğru olarak tahmin edebilirse ilgili üretimler için doğru kaynak ayrılmasını sağlayabileceği gibi aynı zamanda ihtiyaç fazlası üretimlerin parasal karşılığını görebildiği için yüksek maliyetli ürünlerin fazladan stokta tutulmasını engelleyebilecektir. Bu durum, stokta tutma maliyetlerini azaltarak işletmenin nakit kaynaklarını daha iyi kullanmasını sağlayacaktır.

Ülkemizde son yıllarda enflasyonist ortamda mal ve ürünlerin satış fiyatları çok hızlı bir şekilde değişmektedir. Bu sebeple stokta bulundurma maliyetlerini düşük tutmaya çalışırken istemeden de olsa gelecek satın alımların daha yüksek bir bedel ile yapılmasına sebebiyet verilmiş olabilir. Hatta bu fark stokta bulundurma maliyetinden daha yüksek olabilir. Bu durumda karar vericinin satın almak ile yükümlü olduğu ürünlerin gelecek dönemlerdeki maliyetini tahmin etmesi ve bu tahmin doğrultusunda satın alma kararını vermesi gerekmektedir. Yapılacak tahmine göre alınacak mal ve ürünlerin fiyatlarının artacağı ve bu maliyetin stokta bulundurma maliyetinden yüksek olacağı öngörülür ise karar verici olan planlama personeli stokta bulundurma maliyetini göze alarak tüm siparişlerini verecektir. Ancak, maliyet artışlarının stokta bulundurma

maliyetlerinden düşük kalacağı dönemlerde miktar indirimli stok modelini uygulayarak toplam maliyetin en azda kalmasını sağlamaya çalışacaktır.

Bu çalışmanın yapıldığı işletmede çeşitli mühimmat sistem ve alt sistemlerinin üretimi yapılmaktadır. Alt sistemlerin bir kısmı hazır olarak yurt içi ve yurt dışı alt yüklenicilerden tedarik edilirken, bir kısmı da kendi öz kaynakları ile geliştirilerek üretimleri sağlanmaktadır. Bu tedarik kalemleri mühimmatlarda kullanılan elektronik kartlar, kablajlar, elektronik bütünler, bağlantı elemanları, kimyasallar veya çeşitli optik ürünler olabilmektedir.

İşletmedeki seri üretimler proje bazlı yapılmaktadır. Yani müşteri ile yapılan sözleşme kapsamında proje başlangıcından itibaren hangi tarihlerde ne kadar ürünün teslim edeceği tanımlanmıştır. Bu sebeple proje bazlı üretimlerde talep tahminine ihtiyaç duyulmamaktadır. Nakit kaynakların doğru kullanımı için stok maliyetleri göz önünde bulundurularak proje takvimine göre siparişler oluşturulabilmektedir.

Alt yüklenicilerden tedarik edilen tedarik kalemleri işletme içerisinde çeşitli sistem ve alt sistemlerin bütünlenmesinde kullanılmaktadır. Satın alma sürecinde ihtiyaç duyulduğu zaman alt yüklenici firmalardan ilgili kalemler için teklif istenir ve firmalar bu kalemler için fiyat tekliflerini hazırlarlar. Daha sonra teklifler değerlendirilir ve uygunluk durumuna göre belirlenen bir firmaya sipariş geçilir. Bu çalışmada teklif aşamasından önce planlama aşamasında üretilecek ürünler belirlenirken bu ürünlerin maliyetlerini de göz önünde bulundurarak bir üretim planı yapılması amaçlanmaktadır.

Envanter yönetimi ile iki kritik sorunun cevabı aranmaktadır. Bunlardan ilki ne büyüklükte bir sipariş verileceğidir. Karar verici talebi ve kaynakları göz önünde bulundurarak uygun parti büyüklüğüne karar vermelidir. İkinci soru ise bu siparişlerin ne zaman verileceğidir. Siparişin erken verilmesi stokta bulundurma maliyetini arttırırken, geç verilmesi stoksuzluk problemi ile karşılaşılmasına yol açabilmektedir. Karar verici bu kararları alırken işletme kaynaklarının minimum maliyetle yönetmelidir. You ve Hsieh (2007) bu problemlere yanıt bulmak için geliştirilen Ekonomik Sipariş Miktarı (EOQ) modeli ile bir çalışma yapmıştır. Ekonomik sipariş miktarı modelinin güçlü yanları olsa da model tüm durumlarda uygulanamamaktadır. Örneğin, Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli parti büyüklüğü arttığı durumlarda tedarikçinin fiyat iskontosu sağladığı durumları göz önünde bulundurmamaktadır.

Papachristos ve Skouri (2003) tarafından yapılan çalışmada Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli kullanılmıştır. Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Modelinin tüm varsayımları Ekonomik Sipariş Miktarı modeli ile aynı olmakla birlikte aralarındaki fark Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modelinde birim başına maliyetin değişkenlik göstermesidir. Sıklıkla kullanılan miktar indirimli modeller tüm birim miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı ve artımlı indirim ekonomik sipariş miktarı modelidir. Artımlı indirim modelinde satıcı ilk eşik miktara kadar olan ürünleri indirimsiz olarak satmaktadır ve indirim sadece eşik miktardan sonraki ürünler için geçerlidir. Tüm birim miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı modelinde ise indirim için gerekli eşik değer geçildiğinde indirim tüm ürünlere uygulanmaktadır. Bu çalışmada miktar indirimli stok modeli uygulanırken raf ömürlü bir malzemenin bozulma süreleri de göz önünde bulundurulmuştur. Kısmi birim maliyet için miktar indirimi, sabit bir oranda biriktirme, stokun zaman içinde bozulması ve talep oranı, satışın doğrusal bir fonksiyonu şeklinde ifade edilmiştir.

Darwish (2008) yaptığı çalışmada Ekonomik Üretim Miktarı Modelini (EPQ) kullanmıştır. Ekonomik Sipariş Miktarının anlık varsayımı gevşetilerek Ekonomik Üretim Miktarı Modeli geliştirilmiştir. Bu model temel olarak üretim firmaları için uygun bir modeldir. Üretim maliyetleri, stokta bulundurma maliyeti ve üretim hazırlık maliyetlerini göz önünde bulundurarak üretim büyüklüğünü belirlemeye yarayan bir modeldir.

Gupta ve Wang (2009) Stokastik Ekonomik Sipariş Miktarı Modelini kullanarak bir çalışma yapmışlardır. Bu model, ekonomik sipariş miktarında yer alan değişkenlerden birinin belirsiz olduğu durumlarda bu değişkeni tahmin ederek ekonomik sipariş miktarının tespit edilmesi mantığına dayanmaktadır.

Lin ve Ho (2011) miktar indirimi modeli uygulandığında entegre bir stok sistemi için en iyi sipariş ve fiyat stratejisini bulmayı amaçlamışlardır. Burada tartışılan fiyatlandırma stratejisi, satıcının alıcıya miktar indirimi teklif ettiği stratejidir. Çalışmada, alıcı perakende fiyatını satın alma maliyetine göre belirlenmesiyle müşteri talebinin etkilenmesi arasındaki duyarlılık analizine yer verilmiştir.

Gontareva, Korkhmal ve Dorokhov (2014) çalışmalarında Wagner-Whitin algoritmasını kullanmışlardır. Wagner-Whitin algoritması optimum parti büyüklüğünü hesaplamak için geliştirilmiştir. Bu algoritma, net gereksinimlerin gelecekte bir kaç

dönem bilindiği durum için parti büyüklüğünün hesaplanmasını sağlamaktadır. Genel olarak algoritma, birkaç dönem için net ihtiyaçları optimum bir şekilde birleştirerek sipariş verme maliyetinin minimuma indirilmesini sağlamaktadır.

Alfares ve Ghaithan (2016) talep oranı, birim stokta bulundurma maliyeti ve birim satın alma maliyetinin değişkenliğini eş zamanlı olarak ele alarak optimal bir çözüm geliştirmeyi amaçlamışlardır. Satış fiyatına bağlı talep oranı, depolama süresine bağlı stokta bulundurma maliyeti ve tüm birim miktar indirimli sipariş büyüklüğüne bağlı satın alma maliyeti ile bir stok modeli sunmuşlardır.

Hiranyavasit (2019) tarafından yapılan çalışmada Silver-Meal algoritması kullanılmıştır. Bu algoritma zaman değişkenliğinden kaynaklanan kesikli talep durumunu yaklaşık bir çözüm prosedürü ile sürekli talep modeline adapte edecek bir şekilde uyarlamak için oluşturulmuştur. Bu model zaman eksenindeki minimum toplam sipariş ve stokta bulundurma maliyetlerini bulmak yerine her parti büyüklüğünü sırasıyla teker teker her birim zamanın toplam envanter maliyetinin ilk yerel minimumunu bularak belirler.

Wangsa ve Wee (2020) stokastik talebi göz önünde bulunduran tek bir tedarikçi ve tek bir alıcı için entegre bir stok modeli üzerine çalışarak navlun maliyetlerini de içeren toplam maliyeti en aza indirmeyi amaçlamışlardır. Tüm birim miktar indirimli model ile artırımlı miktar indirimli model için ayrı ayrı çözümler sunmuşlardır.

Stokta bulundurma maliyeti göz önünde bulundurularak oluşturulan teslimat takviminde eğer alt yüklenici teklifi USD cinsinden vermiş ise her bir teslimat için fatura bedeli fatura tarihindeki USD/TL kuru baz alınarak hesaplanmaktadır. USD/TL kurundaki şok bir yükseliş işletmeyi büyük zararlara sokabilmektedir. Ülkemizde USD/TL kurundaki oynaklıklardan dolayı son dönemde yerli firmalar yerlilik oranı yüksek ürünleri için bile TL cinsinden teklif vermemektedirler. Bu nedenle işletme stokta bulundurma maliyetini düşük tutmayı amaçlarken USD/TL kurunda yaşanabilecek bir şok ile stokta bulundurma maliyetinde daha faza bir kur farkı ödemek zorunda kalabilmektedir. Bu durumda üretim planı yapılırken stokta bulundurma maliyetinin yanı sıra USD/TL kurunun gelecek dönemindeki değişimlerinin göz önünde bulundurulması işletme için daha doğru sonuçlar elde edilmesini sağlayacaktır

Çalışmanın yapıldığı işletmede tedarik süreçleri sözleşmeler yapıldıktan sonra başladığı için önceden bir talep tahmini yapılmasına ihtiyaç duyulmamaktadır. Bunun yerine tahmin yöntemi USD/TL kurunun gelecek dönemlerdeki değerlerini belirlemek için kullanılacaktır.

Döviz kuru tahmini her zaman ekonomistlerin ve istatistikçilerin ilgisini çektiği için bu konuda daha önce birçok çalışma yapılmıştır. 1970'li yılların başında Bretton Woods sisteminin çökmesi ile sabit kur dönemi sona ermiştir ve esnek kur dönemi başlamıştır. Esnek kur döneminin başlaması ile döviz kuru tahmini daha fazla önem kazanmıştır. Meese ve Rogoff (1983) tarafından yapılan çalışmada döviz kurunun örneklem dışı verilerde tahmini için zaman serileri ve statik yapısal modelleri karşılaştırmıştır.

Hsieh (1988) tarafından yapılan çalışmada ARCH modeli ilk kez döviz kuru tahmininde kullanılmıştır. Uygulamada günlük veriler kullanılarak 5 farklı döviz kurunun tahmini için çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmada, veriler arasında doğrusal korelasyonun olmadığı fakat doğrusal olmayan korelasyonun olduğu durumlarda model formunun toplamsal değil çarpımsal olduğu sonucuna varılmıştır.

Hoque ve Latif (1995) tarafından yapılan çalışmada Avustralya Doları ile Amerikan Doları arasında döviz kuru tahmini yapmak için çok değişkenli zaman serileri modellerinden Vektör Hata Düzeltme (VEC), Vektör Otoregresyon (VAR) ve Bayesci Vektör Otoregresyon (BVAR) modelleri karşılaştırılmıştır. Buna göre tahmin performansı açısından en başarılı modelin Vektör Hata Düzeltme Modeli olduğu tespit edilmiştir.

Plasmans, Verkooijen, ve Daniels (1998) Yapay Sinir Ağlarını kullanarak döviz kuru tahmini için başarılı bir model elde etmeye çalışmışlardır. Bu model doğrusal olmayan ilişkileri saptamak için güçlü bir araç olsa da aylık tahminlerde tatmin edici sonuçlar elde edilememiştir.

Fiess ve MacDonald (1999) yaptıkları çalışmada Alman Markı ile Japon Yeni arasındaki döviz kuru tahmini için ARDL modeli ile Rastgele Yürüyüş Modelini karşılaştırmışlardır. Bu çalışmaya göre ARDL modelinin Rastgele Yürüyüş Modelinden daha iyi sonuç verdiğini tespit etmişlerdir.

Tseng, Tzeng, Yu ve Yuan (2001) Tayvan Doları ile Amerikan doları arasında döviz kuru tahmini yapmak için zaman serileri ARIMA(p, d, q) ve Bulanık Regresyon modellerini kullanarak bulanık ARIMA modelini geliştirerek bir uygulama yapmışlardır. Önerilen yöntemin sadece iyi tahminler yapmakla kalmayıp aynı zamanda karar vericiye en iyi ve en kötü muhtemel durumları sağladığı tespit edilmiştir.

Wright (2008) yaptığı çalışmada Bayesçi Model Ortalamalarını kullanarak döviz kuru tahmini için iyi bir sonuç elde etmeye çalışmıştır. Yapılan çalışmada EUR/USD, GBP/USD, JPY/USD ve CAD/USD döviz kurları serileri kullanılmıştır. Uygulamada Bayesçi Model ile Rastgele Yürüyüş Modeline yakın bir sonuç elde etmiştir.

Shen, Chao ve Zhao (2015) önemli bir finansal problem olan döviz kurlarının tahmini için geliştirilmiş bir derin öğrenme yöntemini önermişlerdir. Uygulamada önerilen yöntemin performansını test etmek için üç döviz kuru serisi test edilmiştir. Çalışmada İngiliz Sterlini/Amerikan Doları, Brezilya Reali/Amerikan Doları ve son olarak Hindistan Rupisi/Amerikan Doları serileri kullanılmıştır.

Galeshchuk ve Mukherjee (2017) EUR/USD, GBP/USD ve JPY/USD çiftleri arasındaki döviz kuru tahminin yapmak için makine öğrenmesi yöntemini kullanmışlardır. Bu yöntemle forex piyasalarında değişimin yönünü tahmin etmede daha güçlü bir model elde etmeyi amaçlamışlardır ve sonuç olarak eğitimli derin ağların tatmin edici örneklem dışı tahmin doğruluğuna ulaştığı gözlemlenmiştir.

Nusair ve Olson (2022) G7 ülkeleri döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri incelemek için doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL modellerini incelemişlerdir. Kısa vadede her iki modelde de döviz kurlarının hisse senedi fiyatlarını etkilediği desteklenmiştir. Uzun dönemde ise ARDL modeli hiçbir ülkede desteklenmezken, NARDL modeli ile dört ülkede hisse senedi fiyatı ile döviz kuru arasındaki ilişkinin anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışmalarda bağımsız değişken G7 ülkeleri nominal efektif döviz kuru olarak belirlenirken, bağımsız değişken olarak bu ülkelerin hisse senedi indexleri olarak belirlenmiştir.

Tedarik kalemlerinin maliyetini en fazla etkileyen değişken olan USD/TL kurunun tahmini Türkiye'nin mevcut şartlarında oldukça zordur. USD/TL kurundaki artışlar doğrudan maliyetlere yansımaktadır. Bu sebeple kurulacak bir tahmin modelinde döviz kuru belirlenen değişkenlerden biri olmak zorundadır. Tekli tahmin modellerinde

tahmin değerinin geçmiş verileri kullanılarak tahminler yapılır. Çoklu modellerde ise bir bağımlı değişkene karşılık gelen en az bir bağımsız değişken belirlenmelidir.

Çizelge 1.1: Literatür Araştırması

YAZARLAR	YIL	YÖNTEM	DEĞİŞKENLER
Meese ve Rogoff	1983	Zaman Serileri ve Yapısal Statik Model	USD/GBP, USD/JPY, USD/DM
Hsieh	1988	ARCH	USD/GBP, USD/CAD, USD/DM, USD/JPY, USD/CHF
Hoque ve Latif	1995	VEC, VAR, BVAR	USD/AUD
Plasmans, Verkooijen, ve Daniels	1998	Yapay Sinir Ağları	USD/DM
Fiess ve MacDonald	1999	ARDL ve Rastgele Yürüyüş	USD/DM, USD/JPY
Tseng, Tzeng, Yu ve Yuan	2001	ARIMA ve Bulanık Regresyon	TWD/USD
Wright	2008	Bayesçi Model	EUR/USD, GBP/USD, JPY/USD, CAD/USD
Shen, Chao ve Zhao	2015	Derin Öğrenme	GBP/USD, BRL/USD, INR/USD
Galeshchuk ve Mukherjee	2017	Makine Öğrenmesi	EUR/USD, GBP/USD, JPY/USD
Nusair ve Olson	2022	ARDL, NARDL	Efektif Döviz Kuru/Hisse Senedi Endeksi

Bu çalışmada tekli modelde USD/TL kuru değişken olarak belirlenirken, çoklu modelde USD/TL kuru bağımlı değişkeni Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Dış Ticaret Dengesi bağımsız değişkenleri ile modellenmeye çalışılmıştır. Burada Gayri Safi Milli Hasıla belirli bir dönemde üretilen tüm ürünlerin piyasa değerindeki ekonomik ölçüsünü ifade etmektedir. Gayri Safi Milli Hasılanın artmasının ülkenin ekonomik olarak kalkınmasını ifade etmesi sebebiyle bu durum USD/TL kuru üzerinde düşürücü etki yapması beklenebilir. Aksi durumda Gayri Safi Milli Hasılanın azaldığı bir durumda

ülkenin ekonomik olarak kötüye gitmesi ve USD/TL kurunun yükselmesi beklenebilir. Bunun yanı sıra Dış ticaret dengesi ithalat ile ihracat arasındaki farkı ifade etmektedir. Yani ihracatın ithalattan fazla olduğu bir dönemde ülkedeki döviz miktarı artacağı ve piyasada döviz bolluğu olacağı için bu durumun USD/TL kuru üzerinde azalan yönde etki yapması beklenmektedir. Aksi durumda ithalatın ihracattan fazla olduğu dönemde ülkede döviz çıkışı meydana gelecektir ve dövize ulaşım zorlaşacaktır. Bu durum USD/TL kurunun artmasına sebep olacaktır.

Bir başka değişken ise sipariş verilecek tedarik kaleminin miktarıdır. Bazı ürün satışı yapan firmalar taleplerindeki dalgalanmaya göre bazı dönemler fiyat iskontosu sağlayarak daha yüksek miktarlarda satış sağlayarak stoklarını azaltmak veya üretim planlarını dengelemek isteyebilirler. Bu amaçla satış hacmi arttıkça daha yüksek oranda indirim yapacaklarını bildirirler. Bu çalışmada Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli incelenmiştir ve tahmin modeli bu şekilde oluşturulmuştur.

Koşullu varyans modelleri ve NARDL modelinin genellikle hisse senedi tahmini gibi menkul değerler için uygulamalarına rastlanılmaktadır (Gözgör, 2012). Üretim alanında ise çalışmalar genellikle sabit varyanslı tahmin ediciler ile yapılmıştır. Bu çalışmada uygun bir koşullu varyans modeli veya doğrusal olmayan ARDL seçilerek üretim alanında bir uygulama ile bu modellerin üretim alanındaki kullanımları konusunda literatüre katkıda bulunulması amaçlanmıştır.

Bu çalışmada kullanılan grafik ve modellerde yer alan değişkenlerin gözlem değerleri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmıştır.

2. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

Zaman serileri analizi, belirlenmiş bir zaman periyodunda toplanan bir grup veri kümesini analiz etmek için kullanılan etkili bir yöntemdir. Zaman serileri analizinde veri noktaları yalnızca aralıklı ve rastgele kaydedilmek yerine, belirli bir zaman dilimi süresince tutarlı aralıklarla kaydedilir. Zaman serileri analizi verilerin zaman için nasıl değiştiğini görmek için kullanılmaktadır. Zaman serisi veri kümesi, geçmiş dönemlerde toplanan veriler temelli olarak gelecekteki veriler hakkında çıkarım yapmak için kullanılabilir.

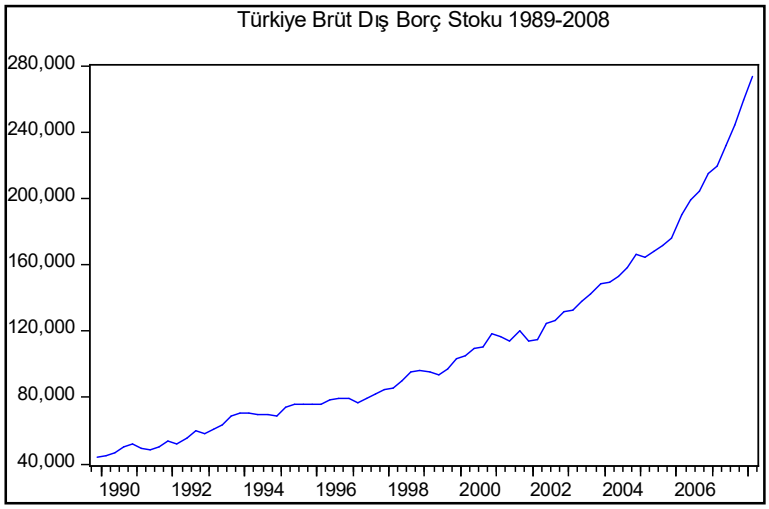
2.1. Zaman Serilerinin Bileşenleri

Herhangi bir zaman serisinde yer alan gözlemin değerini etkileyen çeşitli faktörler bulunmaktadır. Bu etkiye neden olan kuvvet ve etkilere bağlı olarak gözlem değerlerinin değişim yönü ve boyutu değişmektedir. Gözlem değerlerinde bu yön ve boyut değişikliğine neden olan dört etmen zaman serilerinin bileşenlerini oluşturmaktadır. Zaman serilerinin bileşenleri olarak anılan dört etmen; Trend, Mevsimsel Değişimler, Konjonktür Dalgalanmalar ve Tesadüfi – Düzensiz Hareketlerdir. (Özoğuz, 1986).

2.1.1. Trend

Trend, pozitif veya negatif yönlü uzun dönemli bir yönelimi ifade etmektedir. Bu yönelim doğrusal olabileceği gibi logaritmik, üstel veya farklı şekillerde de olabilmektedir.

Şekil 2.1, ülkemizdeki 1989 ve 2008 yılları arasındaki brüt dış borç stokunun değişiminden oluşan zaman serisinin doğrusal ve artan bir trend yapısına sahip olduğunu göstermektedir. Zaman serisi grafiğinde de görüldüğü üzere zaman aralıkları arttıkça Türkiye'nin dış borç stoku sürekli olarak artmaktadır. Bu artış yükseliş trendini oluşturmaktadır. Benzer şekilde zaman aralıkları arttıkça Türkiye'nin dış borcu düzenli olarak azalsaydı bu sefer zaman serisinde düşüş trendi gözlemlenebilirdi.



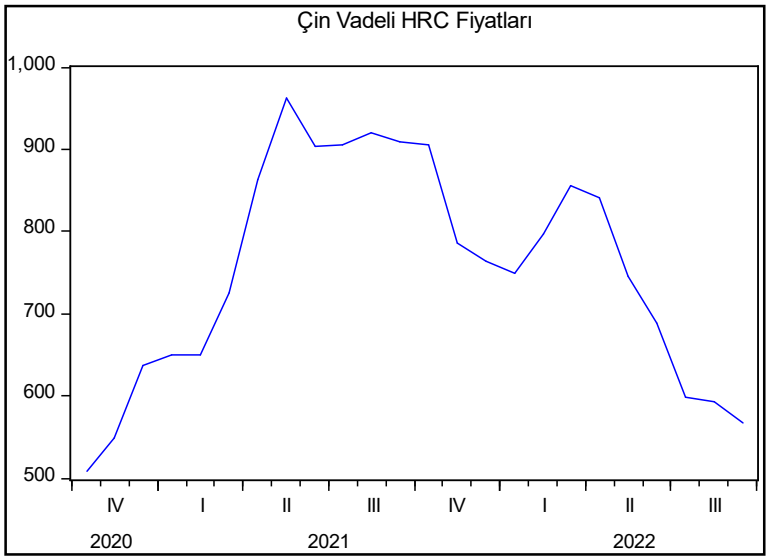
Şekil 2.1: Türkiye'de 1989-2008 yılları arası Brüt Dış Borç Stokunun değişimi

2.1.2. Konjonktür Dalgalanmalar

Konjonktürel dalgalanmalar, ekonominin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla, istihdam, sanayi üretimi gibi makroekonomik büyüklüklerinde oluşan ve uzun dönemli yükselme trendi etrafında oluşan kısa dönem dalgalanmalardır (Keskingöz, 2013). 2020 yılında ekonomik anlamda tüm dünyayı etkileyen Covid 19 salgını ile öncelikli olarak tüm ülkeler kapanmayı tercih etmiştir. Sonrasında ekonomik etkileri azaltmak için para politikalarında genişleme tercih edilmiş ve piyasalardaki para bolluğu ile uluslararası emtia fiyatları yükseliş trendine girmiştir. Bu duruma merkez bankalarının müdahalede geç kalması da eklenince tüm ülkeler enflasyonun zirve yapması ile yüzleşmek zorunda kalmıştır. Akabinde merkez bankalarının sert faiz artırımı kararları ve buna ek olarak Rusya-Ukrayna savaşı sebebiyle yaşanan enerji krizi eklenince tüm dünya resesyona sürüklenmiştir. Bu sebeplerden dolayı üretim hacimlerinin azalmasından dolayı yükseliş trendinde olan emtia fiyatları konjonktürel bir dalgalanma yaşamıştır.

Konjonktürel dalgalanmalarda bu dalgalanmaya neden olan durum ortadan kalktığında zaman serisi grafiği ana trende geri dönerek yükseliş hareketini sürdürmeye devam edebilir. Yine benzer şekilde ana trendin düşüş hareketi gösterdiği bir diyagramda yönetim kanallarından veya politik sebeplerle gelecek bir regülasyon veya düzenlemede anlık olarak ana trende aykırı yükseliş hareketi meydana gelebilir.

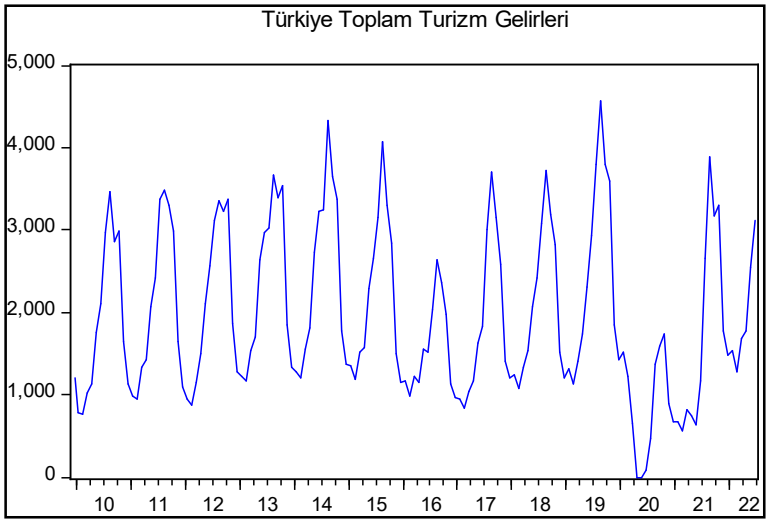
Şekil 2.2, 2020-2022 yılları arasında Çin vadeli piyasalarında demir cevheri HRC fiyatlarında yükseliş trendi sonrası resesyon ve enerji krizi ile meydana gelen konjonktürel dalgalanmayı gösteren zaman serisi grafiğidir.



Şekil 2.2: 2020-2022 yılları arası Çin Vadeli Piyasaları Demir Cevheri HRC Fiyatları

2.1.3. Mevsimlik Dalgalanmalar

Mevsimsel dalgalanmalar, bir yıl veya belirli bir zaman aralığı içerisinde ortaya çıkan düzenli mevsim hareketlerinin veri kümesine etki etmesini ifade etmektedir. Havacılık sektörü yolcu istatistikleri gibi değişkenlere sahip verilerde mevsimsel dalgalanmalar görülmektedir. Düzeltme işlemi yapılarak mevsimsellikten arındırılan zaman serileri daha tutarlı bir şekilde yorumlanabilmektedir (Uslu ve Polat, 2010).



Şekil 2.3: 2009-2022 Yılları Arası Türkiye Turizm Gelirleri

Şekil 2.3, 2009-2022 yılları arasında Türkiye'de gerçekleşen aylık toplam turizm gelirlerini gösteren zaman serisi grafiğidir. Grafikten de görüleceği üzere düzenli olarak yaz aylarında Türkiye'nin turizm gelirleri artarken kış aylarında bu gelirler azalmıştır. Bu grafik 2020 yılına kadar belirli bir düzen ile devam etmiştir. 2022 yılında meydana gelen

pandemi sebebiyle turizm gelirlerindeki düşüş bir anlamda döngüyü bozmuş olsa da daha sonraki yıllarda tekrar mevsimsel döngü devam etmeye başlamıştır.

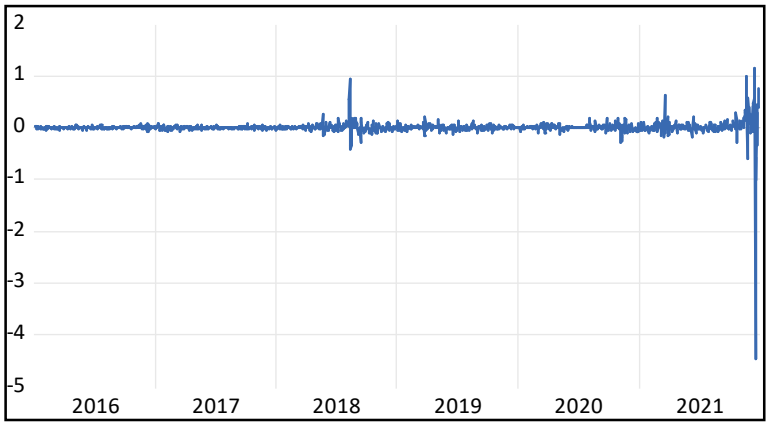
2.1.4. Tesadüfi Hareketler

Zaman serilerini oluşturan son bileşen ise, belirli bir düzene uymayan değişmeler veya raslantısal bileşendir. Bu bileşen, zaman serisinde bulunan trend, mevsimsellik ve konjonktür bileşenleri tarafından açıklanamamaktadır. Tesadüfi hareketler, sınır ötesi harekat, darbe veya savaş gibi siyasi düzensizliklerin yanı sıra deprem, sel gibi doğal afetlerden kaynaklanabilir. Ya da rekabet içinde bulunulan bir firmanın politikalarındaki meydana gelen bir değişiklik, beklenmedik bir fiyat hareketi gibi sosyo-ekonomik faktörlere bağlı olarak da gelişebilir (Özdemir, 2008). Yine Şekil 2.3'te yer alan zaman serisi grafiğinde 2020 yılı mart ayından sonra Covid 19 salgını sebebiyle gerçekleşen küresel kapanma sürecinde Türkiye'nin turizm gelirleri sıfıra kadar düşmüştür. Bu düşüş 2021 yılı 2. Çeyreğine kadar devam ettikten sonra tekrar toparlanma eğilimine girmiş ve 2022 yılında normal seyrine dönmüştür.

2.2. Zaman Serilerinde Durağanlık

Zaman serilerinde durağanlığın üç bileşeni bulunmaktadır. Bunların birincisi ortalama bakımından durağanlıktır. Farklı zaman dilimlerine ait verilerin ortalamasının aynı olması durumu ortalama bakımından durağanlığı ifade etmektedir. İkinci ve üçüncü bileşen ise sırasıyla varyans ve kovaryans bakımından durağanlıktır. Bazı zaman serilerinde ortalama sabit olsa da farklı zaman dilimlerinde aynı ortalamaya yakınsayan verilerin değişkenlikleri artıp azalabilmektedir. Değişkenlik farklı zaman dilimlerinde sabit kalıyorsa o seri varyans bakımından durağandır. Bir zaman serisini oluşturan veri kümesinin ortalaması, varyansı veya kovaryansı zaman içinde sistematik olarak değişim göstermiyorsa, yani bir trend oluşturmuyor ve düzenli periyodik artışlar veya azalışlar göstermiyorsa o seri "durağan seri" olarak adlandırılır (Gujarati, 2004).

Şekil 2.4 incelendiğinde, bu zaman serisi ortalama bakımından durağan olduğu, ancak değişkenliğin farklı zaman periyotlarında artıp azaldığı için varyans bakımından durağan olmadığı söylenebilir. Eğer bu zaman serisinde değişkenlik tahmin edilemez şekilde artıp azalmasaydı ve bir model uygun olsaydı bu zaman serisinin durağan olduğu söylenebilirdi.



Şekil 2.4: Zaman serilerinde durağanlık.

Tahmin modellerinin başarılı bir şekilde çalışabilmesi için kullanılan veri kümesinin ortalama ve varyans bakımından durağan olması gerekmektedir. Durağanlığın sağlanamadığı modeller bir tahmin kalıbı oluşturulamayacağı için hata terimlerinin yüksek çıkmasına sebebiyet verecektir. Bu durum, tahmin modelinin açıklayıcılığını düşüreceği için uygun bir model elde edilemeyecektir. Zaman serilerindeki tahmin modellerinin büyük bir çoğunluğu durağan zaman serileri ile ilgilenmektedir. Eğer çalışma yapılan veri kümesine ait zaman serisi durağanlığı sağlamıyorsa seriyi durağan hale dönüştürmek için bazı analizlerin kullanılması gerekmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Serinin durağan olması durumunda merkezi eğilim ve değişkenlik kaynaklarının yani sırasıyla ortalama ve varyansın zaman içinde sabit kaldığı kabul edilir ve bir tahmin modeli oluşturularak değişkenin tahmin edilmesi amaçlanır. Değişkenin tahmini önceki dönemlerde gözlemlenen veri kümesinden oluşturulacak ve tahmin modeli olarak kullanılabilecek sabit katsayılı bir denklem yardımıyla gerçekleştirilir. Bu yöntem tespit edilen iki değişken arasındaki korelasyonu göz önünde bulundurarak elde edilen tek denklemli bir regresyon modeline benzetilebilir. Regresyon modelinde kullanılan bu iki değişkenin arasında tespit edilen bu korelasyonun zaman aralıkları içinde değişmediği varsayımıyla çalışılmaktadır (Akgül, 2003).

Belirli bir zaman aralığında ele alınan zaman serisini ortaya çıkaran stokastik sürecin durağan olması için ortalama, varyans ve kovaryansın sabitlik şartını sağlaması gerekmektedir. Ortalama, varyans ve kovaryans aşağıda belirtildiği şekilde ifade edilmektedir:

- Ortalama $: E(Yt) = \mu$ (2.1)

- Varyans : $Var\ (Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ (2.2)
- Kovaryans : $\gamma_k = E[\ (Y_t - \mu)\ (Y_{t+k-\mu}\ )\ ]$ (2.3)

Burada γ_k ; Y_t ve Y_{t+1} arasında k dönem farkın meydana geldiği kovaryanstır. γ_0'ın tespit edilmesi için k değerinin 0'a eşit olması gerekmektedir ve γ_0 değeri Y'nin varyansına eşittir. k değeri 1'e eşit olduğundaysa γ_1, Y'nin birbiri ardına gelen iki değeri arasındaki kovaryansı ifade etmektedir (Gujarati, 2009).

Ortalamada veya varyansta bulunan durağan dışılığın tespiti için yapılacak ilk işlem veri kümesinin zaman serisi grafiğini incelemektir. Daha sonra korelogramdan yararlanılarak ve birim kök testi uygulanarak zaman serisinde durağan dışılık tespit edilir. Ortalamada durağan dışılık tespit edilirse fark alma işlemi uygulanarak seri durağan hale getirilir. Varyansta durağan dışılık tespit edildiğinde logaritma alma, karekök alma vb. dönüşüm yöntemleri kullanılabilir (Akgül, 2003).

2.2.1. Birim Kök Testi

Bir zaman serisinde bir önceki dönemdeki değişkenin aldığı değerin, bir sonraki dönemi nasıl etkilediğinin tespiti zaman serisinin uzun dönemdeki özelliği ile meydana getirilir. Bu sebeple serinin durağan olduğunu söyleyebilmek için farklı zaman dilimlerindeki ortalama ve varyansın değişmediğinin tespit edilmesi gerekmektedir. Ekonometride serilerin zaman diyagramları durağanlık hakkında genel bir bilgi verse de durağanlıklar hakkında kesin kanıda bulunmak için birim kök testi yapılmaktadır (Tarı, 2006).

Y_t değişkeninin mevcut dönemdeki aldığı değerin bir önceki dönemde olan değeri Y_{t-1} ile arasındaki ilişki;

$$Y_t = P.Y_{t-1} + u_t \quad (2.4)$$

Şeklinde ifade edilebilir. Burada, u_t stokastik hata terimi olarak tanımlanmaktadır. Bu modelin birinci mertebeden otoregresif $AR\ (1)$ modeli olduğu ifade edilebilir. Söz konusu regresyon modelinde $P = 1$ yani P katsayısı bir sayısına eşit olarak tespit edilmesi, birim kök problemini meydana getirmektedir ve bu ilişki,

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2.5)$$

Şeklinde ifade edilir. Bu durum bir önceki periyodda gözlemlenen değişken değerinin ve bu değer ile ilişkili olarak bir önceki periyodda etkilendiği şokun tamamen etkisinde kaldığını ifade etmektedir. Önceki dönemlerdeki şokların değişkeni etkilemesi ve bu etkinin tüm dönemlerde geçerli olması sebebiyle daha önceki tüm dönemlerdeki şokların bu döneme etkisi devam etmektedir. Bu durum, değişkenin geçmiş gözlem değerlerinde yaşadığı etkilerin toplamından meydana geldiğini ifade etmektedir. Bir serinin durağan olmaması ve oluşan trendin tesadüfi olması maruz kaldığı etkilerin kalıcı özellikte olduğu anlamına gelmektedir. Denklem 2.4'te yer alan P katsayısının birden küçük olması, önceki periyodlardaki şokların belirli bir süre etkilerini sürdürseler de bu etkinin zamanla azalacağını ve kısa bir sürede tamamen ortadan kalkacağını ifade etmektedir.

Denklem 2.4'ün her iki yanından Y_{t-1} çıkarıldığında,

$$\Delta Y_t = (P-1)Y_{t-1} + u_t \tag{2.6}$$

İlişkisi elde edilir.

Burada $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ birinci mertebeden farkı ifade etmektedir. $P-1$ katsayısı da δ simgesi ile ifade edildiğinde ilişki,

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \tag{2.7}$$

Şeklinde oluşturulabilir. P katsayısı 1 değerine eşit olduğunda ise δ parametresi 0 değerine eşit olacaktır. $\delta = 0$ olduğundaysa,

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \tag{2.8}$$

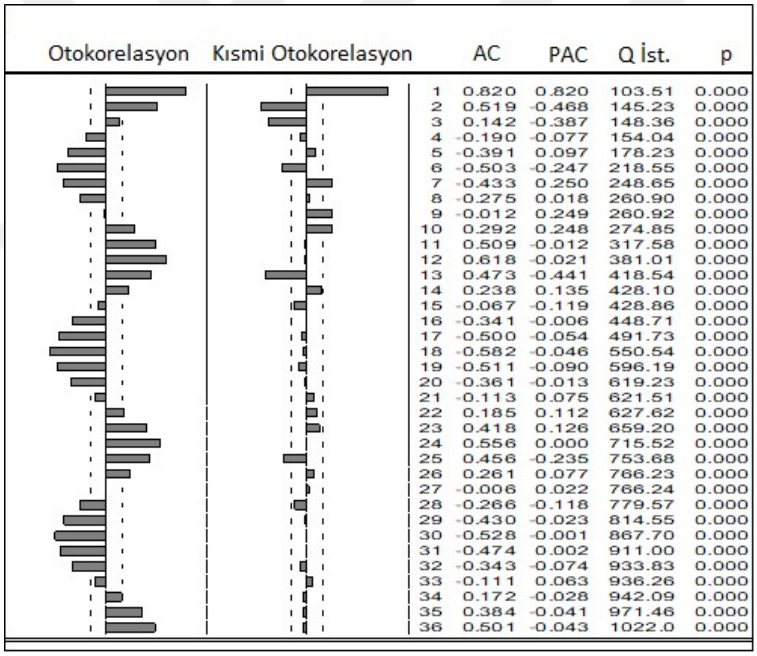
Olacaktır. Bu sebeple, Y_t'nin birinci mertebeden farkı durağan olacaktır. Böyle orijinal bir zaman serisinin birinci mertebeden farkı durağan olduğu durumda orijinal seviye birinci mertebeden entegre olmuştur olarak adlandırılır ve $I(1)$ şeklinde ifade edilir. Eğer zaman serisinin durağan hale gelmesi için birinci mertebeden fark alma işlemi yeterli olmazsa iki defa fark alma işlemi yapılır. İkinci defa yapılan fark alma işleminden sonra seri durağan hale gelirse bu seri $I(2)$ olarak ve b defa yapılan fark alma işleminden sonra durağanlık sağlanıyorsa $I(b)$ olarak ifade edilir. Durağan olmayan bir zaman serisi yapılacak fark alma işlemleri ile durağan hale gelebilmektedir. Fark alma işlemi sayesinde serideki kalıcı şokun etkisinin ortadan kaldırılması ve serinin durağan hale gelmesi sağlanmaktadır (Güngör, 2016).

2.2.2. Korelogram İncelemesi

Korelogram, tercih edilen farklı zaman gecikmelerinde bulunan veriler için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerleri ile bunlarla ilişkili bağlı Q istatistiklerini hesaplayarak bu değerlerin anlamlılık değerlerini gösterir. Bu anlamlılık değerinden yararlanmak suretiyle bir zaman serisinin uygun tahmin modelinin belirlenmesi ve yorumlanması sağlanabilir. (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Korelogramda seçilmek istenen gecikme miktarı kadar hesaplanan otokorelasyon değeri 0 değerine ne kadar yakınsa serinin durağanlığı bir o ölçüde yüksektir. Eğer bir serinin farklı dönemlerde alınan ortalamaları birbirinden farklı ise bu durum serinin durağan olmadığı anlamına gelir (Torun, 2015).

Şekil 2.5'te otokorelasyon, kısmi otokorelasyon, Q istatistiğ ve p değerini içeren korelogram diyagramı örneği yer almaktadır.



	AC	PAC	Q İst.	p
1	0.820	0.820	103.51	0.000
2	0.519	-0.468	145.23	0.000
3	0.142	-0.387	148.36	0.000
4	-0.190	-0.077	154.04	0.000
5	-0.391	0.097	178.23	0.000
6	-0.503	-0.247	218.55	0.000
7	-0.433	0.250	248.65	0.000
8	-0.275	0.018	260.90	0.000
9	-0.012	0.249	260.92	0.000
10	0.292	0.248	274.85	0.000
11	0.509	-0.012	317.58	0.000
12	0.618	-0.021	381.01	0.000
13	0.473	-0.441	418.54	0.000
14	0.238	0.135	428.10	0.000
15	-0.067	-0.119	428.86	0.000
16	-0.341	-0.006	448.71	0.000
17	-0.500	-0.054	491.73	0.000
18	-0.582	-0.046	550.54	0.000
19	-0.511	-0.090	596.19	0.000
20	-0.361	-0.013	619.23	0.000
21	-0.113	0.075	621.51	0.000
22	0.185	0.112	627.62	0.000
23	0.418	0.126	659.20	0.000
24	0.556	0.000	715.52	0.000
25	0.456	-0.235	753.68	0.000
26	0.261	0.077	766.23	0.000
27	-0.006	0.022	766.24	0.000
28	-0.266	-0.118	779.57	0.000
29	-0.430	-0.023	814.55	0.000
30	-0.528	-0.001	867.70	0.000
31	-0.474	0.002	911.00	0.000
32	-0.343	-0.074	933.83	0.000
33	-0.111	0.063	936.26	0.000
34	0.172	-0.028	942.09	0.000
35	0.384	-0.041	971.46	0.000
36	0.501	-0.043	1022.0	0.000

Şekil 2.5: Korelogram Örneği

2.2.3. Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF)

Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF), belirli bir zaman serisi ile kendisinin ardışık zaman aralıklarında gecikmeli bir versiyonu arasındaki benzerlik olarak ifade edilir. Kavramsal olarak iki farklı zaman serisi arasındaki korelasyona benzemektedir. Ancak, otokorelasyon aynı zaman serisini bir kez orijinal halinde, bir kez de gecikmeli bir versiyonu şeklinde olmak üzere iki kez kullanmaktadır. (Orhunbilge, 1999).

ACF, süreçte yer alan bir serinin geçmiş değerlerini kullanarak verilerin geçmiş değerle ilişkisinin gücünü modellemektedir. Yani hisse senedi piyasasından örnek vermek gerekirse bir hisse senedi getirilerinde güçlü bir pozitif korelasyona sahip olabilir, bu durum önceki gün yükselen hisse senedinin bugün de yükselme olasılığının daha yüksek olduğunu düşündürür. (Göktaş, 2005).

Otokorelasyon değerleri, seçilen bir k değeri için aşağıdaki şekilde hesaplanabilir:

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)}{\sqrt{E(Y_t - \mu)^2 E(Y_{t-k)} - \mu)^2}} = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k})}{\sigma_{Y_t}\sigma_{Y_{t-k}}} \quad (2.9)$$

Burada Y_t serinin t 'inci dönem gözlem değerini, μ ortalamayı, σ standart sapmayı, ρ_k ise otokorelasyon katsayısını ifade etmektedir (Box vd. 1994).

2.2.4. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF)

Önceki dönem gecikmelerin sabit tutulduğu Y_t değerleriyle, seçilen k adet gecikme ile oluşturulmuş Y_{t-k} arasındaki bağımlılığın derecesi yani ilişkisi Kısmi Otokorelasyon katsayıları (Φ_{kk}) ile ifade edilir. Kısmı otokorelasyon aralarında k dönem gecikme olan iki gözlem değeri arasındaki ilişkiyi bu dönemler arasındaki diğer gecikmeleri göz önüne almadan hesaplar. Otokorelasyon fonksiyonu bir zaman serisinin özelliklerini değerlendirmeye yardımcı olmaktadır (Göktaş, 2005).

Kısmi otokorelasyon katsayıları şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\Phi_{kk} = \rho_1 \quad (2.10)$$

$$\Phi_{22} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \quad (2.11)$$

$$\Phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \Phi_{k-1,j}\, \rho_{k-j}}{1 - \sum_{J=1}^{k-1} \Phi_{k-1,j}\, \rho_j} \qquad k = 3,4,5, \ldots \quad (2.12)$$

$$\Phi_{kj} = \Phi_{k-1,j} - \Phi_{k,k}\, \Phi_{k-1,k-j} \qquad j = 1,2,3, \ldots, k-1 \quad (2.13)$$

ρ_k: k dönem gecikmeli Otokorelasyon katsayısı,

Φ_{kj} : gecikmenin etkisi ortadan kaldırıldığında, k gecikme için Kısmi Otokorelasyon katsayısı,

Φ_{kk} : diğer gecikmelerin etkisi sabit varsayıldığında, k dönem gecikmeli iki gözlem değeri arasındaki Kısmi Otokorelasyon katsayısını ifade etmektedir. (Box vd. 1994).

3. ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

3.1. Tekli Modeller

Gözlemlenen bir değişkenin mevcut değerlerini, ilişkili olduğu başka bir değişken yerine sadece kendi geçmiş değerleriyle ilişkilendiren ve bu özelliğiyle diğer ekonometrik kavramlardan farklılaşan, istatiksel olarak zaman serisi analizinde kullanılmak için literatüre kazandırılmış modeller tekli zaman serisi modelleri olarak isimlendirilirler (Erdoğan, 2006).

3.1.1. AR Modeli: Otoregresif Süreç

Çoklu regresyon modelinde, bir bağımlı değişkenin tahmin edilmesi, doğrusal olarak ilişkilendirildiği ancak kendi aralarında bağımsız olduğu varsayılan diğer değişkenlerin yine doğrusal kombinasyonu ile yapılır. Bir otoregresyon modelinde ise ilgili değişken, kendisinin gecikmeli olarak elde edilen seri değerlerinin doğrusal bir kombinasyonu kullanılarak tahmin edilir. Yani, otoregresyon, değişkenin kendisine karşı bir regresyonu olarak ifade edilir. Böylece, p 'inci mertebeden otoregresif model aşağıdaki gibi tanımlanır;

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{3.1}$$

Burada ε_t beyaz gürültü, $\phi_i, i = 1,2, \dots, p$ gecikmelerin regresyonda hesaplanan katsayılarıdır. Bu model çoklu regresyon modeli gibidir fakat Y_t'nin gecikme değerleri Y_t için açıklayıcı değişken olarak kullanılmaktadır. p'inci mertebeden otoregresif bir model $AR(p)$ olarak ifade edilir (Hyndman ve Athanasopoulos, 2018).

3.1.2. MA Modeli: Hareketli Ortalama Süreci

Zaman serilerinde kullanılan bir başka önemli süreç de Hareketli Ortalamalardır. Hareketli ortalama modelleri, mevcut değerin o andaki ve geçmiş dönemlerdeki hata terimlerinin doğrusal fonksiyonu olarak ifade eder. Hata terimlerinin tıpkı beyaz gürültü gibi karşılıklı olarak bağımsız ve normal dağıldığı varsayılmaktadır. Hareketli ortalama modeli $MA(q)$ olarak gösterilir. Burada q değeri hareketli ortalama modelinde hataların kaç gecikmesinin dahil edildiğini göstermektedir (Naylor vd. 1972).

$$Y_t = c - \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \tag{3.2}$$

Burada ε_t beyaz gürültüdür, $\theta_i, i = 1,2, \dots, q$ ise modelin parametreleridir.

3.1.3. ARMA Modeli: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci

ARMA Modeli, Otoregresif hareketli ortalama modeller, Otoregresif ve Hareketli Ortalama modellerinin her ikisinin de zaman serisi verilerine uygulandığı bir tahmin modelidir. Zaman serilerinin modellenmesinde esneklik sağlamak ve her iki kısmında zaman serisinin açıklanması kullanılabilmesi için geliştirilmiştir (Box ve Jenkins, 1976).

AR ve MA Modelleri zaman serileri analizi ile yapılan bazı durumlarda fazla miktarda değişkenle ve yüksek mertebelerde model oluşturulması gerektiğinde yetersiz sonuçlar verebilmektedir. Bu sebeple, serinin dinamiğini en iyi şekilde ifade etmek ve eş zamanlı olarak kullanılan parametre sayısını en aza indirmek için AR ve MA modellerinin karakteristiklerini kombine eden ARMA modelleri geliştirilmiştir (Tsay, 2005).

ARMA Modeli deterministik ilişkileri içerir ve ARMA (p, q) modeli olarak adlandırılır. ARMA $(p, q$) ifadesinde p değeri otoregresif sürecin kullanılan gecikmelerini gösterirken, q değeri hareketli ortalama sürecinin mertebesini ifade etmek için kullanılmaktadır. ARMA (p, q) modelin genel matematiksel ifadesi aşağıdaki gibidir;

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.3)$$

Burada;

Y_t: t dönemi gözlem değerini

ε_t: t dönem hata terimi

p: Otoregresif gecikme terim sayısı

q: Hareketli Ortalama terim sayısı

$\phi_i, i = 1,2, \ldots, p$: Otoregresif modelin parametreleri

$\theta_i, i = 1,2, \ldots, q$: Hareketli Ortalama modelinin parametreleri

olarak verilmiştir(Box vd. 1994).

3.1.4. ARIMA Modeli: Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci

Yapılan birim kök testi sonrasında durağan olmadığı tespit edilirse ve zaman serisi yapılacak belli sayıda fark alma işlemi sonrasında durağan hale geliyorsa, seri bütünleşik zaman serisi olarak adlandırılır. Bütünleşik bir zaman serisi $I(d)$ olarak gösterilir ve

d değeri seriyi durağan hale getirebilmek için kaç kez fark alma işleminin yapıldığını ifade etmektedir. Serinin bütünleşik olması mevcut seviyesinde durağan olmadığını gösterir. Durağan bir serinin gösterimi $I(0)$ şeklindeyken bir kere fark alınarak durağan hale getirilen seri $I(1)$ şeklinde gösterilir ve 1. mertebeden bütünleşik seri olarak adlandırılır. ARIMA, aynı ARMA modeli aslında belirli bir zaman serisini kendi geçmiş değerlerine, yani kendi gecikmelerine ve gecikmeli tahmin hatlarına dayalı olarak açıklayan bir model sınıfıdır ancak farklı olarak aradaki I, serinin aslında durağan olmadığı, fark alınarak durağan hale getirildiğini ifade etmektedir.

Bütünleşik modeller belirli defa fark alma işlemi yapılmış serilere uygulanan otoregresif ve hareketli ortalama modellerinin kombinasyonudur. ARIMA (p, d, q) şeklinde ifade edilen modelde; p parametresi otoregresif modelin, q parametresi hareketli ortalama modelinin mertebesini ifade ederken d parametresi seriye kaç kez fark alma işlemi uygulandığını göstermektedir. ARIMA (p, d, q) modeline, (p, d, q) mertebeden otoregresif bütünleşik hareketli ortalama modeli denir (Box ve Jenkins, 1976). Durağan olmayan Y_t serisinin d'ince kere alınmış ilk farkları $\Delta^d Y_t$, olarak alındığında, ARIMA(p, d, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta^d Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.4)$$

Burada;

$\Delta^d Y_t$: d. fark alma işlemi yapılmış zaman serisini

ε_t: t. dönem hata terimi

p: Otoregresif gecikme terim sayısı

q: Hareketli Ortalama terim sayısı

$\phi_i, i = 1,2, \ldots, p$: Otoregresif modelin parametreleri

$\theta_i, i = 1,2, \ldots, q$: Hareketli Ortalama modelinin parametreleri

3.1.5. Box-Jenkins Modelinin Aşamaları

Box-Jenkins ARIMA modellerinin kurulması dört temel aşamadan meydana gelmektedir. Genellikle ilk aşamada model sınıfı tespit edilir. Genel modelin tercihi amacıyla AC ve PAC fonksiyonlarının grafiklerinden faydalanılır. Model seçimi için AC

ve PAC fonksiyonlarında yararlanılarak gözlem değerlerinin anlamlılıklarına göre geçici bir model belirlenir. Bu amaçla AC ve PAC fonksiyonlarından faydalanılır. Model tespit etme aşamasında anlamlılık değerlerine ve AC ve PAC fonksiyonlarının hareketlerine göre AR, MA, ARMA veya ARIMA model sınıfından bir model tercih edilebilir. Üçüncü aşamada ise, istatistiksel yöntemler kullanılarak geçici model parametreleri tahmin edilir. Daha sonra tahmini yapılan parametrelerin katsayılarının standart hataları hesaplanarak bu parametrelerini anlamlılık durumları kontrol edilir. Dördüncü aşamadaysa, tespit edilen modelin tahmin amacıyla uygun olup olmadığının kontrolü yapılır. Bunun için uygun olduğu varsayımı yapılan geçici modelin hatalarının AC katsayılarının grafiği çizilerek, AC fonksiyonu incelenir. Söz konusu AC fonksiyonu belirli bir modele uygunluk gösteriyorsa hataların rastgele dağılmadığı çıkarımı yapılır. Bu çıkarım, tespit edilen geçici modelin uygun olmadığı anlamına gelir. Bu sebeple ikinci aşamaya geri dönülerek bu süreç, tekrar belirlenen bir geçici model ile uygun model tespit edilinceye kadar tekrarlanır. Uygunluk kontrolünde başarılı olan model ise bundan sonra tahmin modeli olarak kullanılabilir (Işığıçok, 1993).

3.1.6. ARCH

İktisat teorisini çeşitli uygulamalarla test etmek için kullanılan ekonometrik modellerde, tesadüfi bileşeni ifade eden hata terimi hakkında bazı varsayımlar yapılmaktadır. Stokastik hata terimi hakkında varsayımlardan bir tanesi de hata terimleri arasında otokorelasyonun olmadığı, yani hata terimlerinin birbirinden bağımsız olduğu varsayımıdır. Bir başka varsayım ise, hata terimlerinin varyansının zaman içerisinde değişim göstermediği ve sabit olduğu varsayımıdır, bu durumda koşullu birinci momentler göz önüne alınır, yüksek mertebeden momentler göz önüne alınmaz.

Bir başka yandan bahsi geçen tahmin modellerinde bulunan sabit varyans varsayımı da zaman serilerinin birçoğunda problem meydana getirmektedir. Finansal kriz dönemlerinde veya ekonomilerde buna benzer volatilitenin yüksek olduğu dönemlerde finansal değişkenlere ait zaman serilerinde varyansın zaman içinde değişkenlik gösterdiği görülmektedir(Grene, 1993).

Varyansın sabit olmadığı ve farklı dönemler arasında farklı değerler aldığı zaman serilerine değişen varyanslı zaman serileri denir. Ayrıca, serilerde meydana gelen hızlı ve öngörülemeyen dalgalanmalar volatilite olarak adlandırılır. Tahmin hatalarının uzun dönemde sabit olmasına rağmen, koşullu varyanslarının sabit olmaması ve volatilite

olması durumları gözlenebilir. Bu durumlarda, değişen varyans ve koşullu varyans kavramları incelenebilir (Işığıçok, 1999).

ARCH Modeli 1982 yılında Engle tarafından önerilmiştir. Engle (1982) modelinde uzun dönemde varyans zamandan bağımsız olsa bile koşullu varyanslarının daha önceki verilere bağlı olabileceğini ifade etmiştir. ARCH Modeli mevcut hata teriminin varyansını tanımlayan bir istatiksel tekniktir. ARCH modelleri, otoregresif özellik gösteren ve farklı zaman aralıklarında yüksek volatilite kümelenmesi sergileyen finansal zaman serilerinin modellenmesinde uygundur. ARCH koşullu değişen varyans kavramının ortaya atıldığı ilk modelidir. ARCH modeli tekniği varyansta oluşan değişimlerin ortalamada da değişimler meydana getireceği, yani geçmiş dönem hata terimi varyansının mevcut dönem hata terimi varyansını etkilediğini varsaymaktadır. Tahmin sonucunda elde edilen hata terimlerinin ortalaması sıfır ve varyansı bir olan aynı dağılımlı ve birbirinden bağımsız ve tesadüfi olması beklenir. (Shumway ve Stoffer, 2017).

Bağımsız bir değişkenin farklı değerlerine bağlı olarak veya önceki zaman aralıklarına ilişkili olarak tahmin edilen bir zaman serinin standart sapmaları sabit değilse seri heteroskedastik olarak ifade edilir. Tersi durumda, zaman aralıkları değişse de serinin standart sapmaları sabit olduğunda ise seri homoskedastiktir. Homoskedastik bir Y_t serisinde, Y_t'nin otoregresif olarak $Y_t = aY_{t-1} + \varepsilon_t$, şeklinde ifade edildiğini varsayalım. Y_t'nin aldığı her değer için, ilgili ε_t hata teriminin varyansı σ^2 ise koşullu varyans $V(Y_t|Y_{t-1})$, σ^2'ye eşittir. Koşullu heteroskedastisite önceki zaman aralıklarıyla ilgili sabit olmayan volatiliteyi tanımlamaktadır (Akkaya ve Pazarlıoğlu, 1995). Koşullu heteroskedastisiteyi tahmin etmek zorken, koşulsuz heteroskedastisite daha kolay tahmin edilebilir.

ARCH modeli, gelecekteki volatiliteyi tahmin etmek için zaman serilerinde önceki zaman aralıklarındaki volatiliteyi analiz eden istatistiksel bir modeldir. Finans dünyasında ARCH modeli gerçek piyasalara daha çok benzeyen bir volatilite modeli sağlayarak riski tahmin etmek için kullanılır. (Harvey, 1991). ARCH modelinde zamanla değişen standart sapma önceki dönemlerden gelen bilgiler ile ifade edilebilmektedir. Varyanstaki değişiklik zaman ile ilişkilendirilebiliyorsa ARCH gibi otoregresif bir süreç kullanılabilir.

ARCH regresyon modelinde bir y_t zaman serisinin, ortalamasının $x_t\beta$ olduğu varsayılır. $x_t\beta$, y_t zaman serisi kendisinin gecikmeleri ve başka ilişkili değişkenlerin doğrusal kombinasyonları şeklinde yazılabilir ve bu değişkenler bilgi seti ψ_{t-1}'de bulunur. β vektörü ise modelin bilinmeyen parametrelerini ifade eder. Engle (1982)'a göre $\varepsilon_t = y_t - x_t\beta$ alındığında, ARCH modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$y_t|\Psi_{t-1} \sim N(x_t\beta, h_t) \tag{3.5}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\varepsilon_{t-2}^2 + \ldots\ldots + \alpha_p\varepsilon_{t-p}^2 \tag{3.6}$$

Burada, $y_t|\Psi_{t-1}$ yaklaşık normal dağılımlıdır ve varyansı h_t'ye eşittir. Koşullu varyansın negatif olmaması için $\alpha_i > 0, i = 1,2,\ldots,p$ koşulunun sağlanması gerekir. Yüksek volatilite dönemlerinin varyans üzerindeki etkilerinin yüksek olacağı denklem 3.7'de görülmektedir. Yani seride büyük bir şokun kendinden sonraki dönemleri etkileme eğilimi vardır. Modele dahil edilecek gecikme sayısının belirlenmesi için p'nin değerinin tespitine ihtiyaç duyulmaktadır. ARCH modelinde yer alan gecikme değeri olan p'nin tespiti ACF, PACF ve AIC gibi istatistiki bilgilerin yardımıyla yapılabilir. (Hansen ve Lunde, 2005). Modelde h_t'nin hesaplanmasında x değişkenlerinin mevcut ve gecikmeli hallerini ekleyerek daha genel bir ifadeye ulaşmak mümkündür.

3.1.7. GARCH

Bollerslev(1986), ve Taylor(1986)'ın ayrı ayrı önerdikleri GARCH, Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity modeli ARCH modelinde kullanılan parametre sayısından daha azını kullanarak tahmin yapabilme kabiliyetine sahiptir. Ayrıca ARCH modelinde koşullu varyans sadece geçmiş varyansların doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edilirken, GARCH koşullu varyansları da göz önüne alır. GARCH modeli ARCH'a göre daha esnek bir modeldir (Bollerslev, 1986, Taylor 1986).

GARCH (p, q) modelinde AR süreçlerinde, koşullu varyansın geçmiş dönem değerlerinin mevcut döneme ait değerinin belirlenmesinde etkili olduğu göz önüne alınmıştır. Yani varyansta gerçekleşen değişiklik geçmiş dönem şoklarından etkilenmektedir (Cromwell, Labys ve Terraza, 1994).

GARCH (p, q) regresyon modelinde ARCH'tan farklı olarak koşullu varyans aşağıdaki gibi ifade edilir (Bollerslev, 1986).

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i h_{t-i} \quad (3.7)$$

Denklem 3.7'de, koşullu varyansın negatif olmamasını garanti eden $p > 0$, $q \geq 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ $(i = 1,2, \dots, p)$ ve $\beta_i \geq 0$ $(i = 1,2, \dots, q)$ ve $\sum_{i=1}^{p} \alpha_i + \sum_{i=1}^{q} \beta_i$ koşullarının sağlanması gereklidir. α_0 sabit parametredir. Bu koşullara ek olarak, koşullu varyansı $q = 0$ ise süreç ARCH sürecine dönüşür. Modelden de görüldüğü gibi GARCH(p, q) modeli, q sayıda geçmiş dönem koşullu varyans modelinin eklendiği bir ARCH(p) modelidir.

GARCH modeli parametrelerinin tahmin edilmesi için maksimum olabilirlik tekniği kullanılır. Model türünün uygunluğunun test edilmesi için hata karelerinin AC fonksiyonundan faydalanılır (Mukherjee, 2008).

3.1.8. EGARCH

ARCH ve GARCH modelleri simetrik modeller olarak ifade edilebilmektedir. Bunun sebebi bu modeller negatif ve pozitif volatilitelerin aynı etkiyi yaratacağı varsayımına dayanmaktadır. Fakat zaman serilerinde düşüş hareketlerinin yükseliş hareketlerine göre daha yüksek etki gösterdiği gözlemlenebilmektedir. Bu durum kaldıraç etkisi olarak adlandırılmaktadır. Asimetrik durumlarda zaman serilerinin daha uygun modellenmesine imkan sağlayan Üssel GARCH (Exponential GARCH) yani EGARCH modeli geliştirilmiştir. EGARCH modelinde koşullu varyansın negatif olmaması logaritmik dönüşümler ile sağlanmaktadır (Işığıçok, 1999).

Nelson (1991) tarafından asimetrik durumlarda zaman serilerinin daha uygun modellenmesine imkan sağlayan Üssel GARCH (Exponential GARCH) yani EGARCH Modeli geliştirilmiştir. Bu modelde, koşullu varyans aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$ln\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i s(z_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (3.8)$$

Burada, $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$ normalize hatalar serisini ifade etmektedir. $S(.)$ fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$s(z_t) = \delta_1 z_t + \delta_2 \{|z_t| - E(|z_t|)\} \quad (3.9)$$

Burada, $\delta_1 z_t$ olarak ifade edilen notasyon ε_t'nin işaretinin etkisini eklerken, $\delta_2\{|z_t| - E(|z_t|)\}$ notasyonu ise ε_t'nin büyüklüğünü eklemektedir. $E(|z_t|)$ ise getiri serisinin dağılımının seçimine bağlıdır. Normal dağılım için $E(|z_t|) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ şeklinde hesaplanır. Normal Dağılımlı olan EGARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$ln\sigma_t^2 = \omega + \alpha(\delta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \delta_2 \left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right] + \beta ln\sigma_{t-1}^2 \qquad (3.10)$$

Asimetri kararı sıfır olmayan $\delta_1$katsayısının değerine göre verilir. δ_1'in pozitif değer alması kaldıraç etkisinin varlığını gösterir. ln dönüşümünün kullanımı σ_t^2'nin daima pozitif değer almasını ve sonuç olarak parametre işaretlerinde herhangi bir kısıtlama olmamasını garanti eder (Rüzgar ve Kale, 2007).

3.1.9. TARCH

TARCH (Threshold ARCH) Modeli 1994 yılında Zakoian tarafından önerilmiştir. Çoğunlukla kaldıraç etkisini tespit etmek için kullanılmaktadır (Zakoian, 1994). Hata terimlerinin sıfırdan büyük veya küçük olmasının koşullu varyans üzerindeki etkileri farklılaştırılmıştır.

TARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \Upsilon d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \qquad (3.11)$$

GARCH terimlerine ek olarak Υ parametresi ile çarpılan $d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ teriminin varlığı kaldıraç etkisini ifade ederken hata terimlerindeki asimetrinin de göz önüne alınması sağlanmıştır. Burada eğer $\varepsilon_t < 0$ ise $d_t = 1$, aksi tüm durumlarda ise $d_t = 0$'dır. Bu modelde, azalan yöndeki volatilite $(\varepsilon_{t-1} < 0)$, $\alpha + \Upsilon$ etkisine sahipken, artan yöndeki volatilite ($\varepsilon_{t-1} > 0$), α etkisiyle tanımlanır. Υ değeri'nin anlamlı olarak bulunduğu durumlarda $(\Upsilon > 0)$ negatif hata değerleri volatiliteyi arttırır ve modelde kaldıraç etkisinin varlığından söz edilebilir. Υ değerinin 0'a eşit olduğu durumlarda ise koşullu varyans değerinin belirlenmesinde herhangi bir asimetrik etkinin varlığından söz edilemez.

Genelleştirilmiş TARCH(p, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Engle ve Patton, 2001).

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^{r} \varepsilon_{t-k}^2 d_{t-k} \Upsilon_k + \sum_{j=1}^{q} \beta_i h_{t-j} \quad (3.12)$$

3.2. Çoklu Modeller

Birden fazla farklı zaman serisine bağlı değişkenlere sahip zaman serileri modelleri çoklu zaman serileri modelleri olarak adlandırılırlar. Tekli zaman serileri modelleri yalnızca tahmin değişkeninin geçmiş gözlem değerlerine bağlı iken, çoklu zaman serileri modelleri bunun yanı sıra en az bir bağımsız değişkendeki değişimlere bağlıdır. Harmonik Regresyon, Dinamik Regresyon, Vektör Otoregresyon Modelleri, Vektör Hata Düzeltme Modeller ve Otoregressif ARDL gibi birçok çok değişkenli model bulunmaktadır (Gözgör, 2012).

3.2.1. ARDL Modeli

Durağan olmayan birden fazla değişkenin birbirleriyle oluşturduğu doğrusal bileşimleri durağan olabilmektedir. Bu sebeple, bütünleşme mertebeleri sıfırdan büyük olan değişkenlerin doğrusal birleşimleri durağan bir süreç meydana getiriyorsa bu değişkenlerin eşbütünleşik olarak ifade edilir. ARDL modelinin uygulamasında değişkenler arası uzun dönem ilişkinin tespit edilmesi gerekmektedir. Bu ilişkinin tespiti için eş bütünleşme testlerinden yararlanılmaktadır. Eş bütünleşme testlerinde yer alan değişkenlerin aynı mertebeden bütünleşik olmaları gerekmektedir. Fakat 1996 yılında Pesaran ve diğerleri, aynı mertebeden bütünleşik olmayan değişkenler arasındaki ilişkinin test edilmesini sağlayan ARDL modelini önermişlerdir (Bahmani-Oskooee ve Chi Wing, 2002).

ARDL modeli en küçük kareler yöntemine dayanmaktadır. Eş bütünleşme testlerinde ilişkileri test edilecek değişkenlerin $I(1)$ veya $I(0)$ gibi aynı mertebeden sınıflandırılması gerekmektedir. Ancak, NARL modelinde böyle bir sınıflandırmaya ihtiyaç bulunmamaktadır. Bu sebeple model kurulumundan önce değişkenlerin birim köklerinin sınanmasına gerek duyulmamaktadır (Sharifi-Renani, 2008).

ARDL modelinin oluşturulması için bir bağımlı değişkene karşı en az bir bağımsız değişken belirlenmelidir. $X_{it}, i = 1,2, \dots, k$, k adet bağımsız değişken, Y_t'nin bağımlı değişken olduğunu varsayarsak, NARDL modeli ile bu değişkenlerin $I(1)$ ya da $I(0)$ olsa da bu değişkenler için eşbütünleşme testi yapılabilmektedir (Pesaran ve Pesaran,1997). Küçük örneklemlere de uygulanabilir olması ise bu yöntemin bir başka

önemli avantajıdır (Kamaruddin ve Jusoff, 2009). Değişkenlerin ikinci mertebeden veya daha büyük mertebeden eş bütünleşik olduğu durumlarda ise ARDL modeli uygulanamamaktadır (Çağlayan, 2006). ARDL eşbütünleşme sınır testi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^{m} \Psi_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \Psi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \cdots + \sum_{i=0}^{m} \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \xi_1 Y_{t-1} + \xi_2 X_{1t-1} + \cdots + \xi_k X_{kt-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

ARDL modelinde belirlenen bağımlı değişkenlere fark alma işlemi uygulandıktan sonra modelde kullanılmalıdır. Modelin hazırlık safhasında açıklayıcı değişkenler iki gruba ayrılır. Bağımlı değişkeni de içine dahil eden birinci grupta fark alma işlemi uygulanmış açıklayıcı değişkenler ve bu farkların gecikmeleri bulunur. Burada yer alan bağımlı değişkenin farkı birinci gecikme değerinden başlarken, bağımsız değişkenler ise sıfırıncı mertebeden gecikmeden başlarlar. Diğer grupta bütün açıklayıcı değişkenlerin ilk mertebeden gecikmelerini içermektedir. İlk olarak ARDL modelinde uygun gecikme aralığının tespiti için AIC ve SIC bilgi kriterlerinden yararlanılır. Daha sonra en küçük kareler yöntemi kurular modelin tahmini yapılır.

ARDL modelinden eş bütünleşmenin varlığının test edilmesi için H_0 ve H_1 hipotezleri kurulur. Yokluk hipotezi olan $H_0: \xi_1 = \xi_2 = \ldots = \xi_k = 0$ hipotezi reddedilemez ise eş bütünleşme yoktur. Fakat H_0 reddedilir ve alternatif hipotez olan H_1 : $\xi_1 \neq \xi_2 \neq \ldots \neq \xi_k \neq 0$ hipotezi kabul edilirse eş bütünleşme vardır kararı verilir.

Wald testi ve bir F istatistiği yardımıyla bu hipotezlerin test edilmesi sağlanır. Burada tespit edilen F istatistiği, Pesaran ve diğerlerinin (2001) oluşturduğu anlamlılık düzey tablosundaki sınır değerleri ile karşılaştırılır. Bu tabloda alt ve üst sınır değerleri yer almaktadır. Hesaplanan değer sınır testi tablosunda yer alan alt değerden küçük ise yokluk reddedilemeyecektir. Bu durum eş bütünleşme testi yapılan değişkenler arasında eş bütünleşme olmadığı çıkarımı yapılacaktır. Diğer durumda hesaplanan değer üst sınır değerinden büyük ise yokluk hipotezi reddedilecek ve alternatif hipotez kabul edilerek değişkenler arasında eş bütünleşme olduğu çıkarımı yapılacaktır. Üçüncü durumda ise F istatistiği değeri kararsızlık bölgesinde yer almaktadır. Kararsızlık bölgesi F istatistiği değerinin sınır testi tablosunda alt ve üst sınır değerleri arasında kalmasını ifade etmektedir. Bu durumda eşbütünleşme olup olmadığı konusunda bir karar

verilemeyecektir. F istatistiği değeri kararsızlık bölgesinde ise eş bütünleşme testi için hata teriminden faydalanılmalıdır (Kremers, Ericsson ve Dolado, 1992).

Tespiti yapılan test sonuçları eş bütünleşme ilişkisinin olduğunu ifade ederse, birinci durumda model tespiti için testler yapılır. Daha sonraki aşamada değişkenler arasında var olan ilişkiler tespit edilir. Bu amaçla öncelikli olarak uzun dönem ilişkiyi inceleyen ARDL modeli şu şekildedir:

$$Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^{m} \Psi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \Psi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \ldots + \sum_{i=0}^{r} \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \varepsilon_t \qquad (3.14)$$

Bu aşamadan sonra uzun dönem katsayıları hesaplanır. Katsayıların hesabı için sınır testi denkleminde elde edilen bağımsız değişken katsayıları, bağımlı değişken katsayılarının birince mertebeden gecikme değerinin negatif işaretlisine bölünür (Şimşek ve Kadılar, 2004). Daha sonra, kısa dönemli ilişkilerin tespiti için aşağıdaki model kurulabilir.

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^{m} \Psi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \Psi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \ldots + \sum_{i=0}^{r} \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \mu ecm_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3.15)$$

Önceki denklemden olmayan hata düzeltme terimi bu denklem ile modele eklenmiştir. μecm_{t-1} olarak ifade edilen hata düzeltme terimi uzun dönem ilişkiden meydana gelen modelin çıktılarının gecikmeli bir değeridir. Hata düzeltme teriminin katsayısı kısa dönemde meydana gelen bir dengesizliğin uzun dönemde ne ölçüde düzeltilebileceğini gösterir.

3.2.2. NARDL Modeli

Literatürde oldukça fazla kullanımı tercih edilen ARDL modeli, Shin, Yu, vd. (2014) tarafından daha da geliştirilerek NARDL modeli elde edilmiştir. Bu modelde ARDL modelinden farklı olarak simetrik olmayan ilişkiler göz önünde bulundurulmaktadır. NARDL modeli değişkenler arasındaki asimetriyi incelemektedir. NARDL metodunda, sınır testi yaklaşımı ile değişkenler arasındaki asimetrik eş bütünleşmeyi doğrulanır. Böylece makroekonomik faktörlerin bağımlı değişken üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerinin tahmin edilmesine yardımcı olur. Bu etkileri kullanarak doğrusal olmayan ilişkiyi bulmaya çalışan bir modelleme tekniğidir. Bu

teknikte, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem asimetrik ilişkiler incelenirken, bu ilişkilerin ortaya çıkardığı "negatif" ve "pozitif" değişikliklerin bağımlı değişkeni nasıl etkilediği tespit edilmektedir.

NARDL modelinin anlatıldığı denkem 3.16, 3.17, 3.18, 3.19 ve 3.20'de aşağıda yer alan notasyonlar kullanılmıştır.

t: zaman,

i: Serinin gecikmesi,

j: Kümülatif toplam,

x_t^+: Bağımsız değişkenlerin pozitif değişimleri,

x_t^-: Bağımsız değişkenlerin negatif değişimleri,

y_t: Bağımlı değişken,

m_h^+: Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki pozitif etkisi,

m_h^- : Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki negatif etkisini ifade etmektedir.

Schorderet (2003) ve Shin vd. (2014) baz alınarak oluşturulan NARDL modeli aşağıdaki gibidir (Altıntaş, 2016).

$$Y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \varepsilon_t \tag{3.16}$$

Denklem 3.16'da yer alan β^+ ve β^-değerleri negatif ve pozitif yönlü uzun dönem parametreleri ifade etmektedir. x_t ise $kx1$ şeklinde bir vektörüdür ve aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \tag{3.17}$$

Denklem 3.17'de yer alan x_t^+ ve x_t^- değerleri x_t vektöründeki pozitif ve negatif değişmeleri ifade etmektedir. Bu değerlerin kısmi toplamları aşağıdaki gibi ifade edilir;

$$\begin{aligned} x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ &= \sum_{j=1}^{t} max\,(\Delta x_j^t, 0), x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- \\ &= \sum_{j=1}^{t} max\,(\Delta x_j^t, 0) \end{aligned} \tag{3.18}$$

Denklem 3.18'de ARDL(p, q) modeliyle ilişkilendirilerek bir asimetrik hata düzeltme modeli (AECM) elde edilir. Bu asimetrik model aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + e_t, \quad j = 1 \dots p \tag{3.19}$$

Burada $\theta^+ = -\rho\beta^+ \quad ve\, \theta^- = -\rho\beta^- \quad , \pi_t^+ = -\beta^+ \varphi_i + \Psi_{2i}, \pi_t^- = -\beta^- \varphi_i + \Psi_{2i}$ olarak ifade edilmektedir.

Asimetrik eş bütünleme ilişkisini göz önünde bulunduran NARDL yöntemi, ARDL'de olduğu gibi, değişkenler ikinci mertebeden entegre olduğu $I(2)$ durumlarda kullanılamamaktadır. Fakat ARDL modelinde olduğu gibi değişkenlerin sıfır veya birinci mertebeden durağan olup olmadığına bakılmaksızın eş bütünleşmeye olanak sağlamaktadır. (Shin, vd. 2014) Bu nedenle, model kurulmadan önce birim kök testleri yapılarak değişkenlerin kaçıncı mertebeden durağan oldukları tespit edilir. Birim kök testlerinden sonra gerekli fark alma işlemleri yapılır ve NARDL eş bütünleşme modelinde şu aşamalar takip edilmektedir. Öncelikli olarak, En Küçük Kareler (EKK) yöntemi kullanılarak denklem 3.18'in tahmini yapılır. Daha sonra sınır testi için geliştirilen tablodaki değerler denklem 3.20 için hesaplanan F istatistiği değerinde $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ yokluk hipotezi test edilir. Bu test ile bağımlı değişken ve bağımsız değişkenin negatif ve pozitif etkileri arasındaki uzun dönem ilişki olup olmadığı test edilmiş olur. Daha sonra, Wald testi vasıtasıyla uzun dönem simetri $(\theta^+ = \theta^- = 0)$ ve kısa dönem simetri [(3.17) $\pi_i^+ = \pi_i^-$ tüm $i = 1, 2, 3 \dots q$ için veya (3.18) $\sum_{i=0}^{q} \pi_i^+ = \sum_{i=0}^{q} \pi_i^-$] olup olmadığı sınanır. Eğer simetri olmadığı tespit edilir ise, son aşamada denklem 3.20 kullanılarak x_t^+ ve x_t^-'deki bir birimlik değişimin bağımlı değişken y_t üzerindeki etkileri elde edilir (Altıntaş, 2016).

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial y_{t-j}}{\partial x_t^+}, m_h^- = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial y_{t-j}}{\partial x_t^-}, h = 0,1,2, \dots \tag{3.20}$$

4. MODEL UYGUNLUKLARININ TEST EDİLMESİ

4.1. R^2 ve Düzeltilmiş R^2: Standart Belirlenim Katsayıları

Bir regresyon modelinde, R^2 değeri, modelin; parametrelerce açıklanma yüzdesini göstermekte olup, bu değer ne kadar büyük olursa tahmin modelinin açıklayıcılığının o kadar yüksek olduğu anlamına gelir. Kurulan tahmin modellerinde bu değerin yüksek olması tercih edilir. R^2, standart belirlenim katsayısı veya determinasyon katsayısı olarak ifade edilir. Bu değer yaygın bir kullanıma sahiptir. $R^2 = 1 - \frac{Var(e_t)}{Var(x_t)}$ Şeklinde hesaplanmakta olup, modelin hata terimlerine ait varyans pay kısmında yer alırken, serinin kestirimi yapılan varyans payda kısmında yer almaktadır.

Düzeltilmiş $R^2 = 1 - \frac{(1-R^2)(N-1)}{N-p-1}$ şeklinde ifade edilmektedir. Burada R^2 daha önce verilen formül ile hesaplanmaktadır. Paydada yer alan N gözlem sayısını, p ise modeldeki bağımlı değişken sayısını ifade etmektedir. Düzeltilmiş R^2 çoklu değişkenlerle kurulan modellerde kullanılmaktadır ve 1 değerine ne kadar yakın olursa model o kadar başarılıdır (Göktaş, 2005).

4.2. t ve F İstatistiği

Model belirlemek için başvurulan bir başka yöntem de F test istatistiğidir. Bu istatistik AR mertebelerinin tespiti için kullanılabilir. F istatistiği anlamlılık ifade etmesi açısından t testiyle elde edilen t istatistiğine benzer. Buradaki anlamlılık, istatistiki olarak bir parametrenin sıfırdan farklı olmasını ifade eder. T testi, tek bir değişkenin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığına bakarken, F testi bir grup değişkenin ortaklaşa anlamlı olup olmadığını kontrol eder.

Örneğin, bağımlı değişken Z, bağımsız değişken D için oluşturulan bir basit regresyon analizinde $Z = b_0 + b_1 D + \varepsilon$, bağımsız değişkenin bulunan katsayısının (b_1) anlamlı olup olmadığını test etmek için t istatistiğinden yararlanılabilir. Bunun için aşağıdaki hipotezler kullanılabilir.

$$H_0: b_1 = 0$$

$$H_1: b_1 \neq 0$$

Hesaplanan t istatistiği; $\frac{\widehat{b_1}}{se(\widehat{b_1})}$'in mutlak değeri, t tablo değeri ile karşılaştırılır. Bu değerin t tablo değerinden büyük olduğu tespit edilirse, H_0 yokluk hipotezi reddedilir ve

alternatif hipotez kabul edilerek Z değişkenini açıklamakta D'nin anlamlı bir etkisi olduğu düşünülür. Yani, modelde bulunan b_1 istatistiksel olarak anlamlı olarak belirlenir. Aksi durumda ise b_1 parametresi anlamlı olmadığı için modelde D'nin etkisinin olmadığı sonucuna varılır.

Eğer birden fazla parametre test edilmek isteniyorsa, F istatistiğinden faydalanılır. Örneğin; AR(2) ile AR(6) modeli arasında bir karar verilmesi gerekiyorsa; $H_0: \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6$ yokluk hipotezine karşı, $H_1: \varphi_i \neq 0$ alternatif hipotezi test edilir. Burada $\varphi_i, i = 3,4,5,6$, otoregresif eşitlikte ilgili gecikmelerin katsayılarıdır. Genelleştirme yaparak bütüncül modele AR(p) , kısıtlı modele AR(m) dersek; yokluk ve alternatif hipotezleri aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$H_0: \varphi_{m+1} = \varphi_{m+2} = \cdots = \varphi_p = 0$

H_1: φ_i'lerden en az biri sıfırdan farklı $(i = m+1, \ldots, p)$

Bu noktada önce bütüncül model, ardından $p - m$ değişkenin dışarıda bırakıldığı kısıtlı model tahmin edilir. Daha sonra Wald F istatistiği,

$$F^* = \frac{(SSE_r - SSE_u)/(p-m)}{SSE_u/(n-p)} \tag{4.1}$$

şeklinde ifade edilir. Bu ifadede,

SSE_r: kısıtlı AR(m) modelinin hata kareler toplamını,

SSE_u: bütüncül AR(p) modelinin hata kareler toplamını,

n: gözlem sayısını göstermektedir.

Eğer belirlenen anlamlılık düzeyinde $F^* > F^c_{p-m,n-p}$ ise yokluk hipotezi reddedilir ve modelin AR(p) olduğuna, aksi durumda AR(m) olduğu sonucu ortaya çıkar (Akdi, 2003).

4.3. Akaike ve Schwarz Bilgi Kriterleri

Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) model seçimlerinde karar vermek amaçlı kullanılmaktadır.

$$AIC_{p,q} = \frac{-2\,ln(maksimumolabilirlik) + 2r}{n} \tag{4.2}$$

$$SIC = ln(ençokolabilirlik) + \frac{1}{2}\ln(n)\, r \tag{4.3}$$

Burada, $r = p + q + 1$ değeri sabit terim dahil olmak üzere tahmin edilecek parametre sayısını ifade eder. Modelde ikinci kısım, modele eklenen parametrelere karşılık bir ceza faktörüdür (Ucal, 2006).

Bilgi kriteri yaklaşımında, model seçimi için AIC ve SIC değerleri listelenir. Listelenen değerler arasında en küçük değere sahip model tercih edilir. Yöntemin zorluğu karşılaştırılmak istenen tüm modellerin en çok olabilirlik kestirimi ile tahmin edilmesi gerekmektedir (Box, Jenkins ve Reinsel, 1994).

4.4. WALD Testi

Wald Testi, bir istatistiksel hipotez testi yaklaşımıdır. Tahmin modeline dahil edilecek değişkenlerin belirlenmesinde Wald Testinden yararlanılır. Modelde yer alması muhtemel değişkenin veya değişkenler grubunun Walt Testi sonucu anlamlı ise bu değişken veya değişkenler tahmin modeline eklenirler. Eğer Walt Testi sonucu anlamlı çıkmazsa, test edilen değişkenler tahmin modeline eklenmemelidir.

Wald Testinde, test edilen β_0 ile kısıtsız maksimum olabilirlik tahmini yöntemi ile bulunan tahminleyici $\hat{\beta}$ karşılaştırılır. Özellikle, kareler farkı $\hat{\beta}$-β_0 log-olabilirlik fonksiyonun eğimi ile ağırlıklıdır. Hipotez yalnızca tek bir parametre kısıtı içeriyorsa, Wald istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$W = \frac{(\hat{\beta} - \beta_0)^2}{var(\hat{\beta})} \tag{4.4}$$

Test istatistiği W, 1 serbestlik dereceli Ki-Kare dağılımlıdır. Özel bir durum olarak, tek kısıtlı Wald istatistiğinin karekökü normal dağılımlı hata terimlerinin varlığında t dağılımlıdır. Genel olarak ise bu asimptotik z dağılımına sahiptir.

$$\sqrt{W} = \frac{\hat{\beta} - \beta 0}{se(\hat{\beta})} \tag{4.5}$$

Burada, $se(\hat{\beta})$ ençok olabilirlik tahmin edicisinin standart sapmasıdır.

Wald Testi, tekli/çoklu parametreler üzerinde ortaklaşa çoklu hipotezleri test etmenin yanı sıra çoklu parametrelerin bulunduğu tek bir hipotezi test etmek içinde

kullanılabilir. $\hat{\beta}_n$, β parametresinin örnek tahmin edicisi olsun. P adet parametre üzerinde Q adet hipotezin testini ifade eden QxP , R matrisi ile gösterilmiştir.

$$H_0 : R\beta = r$$

$$H_1 : R\beta \neq r$$

Yokluk hipotezi altında test istatistiğinin dağılımı;

$$(R\hat{\beta}_n - r)'[R(\hat{V}_n/n)R']^{-1}(R\hat{\beta}_n - r)/Q \quad \xrightarrow{D} \quad F(Q, n-P) \xrightarrow{D} \chi_Q^2 \qquad (4.6)$$

Burada, $\hat{V}_n$ kovaryans matrisinin tahmin edicisidir (Hamilton 1994)

Standart formda Wald Testi tek bir R matrisinin temsil ettiği doğrusal hipotezlerde kullanılmaktadır. Eğer, doğrusal olmayan hipotezler test edilmek istenirse;

$$H_0 : c(\beta) = 0$$

$$H_1 : c(\beta) \neq 0$$

Test İstatistiği;

$$c(\hat{\beta}_n)'[c'(\hat{\beta}_n)(\hat{\beta}_n/n)c'(\hat{\beta}_n)']^{-1} c(\hat{\beta}n) \quad \xrightarrow{D} \quad X_Q^2 \qquad (4.7)$$

Burada $c'(\hat{\beta}_n)$ örnek tahmin edicideki c değerinin türevidir.

4.5. Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme metodu uygulamalı ekonomik çalışmalarda kullanılan popüler araçlardan biridir. Fakat tipik örneklerine dayanan katı birim kök testini ekonomik veya teorik gerekçelerle gerekçelendirmek kolay değildir. Örneğin, enflasyon, faiz oranları, döviz kurları ve işsizlik oranları gibi değişkenler sıklıkla birim kök süreçleri ve durağan olmayan süreçler olarak modellenirler. Fakat bu değişkenler birim köke yakın olmaktansa, tam birim kök değişkenleridir. Aslında, bu değişkenler yeterince uzun örneklerde dönüş sinyallerini sıklıkla göstermektedirler. Birim kök testi birim kök ve birim kökün yakın alternatifini ayırmada oldukça sınırlıdırlar. Bu durum birçok ekonomistin saf birim kök varsayımından küçük bir sapmaya izin veren eşbütünleme süreçlerini tercih etmelerine yol açmaktadır.

İki veya daha fazla zaman serisinin bazı doğrusal kombinasyonları durağanken serilerin her biri bireysel olarak durağan değilse bu seriler eşbütünleşik olarak adlandırılırlar. Eşbütünleşme, uzun dönem denge ilişkisi olan $I(1)$ serilerinde birçok

şokun neden olduğu kalıcı değişikliklerdir. Bu denge kısa dönemde bozulabilmektedir, ancak uzun dönemde devam etmektedir.

Doğrusal Eşbütünleşme Regresyon Modeli aşağıda verilmiştir.

$$y_t = \alpha' c_t + \beta' x_t + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Burada, $z_t = (y_t, x_t)'$ eşbütünleme ilişkisi olan ya da olmayan bir $I(1)$ zaman serisi m-vektörüdür. c_t ise deterministik terimler vektörüdür(bir sabit veya zaman vektörü gibi). Eğer $\{\varepsilon_t\}$ durağan ise $\{y_t\}$ ve $\{x_t\}$ bütünleşiktir (Firuzan ve Çoban, 2016).

5. STOK MODELLERİ

Küreselleşen dünya ekonomisinde rekabet avantajı oluşturabilmek adına firmaların yönettikleri tedarik zincirlerinde uygulayacakları yöntemler oldukça önem kazanmıştır. Pazarda rekabetçiliklerini koruyabilmeleri adına nakit kaynakların en iyi şekilde yönetilmesi bir zorunluluktur. Bu zorunluluğun sonucu olarak ortaya çıkan stok yönetimi modelleri stokta bulundurma maliyetini azaltarak firmalara nakit akışında avantaj kazandırmayı amaçlamaktadır. Doğru bir stok yönetimi firmalara daha düşük bir yarı mamul stoğu yani, çevrim stoku sağlayacaktır. Daha düşük çevrim stoku sayesinde firmalar daha düşük işletme sermayesine ihtiyaç duyacaklardır ve daha düşük stokta tutma maliyetine katlanacaklardır.

5.1. Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli

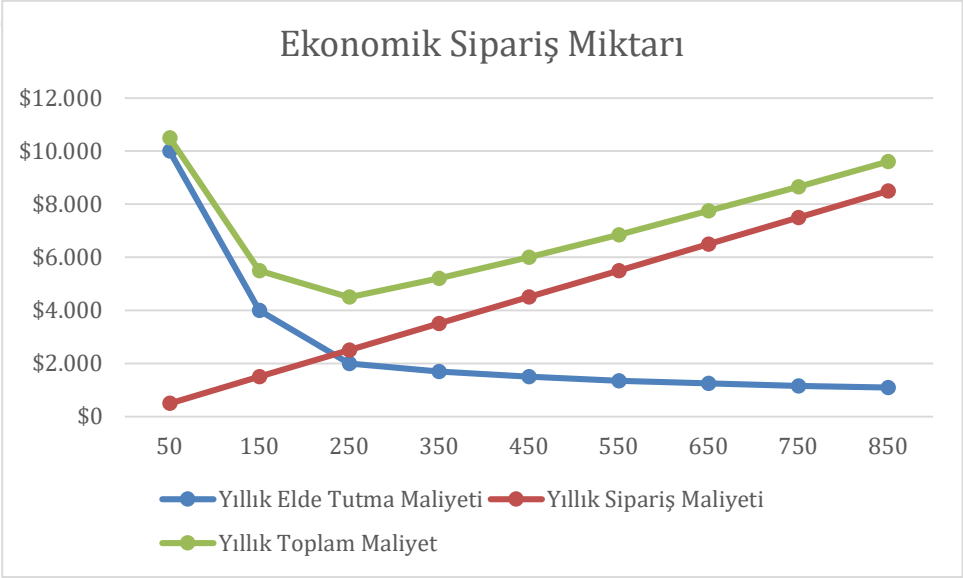
Ekonomik sipariş miktarı, bir firmanın stokta bulundurma maliyeti, yok satma maliyeti ve sipariş maliyeti gibi stok maliyetlerini azaltmak için vermesi gereken optimum sipariş miktarıdır. Ekonomik sipariş miktarı, üretmek, perakende satış yapmak veya başka bir amaç için stok tutmak zorunda olan firmalar tarafından kullanılan etkili bir yöntemdir. Ekonomik sipariş miktarı modelinde ele alınan maliyetler elde tutma ve sipariş verme maliyetleridir. Farklı modellerde elde tutma maliyeti, ürünün birim fiyatının bir yüzdesi olarak ta alınabilir, bu durumda birim maliyet te hesaplamalara katılır. Ekonomik sipariş miktarı toplam maliyeti, yani elde tutma ve sipariş verme maliyetlerinin toplamını en aza indirgeyen miktar olarak hesaplanır.

En basit ekonomik sipariş modelinde, yıllık talep sabittir. Yıllık talep eşit aralıklarla verilen siparişler ile karşılanır. Birbirini takip eden iki sipariş verme zamanı arasında geçen süre sabittir. Siparişlerin her biri, tam olarak teslim edilir, dolayısı ile bir sipariş ulaştığında, stok seviyesi en fazla değerine ulaşır. Talep doğrusal olduğu için eldeki stok miktarı bitene kadar doğrusal olarak azalır ve biter. Bir sonraki sipariş teslim anında tekrar en fazla stok miktarı oluşur. Ürünlerin fiyatları miktara veya zamana göre değişim göstermez (Öztürk, 2001).

Elde tutma maliyeti ortalama stok seviyesi ile ilgilidir. Her bir sipariş için, sipariş miktarı Q olarak alındığında, birim zaman başına ortalama stok seviyesi $\frac{Qt}{2t} = Q/2$ olduğu görülmektedir. Yıllık talep D, sipariş verme maliyeti A, elde stok tutma maliyeti

h, birim ürün maliyeti f olarak alındığında, elde stok tutma maliyeti $Qh/2$ olarak hesaplanabilir. Bununla birlikte yıllık talebin karşılanması için bir yılda D/Q kere sipariş verilmesi gerekir. Dolasıyı ile yıllık sipariş vermekten kaynaklanan maliyet DA/Q olarak hesaplanır. Bunlara ek olarak Q'dan bağımsız olarak, yıllık toplam D ürünün fiyatı Df'dir ve Q değerinin belirlenmesinde etkisi yoktur.

Şekil 5.1'de bir üretim sistemindeki ekonomik sipariş miktarı modeline göre hesaplanan ve Q'ya bağlı olan yıllık toplam maliyet, (elde stok tutma ve sipariş verme) , farklı miktarlar için verilmiştir. Burada görüldüğü gibi, yıllık toplam maliyeti en aza indiren ekonomik sipariş miktarı elde tutma ve sipariş verme maliyetlerinin birbirine eşit olduğu noktada gerçekleşmektedir.



Şekil 5.1: Ekonomik Sipariş Miktarı

Ürün fiyatının da dahil olduğu toplam yıllık maliyet TM aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$TM = \frac{AD}{Q} + \frac{hQ}{2} + fD \qquad (5.1)$$

Toplam maliyeti en aza indirgeyen Q değerinin bulunması için, toplam maliyet fonksiyonunun Q'ya göre birinci türevi alınıp sıfıra eşitlenir. Alternatif olarak, en az elde stok tutma ve sipariş verme maliyetini birbirine eşitleyerek de aynı Q değerine ulaşılabilir. Her iki yöntemle de aşağıdaki ekonomik sipariş miktarına ulaşılır.

$$Q^* = \sqrt{\frac{2AD}{h}} \tag{5.2}$$

Ekonomik sipariş miktarı, öngörülen siparişi karşılarken stok maliyetini en aza indirmek için kullanılan matematiksel bir modeldir. Ekonomik sipariş miktarı bağımsız bir talep için yeniden sipariş noktasını hesaplamayı amaçlar (Fithri, Hasan ve Asri, 2019).

5.2. Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli

Ekonomik sipariş miktarı modeli, miktar indirimindeki iskontoyu dikkate almamaktadır. Bir şirketin yüksek adetlerdeki siparişleri daha düşük birim maliyet, daha düşük sipariş maliyeti ve daha düşük taşıma maliyeti yararları sağlarken aynı zamanda daha yüksek envanterde tutma maliyeti, daha yüksek sermaye giderleri gibi negatif etkilere de neden olmaktadır.

Bazı ürün satışı yapan firmalar taleplerindeki dalgalanmaya göre bazı dönemler fiyat iskontosu sağlayarak daha yüksek miktarlarda satış sağlayarak stoklarını azaltmak veya üretim planlarını dengelemek isteyebilirler. Bu amaçla satış hacmi arttıkça daha yüksek oranda indirim yapacaklarını bildirirler.

Stok kontrol modellerinde fiyat indiriminin en önemli sonuçlarından biri sipariş hacmindeki artıştır. Tedarikçi, daha büyük sipariş hacminin getirdiği ölçek ekonomilerinden yararlanmak için bu alternatifi sunar. Sonuç olarak, bir fiyat indirimi potansiyel yeni müşterilere avantajlı bir alternatif sağlar. Bu da müşterileri bir kerede daha büyük siparişler vermeye motive eder. Fiyat kıyaslamasına, fiyat değişimine ve fiyat indirimine dayanan modeller, miktar indirimini değerlendiren modellerdir (Öztürk 2001).

Miktar indirimli ekonomik sipariş modelinin tüm varsayımları ekonomik sipariş miktarı modeli ile aynı olmakla birlikte aralarındaki fark miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı modelinde birim başına maliyetin değişiklik göstermesidir. Miktar temelli indirim söz konusu olduğunda modeldeki temel gaye maliyet eğrisi içindeki en ekonomik sipariş miktarının tespit edilmesidir. Bu modellerde birden fazla birim maliyet olduğu için her eşik değer için ekonomik sipariş Miktarı hesaplanmalı ve her bir eşik değer için yıllık toplam maliyet tespit edilmelidir (Sana ve Chaudhuri, 2008).

Sıklıkla kullanılan miktar indirimli modeller tüm birim miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı ve artımlı indirim ekonomik sipariş miktarı modelidir. Artımlı indirim modelinde satıcı eşik miktar öncesi olan ürünleri daha az indirimli satarken, farklı

eşiklerde yeni indirim oranı belirlemektedir ve indirim sadece eşik miktardan sonraki ürünler için geçerlidir. Tüm birim miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı modelinde ise indirim için gerekli eşik değer geçildiğinde indirim tüm ürünlere uygulanmaktadır (Munson ve Jackson, 2014).

5.2.1. Tüm Birim Miktar İndirimli Model

Tüm birim miktar indirimli modellerde, sipariş verilecek miktar arttıkça, belli aralıklar ile ürün birim fiyatında bütün miktarlar için indirimler yapılır. Burada sipariş miktarının aralıkları ile fiyat indirimi arasında belli bir oransal ilişki olması gerekli değildir, aralık kırılımları farklılık gösterebilir. Örneğin, üç farklı miktar aralığı olan bir tüm birim indirimli modelde aralık belirlemeleri a, b, c sınırları için, miktar aralıklarındaki fiyatlar $f_i, i = 1,2,3$ olacak şekilde aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

Çizelge 5.1: Miktar Aralıkları

i	Miktar Aralığı	Birim Fiyat
1	$Q_a \leq Q < Q_b$	f_1
2	$Q_b \leq Q < Q_c$	f_2
3	$Q_c \leq Q$	f_3

Sadece ürün siparişi için maliyetler $U(Q)$ olarak ifade edildiğinde ürün sipariş maliyetleri aşağıdaki gibidir.

$$U(Q) = \begin{cases} f_1 Q, & Q_a \leq Q < Q_b \\ f_2 Q, & Q_b \leq Q < Q_c \\ f_3 Q, & Q_c \leq Q \end{cases} \tag{5.3}$$

Elde tutma maliyetinin fiyata bağlı olarak bir I, $0 < I < 1$ katsayısı ile değiştiği düşünülürse, $h_i = I f_i$ olarak yazılabilir. Bu durumda her bir miktar aralığı için ilgili elde tutma maliyetine göre en uygun Q_i^* değeri belirlenir. Her bir aralık için önce,

$$Q_i = \sqrt{\frac{2AD}{h_i}} \tag{5.4}$$

değeri hesaplanır. Bu değer eğer ilgili aralık sınırları içerisinde yer alıyorsa, bu aralık için $Q_i^* = Q_i$ olarak belirlenir ve bu durumda Q_i^* bütün problemin aday çözümlerinden biridir. Eğer Q_i, aralığın üst sınırından büyükse, en iyi çözümün bu aralıktan gelmeyeceği kanaatine varılır. Eğer Q_i, aralığın alt sınırından küçükse, Q_i^* aralığın alt sınırına eşit

olarak alınır. Bulunan Q_i^* değerlerine ve ilgili i aralığına göre, toplam maliyetler aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$TM_i = Df_i + \frac{AD}{Q_i^*} + h_i \frac{Q_i^*}{2} \tag{5.5}$$

Toplam maliyeti en aza indirgenen aralık için seçilen Q_i^* değeri, en uygun sipariş miktarı olarak belirlenmektedir (Nahmias ve Olsen, 2015).

5.2.2. Artırımlı İndirim Sipariş Miktarı Modeli

Artırımlı indirim sipariş miktarı modelinde, uygulanan indirimler, sadece miktar aralıklarındaki ürün sayılarını kapsar ve bütün ürünlere aynı miktarda indirim uygulanmamaktadır. Örneğin, çizelge 5.1'deki indirim miktarlarının artırımlı indirim sipariş miktarları olduğu durum ele alındığında, birim fiyatlardan kaynaklanan maliyetler aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$U(Q) = \begin{cases} f_1 Q, & Q_a \le Q < Q_b \\ f_1 Q_b + f_2(Q_c - Q), & Q_b \le Q < Q_c \\ f_1 Q_b + f_2(Q_c - Q_b) + f_3(Q - Q_c), & Q_c \le Q \end{cases} \tag{5.6}$$

Bu modelde ortalama birim fiyat maliyeti, miktar aralıklarındaki değişikliğe göre farklılık gösterdiği için, bütün birim maliyet indirimdeki yapıdan farklılık göstermektedir. Bütün birim maliyet indirimi modelinde ortalama birim fiyat bütün birimlere göre sabit olmakla birlikte, artırımlı indirim sipariş modelinde ortalama birim fiyat maliyeti değişmektedir.

$$\frac{U(Q)}{Q} = \begin{cases} f_1, & Q_a \le Q < Q_b \\ \dfrac{f_1 Q_b}{Q} + \dfrac{f_2(Q_c - Q)}{Q}, & Q_b \le Q < Q_c \\ \dfrac{f_1 Q_b}{Q} + \dfrac{f_2(Q_c - Q_b)}{Q} + \dfrac{f_3(Q - Q_c)}{Q}, & Q_c \le Q \end{cases} \tag{5.7}$$

Bu durumda yıllık ortalama elde tutma maliyetleri de değişmektedir ve $I\left(\frac{U(Q)}{Q}\right)$ olarak alınması gerekir. Artırımlı indirim sipariş modelinde ortalama yıllık maliyet fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$TM = D\frac{U(Q)}{Q} + A\frac{D}{Q} + I\left(\frac{U(Q)}{Q}\right)\frac{Q}{2} \tag{5.8}$$

Toplam maliyeti en aza indirgeyen ve ilgili miktar aralığında olan Q değeri, en uygun sipariş miktarı olarak ifade edilir. Ele alınan örnekte, bu durumda üç ayrı miktar aralığı için, aşağıdaki üç ayrı toplam maliyet fonksiyonu yazılabilir (Nahmias ve Olsen, 2015).

$$TM_1 = Df_1 + A\frac{D}{Q} + I(f_1)\frac{Q}{2} \tag{5.9}$$

$$TM_2 = D\left(\frac{f_1 Q_b}{Q} + \frac{f_2(Q_c - Q)}{Q}\right) + A\frac{D}{Q} + I\left(\frac{f_1 Q_b}{Q} + \frac{f_2(Q_c - Q)}{Q}\right)\frac{Q}{2} \tag{5.10}$$

$$\begin{aligned} TM_3 = {} & D\left(\frac{f_1 Q_b}{Q} + \frac{f_2(Q_c - Q_b)}{Q} + \frac{f_3(Q - Q_c)}{Q}\right) + A\frac{D}{Q} \\ & + I\left(\frac{f_1 Q_b}{Q} + \frac{f_2(Q_c - Q_b)}{Q} + \frac{f_3(Q - Q_c)}{Q}\right)\frac{Q}{2} \end{aligned} \tag{5.11}$$

Bu çalışmada, ele alınan problem için uygun olan bütün birim indirim miktarı modeli ele alınmıştır.

6.UYGULAMA

Uygulama aşamasında tekli ve çoklu modeller ayrı ayrı incelenmiştir. Tekli modeller için değişken olarak USD/TL kuru belirlenmiş ve USD/TL kurunun geçmiş değerlerinin bu kurun gelecekteki değerlerini ne ölçüde açıkladığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Burada 04.01.2016 ile 16.11.2021 tarihleri arasındaki USD/TL kuru haftalık kapanış verileri kullanılarak modele 307 adet gözlem değeri eklenmiştir. Çoklu modelde ise 97 adet gözlem değeri kullanılarak USD/TL kuru bağımlı değişken olarak, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Dış Ticaret Dengesi bağımsız değişkenler olarak belirlenerek tahmin modelleri oluşturulmaya çalışılmıştır.

Çoklu modelde, 1998 yılı 1.çeyreğinden 2022 yılı 1. Çeyreğine kadar çeyreklik bazda USD/TL kuru, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Dış Ticaret Dengesi verileri kullanılmıştır. Tekli modeller için ARIMA ve EGARCH metodları, çoklu model için NARDL metodu kullanılmıştır. Tüm modellerde kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmıştır. Bu modellerin analizi için Eviews (Eviews 12 Student Version) istatistiki analiz paket programından faydalanılmıştır.

Çizelge 6.1: Betimleyici İstatistikler

	USD/TL	GSYİH	DENGE	USD/TL*
Gözlem Sayısı	97	97	97	307
Ortalama	2,562	158.778	-393.011	5,350
S. Sapma	2,417	64.429	320.804	1,882
Minimum	0,223	48.255	-942.239	2,82
Maksimum	13,927	255.074	-2.994	9,935
Medyan	1,565	183.189	-298.263	5,449
Çarpıklık	2,260	-0,420	-0,320	0,350
Basıklık	5,920	-1,260	-1,460	-1,030
Jarque-Bera	204,853	9,103	10,118	99,702
JB p Değeri	0,000	0,001	0,006	0,000
Anderson Darling	9,313	3,392	4,003	33,727
AD p Değeri	0,000	0,000	0,000	0,000

Çizelge 6.1'de kullanılan değişkenlerin betimleyici istatistikleri yer almaktadır. * sembolü ile belirtilen veri kümesi haftalık veriler ile oluşturulan USD/TL kuru veri

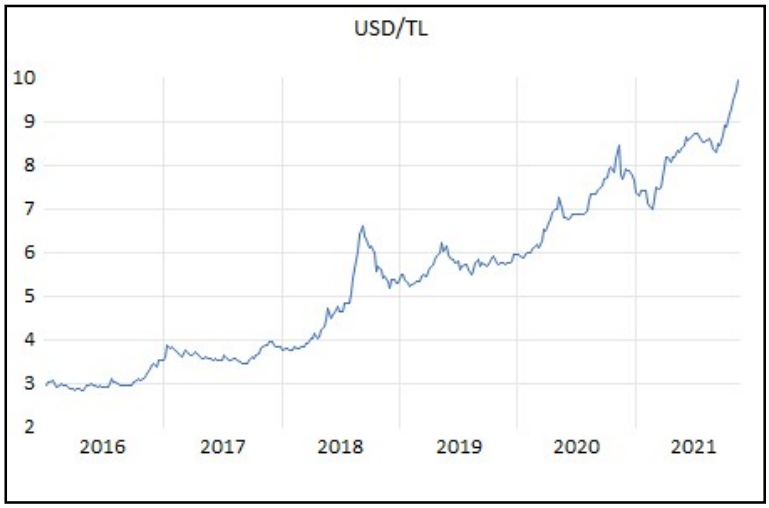
kümesini ifade ederken diğer üç veri kümesi çeyreklik zaman dilimleri ile toplanan veri kümelerini ifade etmektedir. Betimleyici istatistikler incelendiğinde standart sapmalar veri kümelerinin değişkenleri hakkında bilgi vermektedir.

Jarque-Bera testi, modelin normallik varsayımının doğru olup olmadığını belirler. Jarque-Bera testinin değerinin 5'ten küçük, p değerinin 0.05'ten büyük olması normallik varsayımını destekler.

Ayrıca, Jarque-Bera ve Anderson Darling p değerlerine bakıldığında, p değerleri 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için her dört veri kümesinin de normal dağılıma uymadığı görünmektedir. Hem Jarque-Bera p değeri hem de Anderson Darling p değerleri incelendiğinde yokluk hipotezi reddedilmiştir ve alternatif hipotez olan veri kümelerinin normal dağılım göstermediği kabul edilmiştir.

6.1. Tekli Modeller

04.01.2016 ile 16.11.2021 tarihleri arasındaki USD/TL kuru haftalık kapanış fiyatı verileri ile oluşturulmuş bir zaman serisi grafiği Şekil 6.1'de verilmiştir. Her ne kadar grafikte yükselen bir trend görünse de korelogram ve birim kök testi yardımı ile durağanlık kontrol edilebilir. Tahmin modellerinin uygun kurgulanabilmesi için kullanılan veri kümesinin ortalama ve varyans bakımından durağanlığın test edilmesi gerekmektedir.

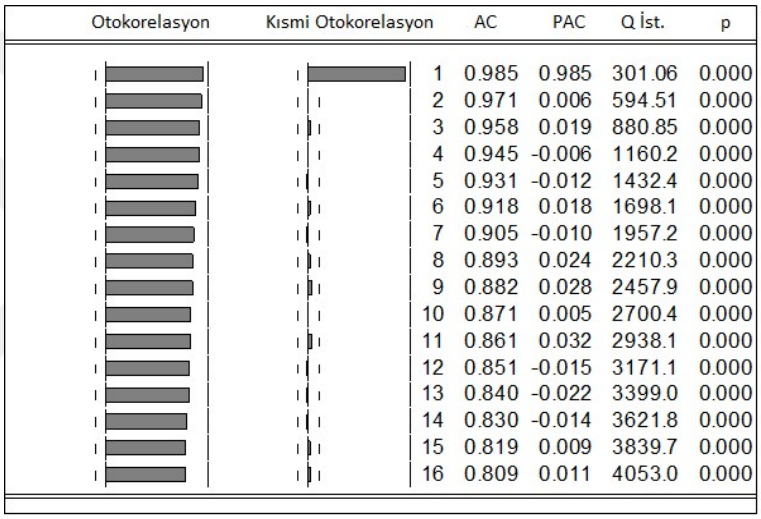


Şekil 6.1: USD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği

USD/TL kuru zaman serisi grafiğinde de görüldüğü üzere Türk Lirası geçen yıllar boyunca Amerikan Doları karşısında değer kaybetmiştir. Bu değer kaybedişi zaman serisi grafiğinde görsel olarak algılanabilen bir trend oluşturmuştur. Bazı dönemlerde de

USD/TL grafiğinde sert düşüşler meydana gelmesine rağmen bu düşüşler kalıcı olamamıştır. Yani, Türk Lirasının belli dönemlerde yaşadığı değer kazancı orta ve uzun vadede tekrar yerini değer kaybına bırakmıştır.

Şekil 6.2'de yer alan korelogramda görüldüğü üzere AC değeri yavaş yavaş azalırken, PAC değeri hızlı bir şekilde azalmıştır. Gözlem değerleri arttırılarak korelogram tekrar incelendiğinde AC değerleri yavaş yavaş sıfıra yaklaşmakta ve daha sonrasında negatif bölgeye geçerek artmaktadır. Bu durum zaman grafiğinde görülen trendi doğrulamaktadır ve mevcut serinin durağan olmadığını göstermektedir. Bu aşamadan sonra uygulanacak bir başka yöntemde birim kök testidir. Yapılacak birim kök testi ile serinin durağanlığı konusunda daha güçlü çıkarımlar yapılabilir.



	Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q İst.	p
1			0.985	0.985	301.06	0.000
2			0.971	0.006	594.51	0.000
3			0.958	0.019	880.85	0.000
4			0.945	-0.006	1160.2	0.000
5			0.931	-0.012	1432.4	0.000
6			0.918	0.018	1698.1	0.000
7			0.905	-0.010	1957.2	0.000
8			0.893	0.024	2210.3	0.000
9			0.882	0.028	2457.9	0.000
10			0.871	0.005	2700.4	0.000
11			0.861	0.032	2938.1	0.000
12			0.851	-0.015	3171.1	0.000
13			0.840	-0.022	3399.0	0.000
14			0.830	-0.014	3621.8	0.000
15			0.819	0.009	3839.7	0.000
16			0.809	0.011	4053.0	0.000

Şekil 6.2: USD/TL Kuru Korelogram Diyagramı

Durağanlık analizinde yaygın olarak kullanılan testler Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleridir. Bu testler yardımıyla bir zaman serisinde birim kökün olduğu yokluk hipotezi test edilir. Bu testler neticesinde elde edilen p değeri anlamlılık düzeyi ile karşılaştırılarak birim kökün mevcut olup olmadığına karar verilir.

Birim kök testi yapılan USD/TL kuru serisinin p değeri Çizelge 6.2'de de görüldüğü gibi 0.05 anlamlılık değerinden büyük olduğu için serinin durağan olmadığı sonucuna varılabilir. Serinin durağan olmadığı zaman grafiği birim kök testi ve korelogram ile de doğrulanmıştır. Seriyi durağan hale getirmek için birinci mertebeden fark alma işlemi yaparak birinci fark alınarak bulunan yeni serinin durağan olup olmadığı kontrol edilmelidir. Fark alma işlemi ile ardışık gözlem değerleri birbirinden çıkarılarak yeni bir zaman serisi elde edilmektedir. Ardışık gözlem değerleri arasındaki farklar ile

durağan bir zaman serisi elde edilebilirse bu durumda incelediğimiz zaman serisinin birinci mertebeden entegre bir zaman serisi olduğu tespit edilmiş olur ve $I(1)$ şeklinde ifade edilir. Birinci mertebeden fark alma işlemi sırasında durağanlık sağlanamıyorsa bazı dönüşüm yöntemlerinden yararlanılabilir. Serinin zaman grafiği de dönüşüm metoduna karar vermek amacıyla kullanılır. Doğrusal olmayan trend durumunda da farklı dönüşüm yöntemleri kullanılabilir. Örneğin, yükseliş trendine sahip USD/TL kuru zaman serisinde parite değeri 10 TL iken %10'luk bir yükseliş USD/TL kurunu 1 TL arttırırken, parite değeri 20 TL iken %10'luk bir yükseliş USD/TL kurunu 2 TL arttıracaktır. Bu durum fark alma işleminden sonra zaman serisinin durağan olmamasına sebebiyet vereceği için böyle bir durumda Logaritma, Karekök alma vb. dönüşüm yönteminden yararlanılabilir. Örneğin, üstel artış gösteren bir zaman serisinde logaritma alma işlemi trendi doğrusal hale getirmeye yardımcı olabilir. Logaritma alınan zaman serisi paritenin yükselişinden kaynaklı değişimleri daha düzenli bir yapıya kavuşturacaktır ve zaman serisi tahmin edilebilir bir modele oturacağı için daha doğru tahminler yapılacaktır.

Çizelge 6.2: Birim Kök Testleri

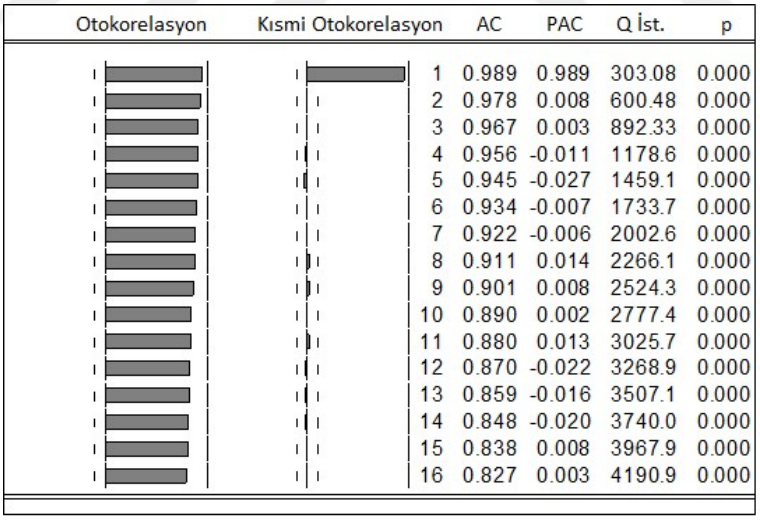
	ADF	p Değeri	PP	p Değeri
USD/TL	1,073	0,9973	0,807	0,9941
LUSD/TL	0,174	0,971	-0,099	0,947
DLUSD/TL	-15,238	0	-15,599	0

USD/TL kuru verisinde logaritma alma işlemi yapılarak oluşturulmuş zaman serisi grafiği Şekil 6.3'de verilmiştir. Bir önceki zaman serisi grafiği ile karşılaştırıldığında trend daha düzenli bir şekilde gözlemlenebilmektedir. Bu trend serinin henüz durağan olmadığına yönelik ilk izlenimleri verse de fark alma işleminden sonra ortalama bakımından durağan bir seri elde edilebileceği öngörülmektedir. Bu grafikte Türk Lirasının Amerikan Doları karşısında değer kaybı daha istikrarlı bir şekilde ortaya konmaktadır.



Şekil 6.3: Logaritma alma işlemi yapılmış USD/TL Kuru

Bir sonraki adım olarak yapılacak işlem, logaritma alma işlemi yapılan seri için korelogram incelemesi yapmaktır. Şekil 6.4'de yer alan korelogramda AC değeri yavaş yavaş azalırken, PAC değeri hızlı bir şekilde azalmıştır. Gözlem değerleri arttırılarak korelogram tekrar incelendiğinde AC değerleri yavaş yavaş sıfıra yaklaşmakta ve daha sonrasında negatif bölgeye geçerek artmaktadır. Bu da zaman grafiğinde görülen trendi doğrulamaktadır ve mevcut serinin durağan olmadığını göstermektedir. Bu aşamadan sonra logaritma alma işlemi yapılmış olan seri için birim kök testi yapılmalıdır.

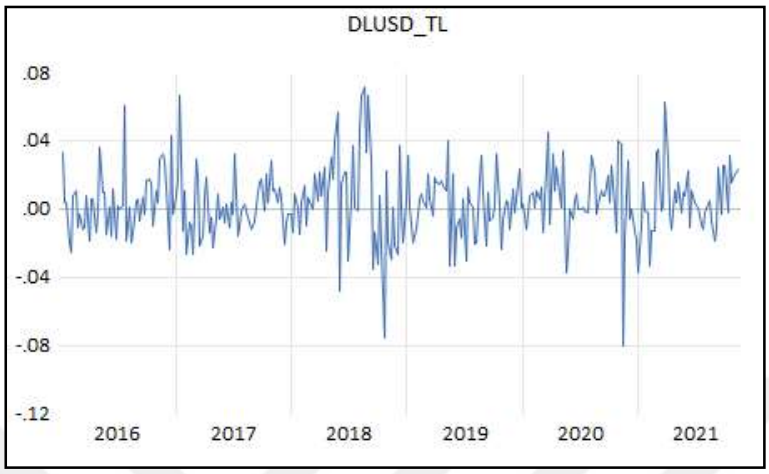


	AC	PAC	Q İst.	p
1	0.989	0.989	303.08	0.000
2	0.978	0.008	600.48	0.000
3	0.967	0.003	892.33	0.000
4	0.956	-0.011	1178.6	0.000
5	0.945	-0.027	1459.1	0.000
6	0.934	-0.007	1733.7	0.000
7	0.922	-0.006	2002.6	0.000
8	0.911	0.014	2266.1	0.000
9	0.901	0.008	2524.3	0.000
10	0.890	0.002	2777.4	0.000
11	0.880	0.013	3025.7	0.000
12	0.870	-0.022	3268.9	0.000
13	0.859	-0.016	3507.1	0.000
14	0.848	-0.020	3740.0	0.000
15	0.838	0.008	3967.9	0.000
16	0.827	0.003	4190.9	0.000

Şekil 6.4: Logaritma alma işlemi yapılmış USD/TL Kuru Korelogram Diyagramı

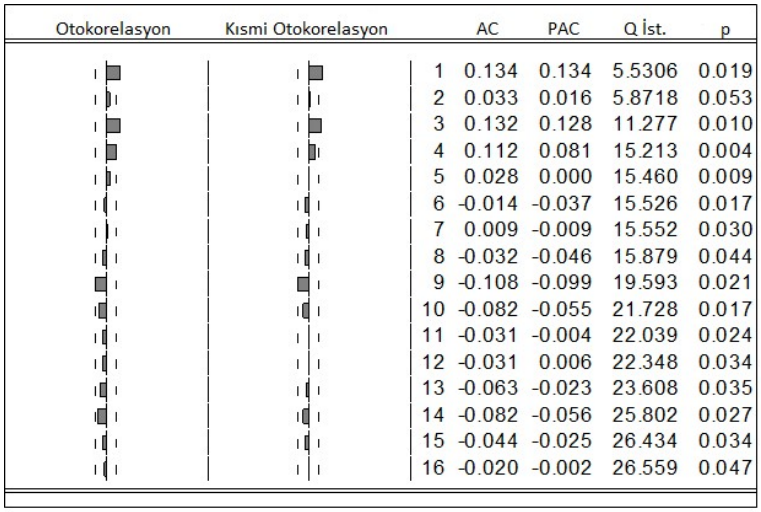
Birim kök testi yapılan LUSD/TL kuru serisinin p değeri Çizelge 6.2'de de görüldüğü gibi 0.05 anlamlılık değerinden yüksek olduğu için seri ortalama bakımından durağan değildir. Seriyi durağan hale getirmek için birinci mertebeden fark alma işlemi yaparak yeni serinin durağan olup olmadığı kontrol edilmelidir. Fark alma işlemi yapıldıktan sonra oluşturulan yeni zaman serisi DLUSD grafiği Şekil 6,5'de yer

almaktadır. Seride daha önce var olan trend yerini durağanlığa bırakmış gibi görünse de ara ara meydana gelen şoklar ile tahmin edilmesi zor bir veri kümesinin ilk izlenimleri gözlenmektedir. Bu durum ortalama bakımında durağanlık sağlansa da varyans bakımından durağanlığın incelenmesi gerektiği izlenimi vermektedir.



Şekil 6.5: 1.mertebeden Fark Alma ve Logaritma alma işlemi yapılmış USD/TL Kuru

DLUSD//TL serisine de birim kök testi uygulanmıştır. Çizelge 6.2'de görüleceği üzere p değeri 0.05 anlamlılık değerinde küçük çıkmıştır. Yani son durumda elde edilen seride birim kök yoktur ve LUSD serisi birinci mertebeden entegre bir zaman serisidir. Daha sonrasında uygulanan fark alma işlemi de ortalama bakımında durağan bir seri elde edilmesini sağlamıştır.



	AC	PAC	Q İst.	p
1	0.134	0.134	5.5306	0.019
2	0.033	0.016	5.8718	0.053
3	0.132	0.128	11.277	0.010
4	0.112	0.081	15.213	0.004
5	0.028	0.000	15.460	0.009
6	-0.014	-0.037	15.526	0.017
7	0.009	-0.009	15.552	0.030
8	-0.032	-0.046	15.879	0.044
9	-0.108	-0.099	19.593	0.021
10	-0.082	-0.055	21.728	0.017
11	-0.031	-0.004	22.039	0.024
12	-0.031	0.006	22.348	0.034
13	-0.063	-0.023	23.608	0.035
14	-0.082	-0.056	25.802	0.027
15	-0.044	-0.025	26.434	0.034
16	-0.020	-0.002	26.559	0.047

Şekil 6.6: Logaritma ve Fark Alma İşlemi Yapılmış USD/TL Kuru Korelogram Diyagramı

Şekil 6.6'da Logaritma ve fark Alma işlemleri yapılan zaman serisinin korelogramı yer almaktadır. Burada AC ve PAC değerleri incelendiğinde daha önceki korelogramdan farklı olarak AC değerinde düzenli bir azalış görülmemektedir.

Korelogram ile ARIMA modeli kurulurken AC ve PAC değerli anlamlı olan gözlem değerleri kullanılır. Ancak buradaki korelogram incelendiğinde ikinci AC değerinin 0.05 düzeyinde anlamlı olduğu görülür. Diğerlerinin p değeri 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük olarak görünmektedir. Bu sebeple, daha fazla gecikmenin göz önüne alınması düşünülmemiştir. İlk dört gecikmenin varyasyonları ile çeşitli ARIMA modelleri oluşturularak sonuçlar incelenecektir.

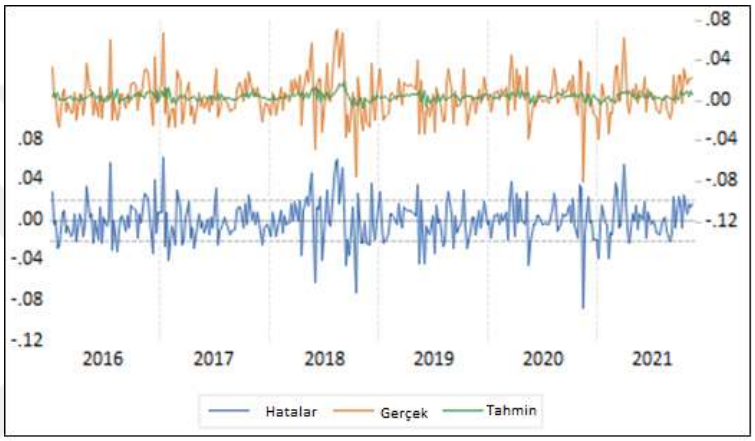
Korelogram incelendiğinde AC ve PAC değerlerine göre çeşitli ARIMA modelleri oluşturularak bu modeller istatiksel olarak karşılaştırılmıştır. Burada Durbin-Watson (DW) istatistiği ARIMA (p, d, q) modellerinden elde edilen artıklardaki otokorelasyonu test etmeye olanak sağlamaktadır. DW değeri daima 0 ile 4 arasında değer almaktadır ve 2 değeri örneklemde algılanan otokorelasyon olmadığını ifade etmektedir. Bu değer 0 ile 2 arasında ise pozitif, 2 ile 4 arasında ise negatif otokorelasyon olduğu anlamına gelir.

Çizelge 6.3: ARIMA Modelleri

ARIMA(P, D, Q)	**Adj. R^2**	**AIC**	**SIC**	**DW**
$P = 1, D = 1, Q = 1$	0,016	-4,937	-4,888	1,980
$P = 1, D = 1, Q = 0$	0,011	-4,936	-4,899	1,996
$P = 2, D = 1, Q = 0$	-0,005	-4,919	-4,882	1,740
$P = 0, D = 1, Q = 2$	-0,005	-4,919	-4,882	1,736
$P = 0, D = 1, Q = 1$	0,011	-4,936	-4,899	1,990
$P = 2, D = 1, Q = 2$	-0,005	-4,915	-4,867	1,756
$P = 3, D = 1, Q = 0$	0,011	-4,935	-4,889	1,752
$P = 3, D = 1, Q = 1$	0,022	-4,943	-4,894	1,988
$P = 3, D = 1, Q = 2$	0,008	-4,929	-4,880	1,754
$P = 3, D = 1, Q = 3$	0,008	-4,929	-4,881	1,752
$P = 3, D = 1, Q = 4$	0,018	-4,939	-4,891	1,757
$P = 0, D = 1, Q = 3$	0,011	-4,936	-4,899	1,751
$P = 1, D = 1, Q = 3$	0,023	-4,944	-4,895	1,992
$P = 2, D = 1, Q = 3$	0,008	-4,929	-4,881	1,754

Yukarıda yer alan sonuçlar incelendiğinde tüm modellerin açıklayıcılıkları oldukça düşük olsa da en uygun model ARIMA(1,1,3) modelidir. Bu model düzeltilmiş R^2, AIC, SIC ve Durbin-Watson İstatistiğine göre diğer modellerden daha üstündür. Açıklayıcılık değerlerinin oldukça düşük olması sebebiyle bu model ile yapılacak tahminlerin hata terimlerinin çok yüksek olması beklenmekte olup yapılacak planlamalarda kullanılması pek mümkün görünmemektedir.

Aşağıdaki grafikte hata terimleri incelendiğinde tahmin değerlerinin gerçekleşen değerlerden çok uzak olduğu ve bunun sebebinin modelin açıklayıcılığının düşük kalması sonucu meydana geldiği gözlemlenmektedir.



Şekil 6.7: ARIMA (1,1,3) Modeli Hata Terimleri

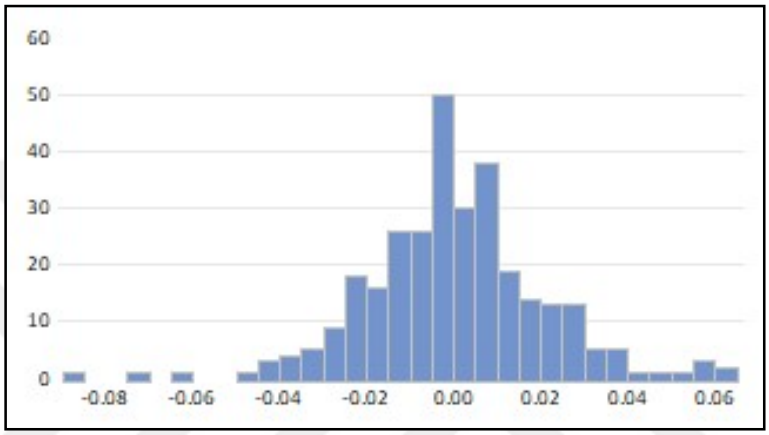
Daha sonra hata terimlerini normal dağılıma uygun olup olmadığını kontrol etmek için normal dağılım testleri yapılmıştır. Jarque-Bera (JB) testi, modelin normallik varsayımının doğru olup olmadığını belirler. Jarque-Bera testinin değerinin 5'ten küçük, p değerinin 0.05'ten büyük olması normallik varsayımını destekler. Anderson Darling (AD) testi de ele alınan serinin normal dağılımdan farklılığını incelemektedir (Teyyare, 2018).

Yapılan bu testler neticesinde hem Anderson Darling hem de Jarque-Bera p değerleri 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için hataların normal dağılıma uygun olmadığı sonucuna varılmıştır. Çizelge 6.4'te yapılan normal dağılım testlerinin test istatistikleri yer almaktadır. Buradan da görüleceği üzere yokluk hipotezleri reddedilerek hataların normal dağılıma uygun olmadığını ifade eden alternatif hipotez kabul edilmiştir.

Çizelge 6.4: Normal Dağılım Testleri

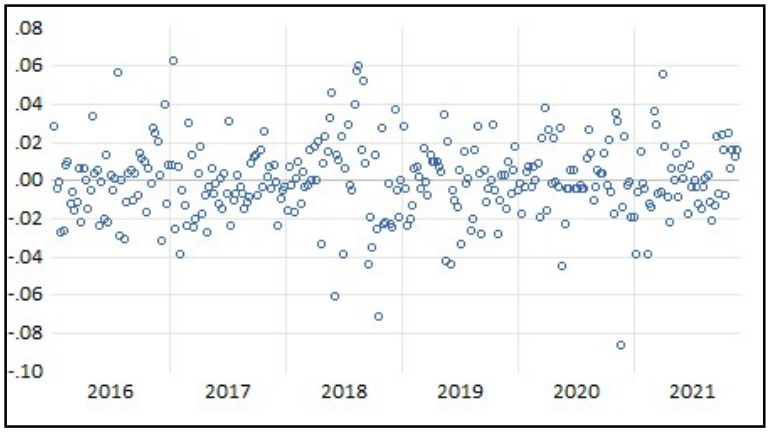
Anderson Darling	AD p Değeri	Jarque-Bera	JB p Değeri
107,458	0,000	40,360	0,000

Şekil 6.8 ise ARIMA (1,1,3) modeline ait hataların oluşturduğu histogram diyagramını göstermektedir. Görsel olarak normal dağılıma benzer bir şekil oluşmuş olsa da yapılan hipotez testleri hata dağılımlarının normal dağılıma uygun hareket etmediğini göstermektedir.



Şekil 6.8: ARIMA (1,1,3) Modeli Hataların Normal Dağılım Testi

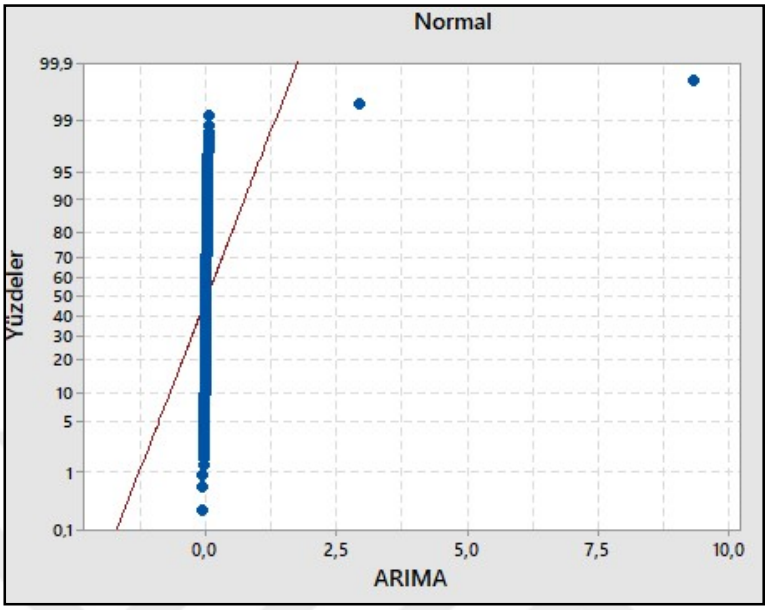
Şekil 6.9'da ise ARIMA (1,1,3) modeline ait olan tüm hata dağılımlarının bir nokta olarak ifade edildiği nokta grafiği yer almaktadır. Bu grafikte de görüleceği üzere bazı dönemlerde tahmin değerleri ile gerçekleşen değerler arasındaki fark azalırken bazı dönemlerde bu fark artmıştır.



Şekil 6.9: ARIMA (1,1,3) Modeli Hataların Nokta Grafiği

Şekil 6.10'da ARIMA (1,1,3) modeline ait olan hataların küçükten büyüğe doğru sıralanması yardımıyla hataların yüzdelik dilimlerinin normal dağılıma uygunluğunu

gösteren hataların nokta grafiği yer almaktadır. Bu grafik incelendiğinde daha önceki sınamalar ve grafiklerde de görüleceği üzere hatalar kümesi normal dağılıma uygun hareket etmemektedir.



Şekil 6.10: ARIMA (1,1,3) Modeli Hataların Normal Noktasal Dağılımı

Değişkenlik karşısında ARIMA Modelinin yeterince cevap verememesinden dolayı veri kümesinde ARCH etkisi incelenmek istenmiştir. Bu sebeple heteroskadastisite testi uygulanmıştır. Yapılan testte çizelge 6.5'de de görüldüğü gibi p değeri 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için ARCH etkisi varlığı kabul edilir.

Çizelge 6.5: Heteroskedastisite Testi (ARCH)

F İstatistiği	6,999	**AIC**	-11,458
P Değeri	0,008	**SC**	-11,434
Ki Kare P değeri	0,008	**DW İstatistiği**	2,028
R^2	0,022	**Düzetilmiş R^2**	0,019

Açıklayıcılığı arttırmak için değişen koşullu varyans kavramından bir yöntem belirlenerek model parametreleri oluşturulmuştur. Şekil 6.1'de USD/TL kuru zaman serisi grafiği incelendiğinde hareketler aşağı yönlü sınırlı kalırken, genellikle yukarı yönlü daha sert tepkilerle ilerlemiştir. Yani zaman serisi grafiği asimetrik bir model izlenimi vermiştir. Bu sebeple koşullu değişen varyans kavramında asimetrik GARCH olarak da adlandırılan EGARCH modeli kullanılarak veri seti modellenerek incelenmiştir. EGARCH(1,1,1) modeli student's-t, genelleştirilmiş hatalar (GED) ve Normal hata dağılımı yöntemleri ile ayrı ayrı modellenerek karşılaştırılmıştır. Çizelge 6.6'da yer alan

AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre en düşük değerlere sahip olan model en iyi model olarak belirlenmiştir. Buna göre, GED dağılımına göre oluşturulan model diğer modellere göre daha iyidir. Değişen varyans bir koşula bağlanabildiği ölçüde etkili bir tahmin modeline dönüşebilir. Burada önemli olan bu modelin ortalamasının sıfıra eşit olması ve geçmiş değerleri ile koşullu olmasıdır. Koşullu varyansın önceki dönemlerin hata kareleri ile ilişkili olabildiği göz önünde bulundurulması gereken bir durumdur.

Çizelge 6.6: EGARCH Modelleri

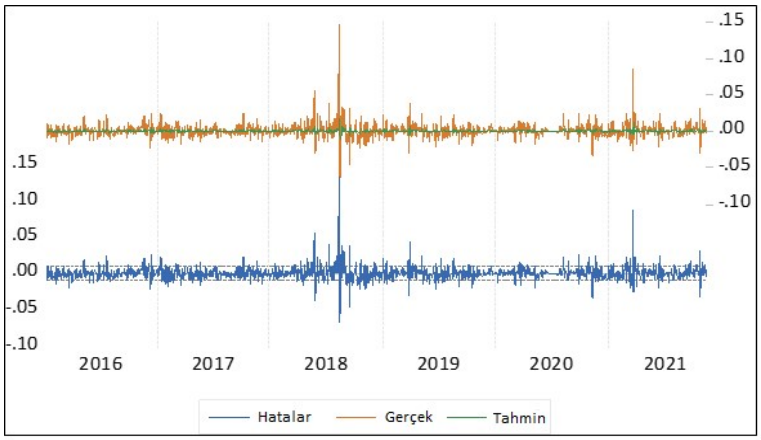
Model	**AIC**	**SIC**
EGARCH (1,1,1) Student's T	-5,094	-4,997
EGARCH (1,1,1) Normal	-5,082	-4,997
EGARCH (1,1,1) GED	-5,098	-5,000

GED dağılımı ile oluşturulan EGARCH $(1,1,1)$ modelinin detayları Çizelge 6.7'de yer almaktadır. Model değişkenleri incelendiğinde kurulan modelde AR(1)'in katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır. Düzeltilmiş R^2 değeri incelendiğinde bu değerin 0,024 gibi çok küçük bir değer olduğu gözlemlenmektedir. Yani oluşturulan EGARCH $(1,1,1)$ modelinin açıklayıcılığı çok düşüktür. Bu modele göre yapılacak tahminlerin yanılma olasılığı çok yüksek olması muhtemel olduğu için yapılacak planlama faaliyetlerinde bu modelin baz alınması uygun görülmemiştir.

Çizelge 6.7: EGARCH $(1,1,1)$ Modeli

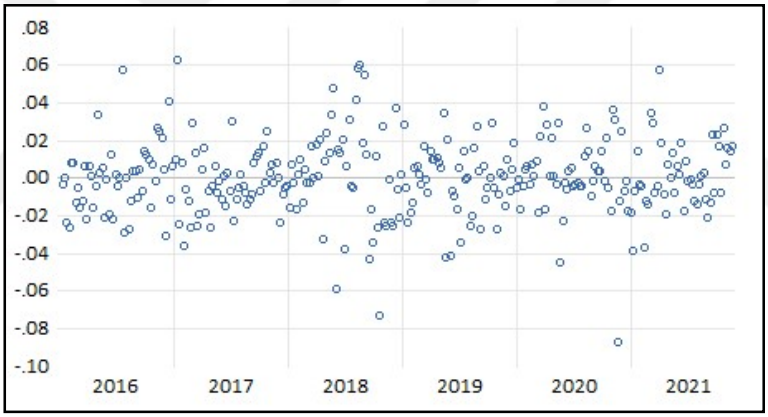
R^2	0,031
Düzeltilmiş R^2	0,024
DW İstatistiği	1,971
AIC	-5,098
SIC	-5,000

Şekil 6.11'de hata terimleri incelendiğinde tahmin değerlerinin gerçekleşen değerlerden çok uzak olduğu ve neredeyse hata terimlerinin gerçekleşen değerlere eşit olduğu gözlemlenmektedir. Bu durum tahmin modelinin açıklayıcılığının düşük olmasından kaynaklanmaktadır. Kurulan model bir tahmin kalıbı oluşturamamaktadır ve tahmin değerleri ile gerçekleşen değerleri arasındaki fark yüksek çıkmaktadır.



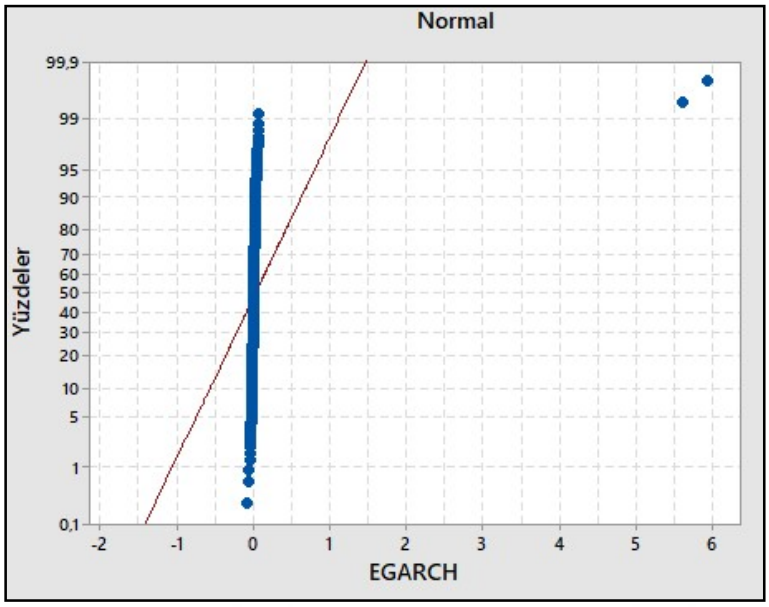
Şekil 6.11: EGARCH (1,1,1) Modeli Hata Terimleri

Şekil 6.12'de EGARCH (1,1,1) modeline ait hataların nokta grafiği yer almaktadır. Bu grafikte yer alan noktalar her bir hata değerini ifade etmektedir. Aslında grafikler incelendiğinde ARIMA modeline ait nokta grafiğine benzer bir grafik olduğu görülmektedir.



Şekil 6.12: EGARCH (1,1,1) Modeli Hataların Nokta Grafiği

Şekil 6.13'te EGARCH (1,1,1) modeline ait olan hataların küçükten büyüğe doğru sıralanması yardımıyla hataların yüzdelik dilimlerinin normal dağılıma uygunluğunu gösteren hataların nokta grafiği yer almaktadır. Bu grafik incelendiğinde daha önceki sınamalar ve grafiklerde de görüleceği üzere hatalar kümesi normal dağılıma uygun hareket etmemektedir.

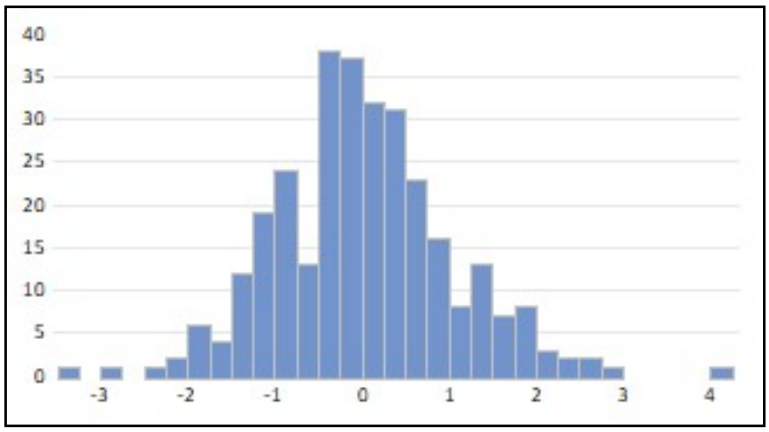


Şekil 6.13: EGARCH (1,1,1) Modeli Hataların Normal Noktasal Dağılımı

Daha sonra hata terimlerini normal dağılıma uygun olup olmadığını kontrol etmek için normal dağılım testleri yapılmıştır. Yapılan bu testler neticesinde hem Anderson Darling hem de Jarque-Bera p değerleri 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için hataların normal dağılıma uygun olmadığı sonucuna varılmıştır. Çizelge 6.8'de yapılan normal dağılım testlerinin test istatistikleri yer almaktadır.

Çizelge 6.8: Normal Dağılım Testleri

Anderson Darling	**AD p Değeri**	**Jarque-Bera**	**JB p Değeri**
105,148	0,000	14,283	0,000



Şekil 6.14: EGARCH (1,1,1) Modeli Hata Terimleri Normal Dağılım Testi

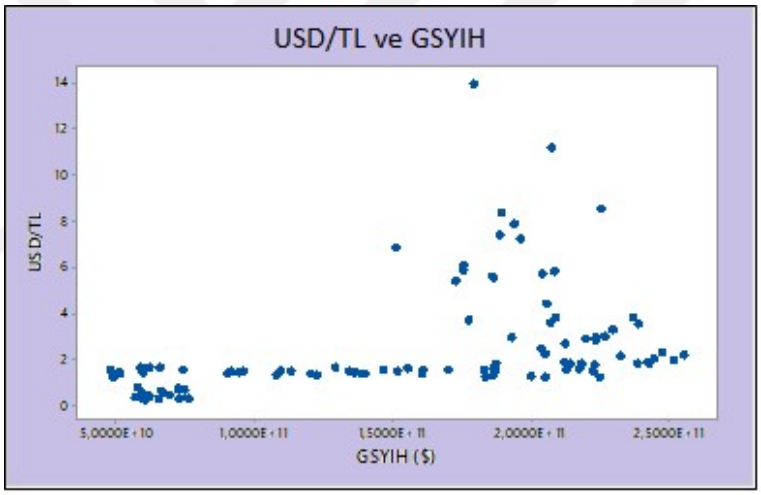
Şekil 6.14 EGARCH (1,1,1) modelinin hata dağılımlarına ait histogram diyagramını göstermektedir. Yine ARIMA modelindeki hata dağılımlarına benzer şekilde

grafik normal dağılıma benzer bir şekle sahip olsa da yapılan hipotez sonuçları hataların normal dağılmadığını ortaya koymaktadır.

6.2. Çoklu Modeller

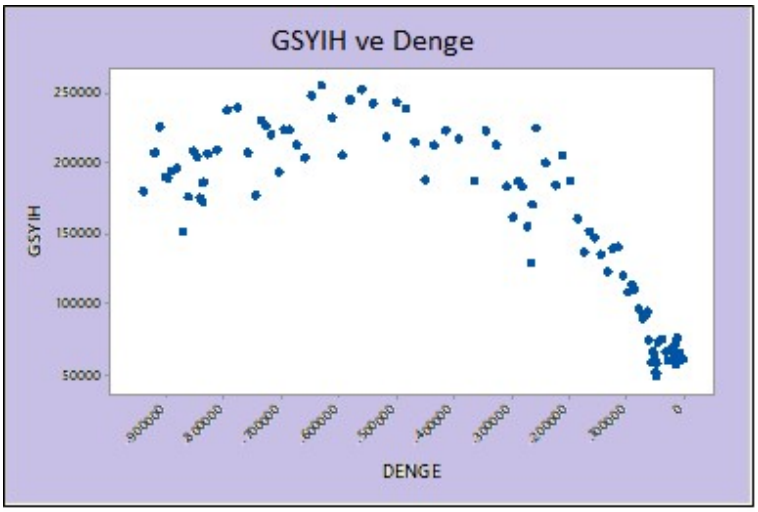
Çoklu modellerde bir bağımlı değişkene karşılık en az bir bağımsız değişken belirlenmelidir. Burada USD/TL kuru bağımlı değişken olarak belirlenirken Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Dış Ticaret Dengesi verisi de bağımsız değişken olarak belirlenmiştir. Gayri Safi Yurtiçi Hasıla verileri üç ayda bir açıklandığı için USD/TL ve Dış Ticaret Dengesi verilerinde de 1998 yılı ilk çeyreğinden 2022 yılı ilk çeyreğine kadar olan 3 aylık veriler kullanılmıştır.

Şekil 6.15'te Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ile USD/TL kuru değişimleri saçılım diyagramı ile karşılaştırılmıştır. Aralarında lineer bir ilişki olmadığı görünse de kesin kanı için korelasyon katsayılarını hesaplamak gerekmektedir.



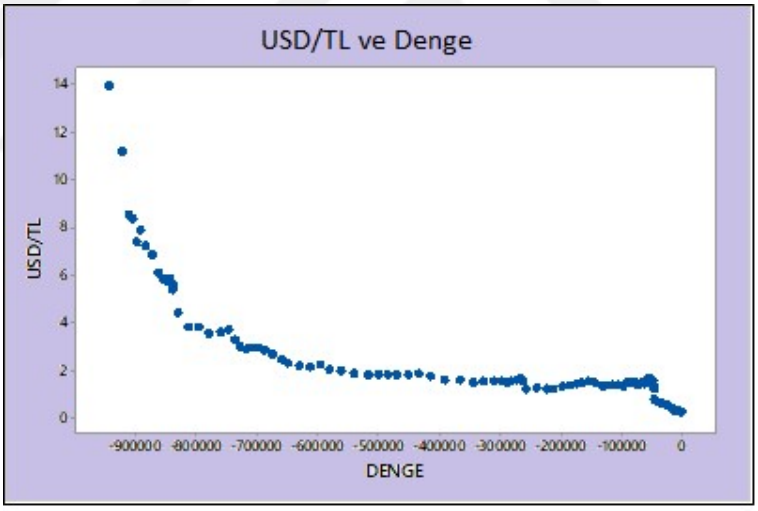
Şekil 6.15: GSYİH ile USD/TL Kuru Saçılım Diyagramı

Şekil 6.16 Gayri Safi Yurtiçi Hasıla veri kümesi ile Dış Ticaret Dengesi için oluşturulmuş saçılım diyagramını göstermektedir. Bu diyagram incelendiğine iki bağımsız değişken arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin olduğu çıkarımı yapılabilir. Diyagrama göre ilk Dış Ticaret açığı arttıkça Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'nın ilk başlarda küçük bir miktar artmış olsa da daha sonra dengeye ulaşarak azalışa geçtiği görünmektedir.



Şekil 6.16: GSYİH ile Dış Ticaret Dengesi Saçılım Diyagramı

Şekil 6.17 ise bağımlı değişken olan USD/TL kuru veri kümesi ile bir diğer bağımsız değişken olan Dış Ticaret Dengesi arasındaki saçılım diyagramını göstermektedir. Bu iki değişkenin negatif yönlü doğrusal olmayan bir ilişkiye sahip olduğu çıkarımı yapılabilmektedir.



Şekil 6.17: USD/TL Kuru ile Dış Ticaret Dengesi Saçılım Diyagramı

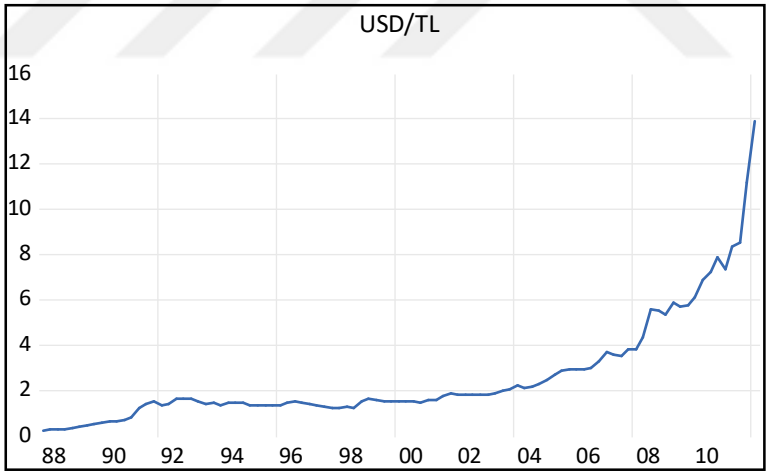
Çizelge 6.9'da daha çok normal dağılım varsayımının sağlanmadığı serilerde daha anlamlı sonuçlar veren Kendall's Tau korelasyon katsayıları incelenmiştir. Bu incelemeye göre p değerleri 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için tüm değişkenler arasındaki ilişki anlamlıdır. Bu durum bu değişkenler kullanılarak oluşturulacak bir tahmin modelini destekler niteliktedir.

Çizelge 6.9: Kendall's Tau Korelasyon Katsayıları

	USD/TL	p Değeri	DENGE	p Değeri	GSYİH	p Değeri
USD/TL	1	0	-0,840	0	0,423	0
DENGE	-0,840	0	1	0	-0,570	0
GSYİH	0,423	0	-0,570	0	1	0

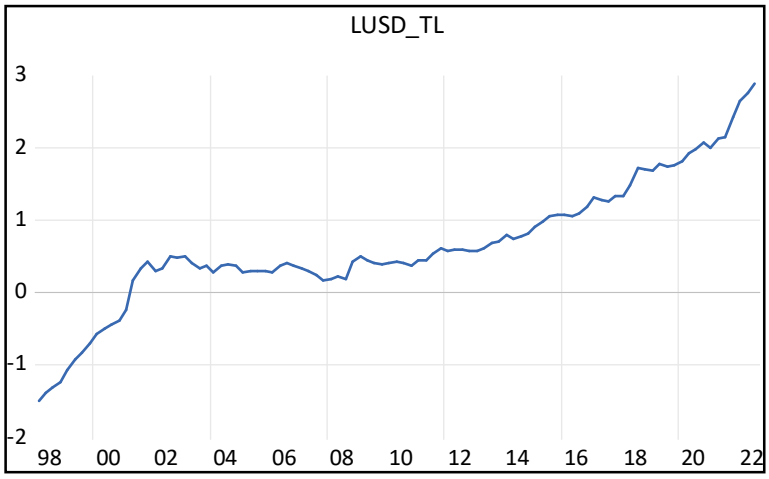
USD/TL kuru bağımlı değişkeni ile GSYIH ve Dış Ticaret Dengesi bağımsız değişkenleri arasında NARDL Modeli oluşturulması için öncelikle her üç değişken de aynı mertebede durağan olmalıdır. Bu sebeple birim kök testleri ve fark alma işlemleri yapılarak değişkenlerin durağan olup olmadığı veya fark alma işlemleri sonucunda kaçıncı mertebeden durağan oldukları tespit edilmelidir. Daha sonra pozitif ve negatif olarak alınan farklar sınıflandırılmalıdır.

Şekil 6.18'de yer alan zaman serisi grafiği incelendiğinde pozitif yönlü bir trendin varlığı ilk bakışta kendini göstermektedir. Bu trend üstel bir şekilde artmaktadır. Trendde yer alan üstel etkiyi azaltmak için veri kümesine logaritma alma işlemi uygulanmalıdır. Logaritma alma işlemi USD/TL kurundaki yüzdesel artışların etkilerini eşdeğer hale getirmeye yardım edecektir.



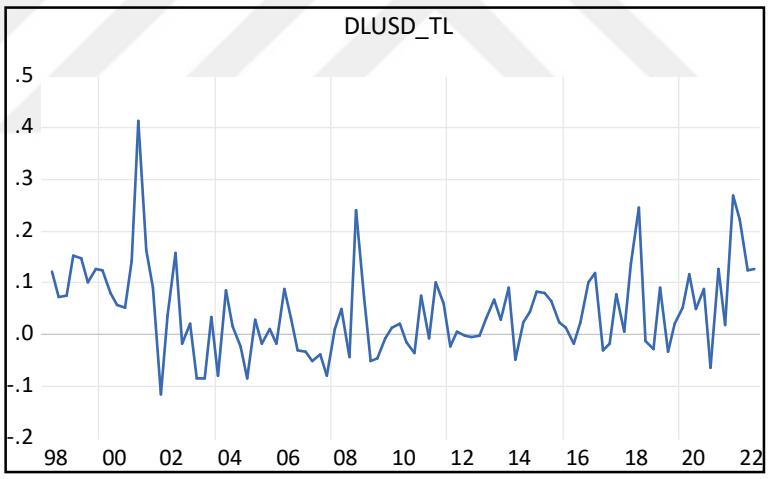
Şekil 6.18: USD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

Şekil 6.19 USD/TL Kuru veri kümesine logaritma alma işlemi uygulanarak oluşturulan zaman serisi grafiğidir. Logaritma alma işlemi yapılarak serinin üstel etkilerinin azaltılması sağlanmıştır.



Şekil 6.19: Logaritması Alınan USD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

Logaritma alma işlemi gerçekleştirilen USD/TL kuru veri kümesinin durağan olup olmadığının tespiti için birim kök testi uygulanmıştır. Çizelge 6.6'da da görüldüğü üzere p değeri 0,05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için veri kümesinde birim kök olduğu tespit edilir. Bundan sonra birinci mertebeden fark alma işlemi yapılarak veri kümesine tekrar birim kök testi uygulanmalıdır.



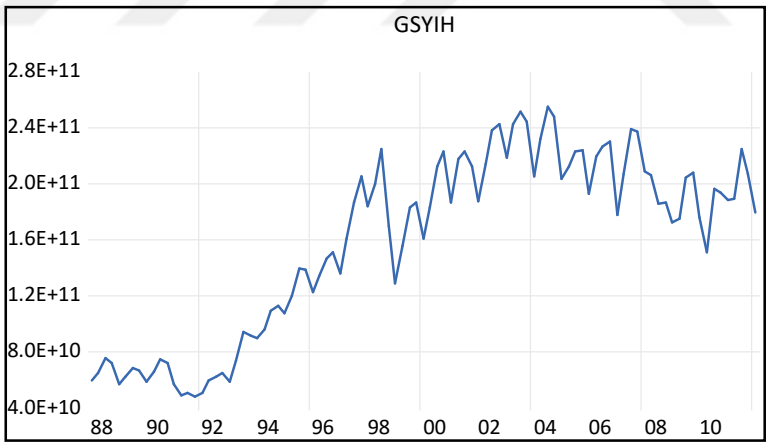
Şekil 6.20: Farkı Alınan LUSD/TL Kuru Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

Birinci mertebeden fark alma işlemi yapılan LUSD/TL veri kümesine (DLUSD/TL) uygulanan birim kök testi Çizelge 6.10'da yer almaktadır. Görüldüğü üzere p değeri 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için yeni veri kümesinde birim kök yoktur ve seri durağan bir seri haline gelmiştir. Buna göre, bu seri birinci mertebeden entegre bir seridir ve $I(1)$ olarak ifade edilir.

Çizelge 6.10: Birim Kök Testleri (Çeyreklik Veriler)

	ADF	p Değeri	PP	p Değeri
USD/TL	7,226	1	7,226	1
LUSD/TL	-0,440	0,896	-0,816	0,809
DLUSD/TL	-6,804	0	-6,804	0
GSYİH	-1,468	0,545	-1,74	0,407
DGSYİH	-5,181	0	-11,315	0,001
DENGE	0,601	0,989	1,694	0,999
KDENGE	-0,726	0,834	-1,675	0,440
DKDENGE	-4,199	0,001	-4,550	0,001

Bağımlı değişkende durağanlık sağlandıktan sonra bağımsız değişkenler olan Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Dış Ticaret Dengesi verileri incelenmelidir. Şekil 6.21 çeyreklik veriler ile oluşturulmuş Gayri Safi Yurtiçi Hasılaya ait zaman serisi grafiğidir. Grafik incelendiğinde 2002 ve 2012 yılları arasında Gayri Safi Yurtiçi Hasılada artan bir trend mevcuttur. Sadece 2008 yılında yaşanan küresel ekonomik kriz sebebiyle sert bir düşüş gerçekleşmiş olsa da trend 2012 yılına kadar devam etmeyi başarmıştır. 2012 yılından sonra ise iniş çıkışlar olmasına rağmen yatay bir hareket gözlemlenmiştir.



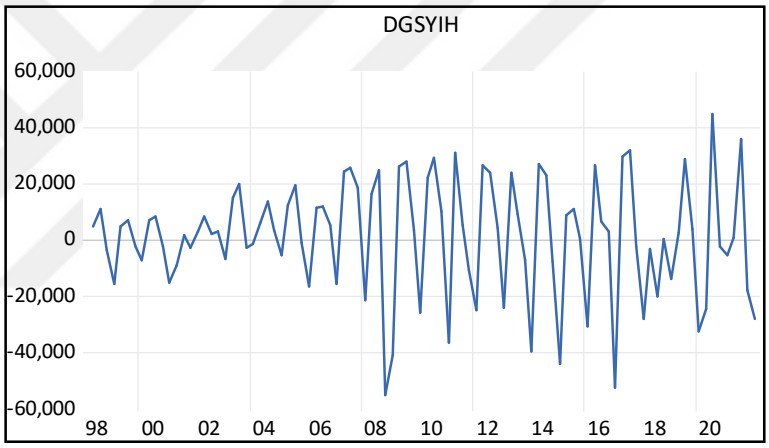
Şekil 6.21: GSYIH Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

GSYİH veri kümesi Şekil 6.21'de yer alan zaman serisinden anlaşılacağı üzere durağan değildir. Yapılacak birim kök testi neticesinde serinin durağanlığı konusunda daha net bir kanıya varılması mümkün olacaktır.

Çizelge 6.10'da yer alan teste göre GSYİH serisine birim kök testi uygulandığında p değeri 0,05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için GSYİH serisinde birim kök bulunmaktadır ve seri durağan değildir. Bu sebeple, seriye birinci mertebeden fark alma

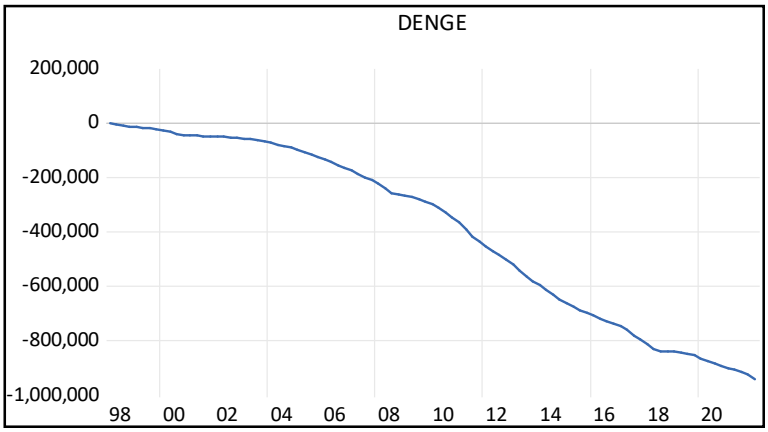
işlemi uygulandıktan sonra tekrar birim kök testi uygulanmalıdır. NARDL modelinin uygulanabilmesi için tüm değişkenlerin aynı mertebeden entegre olması gerektiği için bu fark alma işleminden sonra Gayri Safi Yurtiçi Hasıla veri kümesi durağan hale gelmelidir. Eğer seri birinci mertebeden fark alma işlemi sonucunda durağan hale gelmez ise değişkenler farklı mertebelerden entegre olacağı için NARDL modeli uygulanamayacaktır.

Çizelge 6.10'da yer alan tabloda görüldüğü üzere birinci dereceden fark alma işlemi uygulanan GSYİH (DGSYİH) serisine birim kök testi uygulandığında p değeri 0,05 anlamlılık düzeyinden küçüktür. Bu durumda birinci dereceden fark alma işlemi yapılan Gayri Safi Yurtiçi Hasıla veri kümesi durağan hale gelmiştir. Bu durumda bu seri birinci dereceden entegre bir zaman serisidir ve $I(1)$ şeklinde ifade edilir. DGSYİH değişkenine ait zaman serisi grafiği Şekil 6.22'de yer almaktadır.



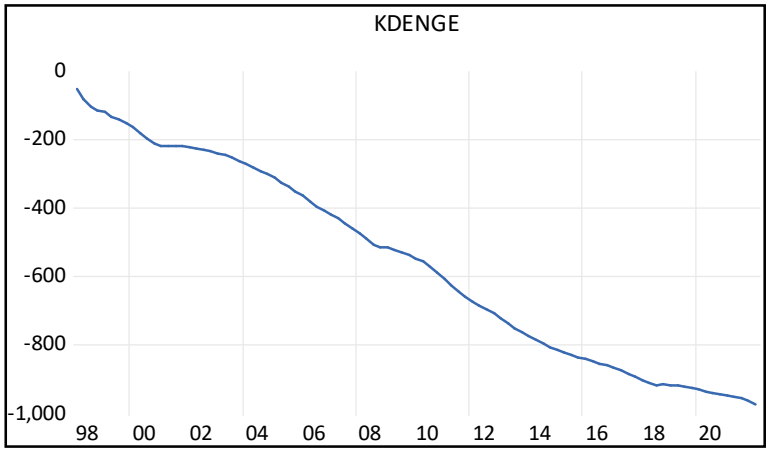
Şekil 6.22: 1.mertebeden Farkı Alınan GSYIH Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

Bir diğer bağımsız değişken olan Dış Ticaret Dengesi (DENGE) veri kümesi de incelenmelidir. Dış Ticaret Dengesi verileri diğer değişkenlerin başlangıç dönemi olan 1998 1.çeyreği başlangıç kabul edilerek her çeyreği kümülatif olarak toplayarak elde edilmiştir. Şekil 6.23'de de görüleceği üzere veri kümesinde azalan bir trend mevcuttur. Bu sebeple ortalama bakımından serinin durağan olmadığı ilk izlenimlerle ortaya koyulmaktadır. Yine kesin kanı yapılacak birim kök testi ile sağlanacaktır. Çizelge 6.10'de yer alan Dış Ticaret Dengesi birim kök testi p değerleri 0,05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için seride birim kök olduğu tespit edilmiştir.



Şekil 6.23: Dış Ticaret Dengesi Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

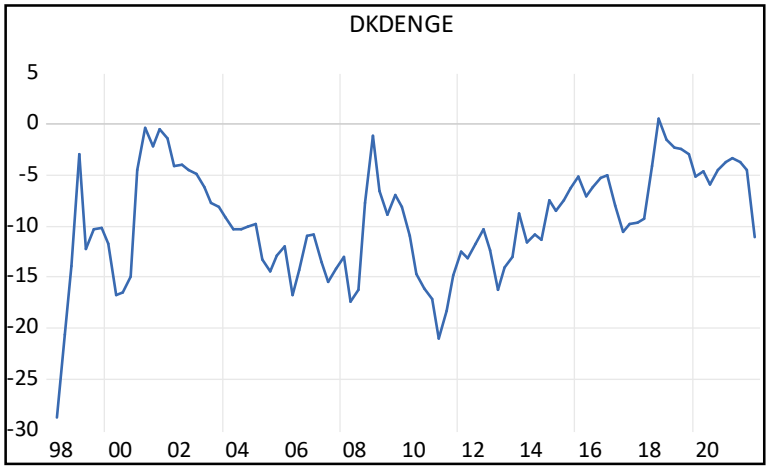
Dış Ticaret Dengesi veri kümesinde değişkenliği azaltmak için dönüşüm yöntemlerinde karekök alma işlemi uygulanmıştır. Karekök alma işlemi yapılan Dış Ticaret Dengesi zaman serisi grafiği Şekil 6.24'te yer almaktadır. Yapılan bu işlemden sonra tekrar birim kök testi yapılmıştır. Yapılan birim kök testine göre Çizelge 6.10'da de görüldüğü üzere karekök alma işlemi yapılan Dış Ticaret Dengesi serisi p değeri 0,05'den büyük olduğu için seride birim kök olduğu tespit edilmiştir. Serideki doğrusal olmayan trendi doğrusal hale getirebilmek amacıyla karekök alma işlemi uygulanarak KDENGE serisi oluşturulmuştur. KDENGE sersinin zaman grafiği Şekil 6.24'te verilmiştir.



Şekil 6.24: Karekök Alınan Dış Ticaret Dengesi Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

Karekökü alınan seride azalan trend belirgin olduğu için birinci dereceden fark alma işlemi uygulanmış DKDENGE serisi oluşturulmuştur. DKDENGE serine uygulanan birim kök testleri sonuçları Çizelge 6.10'da verilmiştir. Elde edilen değerlere göre DKDENGE serisinde birim kök olmadığına karar verilmiştir. Bu durumda seride

birim kök olmadığına karar verilmiştir. Bu durumda, DKDENGE serisi birinci mertebeden entegre yani $I(1)$ zaman serisi haline gelmiştir.



Şekil 6.25: 1. Farkı ve Karekök Alınan Dış Ticaret Dengesi Zaman Serisi Grafiği (Çeyreklik)

Hem bağımlı değişken olan USD/TL kuru hem de bağımsız değişkenler olan GSYIH ve Dış Ticaret Dengesi veri kümeleri aynı düzeyden yani birinci mertebeden entegre zaman serileri oldukları için NARDL modeli uygulanabilir hale gelmiştir.

Çizelge 6.11: Gecikmelerin Sınanması

Gecikme	**AIC**	**SIC**
0	37,961	38,043
1	25,491	25,820
2	24,947	25,523
3	24,354	25,468
4	24,354	25,423
5	23,843*	25,158*
6	23,867	25,440
7	23,945	25,766
8	24,064	26,133

NARDL Modeli oluşturulmadan önce değişkenler arası uygun gecikme aralıkları tespit edilmelidir. Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri kontrol edilerek değişkenler arası gecikme tespit edilmelidir. Logaritma alma işlemi yapılan USD/TL kuru, karekök alma işlemi yapılan Dış Ticaret Dengesi verisi ve Gayri Safi Yurtiçi hasıla verileri incelenerek en uygun gecikme aralığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Çizelge 6.11'de gecikmelerin

Akaike ve Schwarz bilgi kriteri değerleri ile sıralamaları yer almaktadır. Buna göre beşinci gecikme değerinin Akaike ve Schwarz bilgi kriteri değerleri en küçük olduğu için en uygun gecikme değeri olarak beşinci gecikme değeri belirlenmiştir. Bu gecikme değerinden sonra Akaike ve Schwarz bilgi kriteri değerlerinde artış başlamıştır.

Gecikme derecesi belirlendikten sonra yapılması gereken işlem eşbütünleme testidir. İki veya daha fazla zaman serisinin bazı doğrusal kombinasyonları durağanken serilerin her biri bireysel olarak durağan değilse bu seriler eşbütünleşik olarak adlandırılırlar. Eş bütünleşme testinin uygulanabilmesi için tüm değişkenlerin durağan olmaması ve birinci fark alma işleminden sonra durağan hale gelmesi gerekmektedir. Bu modelde kullanılan her üç değişken de bu koşulu sağlamaktadır.

Çizelge 6.12'de USD/TL kuru, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Dış Ticaret Dengesi arasındaki eşbütünleme testi yer almaktadır. Eşbütünleme testinde,

Yokluk hipotezi H_0: $Eşbütünleme\ yoktur$,

Alternatif hipotez H_1: $Eş\ bütünleme\ vardır$,

şeklinde ifade edilir. Hesaplanan bütün p değerlerinin 0,05 düzeyinden küçük olması nedeniyle, H_0 hipotezi reddedilir ve değişkenler arasında eşbütünleme olduğu tespit edilir. Tabloda yer alan "Özdeğer" değeri 0 değerine ne kadar yaklaşırsa H_0 hipotezinin reddedilme olasılığı o kadar azalır. Aynı zamanda tabloda yer alan bir başka değer olan "İz İstatistiği" değeri "Kritik Değer" den büyük olduğu zaman H_0 hipotezi reddedilir. İz İstatistiği değeri olan 54,75 Kritik Değer olan 35,01'den büyük olduğu için H_0 hipotezinin reddedilmesi teyit edilmiş olur.

Çizelge 6.12: Eşbütünleşme Testi

Hipotez No	**Özdeğer**	**İz İstatistiği**	**Kritik Değer**	***p* Değeri**
Hiçbiri	0,275	54,755	35,011	0,001
En fazla 1	0,200	25,425	18,398	0,004
En fazla 2	0,054	5,063	3,841	0,024

Eşbütünleme testi ile USD/TL kuru, GSYIH ve Dış Ticaret Dengesi'nin pozitif etkisinin seviyeleri arasında uzun dönem ilişki olduğu gözlemlenmektedir. Daha sonra yapılacak WALD testi ile uzun ve kısa dönem simetri olup olmadığı test edilecektir.

Wald Testi, istatiksel bir modelde bulunan değişkenlerin açıklayıcılıklarını test etmek için önemli bir yöntemdir. Tahmin modeline eklenmesi gereken değişkenlere karar

verilmesinde Wald Testinden faydalanılır. Modele dahil edilmesi olası değişkenin veya değişkenler grubunun Walt Testi sonucu anlamlıysa bu değişken veya değişkenler tahmin modeline eklenmelidir. Eğer Walt Testi neticesi anlamlı olmazsa, test edilen değişkenler tahmin modeline dahil edilmemelidir.

Çizelge 6.13'de WALD Testi sonuçları yer almaktadır. Burada H_0 yokluk hipotezi LUSD_TL = GSYIH_P = GSYIH_N = DENGE_P = DENGE_N katsayıları şeklinde sınanmıştır. Burada zaman serilerinin sonunda bulunan "P" harfleri zaman serilerindeki volatilitenin neden olduğu pozitif etkileri ifade ederken, "N" harfleri ilgili zaman serilerinde volatilitenin neden olduğu negatif etkileri ifade etmektedir. Bu sınamaya göre H_0 hipotezi değişkenlerin uzun dönem simetriye sahip olduğunu, H_1 hipotezi ise değişkenlerin uzun dönem simetriye sahip olamadığını ifade etmektedir. Burada p değeri 0,05 düzeyinden küçük olduğu için H_0 yokluk hipotezi reddedilir ve H_1 alternatif hipotez kabul edilir. Yani değişkenlerin arsındaki ilişkilerin uzun dönemde simetrik olmadığı sonucuna varılır. Benzer şekilde kısa dönem asimetri de Wald Testi ile sınanmıştır. Yine p değeri 0,05 düzeyinden düşük olduğu için değişkenlerin kısa dönem asimetrik ilişkilerinin olduğu tespit edilmiştir.

Çizelge 6.13: Wald Testi Sonuçları

	F İstatistiği	**Ki-Kare**	**p Değeri**
Kısa Dönem Simetri Testi	12,203	122,03	0,000
Uzun Dönem Simetri Testi	7,102	28,408	0,001

Bu sonuca göre asimetri tespit edildiği için doğrusal olmayan ARDL modeli uygulanabilecektir. NARDL modeli simetrik olmayan ilişkileri dikkate alacak şekilde geliştirilmiş ve literatüre kazandırılmıştır. NARDL modeli, modelde yer alan değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem asimetrileri göz önünde bulundurarak doğrusal olmayan ilişkiyi tespit etmeye olanak sağlayan bir yaklaşımıdır

NARDL Modeli uygulanmadan önce bağımlı ve bağımsız değişken belirlenmiştir. Burada USD/TL kuru bağımlı değişken iken GSYİH ve Dış Ticaret Dengesi bağımsız değişkenleri ifade etmektedir. Daha sonra yükseliş trendindeki üstel etkiyi elemine etmek için USD/TL kurunun logaritması ve Dış Ticaret Dengesi veri kümesinin karekökü alınmıştır. Akabinde birim kök testleri yapılarak değişkenlerin durağan olmadığı tespit edilmiş ve 1.mertebeden fark alma işlemi ile her üç değişken de durağan hale gelmiştir.

Her üç değişkeninde aynı mertebeden durağan olması, Wald Testinde tespit edilen asimetrik ilişki ve Eş Bütünleme testi sonucunda değişkenler arası uzun dönem ilişkinin tespiti ile NARDL Modelinin uygulanması anlamlı hale gelmiştir.

NARDL modeli kurulmuş olup modelin çıktıları Çizelge 6.14 ve 6.15'de yer almaktadır. Model incelendiğinde Düzeltilmiş R^2 değeri modelin %62,50 açıklayıcılığa sahip olduğunu göstermektedir. Burada anlamlı değişkenler yardımı ile regresyon modeli kurularak bağımlı değişkenin tahmin edilmesi sağlanır. Bu model kurulurken değişkenlerin uzun ve kısa dönem ilişkileri yanı sıra negatif ve pozitif yönlü asimetrileri de göz önünde bulundurulmuştur.

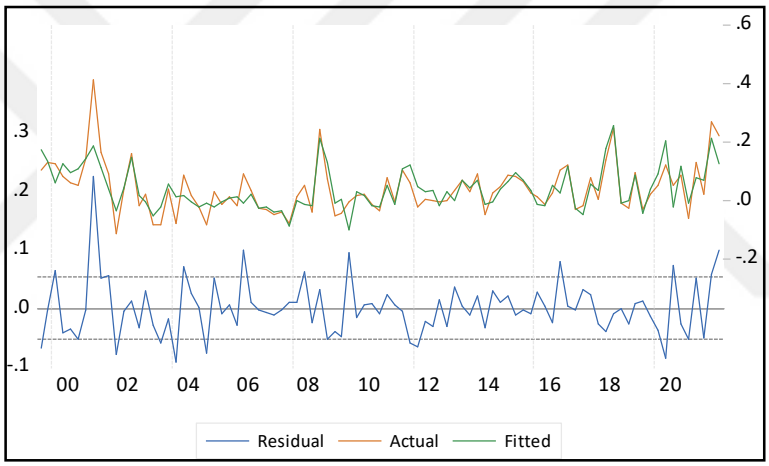
Çizelge 6.14: NARDL Modeli Uzun ve Kısa Dönem İlişkileri

	Değişken	**Katsayı**	**Standart Hata**	**t-İstatistiği**	**p Değeri**
	C	0,0020	0,0403	0,0502	0,9601
Uzun Dönem İlişki	LUSD_TL(-1)	-0,0518	0,0318	-1,6237	0,1087
	GSYIH_P(-1)	-6,37E-07	5,43E-07	-1,1735	0,2443
	GSYIH_N(-1)	-1,27E-06	3,84E-07	-3,2992	0,0015
	DENGE_P(-1)	0,0281	0,0339	0,4188	0,6765
	DENGE_N(-1)	0,0001	0,0003	0,6465	0,5199
Kısa Dönem İlişki	DGSYIH_N	-3,70E-06	6,09E-07	-6,0705	0,0000
	DGSYIH_N(-4)	3,12E-06	6,62E-07	4,7072	0,0000
	DGSYIH_P	-4,20E-06	7,59E-07	-5,5359	0,0000
	DGSYIH_P(-4)	2,47E-06	8,62E-07	2,8698	0,0054
	DLUSD_TL(-4)	0,2150	0,1003	2,1543	0,0345
	DGSYIH_P(-3)	1,58E-06	6,98E-07	2,2820	0,0254
	DKDENGE_N(-4)	-0,0045	0,0018	-2,5295	0,0135
	DKDENGE_P	-0,2498	0,1260	-1,9826	0,0511
	DLUSD_TL(-5)	0,2505	0,0869	2,8811	0,0052
	DGSYIH_P(-5)	2,62E-06	8,49E-07	3,0800	0,0029
	DLUSD_TL(-2)	-0,1679	0,0888	-1,8909	0,0626

Çizelge 6.15: NARDL Modeli Açıklayıcılık Değerleri

R^2	0,6917
Düzeltilmiş R^2	0,6251
DW İstatistiği	2,0025
AIC	-2,8849
SC	-2,4158

Şekil 6.26'da Modelin hata terimleri incelendiğinde, tahmin değerleri ile gerçekleşen değerlerin genelde benzer değerler aldığı ancak dönem dönem yaşanan şoklar karşısında modelin etkisiz kaldığı zamanlar olduğu gözlemlenmektedir. Modelin açıklayıcılığı ne kadar yüksek olursa tahmin değeri ile gerçekleşen değer arasındaki fark o kadar düşük olacaktır. Bu sayede elde edilen tahmin modeli ile oluşturulacak planların güvenirliliği daha yüksek olacaktır.



Şekil 6.26: NARDL Modeli Hata Terimleri

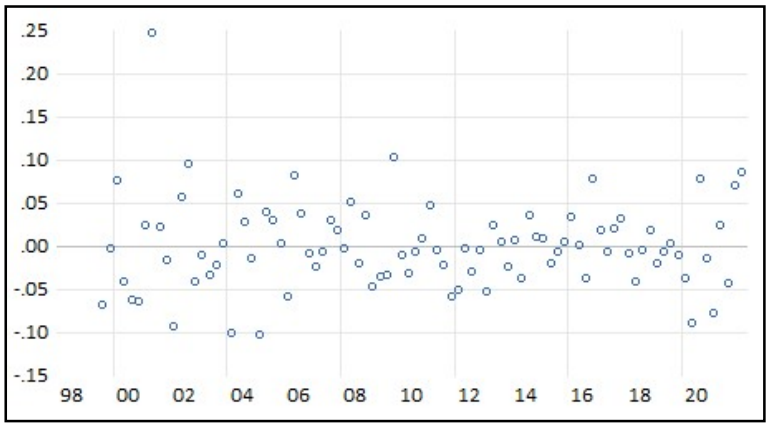
Çizelge 6.16'da hataların normal dağılıma uygun olup olmadığını tespit etmek için yapılan test istatistikleri yer almaktadır. Hem Anderson Darling hem de Jarque Bera p değerleri incelendiğinde p değerleri 0,05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için hataların dağılımının normal dağılıma uygun olduğu tespit edilmiş olur.

Çizelge 6.16: Normal Dağılım Testleri

Anderson Darling	**AD p Değeri**	**Jarque-Bera**	**JB p Değeri**
0,384	0,388	4,657	0,097

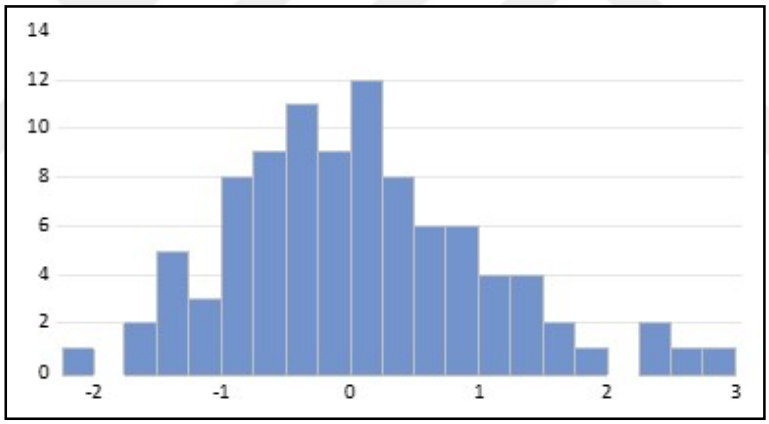
Şekil 6.27'de hataların nokta diyagramı yer almaktadır. Bu diyagram incelendiğinde hata dağılımlarının belirli bir modele uyduğu ve sabit varyanslı olduğu

çıkarımında bulunabilmektedir. Hatalar bazı istisnai durumlar dışında belirli aralıklarda dağılmaktadırlar. Bu durum tahmin modelinin daha doğru sonuç vermesini sağlayacaktır.



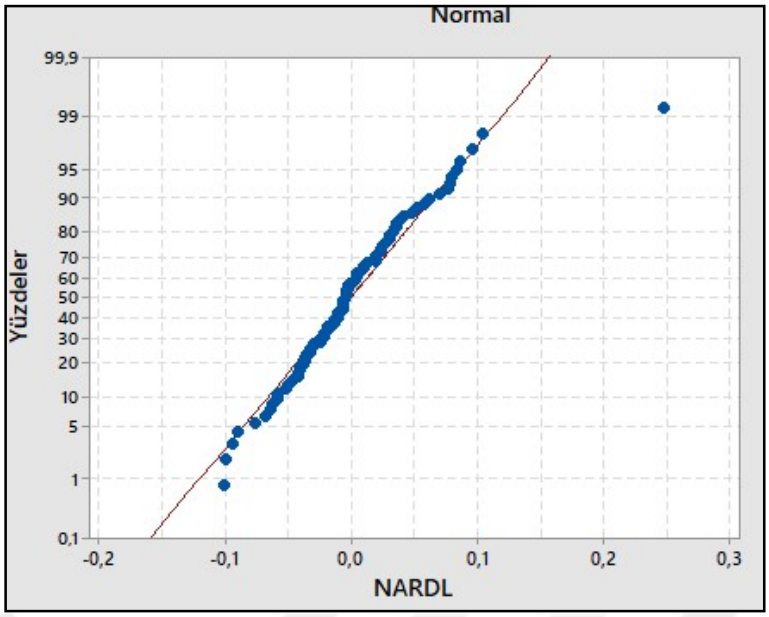
Şekil 6.27: Hataların Nokta Diyagramı

Şekil 6.28'de ise hata terimlerinin histogramı yer almaktadır. Bu histogram incelendiğinde normal dağılıma benzer bir diyagram oluştuğu gözlemlenmektedir. Bu durumda yapılan hipotez testlerinde elde edilen sonuçları doğrular niteliktedir.



Şekil 6.28: Hata Terimleri Histogram Diyagramı

Şekil 6.29'da NARDL modeline ait olan hataların küçükten büyüğe doğru sıralanması yardımıyla hataların yüzdelik dilimlerinin normal dağılıma uygunluğunu gösteren hataların nokta grafiği yer almaktadır. Bu grafik incelendiğinde daha önceki sınamalar ve grafiklerde de görüleceği üzere hatalar normallik çizgisine yakın dağılımlar göstermiştir. Bazı istisnai durumlar olsa da hatalar çoğunlukla normal dağılıma uygun hareket etmişlerdir.



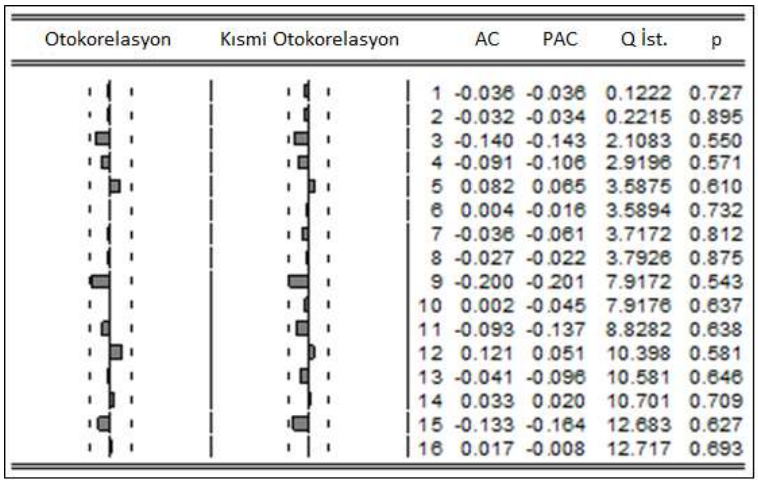
Şekil 6.29: NARDL Modeli Hataların Normal Noktasal Dağılımı

Hatalarda seri korelasyon olup olmadığını tespit etmek için seri korelasyon LM testi yapılmıştır. Bu teste göre H_0 hipotezi seri korelasyon olmadığını, H_1 hipotezi ise seri korelasyon olduğunu ifade etmektedir. Çizelge 6.17'de de göründüğü üzere seri korelasyon LM testi sonucunda p değeri 0,05 düzeyinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilememiştir. Yani hatalardan oluşan veri kümesinde seri korelasyon olmadığı tespit edilmiştir. Seri korelasyon bir değişkenin geçmiş değerleri ile mevcut değeri arasındaki ilişkiyi ölçmektedir. Seri olarak ilişkili bir değişkenin rastgele olmayabileceğini ifade eder.

Çizelge 6.17: Seri Korelasyon LM Testi

F İstatistiği	**P Değeri**	**Ki Kare**
1,164	0,3356	0,2147

Şekil 6.30'da yer alan NARDL modelindeki hatalara ait korelogram incelendiğinde hem otokorelasyon fonksiyonunda hem de kısmı otokorelasyon fonksiyonunda sınırların dışında olan bir gecikme değeri bulunmamaktadır.



Şekil 6.30: NARDL Modeli Hataların Korelogramı

6.3. Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı Modeli

Firmaların ihtiyaçları olan hammadde, ürün veya ara ürünlerin alımı stok planlama probleminin önemli bir kısmını ifade eder. Bu çalışmanın asıl amacı da fiyatı döviz kuruna bağlı olarak değişen hammadde, ürün veya ara ürünlerin, satıcı tarafından indirimli bir fiyat tarifesi takip edildiğinde, uygun sipariş miktarının belirlenmesidir. Bu durumda, döviz kurlarının öngörülebilmesi, hem elde tutma maliyetleri, hem toplam ürün maliyetlerinin belirlenmesi için önemlidir.

Çalışmada ele alınan durumda, alıcı firmanın belirlediği ürün için, tedarikçi firma farklı miktar aralıkları belirlemiştir. Bildirilen aralıklarda sipariş verildiğinde farklı birim fiyatları verilmiştir. Aralıklar göz önünde tutularak, belli eşik değerlerinin üzerinde birim fiyatlarda indirim olmaktadır. Tedarikçi firma, eşik değerleri geçildiğinde bütün ürünlere aynı indirimi yapmaktadır.

Çizelge 6.18'de alıcı firmanın, bir tedarik kaleminin, tedarikçi tarafından bildirilen miktar indirim tablosu yer almaktadır. Tedarikçi firmanın belirlediği indirim politikası, belirlenen fiyatların bütün birimlere uygulanması yönündedir. Bu durum, tüm birim indirimli sipariş miktarı modeli ile uyumlu olduğu için ilgili hesaplamalar ele alınacaktır. Bu hesaplamada yıllık talep 2000 adet, sipariş maliyeti 3.000 USD ve stok tutma maliyeti birim fiyatın %25'i olarak belirlenmiştir ($I = 0{,}25, h_i = If_i$). Bu veriler doğrultusunda öncelikle en uygun sipariş miktarı tespit edilmiştir, daha sonra toplam maliyet hesaplanarak işletme için en düşük toplam maliyetin hesaplandığı miktar modelinin seçilmesi sağlanmıştır.

Çizelge 6.18: Miktar İndirimli Ekonomik Sipariş Miktarı

Sipariş Aralığı (i)	Sipariş Miktarı Aralığı	Birim Fiyat (f_i)	$Q_i = \sqrt{\frac{2AD}{h_i}}$	Q_i^*	$\frac{AD}{Q_i^*}$	$\frac{h_i Q_i^*}{2}$	$f_i D$	TM
1	0-100	5.500	93	93	64.516	63.937	11.000.000	11.128.453
2	101-200	5.450	94	101	59.405	68.806	10.900.000	11.028.212
3	201-400	5.400	94	201	29.850	135.675	10.800.000	10.965.525*
4	401+	5.385	94	401	14.962	269.923	10.770.000	11.054.885

Öncelikli olarak ekonomik sipariş miktarı miktar indirim tablosundaki her değer için bağımsız olarak hesaplanmaktadır. Daha sonra miktar indirim tablosunda bulunan her bir sipariş miktarı için toplam maliyetler hesaplanmıştır. Birim maliyetler 401 adetten fazla siparişlerde en düşükken, sipariş verme ve stokta bulundurma maliyetleri göz önünde bulundurulduğunda en avantajlı model her siparişte 201 adetlik talep yapılan model olduğu tespit edilmiştir.

Üretim planı yapılırken göz önünde bulundurulacak bir diğer husus USD/TL kurunda gelecek dönemlerde meydana gelecek olan değişikliğin tahmini ve bu tahmine göre stok miktarının arttırılıp arttırılmayacağına karar verilmesidir. Ekonomik sipariş miktarı modeli stokta bulundurma maliyetlerini göz önünde bulundurduğu için stokları minimumda tutmak isteyecektir. Ancak, yüksek enflasyon ortamlarında gelecekteki siparişlerin değerini Türk Lirası bazında arttırdığı için stok maliyetinden kaçınmak işletmenin toplam maliyet bakımından zarar etmesine sebebiyet verebilmektedir.

Çizelge 6.19: USD/TL Kuru Tahmini

Tahmin Dönemi	**Tahmin (DLUSD_TL)**	**Tahmin (LUSD_TL)**	**Tahmin (USD_TL)**
2022Q1	0,15047	2,5628	12,97
2022Q2	0,02590	2,5887	13,30
2022Q3	0,12367	2,7123	15,07
2022Q4	0,09324	2,8056	16,54

Çizelge 6.19 açıklayıcılığı en yüksek model olan NARDL modeli kurularak yapılan 2022 yılı çeyreklik dönemlerin DLUSD/TL kuru tahminlerini içermektedir. Tahmin sonucu tespit edildikten sonra ters dönüşüm işlemleri yapılarak USD/TL kuru tahmin değerleri elde edilmiştir. Bu tahminler kullanılarak stok maliyetinden kaçınmak için tercih edilen ekonomik sipariş miktarı modelinin etkinliği analiz edilebilmekte ve

karar vericinin kararlarını gelecek döviz kuru tahminlerini de göz önünde bulundurarak yapmasını sağlamaktadır.

2021 yılı 4.çeyrek döneminde USD/TL kurunun gerçek değeri 11,16 olarak gerçekleşmiştir. Bu tahmin değerleri ile karşılaştırıldığında USD/TL kurunun yükseleceği öngörülmüştür. Yapılacak olan üretim planında bu öngörü göz önünde bulundurularak karar verilmesi amaçlanmıştır. Talebin düzenli olduğu varsayımı altında yıllık talep 2000 adet olduğu için çeyreklik talep 500 adet olarak belirlenmiştir. Ürün bedellerine sipariş maliyeti ve stokta bulundurma maliyetleri eklenerek toplam sipariş maliyetleri tespit edilmiştir.

Çizelge 6.20'de miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı ve tek seferde yıllık taleplerin sipariş verildiği planlama NARDL modeli ile yapılan kur tahmininde yararlanılarak karşılaştırılmıştır. NARDL modelinde USD/TL kurunun yükseleceği öngörüsü ile çeyreklik ihtiyaçların 1. çeyrek başında tek seferde sipariş verilmesi ile oluşan maliyetler hesaplanmıştır. 1. çeyrek karşılaştırıldığında miktar indirimli model daha iyi sonuç verirken 2, 3 ve 4.çeyrekler karşılaştırıldığında tek seferde tüm siparişlerin verildiği planlamanın tercih edilmesi gerektiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak planlama personeli NARDL modeli yardımı ile yaptığı USD/TL kuru tahmini ile 2022 yılının son 3 çeyreklik döneminde maliyet tasarrufu sağlayacağı sipariş yöntemini tercih edecektir.

Çizelge 6.20: Model Karşılaştırması

Model	**2022 Q1**	**2022 Q2**	**2022 Q3**	**2022 Q4**
Miktar İndirimli Model	₺30.593.816,83	₺35.555.717,23	₺36.460.373,11	₺41.312.618,25
Tek sipariş	₺31.934.688,75	₺33.812.707,50	₺35.690.726,25	₺37.568.745,00

7. SONUÇLAR VE TARTIŞMA

Üretim planını olabilecek en doğru şekilde yapabilmenin temel yolu açıklayıcılığı yüksek bir tahmin modeli kullanmak ile mümkündür. Eğer tahmin yöntemimiz yanlış seçilmiş ve hata terimlerimiz çok yüksek çıkıyorsa yapacağımız planlar bu ölçüde sapacaktır. Yapılan yanlış planlamalar işletme kaynaklarının verimsiz kullanılmasına, stok tutma maliyeti veya yok satma maliyetinin artmasına neden olacaktır. Yani sonuç olarak işletme yapılabilecek büyük hatalar ile büyük zararlara uğrayacaktır.

Bu çalışmada tahmin modeli için 3 değişken belirlenmiştir. Öncelikle Dolar/TL kurunun tahmin modelinin kurulması amaçlanmıştır. Daha sonra elde edilen tahmin modelini miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı modeli ile karşılaştırılarak planlama faaliyetlerinde kullanılacak maliyet tahmin modelini ortaya çıkarmak hedeflenmiştir.

Dolar/TL kuru tahmininde tekli ve çoklu modeller ayrı ayrı incelenerek model uygunlukları test edilmiştir. Test edilen tekli ARIMA ve EGARCH modelleri ile açıklayıcılığı yüksek bir tahmin modeli elde edilemezken, çoklu model olan NARDL ile tekli modellere kıyasla daha iyi bir sonuç elde edilmiştir. NARDL modelinde Dolar/TL kuru bağımlı değişken olarak belirlenirken Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Dış Ticaret Dengesi verileri bağımsız değişken olarak belirlenmiştir. Dolar/TL kuru, GSYIH ve Dış Ticaret Dengesi'nin geçmiş verileri ile bir tahmin modeli oluşturulmuştur. Bu modelle yapılan Dolar/TL tahminini miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı modeline entegre ederek planlamacının en doğru sonuca ulaşması hedeflenmiştir.

Döviz kurundaki değişimi tahmin edebilmek için öncelikle Box Jenkins modelinin aşamaları incelenmiştir. Literatür araştırması kapsamında AR, MA, ARMA, ARIMA, ARCH, GARCH, EGARCH ve TARCH tekli modelleri ile ARDL ve NARDL çoklu tahmin modelleri araştırılmış olup bu modeller içerisinden ARIMA, EGARCH ve NARDL modelleri ile uygulamalar yapılarak karşılaştırılmıştır.

Çizelge 7.1'de görüldüğü üzere modeller karşılaştırıldığında açıklayıcılığı en yüksek sonucu %62,5'lik düzeltilmiş R^2 değeri ile NARDL modelidir. Ayrıca, Ortalama Hata Kareler (MSE) incelendiğinde NARDL modelinin diğer modellere göre daha düşük değere sahip olduğu tespit edilmiştir. Bir başka performans kriteri olan Ortalama Mutlak Sapma (MAD) değerleri incelendiğinde yine NARDL modelinin diğer modellere göre daha iyi olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenlerle uygulamada tercih edilecek tahmin modeli NARDL modeli olmalıdır. Türkiye'de genel anlamda döviz kuru yukarı yönlü yüksek

volatilite ile hareket ederken, aşağı yönlü daha düşük volatilite ile hareket etmektedir. Bu durum asimetrik bir tahmin modelinin kurulmasını anlamlı hale getirmektedir.

Çizelge 7.1: Tahmin Modellerinin Karşılaştırılması

Model	R^2	R^2 (Adj)	F ist.	AIC	SIC	MSE	MAD
ARIMA	0,041	0,038	21,324	-2,126	-6,431	0,312	0,055
EGARCH	0,027	0,025	0,082	-7,064	-7,036	0,219	0,053
NARDL	0,692	0,625	10,371	-2,880	-2,415	0,002	0,037

Yapılan WALD Testi ile bağımsız değişkenlerin simetrik olmadığı ortaya konmuştur. Akabinde birim kök testleri yapılarak değişkenlerin durağan olmadığı tespit edilmiş ve 1.mertebeden fark alma işlemi ile her üç değişken de durağan hale gelmiştir. Her üç değişkeninde aynı mertebeden durağan olması, Wald Testinde tespit edilen asimetrik ilişki ve Eş Bütünleme testi sonucunda USD/TL kuru, GSYIH ve Dış Ticaret Dengesini'nin seviyeleri arasında uzun dönem ilişkinin tespiti ile NARDL Modelinin uygulanması anlamlı hale gelmiştir. Çıkan sonuçlarda bu analizleri doğrular niteliktedir.

Tekli modeller olan ARIMA ve EGARCH'ın sonuçları incelendiğinde modellerin açıklayıcılıkları son derece düşüktür. Bu sebeple bu modeller kullanılarak oluşturulacak tahminler büyük sapmalara sebebiyet verilecektir. Planlamacının bu modellerle yapacağı üretim planlarının hata terimleri çok yüksek olacaktır. Hata terimleri incelendiğinde bu modellerin tahmin değerleri o kadar hatalıdır ki, hatalar gerçekleşen değerlerle benzer profil sergilemektedir.

Bir başka değişken ise sipariş verilecek tedarik kaleminin miktarıdır. Bazı ürün satışı yapan firmalar taleplerindeki dalgalanmaya göre bazı dönemler fiyat iskontosu sağlayarak daha yüksek miktarlarda satış yaparak stoklarını azaltmak veya üretim planlarını dengelemek isteyebilirler. Bu amaçla satış hacmi arttıkça daha yüksek oranda indirim yapacaklarını bildirirler.

Bu çalışmada tüm birim miktar indirimli ekonomik sipariş miktarı modeli incelenerek toplam maliyetin en düşük olduğu sipariş modeli belirlenmiştir. Ancak sipariş kalemlerinin USD cinsinden fiyatlanması sebebiyle USD/TL kurundaki oynaklıklar toplam maliyet üzerinden yapılan planlarda sapmalara neden olmaktadır. En avantajlı yöntem belirlenerek stokta bulundurma maliyeti açısından avantaj sağlanırken, USD/TL kurunun aşırı yükselmesi sebebiyle bir sonraki siparişler Türk Lirası bazlı daha yüksek

olacağı için gerçekleşen toplam maliyetler planlanan maliyetlerden yüksek olabilmektedir.

Gerçekleşen toplam maliyetin minimize edilebilmesi için yaptığımız çalışmada açıklayıcılığı en yüksek tahmin modeli olarak belirlenen NARDL modeli ile gelecek dönemler için USD/TL kuru tahmini yapılmıştır. Yapılan tahmin ile stokta bulundurma maliyeti ve gelecek dönem sipariş verme maliyeti karşılaştırılmıştır. Bu durumda, USD/TL kurunun aşırı yükselmesi tahmin edilirse stokta bulundurma maliyetini göze alarak stok arttırmaya gidilmesi, USD/TL kurunun yatay seyretmesi veya düşmesi tahmin ediliyorsa ekonomik sipariş miktarı modeline göre hareket edilmesine karar verilecektir. Ancak, tahmin dönemi uzadıkça tahmin hatalarında oluşacak olası yükselişler işletme kaynaklarının etkin kullanımı açısından riskler barındırmaktadır. Bu sebeple riski en aza indirmek için tahminler belirli periyotlarla tekrarlanmalı ve yeni üretim planları oluşturulmalıdır.

Koşullu varyans modelleri ve NARDL modelinin genellikle hisse senedi tahmini gibi menkul değerler için uygulamalarına rastlanılmaktadır. Üretim alanında ise çalışmalar genellikle sabit varyanslı tahmin ediciler ile yapılmıştır. Bu çalışmada uygun bir koşullu varyans modeli veya asimetrik ARDL seçilerek üretim alanında bir uygulama ile bu modellerin üretim alanındaki kullanımları konusunda literatüre katkıda bulunulması amaçlanmıştır.

6. KAYNAKLAR

- Alfares, H.K., and Ghaithan, A.M., Inventory and Pricing Model with Price-Dependent Demand, Time-Varying Holding Cost, and Quantity Discounts, Computers & Industrial Engineering, 94 **(2016)** 1.
- Altıntaş, H., Petrol Fiyatlarının Gıda Fiyatlarına Asimetrik Etkisi: Türkiye için NARDL Modeli Uygulaması, Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi 14 **(2016)** 4.
- Akdi, Y., Zaman Serileri Analizi Birim Kökler Ve Kointegrasyon, Bıçaklar Kitabevi, Ankara, **2003.**
- Akgül, I., Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri, Der Yayınları, İstanbul, **2003.**
- Akkaya, Ş. ve Pazarlıoğlu, M.V., Ekonometri I, 4.Baskı, Anadolu Matbaacılık, İzmir, **1995.**
- Bahmani-Oskooee, M., and Chi Wing, N.R., Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of The ARDL Model, International Journal of Business and Economics, 1 **(2002)** 2.
- Bollerslev, T., Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31 **(1986)** 307-327.
- Box, G.E.P., and Jenkins, G.M., Time Series Analysis Forecasting and Control, Revised Edition, Holden Day Inc., California, **1976.**
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., and Reinsel, G.C., Time Series Analysis; Forecasting and Control, 3rd Edition, Prentice Hall, Englewood Cliff, New Jersey, **1994.**
- Brooks, C., Intoductory Econometrics For Finance, 2nd Edition, Cambridge University Press, New York, **2008.**
- Cromwell, B., Labys, W.C. and Terraza, M., Univariate Tests for Time Series Models, 7th Edition, Sage Publications, Londra, **1994.**
- Çağlayan, E., Enflasyon, Faiz Oranı ve Büyümenin Yurtiçi Tasarruflar Üzerindeki Etkileri, Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 21 **(2006)** 1.
- Darwish, M.A., EPQ Models with Varying Setup Cost, International Journal of Production Economics, 113 **(2008)** 1.
- Engle, R.F., and Patton, A.J., What Good is a Volatility Model?, Quantitative Finance, 1 **(2001)** 2
- Erdoğan, E., Zaman Serilerinde ARIMA Modelleri, Yüksek Lisans Tezi, Muğla Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Muğla, **2006.**

- Fiess, N., and MacDonald, R., Technical Analysis in the Foreign Exchange Market: a Cointegration-Based Approach, Multinational Finance Journal, 3 **(1999)** 2.
- Firuzan, E., Çoban, B., Comparison of Cointegration Tests for Near İntegrated Time Series Data with Structural Break, Alphanumeric Journal, 4 **(2016)** 1.
- Fithri, P., Hasan, A. ve Asri, F.M., Analysis of Inventory Control by Using Economic Order Quantity Model –A Case Study in PT Semen Padang, Jurnal Optimasi Sistem Industri, 18 **(2019)** 2.
- Galeshchuk, S., Mukherjee, S., Deep Networks for Predicting Direction of Change in Foreign Exchange Rates, Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management, 24 **(2017)** 4.
- Grene, H.W., Econometric Analysis, 2nd Edition, Macmillan Publishing Company, New York, **1993.**
- Gujarati, D.N., Basic Econometrics, Fourt Edit., McGraw-Hill, New York, Part 4, **2004.**
- Gujarati, D.N., Temel Ekonometri,(çev.: Ü. Şenesen, G. G. Şenesen), Literatür Yayıncılık, İstanbul, **2009.**
- Gupta, D., and Wang, L., A Stochastic Inventory Model with Trade Credit, Manufacturing & Service Operations Management, 11 **(2009)** 1.
- Göktaş, Ö., Teorik Ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi, Beşir Kitabevi, İstanbul, **2005.**
- Gontareva, I.V., Krokhmal, S., and Dorokhov, O.V., Criteria for Managing Material Resources Stock at Industrial Enterprises, Montenegrin Journal of Economics, 10 **(2014)** 2.
- Gözgör, G., Stokastik Süreçlerin Döviz Kuru Tahmininde Kullanımı: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Piyasalar İçin Performans Analizi, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, **2012.**
- Güngör, S., vd., Petrol Fiyatlarındaki Değişimlerin Türkiye'nin Cari İşlemler Açığına Etkileri, Maliye Finans Yazıları, 0 **(2016)** 106.
- Harvey, A.C., The Econometric Analysis of Time Series, 2nd Edition, The MIT Press, Cambridge, **1991.**
- Hamilton, J.D., Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton, **1994.**
- Hamori, S., Volatility of Real GDP: Some Evidence From The United States, The

United Kingdom and Japan, Japan and World Economy, 12 **(2000)** 2.

- Hansen, P.R., and Lunde, A., A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat A GARCH(1,1)?, Applied Economics, 20 **(2005)** 873-889.
- Hill, R.C., Griffiths, W.E. ve Lim. G.C., Using Eviews For Principles Of Econometrics, 3rd Edition, John Wiley&Sons, New Jersey, **2008.**
- Hiranyavasit, C., Lot-sizing Algorithms in Flexible Manufacturing Systems with Simulation Experiments, NIDA Business Journal, 25 **(2019)** 1.
- Hoque, A., and Latif, A., Forecasting Exchange Rate for the Australian Dollar vis-a-vis the US Dollar Using Multivariate Time-Series Models, Applied Economics 25 **(1993)** 403–407.
- Hsieh, D.A., The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983, Journal of International Economics, 24 **(1988)** 1-2.
- Hyndman, R.J., & Athanasopoulos, G., Forecasting: Principles and Practice, 2nd Edition, OTexts, Melbourne, **2018.**
- Işığıçok, E., Değişkenler Arasındaki İlişkilerin Araştırılmasında Nedensellik Testleri ve Bir Uygulama Denemesi, Doktora Tezi, Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa, **1993.**
- Işığıçok, E., Türkiye'de Enflasyonun Varyansının ARCH ve GARCH Modelleri İle Tahmini, Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 17 **(1999)** 2.
- Kamaruddin, R., and Jusoff, K., An ARDL Approach in Food and Beverages Industry Growth Process in Malaysia, International Business Research, 2 **(2009)** 3.
- Kesgingöz, H., Türk Sanayisinin Konjonktürel Analizi, Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 16 **(2013)** 1.
- Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R. and Dolado, J.J., The Power of Cointegration Tests, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54 **(1992)** 3.
- Lin, Y.J., and Ho, C.H., Integrated Inventory Model with Quantity Discount and Price-Sensitive Demand, Top, 19 **(2011)** 1.
- Meese, R. and Rogoff, K., Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?, Journal of International Economics 14 **(1983)** 3.
- Mukherjee, K., M-estimation in GARCH Models, Econometric Theory 24 **(2008)** 1530–1553.
- Munson, C.L. and Jackson, J., Quantitiy Discount: An Overview and Practical Guide for Buyers and Sellers, Vol. 8, now Publishers Inc., Washington, **2014.**

- Nahmias, S., and Olsen, T.L., Production and Operations Analysis, Seventh Edition, Waveland Press, Illinois, **2015.**
- Naylor, T.H., Seaks, T.H. and Wichern, D.W., Box Jenkins Methods: An Alternative to Econometrics Models, International Statistical Review, 40 **(1972)** 2.
- Nelson, D.B., Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach, Econometrica, 59 **(1991)** 2.
- Nusair, S.A. and Olson, D., Dynamic Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices for the G7 Countries: A Nonlinear ARDL Approach, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 78 **(2022)** 101541.
- Sharifi-Renani, H., Demand for Money in Iran: An ARDL Approach, MPRA, Paper No: 8224, **2008.**
- Orhunbilge, N., Zaman Serileri Analizi Tahmin Ve Fiyat İndeksleri, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Yayınları, İstanbul, **1999.**
- Özdemir, Ö., Zaman Serisi Modellemesinde Yapay Sinir Ağlarının Kullanımı Ve Bir Uygulama, Yüksek Lisans Tezi, Anadolu Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Eskişehir, **2008.**
- Özoğuz, K., Zaman Serilerinde Trend Fonksiyon Tipinin Belirlenmesi ve Yorumu, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası, 42 **(1986)** 1-4.
- Öztürk, A., Yöneylem Araştırması, Yedinci Baskı, Ekin Kitabevi Yayınları, Bursa, **2001.**
- Papachristos, S., and Skouri, K., An Inventory Model with Deteriorating Items, Quantity Discount, Pricing and Time-Dependent Partial Backlogging, International Journal of Production Economics, 83 **(2003)** 3.
- Pesaran, M.H., and Pesaran, B., Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press, Oxford, **1997.**
- Plasmans, J., Verkooijen, W., and Daniels, H., Estimating Structural Exchange Rate Models by Artificial Neural Networks, Applied Financial Economics, 8 **(1998)** 541–51.
- Rüzgar, B., Kale, İ., The Use of ARCH and GARCH Models for Estimating and Forecasting Volatility, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 14 **(2007)** 2.
- Sana, S.S., ve Chaudhuri, K.S., "A Deterministic EOQ Model with Delays in Payments and Price-Discount Offers", European Journal of Operational Research,

184 **(2008)** 2.
- Schorderet, Y., Asymmetric Cointegration, Working Paper, Econometrics Department, University of Geneva, Geneva, **2003.**
- Sevüktekin, M., Çınar, M., Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, Dora Yayıncılık, Ankara, **2017.**
- Shen, F., Chao, J., Zhao, J., Forecasting Exchange Rate Using Deep Belief Networks and Conjugate Gradient Method, Neurocomputing, 167 **(2015)** 1.
- Shin, Y., Yu, B., and Greenwood-Nimmo, M., Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework, Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications, Springer, New York, **2014.**
- Shumway, R.H., and Stoffer, D.S., Time Series Analysis and Its Applications: with R Examples, Fourth Edition, Springer, California, **2017.**
- Silver, E.A., ve Meal, H.C., A Heuristic for Selecting Lot Size Requirements for the Case of a Deterministic Time-Varying Demand Rate and Discrete Opportunities for Replenishment, Production and Inventory Management, 14 **(1973)** 2.
- Şimşek, M., ve Kadılar, C., Türkiye'nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünleşme Analizi: 1970-2002, Doğuş Üniversitesi Dergisi, 5 **(2004)** 1.
- Tarı, R., Ekonometri, 4. Baskı, Umuttepe Yayınları, İstanbul, **2006.**
- Taylor, S.J., Modelling Financial Time Series, World Scientific Publishing, Chichester, **1986.**
- Teyyare, E., Tasarruf-Yatırım-Kurumsal Kalite İlişkisine Yönelik Bir Analiz: Türkiye Örneği, Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 18 **(2018)** 1.
- Torun, N., Birim Kök Testlerinin Performanslarının Karşılaştırılması, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, **2015.**
- Tsay, R.S., Analysis Of Financial Time Series, 2nd Edition, John Wiley&Sons, New Jersey, **2005.**
- Tseng, F.M., Tzeng, G.H., Yu, H.C., and Yuan, B.J.C., Fuzzy ARIMA Model for Forecasting the Foreign Exchange Market, Fuzzy Sets and Systems, 118 **(2001)** 9–19
- Ucal, M.Ş., Ekonometrik Model Seçim Kriterleri Üzerine Kısa Bir İnceleme,

Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Dergisi, 7 **(2006)** 2.

- Uslu, E.E., ve Polat, Ö., Türkiye'nin dış ticaretinde mevsimsel düzeltme. Journal of Yaşar University, 18 **(2010)** 5.
- Wangsa, I.D., and Wee, H.M., Integrated Inventory System with Freight Costs and Two Types of Quantity Discounts, International Journal of Logistics Systems and Management, 35 **(2020)** 1.
- Wright, J.H., Bayesian Model Averaging and Exchange Rate Forecasts, Journal of Econometrics, 146 **(2008)** 1.
- You, P.S., and Hsieh, Y.C., An EOQ Model with Stock and Price Sensitive Demand, Mathematical and Computer Modelling, 45 **(2007)** 7-8.
- Zakoian, J.M., Threshold Heteroskedastic Models, Journal of Economic Dynamics and Control, 18 **(1994)** 5.