



T.C.  
TOKAT GAZİOSMANPAŞA ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

**HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ  
OYNAKLIĞI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ:  
GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE  
KARŞILAŞTIRMASI**

**Hazırlayan**  
Selim GÜNGÖR

İşletme Anabilim Dalı  
Doktora Tezi

**Danışman**  
Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA

TOKAT-2020



T.C.  
TOKAT GAZİOSMANPAŞA ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

**HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ  
OYNAKLIĞI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ:  
GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE  
KARŞILAŞTIRMASI**

**Hazırlayan**  
Selim GÜNGÖR

İşletme Anabilim Dalı  
Doktora Tezi

**Danışman**  
Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA

TOKAT-2020


**HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ  
OYNAKLIĞI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ:  
GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE  
KARŞILAŞTIRMASI**

Tezin Kabul Ediliş Tarihi: 20 / 01 / 2020

Jüri Üyeleri (Unvanı, Adı Soyadı)

İmzası

Başkan : Prof.Dr. Yıldırım Beyazıt ÖNAL



Üye : Prof.Dr. Serkan Yılmaz KANDIR



Üye : Prof.Dr. Süleyman Serdar KARACA



Üye : Doç.Dr. Türker ŞİMŞEK



Üye : Dr.Öğr.Üyesi Mustafa GÜL

Bu tez, Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulunun 02/01/2020 tarih ve 01-13 sayılı oturumunda belirlenen jüri tarafından kabul edilmiştir.

Enstitü Müdürü: Prof.Dr. İlhan EROĞLU



## BİLİMSEL ETİK SAYFASI

Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü tez yazım kılavuzuna göre, Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA danışmanlığında hazırlamış olduğum "Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Oynaklığı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Karşılaştırması" adlı Doktora tezimin bilimsel etik değerlere ve kurallara uygun, özgün bir çalışma olduğunu, aksinin tespit edilmesi halinde her türlü yasal yaptırımını kabul edeceğimi beyan ederim.

20/01/2020

Selim GÜNGÖR

 İmza



Aileme...

## ÖNSÖZ

Tez çalışmam boyunca bana yardımcı olan, desteğini ve yardımını esirgemeyen, motive ederek yol gösteren başta Danışmanım Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA hocama, tez savunma jürimde yer alarak görüş ve önerileriyle tezime katkı sağlayan Prof.Dr. Yıldırım Beyazıt ÖNAL ve Prof.Dr. Serkan Yılmaz KANDIR hocalarıma ve tez izleme jürimde yer alarak görüş ve önerileriyle yol gösterici olan ve manevi desteklerini esirgemeyen Doç. Dr. Türker ŞİMŞEK ve Dr. Öğr. Üyesi Mustafa GÜL hocalarıma en derin saygılarımı sunuyor ve teşekkür ediyorum.

Tezimin uygulama aşamasında kullanmış olduğum kodların temininde ve düzenlenmesinde yardımcı olan Prof. Dr. Mehmet BALCILAR hocama ve değerli arkadaşım Dr. Elif ERER'e, bilgilerini benimle paylaşan ve tezimde bana yol gösterici olan Doç.Dr. İsmail ÇELİK hocama ve manevi desteğini yürekten hissettiğim Öğr. Gör. Uğur ÇİĞDEM hocama en derin saygılarımı sunuyor ve teşekkür ediyorum.

Son olarak tezimin hazırlanma sürecinde her an yanımda olan ve benimle birlikte sabır gösteren aileme sonsuz teşekkürlerimi sunuyorum.

# HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ OYNAKLIĞI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ: GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE KARŞILAŞTIRMASI

## ÖZET

Bu araştırmanın amacı, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisini ortaya koymaktır. Bu doğrultuda araştırmada S&P 500, Tayvan Ağırlıklı, Hang Seng, Nikkei 225, FTSE 100, Şangay Kompozit, SET, Jakarta Borsası Kompozit, BİST 100 ve S&P BMV IPC Endeksleri'nin 04.01.2010-28.08.2019 dönemlerine ilişkin günlük dolar cinsinden kapanış fiyatları ile günlük miktar cinsinden işlem hacimleri dikkate alınmıştır. Araştırmada ilk olarak, serilerin varyansındaki yapısal kırılmalar Sanso vd.(2004)'nin varyansta kırılma testiyle araştırılmıştır. Daha sonra varyansta kırılma testinden elde edilen bulgular doğrultusunda getiri ve işlem hacmi serilerine ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli student t ve çarpık student dağılımlarıyla araştırılmış, elde edilen modeller içerisinde en uygun oynaklık modeli ise Kupiec LR ve beklenen kayıp testleriyle tespit edilmiştir.

Araştırmada son olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisi Hafner ve Herwartz (2006)'ın varyansta nedensellik testi ile araştırılmıştır. Yapılan analizlerden (Tayvan hariç) genel olarak gelişmiş ülkelerde işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular, gelişmiş ülkelerde Karışık Dağılımlar Hipotezi'nin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Gelişmekte olan ülkelere ilişkin yapılan analizlerden ise (Çin ve Meksika hariç) genel olarak ilgili ülkelerde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular gelişmekte olan ülkelerde Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'nin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Hisse Senedi Getiri Oynaklığı, İşlem Hacmi Oynaklığı, Oynaklık Modelleri, Kupiec LR Testi, Beklenen Kayıp Testi.

# **THE RELATIONSHIP BETWEEN STOCK RETURN VOLATILITY AND TRADING VOLUME VOLATILITY: COMPARISON OF DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES**

## **ABSTRACT**

The purpose of this study is to put forward the causality relationship between stock return volatility and trading volume volatility in developed and developing countries. Accordingly, dollar-denominated daily prices, and quantity-denominated daily trading volume of the S&P 500, Tayvan Weighted, Hang Seng, Nikkei 225, FTSE 100, Shangai Composite, SET, Jakarta Stock Exchange Composite, BIST 100 ve S&P BMV IPC BIST 100 Indexes for the period 04.01.2010-28.08.2019 have been considered in the study. First of all in the study, structural breaks in the variance of the series have been investigated by Sanso et al. (2004). Then, according to the findings obtained from structural break in the variance, the most appropriate GARCH, EGARCH and GJR-GARCH model of return and trading volume series have been investigated with student t and skewed student distributions and The most suitable model of volatility has been determined by Kupiec LR and expected shortfall tests from the obtained models.

Finally, the causality relationship between stock return volatility and trading volume volatility has been investigated with the Hafner and Herwartz (2006) causality in variance test. According to the analyzes (except Taiwan), generally, it is found that there is a unidirectional causality relationship from the volatility of trading volume to stock return volatility in developed countries. The findings put forward that the Mixed Distributions Hypothesis is valid in developed countries. According to the analysis of developing countries (except China and Mexico), generally, it is determined that there is a bidirectional causality relationship between stock return volatility and trading volume volatility in the related countries. The findings show that the Sequential Information Flow Hypothesis is valid in developing countries.

**Key Words:** Stock Return Volatility, Trading Volume Volatility, Volatility Models, Kupiec LR Test, Expected Shortfall Test.



## İÇİNDEKİLER

	<b><u>Sayfa</u></b>
Tez Onay Sayfası .....	i
Bilimsel Etik Sayfası .....	ii
İthaf.....	iii
Önsöz .....	iv
Özet.....	v
Abstract.....	vi
İçindekiler .....	vii
Tablolar Listesi .....	xi
Grafikler Listesi .....	xviii
Kısaltmalar ve Simgeler Listesi .....	xx
<b>GİRİŞ .....</b>	<b>1</b>
<b>BÖLÜM 1: OYNAKLIK İLE İLGİLİ KAVRAMSAL ÇERÇEVE .....</b>	<b>4</b>
1.1.OYNAKLIK KAVRAMI VE İLİŞKİLİ OLDUĞU KONULAR .....	4
1.1.1. Oynaklık Kavramı ve Kapsamı.....	4
1.1.2 Risk, Belirsizlik ve Oynaklık İlişkisi .....	6
1.2. OYNAKLIK ÇEŞİTLERİ .....	16
1.3. OYNAKLIK ÜZERİNDE ETKİLİ OLAN FAKTÖRLER.....	20
1.4. OYNAKLIĞIN BELİRLEYİCİLERİ.....	22
1.4.1. Makroekonomik Faktörler ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi .....	22
1.4.2. Türev Piyasalar ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi .....	26
1.4.3. Yayılım Etkileri ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi .....	28
1.4.4. Haber Bültenleri ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi.....	30
1.4.5. Program Ticareti ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi .....	33
1.4.6. İçeriden Öğrenenlerin Ticareti ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi.....	36
<b>BÖLÜM 2: FİNANSAL PİYASALARDA OYNAKLIK .....</b>	<b>40</b>
2.1.FİNANSAL PİYASALARIN OYNAKLIK AÇISINDAN DEĞERLENDİRİLMESİ .....	40
2.1.1. Döviz Piyasalarında Oynaklık .....	41
2.1.2. Menkul Kıymet Piyasalarında Oynaklık.....	43

2.1.2.1. Faiz Oranı Oynaklığı ve Tahvil ve Bono Piyasalarında Oynaklık .....	44
2.1.2.2. Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık .....	45
2.1.2.2.1. Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık Oluşumunu Önlemeye Yönelik Öneriler .....	48
2.1.2.2.2. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı....	51
2.2. HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ OYNAKLIĞI ARASINDAKİ İLİŞKİ .....	53
2.2.1. Hisse Senedi Getirisi İle Oynaklık Arasındaki İlişki .....	53
2.2.2. Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Neden Olan Faktörler.....	56
2.2.3. İşlem Hacmi Kavramı ve İşlem Hacmi İle Oynaklık Arasındaki İlişki.....	61
2.2.4. Hisse Senedi Getiri Oynaklığıyla İşlem Hacmi Arasındaki İlişkiyi Açıklayan Hipotezler.....	67
2.2.4.1. Bilgiye Dayalı Teoriler .....	67
2.2.4.1.1. Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi ve Bilgi Akışlarında Asimetri.....	67
2.2.4.1.2. Karışık Dağılımlar Hipotezi.....	69
2.2.4.1.3. Gürültücü İşlemciler Hipotezi .....	70
2.2.4.2. Yatırımcıların Düşüncelerindeki ve Bekleyişlerindeki Farklılıklara Dayalı Teoriler.....	71
2.2.4.2.1. Fikir Ayrılığı Modeli .....	71
2.2.4.2.2. Piyasa Mikro Yapısı Modeli .....	72
2.2.4.3. Diğer Teoriler .....	74
2.2.5. Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ile İşlem Hacmi İlişkisinin Etkin Piyasalar ve Davranışsal Finans Perspektiflerinden Değerlendirilmesi.....	75
<b>BÖLÜM 3: FİNANSAL PİYASALARDA OYNAKLIK ÜZERİNE YAPILAN LİTERATÜR TARAMASI.....</b>	<b>79</b>
3.1. LİTERATÜRDE HİSSE SENEDİ PİYASA OYNAKLIĞI ÜZERİNE YAPILAN ÇALIŞMALAR.....	79
3.1.1. Hisse Senedi Piyasa Oynaklığı Üzerine Yurtdışında Yapılan Çalışmalar.....	79
3.1.2. Hisse Senedi Piyasa Oynaklığı Üzerine Türkiye’de Yapılan Çalışmalar .....	89
3.2. LİTERATÜRDE HİSSE SENEDİ GETİRİSİ İLE İŞLEM HACMİ ARASINDAKİ İLİŞKİ ÜZERİNE YAPILAN ÇALIŞMALAR .....	97

3.2.1. Hisse Senedi Getirisi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki Üzerine Yurtdışında Yapılan Çalışmalar .....	98
3.2.2. Hisse Senedi Getirisi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki Üzerine Türkiye’de Yapılan Çalışmalar .....	104
3.3. LİTERATÜRDE HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ VE HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ OYNAKLIĞI ÜZERİNE YAPILAN ÇALIŞMALAR .....	108
3.3.1. Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi ve Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Oynaklığı Arasındaki İlişki Üzerine Yurtdışında Yapılan Çalışmalar .....	109
3.3.2. Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi ve Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Oynaklığı Arasındaki İlişki Üzerine Türkiye’de Yapılan Çalışmalar	121
<b>BÖLÜM 4: GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ OYNAKLIĞI ARASINDAKİ İLİŞKİ .....</b>	<b>125</b>
4.1. ARAŞTIRMANIN AMACI VE ÖNEMİ .....	125
4.2. ARAŞTIRMANIN KAPSAMI VE SINIRLILIKLARI .....	125
4.3. ARAŞTIRMANIN VERİ SETİ VE YÖNTEMLERİ.....	126
4.3.1. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi .....	128
4.3.2. Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) ve Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modelleri.....	129
4.3.3. Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi.....	132
4.3.4. Araştırmada Kullanılan Oynaklık Modelleri .....	132
4.3.4.1. Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans (GARCH) Modeli .....	133
4.3.4.2. Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans (EGARCH) Modeli.....	135
4.3.4.3. Glosten, Jagannathan ve Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans (GJR-GARCH) Modeli .....	136
4.3.5. Student t İle Çarpık Student t Dağılımları ve Pearson ( $\chi^2$ ) Uyum İyiliği Testi .	137
4.3.5.1. Student t İle Çarpık Student t Dağılımları .....	137
4.3.5.2. Pearson ( $\chi^2$ ) Uyum İyiliği Testi.....	138
4.3.6. Kupiec LR (Likelihood Ratio-Olabilirlik Oranı) ve Expected Shortfall (ESF-Beklenen Kayıp) Testleri .....	138

4.3.7. Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Testi.....	142
4.4. ARAŞTIRMANIN BULGULARI.....	143
4.4.1. Gelişmiş Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular .....	143
4.4.1.1. ABD-S&P 500 Endeksi'ne İlişkin Bulgular .....	143
4.4.1.2. Tayvan Ağırlıklı Endeksi'ne İlişkin Bulgular .....	162
4.4.1.3. Hong Kong-Hang Seng Endeksi'ne İlişkin Bulgular .....	183
4.4.1.4. İngiltere-FTSE 100 Endeksi'ne İlişkin Bulgular .....	194
4.4.1.5. Japonya-Nikkei 225 Endeksi'ne İlişkin Bulgular .....	215
4.4.2. Gelişmekte Olan Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular.....	244
4.4.2.1. Çin-Şangay Kompozit Endeksi'ne İlişkin Bulgular .....	244
4.4.2.2. Tayland-SET Endeksi'ne İlişkin Bulgular.....	259
4.4.2.3. Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'ne İlişkin Bulgular.....	280
4.4.2.4. Türkiye-BİST 100 Endeksi'ne İlişkin Bulgular.....	303
4.4.2.5. Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'ne İlişkin Bulgular .....	316
4.4.3. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelere İlişkin Genel Bir Değerlendirme.....	330
<b>SONUÇ VE ÖNERİLER.....</b>	<b>338</b>
<b>KAYNAKLAR .....</b>	<b>341</b>
<b>ÖZGEÇMİŞ .....</b>	<b>381</b>

## TABLOLAR LİSTESİ

<b><u>Tablo No</u></b>	<b><u>Sayfa</u></b>
Tablo 4.1: ABD-S&P 500 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	144
Tablo 4.2: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	146
Tablo 4.3: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	147
Tablo 4.4: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	148
Tablo 4.5: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	149
Tablo 4.6: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	151
Tablo 4.7: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	152
Tablo 4.8: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	153
Tablo 4.9: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	154
Tablo 4.10: Tlhc m Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	155
Tablo 4.11: Tlhc m Serisi İçin ARMA(0,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	157
Tablo 4.12: Tlhc m Serisi İçin ARMA(0,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	158
Tablo 4.13: Tlhc m Serisi İçin ARMA(0,1)-GJRGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	159
Tablo 4.14: Tlhc m Serisi İçin ARMA(0,1)-GJRGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	160
Tablo 4.15: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	161
Tablo 4.16: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	162
Tablo 4.17: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	165
Tablo 4.18: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	166

Tablo 4.19: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	167
Tablo 4.20: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	169
Tablo 4.21: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	171
Tablo 4.22: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	172
Tablo 4.23: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	173
Tablo 4.24: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	174
Tablo 4.25: Tlhcm Serisi İçin GARCH(3,4) ve GJR-GARCH(1,2) Model Tahmin Sonuçları.....	175
Tablo 4.26: Tlhcm Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	178
Tablo 4.27: Tlhcm Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	180
Tablo 4.28: Tlhcm Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	181
Tablo 4.29: Tlhcm Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	182
Tablo 4.30: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	183
Tablo 4.31: Hong Kong Hang Seng Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	184
Tablo 4.32: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	186
Tablo 4.33: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	187
Tablo 4.34: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	188
Tablo 4.35: Lgtr Serisi İçin GARCH (2,1) Model Tahmin Sonuçları .....	190
Tablo 4.36: Tlhcm Serisi İçin GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	192
Tablo 4.37: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	194
Tablo 4.38: İngiltere-FTSE 100 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	195

Tablo 4.39: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	197
Tablo 4.40: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	198
Tablo 4.41: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	199
Tablo 4.42: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve EGARCH(3,2) Model Tahmin Sonuçları .....	201
Tablo 4.43: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	203
Tablo 4.44: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	204
Tablo 4.45: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-EGARCH(3,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	205
Tablo 4.46: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-EGARCH(3,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	206
Tablo 4.47: Tlhcm Serisi İçin GARCH(3,4) ve GJR-GARCH(1,2) Model Tahmin Sonuçları.....	207
Tablo 4.48: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları.....	210
Tablo 4.49: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	211
Tablo 4.50: Tlhcm Serisi İçin ARMA (2,1) GJR-GARCH (1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları.....	212
Tablo 4.51: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	213
Tablo 4.52: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	214
Tablo 4.53: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	215
Tablo 4.54: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	218
Tablo 4.55: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	219
Tablo 4.56: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	220
Tablo 4.57: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,2), EGARCH(2,2) ve GJR GARCH (1,1) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları.....	222

Tablo 4.58: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	224
Tablo 4.59: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	225
Tablo 4.60: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-EGARCH(2,2) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	227
Tablo 4.61: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-EGARCH(2,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	229
Tablo 4.62: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	230
Tablo 4.63: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	232
Tablo 4.64: Tlhcm Serisi İçin GARCH(1,2), EGARCH (1,1) ve GJR-GARCH (3,4) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları .....	234
Tablo 4.65: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	237
Tablo 4.66: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	238
Tablo 4.67: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	239
Tablo 4.68: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	240
Tablo 4.69: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	241
Tablo 4.70: Tlhcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	242
Tablo 4.71: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	243
Tablo 4.72: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	244
Tablo 4.73: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	247
Tablo 4.74: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	248
Tablo 4.75: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	249



Tablo 4.76: Lgtr Serisi İçin GARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	251
Tablo 4.77: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	254
Tablo 4.78: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	255
Tablo 4.79: TlhcM Serisi İçin GARCH(3,2) Model Tahmin Sonuçları .....	257
Tablo 4.80: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	259
Tablo 4.81: Tayland-SET Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	260
Tablo 4.82: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	262
Tablo 4.83: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	264
Tablo 4.84: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	265
Tablo 4.85: Lgtr Serisi İçin GARCH(3,4) Modeline İlişkin Tahmin Sonuçları.....	267
Tablo 4.86: TlhcM Serisi İçin GARCH(1,1), EGARCH (1,1) ve GJR-GARCH (1,2) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları .....	269
Tablo 4.87: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	272
Tablo 4.88: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	273
Tablo 4.89: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	274
Tablo 4.90: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	275
Tablo 4.91: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	276
Tablo 4.92: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	278
Tablo 4.93: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	280
Tablo 4.94: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	281
Tablo 4.95: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	283

Tablo 4.96: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	284
Tablo 4.97: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	285
Tablo 4.98: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH (1,1) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları .....	287
Tablo 4.99: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	289
Tablo 4.100: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	290
Tablo 4.101: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	292
Tablo 4.102: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	293
Tablo 4.103: Tlhcm Serisi İçin GARCH(3,3) ve EGARCH (1,1) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları .....	295
Tablo 4.104: Tlhcm Serisi İçin ARMA(4,3)-GARCH(3,3) Modeline İlişkin Örnekleme İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	298
Tablo 4.105: Tlhcm Serisi İçin ARMA(4,3)-GARCH(3,3) Modeline İlişkin Örnekleme Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	299
Tablo 4.106: Tlhcm Serisi İçin ARMA(4,3)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	300
Tablo 4.107: Tlhcm Serisi İçin ARMA(4,3)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	301
Tablo 4.108: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	302
Tablo 4.109: Türkiye-BİST 100 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler .....	303
Tablo 4.110: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	305
Tablo 4.111: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	306
Tablo 4.112: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	307
Tablo 4.113: Lgtr Serisi İçin GARCH(2,2) ve GJR-GARCH (1,2) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları .....	308
Tablo 4.114: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GARCH(2,2) Modeline İlişkin Örnekleme İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları .....	310

Tablo 4.115: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GARCH(2,2) Modeline İlişkin Örnekleme Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	311
Tablo 4.116: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örnekleme İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları.....	312
Tablo 4.117: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örnekleme Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	313
Tablo 4.118: Tlhcm Serisi İçin GARCH(2,3) Model Tahmin Sonuçları .....	314
Tablo 4.119: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	315
Tablo 4.120: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler ...	316
Tablo 4.121: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	319
Tablo 4.122: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları .....	320
Tablo 4.123: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları .....	321
Tablo 4.124: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) Modeline İlişkin Tahmin Sonuçları.....	323
Tablo 4.125: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları.....	325
Tablo 4.126: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örnekleme Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları ...	326
Tablo 4.127: Tlhcm Serisi İçin GARCH(2,3) Modeline İlişkin Tahmin Sonuçları .....	328
Tablo 4.128: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları .....	329
Tablo 4.129: Gelişmiş Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular .....	331
Tablo 4.130: Gelişmekte Olan Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular .....	332

## GRAFİKLER LİSTESİ

<b><u>Grafik No</u></b>	<b><u>Sayfa</u></b>
Grafik 4.1: ABD-S&P 500 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	145
Grafik 4.2: ABD-S&P 500 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	145
Grafik 4.3: ABD-S&P 500 Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	161
Grafik 4.4: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	163
Grafik 4.5: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	164
Grafik 4.6: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	183
Grafik 4.7: Hong Kong-Hang Seng Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	185
Grafik 4.8: Hong Kong-Hang Seng Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	185
Grafik 4.9: Hong Kong-Hang Seng Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	193
Grafik 4.10: İngiltere-FTSE 100 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	195
Grafik 4.11: İngiltere-FTSE 100 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	196
Grafik 4.12: İngiltere-FTSE 100 Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	214
Grafik 4.13: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	216
Grafik 4.14: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	217
Grafik 4.15: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	243

Grafik 4.16: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	245
Grafik 4.17: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	246
Grafik 4.18: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	258
Grafik 4.19: Tayland-SET Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	261
Grafik 4.20: Tayland-SET Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	261
Grafik 4.21: Tayland-SET Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	279
Grafik 4.22: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri .....	282
Grafik 4.23: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	282
Grafik 4.24: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .	302
Grafik 4.25: Türkiye-BİST 100 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri.....	304
Grafik 4.26: Türkiye-BİST 100 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	304
Grafik 4.27: Türkiye-BİST 100 Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	315
Grafik 4.28: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri .....	317
Grafik 4.29: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri .....	318
Grafik 4.30: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri .....	329

## KISALTMALAR VE SİMGELER LİSTESİ

<b>ABD</b>	Amerika Birleşik Devletleri
<b>AMEX</b>	Amerikan Express
<b>ARCH</b>	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>ARFIMA</b>	Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama
<b>ARIMA</b>	Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama
<b>ARMA</b>	Otoregresif Hareketli Ortalama
<b>ATX</b>	Avusturya Viyana Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 20 Şirketten Oluşan Endeks
<b>BİST</b>	Borsa İstanbul
<b>BİST 30</b>	Borsa İstanbul'da İşlem Gören En Büyük 30 Şirketten Oluşan Endeks
<b>BİST 100</b>	Borsa İstanbul'da İşlem Gören En Büyük 100 Şirketten Oluşan Endeks
<b>BOLSA</b>	Arjantin Borsası Genel Endeksi
<b>BOVESPA</b>	Brezilya Sao Paulo Hisse Senedi, Emtia ve Vadeli İşlemler Borsası Genel Endeksi
<b>BSE Sensex</b>	Hindistan Ulusal Borsası Genel Endeksi
<b>BUX</b>	Macaristan-Budapeşte Borsası Endeksi
<b>CAC 40</b>	Fransa Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 40 Şirketten Oluşan Endeks
<b>CBOE VIX</b>	Chicago Opsiyon Borsası Kurulu Oynaklık Endeksi
<b>CSI 300</b>	Şanghay ve Şenzen Endeksleri'nde İşlem Gören Toplam 300 Şirketin Sermayesiyle Ağırlıklandırılmış Endeks
<b>DAX 30</b>	Alman Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 30 Şirketten Oluşan Endeks
<b>DJIA</b>	Dow Jones Borsası Endüstri Endeksi
<b>EGARCH</b>	Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>ESF</b>	Beklenen Kayıp
<b>EWMA</b>	Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama
<b>FED</b>	Federal Reserve-Merkez Bankaları Sistemi

<b>FIAPARCH</b>	Kesirli Bütünleşik Asimetrik Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>FIEGARCH</b>	Kesirli Bütünleşik Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>FIGARCH</b>	Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>FTSE</b>	Financial Times Menkul Kıymetler Borsası
<b>FTSE 100</b>	Londra Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 100 Şirketten Oluşan Endeks
<b>GARCH</b>	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>GARCH-M</b>	Ortalamadaki Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>GJR</b>	Glosten-Jagannathan-Runkle
<b>GMM</b>	Genelleştirilmiş Momentler Metodu
<b>Hang Seng</b>	Hong Kong Menkul Kıymetler Borsası Endeksi
<b>HAR</b>	Farklı Yapıda Otoregresif
<b>HAR-RV</b>	Farklı Yapıda Otoregresif Realize Edilmiş Oynaklık
<b>HVAR</b>	Farklı Yapıda Vektör Otoregresif
<b>IPC</b>	Meksika Genel Endeksi
<b>İMKB</b>	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
<b>KSE 100</b>	Pakistan Karachi Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 100 Şirketten Oluşan Endeks
<b>KOSPI</b>	Güney Kore Borsası Genel Endeksi
<b>LHAR</b>	Kaldıraç Etkili Farklı Yapıda Otoregresif
<b>LQ45</b>	Endonezya Jakarta Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 45 Şirketten Oluşan Endeks
<b>LR</b>	Olabilirlik Oranı
<b>MBI 10</b>	Makedonya Makedonski Berzanski Endeksi
<b>MGARCH</b>	Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>MSGARCH</b>	Markov Rejim Değişim Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

<b>MS VAR</b>	Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif
<b>NASDAQ</b>	New York Özel Teknoloji Borsası
<b>NIKKEI 225</b>	Tokyo Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 225 Şirketten Oluşan Endeks
<b>NYSE</b>	New York Hisse Senedi Piyasası
<b>OLS</b>	En Küçük Kareler
<b>PARCH</b>	Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>QGARCH</b>	İkinci Dereceden Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>RTSI</b>	Rusya-Moskova Borsası Endeksi
<b>PX</b>	Çek Cumhuriyeti-Prag Borsası Endeksi
<b>S&amp;P</b>	Standart and Poors
<b>S&amp;P CNX Nifty</b>	Hindistan Ulusal Borsası'nda İşlem Gören En Büyük 50 Şirketten Oluşan Endeks
<b>SOFIX</b>	Bulgaristan Sofya Borsası'nda İşlem Gören 15 Şirketten Oluşan Endeks
<b>SSE Composite</b>	Çin-Şanghay Kompozit Endeksi
<b>STI</b>	Singapur Borsası Endeksi
<b>SWARCH</b>	Rejim Değişimli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>TARCH</b>	Eşik Değerli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>TGARCH</b>	Eşik Değerli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>VAR</b>	Vektör Otoregresif
$\bar{\theta}$	Yiv
$\tau$	Tau
$\sigma$	Sigma
$\alpha$	Alfa
$\beta$	Beta
$\delta$	Delta
$\theta$	Theta
$\mu$	Mü
$\gamma/\Gamma$	Gamma



$\lambda$	Lamda
$\xi$	Ksi
$\pi$	Pi
$\varepsilon$	Epsilon
$\chi$	Ki
$\omega$	Omega



## GİRİŞ

Ülkelerin finansal piyasaları arasındaki entegrasyon faaliyetleri son yıllarda hız kazanmıştır. Dünya çapında yeni ulaşım ve bilgi teknolojileri uygulamalarındaki artış ve dış ekonomik ilişkilerin serbestleşmesinin bir uzantısı olarak sınırların ortadan kalkması birbirinden uzak pazarları dahi birbirleriyle ilişki kurar hale getirmiştir. Ayrıca, reel ekonomik ve finansal ilişkilerin bir sonucu olarak, bir ülkede ortaya çıkan bilgiler diğer ülkelerdeki varlık değerlemeleri üzerinde etkili olmaya başlamıştır. Ancak bu bilgi yayılımı olgusu, risk, belirsizlik ve oynaklık gibi finansal piyasalarda oluşabilecek durumlara karşı oldukça duyarlıdır. Finansal piyasalarda risk, gerçekleşen getiri ile beklenen getiri arasındaki sapma ile ilgili bir durumdur ve ölçülebilir bir belirsizliktir. Belirsizlik ise bir dağılımla açıklanamayan ve rastgele oluşan bir durumdur. Markowitz Modern Portföy Teorisi'nde risk kavramını matematiksel olarak bir varlığın getiri oranının varyansı şeklinde ifade etmiştir. Finansal ve makroekonomik göstergelerdeki beklenmedik azalış veya artışlar göstergelere ilişkin varyansın değişmesine sebep olabilmekte ve göstergelerdeki tahmin edilemeyen beklenmedik değişimler koşullu varyans olarak açıklanabilen oynaklık kavramıyla birlikte ele alınabilmektedir. Bu açıdan oynaklık finansal varlıkların fiyatında, getirisinde ya da işlem hacminde ortaya çıkan ya da ortaya çıkması muhtemel olan pozitif ya da negatif yönlü değişimlerin ölçüsü olarak ifade edilebilmektedir. Markowitz'in risk kavramını oynaklık türünden ifade etmesi nedeniyle Modern Portföy Teorisi ortaya çıktıktan sonra oynaklık kavramının önemi giderek artmaya başlamıştır. Bu nedenle ilgili teorinin çıkışı sonrasında finans alanında varlık getirilerinde oynaklığın özelliklerinin araştırılması, oynaklık türlerinin ve oynaklığı etkileyen faktörlerin belirlenmesi, oynaklıkla ilişkili olan kavramların ortaya konulması, oynaklığın modellenmesi ve finansal piyasalardaki oynaklığın derinlemesine irdelenmesi gibi konular üzerine odaklanılmıştır.

Finansal piyasa oynaklığı, finansal piyasaya ait herhangi bir göstergenin, menkul kıymetin fiyatı veya getirisinin ya da endeksin belirli bir dönemde gösterdiği oynaklık olarak ifade edilebilmektedir. Finansal piyasa oynaklığı, finansal piyasalarda yapılan yatırımın riskinin tespit edilmesinde kullanılan önemli bir risk faktörüdür. Eğer finansal piyasalar etkinse, varlık fiyat ve getirilerindeki değişimler ekonominin temelini yansıtacaktır. Ancak finansal piyasalar etkin değilse yanlış fiyatlandırma, finansal

politikalar ve yatırımcıların irrasyonel davranışları gibi ekonomik faktörler dışındaki diğer faktörler finansal piyasa oynaklığı üzerinde etkili olacak, finansal piyasalarda oluşan oynaklık ise reel kesimi etkileyecektir. Burada dikkate alınması gereken nokta her iki durumda da oynaklığın ekonominin bağımsız belirleyicisi olması ve politika yapımcıların müdahalesini gerektirmesidir.

Literatürde finansal piyasa oynaklığı ile ilgili yapılan çalışmalarda çoğunlukla hisse senedi piyasaları üzerine yoğunlaşmaktadır. Hisse senedi piyasa oynaklığının, hisse senetlerinin etkin bir şekilde fiyatlandırılmaması ve finansal piyasaların fonksiyonel olmamalarından kaynaklanabileceği söylenebilir. Son zamanlarda hisse senedi piyasa oynaklığına verilen önemin artmasının nedenleri ise opsiyon ve türev piyasaların performanslarının hisse senedi piyasasıyla yakından ilişkili olması ve yaşanan ekonomik krizlerdir. Bu nedenle, hisse senedi piyasa oynaklığının olumlu ve olumsuz yönlerinin ayrıntılı bir şekilde araştırılması gerekmektedir. Çünkü piyasada bazen olumlu olarak nitelendirilen bir durum farklı bir bakış açısıyla olumsuz olarak nitelendirilebilir. Örneğin, hisse senedi getiri oynaklığının yüksek olması bazı kesimlerce hisse senedinin değerinin yükseleceği yönünde yorumlanırken, bazı kesimlerce de düşeceği yönünde yorumlanabilir. Diğer taraftan, uzun dönemli bir yatırım aracının kısa dönemde yüksek getiri sağlaması oynaklık açısından olumlu bir durum olarak karşılanırken, piyasada aktif olan yatırımcıların oynaklıktan kaynaklanan risklerden korunmak için manipülasyona başvurmaları olumsuz bir durum olarak nitelendirilebilir.

Literatürde hisse senedi piyasa oynaklığının temelleri, Cootner (1964)'in "Rassal Yürüyüş Teorisi" ile atılmıştır. Bu teoriye göre, ardışık fiyat oynaklıklarının bağımsız olduğu ve rastgele gerçekleştirildiği varsayılmıştır. Daha sonra bu teori Fama (1970) tarafından ortaya konulan "Etkin Piyasa Hipotezi" ile geliştirilmiştir. Bu hipoteze göre, etkin bir piyasanın mevcut bilgileri tümüyle içerdiği ve yatırımcıların anormal getiri elde etme olasılıklarının bulunmadığı ileri sürülmektedir. Etkin piyasa hipotezinden yola çıkarak akıllı ve becerikli bir yatırımcının piyasa hareketlerini kolaylıkla gözlemleyebileceği düşünülse de bilgi akış hızını ölçmenin oldukça zor olduğu günümüz dünyasında piyasa hareketlerini tahmin etmek çok da kolay değildir. Bu nedenle, Clark (1973), Copeland (1977), Jennings vd. (1981), Karpoff (1987) ve De Long (1990) çalışmalarında işlem hacminin piyasa bilgilerini yansıtması açısından iyi

bir gösterge olduğunu ileri sürmüşlerdir. Hatta Karpoff (1987) çalışmasında, getiri-işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişkinin finansal piyasaların yapısıyla ilgili fikirler sunması nedeniyle titizlikle incelenmesi gerektiğini vurgulamıştır. Getiri-işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişkinin teorik temelleri ise seriler arasındaki ilişkinin piyasadaki bilgi akış oranına bağlı olduğunu ileri süren Clark (1973)'ın "Karışık Dağılımlar Hipotezi", seriler arasındaki ilişkiyi bilginin asimetrik yapısına bağlayan Copeland (1977)'ın "Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi" ile seriler arasındaki ilişkiyi gürültülü işlemler üzerinden değerlendiren De Long vd. (1990)'nin "Gürültücü İşlemciler Hipotezi" ile atılmıştır. Daha sonra bu hipotezleri yatırımcıların düşüncelerindeki ve bekleyişlerindeki farklılıkları ele alan teoriler ve vergi ve vergi dışı etkenlere dayalı modeller desteklemiştir.

Bu araştırmanın amacı, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisini ortaya koymaktır. Bu noktadan hareketle, araştırmanın birinci bölümünde oynaklık kavramı ile ilişkili konular, oynaklık çeşitleri, oynaklık üzerinde etkili olan faktörler ve oynaklığın belirleyicilerinden bahsedilmiştir. Araştırmanın ikinci bölümünde finansal piyasalar oynaklık açısından değerlendirilmiş, hisse senedi getirisi ile oynaklık ve işlem hacmi ile oynaklık arasındaki ilişki ortaya konulmuş ve hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi açıklayan hipotezler anlatılmıştır. Araştırmanın üçüncü bölümünde, finansal piyasalardaki oynaklık üzerine literatürde yapılan çalışmalara yer verilmiştir. Bu doğrultuda bu bölüm hisse senedi piyasa oynaklığı üzerine yapılan çalışmalar, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişki üzerine yapılan çalışmalar ve hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi üzerine yapılan çalışmalar ile hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı üzerine yapılan çalışmalar olmak üzere üç alt başlıkta ele alınmıştır. Araştırmanın dördüncü bölümünde, araştırmanın amacı, kapsamı ve sınırlılıklarına değinilmiş, veri seti ve yöntemlerinden bahsedilmiş, araştırmanın bulguları ortaya konularak değerlendirilmiş ve araştırma bulguları literatürde yapılan benzer çalışmalardan elde edilen bulgularla karşılaştırılmıştır. Sonuç ve öneriler bölümünde ise araştırma bulguları teorik açıdan yorumlanmış ve önerilerde bulunulmuştur.

## **BÖLÜM 1: OYNAKLIK İLE İLGİLİ KAVRAMSAL ÇERÇEVE**

Bu bölümde, öncelikle oynaklık kavramının genel çerçevesi çizilerek oynaklığın ilişkili olduğu konulara yer verilmiş, daha sonra oynaklığın çeşitleri ve oynaklık üzerinde etkili olan faktörlere değinilmiş ve son olarak oynaklığın belirleyicileri ortaya konulmuştur.

### **1.1. OYNAKLIK KAVRAMI VE İLİŞKİLİ OLDUĞU KONULAR**

Bu kısımda, ilk oynaklık kavramından bahsedilmiş ve daha sonra oynaklık kavramının ilişkili olduğu konulara yer verilmiştir.

#### **1.1.1. Oynaklık Kavramı ve Kapsamı**

Oynaklık kavramı, Modern Portföy Teorisi'nin Markowitz (1952) tarafından ortaya konulmasından günümüze kadar finansal varlık fiyatlama modelleri, portföy teorisi, risk yönetimi gibi finans literatürünün farklı konularında düzenli olarak yer alan önemli bir kavram haline gelmiş olup günümüzde de gündemdeki yerini korumaya devam etmektedir (Markowitz, 1952: 77-91).

Finans literatüründe oynaklığın neden bu kadar önemli olduğu hususunda birçok neden öne sürülmüştür. Birinci neden, varlık fiyatları gün içerisinde ya da daha kısa bir sürede zaman içerisinde gerçekleşen farklılıklardan dolayı yoğun bir şekilde dalgalandığında, yatırımcıların temel ekonomik faktörlerle ilgili bilgilerde oluşan değişimleri kabullenmekte güçlük çekmeleridir. Böyle bir durum, sermaye piyasalarına olan güveni sarsabilmekte ve hisse senedi piyasalarındaki fon akışını azaltabilmektedir. İkinci neden, bireysel şirketler için şirketin oynaklığının iflas olasılığının belirlenmesinde öncü gösterge olmasıdır. Bu açıdan, belirli bir sermaye yapısının oynaklığı ne kadar yüksek olursa, temerrüt olasılığı da o kadar yüksek olacaktır. Üçüncü neden, oynaklığın alış satış fiyat priminin belirlenmesinde önemli bir faktör olması söylenebilir. Netice itibariyle hisse senedi piyasalarındaki oynaklık arttıkça, piyasa aktörlerinin alış ve satış fiyatları arasındaki farkın artması ve bu durumun piyasanın likidite düzeyini olumsuz yönde etkilemesi kuvvetle muhtemeldir. Dördüncü neden olarak, portföy sigortası gibi riskten korunma tekniklerinin oynaklık düzeyinden etkilenmesi ve oynaklıktan dolayı sigorta fiyatlarında artış yaşanması gösterilmektedir.

Beşinci neden ise ekonomik ve finansal teorinin tüketicilerin riskten uzak olduğu durumu gözler önüne sermesidir. Diğer bir deyişle, belirli bir ekonomik faaliyete bağlı olarak risk arttığında bu faaliyete katılım düzeyinde azalışlar yaşandığı görülmektedir. Böyle bir durum yatırımcının olumsuz sonuçlarla karşı karşıya kalmasına sebep olacaktır. Oynaklık kavramına verilen önemin diğer bir nedeni de zaman içerisinde artan oynaklığın, sermaye sağlayıcılarının ve fiyat düzenleme kurulunun şirketleri tahsisat verimliliğine zarar verecek şekilde mevcut sermayelerinin büyük bir kısmını nakde eşdeğer yatırımlara yönlendirmeleri hususunda tetikleyebilmesidir. (Daly, 2011: 46). Yukarıda bahsedilenler ışığında, finansal piyasalardaki oynaklığı derinlemesine incelemeye önce çalışmanın amacının daha iyi açıklanması açısından oynaklık kavramının ne anlama geldiğinin ortaya konulması yararlı olacaktır.

Uygulamada oynaklık tanımının temelini oluşturan iki önemli unsur bulunmaktadır. Bunlardan ilki finansal piyasalardaki tüm hareketlere atıfta bulunan değişkenlikken ikincisi ise finansal piyasalardaki bilinmeyen hareketlerle ilişkilendirilen belirsizliktir. Bu noktada belirli bir zamandaki oynaklık, öngörülebilir ve öngörülemez oynaklık olmak üzere iki alt bileşene ayrılabilir. Bu iki özelliğin nispi ağırlığı incelenen konuya göre şekillenmektedir. Her ne kadar hane halkı, yatırımcılar ve politika yapıcılar öngörülebilir değişimlerle daha kolay başa çıkabilseler de öncelikli alanları öngörülemeyen piyasa hareketleri olmaktadır (Wolf, 2005: 49). Bu açıdan oynaklık, belirsiz bir değişkenin olası tüm sonuçlarının yayılması olarak tanımlanabilir (Poon, 2005: 1).

Literatürde oynaklık ile ilgili farklı tanımlar da mevcuttur. Örneğin Giannopoulos ve Eales (1996) oynaklığı, finansal piyasalarda işlem gören bir finansal aracın gelecekte öngörülen değerlerinde ortaya çıkan belirsizlik şeklinde tanımlamışlardır. Butler (1999), bir finansal varlığın fiyatında oluşan değişimin istatistiksel görünümünün oynaklık olduğunu ileri sürmüştür. Brooks ve Persaud (2003) oynaklığı, portföy getirilerinin standart sapması şeklinde ifade etmişlerdir. Jorion (2005) oynaklığı, bir finansal varlığın fiyatındaki değişikliklerin önceden tahmin edilerek test edilmeye çalışılması şeklinde tanımlamıştır (Kayalıdere, 2013:6). Hacıhasanoğlu (2003) oynaklığı, toplam değişkenliğin piyasalardaki değişimlere karşı duyarlılıktan kaynaklanan kısmı olarak ifade etmiştir (Hacıhasanoğlu, 2003: 5). Akel (2011) ise oynaklığı finansal açıdan ele almış ve bir menkul kıymetin fiyatının veya

genel olarak piyasanın kısa bir dönem içerisinde gösterdiği dalgalanma şeklinde tanımlamıştır. Ancak literatürde oynaklık kavramı, genel olarak bir hisse senedi, bono ya da herhangi bir finansal varlığın fiyatlarında ortaya çıkan dalgalanmaların gerçekleşme sıklığını ve büyüklüğünü tanımlamak için kullanılmaktadır. Finansal piyasalarda oynaklığın düşmesi ya da yükselmesi tamamen piyasaya gelen bilginin sıklığı ve önemli olup olmamasıyla yakından ilişkilidir. Bu açıdan, finansal piyasalarda oynaklığın yüksek olmasının belli başlı nedenleri ise şunlardır (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 14; Akel, 2011: 7):

- ✓ Ekonomide gerçekleşen yüksek enflasyon düzeyi,
- ✓ Ekonomik büyümenin oldukça yavaş olması ve yaşanan durgunluklar,
- ✓ Kısa vadeli faiz oranlarında ortaya çıkan yüksek oynaklık,
- ✓ Büyüme oranlarında gerçekleşen yüksek oynaklık,
- ✓ Finansal derinliği olmayan ya da gelişmekte olan piyasalar şeklinde sıralanabilmektedir.

Yatırımcılar, yukarıda bahsedilenler çerçevesinde finansal piyasalardaki oynaklığın zamanını ve boyutunu belirledikleri ölçüde kayıp ya da kazanç konusundaki risk ve belirsizliklerini azaltabilirler.

### **1.1.2 Risk, Belirsizlik ve Oynaklık İlişkisi**

1921 yılında Knight tarafından yazılan “Risk, Belirsizlik ve Kâr” adlı popüler kitabın yayımlanmasıyla birlikte geçen yüzyılda finans literatürü, hem teorik hem de ampirik açıdan riski tahmin etmenin muhtemel yöntemleri üzerine odaklanmıştır. Ayrıca bu alanda yapılan çalışmaların çoğunda getiri oynaklığına risk kavramı dâhil edilmiştir. Son finansal kriz sırasında finans camiasının oynaklık kavramı üzerindeki ilgisi, hisse senedi ve emtia piyasa fiyatlarında gerçekleşen etkileyici dalgalanmalar ve geniş sarsıntılar nedeniyle canlandırılmıştır. Finans alanında varlık fiyatlarındaki dalgalanmalar piyasa riskini tahmin etmede kullanılmakta ve öngörülemeyen fiyat hareketleri belirsizliğe işaret etmektedir. Bu nedenle risk, belirsizlik ve oynaklık kavramlarını anlamının portföyün güvenlik seviyelerinin marjını değerlendirmede yol gösterici olduğu vurgulanmaktadır (Lkhamazhapov, 2013:20).

Finansal piyasalar çarpıcı biçimde hareket edebilmekte ve gerekçe gösterilemeyecek kadar oynak bir yapıda olabilmektedir. Bu gözlenebilir gerçekler

yıllar boyunca dikkatlice izlenmiş ve günümüzde de aktif olarak izlenmeye devam edilmektedir. Bir kavram olduğu kadar aynı zamanda bir olgu olan oynaklık, modern finansal piyasaların ve akademik araştırmaların odak noktasını oluşturmaktadır. Oynaklık ve risk arasındaki ilişkinin anlaşılması bir dereceye kadar zor olsa da oynaklığı mutlak manada kötü bir olay olarak nitelendirmek doğru değildir. Esasen gerekçelendirilmiş bir oynaklık etkin bir fiyat keşfinin temelini oluşturabilir ve finansal ve orta vadeli yatırımcılar açısından fiyat hareketlerinin tahmin edilebileceği anlamına gelebilir. Bu açıdan yatırımcılar, fiyat hareketlerini doğru tahmin ettikleri ölçüde alacakları kararlarda bu tahmin sonuçlarını kullanabilecek ve kazanç ve kayıplarını da buna göre şekillendirebileceklerdir. Bu nedenle varlık fiyatlama modellerinden elde edilen denge fiyatları oynaklık değişiminden etkilenmekte ve yatırım yönetimi ortalama varyans teorisine dayanırken, türevlerin değerlendirilmesi güvenilir oynaklık tahminlerine bağlı olmaktadır. Fiyatlardaki değişikliklerin yatırım ve risk yönetimi kararları üzerinde önemli bir etkisinin olabileceğini dikkate alan portföy yöneticileri, risk arbitrajcıları ve kurumsal finans yöneticileri oynaklık eğilimlerini yakından takip etmektedirler (Kalotychou ve Staikouras, 2009:3-4). Bu gibi nedenler, finans literatüründe oynaklığın tahmin edilmesi konusundaki araştırma ve tartışmaları yoğunlaştırmıştır.

Literatürde risk, belirsizlik ve oynaklık kavramları birbirini temsilen kullanılsa da aralarında belirgin düzeyde farklılıklar bulunmaktadır. Bu ayrımı ilk kez vurgulayan Knight (1921), görüşleri yansıtan “ölçülemez belirsizlik” yerine belirsizlik ve istatistiksel olasılıkları temsilen eden “ölçülebilir belirsizlik” yerine de risk kavramlarının kullanılabilirliğini öne sürmüştür. Bu yöntem, gerçek hayattaki olaylara objektif olasılıklar tahsis etmektedir. Belirsizlik, birinin olaylara olasılıklar atayamayacağı durumu yansıtmaktadır. Bu nedenle herhangi bir sayısal çıkarımda bulunabilmek mümkün olamamaktadır. Diğer bir deyişle belirsizlik, kendi bilgisine bağlı olarak kararlara objektif olasılıklar atanabilecek durumlar olarak açıklanmaktadır. Aynı şekilde Keynes (1937) belirsizliği, subjektif olasılıklarla açıklanabilecek durumlar şeklinde ifade etmiştir. Bu açıdan Markowitz (1952) risk yerine getirinin varyansını kullanmış, bir yatırımcı için getirinin varyansının değil, beklenen getirinin tercih edilebilir olduğunu ileri sürmüştür (Knight, 1921: 226; Keynes, 1937: 209-223; Markowitz, 1952: 77).



Saf bir belirsizlik, herhangi bir konu hakkında hiçbir şeyin bilinmediği, ölçülebilir değişkenlerin olmadığı ve bir problemin hangi faktör ya da faktörlerden kaynaklandığı hususunda bir fikrin dahi bulunmadığı hayali bir durumdur. Diğer uçta ise sonuçların tamamen kesin ve tüm değişkenlerin ölçülebilir olduğu varsayılmaktadır. Bu iki uç nokta arasında çeşitli derecelerde belirsizlikler bulunmaktadır ve bunlar türlerine ve sonuçların kazanç üzerindeki etkisine bağlı olarak bazı önemli özellikler açısından birbirlerinden ayrılmaktadır. Riskin tanımı ölçülebilir bilinmeyenlerle ilgilidir. Diğer bir deyişle riski hesaplarken olasılık ve sayılarla ifade edilebilecek bir konseptle uğraşılmaktadır (Arthur, 1966: 214). Risk farklı insanlar için farklı şeyler ifade etmekte ve içinde çalıştıkları alana bağlı olarak farklı şekillerde algılanmaktadır. Literatürdeki çoğu çalışma bu problemle başa çıkmaya çalışmış, kendi alanlarında riskin rolünü araştırmış ve literatüre karar alma alanında riskle ilişkili farklı tanımlar kazandırmıştır. Söz konusu tanımlar kesinlik, risk ve belirsizlik olmak üzere karar alma durumunun üç farklı boyutunu ortaya koymuştur. Kesinlikte, her bir olayın her zaman belirli bir sonuca götürdüğü bilinmektedir. Riskte, her bir olay bir dizi olası sonuçtan birine yol açmakta ve her bir sonuç bilinen bir olasılıkla ortaya çıkmaktadır. Belirsizlikte ise olayların birtakım sonuçlara yol açacağı bilinmekte; ancak bu sonuçların olasılığı kestirilememektedir (Riabacke, 2006: 1). Risk, her bir sonucun bilindiği ya da tahmin edilebileceği birden fazla olası sonucu bünyesinde barındıran seçimleri kapsarken, belirsizlik ise her bir sonucun bilinmediği ve tahmin edilemeyeceği birden fazla olası sonucu içine alan seçimleri içermektedir (Webster, 2003:622). Risk, ölçülebilir değişkenlik ya da rastlantısallıktır. Diğer bir deyişle, bir olasılık dağılımı tarafından tanımlanabilmektedir. Risk, olumsuz bir sonuca yol açabildiği gibi aynı zamanda olumlu bir sonuca da sebep olabilmektedir. Risk çoğu zaman tekrarlanan bir süreçten kaynaklanmaktadır. Belirsizlik ise bir dağılım tarafından tanımlanamayan rastlantısallıktır. Belirsizlik genellikle nadiren ortaya çıkan ayırık bir olaydan kaynaklanmaktadır (Staehr, 2006: 9). Açıklamalardan da anlaşılacağı üzere risk ve belirsizlik arasında ince bir ayrım mevcuttur.

Literatürde risk ve belirsizlikle ilişkili bir diğer kavram ise oynaklıktır. Bir makroekonomik değişkenin varyansı, değişkendeki ani artış ya da azalışların öngörülememesi nedeniyle sürekli değişebilmektedir. Koşullu değişen varyans kavramı literatüre kazandırıldıktan sonra bu ani değişimler (belirsizlik) koşullu değişen

varyansla açıklanabilen oynaklık kavramı ile birlikte araştırılmaya başlanmıştır (Bozkurt, 2009: 126). Genel olarak oynaklık, temel varlık getirisinin koşullu değişen varyansı anlamına gelmektedir. Oynaklığın en belirgin özelliği, finansal analistlerin bu koşullu varyans sürecini kesin olarak tahmin etmeleri hususundaki hevesini arttırmak için doğrudan gözlenememesidir (Ahmed ve Suliman, 2011: 114). Getiri ve gelecek dönemdeki getirinin koşullu varyansı arasında negatif bir ilişki bulunmaktadır. Yani negatif (pozitif) getiriler, genellikle koşullu varyansın yukarı (aşağı) düzeltmeleriyle ilişkilendirilmektedir. Bu ampirik olgu literatürde asimetric oynaklık olarak adlandırılmaktadır. Hisse senedi fiyatındaki büyük bir düşüş, piyasa oynaklığında önemli bir artışla ilişkili olduğunda, asimetric oynaklığın varlığı, piyasada kırılmaların yaşandığı dönemlerde daha da belirginleşmektedir.

Finans alanında faaliyet gösteren akademisyenler, oynaklığın fiyat değişimindeki yüzde, getiri oranları veya getirilerin standart sapması şeklinde ölçülmesi gerektiği hususunda hem fikirlidir (Poon ve Granger, 2005: 45; Schwert, 1990: 24). Bir finansal varlığın oynaklığı, o varlığın fiyatının belirli bir zaman içerisindeki standart sapması şeklinde ölçülmektedir. Burada oynaklık bir finansal varlığın belli bir dönemdeki riskini ortaya koyabilmek amacıyla kullanılmaktadır. Yüksek oynaklık belirli zamanlarda yatırımcı için yüksek bir kazançken belirli zamanlarda ise yüksek bir kayıp anlamına gelebilmektedir. Ayrıca oynaklık, yatırımcıya varlık fiyatları düşüken alması yüksekken ise satması hususunda sinyal vermektedir. Bu nedenle yatırım aracının oynaklığı ne oranda artarsa, yatırımın titizlikle takip edilme derecesi de o oranda artmaktadır. Oynaklık, yatırım araçlarının fiyatındaki değişimlerin yönünü ölçmemekte, yatırım araçlarının fiyatında oluşan ya da oluşabilecek negatif veya pozitif yönlü değişimlerin ölçüsü olma görevini yürütmektedir. Bu açıdan yatırımcılar finansal piyasalarda oluşan negatif ve pozitif yönlü değişimlere yol açan olayları ve bu tür olayların piyasa üzerindeki etkisi tespit etmelerinde fayda bulunmaktadır. Ayrıca yatırımcıların doğru bir yatırım kararı alabilmeleri için oynaklık davranışlarını ve kaynaklarını da tam olarak anlaması gerekmektedir (Satış, 2011: 35-36).

Piyasaya bilgi ilk ulaştığında, getirilerin standart sapmasının artması ve piyasa fiyatlarına ilişkin bilgilerin piyasaya tümüyle yayılmasıyla birlikte getirilerin normal düzeyine geri dönmesi beklenmektedir. Eğer piyasa fiyatları yeni bilgiye yavaş bir şekilde tepki veriyorsa, o zaman da piyasada dolaşan haberlere piyasanın ilk tepkisi

bağlamında aşırı getiri elde edebilmek mümkün olabilmektedir. Örneğin, piyasa katılımcılarının yeni bilgiye tepkisi yavaşsa veya yeni denge fiyatına ulaşılmadan önce kademeli olarak uygulanan çok sayıda açık limit emri varsa, o zaman da piyasada yükseliş (ya da düşüş) bilgisi açıklandıktan sonra bir süre boyunca fiyatlar yükselme (veya düşme) eğiliminde olacaktır. Bu durumda getiri, adaptasyon süreci içinde birbirini izleyen alt dönemlerde pozitif korelasyon eğiliminde olacaktır. Eğer ayarlanan ilk fiyat pozitif (veya negatif) ise vadeli işlemler satın alarak (ya da fiyatların düşeceği beklentisiyle mal ve menkul kıymet satarak) aşırı işlem kârı elde etmek mümkün olacaktır. Piyasa etkin olsa bile bir duyurudan sonra oynaklık bir süre yüksek seyrini sürdürebilmektedir. Fiyatlar, mevcut bilgilere anında tepki verirse; ancak piyasaya tüm bilgi aşamalı olarak ulaşırsa, o zaman da oynaklık yüksek seyrini sürdürecektir; ancak birbirini izleyen alt dönemlerde getiriler bağımsız olacaktır. Bir rapordaki bilgilerin tümüne anında ulaşamamasının iki önemli nedeni bulunmaktadır. Bunlardan ilki, çoğu raporun çok sayıda istatistiğin yer aldığı birkaç sayfadan oluşmasıdır. Diğer neden ise piyasada serbest bir şekilde dolaşan bilgilerin faiz ve döviz kurları üzerindeki etkilerinin sadece zaman alıcı bir analizden sonra bilinebilmesidir. Öte yandan raporun tüm sonuçları piyasa katılımcıları tarafından çabucak tanınır; ancak fiyatlardaki ayarlama oldukça yavaş olursa, o zaman da oynaklık yüksek seyrini sürdürecektir ve ilk fiyat tepkisine dayalı olarak aşırı işlem kârları elde edebilmek mümkün olacaktır (Ederington ve Lee, 1993: 1178-1179).

Yüksek düzeyde oynaklık, hisse senetleri, vadeli işlemler ve opsiyonlardaki yüksek düzeyde gerçekleşen alım satım işlemleriyle ilişkilendirilmektedir. Ayrıca belirsizlik ortamında, yüksek işlem hacminin yüksek oynaklığa sebep olabilmesi ya da yüksek oynaklık ve yüksek işlem hacminin piyasaya gelen önemli bilgilerin gelişimi yansıtması kuvvetle muhtemeldir. Bilgisayar ve iletişim endüstrilerindeki teknolojik gelişmelerin kaydadeğer olması, çok sayıda insanın bilgi edinmesini ve bilgiye çok hızlı bir şekilde tepki vermesini kolaylaştırmıştır. Ayrıca söz konusu gelişmeler, finansal piyasaların dünyadaki yatırımcılara likidite sağlamalarını mümkün kılmıştır. Bu değişimlerin piyasaya iki önemli katkısı bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, yatırımcıların yeni bilgiler edinmesi ve harekete geçmesi hususunda büyük teşvikler sunmasıdır. İkincisi ise piyasaya sunulan yeni bilginin hızlı bir şekilde yayılması sebebiyle, bilgiye tepki olarak fiyatlardaki değişim oranının da hızlandırılmış olmasıdır.

Organize olmuş menkul kıymet piyasalarının likiditesi, işlem gören menkul kıymetin değerinin desteklenmesinde önemli bir rol oynamaktadır (Schwert, 1990: 24).

Piyasa fiyatlarındaki oynaklık, temel değerlerle ilgili haberlerden ziyade geçmiş getirilerden daha çok ilişki içerisindedir. Piyasa fiyatları bazı dönemlerde temel değerlerden etkilenmekte ve piyasada temel değerlerin bazı göstergelerinin göreceli olarak yüksek olduğu dönemlerde getirilerin düşük bir eğilim göstereceği beklenmektedir. Bu tür beklentiler, geçmiş fiyat düzeyleri, kazançları ve kâr paylarını temel değerlerin göstergeleri olarak kullanan geçmiş getirilere ilişkin çalışmalardan kaynaklanmaktadır. Oynaklık, mevcut veriler yeniden incelendikçe veya yeni iddialar sunuldukça ortaya çıkan temel değerlerle ilgili verilen bilgi gruplarının ortalama değerlerindeki değişiklikleri yansıtabilmektedir. Oynaklık hesaplamalarında, nispeten küçük şoklar, piyasa fiyatları üzerinde büyük etkiler bırakabilmektedir (Cutler vd., 1988: 15-16).

Zamanla değişen oynaklık, gelecekteki piyasa hareketlerini tahmin etmenin yanında portföy çeşitliliği, risk yönetimi ve türev ürünlerin fiyatlandırılması gibi bir dizi finansal konunun odak noktasını oluşturmaktadır. Oynaklığın cari ölçüleri ile gecikmeli değerleri arasında istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişki bulmanın yaygın bir durum olmasına karşın verilerde gözlemlenen zaman serisi bağımlılıklarını tutarlı bir şekilde ortaya koyan modelleri bulmak oldukça zor olmuştur. Günümüzde, oynaklıktaki zaman serisi bağımlılıklarının doğrusal olarak ölçümü otokorelasyon fonksiyonlarıyla gerçekleştirilmektedir. Ding, Granger ve Engle (1993), S&P 500 endeksinin getirilerinin mutlak değeri basit otokorelasyon fonksiyonu (ACF) açısından uzun hafıza özelliğine sahip olduğunu ve bu  $|r_t|$  fonksiyonunun bileşenlerinden çok yavaş ayrıştığını ve uzun gecikmelerde dahi önemli kaldığını göstermişlerdir (Maheu, 2005:1).

Finansal zaman serileri, doğru modelin belirlenmesi, tahmin edilmesi ve öngörülmesi için oldukça önemli birtakım kalıplar sergilemektedir. Bu kalıpların bazıları aşağıda sıralanmıştır:

- a) **Kuyruk Olasılıkları:** Genel olarak finansal verilerin en önemli özelliği, aşırı basık veya kalın kuyruk bir dağılıma sahip olmasıdır. Özellikle 2008 küresel finansal krizi sonrasında finansal risk yönetimi tarafından kalın kuyrukların önemi geniş ölçüde anlaşılmış ve bunların dikkate alınmamasının model

tahmininde ciddi hatalara yol açabileceği görülmüştür. Günümüzde, normal bir çan şeklindeki dağılıma kıyasla eğrinin oldukça sivri şeklinin aşırı basık bir dağılıma işaret ettiği geniş ölçüde kabul edilmektedir. Aşırı basıklık, aynı ortalama ve varyansa sahip olmasına rağmen ortalama normal dağılımdan daha kalın kuyruklar ve daha geniş bir zirve tarafından karakterize edilmektedir. Ayrıca daha kalın kuyruklar nispeten daha aşırı gözlemlerin ve aşırı basıklığın varlığını göstermektedir. Basıklık, veri dağılımının zirvesini ölçmek için kullanılan bir ölçüdür. Basıklık ölçülerinin en temel amacı, serilerin her iki uçtaki değerleri arasındaki dağılıma kıyasla ortalama yakın değerlerde nasıl toplandıklarını tespit etmektir. Basık olan serilerde birimler ortalama etrafında belirgin olarak toplanmazken sivri olan serilerde birimlerin ortalama etrafında toplandığı görülmektedir (Brooks, 2008: 602-603). Getiri serilerinin kalın kuyruk özelliği göstermesi ise normal dağılım tarafından öngörülenden daha fazla uç getiri göstermesi anlamına gelmektedir (Kovacic, 2008: 185). Diğer bir deyişle getiri serilerinin kalın kuyruk özelliği göstermesi, küçük fiyat hareketlerinin normal dağılımdan daha az sıklıkla gerçekleştiğine, büyük değişimlerin yaşanmasının daha olası ve normal dağılımdan daha büyük olduğuna, orta zirvenin normal dağılıma göre daha dar ve kuyrukların büyük ölçüde uzun olduğuna işaret etmektedir. Finansal varlığın fiyatlarında ortaya çıkan bu tür değişiklikler, serinin normal dağılmadığını, oynaklık yapısının yüksek olduğunu ve bu tür serilerin koşullu değişen varyans (ARCH) ya da genelleştirilmiş koşullu değişen varyans (GARCH) tipi modellerle analiz edilmesi gerektiğini göstermektedir (Özdemir, 2018: 10). Normal dağılım gösteren bir serinin basıklık değerinin 3 olması gerekmektedir. Ancak birçok finansal zaman serisi için bu değer 3'ün üzerindedir. Basıklık değerinin 3'ün üzerinde olması, serinin sivri 3'ten küçük olması ise serinin basık olduğuna işaret etmektedir. Finansal varlık getirilerinin normal dağılmama durumundan dolayı alternatif verileri ve gözlemlenen sivriliği daha iyi kapsayabilecek Pareto, Levy, student t dağılımı, skewed (çarpık) student t dağılımı gibi normalden daha uzun kuyruklara sahip dağılımlar önerilmiştir (Xiao ve Aydemir, 2007: 3; Telçeken, 2014: 23-24).

- b) Ortalamaya Yönelim Eğilimi ve Çarpıklık:** Ortalamaya yönelim eğilimi, oynaklığın ortalama bir düzeyinin olduğu ve sonunda oynaklığın bu düzeye geri döneceği anlamına gelmektedir. Diğer bir deyişle, oynaklığın ortalamaya yakınsama şeklinde bir eğilim gösterdiği şeklinde ifade edilebilmektedir (Kovacic, 2008: 184). Fama ve French (1988) çalışmalarında, hisse senedi getirilerinin ortalamaya yöneldiğine dair güçlü bulgular elde etmişlerdir. Çalışmada, 1926-1985 dönemi için yapılan testlerden küçük şirketlerin hisse senetlerinden oluşan portföylerinin geçmiş döneme ilişkin 3-5 yıllık hisse senedi getirilerinden yola çıkarak hisse senedi getirilerinin yaklaşık % 40'nın tahmin edilebileceği ileri sürülmüştür (Fama ve French, 1988: 246). Çarpıklık ise getiri dağılımında simetrinin olmaması anlamına gelmektedir. Normal dağılım gösteren serilerde çarpıklık değerinin 0'a eşit olması beklenmektedir. 0,5 değerinin altındaki ve üstündeki değerler sırasıyla negatif ve pozitif asimetrisinin kuvvetlendiğine işaret etmektedir (Telçeken, 2014: 25). Yani, hisse senedi getirileri pozitif (sağa) ya da negatif (sola) çarpıklık gösterebilmektedir. Pozitif çarpıklık, piyasada işlem gören hisse senetlerinin getiri dağılımının pozitif getiri sağlama hususunda daha yüksek olasılığa sahip olduğu anlamına gelmektedir. Negatif çarpıklık ise piyasada işlem gören hisse senetlerinin getiri dağılımının negatif getiri sağlama hususunda daha yüksek olasılığa sahip olduğuna işaret etmektedir. (Karmakar, 2005: 24).
- c) Dağılımda Durağanlığın Olmaması:** Normal dağılım varsayımı risk ölçümünü basitleştirmeyi amaçlamaktadır. Eğer menkul kıymet getirileri, istikrarlı bir şekilde dağılım gösteriyorsa işte o zaman ortalama ve varyans şeklindeki iki parametre dağılımı tanımlamak için yeterli olmaktadır. Ancak bu varsayım, finansal varlıkların getirilerinin dağılımında normal dağılımın sınırlarını aşan ölçüde kalın kuyruklu ve aşırı basıklık gibi normal dağılımın aksine işaret eden durumlara ilişkin kanıtların elde edilmesiyle geçerliliğini yitirmiştir. Ampirik kanıtların, otokorelasyon ya da ardışık bağımlılık hipotezini desteklememesi, araştırmacıların ortalama ve varyans gibi iki istatistiksel momentin zamanla değişmesinden dolayı ortaya çıkan durağan olmama durumu üzerine daha fazla yoğunlaşmalarına neden olmuştur. Ortalamada durağan olmama durumu üzerine odaklanan araştırmalar, ulaşılan bulgular açısından yetersiz bulunmuştur. Ancak

varyansta durağanlık konularına odaklanıldığında varyanstaki koşullu bağımlılığın koşulsuz dağılımda daha kalın kuyruklara yol açtığı ve bu durumun koşullu dağılımdan daha büyük olduğu gibi somut kanıtlar elde edilmiştir (Giannopoulos, 2000:45).

- d) Oynaklık Eğrisi:** Opsiyonun örtülü oynaklığının opsiyonun kullanım fiyatının bir fonksiyonu olduğuna işaret eden eğriye oynaklık eğrisi (volatility smile) adı verilmektedir. Bu açıdan değerlendirildiğinde, Avrupa tipi bir alım ve satım opsiyonu aynı kullanım fiyatına ve vadeye sahip olduğunda, Avrupa tipi bir alım opsiyonunun örtülü oynaklığıyla Avrupa tipi bir satım opsiyonunun örtülü oynaklığının aynı olması gerekmektedir (Hull, 2012: 409). Oynaklık eğrisini önemli kılan şu özelliğidir. Genel itibariyle opsiyona ilişkin dayanak varlıkların fiyatının lognormal dağıldığı varsayılmaktadır. Oynaklık eğrisiyle gözlemlenen örtülü dağılıma göre, döviz opsiyonlarında aynı standart sapma ve ortalamaya sahip örtülü ve lognormal dağılım kıyaslandığında örtülü dağılımda hem sol hem de sağ taraftaki kuyruğun diğer dağılıma nazaran daha kalın olduğu bulgularına ulaşılmıştır. İşlem hisse senedi ve endeks opsiyonları açısından değerlendirildiğinde ise örtülü dağılımda sol taraftaki kuyruğun daha kalın sağ taraftaki kuyruğun ise daha ince bir yapıya sahip olduğu tespit edilmiştir (Hull, 2012: 420).
- e) Oynaklıkta Birlikte Hareket Etme Özelliği:** Farklı piyasaların farklı zamanlardaki finansal zaman serileri incelendiğinde, (farklı para birimlerinin döviz kuru getirileri gibi) bir para biriminde görülen büyük bir hareketliliğin diğer para biriminde de benzer bir hareketliliğe yol açtığı görülmektedir. Bu durum, çok değişkenli modellerin farklı pazarlardaki çapraz korelasyonları modellemedeki önemini ortaya koymaktadır (Xiao ve Aydemir, 2007: 3). Literatürde hisse senedi ve tahvil piyasalarının oynaklıklarının birlikte hareket ettiğine dair kanıtlar sunan bazı çalışmalar mevcuttur. Örneğin, Christiansen (2007) çalışmasında, ABD ve Avrupa'daki tahvil piyasalarının volatilitede eş hareketliliğinin var olduğu ve bu hareketliliğin Avrupa piyasalarında daha da belirgin olduğu bulgularına ulaşmıştır (Christiansen, 2007: 923-948). Syriopoulos ve Roumpis (2009) çalışmalarında, Güney Avrupa hisse senedi piyasaları ile gelişmiş hisse senedi piyasaları arasındaki birlikte hareket etme ve

karşılıklı bağımlılık durumları araştırılmış ve gelişmiş hisse senedi piyasalarının gelişmekte olan hisse senedi piyasaları üzerinde uzun dönem etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir (Syriopoulos ve Roumpis, 2009:565-587 ).

**f) Oynaklık Kümelenmesi:** Finansal piyasalardaki oynaklık hareketleri genellikle birbirini izlemekte, yüksek dalgalanmaları ya da fiyat hareketlerini yüksek dalgalanmalar ya da fiyat hareketleri, düşük şiddetli dalgalanmaları ve fiyat hareketlerini de aynı şekilde küçük dalgalanmalar veya hareketler izlemektedir. Bu nedenle yüksek getirileri yüksek getiriler, düşük getirileri de düşük getiriler takip etme eğilimindedir. Finansal piyasalarda varlık getiri serilerinin evrensel bir özelliği gibi görünen bu olgunun mantıklı açıklaması, fiyat değişikliklerini yönlendiren bilgi girişlerinin zaman içinde eşit aralıklarla dağılmaktan ziyade gruplar halinde gerçekleşmesidir. Oynaklık kümelenmesi, piyasanın şoklara karşı gösterdiği tepkinin sürekliliği konusunda da bilgi vermektedir. Bu durum, örtülü olarak cari ve geçmiş dönemde gerçekleşen oynaklığın kullanılarak oynaklık öngörüsünde bulunulabileceğine işaret etmektedir. Ayrıca finansal zaman serilerinin ikinci momentlerinin dağılımındaki daha kalın kuyruklar ve dağılımdaki durağan olmama durumu veri setindeki oynaklık kümelenmesinden kaynaklanmaktadır. Bu durum, getiri oranlarının oldukça oynak ve durgun dönemlerle karakterize edildiği hallerde ortaya çıkmaktadır. Korelogramlar ve karşılık gelen Box-Ljung istatistikleri, genişletilmiş gecikme uzunluklarında var olan önemli korelasyonları göstermektedir (Giannopoulos, 2000:45; Xiao ve Aydemir, 2007: 3-4; Brooks, 2008: 380; Akel, 2011: 9).

**g) Kaldıraç Etkisi:** Finansal piyasalarda fiyat hareketleri ile oynaklık arasında negatif korelasyon olduğuna dair ilk görüş Black (1976) tarafından ortaya atılmış ve daha sonra bu görüş farklı araştırmacılar tarafından da onaylanmıştır. Ancak Black (1976), hisse senedi fiyatlarındaki değişikliklerin oynaklık üzerindeki ölçülen etkisinin sadece kaldıraç etkisiyle açıklanamayacak kadar büyük olduğunu ortaya koymuştur (Xiao ve Aydemir, 2007: 3). Her yeni bilgi girişinin varlıkların riskini arttırması veya azaltması sebebiyle piyasaya giren her yeni bilgi piyasalarda işlem gören varlıkların doğal olarak endekslerin gelecekteki değerini etkilemektedir. Finansal piyasaların piyasaya giren her yeni bilgi karşısında sergilediği tepkiye oynaklık adı verilmektedir. Asimetrik



oynaklık olgusu, yeni bilgi girişinin fiyat değişimlerine sebep olduğunda geçerli olan durumu göstermektedir. Eğer yeni bilgi girişi olumlu olursa, gelecek oynaklığın daha küçük olması, eğer olumsuz bilgi girişi söz konusu olursa da gelecek oynaklığın daha büyük olması beklenmektedir. Diğer bir deyişle, asimetrik oynaklık, piyasaya giren olumsuz yeni bilginin olumlu yeni bilgiye nazaran oynaklık üzerinde daha büyük bir etki oluşturmasıdır. Zira büyük fiyat düşüşleri, aynı miktardaki fiyat yükselişlerinden daha fazla bir oynaklığa sebep olmaktadır (Akel, 2011: 10)

- h) Uzun Hafıza:** Uzun hafıza, düzensiz döngüsel dalgalanmalarla karakterize edilen serinin uzun dönem gecikmeli değerlerindeki korelasyon yapısı olarak nitelendirilmektedir. Kısaca ifade edildiğinde uzun hafıza, oynaklık üzerindeki şokların etkisinin uzun bir dönem sürmesi şeklinde tanımlanmaktadır (Thupayagale, 2011: 292). Oynaklık uzun hafıza özelliği sergilerse, uzun bir döneme ilişkin geçmiş gözlem değerleri arasında otokorelasyona rastlanabilecek, serilerin gözlem değerlerinin zaman içinde bağımsız olmaması halinde geçmiş dönem oynaklık değerleri gelecek dönemin oynaklığının tahmin edilmesine yardımcı olabilecektir (Thupayagale, 2011: 299). Özellikle, yüksek frekanslı verilerde oynaklık son derece kalıcıdır ve koşullu varyans sürecinde birim kök davranışına ilişkin kanıtlar mevcuttur. Bu gözlem, kalıcılığı modellemek için birim kök ya da uzun hafıza süreci gibi iki farklı önermeye sebep olmuştur. Kalıcılığı modellemek için ARCH ve stokastik oynaklık modelleri uzun hafıza sürecini kullanmaktadır (Xiao ve Aydemir, 2007: 3).

## 1.2. OYNAKLIK ÇEŞİTLERİ

Finansal piyasalarda oynaklık, günümüzde yatırım kararlarının öncü göstergeleri arasında yer almaktadır. Genel olarak oynaklık, fiyatlarda beklenmedik bir anda meydana gelen hareketlerdir. Oynaklık sermaye piyasaları açısından değerlendirildiğinde ise herhangi bir endeks ya da menkul kıymetin fiyatlarında ortaya çıkan ani dalgalanmalar olarak tanımlanabilir. Bu açıdan bir gösterge zaman içerisinde ne kadar çok dalgalanırsa, göstergenin oynaklığı da o kadar yüksek olacaktır. Oynaklık, risk ve belirsizlik ile birlikte oluşmaktadır. Ayrıca oynaklık, riskin fiyat oynaklığının bazı kavramları ile ilişkilendirilmesi sebebiyle, risk ve beklenen getiri arasındaki

dengeyi tahmin etmede kullanılan modern finansın temel kavramlarından biridir (Kanalıcı Akay ve Nargeleçekenler, 2006: 6-7; Gökbulut vd., 2011:252). Finansal piyasalarda oynaklığın doğrudan gözlemlenememesi nedeniyle finansal araçların fiyatlarındaki değişimlere dayanılarak oynaklık düzeyi belirlenmeye çalışılmaktadır (Özdemir, 2018: 12). Bu kapsamda literatürde tarihsel, örtülü ve gün içerisinde gerçekleşen oynaklık olmak üzere finansal piyasalarda oynaklığın tahmin edilmesinde kullanılan üç temel tahmin yöntemi bulunmaktadır. Güncel oynaklık, gerçekleşen oynaklık ya da tarihsel standart sapma olarak da adlandırılabilen tarihsel oynaklık, temel varlığın geçmiş fiyat hareketlerini yansıtmaktadır. Diğer bir deyişle, tarihsel oynaklık, belirli bir dönem boyunca fiyat dalgalanmalarının ortalama veya ortalama bir değerden sapma eğilimini test etmektedir. Tarihsel oynaklık, bir varlığın 30, 60, 90, 120 veya 365 gün gibi sabit bir süre içindeki getirisinin standart sapması şeklinde hesaplanmaktadır. Hesaplanan bu tarihsel oynaklık, gelecek tüm dönemler için oynaklık tahmini olmaktadır (Akel, 2011: 11; Lkhamazhapov, 2013: 26). Genellikle veri setinde 5 kat daha fazla gözlem değerine sahip olması nedeniyle günlük oynaklık ölçümü, haftalık oynaklık ölçümünden daha fazla tercih edilmektedir. Ancak iki farklı piyasa arasındaki oynaklık ölçümü uzun bir dönemi kapsıyorsa, farklı tatil günlerinin etkisi azaltmak amacıyla haftalık oynaklık en iyi ölçüm yöntemi olarak nitelendirilebilir. Hisse senedi fiyatlarının getirisi bağımsızsa, günlük ve haftalık tarihsel oynaklık ortalama olarak aynı olmalıdır. Eğer hisse senedi fiyatlarının getirisi bağımsız değilse de, günlük ve haftalık tarihsel oynaklık ortalama olarak farklı olmak durumundadır (Bennett ve Gil, 2012:4). Burada genellikle getiri ve tarihsel oynaklık, denklem 1.2 ve denklem 1.3'teki gibi hesaplanmaktadır (Hull, 2012: 304-305):

$n+1$  = Gözlem sayısı,  $S_i$  =  $i$ 'inci aralığı sonundaki kapanış fiyatı;  $i=0,1,\dots,n$  ve  $\tau$  = yıllar boyunca zaman aralığı uzunluğu olmak üzere;

$$u_i = \ln \left( \frac{S_i}{S_{i-1}} \right) \quad (1.1)$$

$$u_i \text{ 'nin standart sapması, } s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2} \quad (1.2)$$

ya da

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n u_i^2 - \frac{1}{n(n-1)} (\sum_{i=1}^n u_i)^2} \quad (1.3)$$

Burada  $\bar{u}$ ,  $u_i$ 'nin ortalamasıdır.  $u_i$ 'nin standart sapması  $\sigma\sqrt{\tau}$  olup, standart sapmayı gösteren  $s$  değişkeni  $\sigma\sqrt{\tau}$  olarak ve  $\sigma$  değişkeni de  $\bar{\sigma}$  olarak tahmin edilebilmektedir.

$$\bar{\sigma} = \frac{s}{\sqrt{\tau}} \quad (1.4)$$

Bu tahminin standart sapması yaklaşık olarak  $\frac{\bar{\sigma}}{\sqrt{2n}}$  şeklinde ifade edilmektedir. Tarihsel oynaklığın en önemli avantajı, bir modele bağımlı olmaksızın piyasa fiyatları çerçevesinde hesaplanmasiyken dezavantajı ise yatırımcılar açısından cari değerler önemli olmasına rağmen geçmiş fiyatlar kullanılarak hesaplanabilmesidir (Satış, 2011: 37).

Örtülü oynaklık ise opsiyonun cari fiyatından yola çıkarak kararlı bir şekilde opsiyon için finansal varlığın altındaki gelecek oynaklığı ortaya koyan teorik bir değer olarak tanımlanabilir (Özdemir, 2018: 13). Örtülü oynaklık aynı zamanda hisse senedi fiyatlarının beklenen oynaklığı olarak da ifade edilebilir. Bu oynaklık çeşidi, opsiyonların değerinin hesaplanmasında kullanılmakta olup piyasalar yükseliş trendindeyken düşmekte, piyasalar düşüş trendindeyken de yükselmektedir (Mazıbaş, 2005: 5; Akel, 2011: 15). Finansal opsiyonlar için tüm fiyatlandırma modelleri, bir girdi olarak oynaklığın tahmin edilmesini ya da öngörülmesini gerektirmektedir. İşlem verilerinden elde edilen işlem gören bir opsiyonun fiyatı göz önüne alındığında, opsiyonun değerlemesi tarafından ima edilen opsiyonun kullanım ömrü boyunca oynaklık tahmini yapılabilmektedir. Bu örtülü oynaklık, opsiyonun ömrü boyunca piyasadaki varlık getirilerinin temelini oluşturan oynaklığın tahmini olarak nitelendirilebilir (Brooks, 2008: 384). Örtülü oynaklık, bir opsiyonun fiyat ve vadesine göre yönünü belirlemektedir. Ayrıca örtülü oynaklık, genellikle piyasa riskinin ölçüsü rolünü üstlenmesi sebebiyle varlık fiyatlandırma modeli olarak da kullanılabilir. Bu açıdan, örtülü oynaklıktaki değişimin öngörülebilir olup olmadığını anlamak, beklenen getirilerin zaman içinde nasıl değiştiğini anlamaya yardımcı olabilir (Konstantinidi vd., 2008: 2401-2402). Finansal piyasalarda oluşan örtülü oynaklığı izleyebilmek için Chicago Opsiyon Borsası tarafından vadesine 22 işlem günü kalan

S&P 100 Endeksi Amerikan tipi alım satım opsiyonları üzerinden hesaplanan ve korku endeksi olarak da bilinen VIX (Volatility Index) endeksi oluşturulmuştur. Bu endeks, öngörülen nakit temettünün gerçek miktarını ve zamanlamasını ortaya koyacak şekilde binomial değerlendirme yöntemi kullanılmaktadır. Ayrıca bu endekste yakın zamanda işlem gören alım satım fiyatının ortalaması temel alınarak her bir opsiyon fiyatı hesaplanmakta ve böylelikle alım satım fiyat farkından kaynaklanan birtakım sorunlarla karşı karşıya kalınmamaktadır (Blair vd., 2001: 9).

Literatürde opsiyonların değeri hesaplanırken en çok tercih edilen yöntem Black-Scholes Opsiyon Fiyatlama Modeli olup bu yöntemin temel varsayımları aşağıda verilmiştir (Black ve Scholes, 1973: 640):

- Kısa vadeli faiz oranları bilinmektedir ve zaman içinde sabittir.
- Hisse senedi fiyatı, hisse senedi fiyatının karesine orantılı bir sapma oranı ile sürekli zamanda rastgele bir yürüyüş izlemektedir. Bu nedenle, herhangi bir sınırlı aralığın sonunda olası hisse senedi fiyatlarının dağılımı log-normaldir.
- Hisse senedi temettü veya diğer dağıtımları ödememektedir.
- Sadece Avrupa tipi opsiyonlar vadesinde kullanılabilir.
- Hisse senedi veya opsiyon alım satımında herhangi bir işlem maliyeti yoktur.
- Bir teminatın fiyatının bir kısmını kısa vadeli faiz oranı ile satın almak veya elde tutmak için ödünç almak mümkündür.
- Açığa satış için herhangi bir ceza-i müeyyide bulunmamaktadır.

Black-Scholes Opsiyon Fiyatlama Modeli aşağıdaki gibi hesaplanabilmektedir (Korkmaz ve Ceylan, 2012: 417):

$$C_0 = S_0 N(d_1) - Ke^{-rT} N(d_2) \quad (1.5)$$

Bu modelde;

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (1.6)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (1.7)$$

Bu modelde  $S_0$  hisse senedinin güncel fiyatını,  $C_0$  satın alma opsiyonunun güncel değerini,  $N(d)$  ortalaması sıfır ve standart sapması 1 olan normal dağılıma göre “d”nin sol tarafında kalan gözlemin olasılığını,  $e$  doğal log fonksiyonunun tabanını (2,

71828)  $r$ , risksiz faiz oranını,  $K$  opsiyonun işlem fiyatını,  $T$  opsiyonun vadesinin bitimine kadar olan süreyi,  $\ln$  doğal logaritma fonksiyonunu,  $\sigma$  opsiyona konu olan hisse senedinin riskini temsil etmektedir. Örtülü oynaklık, ilgili modeldeki formüle göre gerçek değer in standart sapmasını hesaplanmış opsiyonun piyasa değerinin standart sapmasına eşitleyen standart sapma olarak ifade edilebilir. Bu açıdan ikili kıyaslama (gerçek ile opsiyonun standart sapması) sonucunda, yatırımcılar gerçek standart sapmanın örtülü oynaklıktan daha yüksek olması durumunda opsiyon alım kararı verebilirler (Karan, 2011: 666).

Literatürde kullanılan diğer bir oynaklık türü de gün içerisindeki oynaklıktır. Gün içerisindeki oynaklığın ölçülmesi finansal araştırmacılar ve uygulayıcıların karşılaştığı en zor görevlerden birisidir. Oynaklığı tahmin etmenin birçok etkili yöntemi bulunmasına rağmen getiri dağılımının basıklık değeri arttıkça oynaklık tahmincilerin etkinliği azalmaktadır. Ayrıca gün içerisinde oluşan verilerin kalın kuyruk özelliğine sahip olduğu da araştırmacılar tarafından bilinmektedir (Spurgin ve Schneeweis, 1997:1). Gün içerisinde gerçekleşen oynaklık, gün içerisindeki en yüksek fiyattan en düşük fiyatın çıkarılmasıyla elde edilen değer in gün sonu kapanış fiyatına oranlanmasıyla hesaplanabilmektedir (Gülay, 2013: 11).

### 1.3. OYNAKLIK ÜZERİNDE ETKİLİ OLAN FAKTÖRLER

1987 yılının Ekim ayında ABD borsasında meydana gelen ekonomik sarsıntı, piyasa oynaklığının ani ve en iyi ihtimalle kısmen öngörülebilir değişikliklere maruz kalılabileceğini hatırlatmış ve bu değişimlerin nasıl ve neden gerçekleştiğinin anlaşılması ve gereken önlemlerin alınması hususunda piyasa aktörlerini uyarıcı nitelikte olmuştur. Bir varlığın veya menkul kıymetin oynaklığında gözlemlenen değişiklikler ile piyasa oynaklığını belirleyen faktörler üzerinde sıkı bir ilişki olduğunu ileri süren Nelson (1996), bu faktörlerin en önemlileri şu şekilde açıklanmaya çalışmıştır (Nelson, 1996: 3-4):

- a) **Oynaklıkta Pozitif Seri Otokorelasyon:** Mandelbrot (1963) çalışmasında da ifade ettiği gibi, büyük fiyat değişikliklerinin büyük değişimleri, küçük fiyat değişikliklerinin de küçük değişimleri takip etme eğilimindedir. Diğer bir deyişle, varlık getirilerinde geçici otokorelasyon bulunmaktadır. Bu husus, Fama (1965) ve French vd. (1987) çalışmalarıyla da desteklenmiştir.

- b) İşlem Yapılan Ya da Yapılmayan Günler:** Fama (1965) ve French ve Roll (1986) çalışmalarında hem işlem yapılan hem de yapılmayan günlerin piyasa oynaklığına katkıda bulunduğunu ortaya koymuşlardır. Örneğin, hisse senedi piyasası oynaklığı pazartesi günleri haftanın diğer günlerine göre daha yüksek olma eğilimindedir. Çünkü muhtemelen tipik bir pazartesi günü hisse senedi fiyatlarının hareketi 72 saatlik bir süre içinde gelen bilgileri yansıtırken, diğer işlem günlerinde ise, 24 saatlik bir süre içinde gelen bilgileri yansıtmaktadır.
- c) Kaldıraç Etkisi:** Black (1976) çalışmasında, bir hisse senedinin fiyatı düştüğünde (yükseldiğinde), getirisinin oynaklığının tipik olarak yükseldiğini (düştüğünü) ileri sürmüştür. Black (1976)'e göre, kaldıraçlı bir firmanın özkaynaklarının değeri düştüğünde (yükseldiğinde) daha fazla (daha az) kaldıraçlı hale geldiğini; ancak hisse senedi fiyatlarındaki değişikliklerin oynaklık üzerindeki ölçülen etkisinin sadece kaldıraç değişiklikleri ile açıklanamayacak kadar büyük olduğunu savunmuştur. Bu görüşü, Christie (1982) ve French vd. (1987) çalışmaları da desteklemiştir.
- d) Nominal Faiz Oranları:** Savaş sonrası verileri kullanarak, Fama ve Schwert (1977), Christie (1982) ve Glosten vd. (1989), yüksek düzeyde nominal faiz oranlarının yüksek piyasa oynaklığı ile ilişkili olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca Fama ve Schwert (1977), yüksek piyasa oynaklığı ile ilişkili olarak yüksek düzeyde enflasyonun da var olduğu bulgularına ulaşmışlardır.
- e) Resesyonlar ve Finansal Krizler:** Schwert (1988) çalışmasında, hisse senedi piyasası oynaklığının hisse senedi fiyatlarının düşmesiyle birlikte resesyonlar ve banka panikleri gibi finansal ve ekonomik krizler sırasında yüksek olma eğiliminde olduğu ve piyasadaki belirsizliğin etkisiyle piyasa oynaklığının 1930'ların depresyon dönemlerinde tarihi bir seviyeye yükseldiğini ifade etmektedir. Bu doğrultuda, finansal krizler ve durgunluklara piyasadaki keskin düşüşler eşlik etme eğiliminde olması sebebiyle kaldıraç etkisiyle resesyon ve finansal krizlerin etkisini birbirinden ayırt etmek kolay olamamaktadır. Bu konuyla ilişkili diğer bir görüş ise uzun vadeli büyümenin tamamen sermaye birikiminden etkilendiği bir içsel büyüme modelinde ortalama büyüme oranının pozitif olarak tasarruf oranına bağlı olduğu; buna bağlı olarak tasarruf oranının, makroekonomik oynaklığın derecesinden etkilendiği ileri sürülmektedir. Bu

modelde artan oynaklığın, bireyleri ihtiyati nedenlerden dolayı daha fazla tasarruf etmeye teşvik ettiği, bu durumun da daha yüksek bir denge tasarruf oranına ve dolayısıyla daha yüksek bir ortalama büyüme oranına yol açtığı iddia edilmektedir. Ayrıca, yüksek oynaklığın sermaye birikimi üzerindeki riske göre ayarlanmış getirileri azaltma eğilimde olduğu; bu nedenle bireylerin tasarruflarını azaltacağını ve sonuç olarak ekonomik büyümenin bu durumdan olumsuz yönde etkileneceği vurgulanmaktadır (Aghion ve Banerjee, 2005: 10-11). Bu bahsedilenlerden de anlaşılacağı üzere, bir ekonomide resesyona ve kriz yaşandığı takdirde yatırımcılar yatırım yapma eğilimlerinde birtakım değişiklikler yapmak zorunda kalabilmektedir.

#### **1.4. OYNAKLIĞIN BELİRLEYİCİLERİ**

Engle (2004) çalışmasında, riskli varlıklara sahip olan bir ekonomide oynaklığın önemine dikkat çekmiş ve ekonominin genelinde belirsizliğin artması durumunda yatırımcıların ellerindeki varlığın bir kısmını satmak zorunda kalabileceğini ileri sürmüştür. Bu noktadan hareketle diğer tüm koşullar sabitken, riskli bir varlığın fiyatının, riskli varlığa olan talebin azalmasıyla birlikte düşmesi; ancak yüksek düzeyde oynaklığın yaşandığı bu ortamda riskli varlığın beklenen getirisinin ise yükselmesi beklenmektedir. Yüksek riskli düşük fiyatlı varlığa olan talep arttıkça da bu riskli varlıkların fiyatı denge noktasına ulaşacaktır (Engle, 2004: 405-420). Engle (2004) çalışmasında da ortaya koyduğu gibi, finansal piyasalardaki oynaklığın sonuçları açık bir şekilde açıklanabilirken kolay bir şekilde ölçülememektedir. Bu nedenle öncelikle, finansal piyasalar üzerindeki etkilerini belirlemek için oynaklığın nedenlerinin anlaşılması gerekmekte olup bu kısımda finansal piyasalardaki oynaklığın söz konusu kaynakları açıklanmaya çalışılmıştır.

##### **1.4.1. Makroekonomik Faktörler ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi**

Finansal varlıkların fiyatlandırılması, riskten korunma stratejilerinin uygulanması ve uluslararası sermaye akımlarının kısıtlanması hususunda düzenleyici tekliflerin değerlendirilmesi için finansal piyasalarda oynaklık davranışının anlaşılması gerekmektedir. Belirli bir sistemdeki bir şokun kalıcı olması ve geçmiş oynaklığın gelecek oynaklığın tahminlerinin oluşturulmasında kullanılması durumunda oynaklığın son derece kalıcı olduğu kabul edilebilmektedir. Ancak, fiyatların daha az veya daha

çok istikrarlı olduğu durgunluk dönemlerini, ulusal ya da küresel olaylardan kaynaklanan ve büyük fiyat değişiklikleriyle karakterize edilen nispeten yüksek oynaklık dönemlerinin izlemesi kuvvetle muhtemel bir durumdur. Bu nedenle, ulusal ya da küresel olaylar oynaklıkta ani değişimlere yol açarak oynaklık kalıcılığını ve cari fiyatları etkileyebilmektedir (Hammoudeh ve Li, 2008:47-48). İktisat teorisi, hisse senedi fiyatlarının gelecekteki temettüleri, faiz oranlarını ve risk primi beklentilerini yansıtması gerektiğini; bu nedenle de, hisse senedi getirilerinin koşulsuz varyansının bu tür temellerin varyanslarına ve kovaryanslarına bağlı olduğunu ileri sürmektedir (Morana ve Beltratti, 2002:2048).

Önemli ekonomik ve politik olaylar, genellikle oynaklıkta kalıcılığın fazla tahmin edilmesine yol açmaktadır. Hisse senedi piyasalarında makul bir oynaklık düzeyi kesinlikle arzu edilen ve doğal bir durum olmasına rağmen, yeni bilginin finansal piyasalar üzerindeki etkisini yansıtması sebebiyle belirli bir düzeyden başlayan oynaklığın zararlı olduğu düşünülebilmektedir. Bu durumda, hali hazırda finansal piyasalarda işlem gören hisse senetlerinin fiyatları genellikle temel varlığın gerçek fiyatlarını yansıtılmamaktadır. Ayrıca aşırı düzeydeki oynaklık, örneğin yetersiz kaynak tahsisi ve finansal piyasalardaki aşırı belirsizlikler nedeniyle faiz oranları üzerinde yukarı yönlü bir baskıya yol açabilmektedir (Sed'a, 2014: 1334-1335). Literatürde faiz oranlarının finansal piyasalarda işlem gören hisse senetlerinin fiyatları üzerinde hem dolaylı hem de doğrudan etkisi olduğunu ileri süren iki farklı görüş mevcuttur. Yatırımcıların piyasadan beklentisi, elde edecekleri getiri oranının en azından piyasadaki faiz oranı kadar olmasıdır. Bu nedenle, yatırımcılar bu oranı yatırımdan sağlayacakları net nakit akışlarının bugünkü değerini hesaplarken iskonto oranı olarak kullanmaktadırlar. Faiz oranının bu şekilde kullanılması, yatırımcının alım satım kararlarında doğrudan bir etki oluşturmaya yol açmakta, bu karar da hisse senedi fiyatlarında belirleyici bir etken olmaktadır. Faiz oranının bu doğrudan etkisinin yanı sıra hisse senetlerine alternatif olan tahvillerin faiz oranlarının da finansal piyasalarda işlem gören hisse senetlerine olan talebi etkileyerek hisse senedi fiyatları üzerinde dolaylı bir etkisi de söz konusu olabilmektedir. Finansal piyasalardaki faiz oranlarında artış yaşanması, yatırımcıların yatırımlarını hisse senetlerinden tahvile doğru kaydırmasına ve hisse senetlerine olan talebin azalmasına bağlı olarak fiyatların düşmesine yol açabilmektedir. Ayrıca, faiz oranlarındaki artışın, şirketlerin finansman



maliyetlerini arttırarak kazançlarını düşürebilmektedir. Muhtemel her iki durum, yatırımcıların ekonomide durgunluk olabileceği yönündeki tedirginliğini arttırdığı için hisse senetlerinin fiyatlarını dolaylı yönden düşürücü bir etki oluşturabilmektedir (Durukan, 1999: 27). Bu bahsedilenlere ek olarak, yatırımcılar, tahvillerin ve diğer borçlanma araçlarının riskinde bir artış olduğunda, faiz oranlarının oynaklığında da bir artış yaşanabileceği tedirginliğine kapılabilmektedirler. Bu nedenden dolayı eğer yatırımcılar daha düşük riskli varlıklara doğru portföylerini değiştirirlerse, o zamanda şirketler yatırım projelerine fon sağlamayı daha maliyetli bulabileceklerdir. Bunun sonucunda da yatırım harcamalarındaki düşüş ekonomik büyümeyi azaltacaktır (Beckett ve Sellon, 1989:18).

Faiz oranı oynaklığının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisi, şirketlerin nakit akımlarını kapitalize etmede kullanmış olduğu oran üzerindeki etkisi ve şirketlerin gelecekteki nakit akım beklentilerini değiştirmesi olmak üzere iki farklı şekilde ortaya çıkmaktadır. Bu açıdan merkez bankalarının hedef ve iskonto faiz oranları, enflasyonun gelecekteki seyri hususunda yol gösterici olması nedeniyle piyasa aktörleri tarafından titizlikle takip edilmektedir (Yılmaz vd, 1997:4). Ayrıca enflasyon trendindeki değişiklikler de finansal piyasaların uzun dönemli trendini ve oynaklığını etkilemektedir. Enflasyonun düşmesi ya da yüksek ve istikrarlı olması durumunda, genişleyen fiyat kazanç oranları ekonomi dönemlerine tepki gösterme eğilimine girmektedir. Bu gerçekleştiği zaman trend yükseldiği için finansal piyasalarda düşük oynaklık oluşmaktadır. Öte yandan, fiyatlar daha istikrarsız olduğunda fiyat/kazanç oranlarının düştüğü dönemlerde yükselen ve daha yüksek enflasyon dönemleriyle ilişkilendirilen bir eğilim göstermektedir. Bu durum finansal piyasaların gerilemesine ve piyasalarda oynaklığın daha yüksek düzeylerde yaşanmasına sebep olmaktadır (Orabi ve Alqurran, 2015:134).

Para arzında ortaya çıkan değişimlerin de finansal piyasalardaki oynaklık üzerinde etkisi bulunmaktadır. Bu konuyla ilgili literatürdeki genel görüş, para arzındaki artışların hisse senedi fiyatlarında artışlara yol açtığı yönündedir. Para arzındaki değişimler genel ekonomi üzerinde doğrudan bir etki oluşturması nedeniyle ilk olarak finansal piyasaları etkilemektedir. Para arzındaki artış oranının yüksek olması durumunda, piyasada yatırımcılara kredi olarak sunulabilecek para miktarının fazla olmasından dolayı piyasa faiz oranlarında düşüş yaşanacaktır. Aynı zamanda para

arzında gerçekleşen yüksek artış oranı ise şirketlerin faaliyetlerinin artmasıyla birlikte ekonomik büyümede artışlar yaşanmasına ve hisse senetlerinin fiyatlarının da artmasına sebep olacaktır. Daha da ötesi, para arzında yüksek oranda yaşanan artış enflasyona neden olarak faiz oranları da arttıracaktır. Sonuç olarak, para arzındaki artışla birlikte piyasalarda işlem gören hisse senetlerinin fiyatlarında meydana gelen artış, enflasyonu kontrol etmek amacıyla yapılan müdahalelerden dolayı bu süreçten olumsuz etkilenecektir (Durukan, 1999: 27).

Faiz oranı ve finansal piyasalardaki oynaklık gibi döviz kuru oynaklığı da uzun dönem yatırım kararlarını etkileyen gelecekteki kazançlar konusunda da belirsizlik yaratabilmektedir. Uluslararası ticaret yapan şirketlerin döviz kuru oynaklığının kârlarını önemli ölçüde etkileyebileceği hususunda korkuları olduğunda, uzun vadeli yatırım projelerine katılmak konusunda isteksiz olabilmektedir. Ayrıca şirketlerin döviz kuru belirsizliği nedeniyle uluslararası ticaret mallarının fiyatlarına risk primi eklemesi durumunda, tüketicilerin talep ettikleri yüksek fiyatlı malların miktarını düşebilmekte ve dünya ticaretinin büyümesi yavaşlayabilmektedir. Sonuç olarak döviz kurunda yaşanan oynaklık, uluslararası sermaye akışının yönünü değiştirebilmektedir. Uzun vadeli sermaye akımları, dünya ekonomisindeki kaynakların etkin akışını engelleyen daha yüksek döviz kuru belirsizliği ile azaltılabilmektedir. Aynı zamanda artan döviz kuru oynaklığı, kısa vadeli spekülasyon sermaye akışlarına teşvik edebilmektedir (Beckett ve Sellon, 1989:19).

Finans teorisi ile vadeli işlem ve menkul kıymet piyasaları üzerine yapılan ampirik çalışmalarda potansiyel kanallar aracılığıyla kısa vadede para politikalarının finansal piyasalardaki oynaklığı iki yolla etkilediği ortaya konulmuştur. Bunlardan ilki finansal piyasalarda potansiyel olarak duyuru öncesi etkinin var olmasıdır. Jones vd. (1998) çalışmalarında bu durumu “fırtına öncesi sessizlik” olarak ifade etmiş, devlet tahvili piyasasındaki koşullu oynaklığın önemli ekonomik verilerin yayınlanmasına neden olan günlerde daha düşük olma eğiliminde olduğunu ve ilan edildiği günden sonra fırtına veya haber etkisi olarak adlandırılan daha yüksek bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuşlardır. Para politikası kararlarının potansiyel olarak piyasa oynaklığını etkilediği ikinci yol kararın niteliği ile ilgilidir. Örneğin, politika kararının açıklanması daha önce varlık fiyatlarına dâhil edilmemiş yeni bilgileri ortaya çıkarabilmekte ve

piyasa katılımcıları yeni alınan bilgileri işlerken oynaklık artabilmektedir (Bomfim, 2003:136).

#### **1.4.2. Türev Piyasalar ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi**

Finansal piyasaların küresel düzeyde serbestleşmesi ve bütünleşmesi, artan risklerle başa çıkmada daha yeterli yeni araçların sırayla gelişimini gerekli kılan yeni yatırım fırsatları yaratmıştır. Endüstriyel ve gelişmekte olan piyasalarda aktif olarak faaliyet gösteren yatırımcıların, sınır ötesi işlemlerin yanında iç piyasa işlemlerinden kaynaklanabilecek risklerden de korunmaya ihtiyaçları vardır. Serbest piyasa ekonomilerinde oynak hisse senedi fiyatlarına ve faiz oranlarındaki değişimlere maruz kalan şirketler, bunlarla mücadele edebilmek için uygun riskten korunma ürünleri talep etmeye başlamışlardır. Gelişmekte olan ekonomilerdeki bu talebin genişlemesi ve serbestleşmesiyle birlikte, şirketlerin finansal riskleri ve emtia risklerini yönetmenin en iyi yollarını keşfetmeleri gerekliliği ortaya çıkmıştır. Piyasa katılımcılarının modern menkul kıymet ticaretindeki riskleri yönetmelerini sağlayan en çok talep edilen araçlar, gelişmiş ülkelerle kıyaslandığında gelişmekte olan ülkelerde yeni bir boyuta ulaşan türev piyasalardır. Türev alım satım işlemlerinin ana nedeni, türev araçların daha düşük işlem maliyeti ile yatırım yapabilme fırsatı sunarak riski azaltması ve yatırımcıların vadeli sözleşmeler yoluyla ödeme sürelerini uzatmalarını kolaylaştırmasıdır (Rajput vd., 2013: 290).

Türev piyasalar, riskin transferini ve likiditesini artırarak piyasa etkinliğini daha iyi sağlamak amacıyla kullanılmaktadır (Singh ve Tripathi, 2016: 37). Etkin piyasalarda, bir fiyat serisinin çok uzak gözlemleri arasındaki istatistiksel bağımlılık ihmal edilebilir düzeyde olması gerekmektedir. Dolayısıyla getirilerin ortalamasında uzun hafızanın varlığı doğrudan piyasanın etkin olmamasıyla alakalı bir durumdur. Bir getiri serisindeki uzun hafıza, aşırı düzeylere olan bağımlılıkla birlikte oynaklık kümelenmesini arttırmaktadır. Uzun vadeli bağımlılığa sahip olan hisse senedi piyasalarındaki türev piyasalar, bir opsiyonun değerinin temel hisse senedi fiyat sürecinin oynaklığından dolayı arttığı için çok kârlı olmaktadır (Mendes ve Kolev, 2008: 1071).

Finansal piyasalarda son gün oynaklığı, hisse senedi endeksi arbitrajcıları gibi bir vadeli pozisyonla ilişkili olarak nakit tutan piyasa katılımcılarının opsiyon veya

vadeli işlem sözleşmelerinin sonunda mevcut pozisyonlarını gevşetmesiyle oluşmaktadır. Hisse senedi piyasa endeksi vadeli işlem ve opsiyon sözleşmelerinin nakit yerleşim özelliği, vadeli işlem işlemlerinin sona ermesinde gevşeyen pozisyonları özellikle cazip kıldığı takdirde yatırımcılar pozisyonlarını kapatmayla ilgili her türlü temel riski ortadan kaldırabilmektedirler. Bu tür bir işlem ortaya çıktığında, piyasanın ağırlıklı olarak bir tarafında kapanışlar meydana gelmekte ve bu durum nakit piyasası sonuçlarında önemli ölçüde dengesizlikler oluşmasına sebep olmaktadır. Hisse senedinin büyük çoğunluğunu elinde tutan uzmanlar, yeterli düzeyde likidite sağlayamazlarsa, bu dengesizlikler yukarı ya da aşağı yönlü keskin fiyat hareketlerine sebep olabilmektedir (Edwards, 1988: 63).

Türev piyasalar üzerine yapılan eleştiriler, büyük ölçüde türev alım satım faaliyetinin, özellikle spekülörler tarafından spot fiyatlarını istikrarsızlaştırdığı ve fiyat oynaklığını arttırdığı görüşüne dayanmaktadır. Örneğin, hem türev hem de spot piyasalarda kısa vadeli kazanımlar sağlayabilmek amacıyla ticaret yapan, piyasada belirsizliği artıran ve fiyatların bilgilendirici rolünü azaltan tek tip spekülörler nedeniyle bu tür bir durum ortaya çıkabilmektedir. Ayrıca, program ticareti gibi, kısa vadeli dalgalanmalara yol açması beklenen arbitrajla ilişkili faaliyetlerle oynaklığın daha da şiddetlenmesi mümkündür. Diğer taraftan, türev ürünleri öneren kesim ise türev piyasalardaki spekülasyonların fiyat dalgalanmalarını eşit ölçüde bölüşürmesinin muhtemel bir durum olduğunu ileri sürmektedir. Genel olarak opsiyon ve vadeli işlem piyasaları, piyasa genelindeki bilgiler temelinde ek ticarete teşvik edebilmektedir. Çünkü firmaya özgü bilgi asimetrisi opsiyon ve vadeli işlemler piyasalarında nispeten daha düşüktür. Eğer bu durum, piyasa çapında bilgilendirilmiş ticarete artışa neden olursa, fiyatlar bilgiyi daha verimli bir şekilde empoze edebilir ve temel piyasalardaki oynaklık azalabilir ki, bu da türev piyasaların düzenlenmesinin gereksiz ve belki de zararlı olduğu anlamına gelebilmektedir (Kyriacou ve Sarno, 1999:247-248). Ayrıca, vadeli işlem ve opsiyon sözleşmeleri gibi türev ürünler fiyat keşfi, portföy çeşitlendirme, operasyonel avantaj, riskten korunma, piyasa verimliliği ve spekülasyon yapma gibi yatırımcılara çeşitli avantajlar sunmaktadır. Kaldıraç avantajları göz önüne alındığında, vadeli işlem fiyatları, spot işlem fiyatlarından daha fazla piyasaya ek bilgi sunabilmekte ve bu şekilde spot fiyatın öncü göstergesi olarak kullanılabilir. Vadeli işlem piyasalarının en temel ekonomik işlevleri ise fiyat keşfi, riskten korunma,

finansman sağlama, likidite, fiyat istikrarı, rekabeti teşvik etme, verimliliği artırma, doğal kaldıraç, düşük işlem maliyetleri, spekülâtorlerin arzularını yerine getirme ve kısa satış kısıtlamalarının olmamasıdır (Rajput vd., 2013: 291).

### 1.4.3. Yayılım Etkileri ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi

Finansal piyasalarda oluşan oynaklık üzerinde etkili olan bir başka unsur ise oynaklık yayımlarıdır. Oynaklık yayılımı ya da taşması bir piyasada görülen bir şokun diğer piyasa ya da piyasalardaki oynaklığı artırması olarak ifade edilebilmektedir (Edwards ve Susmel, 2001:517). Bilgi teknolojilerindeki devrimin yanı sıra malların ve sermayenin nispeten serbest dolaşımı, finansal piyasalarda artan düzeyde bir uluslararası entegrasyon yapısının oluşmasına yol açmıştır. Finansal analistler ve uygulayıcılar, finansal kararlarına yalnızca yurt içinde üretilen bilgileri değil, aynı zamanda diğer piyasalar tarafından üretilen bilgileri de dâhil etmek amacıyla ortak bir uygulama alanı oluşturmaya çalışmışlardır. Ancak bunların çoğu, son yıllarda uluslararası borsalardaki sistematik bulaşmanın derecesi nedeniyle şaşkınlık içerisine girmişlerdir. Bu bağlamda piyasalar arası bağlantıların ve etkileşimlerin niteliğinin daha iyi anlaşılması, finansal risklerini daha iyi yönetmek isteyen portföy yöneticilerine, uluslararası borsa tacirlerine ve yatırımcılarına yardımcı olacaktır (Ané ve Labidi, 2006:417).

Bazı piyasalarda bilgi fiyatlara gecikmeli olarak yansiyabilirken, bazı piyasalarda ise bilginin fiyatlara çok hızlı bir şekilde yansıdığı görülmektedir. Bu nedenle, bilginin daha hızlı yansıdığı piyasadan daha geç yansıdığı piyasaya doğru bir oynaklık yayılımının oluşması kuvvetle muhtemeldir. Fakat, bilginin yayılım özelliğinden de öte bir ülkedeki krizlere bağlı olarak ya da spekülâtif işlemlerden dolayı yayılma etkisi ortaya çıkabilmektedir ki literatürde oluşan bu etki bulaşma etkisi (contagion effect) olarak da ifade edilebilmektedir. Finansal piyasalar arasında gerek gün içi işlem saatleri içerisinde görülen getiri ve oynaklık etkileşimleri gerekse gün sonu oluşan getiri ve oynaklık yayılımının araştırılması çeşitli yatırım stratejilerini uygulamaları hususunda yatırımcılara yol gösterici olmaktadır (Gök ve Kalaycı, 2015:40).

Literatürde oynaklık yayılımı genel olarak hisse senedi piyasalarının oynaklıkları arasındaki etkileşimle açıklanmakta olup, bazı durumlarda farklı piyasalar

arasındaki oynaklık yayılımının hisse senedi getirileri arasındaki yayılımdan daha yüksek olduğuna yönelik bulgular da elde edilmiştir (Kayalıdere, 2013: 16). Küresel yatırımcıların penceresinden olaya bakıldığında, getirileri arasında mükemmel korelasyondan daha düşük bir formda olan zayıf hisse senedi piyasa bağlantıları uluslararası portföy çeşitlendirmesinden potansiyel kazanımlar sunarken, güçlü piyasa bağlantısı veya getirilerdeki eşhareketlilik çeşitlendirmenin potansiyel faydalarını ortadan kaldırmaktadır (Joshi, 2011: 1).Hisse senedi piyasaları arasındaki uluslararası etkileşimleri ele alan çalışmalardan elde edilen ortak yargı, bölgesel ve küresel piyasaları etkileme veya piyasalardan etkilenme düzeylerinin ve piyasalar arasındaki bütünleşmenin zamanla artmasıdır. Bu durum, özellikle uluslararası portföy çeşitlendirmesi açısından önemli olmakla birlikte piyasalar arasındaki bu karşılıklı bağımlılık ve eşhareketlilik arttıkça, uluslararası portföy çeşitlendirilmesinden amaçlanan riski düşürme potansiyeli azalmaktadır. Ayrıca piyasaların gün geçtikçe daha da küreselleşmesi ile birlikte piyasa için sistematik risk düzeyi de artmaktadır. Bu açıdan, domino taşları etkisiyle birbirine kilitlenmiş bir görünüm ortaya koyan dünya piyasaları, bu taşlardan bir kısmının devrilmesiyle farklı bir yapıya bürünebilmektedir (Demirgil ve Gök, 2014:317).

Finansal piyasalar arasındaki bütünleşme derecesi, bir ülkede görülen finansal bir şokun, diğer bir ülke ekonomisinin reel sektörü üzerindeki oynaklık yayılım etkisini açıklamada önemli bir bileşen konumundadır. Bu kapsamda literatürde finansal piyasalarda gerçekleşen oynaklık yayılma etkisi, doğrudan ve dolaylı etki olmak üzere 2 ana başlık altında incelenmektedir. Doğrudan etki durumunda, bir ülkede meydana gelen finansal kriz, doğrudan yabancı sermaye yatırımları gibi sermaye akımlarında ticaretin finansmanına yönelik kredilerin azalması yoluyla diğer ülkelere yayılabilmektedir. Gelişmiş piyasalarda yaşanan finansal krizler ve şoklar büyümesini çoğu zaman büyük çapta gerçekleşen doğrudan yabancı sermaye yatırım girişleriyle destekleyen ve cari işlemler hesabı sürekli açık veren gelişmekte olan ülkeleri doğrudan etkilemektedir. Dolaylı etki ise işgücü piyasalarında faaliyet gösteren çoklu uluslu şirketlerin dünya genelinde önemli bir işveren konumunda olmaları ve yerel ticari ilişkileri geliştirmede oldukça önemli tedarik kanallarını elinde bulundurmalarından dolayı ortaya çıkmaktadır. Jansen ve Stokman (2007) ve Kroger vd. (2010)'nin çalışmaları gibi literatürde yapılan bazı çalışmalarda yerel piyasalarda ticari

faaliyetlerde bulunan çok uluslu şirketler tarafından yapılan doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının azalmasının ekonomi üzerindeki dolaylı etkisinin uzun dönemde ticari ilişkilerden kaynaklanan doğrudan etkiden daha kalıcı olduğu vurgulanmaktadır (Jansen ve Stokman, 2007: 118-145; Kroger vd, 2010: 32).

Bir diğer dolaylı etki alanı da uluslararası bankacılık kesiminden kaynaklanabilmektedir. Daha iyi anlaşılabilmesi açısından konu bir örnek üzerinden açıklanabilir. Öncelikle uluslararası bir bankanın farklı iki ülkede önemli bir borç veren konumunda olduğunu varsayalım. Eğer bankanın sermaye pozisyonu bir ülkede yaşanan reel şoklardan dolayı zayıflarsa, banka, diğer ülkeye vereceği kredi miktarını sınırlayarak ya da yeni bir kredi vermeyerek maruz kalacağı toplam riskini azaltabilir. Yapılan bu işlemlerin bir sonucunda finansal piyasalardan reel sektöre doğru bir oynaklık yayılımının gerçekleşmesi kuvvetle muhtemeldir. Son 10 yıllık dönemde finansal araçlarda yaşanan yenilikler, 2008 Küresel Finansal Krizi'nin de kanıtlandığı gibi, ülkeler arasındaki finansal ilişkileri daha karmaşık bir hale getirmiş ve krizler ülkeleri geçmişe nazaran çok daha fazla etkilemeye başlamıştır (Kroger vd, 2010: 33).

#### **1.4.4. Haber Bültenleri ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi**

Finansal piyasalarda, piyasa oynaklığı üzerinde etkili olan faktörlerden bir diğeri de piyasada dolaşan haberlerdir. Piyasaya gelen haberlerin niteliği, piyasaların gelişimini doğrudan etkilemekte olup bu süreçte en fazla etkiyi piyasaya ulaşan kötü haberler bırakmaktadır. Finansal Piyasalar, ulusal bazda piyasada dolaşan siyasal, politik, ekonomik vb. alanda gerçekleşen her türlü olaya ilişkin haberlerden etkilenmektedir. Ayrıca finansal piyasalar, Standart & Poor's, Moody's, Fitch gibi uluslararası kredi derecelendirme kuruluşlarının ülkelere verdiği notlara ilişkin haberler, Uluslararası Para Fonu, Dünya Bankası gibi uluslararası ekonomik kuruluşların, dünya ekonomisine yön veren ülkelerin liderlerinin açıklama ve uygulamaları, Türkiye gibi dünya basınında geniş ölçüde yer bulan herhangi bir ülkede gerçekleşen olaylara ilişkin haberler gibi uluslararası arenadan kaynaklanan haberler de finansal piyasaların hareketlerini doğrudan etkileyebilmektedir.

Bilgi ve varlık fiyatlarındaki değişimler arasındaki ilişki finansal ekonominin odak noktasını oluşturmaktadır. Piyasa etkinliğinin temel prensibi, yatırımcıların yeni bilgilere ulaşırken tepki vermesi ve yatırımcıların risk ve getiri beklentilerini yansıtan

fiyat deęişiklikleriyle sonuçlanmasdır. Literatürde piyasaya gelen yeni bilgi, kamusal ve özel bilgi olmak üzere iki aşamada deęerlendirilmektedir. Kamusal bilgi, fiyatları etkilemesi için herhangi bir alım satım işlemi gerektirmemesinden dolayı tüm piyasa için mevcutken, özel bilgi ise piyasanın dar bir bölümünde bulunabilmekte ve sadece varlık alım satımları yoluyla fiyatları etkilemektedir (Berry ve Howe, 1994: 1331). Dięer bir deyişle özel bilgi, spesifik bir kesimin elinde bulunan şirketlere özgü bir deęerdir ve bu deęeri elinde bulunduran tarafın bulundurmayanlara göre faaliyetlerinde bir adım önde olması hususunda öncülük etmektedir. Bu nedenle, özel bilgiyi elinde bulundurmayan taraflar faaliyetlerindeki bu açığı kapatabilmek için bir süre özel bilgiyi elinde bulunduranları taklit edecek ve aşama aşama da olsa bu özel bilgi ilgili tarafa transfer edilerek finansal varlığın gerçeęe uygun deęerine ulaşması sağlanılacaktır. Sonuç olarak da bu durum finansal varlıkların fiyatlarında dalgalanmalar oluşmasına yol açmaktadır (Özdemir, 2018:29).

Finansal oynaklık genellikle haberlerin piyasaya ulaşması ile verilen siparişin sayısı ve işlem hacmindeki artışla ilişkilidir. Piyasaya kötü haberlerin ulaşması aynı standartlarda iyi haberlerin ulaşmasından daha yüksek bir oynaklık artışına sebep olmaktadır. Yeni bir bilginin finansal varlığın fiyatıyla olan ilgi düzeyinin sayısal bir ölçüsünü elde etmenin oldukça zor olması nedeniyle fiyattaki deęişime yani belirli bir varlığın getirisine odaklanmak ve belirli bir negatif getiriyle ilişkili oynaklıkta aynı boyuttaki pozitif bir getiriden daha büyük bir artış beklemek alışıl gelmiş bir durumdur. Piyasanın risk algısı için de benzer bir olumsuz bir ilişki beklenebilmektedir. Burada önemli olan yatırımcıların piyasaya ulaşılan haberleri algılama şekli ve söz konusu algılama şekline göre piyasada vermiş olduęu tepkidir (Gonzales ve Novales, 2009: 341-342).

Riskli güvenlik deęerleme teorilerinde, kazanma fırsatlarına ve kaybetme risklerine öngörülebilir bir tutumla tepki veren, olası yatırımları beklenen getiri bazında ve yatırımlarını getiri olasılık dağılımlarının tahminlerinden elde edilen standart sapmalara dayanarak deęerlendiren ve tahminlerinde "gerçek" olasılık dağılımlarına ilişkin hiçbir sistematik önyargı göstermeyen rasyonel yatırımcıların finansal piyasalarda var olduęu varsayılmaktadır. Yatırımcıların nesnel karar vericiler olarak görülmesi, akademik camiada itiraz kabul edilemez bir durum olarak nitelendirilmektedir. Birçok profesyonel yatırımcı, yatırımın korku ve açgözlülük



duygularına hükmettiğini iddia etmiş olsa da, bu görüş, birçok akademisyen tarafından sistematik olmayan ve öznel bir durum olarak görülerek reddedilmiştir. Ancak son zamanlarda, bazı akademisyenler arasında yatırımcıların riskli seçimlerle tamamen rasyonel bir şekilde ilgilenemeyebileceklerini savunan bir düşünce okulu gelişmiştir. Bu akıl yürütme çizgisi, bilişsel psikoloji olarak bilinen ve insanların algı ve yargılama kapasitesini inceleyen bir psikoloji dalına dayanmaktadır. Literatürde bu kapsamda yapılan ve Davranışsal Finans'ın temelini oluşturan ilk çalışma Tversky ve Kahneman (1973)'nin yaptıkları çalışmadır. Tversky ve Kahneman (1973) bu çalışmada, "çerçeveleme etkileri (framing effects)" adı altında bir kavramı ortaya atmışlardır. Çerçeveleme etkileri, en temelde yatırımcılara seçeneklerin önemli ölçüde farklı bağlamlarda sunulması durumunda, yatırımcıların ekonomik olarak eşdeğer seçeneklere tutarlı bir şekilde yaklaşmamaları şeklinde açıklanabilmektedir. Kısaca çerçeveleme etkileri, yatırımcıların olaylara farklı çerçeveden bakarak olayları farklı şekilde yorumlaması ve olaylara farklı şekillerde tepki göstermesi olarak ifade edilebilmektedir. Yatırımlar açısından, bu çerçeveleme etkilerinin rasyonel karar vermeden sapmalara yol açtığı ileri sürülmüştür. Örneğin, yatırımcıların büyük kayıplara karşı büyük kazanç olasılığını kapsayan durumlara farklı tepkiler gösterdiği tespit edilmiştir. Yani, sadece riskli yatırımın beklenen getirisi daha az riskli yatırımdan daha yüksekse, daha az riskli bir yatırım için daha riskli bir yatırımı seçeceği varsayılmaktadır. Aslında bu varsayım, büyük kazançlar içeren durumlar için iyi görünmektedir. Büyük beklenen kayıpları içeren bir durumda, yatırımcıların riskten kaçınma davranışları ve çerçeveleme etkisi göstermiyor gibi görünebilmektedir. Çerçeveleme etkileri, yatırımcıların iyi ve kötü haberlere aşırı tepki gösterme eğiliminde de rol oynayabilmektedir. Diğer bir deyişle çerçeveleme etkisi, yatırımcıların beklenmedik bir şekilde iyi kazançlar bildiren şirketlerin fiyatlarını kazanılan kazançların adil olarak garanti ettiği miktarın üzerinde teklif ettiği durumlarda etkin olabilmektedir (Sharpe vd., 1999:146-147). Sonuç olarak, yatırımcıların psiko-sosyal durumu, çevre koşulları, piyasadan bekledikleri getiri düzeyi, riske karşı tutumları, piyasaya ulaşan bilgiyi algılama düzeyi gibi faktörler finansal yatırım kararlarını etkilemekte ve bu kararlar yatırımcının özelliklerine göre farklılık göstermektedir.

Black (1976), Christie (1982), French vd. (1987), Schwert (1989a), Nelson (1991), Ng (1991), Gallant vd. (1992) Glosten vd. (1993), Engle ve Ng (1993) ve

Bollerslev (1994) gibi birçok çalışmada piyasa oynaklığının iyi ve kötü haberleri takiben artma eğilimi gösterdiğine dair bulgular elde etmişlerdir. İkinci momentlerin asimetrik öngörüsü olarak ifade edilen bu olgu, hem bireysel hisse senetleri hem de piyasa endeksleri için kaydedilmiştir (Braun vd. 1996:65). Black (1976) ile başlayan araştırmalar, hisse senedi getirisi ile getiri oynaklığındaki değişim arasında negatif korelasyon bulunduğuna dair kanıtlar sunmuşlardır. Diğer bir deyişle, oynaklığın piyasada çıkan kötü haberler karşısında yükselme eğilimi (beklenenden daha düşük bir getiri), iyi haberler karşısında da düşme eğilimi (beklenenden daha yüksek bir getiri) gösterdiğine yönelik bulgular ortaya koymuşlardır (Nelson, 1991: 349). Piyasada gelen kötü haberler sonucunda oynaklıkta artış yaşanmasının sebebi, yatırımcıların piyasa hakkındaki risk algısındaki artışla birlikte alım satım işlemlerinde ortaya çıkan dalgalanmalardır. Piyasaya ulaşan iyi haberlerin oynaklığı azaltıcı etki yaratmasının sebebi ise söz konusu haberlerin piyasada her şeyin yolunda gittiği görüntüsünü vermesi ve finansal varlık fiyatlarının sabit kalacağı imajı yaratmasıdır.

#### **1.4.5. Program Ticareti ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi**

Bir program ticareti, bir hisse senedi sepetinin eş zamanlı olarak alım satım işlemidir. “Program” terimi, bir bilgisayar programı tarafından gerçekleştirilen alım satım faaliyetlerini değil, bir strateji veya planla ilişkili olarak yapılan işlemleri kapsamaktadır (Furbush, 1989:69). Bir program ticareti, bireysellikten ziyade grup olarak işlem gören 15 ya da daha fazla hisse senedini içeren bir işlemi temsil etmektedir. 1982 yılında piyasada endeks vadeli işlemlerin başlatılmasıyla birlikte, program ticareti öncelikle bir nakit kıymet portföyü ve vadeli işlem ve opsiyon endeksi gibi eşzamanlı ticareti içeren hisse senedi endeksi arbitrajı ve portföy sigortası gibi bilgisayar destekli ticaret stratejileri anlamına gelmektedir (Martin ve Sechack, 1991:95). Program ticaretinin birkaç kaynağı vardır. Bazı kurumsal yatırımcılar, S&P 500 Endeksi gibi bir endeksi taklit etmek için hisse senedi portföyleri oluşturmaktadırlar. Böyle bir durumda, hisse senedi riskinde ortaya çıkan bir değişikliğin, yüzlerce farklı hisse senediyle ilgili emirlerin eşzamanlı olarak gönderilmesinden etkilenmesi kuvvetle muhtemeldir. Program ticareti aynı zamanda fon yöneticilerindeki değişikliklerle birlikte de kullanılabilir. Örneğin, bir emeklilik fonunun değişen yöneticileri mevcut yöneticinin özsermaye pozisyonunu bir

program ticareti yoluyla tasfiye edebilmektedirler. Ayrıca, bazı portföy yöneticileri hisse senedinin piyasa değeri düştüğünde program ticaretini hisse senetlerinin riskini azaltarak sermaye kazancını sabitlemek için yapılan girişimlerde kullanabilmektedirler(Grosman, 1988:18).

Program ticareti birbiriyle ilişkili üç koşuldan dolayı gelişmiştir. Bu koşullardan birincisi, bireysel yatırımcıların, çeşitlilik arz eden menkul kıymetlerden oluşan portföyün alım satımının bireysel hisse senetlerine yatırım yapma risklerini ortadan kaldırdığını öğrenmeleridir. İkinci koşul da, kurumların önceki dönemlere nazaran daha yüksek özsermaye oranına sahip olmasıdır. Yüksek özsermaye oranına sahip olan profesyonel yatırımcılar, çeşitlendirilmiş işlemlerini doğrudan finansal piyasalarda, program ticaretlerinde veya vadeli işlem ve opsiyon piyasalarında yürütebilmekte, yatırımcıların veya spekülörlerin, S&P 500 gibi piyasa endekslerindeki değişikliklere bağlı sözleşmeleri alıp satabilmektedirler. Üçüncü koşul ise teknolojik gelişmelerin işlem maliyetleri düşürmesidir. Program ticareti, süre ortalaması, portföy sigortası ve endeks arbitrajı gibi çeşitli ticaret stratejileriyle ilişkilendirilmektedir. Bu stratejilerin anlaşılması, program ticaretinin finansal piyasalardaki rolünü anlamak için oldukça önemlidir. Yatırımcılar, ya arbitraj sağlamak (hisse senedi piyasalarıyla vadeli işlem ve opsiyon piyasaları gibi türev piyasalar arasındaki fiyat farkından kâr sağlamak) ya da birkaç hisse senedi içeren bir yatırım hedefini gerçekleştirmek amacıyla ticaret programları yürütmektedirler (Furbush, 2002:1).

Literatürde ticaret stratejisinin modern çeşidine "portföy sigortası" adı verilmektedir. Portföy sigortası, alışlagelmiş anlamdaki bir sigorta ürünü olmayıp, önceden elde edilen sermaye kazançlarını sabitlemek veya zararları en aza indirmek amacıyla fiyat düşüşünden sonra riskli varlıkların satıldığı dur-bekle ticaret stratejilerinin bir türüdür (Grosman, 1988:22). Portföy sigortası gibi program ticaretleri, vadeli işlem ve opsiyon piyasası ile hisse senedi piyasası arasındaki artan oynaklığın transfer edilmesine sebep olduğu için bazı kesimlerce eleştirilmektedir. Nispeten kısa bir sürede aşırı oynaklık, genellikle yatırımcıların adil piyasa fiyatı ile ilgili rasyonel değerlendirmelerini büyük ölçüde engellemektedir. Söz konusu bu durum, piyasa likiditesini azaltmakta ve daha yüksek işlem maliyeti ile karşılaşılmasına sebep olmaktadır. Ayrıca program ticaretinin çok kısa bir sürede tek yönlü işlemleri içerebilmesinden dolayı piyasa likiditesi üzerinde önemli bir etki oluşturabilmektedir.

Bunun bir sonucu olarak da geçici likidite eksikliğinden dolayı piyasada ciddi şekilde dalgalanmalar yaşanabilmektedir (Min, 2002:54). Bu bahsedilen durumlar piyasanın mükemmel olduğunu ve yatırımcıların rasyonel davrandığı öne süren etkin piyasa hipotezinin ortaya koymuş olduğu görüşü çürütmektedir. Program ticaretinin finansal piyasalar üzerindeki etkisi ve finansal piyasalardaki işleyişi ise şu şekilde özetlenebilir:

Birçok uygulayıcı, düzenleyici ve kamu yorumcusu, program ticaretinin özellikle endeks arbitraj programlarının gün içi oynaklığı arttırdığı ve likiditeyi azalttığını ileri sürmektedirler. Varsayılan durum, endeks arbitraj programlarının endeks vadeli işlem piyasasındaki aşırı oynaklığı iletmesi sebebiyle nakit piyasadan likidite almasıdır. Burada hem endeks arbitrajı hem de arbitraj dışı program ticareti, vadeli işlemler fiyatındaki ve nakit endeksindeki gün içi değişikliklerle ilişkilendirilmektedir. Vadeli işlem fiyatlarında ve nakit endeks işlem programlarında bir dereceye kadar yaşanan değişiklikler, program ticaretine sebep olmaktadır. Program ticareti ise sırasıyla vadeli işlem fiyatı ve nakit endeksinde değişikliklere yol açmaktadır. Nakit-vadeli işlemler, endeks arbitraj programının işlem zamanlarından birkaç dakika önce genişlemeye başlamakta ve bildirilen başvuru zamanında ise zirveye ulaşmaktadır. Sunulştan sonraki 10 dakika içerisinde, temel değer normal değerine dönüşmekte ve nakit ve vadeli işlem piyasalarının bu örneğe yakından entegre edildiğini göstermektedir. Bu sonuçlar endeks arbitraj işlemlerinin nakit piyasası fiyatlarını vadeli işlem piyasasında ilk kez açıklanan bilgileri baz alarak belirleme eğiliminde olduğuna işaret etmektedir. Endeks arbitraj işlemleri işlem sonrası birkaç dakika içinde endeks ile güçlü bir kısa vadeli ilişkisi bulunmakta ve endeks daha sonra hafifçe tersine dönmektedir. Büyük çapta geri dönüşlerin yokluğu, program ticaretlerinin önemli kısa vadeli likidite problemleri yaratmadığı ve program ticaretlerinden sonra fiyat değişikliklerinin çoğunlukla yeni bilgileri yansıttığı anlamına gelmektedir (Harris vd., 1994:653-654).

Program ticaretinin nakit hisse senedi endeksi ile korelasyonu kısmen sahte olabilmektedir. Program ticareti, gerçekte oynaklık üzerinde herhangi bir etki oluşturmaya dahi, teklif sorma ve eşzamanlı olmayan ticaret gibi iki nedenden dolayı ölçülen nakit endeksi oynaklığını arttırabilmektedir. Teklif sorma, bir alış emrinin bir satış emrini takip ettiğinde veya tam tersi durum gerçekleştiğinde, bireysel hisse senetlerinin fiyatlarının teklif edilenden talep edilene doğru hareketidir. Genellikle,

teklifte en son işlem gören hisse senedi sayısı talepte geçen en son hisse senedi sayısına eşit olmaktadır. Ayrıca, son işlem gören hisse senedi fiyatlarının endeksi yaklaşık olarak orta vadeli olarak tekrarlanan fiyat endeksine eşittir ve küçük bir teklif sorma atılımı gerçekleşecektir. Yaygın eşzamanlı satış veya alım gerçekleştiğinde, son işlem endeksi orta vadeli olarak tekrarlanan fiyat endeksinden farklı olacaktır. Endeksteki değişim, bireysel hisse senedi fiyatlarının yayılımı içindeki hareketi ile abartılmış olacaktır. Bu nedenle, bir program ticareti orantısız sayıda hisse senedini tekliflerden birine doğru yönlendirebilmekte ve teklif sormanın endekste görünmesine sebep olabilmektedir. Bu iki aşamalı sıçrama temel bir oynaklık kaynağı olmayıp, sadece likidite taleplerinin rutin olarak karşılandığı sürecin bir ürünü olarak işlem görmektedir. Program ticareti ile gün içi oynaklık arasındaki korelasyonun abartılmamış olmasının ikinci nedeni ise eşzamanlı olmayan ticarettir. Bu ticarete, değerler hızlı bir şekilde değiştiğinde; ancak tüm hisse senetleri işlemde bulunmadığı zaman esas değeri doğru bir şekilde yansıtamamaktadır. Bir program ticareti aynı anda çok sayıda eski fiyatı yenileyebildiği için endeksin esas değerini ortaya koyabilmektedir. Bu nedenle, program ticareti, gerçekte sadece daha önceki oynaklığın gerçekleştirilmesiyle ilişkilendirilebildiği takdirde oynaklık ile ilişkili görülebilmektedir (Harris vd., 1994:655).

#### **1.4.6. İçeriden Öğrenenlerin Ticareti ve Piyasa Oynaklığı İlişkisi**

Finansal piyasalarda, kaynakların daha iyi tahsis edilebilmesi için hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaların ekonomik faaliyetler arasında değişen değerleri göstermesi talep edilmektedir. Hisse senedi fiyatlarının kaynak tahsisi hususunda sinyal görevi görmesine rağmen, ekonomik temellerle ilgili olmayan aşırı oynaklık sinyalleme fonksiyonunu azaltabilmekte ve kaynak tahsisini engelleyebilmektedir. Bu nedenle, içeriden öğrenenlerin ticareti gibi sinyal gücünü etkileyen birtakım faktörlerin titizlikle incelenmesi gerekmektedir. Du ve Wei (2004)'ye göre içeriden öğrenenlerin ticareti, halka açık olmayan bazı materyallere (hisse senedi ya da senetleriyle ilgili önemli bilgilere) sahip kişilerce yapılan ticaret anlamına gelmektedir (Du ve Wei, 2004: 919). Engelen ve Liedekerke (2006) çalışmalarında ise içeriden öğrenenlerin ticaretini, bir şirketin temel değeri ile ilgili olan ancak halka açık olmayan bilgilere dayanarak elde edilen bilgileri temel alan herhangi bir işlem türü olarak ifade etmişlerdir (Engelen ve Liedekerke, 2006: 1). Bu tanımdan yola çıkarak içeriden öğrenenlerin ticareti ile bilgi

etkinliđi olarak tanımlanan piyasa etkinliđi arasında güçlü bir ilişkinin olduđu söylenebilir. İçeriden öğrenilenlerin ticareti, bir hisse senedi fiyatının değerlendirilmesinde önemli olan özel bilgilere dayandıđından, bu bilgiyi açık duruma getirmek otomatik olarak bir hisse senedi fiyatının temel deđerine yaklaştıđını göstermektedir. Bu nedenle tanım geređi pazar verimliliđini artıracaktır. Sermaye Piyasası Kurulu ise SPK md.47/A-1 hükmü ile yasaklanan içeriden öğrenenlerin ticaretini, “*sermaye piyasası araçlarının deđerini etkileyebilecek henüz kamuya açıklanmamış bilgileri kendisine veya üçüncü kişilere menfaat sağlamak amacıyla kullanarak sermaye piyasasında işlem yapanlar arasındaki fırsat eşitliđini bozacak şekilde mamelek yarar sağlamak veya bir zararı bertaraf etmek*” şeklinde tanımlamıştır (Baş, 1999: 24). Tanımlar genel olarak değerlendirildiđinde, içeriden öğrenenlerin ticaretinde bir şirketin temel deđerine ilgili olup da halka açık olmayan bilgiler, kişilerin kendi ya da üçüncü kişilerin menfaati doğrultusunda kullanılabilenmekte ve finansal piyasalarda haksız rekabet ortamının oluşmasına yol açabilecek tarzda davranışlar sergilenebilmektedir.

Etkin piyasa hipotezinde, finansal piyasaların mükemmel olduđu, yatırımcıların bilgiye ulaşma sıkıntısının bulunmadıđı, tüm haber ve bilgilerin fiyatlara tümüyle yansıdıđı, bu nedenle de hiçbir yatırımcının haksız kazanç elde etme ihtimalinin bulunmadıđı varsayılmaktadır. İçeride öğrenenlerin ticareti ise halka açık olmayan bilgilerin belirli bir kesimin eline geçmesiyle alınan yatırım kararları ışığında gerçekleştirilmektedir. Ancak iki kavramın özellikleri karşılaştıđında içeriden öğrenenlerin ticaretinin etkin piyasa hipotezinin varsayımlarını çürüttüđu görülmektedir. Ayrıca içeride öğrenenlerin ticaretinde, finansal piyasada belirli bir kesimin piyasa hakkında spesifik bilgilere sahip olması nedeniyle burada asimetric bilgi durumu da söz konusu olabilmektedir. Asimetric bilginin var olduđu bir ortamda da manipülasyonların yaşanması kuvvetle muhtemeldir.

Manipülasyon, finansal piyasalarda işlem gören hisse senetlerine ilişkin olarak bilinçli bir şekilde yanıltıcı bir piyasa oluşturmak veya doğal olmayan yollarla yatırımcıları yanlış yönlendirici bir izlenim yaratmak için yapılan işlemler olarak tanımlanabilir. Manipülasyon, finansal piyasalardan yüksek düzeyde kazanç sağlamak için hisse senetlerinin piyasa fiyatlarının doğal olmayan yollarla düşürülmesi, arttırılması ya da belirli bir düzeyde tutulmasına yönelik faaliyetleri kapsamaktadır

(Yüce, 2012: 365). Piyasa manipülasyonu, halka açık olmayan bir bilginin bir hisse senedinin fiyatını temel değerinden uzaklaştırmak için kullanıldığında gerçekleşmektedir (Engelen ve Liedekerke, 2006: 2). İçeriden öğrenenlerin ticareti çerçevesinde de manipülasyon işlemleri yapılabilmektedir. Şirketlerin danışmanları, yönetim kurulu üyeleri, brokerler, şirketlerin üst düzey yöneticileri ve şirketlerle sürekli ilişki içerisinde olan kişiler vb. şirkete ait önemli bilgi ve verileri piyasaya çıkmadan önce tedarik ederek değerlendirmektedirler. Manipülatörler eğer tedarik ettikleri bilgiler olumlu ise yüksek gelir elde etmek için harekete geçmekte; ancak, tedarik ettikleri bilgiler ve haberler ile hisse senedinin değeri düşük olması durumunda hisse senetlerini ellerinden çıkarma yoluna gitmektedirler. Kısacası manipülatörler, tüm aşamalarda normal bir yatırımcıdan daha avantajlı bir konumda olmalarından dolayı çok büyük gelirler elde etmektedirler. Ayrıca manipülatörler, satın almak istedikleri şirkete başka bir talip çıkmaması için şirket hakkında yalan haber yapmakta veya tamamen yolundan yanıltıcı bilgi ve hareketlerle hisse senedinin değerini düşürmekte ve hisse senedinin değerinin düşmesinden sonra hisse senetlerini satın almaktadırlar (Kutukız, 1999:130).

İçeriden öğrenenlerin ticaretinin hisse senedi fiyat oynaklığı ve ekonomik etkinlik üzerindeki etkisi teorik anlamda belirsiz olsa da bu konuda literatürde iki farklı görüş mevcuttur. Manne (1966)'nin ileri sürdüğü birinci görüşe göre, ilgili bilgilerin hisse senedi fiyatlarına diğerlerinden daha hızlı yansımaları sağlayarak içeriden öğrenenlerin alım satım işleminin sinyal-gürültü oranı artırılabilir. Sinyallerin (yani, temellerin) varyansına bağlı olarak, bu durum piyasa oynaklığının azalmasına ve ekonomik verimliliğin artmasına yol açması beklenmektedir (Du ve Wei, 2004:917).

Herhangi bir finansal piyasada manipülatif hareketler ne kadar sıklıkta yaşanırsa, piyasa etkinliğinin de o kadar sıklıkta düşmesi beklenmektedir (Engelen ve Liedekerke, 2006: 2). Böyle bir durumda, varlık fiyatları halka açık olan bilgileri yansıtacak ve kamuya paylaşılmayan bilgiler yansıtılmayarak onun yerine içeriden öğrenenlerin ticareti özel bilgi bileşenini piyasaya sunacaktır. Tamamıyla içeridekilerin işlemlerinden dolayı hisse senetlerinin fiyatları özel bilgilerin de fiyatlara dâhil edilmesiyle gerçek temel değeri daha hızlı ve daha iyi yansıtacaktır. Bu nedenle, içeriden öğrenenlerin ticaretine izin verilmesi güvenlik piyasasının tahsisat verimliliğini arttırmaktadır (Engelen ve Liedekerke, 2006: 6). İçeriden öğrenenlerin ticaretinin hisse senedi fiyat oynaklığı ve ekonomik etkinlik üzerindeki etkisiyle ilgili ikinci görüş ise içeriden

öğrenenlerin ticaretinin uzun vadede fiyat oynaklığını arttıracak ve ekonomik etkinliği azaltacak yönündedir. Ayrıca, fiyatlarda ya büyük bir artış ya da büyük bir azalış olduğunda içsel bilgiye erişim daha değerli olmaktadır. Bu nedenle, içerden öğrenenlerin hisse senedi fiyatlarında daha fazla oynaklık oluşturmak amacıyla kullandıkları iki önemli yol söz konusu olabilmektedir. Birinci yol, diğer koşullar eşitken, diğer piyasa aktörlerinin aksine içerden öğrenenlerin yatırımcıları daha riskli projeleri seçmeleri hususunda cesaretlendirmesidir. İkinci yol ise bir üretim sürecinin kendine özgü risk özelliklerini sabit tutulsa bile, içerden öğrenenlerin bilgi sürümünün zamanlamasını ve içeriğini, diğerlerinden daha fazla fiyat dalgalanması sağlayacak şekilde manipüle etmeye teşvik etmesidir (Du ve Wei, 2004:917).

Ülkeler, finansal piyasalarda etkinliği sağlayabilmek, içerden öğrenenlerin ticareti, manipülasyon, haksız kazanç elde etmek gibi piyasa gelişimini tehdit eden durumların önüne geçebilmek amacıyla bir dizi önlemler almakta ve yaptırım uygulamaktadır. Borsa İstanbul ve Merkezi Kayıt Kuruluşu bünyesinde kurulan Kamuyu Aydınlatma Platformu Türkiye’de bu amaçla faaliyetlerini yürüten kurumlardan en önemlileridir. Sermaye Piyasası araçları Borsa İstanbul’da işlem gören ortaklıklarla ilgili düzenlemelerin temelini sahiplik haklarının kullanılması konusunda faaliyet gösteren hisse sahipleriyle ilişkiler biriminin oluşturulması, kamunun aydınlatılması ve güven, açıklık ve kararlılık çerçevesinde faaliyetlerin sürdürülmesi oluşturmaktadır. Bu kapsamda, kayıtların sağlıklı, güvenli ve güncel tutulmasını sağlamak, mevzuat ve ortaklığın bilgilendirme politikası dâhil, kamuyu aydınlatma ile ilgili her türlü hususu gözetmek ve izlemek ve yatırımcıların ve hissedarların şirket ile ilgili yazılı bilgi taleplerini yanıtlamak gibi birtakım sorumluluklar yerine getirilmeye çalışılmaktadır (Borsa İstanbul, 2019a:3). Aynı şekilde, Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP), finansal piyasalarda içerden öğrenilen ticaret hükümleri çerçevesinde belirli bir kesimin haksız kazanç elde etmesinin önüne geçmek, yatırımcıların Borsa İstanbul şirketleri, borsa yatırım fonları, yatırım kuruluşları, portföy yönetim şirketleri, derecelendirme şirketleri, yatırım fonları, emeklilik fonları ve yabancı fonlar ile ilgili eksiksiz, doğru ve anlaşılır bilgiye internet üzerinden eşzamanlı olarak erişebilmelerini sağlamak amacıyla faaliyetlerini yürütmektedir. Ayrıca KAP, şirketlerin geçmiş dönem faaliyetlerine ilişkin bilgileri düşük maliyetli, kolay, güvenilir bir ortamda kamuya paylaşmaktadır (KAP, 2019: 13).



## **BÖLÜM 2: FİNANSAL PİYASALARDA OYNAKLIK**

Bu bölümde öncelikle finansal piyasalardaki oynaklığın mevcut yapısına değinilmiş, ardından hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişkinin teorik alt yapısı ortaya konulmuştur.

### **2.1. FİNANSAL PİYASALARIN OYNAKLIK AÇISINDAN DEĞERLENDİRİLMESİ**

Finansal piyasalarda oynaklık, piyasada alım satım yapılan yatırımcılara sahiplik ve kontrol hakkı tanıyan hisse senedi, tahvil ve bono gibi borçlanma araçları, türev ürünler ile döviz ve varlık fiyat ve getirilerinde ortaya çıkan değişkenlik olarak tanımlanmakta olup doğrudan gözlemlenebilen bir durum değildir. Bu açıdan tahvil ve hisse senedinin gün içi ya da kapanış fiyatları kullanılarak oynaklığın çeşitli finansal ekonometrik modellerle hesaplanabilmesi mümkündür. Ancak, söz konusu ekonometrik modeller döviz kurları ve hisse senedi getirileri gibi finansal serilere özgü nitelikleri ortaya koyma konusunda sınırlı bir kapasiteye sahiptir. Bu nedenle finansal verilere ilişkin bu özellikler, doğru modelin oluşturulması ve tahmini için büyük önem arz etmektedir (Brooks, 2008: 380).

Dünyadaki finansal araştırmacılar ve finansal piyasalardaki uygulamacılar için finansal piyasalardaki oynaklığın anlaşılması vazgeçilemez bir olgudur. Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından piyasa oynaklığına ilişkin zaman serisi modelleri varlık fiyatlarına ilişkin oynaklık dinamiklerini içermesi konusunda başarılı olmasına rağmen, ilgili modellerin gücü yüksek frekanslı veri kullanımına dayanmakta ve geçerliliği kısa dönem ile sınırlanmaktadır (Christoffersen ve Diebold, 2000: 13). Finansal piyasa oynaklığının temel belirleyicileri hakkında günümüzde çok az şey bilinmektedir. Ayrıca finansal piyasalarda oynaklığın zamanla neden değiştiğini ortaya koymaya yönelik girişimlerden en iyi ihtimalde dahi olumsuz sonuçlar elde edilmiştir. Finansal piyasadaki oynaklığın diğer ekonomik oynaklık ölçütleriyle bağlantısının koptuğunu ileri süren Schwert (1989a) tarafından oluşturulan oynaklık bulmacası bugün hala geçerliliğini korumaktadır (Arnold ve Vrugt, 2010: 708). Bu noktadan hareketle, finansal piyasalardaki oynaklığın döviz ve menkul kıymet piyasalarında oynaklık olmak üzere iki genel başlıkta incelenmesi mümkündür.

### 2.1.1. Döviz Piyasalarında Oynaklık

Finansal piyasalarda oynaklık genel olarak, belirli bir faaliyet aralığında fiyat endeksi ya da logaritmik dönüşümlü fiyatların standart sapması olarak tanımlanmaktadır (Taylor, 2005: 189). Döviz piyasalarında oynaklık ise diğer piyasalardaki oynaklıklarla paralel olarak döviz kurlarında meydana gelen ani değişiklikler olarak ifade edilebilmektedir. Esnek döviz kuru sisteminde, dövizin arz ve talebe göre kesiştiği noktada döviz kuru oluşması sebebiyle döviz arz ve talebini etkileyen faktörler döviz kurlarıyla birlikte döviz kuru oynaklığını da büyük ölçüde etkilemektedir (Hakkio, 1990: 54).

Döviz piyasalarında döviz kuru oynaklığı, döviz kurunun değerinin tam olarak belirlenemediği zamanlarda ortaya çıkmakta olup döviz kurunu ve oynaklığını etkileyen birçok temel ekonomik faktör bulunmaktadır. Enflasyon, faiz oranı, ödemeler dengesi, uluslararası sermaye hareketleri, bilgi ve iletişim teknolojilerindeki değişimler, politika haberleri ve beklentiler, piyasa spekülasyonları, bilgi ve iletişim alanındaki gelişmeler ve finansal istikrar bu faktörlerin başlıcalarıdır (Hakkio, 1984: 22-23). Bu temel faktörlerin yanı sıra döviz kuru oynaklığını etkileyen iç ve dış faktörler de bulunmaktadır. Savaşlar, petrol fiyatlarındaki artış, yurtdışı piyasalarda ortaya çıkan döviz hareketleri gibi faktörler dış kaynaklı faktörler içerisinde yer alırken, iç savaşlar, siyasi istikrarsızlık ve yönetim biçimindeki değişiklikler gibi faktörler de iç kaynaklı faktörler olarak değerlendirilmektedir (Duygulu Abuk, 1998: 109).

Küresel dünyada yaşanan uluslararası ticari döngü çerçevesinde döviz kuru oynaklığı iki temel nedenden dolayı özel bir öneme sahiptir. Bunlardan birincisi, ulusal hükümetlerin döviz kuru oynaklığının kendi para politikaları üzerindeki etkisini kemiklerine kadar hissetmiş olmasıdır. Bu durum, yerel ekonomisindeki büyümeyi ihracata dayalı büyümeyle oluşturan ekonomilerde daha fazla etkilemiştir. İkinci neden ise günümüzde yatırımcıların uluslararası portföylere giderek daha fazla yönelmelerinden dolayı varlık piyasası yaklaşımının bu yatırımcılar için daha baskın hale gelmesidir (Sengupta ve Sfeir, 1997: 617).

Döviz kuru oynaklığı bazı unsurlar aracılığıyla ülke ekonomilerini etkileyebilmektedir. İlk olarak döviz kuru oynaklığı, uluslararası işlemlerden elde edilecek kârlar hakkında belirsizlik yaratarak uluslararası ticaretin hacmini

azaltabilmektedir. Döviz kurundaki dalgalanmalar, hem yabancı işletme tesislerine yapılan doğrudan yatırımları hem de finansal portföy yatırımlarını azaltarak uluslararası sermaye akışını sınırlandırabilmektedir. Döviz kuru oynaklığının ekonomiyi etkilediği diğer bir yol ise döviz kuru oynaklığının yatırımcıların beklenmeyen kur dalgalanmalarını karşılamak için risk primi eklemelerine neden olarak uluslararası ticarete konu olan malların fiyatlarının yükselmesine neden olabilir (Maskus, 1990; 16). Son olarak döviz kuru oynaklığı, uluslararası sermaye akışının yönünü de değiştirebilmektedir. Döviz kurundaki belirsizlikteki artışların dünya ekonomisindeki etkin kaynak akımını sınırlamasından dolayı uzun dönem sermaye akışı azalabilmektedir. Aynı zamanda, döviz kuru oynaklığındaki artış, kısa dönemde spekülasyon sermaye akışının hızlanmasına sebep olarak para politikası üzerinde güçlendirme etkisi oluşturabilmektedir. Bu tür bir durumda, yerel ekonomiyi sermaye hareketlerinin olumsuz etkilerinden muhafaza etmek amacıyla merkez bankaları hızlı bir şekilde döviz piyasasına müdahale etmeye zorlanabilmektedir (Beckett ve Sellon, 1989:19).

Döviz kurunun ekonominin geneli üzerinde etkisi olduğu kadar finansal piyasalar üzerinde de önemli bir etkiye sahiptir. Elinde fon fazlası olan ile fon açığı olan finansal aktörler birbirlerine fon transferlerini finansal piyasalar aracılığıyla gerçekleştirmektedirler. Bu nedenle söz konusu bu aracılık fonksiyonu, finansal piyasaların maruz kalabileceği oynaklıktan önemli ölçüde etkilenebilecek ve sistem tıkanma noktasına gelebilecektir (Ertuğrul, 2010: 14). Finansal piyasalarda ortaya çıkması muhtemel bir oynaklık, yatırımcıların risk algısını harekete geçirerek yatırım kararlarını ertelemelerine sebep olabilmektedir. Ayrıca politika yapıcıları, yaşanan bu ani durumla panikleyerek hatalı sonuçlara yol açabilecek önlemler olarak krizin reel sektöre yayılmasını sağlayabilmektedirler (Beckett ve Sellon, 1989: 19-20). Döviz kurlarında ortaya çıkan şoklar, düşük bir iç piyasa gücüne sahip olan veya daha rekabetçi bir uluslararası pazarda hareket eden firmaların ve yatırımcıların, gelecekteki kâr akımlarının bugünkü değerini tahmin etme kabiliyetini sınırlandırması kuvvetle muhtemeldir. Ancak kurun istikrarlı olması halinde, belirsizliğin azaltılmasına bağlı olarak firmalar ve yatırımcılar kârları ve kazançları hususunda önlemlerini görebileceklerdir (Atella vd., 2003:813). Döviz kuru oynaklığının artması, ithalat maliyetlerini ve ihracat gelirlerindeki belirsizliği arttıracığı için bu durum yatırım harcamalarının ve bununla

birlikte kârın azalmasına sebep olabilmektedir (Atella vd. 2003:816). Ayrıca döviz kurlarında ani olarak gerçekleşen devalüasyon toplam yatırımlarda düşüşe sebep olabilmekte, bu tür bir durumda devalüasyonun oluşturduğu güven kaybı ve istikrarsızlık ortamından dolayı yatırımlar reel sektöre yönelmeyebilmektedir. Diğer taraftan, kur değerlenmesinin uzun dönemde sapma olarak değerlendirilerek kredibilite problemi yaşatması sebebiyle döviz kuru değerlenmesi de yatırımların reel sektöre kaydırılmasını sağlayamayabilmektedir (Dinçer, 2005: 90).

### **2.1.2. Menkul Kıymet Piyasalarında Oynaklık**

Menkul kıymet piyasalarında oynaklık, faiz oranı oynaklığını kapsayan tahvil ve bono piyasalarında oynaklık ve hisse senedi piyasalarında oynaklık olmak üzere iki aşamada ele alınmaktadır. Ancak, yapılan ampirik çalışmalarda (Steeley 2006, Fang vd. 2007, Dean vd. 2010, Tian and Hamori 2016 ve McMillan 2019 gibi çalışmalar) tahvil ve hisse senedi piyasaları arasında oynaklık açısından güçlü bir bağlantının olduğu ve bir piyasada oynaklıkta gerçekleşen değişimin diğer piyasadaki oynaklık değişimi üzerinde büyük ölçüde etkili olduğuna yönelik bulgulara ulaşılmıştır.

Hisse senedi ve tahvil piyasaları arasındaki oynaklık ilişkileri yatırım, risk yönetimi ve düzenleyici politika kararları için oldukça önem arz etmektedir. Fleming vd. (1998)'ne göre, hisse senetleri ve tahviller arasındaki oynaklık bağlantıları iki ana kanaldan kaynaklanmaktadır. Bunlardan birincisi, her iki piyasayı eşzamanlı olarak etkileyen yaygın olarak kamuya paylaşılan bilgidir. Bu kanal, yatırımcının spekülasyon taleplerini değiştirerek birden fazla yatırımcıyı piyasada alım satım faaliyetine teşvik etmektedir. İkinci kanal ise piyasalar arası riskten korunma nedeniyle oluşan bilgi yayılımıdır. Bu kanalda, bir varlık piyasasındaki gerçekleşen herhangi bir şok varlığın diğer varlık piyasasını yeniden dengelemek üzere harekete geçirmektedir. Bu şekilde bilgi yayılımı gerçekleşebilmekte ve bu da her iki piyasada ticaret ve oynaklık yaratabilmektedir. Sabit getirili bir varlığın oynaklığı ile hisse senedi piyasa endeksi arasındaki dinamik ilişkiler incelendiğinde, asimetrik oynaklığın ve kovaryansın göz önüne alınması gerekmektedir. Asimetrik oynaklık, negatif bir getiri şokunun (hisse senedi değerindeki beklenmeyen bir düşüşün) aynı boyuttaki pozitif bir getiri şokundan ((hisse senedi değerindeki beklenmeyen bir artıştan) daha yüksek bir artışa yol açtığına yönelik kanıtlar sunmaktadır. Asimetrik kovaryans ise piyasa portföyü ile hisse senedi

getirileri arasındaki kovaryansın, negatif şoklardan sonra pozitif şok sonrasında nazaran daha duyarlı olduğuna işaret etmektedir (Chuliá ve Torro, 2008: 1067-1068).

### **2.1.2.1. Faiz Oranı Oynaklığı ve Tahvil ve Bono Piyasalarında Oynaklık**

Tahvil ve bono piyasalarında fiyatları belirleyen temel unsurun faiz oranları olması nedeniyle bu piyasalarda yaşanan oynaklık büyük çapta faiz oranlarındaki oynaklıktan kaynaklanmaktadır. Bu nedenle, tahvil ve bono piyasalarındaki getiri oynaklığına dair çalışmalar hem yatırım kararları, varlık fiyatlama, çeşitlendirme ve risk yönetimi gibi konularda oynaklık davranışının anlaşılması hem de tahvillerin verimi veya piyasanın getirisinin öngörülmesinde yatırımcılara yol gösterici olmaktadır.

Literatürde 1980’li yıllar, hisse senedi piyasa oynaklığında olduğu gibi piyasa aktörlerinin faiz oranı oynaklığı üzerindeki ilgisinin artış gösterdiği dönem olarak nitelendirilmektedir. 1980’li yılların başlarında, enflasyonun artacağı yönündeki beklentiler, kısıtlayıcı para politikaları, faiz tavanlarının kaldırılması gibi uygulamalar yüksek ve oynak faiz oranlarının oluşumunu tetiklemiştir. Hisse senedi piyasa oynaklığında olduğu gibi faiz oranı oynaklığında gerçekleşen aşırı yükselmeler de ekonomik performansa zarar verebilmekte ve finansal sistemin düzgün işleyişini bozabilmektedir (Beckett ve Sellon, 1989: 18).

Faiz oranı oynaklığı, ekonomik performans ve para politikası kararları olmak üzere iki kanal üzerinde oldukça etkilidir. Faiz oranlarındaki oynaklığın ekonomiye zarar verme kanallarından birini ticari yatırım harcamaları oluşturmaktadır. Yatırımcılar, tahvillerin ve diğer borçlanma araçlarının riskinde bir artış olduğunda faiz oranlarının oynaklığında da bir artış olacağı hissine kapılmaktadırlar. Böyle bir durumda yatırımcılar, oynaklıktaki artış nedeniyle portföylerinde yer alan varlık tercihlerini yüksek riskli hale geldiğini ve yatırım projelerini fonlamanın daha da maliyetli olacağını düşündükleri firmalara ait borçlanma araçlarından düşük riskli ve daha az fonlama maliyetli gördükleri varlıklara doğru kaydırabilirler. Dolayısıyla tahvillere olan talebin düşmesine bağlı olarak firmalar tahvilleri tercih edilebilir bir konuma getirebilmek için tahvillere ilişkin faiz kupon oranlarını arttıracak, bu da borç elde etme maliyetlerindeki artışı beraberinde getirecektir. Bu durum ise yatırım harcamalarında düşüş yaşamasına yol açarak ekonomik büyümeyi azaltacaktır.

Faiz oranı oynaklığı, para politikası üzerinde de doğrudan etkili olmaktadır. Eğer artan faiz oranı oynaklığı, yatırımcıların yatırım portföylerini değiştirmelerine neden oluyorsa, böyle bir durumda para talebinde de değişmelerin yaşanması kuvvetle muhtemeldir. Eğer ekonomideki para politikası kavramı, para ile ekonomik aktivite arasındaki istikrarlı bir ilişki olduğu varsayımıyla oluşturulmuşsa, faiz oranlarındaki oynaklığa bağlı olarak para talebindeki değişiklikler para politikasını zorlaştırabilmektedir (Garner, 1986: 25). Ayrıca eğer artan faiz oranı oynaklığı finansal piyasalardaki aracı kuruluşların finansal kapasitesini ve sürdürülebilirliğini tehdit ediyorsa, bu durum finansal sistemin zayıflamasına sebep olabilmektedir (Morris, 1989: 6).

Faiz oranı oynaklığındaki artış, uzun dönem varlıklara ve kısa dönem yükümlülöklere sahip olan tasarruf ve kredili mevduat araçları için ciddi problemler oluşturabilmektedir (Morris ve Merfeld, 1988:3). Ayrıca, artan faiz oranı oynaklığı, söz konusu kurumların bazıları için periyodik likidite krizlerine sebep olabilirken bazılarının da borç ödeme kabiliyetini tehdit edebilmektedir. Böyle bir durumda, bu kurumları faiz oranlarındaki dalgalanmalardan korumak için sermaye gereksinimlerindeki artış gibi düzenleyici eylemler gerekebilmektedir (Beckett ve Sellon, 1989: 19).

### **2.1.2.2. Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık**

Markowitz'in portföy teorisi üzerine yaptığı çalışmasından bu yana, finans alanında hisse senedi piyasasında oynaklık, varlık fiyatlama, portföy teorisi ve risk yönetimi gibi konularda düzenli olarak yer alan ve gün geçtikçe önemini arttıran bir değişken haline gelmiştir (Mills ve Markellos, 2008: 157). Hisse senedi piyasalarında işlem gören herhangi bir hisse senedinin fiyat oynaklığı, ilgili hisse senedinden beklenen getirilerin gerçekleşmesindeki belirsizliğin ölçümü olup belirli dönem bir boyunca hisse senedi fiyat değişimindeki değişkenlik olarak ifade edilebilmektedir (Anderson ve Breeden, 1996: 397; Hull, 2009: 282). Politika belirleyicileri, hisse senedi piyasalarının duyarlılığını test etmek için , oynaklıktan yararlanırken, yatırımcılar ise söz konusu oynaklığı risk olarak algılamaktadır (Zafar vd., 2008:136).

Hisse senedi piyasalarında oynaklık, sermaye piyasalarının yeteri kadar fonksiyonel olmaması ve hisse senetlerinin olması gerektiği ölçüde

fiyatlandırılmamasından dolayı ortaya çıkabilmektedir (Kanalıcı Akay ve Nargeleçekenler, 2006: 8). Hisse senedi piyasalarında oynaklığın bu kadar yoğun araştırılması iki ana nedene dayanmaktadır. Bunlardan birincisi, vadeli işlem ve opsiyon piyasalarının performansının hisse senedi piyasalarının oynaklığı ile yakından ilgili olmasıdır. Son yıllarda bu piyasaların gelişiminin hız kazanması ve işlem hacimlerinin gün geçtikçe artmasından dolayı finansal aktörler hisse senedi fiyat oynaklığının tahmin edilmesi ve modellenmesi hususuyla yakından ilgilenmeye başlamışlardır (Karabıyık ve Anbar, 2007: 62). Finansal aktörlerin araştırma odağının yine oynaklık yönüne doğru kaymasının bir diğer nedeni, özellikle 19 Ekim 1987'de ABD'de yaşanan finansal krizdir (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 14). Bu dönemde hisse senetleri fiyatları ortalama olarak % 40 kadar değer kaybetmiş, Dow Jones ortalamasındaki 508 puanlık düşüş en büyük bir günlük yüzdeler düşüş olarak tarihe geçmiştir. Hisse senedi piyasasında yaşanan bu büyüklükteki bir oynaklık, bir dizi kanallar aracılığıyla ekonomiye zarar vermiş ve finansal piyasalarda ciddi bir kriz yaşanmasına sebep olmuştur (Higgins, 1988: 3-4).

Hisse senedi piyasa oynaklığının ekonomik performansı sınırladığı kanallardan biri tüketim harcamalarıdır. 19 Ekim 1987'de hisse senetleri fiyatlarında yaşanan ani düşüşten sonra ekonomi analistleri yaptıkları analizler neticesinde, hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün ilk olarak tüketicinin servetinde bir azalma yaratacağı, bunun da direkt olarak tüketim harcamalarını azaltarak ekonomik büyümeyi de olumsuz etkileyeceğine yönelik kanıtlar elde etmişlerdir. Ancak, hisse senedi piyasasındaki aşırı oynaklığın tüketim harcamalarını ne oranda etkileyeceğine dair herhangi bir bulguya rastlamamışlardır. Literatürde hisse senedi piyasasındaki aşırı oynaklığın tüketim harcamalarını ne oranda etkileyeceğiyle ilgili bir görüş birliğine varılamamıştır. Birtakım ekonomistler, hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün, refah düzeyi azaltıp gelecekteki ekonomik koşulların belirsizliğini artırarak tüketim harcamalarındaki artışın sınırlanabileceğini savunmaktadır. Bazı ekonomistler de, hisse senedi piyasa değerlerindeki hızlı ve şiddetli düşüşten dolayı tüketim harcamalarının azalacağını ileri sürmektedirler. Ancak bir grup ekonomist ise hisse senedi sahiplerinin çoğunlukla geliri üst gelir grubunda yer alan bireylerden oluşması nedeniyle hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün tüketim harcamaları üzerindeki kaydadeğer bir etki oluşturamayacağını iddia etmektedirler (Garner, 1988: 3-4).

Hisse senedi piyasa oynaklığının aynı zamanda ticari yatırım harcamaları üzerinde de etkisi bulunmaktadır. Genellikle yatırımcılar, hisse senedi piyasa oynaklığında bir artış yaşandığında özkaynak yatırım riskinde de bir artış olacağı beklentisine kapılarak ellerindeki mevcut fonlarını daha az riskli varlıklara yönlendirmektedirler. Piyasa oynaklığında artış yaşanmasından sonraki yatırımcıların bu tepkisi, hisse senedi ihraç ederek finansman sağlayan şirketlerin fon maliyetlerinin artma eğilimi gösterecektir. Ayrıca, yatırımcıların köklü şirketlerin hisse senetlerini satın almaya yönelmeleri sebebiyle yeni kurulan şirketler ve küçük çaplı şirketler, piyasa oynaklığının etkisinin büyük bir kısmını üstlenmek zorunda kalabileceklerdir (Gertler ve Hubbard, 1988: 11–12). Diğer taraftan hisse senedi piyasalarında oluşan aşırı oynaklık, kusursuz işleyen bir finansal sistemini fonksiyonlarını bozabilmekte ve yapısal ya da düzenleyici değişimlere sebep olabilmektedir. Örneğin, 19 Ekim 1987’de hisse senedi fiyatlarında gerçekleşen çöküşle ilgili çalışma yürüten komisyonlar, tüm dikkatlerini piyasa yapılanma sistemleri ve hisse senedi-sipariş düzenlemeleri üzerinde toplamışlardır. Normal fiyat oynaklığıyla iyi çalışan sistemler aşırı fiyat oynaklıklarıyla başa çıkamayabilmektedir. Aslında, yatırımcıların hisse senedi işlemlerini tamamlayamaması durumunda sistemin kendisi oynaklığa katkıda bulunabilmektedir. Piyasa kuralları veya düzenlemelerindeki değişimler, oynaklık karşısında piyasanın dayanıklılığını artırmayı gerekli kılabilmektedir (Beckett ve Sellon, 1989: 18) .

Hisse senedi piyasalarının etkin olması durumunda, faaliyetlerinde aktif olan şirketlere ait hisse senetlerinin diğer şirketlere nazaran faaliyetlere pasif bir yapıda olan şirketlere göre daha az maliyetli fon temin edilerek kaynak dağılımında tutarlılık sağlanabilmektedir. Ancak yatırımcılar açısından oynaklık, risk ve belirsizlik anlamına gelmesi sebebiyle riskten kaçınan yatırımcılar bu durumdan etkilenerek sermaye maliyetlerini arttıracaklar ve sonuç olarak piyasada beklenen etkinlik sağlanamayacaktır. Piyasadaki oynaklığın boyutunun gün geçtikçe artması durumunda spekülative yatırımlarda da artışlar yaşanacak, artan spekülative yatırımlar da piyasaya ait sorunların daha da derinleşmesine sebep olacaktır. Ayrıca piyasada aktif olarak faaliyette bulunan yatırımcıların oynaklıktan kaynaklanan risklerden korunmak amacıyla manipülasyona başvurmaları da kuvvetle muhtemeldir. Hisse senedi piyasalarındaki oynaklığın söz konusu olumsuz etkilerinin yanında piyasaya sağlayabileceği olumlu etkileri de mevcuttur. Örneğin, hisse senedi fiyat oynaklığının



yüksek olması kısa vadede aşırı yükseleceği şeklinde yorumlanabilir. Aynı şekilde uzun vadeli yatırım araçlarının kısa vadede de yüksek getiri sağlayabilmesi durumunda yatırımcı kısa vadede birikimlerini arttırarak piyasaya transfer edebilecek ve talebi bu şekilde arttırabilecektir (Gayğusuz, 2008: 17).

Literatürde hisse senedi piyasa oynaklığı, normal ve anormal piyasa oynaklığı olmak üzere iki aşamada değerlendirilmektedir. Normal oynaklık, hisse senedi getirilerinde oluşan olağan değişiklik olarak ifade edilmektedir. Diğer bir deyişle, hisse senedi getirilerin gerçekleşen olağan düşme ya da yükselmedir. Anormal oynaklık ise hisse senedi getirilerinde bazı dönemlerde ve aniden gerçekleşen uç değerlerdeki pozitif ya da negatif yöndeki değişikliklerdir (Beckett ve Sellon, 1989: 21-22). Finansal piyasalar ve kurumlar tasarruf sahiplerinden yatırımcılara fon transferini gerçekleştirerek ekonomide kilit rol oynamaktadırlar. Finansal varlıkların fiyatlarında gerçekleşen oynaklık, yatırılabilir fonların tahsis edilme süresinin bir parçasını konumundadır. Hisse senedi fiyatlarında gerçekleşen aşırı ya da uç değerdeki oynaklık, finansal sistemin işleyen mekanizmasını sınırlayabilmesi sebebiyle faiz oranları ve döviz kurları bu durumdan olumsuz yönde etkilenebilmektedir (Beckett ve Sellon, 1989: 17-18).

#### 2.1.2.2.1. Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık Oluşumunu Önlemeye Yönelik Öneriler

Finansal piyasalarda finansal politikalar, genellikle borsa ticareti ile aracılardan tutum ve davranışları, satış uygulamaları, yeni ürün ticaretine ilişkin uygulamalar, finansal araçlar ve finansal işlem üzerine yürütülen doğrudan vergilerin düzeyleri gibi konular çerçevesinde şekillenirken, devletin doğrudan alım veya satım müdahaleleri politikalar üzerinde çok az etkisi bulunmaktadır. 19 Ekim 1987'de gerçekleşen piyasa fiyatlarındaki çöküş, günümüz temelinde hisse senedi piyasa oynaklığını düşürmeye yönelik kuralların başlangıç noktasını oluşturmuştur. Bu kapsamda hisse senedi piyasa oynaklığını düşürmeye yönelik önlemleri aşağıdaki gibi altı başlıkta açıklayabilmek mümkündür:

- a) **Devre Kesiciler:** Devre kesiciler, daha önceden hazırlanan geçici fiyat sınırları serisi anlamına gelmektedir. Burada, piyasa fiyatları belirli bir sınırın altında gerilediğinde, alım satım faaliyetleri daha önceden belirlenen süre zarfında

durdurulmaktadır. Eğer hisse senedi piyasalarında fiyat endeksi belirli bir sınırın üzerine çıkarsa o zaman alım satım faaliyetleri durdurulurken, vadeli işlem piyasalarında alım satım faaliyetleri yalnızca belirli bir fiyat sınırının üzerinde gerçekleştirilebilmektedir. Bu nedenle vadeli işlem piyasalarında piyasa fiyatı belirli bir limitin altına gerilediğinde alım satım faaliyetleri otomatik olarak durdurulmaktadır. Bu önlemler, özellikle çeşitli hisse senedi piyasalarında yaşanan oynaklıktan dolayı panik halinde işlem yapmalarının önüne geçmek amacıyla alınmıştır (Eşrefoğlu, 2002: 42). Ayrıca, piyasalarda yüksek oynaklığın olduğu dönemlerde endeksin belli bir değer üstüne çıkması ya da belirli bir değer altına gerilemesi durumunda, alım satım faaliyetlerine sınırlama getirilebilmekte veya ilgili faaliyetler durdurulabilmektedir (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 17).

- b) İşlem Vergisi:** Finansal işlemlerin maliyetlerinin arttırılmasının yanında işlem hacminin oynaklık üzerinde potansiyel etkileri hafifletmek amacıyla birtakım önerilerde bulunulmuştur. Burada finansal piyasalardaki spekülasyonun önüne geçmek amacıyla finansal maliyetler arttırılması yoluna gidilmektedir. Sunulan başlıca öneriler ise sırasıyla finansal işlemler üzerine doğrudan işlem vergilerinin yürütülmesi ve işlem üzerine artan asgari teminat koşuludur. Finansal işlemlerin doğrudan vergilendirilmesindeki temel amaç, yatırımcıların hisse senetlerini elde tutma sürelerini uzun vadeye yaymak ve kısa vadeli finansal işlemlerin maliyetlerini arttırmaktır. Finansal işlemlerden işlem vergisi alınması gerektiğini ileri sürenler, modern piyasalardaki finansal işlemlerin bilgi temelinde yapılmaması sebebiyle spekülasyonun oynaklığa yol açmasının önüne geçilebilmesi için işlem vergisinin alınması gerektiği, bu vergi alınmasıyla birlikte de spekülasyon amaçlı işlem hacminin sınırlandırılacağını iddia etmişlerdir. Ayrıca, işlem vergisini savunanlar, düşük miktardaki işlem hacmi vergisinin gürültücü yatırımcı olarak nitelendirilen kısa dönemli spekülasyonun şevkini kıracağını; ancak bu durumun uzun dönemli yatırımları etkilemeyeceği ileri sürmüşlerdir (Tobin, 1984: 15-29).
- c) Teminat Şartları:** 19 Ekim 1987'de ABD piyasa fiyatlarının çöküşünden sonra finansal araçlar üzerindeki baskıyı azaltmak amacıyla teminat şartlarının arttırılması hususunda birtakım önerilerde bulunulmuştur. Bu öneriyi savunan

ekonomistlere göre, oynaklığın düşürülmesi amacıyla teminatın arttırılarak dengeli olmayan spekülörlerin davranışlarının kısıtlanması gerekmektedir. Teminat şartları oynaklık arasındaki tartışmanın ana konusunu, yatırımcılar için temin edilebilecek borç miktarının finansal varlık fiyatlarının oynaklık üzerindeki etkisi oluşturmaktadır (Gayğusuz, 2008: 49).

- d) Alım Satım Komisyonları:** Oynaklığın düşürülmesi için sunulan diğer bir öneri ise hisse senedi alım satımındaki komisyonların yükseltilmesidir. Alınan bu önlemlerle birlikte, günlük alım satım yaparak spekülasyon yapan kişilerin spekülatif davranma imkanları kısıtlanabilmektedir. Ancak bu önlem aynı zamanda piyasadaki alım talebini belli bir ölçüde kısıtlaması sebebiyle belirli sakıncaları da beraberinde getirebilmektedir. Bu yöntemde, hisse senedi alım satımlarına yüksek komisyon koyarak piyasadaki talebin ve oynaklığın belirli bir düzeyde tutulması sağlanabilmekle birlikte bu durumun piyasa etkinliğine ve işleyişine belirli ölçülerde zarar vermesi kuvvetle muhtemeldir. Bu nedenle, bu tarz bir öneri ancak oynaklığın yüksek olduğu belirli dönemlerde uygulandığı takdirde yatırımcılara olumlu etki sağlayabilir. Ayrıca, diğer ülkelerle karşılaştırıldığında alım satım komisyonlarının en az olduğu İngiltere’de ciddi bir oynaklık farkı bulunmamaktadır. Bu tür bir durum, böyle bir yöntemin tek başına yeterli olmayacağına işaret etmektedir (Güneş ve Saltoğlu, 1998:17).
- e) Borsa Hisse Senedi Portföyü:** ABD S&P 500 Endeksi’nde 19 Ekim 1987’de % 20’den fazla düşüş yaşanmıştır. İlgili endekste 20 Ekim 1987’de ise, günün ilk yarısında endekste artış yaşanmasına rağmen endeks günü düşüşle kapatmıştır. Piyasada bu iki gün çalkantılı bir yapının hâkim olması; diğer bir deyişle piyasada likidite yetersizliğinin yaşanması, sadece kişilerin elinde bulunan hisse senetlerindeki fiyat değişimi üzerinde etkili olan firmalara özgü bilgilere değil, aynı zamanda piyasanın geneli hakkındaki değerlendirmelere de bağlıdır. Finansal analistlerin oynaklık üzerindeki baskısını en aza indirmek amacıyla New York borsası tarafından borsa hisse senedi portföyü oluşturulmuştur. Borsa hisse senedi portföyleri önceden gerekli izinler alınmak şartıyla yatırımcılara S&P 500 hisse senedi endeks portföyünde yer alan hisse senetlerini satın alma ya da bu portföye hisse senedi satma hakkı veren bir finansal araçtır. Bu portföylere ilişkin piyasa, bu alanda uzman olmayan bireysel yatırımcılardan

ziyade sürekli bir şekilde rekabet eden profesyonel yatırımcılar tarafından kurulmaktadır. Finansal analistlerin elektronik postalarına bireysel hisse senedi emirleri gönderen ticari yazılım programlarının aksine borsa hisse senedi portföylerine ilişkin işlemler rekabetçi piyasa aracılığı vasıtasıyla gerçekleştirilmektedir. New York borsanın bu faaliyeti yürütmesindeki amaç, borsa hisse senedi portföylerinin kurumsal portföy ticaretinde tüm kesimlerce talep edilen bir finansal araç olmasını ve rekabetçi piyasa sisteminin bireysel hisse senedi analistleri üzerine likidite baskısı oluşturan bir kurum olmasını sağlamaktır (Blume vd., 1989: 827-830).

Yukarıda bahsedilen önerilere ek olarak farklı önerilerde de bulunulmuş olup bunlardan en çarpıcı olanı, 11 Mayıs 1988'de Donald Regan tarafından sunulan vadeli işlem piyasalarının tamamen kaldırılması önerisidir. Benzer şekilde, vadeli işlem piyasalarının kaynakların etkin dağılmasında büyük bir rol oynayan sermaye piyasalarının faaliyet alanını sınırladığı için kaldırılması gerektiğini iddia eden Lewis Lowes ile vadeli işlem piyasalarının maliyetlerinin yüksek olduğu için kaldırılması gerektiğini ileri süren James Tobin'in görüşleri de yukarıda belirtilen öneriyi destekler niteliktedir (Gayğusuz, 2008: 52).

#### 2.1.2.2.2. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Hisse Senedi Piyasası

##### Oynaklığı

Gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasa oynaklığı mekanizmalarının temelini, Ekim 1987'de ABD piyasasında yaşanan büyük çöküş oluşturmaktadır. İlgili tarihte ABD Dow Jones Endeksi 2246,7 baz puandan 1738,4 baz puana düşerek tarihin en büyük hezimetini yaşamıştır. 508 baz puanlık (% 22,5'lik) bu düşüş, 1885'ten bu yana bir günde gerçekleşen en büyük düşüş olmuştur. 1987 Ekim ayını kapsayan dönemler içinde gözlemlenen oynaklık değeri, ortalama oynaklık değerinin yaklaşık 6-7 katına ulaşabilmektedir. Bu dönemde gözlemlenen oynaklık, hem borsadaki güven ortamının azalması hem de ekonomik konjonktürdeki olumsuz gelişmelerin sonucunda giderek yükselmiş; ancak artan oynaklık uzun süre yüksek seviyelerde kalmamıştır. FED'in başarılı müdahalelerinin yanında hisse senedi piyasasının tepkilerinin bir sonucu olarak oynaklık olması gereken düzeylere gerilemiştir. Ulaşılan bu yeni noktanın bir anlamda uzun dönem denge noktası olduğu varsayıldığında, ABD piyasasının kısa sürede denge

noktasına ulaşması piyasanın oldukça etkin olduğu anlamına gelmektedir (Schwert, 1990: 24).

ABD'nin ekonomik gücü ve dünya piyasasındaki hâkim yapısı dönemsel olarak yüksek oynaklığın diğer ülkelerin finansal piyasalarına yayılmasına sebep olmuştur. Diğer bir deyişle, hisse senedi piyasalarında Amerika kaynaklı yaşanan şoklar diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarına yayılarak o ülkelerin hisse senetlerinde ciddi düzeyde getiri oynaklığı yaratmıştır. Bu durum yaklaşık geçtiğimiz çeyrek asırlık döneme damgasını vuran küreselleşme olgusu ile daha da önem kazanmıştır. Sermaye akışının daha esnek ve hızlı bir şekilde ülkeler arasında el değiştirmesi, bir ülkede yaşanan finansal krizlerin diğer ülke hisse senedi piyasalarına sirayet etmesine neden olmaktadır (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 15-16). Özellikle 1994 Meksika, 1997 Asya, 1998 Rusya, 1999 Brezilya, 2001 Arjantin ve 2008 ABD merkezli finansal krizlerin gelişmiş ve gelişmekte olan ülke piyasalarına yayılması örnek olarak gösterilebilir. Bu yayılım literatürde domino etkisi ya da bulaşma (contagion) denilen bir dizi zincirleme etkileşim süreci olarak ifade edilmektedir.

Dünya Bankası'nın Haziran 2019'da yayınladığı kişi başına düşen milli gelire göre ülkelerin analitik sınıflandırmasında, kişi başına düşen milli geliri yıllık yaklaşık 1.025 dolar ile 12.375 dolar arasında olan ülkeler gelişmekte olan ülkeler olarak kabul edilmektedir (World Bank, 2019). Bu ülkelerin finansal piyasaları yeterli derecede çeşitliliğe ve derinliğe sahip olmamasına karşın son yıllarda ekonomilerinde gösterdikleri gelişim ve değişimlere bağlı olarak yatırımcılara yüksek getiri alternatifleri sunmaktadır. Bundan dolayı özellikle getiri imkânları belli bir doygunluğa ulaşmış gelişmiş ülke piyasalarına önemli bir yatırım seçeneği sunmaktadır (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 18).

Gelişmiş ülke piyasalarıyla kıyaslandığında, gelişmekte olan ülke piyasaların daha oynak bir yapıda olduğu görülmektedir. Bu durum çeşitli nedenlere bağlanabilmektedir. Bu nedenlerin başlıcaları, piyasaların manipülasyona oldukça açık olmaları, piyasa etkinliğindeki zayıflık, şirketlerin iyi bir gözetim ve denetim sistemine sahip olmamaları, şirketlerin performanslarına yönelik bilgilerin, doğru zamanda ve doğru yerde yeterli düzeyde kamuoyuyla paylaşılmamasıdır. Bu sayılanlar haricinde, gelişmekte olan ülkelere sıcak para girişinin daha çok yaşanması sebebiyle bu paranın

küresel ya da ülke içerisinde yaşanan ekonomik ve siyasi olaylardan etkilenmesi sonucunda da piyasa oynaklığında artışlar görülebilmektedir. Ülkelerin üretiminin artması ülke ihracatının küresel faktörlere bağlı olarak şekillenmesi, uluslararası faiz oranlarının artması, uluslararası ticarete korumacı bir politikanın güdülmesi, yatırımcıların belirli sayıda hisse senetleri üzerine odaklanması, gelişmekte olan ülkelerin hisse senetlerinin gelişmiş ülkelere göre daha farklı özellikler taşıması ve ülkelerin yerel yatırımcı ile düşük likidite tabanının gelişmemiş olması gibi faktörler de piyasaların daha oynak bir yapı sergilemesine yol açabilmektedir (Gürsoy, 2000: 1-2).

## **2.2. HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ OYNAKLIĞI ARASINDAKİ İLİŞKİ**

Bu kısımda hisse senedi getirisi, işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişkinin kavramsal yönüne ve bu ilişkinin kuramsal dayanağını oluşturan hipotezlere yer verilmiştir.

### **2.2.1. Hisse Senedi Getirisi İle Oynaklık Arasındaki İlişki**

Tüm dünyada gerçekleşen finansal küreselleşme trendindeki artışla birlikte finans camiası hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık aktarımı ile getiri arasındaki dinamik ilişkiye daha fazla ilgi göstermeye başlamıştır. Literatürde, farklı hisse senetlerinin getirisi ve oynaklığı arasındaki aktarım mekanizmalarına olan yoğun ilginin birkaç nedenden dolayı olduğu ileri sürülmektedir. Bunlardan birincisi, aktarım mekanizmalarının yatırımcılara piyasa etkinliğiyle ilgili bilgi sunmasıdır. Etkin bir piyasada, zamanla değişen risk primlerinin yokluğunda başka bir hisse senedinin getirilerini kullanarak bir hisse senedinin getirilerini tahmin etmek mümkün olamamaktadır. Getirilerde yayılma etkisi olduğuna yönelik bulgular elde edilmesi işletilebilir bir ticaret stratejisinin varlığını ima etmektedir. Ayrıca, ticaret stratejisinden elde edilen kârların işlem maliyetlerini aşması durumunda piyasa etkinliğinde artış yaşanması kaçınılmazdır. İkinci olarak, getiri yayılım etkilerine ilişkin bilgilerin varlık tahsisi veya stok seçimi gibi faaliyetler üzerinde faydalı olmasından dolayı aktarım mekanizmaları portföy yönetimine katkı sağlayabilmektedir. Oynaklık yayılma etkileri hakkındaki bilginin opsiyon fiyatlandırma, portföy optimizasyonu, riske maruz değer ve riskten korunma gibi koşullu oynaklık tahminlerine dayanan finansman uygulamaları

için faydalı olabilmesi de getiri-oyunluk mekanizmalarının önem arz etmesinin diğer bir nedenidir (Harris ve Piseditasalasai, 2006: 1556).

Yukarıda bahsedilen nedenlerden dolayı geçmişten günümüze kadar finans alanındaki çeşitli araştırmacılar, finansal analistler ve portföy yatırımcıları tarafından hem getiri-oyunluk mekanizmasının kaynakları, hem de oyunluğun ölçülmesi ve modellenmesi hususları titizlikle araştırılarak bu konuda ampirik kanıtlar sunulmuş; ancak oyunluğun modellenmesi konusunda kesin bir fikir birliğine varılamamıştır. Örneğin, Sharpe (1964) ile Black ve Scholes (1974) teorik olarak sundukları varlık fiyatlandırma modelinde, varlık fiyatlarındaki değişimi doğrudan kendi varyansıya veya varlığın getirisi ile piyasa portföyünün getirisi arasındaki kovaryansla ilişkilendirmişlerdir. Poterba ve Summers (1986) çalışmalarında, oyunluktaki artışların düşüşe neden olacak kadar kalıcı olmadığını savunurken, Pindyck (1984) tarafından ortaya konulan ampirik bir çalışma da ise 1970'lerde yaşanan hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün büyük çoğunluğunun oyunluktaki artıştan kaynaklandığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte, literatürdeki bazı çalışmalar da oyunluğu modellemek için varyansın kullanımını sorgulamıştır. Örneğin, Kraus ve Litzenberger (1976) çalışmalarında, yatırımcıların getirinin varyansına karşı duyarlı olduğu; ancak serilerde pozitif çarpıklık özelliğinin tercih edilebileceğini ima eden üç faktör modelini, Jahankhani (1976) ise çalışmasında oyunluğu temsilen hem ortalama varyans hem de kısmi varyans modellerini kullanmışlardır (Baillie ve DeGennaro, 1990: 203).

Literatürde, endeks ya da getiri oyunluğunun hesaplanmasında en yaygın kullanılan yöntemlerden biri standart sapma yöntemidir. Bu yöntem, günlük verilerle aylık oyunluk endeksinin hesaplanması temelinde hareket eden bir yöntemdir. Bu yöntemde eğer günlük veriler elde edilemezse aylık verilerle bu işlemler yürütülemez. Bu yöntemde göre, aylık oyunluk endeksinin değeri, mevcut ayın günlük ortalama değerinden çıkartılarak hesaplanmış olan günlük varyansların toplamına eşit olup ilgili endeks denklem 2.1'deki gibi hesaplanmaktadır (Schwert, 1989a:1117; Schwert, 1990: 26-27):

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^{N_t} r_{it}^2 \quad (2.1)$$

Bu denklemde,  $R_t$ , ilgili aydaki günlük getirilerin genel ortalamasını,  $R_{it}$  ise, t ayının i'inci gününe ilişkin getiri oranını temsil etmekte olup,  $r_{it} = (R_i - R_t)$  formülüyle hesaplanarak t ayında N sayıda günlük getiri oluşturulmaktadır.

Bir diğer oynaklık hesaplama yöntemi, 12. dereceden bir otoregresif modelle aylık getiri oranlarının tahmin edilmesi amacıyla Schwert (1989a) tarafından geliştirilen Schwert Oynaklık Endeksi olup ilgili endekse ilişkin oluşturulan model denklem 2.2'de sunulmuştur:

$$R_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Bu denklemde  $D_{jt}$ , aylık kukla değişkeni,  $R_t$  ise t ayının hisse senedi getiri oranını temsil etmekte olup,  $R_t$  12 adet kukla değişkenin ve t ayından önceki hisse senedi getiri oranının doğrusal bir fonksiyonu şeklinde ele alınmaktadır. Ayrıca, denklem 2.2'nin tahmin bulguları arasından elde edilen hata terimleri  $\varepsilon_t$ , denklem 2.3 aracılığıyla aylık oynaklık tahmin edicileri olarak kullanılarak aşağıdaki model oluşturulmaktadır:

$$|\dot{\varepsilon}_t| = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j \gamma_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \rho_i |\dot{\varepsilon}_{t-i}| + u_t \quad (2.3)$$

Bu regresyon işleminde  $\gamma_j$  ve  $\rho_i$  parametreleriyle elde edilen  $|\dot{\varepsilon}_t|$  değeri, t ayı için hisse senedi getirisinin standart sapmasının tahmin değerleri olarak değerlendirilebilmektedir. Sonuç olarak, bu tahmin edilmiş hata terimleri ilgili döneme özgü oynaklık değerlerini istatistiksel açıdan yansıtmaktadır (Schwert, 1989a: 1117-1118).

Bollerslev (1986) tarafından ortaya atılan Genelleştirilmiş koşullu değişen varyans modeli (GARCH) de getiri oynaklığı serilerinin modellenmesinde kullanılmaktadır. GARCH (1,1) modelinin günlük oynaklık tahminlerinde başarılı sonuçlar vermesi, bu modelleme yönteminin finansal zaman serilerinde yaygın olarak kullanılması sonucunu doğurmuş olup ilgili model denklem 2.4'te sunulmuştur:

$$h_{m_t}^2 = \sum_{i=1}^{N_t} h_{it}^2 \quad (2.4)$$

Yukarıdaki şekilde yazılan denklemde  $h_i$  günlük koşullu oynaklık değerini ve  $h_m$  ise, ortalama koşullu oynaklık değerini temsil etmekte olup, ilgili denklemi kullanarak



günlük oynaklık ortalamalarından aylık oynaklık değerlerinin tahmin edilmesi mümkündür (Bollerslev, 1986: 311-312).

### 2.2.2. Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Neden Olan Faktörler

Finans literatüründe, getiri ile oynaklık arasındaki ilişki yoğun bir şekilde ele alınmış ve aralarında negatif bir ilişkinin olduğuna yönelik bulgular elde edilmiştir. Basit bir ortalama varyans önsezisi, yatırımcıların kesin bir olgu karşısında belirsiz bir olguya daha düşük bir fiyat ödemeye razı olduğu gerçeğini gözler önüne sermektedir. Sezgisel olarak belirtilen bu durum, her ne kadar oynaklık ile getiri arasındaki negatif ilişkiyi destekler tarzda bir açıklama olsa da, yatırımcının bir varlık için ödeme istekliliğinin neden beklenen getiri akışına bakılmaksızın portföy getirilerinin değişkenliğine bağlı olacağını ortaya koyamamaktadır (Basu ve Samanta, 2001: 229). Bu nedenle getiri-oynaklık arasındaki söz konusu ilişkiyi etkileyen birçok faktörün olması kuvvetle muhtemel olup, aşağıda bu faktörlerden kısaca bahsedilmiştir.

- a) **Şirketlerin Faaliyet ve Finansal Kaldıracı:** Şirketlerin finansal ve faaliyet kaldıraç düzeyleri uzun dönemde hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde etkili olan faktörlerdendir. Finansal kaldıraç, menkul sermaye değer riski ve beklenen getiri üzerinde artış oluşturmak amacıyla gerçekleştirilen borç finansmanı olarak ifade edilmektedir (Schwert, 1990: 28). Diğer bir deyişle finansal kaldıraç şirketlerin borç kullanımıyla ilgili bir durum olup, şirketlerin faaliyetlerinin finansmanında özkaynak kullanımının yanında borç kullanımı yoluna da giderse ek bir finansal risk ile karşı karşıya kalabilmesi kuvvetle muhtemeldir (Brigham ve Daves, 2007: 515). Yatırımlarının finansmanını yalnızca özkaynakla sağlayan bir şirket dikkate alındığında, söz konusu şirkete ait hisse senedi getirilerinin standart sapmasının varlıkların getiri oranının standart sapmasına eşit olduğu söylenebilir. Ayrıca, şirketin hisse senetlerinin yaklaşık olarak yarısını geri satın alarak borçlanması durumunda, hissedarların mevcut düzendeki aktif riskleri katlanmayı sürdürürken yeni durumdaki yatırımlarının değeri başlangıç değerinin yarısı kadar olacaktır ve şirketin finansal kaldıraç derecesi yükseleceği için de hisse senetlerinin getiri oynaklığı artacaktır (Schwert, 1989a: 1136-1138). Faaliyet kaldıracı ise şirketlerin sabit giderleriyle ilgili bir durumdur. Şirketlerin toplam giderlerinin yüksek bir yüzdesinin sabit olduğunda, yüksek

faaliyet kaldıraç derecesine sahip olduğu ifade edilmektedir. Diğer koşullar sabitken, faaliyet kaldıraç derecesinin yüksekliği satışlarda göreceli olarak gerçekleşen küçük bir değişimin özkaynak kârlılığında büyük bir değişime yol açacağı anlamına gelmektedir. Bu nedenle, diğer koşullar sabitken, şirketin faaliyet kaldırıcı ne kadar yüksek olursa, beklenen özkaynak kârlılığının standart sapmasıyla test edilen risk o kadar büyük olacaktır (Brigham ve Daves, 2007: 515).

**b) Ekonominin Genel Durumu:** Hisse senedi getirileri ekonominin en temel göstergelerinden olması nedeniyle hisse senedi getiri oynaklığının ekonominin genel durumu hususunda da bilgi verebileceği söylenebilir. Ekonomi durgunluk dönemine girdiğinde, hisse senetlerinin getirilerinin düşerek getiri oynaklığının arttığı görülmektedir. Ayrıca, ekonomi durgunluk dönemine girdiğinde, şirketlerin atıl kapasiteleri ortaya çıkması sebebiyle faaliyet kaldıraç derecelerinde artış yaşanmakta ve bu durum hisse senetlerinin getiri oynaklığını daha arttırabilmektedir. French vd. (1987) çalışmalarında da durgunluk dönemlerinde hisse senedi getiri oynaklığının arttığına dair bulgular elde etmişlerdir (French vd., 1987: 8). Schwert (1989) çalışmasında ise ekonominin durgunluk dönemlerinde, hem hisse senedi getirisi hem de endüstriyel üretimdeki büyümenin standart sapmasının genişleme dönemine göre daha yüksek olduğunu ve durgunluk dönemlerinde finansal kaldıraç derecesindeki artışın hisse senedi getiri oynaklığındaki artışı açıklayamadığı bulgularını elde etmiştir (Schwert, 1989b: 84).

**c) Vadeli İşlem Piyasaları:** Vadeli işlem piyasalarında yoğun olarak yaşanan spekülâtif hareketler literatürde yoğun olarak eleştirilen konulardan biridir. Hem spot piyasalarda hem de vadeli işlem piyasalarında yeterli ölçüde bilgiye sahip olmayan spekülâtörler, piyasalarda belirsizlik ortamı oluşturarak fiyatların istikrarsız bir yapı sergilemesine yol açarak oynaklığın artmasına sebep olmaktadır. Bu durumun aksine vadeli işlem piyasası savunucuları ise spekülasyon temelli ticaretin azaltılması hususunda vadeli işlem piyasalarının spot piyasalardan daha etkin olduğunu ileri sürmektedirler. Bu durumun ise vadeli işlem piyasalarına ulaşan bilginin spot piyasalarına nazaran daha yüksek olduğunu ve bu bilgilerin fiyatlara yoğun bir şekilde yansımından

kaynaklandığını gözler önüne sermektedirler. Sonuç olarak, bir piyasada bilgi fiyatlara ne kadar çok yansır o piyasa etkin piyasa olma noktasına o kadar yakınlaşacak ve fiyat ya da getiri oynaklık düzeyleri o kadar azalacaktır (Chan, 1993: 1558-1560).

**d) İşlem Hacmi:** İşlem hacmi, hisse senedi getiri oynaklığını kısa dönemde etkileyen unsurların başında gelmektedir. Literatürde işlem hacminde gerçekleşen bir artışın hisse senedi getirisindeki oynaklığı da arttırdığına dair kanıtlar mevcuttur. Ancak, bu ilişkiye tam anlamıyla neyin yol açtığına öngörülmesi oldukça zor bir durumdur. Bu konuda yapılan bazı araştırmalarda işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığını dolaylı yünden etkilediğine ilişkin bulgular elde ettiğine ilişkin bulgular elde edilmişken, bazılarının da ise doğrudan etkilediğini tespit edilmiştir. Ancak doğrudan etkileme olayı, sadece tüm yatırımcıların eşzamanlı olarak ve aynı yönde hisse senedini satın almayı ya da satmayı tercih ettikleri zaman gerçekleşebilir. Bu açıdan, piyasalardaki tüm yatırımcıları eşzamanlı olarak ve aynı yönde satın almaya ya da satmaya teşvik eden faktörler şunlardır (Schwert, 1990: 30):

- Piyasadaki tüm yatırımcılara hisse senetlerinin fiyatlarının çok yüksek veya çok düşük olduğuna ilişkin bilgilerin ulaşması tüm yatırımcıları hisse senetlerini piyasadaki mevcut fiyattan satması ya da satın alması hususunda yönlendirecektir.
- Yatırımcıların çoğunun aynı yönde ticaret yapmak istemesinden hareketle, hisse senetleri fiyatlarının seyri, yatırımcıların alım ve satım stratejilerinin belirlenmesinde yol gösterici olmaktadır. Bazı yatırımcılar, hisse senetlerinin fiyatlarının kalıcı olduğu düşündükleri zaman, fiyatlar düşmeye (veya yükselmeye) başladığında hisse senetlerini satma (satın alma) yoluna gitmektedirler. Yatırımcıların bu durumu diğer yatırımcıların karşı pozisyon almalarıyla dengelenmemesi halinde, hisse senetlerinin fiyatları düşmeye (veya yükselmeye) devam edecektir. Eğer fiyatlar tavan (ya da taban) yaparsa, aşırı değerlenmiş (düşük fiyatlanmış) hisse senetlerini satarak (satın alarak) kâr elde etmek mümkün olabilmektedir. Ancak, fiyatlardaki yükselişin (veya düşüşün)

süreceğini sanarak hisse senetlerini satın alan (veya satan) yatırımcının zarar etmesi kuvvetle muhtemeldir.

- e) **Finansal Krizler:** Finansal krizler, ekonominin genelinde şirket iflaslarından kaynaklanan yüksek düzeyde maliyetlere katlanılmasına neden olan faktörlerden biridir. Bankalar ve mevduat sahipleri arasında banka portföyünün kalitesiyle ilgili yeterli düzeyde karşılıklı bilgi paylaşımının olmamasından dolayı bu tür maliyetleri ortadan kaldıracılabilmek imkânsız gibi görünmektedir. Bu açıdan, finansal krizlerin kayıp miktarını arttırma riski sebebiyle oynaklığın artması kuvvetle muhtemeldir. Bu tür bir durumda, hisse senedi oynaklığının dışsal olarak artması finansal kriz olasılığını arttırmakta, finansal krizler şirket iflaslarının yol açtığı ek maliyetlerle oynaklığın daha da şiddetlenmesine yol açmaktadır (Gayğusuz, 2008: 76).
- f) **Makroekonomik Faktörler:** Döviz kuru, faiz oranı, sanayi üretimi ve enflasyon oranı gibi makroekonomik faktörler de hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde etkili olan faktörlerdir. Döviz, özellikle yüksek enflasyon dönemlerinde ulusal paranın değışim, değer ve servet fonksiyonları görevlerinin yanı sıra yatırımcılar için yatırım aracı olma görevini de üstlenmektedir. Bu nedenle, yüksek enflasyon dönemlerinde döviz üzerinde gerçekleşen yoğun talep diğer yatırım araçlarına olan talebi sınırlayabilmektedir. Ayrıca, kriz dönemlerinde hisse senetlerine nazaran dövizin daha likit bir varlık olması sebebiyle yatırımcılar dövizli yatırım aracı olarak tercih edebilirler. Bu bahsedilen nedenlerden dolayı hisse senetlerine olan talep azalabilmekte ve bu da hisse senetlerinin getirisi ve getiri oynaklığı üzerinde etkili olabilmektedir. Faiz oranlarında yaşanan değışimler de hisse senedi getirisi ve getiri oynaklığında değışmelere yol açabilmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkeler de, şirketlerin yatırımlarının finansmanını hisse senetleri piyasalarından karşılayamadığı zamanlarda bankalardan borçlanma yoluna gitmek zorunda kalabilmekte, aldıkları borç karşılığında bankalara belirli bir tutarda faiz ödemelerinde bulunabilmektedirler. Bu nedenle, faiz oranlarında ortaya çıkan dalgalanmalar, şirketlerin borçluluk durumlarını da etkileyerek bilançolarında birtakım olumsuzluklara yol açabilmektedir. Satışlarının düşmesine bağlı olarak kârlarının düşmesi olarak değerlendirilen bu durum, şirketlerin hisse senetlerine

olan talebi azaltarak hisse senedi getiri oynaklığını arttırabilmektedir (Gayğusuz, 2008: 70-71). Sanayi üretimi ile hisse senedi getiri oynaklığı arasında da sıkı bir ilişki söz konusudur. Bir ekonominin sanayi üretimindeki artış satışlarında da artışı beraberinde getirebilmektedir. Bu da şirketlerin bilançolarında olumlu bir etki oluşturarak şirketlerin kârlılık oranlarının artmasına, yatırımcılar zihninde şirketin yatırım yapılabilir olduğu izleniminin yaratılmasına ve sonuç olarak hisse senedi getiri oynaklığının azalmasına neden olabilmektedir. Para arzının hisse senetleri getiri oynaklığı üzerinde ise dolaylı bir etkisi söz konusudur. Şöyle ki, ülkelerin para arzında bir daralma olduğu dönemlerde, faiz oranlarında bir artış meydana gelebilmekte, bu nedenle şirketler yatırım projelerini ertelemek ya da tamamen yatırım projelerinden vazgeçmek zorunda kalabilmekte, bu da şirketlerin üretim, satış ve kârlılık oranlarında düşmeler yaşanmasına sebep olabilmektedir. Şirketlerin karlılık oranlarının azalmasıyla birlikte de yatırımcıların şirketlerin hisse senetlerine olan talebi azaltarak hisse senedi getiri oynaklıkları arttırabilmektedir. Hisse senedi getiri oynaklıkları üzerinde etkili olan bir diğer faktör de enflasyon oranlarıdır. Özellikle yüksek enflasyon dönemlerinde, yatırımcılar yatırım kararlarını belirli bir süre erteleyebilmekte ve enflasyon oranlarında ortaya çıkan artışlar faiz oranlarını arttırabilmektedir. Bu durum, hisse senedinin değerlemesinde gelecekteki nakit akışlarının bugüne indirgenmesinde kullanılan oranının da artmasına sebep olabilmekte ve bu şekilde hisse senedinin değeri düşebilmektedir. Diğer bir deyişle, enflasyon oranlarındaki artış hisse senetlerinin değerinde düşüşler yaşanmasına sebep olarak hisse senedinin getiri oynaklığını arttırabilmektedir (Schwert, 1990: 24-28).

- g) Finansal Serbestleşme:** Literatürde, finansal serbestleşmenin farklı kanallar aracılığıyla hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde etkili olduğu hususunda birtakım görüşler mevcuttur. Bu görüşlerden ilki, uluslararası sermaye akışını sınırlayan engellerin büyük ölçüde ortadan kaldırılmasıyla ülke hisse senedi piyasalarına giren yeni yatırımların hisse senedi getiri oynaklığını azaltıcı etkisi yönündedir. Bu görüşe göre, yabancı yatırımlar ülkelerin hisse senedi piyasalarına yatırımlarını arttırdıkça piyasalar büyümeyi sürdürecektir ve bu da hisse senedi getirilerindeki etkinliği arttırarak hisse senedi getiri oynaklığını

azaltacaktır. Bu konuda öne sürülen diğer bir görüşe göre ise finansal serbestleşmenin doğal bir uzantısı olarak ülkelerin yabancı yatırımları arttıkça hisse senedi piyasalarında faaliyet gösteren şirket sayısında da bir artış yaşanabilecektir. Piyasada işlem gören şirket sayısının artması aynı zamanda örneklem hacminin de artması olarak nitelendirilebileceğinden dolayı hisse senetlerinin getirilerinin ortalamalardan sapmasında düşmeler yaşanacak ve sonuç olarak hisse senedi getiri oynaklığı azalacaktır (Domowitz ve Madhavan 1998: 2001–2027; Eşrefoğlu, 2002: 46). Ülkelerin finansal serbestleşme sürecini tamamlamasından sonra ülke piyasalarına yoğun bir şekilde uzun veya kısa vadeli sermaye girişlerinin yaşanması kuvvetle muhtemel bir durumdur. Mevcut özsermayesine ek olarak yurtdışından yabancı sermaye de çeken şirketlerin piyasalardan borç bulması zor olmadığından sermayenin kullanım maliyetinde azalmalar meydana gelebilecektir. Maliyetlerin azalmasına bağlı olarak hisse senetlerinin getirisi artarak getiri oynaklığında azalışlar yaşanacaktır. Ancak şirketlerde, finansal serbestleşmeyle hisse senedi getiri oynaklığındaki bu etkileşim mekanizmasının sağlıklı bir şekilde çalışabilmesi için iki koşulun sağlanması gerekmektedir. Bunlar sırasıyla, finansal serbestleşme sonucunda hisse senedi getirilerinde ortaya çıkan artışın özel sektör yatırımlarını da harekete geçirmesi gerekliliği ve finansal serbestleşmeyle hisse senedi getirileri arasında pozitif bir ilişkinin var olması zorunluluğudur (Henry, 2000a: 529-654; Henry, 2000b: 301-334).

### **2.2.3. İşlem Hacmi Kavramı ve İşlem Hacmi İle Oynaklık Arasındaki İlişki**

Genel olarak işlem hacmi, alıp satılan toplam hisse senedi sayısını göstermektedir (Tüzüntürk, 2005: 13). Diğer bir deyişle işlem hacmi, gün içerisinde kaç adet alınıp satıldığı ifade etmekte olup Borsa İstanbul'da tüm hisse ve yeni hisse alma işlemlerinde işlem birimi olarak "1,00 TL (nominal) = 1 adet = 1 lot" eşitliği uygulanmaktadır (Borsa İstanbul, 2019b). Finansal piyasalardaki işlem hacmiyle ilgili literatür oldukça geniş olup, işlem hacmi üzerine toplam işlem hacmi, kümülatif işlem hacmi, devir hızı, kümülatif devir hızı, işlem sıklığı ve işlem yapılan gün sayısı gibi ölçütler önerilmiş ve literatürde birçok ölçüt üzerinden araştırma yapılmıştır. Söz konusu ölçütlerden biri toplam işlem hacmi olup, hisse senetleri için gerçekleşen

işlemlerdeki her bir emrin içerdiği her bir hisse senedi sayısı ile her bir hisse senedinin fiyatının çarpılmasıyla elde edilen sonuçların toplamıdır. Kullanılacak verinin haftalık, aylık veya yıllık olmasına göre değişmesiyle oluşan işlem hacmi ise kümülatif işlem hacmidir. Örneğin, haftalık verilerle çalışıldığında, günlük işlem hacimlerinin kümülatif toplamları alınarak haftalık verilere ulaşılmaktadır. Devir hızı, her bir hisse senedinin işlem görme oranı olarak ifade edilmekte olup hisse senedinin işlem hacminin hisse senedi piyasasındaki toplam hisse senedi sayısı olarak hesaplanmaktadır. Kümülatif devir hızı, günlük devir hızı değerlerinin toplanmasıyla haftalık, aylık veya yıllık değerlerin elde edilmesi şeklinde oluşan işlem hacmidir. İşlem sıklığı, hisse senetlerinin bir gün içinde yapılan alım satımlarının sayısı olarak ifade edilmektedir. İşlem yapılan gün sayısı ise borsada bir yıl içerisinde resmi olarak işlem yapılan gün sayısı olarak tanımlanabilir (Lo ve Wang, 2000: 259).

Yukarıda bahsedilenler dışında literatürde ağırlıklı ortalama fiyat, işlem birimi ve işlem seansı gibi işlem hacmi ölçütü olarak kullanılan farklı ölçütler de mevcuttur. Bunlardan ağırlık ortalama fiyat, bir sonraki hisse senedi alım satım seansında uygulanacak olan taban fiyatın hesaplanması aşamasında esas teşkil eden hisse senedinin küsüratsız ve miktar ağırlıklı fiyatıdır. Bir diğer ölçüt olan işlem birimi ise piyasada işlemler gerçekleştirilirken her bir işlem emrinin alabileceği en az miktar ile bu miktarın katları şeklinde açıklanmaktadır. Son olarak işlem seansı ise bir menkul kıymetin, işlem gördüğü piyasa içerisinde işlemlerin yapılmaya başlandığı zaman ile bitirildiği zaman arasında geçen süre olarak ifade edilmektedir (Gürtay, 2017: 47)

İşlem hacmi, piyasanın yönünü tespit etmede kullanılan önemli bir ölçüt olup, finansal analistler ve ekonomistler fiyatlar artarken işlem hacminin de artacağı beklentisi içerisinde olmaları sebebiyle işlem hacmindeki değişimleri, fiyatlardaki değişimler için öncü bir gösterge olarak görmektedirler. Her ne kadar fiyatlar düşerken işlem hacminin eşzamanlı olarak azalacağı düşünülse de işlem hacminin, genel olarak hisse senedi fiyat ya da getiri endeksinin düşme eğilimine girmesinden daha önce azalmaya başlayacağı ve fiyat düzeyinin en alt sınıra ulaşmadan önce yükselişe geçebileceği göz ardı edilmemelidir (Ceylan, 2001: 495).

Literatürde işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişki birçok araştırmacı tarafından yoğun bir şekilde incelenmiş, ve çeşitli ampirik bulgular elde edilmiştir.

Ancak işlem hacmi oynaklık ilişkisiyle ilgili yapılan ampirik çalışmalarda karşılaşılan ön önemli problem, teorik açıklamaları standart bir şekilde test etmenin zor olmasıdır (Naes ve Skjeltorp, 2003: 2). Karpoff (1987)'a göre, işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişki dört nedenden dolayı önem arz etmektedir. Bu nedenlerden biri, finansal piyasaların yapısıyla ilgili görüşler sunmasıdır. Yapılan çalışmalarda, işlem hacmi-oynaklık ilişkisi piyasadaki düşük bilgi akış oranına, bilginin nasıl yayıldığına, piyasa fiyatlarının bilgiyi ne ölçüde aktardığına, pazarın büyüklüğüne ve kısa dönemli satış kısıtlamalarının varlığına bağlı olarak şekillenmektedir. Ayrıca, işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ampirik ilişkiler, pazar yapısı hakkındaki farklı hipotezler arasında ayırım yapılmasına yardımcı olabilmektedir (Karpoff, 1987: 109). Çeşitli teorik ve ampirik çalışmalar, işlem hacmini, piyasaya giren bilgilere ve yatırımcılar arasındaki görüş farklılığına bağlamaktadır. Gözlemlenen işlem hacmi, likidite temelli ticaretin yanı sıra bilgi temelli ticareti de kapsamaktadır. Likidite alım satım işlemlerinin piyasaya sabit bir oranda geldiği varsayıldığında, hisse senetlerinin fiyatlarındaki oynaklık esas olarak piyasaya gelen yeni bilgilerden kaynaklanabilecektir. Diğer taraftan, farklı yatırımcıların görüşleri ne kadar çeşitli olursa, yeni ticaret hacmi o kadar büyük olacaktır. İşlem hacmi ve oynaklık ilişkisinin doğru tanımlanması, bilgi akışının aktarılma mekanizmasını, bilginin fiyata dağıtılmasını ve piyasa fiyatlarının bilgiyi iletme derecesini yatırımcılar ve hissedarlar tarafından anlaşılmasını sağlayabilmektedir (Qi, 2004: 16).

İkinci neden, işlem hacmi ve oynaklık ilişkisinin, çıkarımların yapılacağı oynaklık ve işlem hacim verilerinin bir kombinasyonunu kullanan olay çalışmaları için oldukça önemli olmasıdır. Eğer işlem hacmi ve fiyat oynaklıkları piyasada eş zamanlı olarak belirleniyorsa, işlem hacmi ile oynaklık ilişkisinin bu tarz olay çalışmalarına dâhil edilmesi çalışmalardaki testlerin gücünü arttıracaktır (Karpoff, 1987: 110). Ayrıca, işlem hacmi ile oynaklık arasındaki ilişkinin dinamik yapısı ortak olarak belirlenebilirse, işlem hacmi ve oynaklık ilişkisinin dâhil edilmesi getiri ve getiri oynaklığının tahmin gücünü arttıracaktır (Qi, 2004: 16). Örneğin, Richardson vd. (1986) çalışmalarında, kârpaylarının varlığını test etmek için işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Ayrıca, bazı olay çalışmalarında işlem hacmi yatırımcıların bilgilerin anlamı konusunda ne kadar anlaşamadıklarının bir göstergesi olarak kabul edilirken, fiyat oynaklıkları ise piyasaya ulaşan yeni bilgilerin piyasanın



değerlendirmesi olarak yorumlanmaktadır. Bu nedenle, ilgili testlerin yapılması ve çıkarılan sonuçların geçerliliği, fiyat oynaklıkları ve işlem hacminin ortak dağılımına bağlı olmaktadır.

Üçüncü neden ise işlem hacmi ile oynaklık arasındaki ilişkinin spekülasyon fiyatların ampirik dağılımı konusundaki tartışma için kritik öneme sahip olmasıdır. Söz konusu çalışmalarda, getiri oranları sabit takvim aralıkları üzerine örneklendiğinde, normal dağılıma kıyasla daha basık olduğu görülmektedir. Bu durumu iki farklı hipotezle açıklayabilmek mümkündür. İstikrarlı Paratian Hipotezi'ne göre, getiri oranları sınırsız sayıda değişkenliğe sahip dağılım sınıfının bir üyesi olarak en iyi şekilde ifade edilebilmektedir. Karışık Dağılımlar Hipotezi'ne göre ise verilerin farklı koşullu varyanslara sahip karışık bir dağılımla örneklenmesi sebebiyle getiri oranlarının dağılımı basık bir görüntü sunmaktadır. İşlem hacmi ve oynaklık ilişkisi genel olarak Karışık Dağılımlar Hipotezi'ni desteklemektedir. Bu durum çeşitli etkileri söz konusudur. Örnek olarak, oynaklık verileri, işlem hacmi tarafından karıştırılabilen değişen bir varyans parametresine sahip koşullu stokastik bir işlemle üretilmektedir. İki değişken arasındaki ilişki, hisse senedi getirilerinin ampirik dağılımının aşırı basık olma nedenini açıklayabilmektedir. Son olarak dördüncü neden, işlem hacmi ve oynaklık ilişkilerinin vadeli piyasalarda araştırma yapmak için yatırımcılara önemli bilgiler sunmasıdır. Fiyat değişkenliği vadeli işlem sözleşmelerindeki ticarete ilişkin işlem hacmini etkileyebilmektedir. Bu durum, spekülasyonun vadeli işlem fiyatları üzerinde istikrar sağlayıcı mı yoksa istikrar bozucu bir faktör mü olduğu hususuyla ilgilidir. Vadeli işlem sözleşmesinin teslim süresi, öncelikle ticarete ilişkin işlem hacmini ve daha sonra bu etki yoluyla muhtemel fiyat oynaklıklarını da etkilemektedir. Ayrıca, işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişki, yatırımcıların taleplerinin belirlenmesinde özel ve kamu bilgilerinin önemini de gözler önüne serebilmektedir (Karpoff, 1987: 110).

Literatürde bazı araştırmacılar, işlem hacmi ile oynaklık arasında negatif bir ilişkinin olduğunu, bazıları ise pozitif bir ilişki olduğunu iddia etmişlerdir. Karpoff, (1987), Bessembinder and Seguin, (1993), Jones vd. (1994) gibi araştırmacılar da işlem hacmi ile oynaklık arasında pozitif ve eşzamanlı bir ilişki olduğunu savunmuşlardır. Bazı araştırmacılar da, işlem hacmi ve fiyat ilişkisinin altında yatan açıklamanın, finansal piyasanın bilgi yapısına ilişkin bir öngörü sağladığını, bu durumun ise işlem

hacmi-oyunluk ilişkisinin hem işlem hacmini hem de fiyat hareketlerini üreten piyasaya yeni bilgilerin sıralı olarak gelmesiyle (Copeland, 1977; Morse, 1981; Jennings ve Barry, 1983) veya bilginin karma bir değişken olabileceğini savunan Karışık Dağılımlar Hipotezi'yle (Tauchen ve Pitts, 1983; Andersen, 1996 ve Gallant vd., 1992) açıklanabileceğini ileri sürmüşlerdir. Schwert (1990) ve Gallant vd. (1992) gibi araştırmacılar da geçmiş oynaklık değerlerinin hisse senetlerine ilişkin işlem hacimlerinin tahmin edilmesinde öngörücü bir güce sahip olduğunu savunmuşlardır. Literatürde bazı araştırmacılar ise finansal piyasalarda işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişkiyi incelediklerinde, toplam işlem hacmi ile oynaklık ilişkisinin tüm bilgileri ayrıntılı olarak ortaya koyduğu dair herhangi bulguya rastlamamış, işlem hacminin beklenen ve beklenmeyen şeklinde iki aşamada ele alındığında, beklenmeyen işlem şoklarının oynaklık üzerinde daha büyük bir etkiye sahip olduğu ve söz konusu ilişkinin asimetrik olduğu bulgularını elde etmişlerdir. Ayrıca araştırmacılar, pozitif beklenmeyen işlem hacmi şoklarının oynaklık üzerindeki etkisinin negatif şokların etkisinden daha büyük olduğunu tespit etmişlerdir (Bessembinder ve Seguin, 1993: 21; Fung ve Patterson, 1999: 33-34).

İşlem hacmi ile oynaklık arasındaki ilişki Schwert (1989)'in çalışmasında da ele alınmış ve çalışmada işlem hacmi ile oynaklık arasında pozitif ilişkinin olduğunu öngören en az üç teorinin bulunduğu ileri sürülmüştür. Bunlar;

1. Yatırımcıların farklı inançlara sahip olması durumunda, piyasaya sunulan yeni bilgiler hem işlem hacminde değişimlere hem de fiyat değişimlerine neden olabilecektir.
2. Bazı yatırımcıların fiyat hareketlerini işlem kararı alırken bir bilgi olarak kullanmaları durumunda, büyük fiyat hareketleri büyük işlem hacimlerine sebep olabilecektir.
3. İkincil işlem piyasalarında likiditesizlikten dolayı kısa dönemli fiyat baskılarının olması durumunda, ağırlıklı olarak ya satın alma ya da satma emirlerinden oluşan büyük işlem hacmi fiyat hareketlerine sebep olabilecektir.

İşlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişki üzerine daha önce birçok çalışma yapılmış ve bu çalışmaların çoğu bireysel menkul kıymetlerin davranışları üzerine odaklanmıştır. Ancak, toplam hisse senedi piyasaları için işlem hacminin ve oynaklığın

zaman serisinin davranışlarının incelenmesi, bu sorular üzerinde farklı bir bakış açısı sağlayabilmektedir. Bu nedenle, bireysel menkul kıymet bazında incelendiğinde pozitif çıkan bir ilişki toplam piyasa bazında ele alındığında farklı olabilmekte ve pozitif olan ilişkinin sebebini bireysel menkul kıymet olması durumuna bağlanabilmektedir (Schwert, 1989a: 1138-1139).

Admati ve Pfleiderer (1988) ise çalışmalarında, işlem maliyetlerinin düştüğü dönemlerde işlem hacmi ve hisse senedi getiri oynaklığının daha yüksek olması ve işlem hacmindeki artışın oynaklığı arttırması gerektiğini iddia etmişlerdir (Admati ve Pfleiderer (1988: 4). Foster ve Viswanathan (1993) çalışmalarında yukarıda bahsedilenin aksine, işlem maliyetlerinin düşük olduğu bir durumda fiyatların daha az oynak ve işlem hacminin de yüksek olması ve işlem hacmi azaldığında oynaklığın artması gerektiğini savunmuşlardır (Foster ve Viswanathan, 1993: 210). Kıymaz ve Berument (2003) çalışmaları da bu bahsedilen iddiaları desteklemektedir. Çalışmada, piyasaların çoğunda oynaklığın en yüksek olduğu günlerin piyasa işlem hacminin en düşük olduğu günlere rastladığı ve en yüksek oynaklığın, Almanya ve Japonya için pazartesi günleri, Kanada ve Amerika için cuma günleri ve İngiltere için perşembe günleri gerçekleştiği bulguları elde edilmiştir (Kıymaz ve Berument, 2003: 363).

Yukarıda bahsedilenlerden de anlaşılacağı üzere işlem hacmi ile oynaklık arasındaki ilişkinin yönü hususu oldukça belirsiz bir durumdur. Bu nedenle, işlem hacmi ile oynaklık arasındaki ilişkinin tam olarak anlaşılabilmesi ve bulgular üzerinden bir çıkarım yapılabilmesi için finansal piyasanın bilgi yapısının da hesaba katılması gerekmektedir. Eğer işlem hacmi-oynaklık ilişkisi gelişmiş piyasalar üzerinde araştırılıyorsa, söz konusu piyasaların likit piyasa olması ve piyasa derinliğine sahip olması sebebiyle işlem hacmi oldukça yüksektir. Bu nedenle, bu tarz piyasalarda ilişkinin yönünün negatif olması beklenen bir durumdur. Bu bakış açısı, ülke ekonomisi üzerinde baskı oluşturan dışsal faktörlerin oynaklığı etkileyebilmesi sebebiyle kriz ya da ülke ekonomisini etkileyen büyük bir durum gibi dışsal faktörler için daha geçerli olabilir. Sonuç olarak, piyasaların etkinlik ve gelişmiş düzeyiyle ilişkinin negatif ya da pozitif olma olasılığı arasında doğru orantı söz konusudur. Diğer bir deyişle, bir piyasanın etkinlik veya gelişmişlik düzeyi arttıkça (veya azaldıkça) ilişkinin yönünün negatif (veya pozitif) olma olasılığı da artmaktadır.

## **2.2.4. Hisse Senedi Getiri Oynaklığıyla İşlem Hacmi Arasındaki İlişkiyi Açıklayan Hipotezler**

Literatürde, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişki genel olarak bilgiye dayalı teoriler, yatırımcıların düşüncelerindeki veya bekleyişlerdeki farklılıklara dayalı teoriler ve diğer teoriler olmak üzere üç grupta incelenmektedir. Ardışık Bilgi Akışı, Karışık Dağılımlar ve Gürültücü İşlemciler gibi bilgiye dayalı teoriler, hem getiri oynaklığını hem de işlem hacmini belirleyen itici güç olarak bilgiyi kullanmaktadır. Fikir Ayrılığı ve Piyasa Mikro Yapısı Modelleri gibi yatırımcıların düşüncelerindeki veya bekleyişlerdeki farklılıklara dayalı teoriler ise yatırımcıların inançlarındaki farklılıklarla olağandışı işlem hacmi ve getiri oynaklığına ilişkin uç değerleri ilişkilendirmekte olup bu teoriler, getiri oynaklığı-işlem hacmi ilişkisinin işlemlerin kim tarafından ve neden yapıldığı hususlarına göre şekillenmektedir. Bu bahsedilenler teoriler haricinde vergi ya da vergi dışı etkenlere bağlı olarak getiri oynaklığı ile işlem hacmi ilişkisinin belirlendiğini öne süren teoriler de mevcuttur (Daigler ve Wiley, 1999: 2298). Bu kısımda bu sözü edilen modeller sırayla açıklanmıştır.

### **2.2.4.1. Bilgiye Dayalı Teoriler**

Bu kısımda, bilgiye dayalı teoriler olan Ardışık Bilgi Akışı, Karışık Dağılımlar ve Gürültücü İşlemciler Hipotezleri'ne yer verilmiştir.

#### **2.2.4.1.1. Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi ve Bilgi Akışlarında Asimetri**

Copeland (1977) tarafından literatüre kazandırılan ve Jennings vd.(1981) tarafından geliştirilen “Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi”, piyasaya ulaşan bilgilerin tek bir yatırımcı için sadece bir seferde yayıldığını ve getirilerin mutlak değerleri ile işlem hacmi arasında pozitif bir nedensellik ilişkisinin var olduğunu ileri sürmektedir (Copeland, 1977: 576-577). Bu hipotez değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi ortaya koymakta olup, yatırımcılar arasında geçerli olan heterojen bir bilgi modeline dayanmaktadır. Bu modelde işlemler, her bir yatırımcının bilgiye ulaşmalarından sonra gerçekleşmekte; ancak bilgili olmayan yatırımcılar bilginin içeriğini bilgili yatırımcıların faaliyetlerinden çıkaramamaktadırlar. Ayrıca, bu modelde bilginin bir gruptan diğer gruba doğru sıralı olarak yayıldığı ve çok sayıda fiyat değişikliği ve işlem

hacmi yarattığı varsayılmaktadır (Martikainen ve Puttonen, 1996: 209). Copeland (1977)'a göre, bilginin piyasada rassal ve tesadüfi olarak yayılması sebebiyle bilgiye ilk ulaşan yatırımcıların buna göre portföylerini düzenledikten ve pozisyon aldıktan sonra piyasada arz ve talep eğrilerinde yaşanan kayma sonucunda birçok ara piyasa miktarı ve fiyatının oluşması mümkündür. Tüm piyasa katılımcılarının mevcut bilgiler doğrultusunda işlemlerini tamamlamaları ve ara denge noktalarını atlatmalarıyla birlikte nihai dengeye ulaşılması sebebiyle Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'ne göre, gün içerisinde bilgi piyasada yayılırken oluşan ara dengelerde de farklı miktar ve farklı fiyat düzeyleri oluşmaktadır. Piyasaya ulaşan söz konusu bilgi akışında gerçekleşen artışla birlikte getiri oynaklığı ve işlem hacminde de artışlar görülebilecektir (Copeland, 1977: 577-579).

Herhangi bir konuda bilgi sahibi olmayan tüccarların bilgi sahibi olanların faaliyetlerini inceleyerek bilginin içeriğini anlayamamaları hususu ardışık bilgi hipotezinin bir başka varsayımıdır. Hipoteze göre ticaret, her bir tüccarın bilgiye ulaşmasından sonra gerçekleşmektedir. Ayrıca, açıktan satışlar da yasaklanmıştır. Copeland (1977) çalışmasında, simülasyon testlerinden yararlanarak mutlak getiri oynaklığının işlem hacmiyle birlikte arttığını tespit etmiş olup, elde ettiği bu bulgu da getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında pozitif bir etkileşim olduğuna dair bulguyu desteklemiştir (Copeland, 1977: 563-564).

Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'ne göre, piyasada tek bir nihai denge oluşmadan önce her bir yatırımcı için ayrı ayrı ara denge oluşmakta, daha sonra tek bir nihai dengeye ulaşılması nedeniyle piyasaya ulaşan bilgi anında fiyatlara yansyamamaktadır. Diğer bir deyişle, bu hipoteze göre, bilgi piyasada asimetric olarak yayılmakta ve denge yavaş yavaş oluşmaktadır (Alizadeh ve Nomikos, 2003: 323). Ayrıca bu hipoteze göre, piyasaya ulaşan bilgi ya önce getiri oynaklığını ardından işlem hacmini etkilemekte ya da tam tersi durum söz konusu olabilmektedir. Bu nedenle işlem hacmi ile getiri oynaklığı arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu; ayrıca bu iki değişkenin piyasada eşzamanlı olarak tespit edilememesi nedeniyle iki değişken arasında gecikmeli bir ilişkinin olduğu söylenebilmektedir (Chen vd., 2004: 90).

Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'nin ilişkili olduğu bir husus da asimetric bilgi problemidir. Asimetric bilgi, piyasada işlem yapan bazı yatırımcıların ekonomik

gerçekliklere yönelik diğer yatırımcılara göre daha çok bilgiye sahip olması sonucunda piyasadaki ekonomik olarak etkileşim içerisinde olduğu kesimlere haksız bir avantaj elde etmesi durumu olarak açıklanabilmektedir (Samuelson ve Marks, 2012: 582). Diğer bir deyişle, asimetrik bilgi anlaşma öncesi fırsatçılığı olarak da tanımlanabilmektedir. Anlaşma öncesinde elde edilen bu bilgi fırsatçılığı, anlaşmanın taraflarından birisinin mükemmel bilginin sağladığı olumlu koşullar altında elde etmesi mümkün olmayan avantajların elde edilmesini sağlayan önemli bir durum olarak görülebilmektedir. (Demirci, 2014: 7).

#### 2.2.4.1.2. Karışık Dağılımlar Hipotezi

Hisse senedi getiri oynaklığına ilişkin dağılımı deneye dayalı olarak modelleyen ve temel çıkış noktası getiri oynaklığı ve işlem hacminin belirli dönemlerde değişen bilgi akış oranı tarafından harekete geçirildiğini ileri sürülen Karışık Dağılımlar Hipotezi, finans literatürünün en popüler araştırma konularının arasındadır. İlk kez Clark (1973) tarafından ortaya konan Karışık Dağılımlar Hipotezi'ne göre, her iki değişkenin aynı tür bir karma değişkenle normal dağılmakta; diğer bir deyişle hem getiri oynaklığı hem de işlem hacmi ortak bir olasılık dağılımını takip etmesi sebebiyle günlük getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında pozitif korelasyon bulunmaktadır. Getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında pozitif korelasyon olmasının nedeni ise piyasaya ulaşan bilgi sayısı arttığında (veya azaldığında) getiri oynaklığının yanı sıra işlem hacminin de artış (veya azalış) göstermesi; diğer bir deyişle tek bir işlemdeki getirilerin varyansının, aynı işlemdeki hacme koşullu olmasıdır. Aynı zamanda her iki değişkenin de genel temel değişken olarak yorumlanan piyasaya ulaşan yeni bilgiye eşzamanlı olarak tepki göstermeleri sebebiyle değişkenler anlık korelasyonlu olarak da nitelendirilebilir (Clark, 1973: 134; Harris, 1987: 129–130; Naes ve Skjeltorp 2003: 4; Özdemir ve Vurur, 2018: 11).

Karışık Dağılımlar Hipotezi'ne göre, getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişki, piyasaya ulaşan bilginin miktarına göre şekillenmektedir. İşlem hacmi ile getiri oynaklığı birlikte ele alındığında, “dağılım” bilginin yatırımcılara ulaşması şartıyla ortaya çıkmaktadır. Ardışık dağılımlar hipotezinin aksine bu hipoteze göre, piyasanın nihai denge noktasına ulaşması hemen gerçekleşirken, ara denge noktalarından geçme zorunluluğu bulunmamaktadır. Aynı zamanda ardışık bilgi hipotezinde olduğu gibi

geçmiş değerlerin değişkenler arasındaki ilişki üzerinde herhangi bir etkisi söz konusu olmamaktadır (Darrat vd., 2003: 2).

Clark'ın (1973) ile literatüre kazandırılan hipotez daha sonra Epps ve Epps (1976), Tauchen ve Pitts (1983), Harris (1986) tarafından geliştirilmiştir. Clark (1973)'in literatüre kazandırdığı modelde, işlem hacimleri, bilginin akış hızını ortaya koymak için belirlenen temel değişken olarak kullanılmaktadır. Ayrıca Clark (1973), piyasaya ulaşan her yeni bilgiye bir tepki olarak getiri oynaklığı ile işlem hacminin eş zamanlı ve sabit bir hızla değişim gösterdiğini ve bilgi ile işlemlerini yürüten tüm grupların getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında benzer özelliklere sahip olduklarını ileri sürmüştür. Ancak Clark (1973)'in sunduğu modele göre getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır (Clark 1973: 135–136). Clark (1973)'in ileri sürdüğü modelin aksine Epps ve Epps (1976)'in, getiri oynaklığı-işlem hacmi ilişkisini yatırımcıların piyasadaki anlaşmazlıklarına bağlamaktadır. Clark (1973) ile Epps ve Epps (1976)'e göre, yatırımcılar arasındaki anlaşmazlıkların şiddeti arttıkça işlem hacminde de artışlar yaşanabilecek ve piyasada yatırımı gerçekleştiren gruplar getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında daha belirgin bir ilişkiye sahip olabilecektir. Bu nedenle iki değişken arasında nedensellik ilişkisinin yönü, işlem hacminden oynaklığa doğru olacaktır. Epps modelindeki nedensellik ilişkisi, yatırımcıların piyasaya yeni bir bilgi geldiğinde hedeflerini revize ederek dolaylı bir şekilde işlem hacmini yükseltmeleri sonucu oluşmaktadır (Epps ve Epps, 1976: 305-321; Özdemir ve Vurur, 2018: 11). Anderson ve Breedon (1996), ilgili hipoteze farklı bir boyut kazandırarak piyasada faaliyet gösteren yatırımcıların likidite gereksinimleriyle birlikte piyasadaki gruplar arasında ortaya çıkan asimetric bilgi etkileşimlerini stokastik oynaklık süreciyle geliştirerek “Modifiye Edilmiş Karışık Dağılımlar Hipotezi”ni literatüre kazandırmıştır (Üstün Gümrah, 2011: 9).

#### 2.2.4.1.3. Gürültücü İşlemciler Hipotezi

Literatürde getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi inceleyen bir diğer hipotez ise “Gürültücü İşlemciler” hipotezidir. De Long, v.d. (1990) tarafından geliştirilen hipoteze göre gürültücü işlemciler olarak isimlendirilen yatırımcıların faaliyetlerinin temel analize dayanmaması sebebiyle gerçekleştirdikleri işlemler kısa

dönem içerisinde hisse senetlerinin hatalı fiyatlandırılmasına sebep olmaktadır (Acar Boyacıođlu vd., 2010: 202).

Bu hipoteze göre, gürültücü işlemcilerin yaptıkları faaliyetlerin iktisadi temeller doğrultusunda gerçekleştirilmemesinden dolayı, yapılan bu işlemler hisse senedi fiyatlarını kısa dönem içerisinde denge fiyatından oldukça farklı bir seviyeye taşımakta, uzun dönemde ise, gürültücü yatırımcılar tarafından gerçekleştirilen işlemler sonucu oluşan bu geçici fiyat dengesizliği ortadan kalkmaktadır. Bu durumun gerçekleşmesiyle birlikte hisse senedi getirileri ortalama değerine dönme eğilimine girmektedir. Ayrıca, bu hipoteze göre, kısa dönemde hisse senedi getiri oynaklığı pozitif bir otokorelasyon üretirken, uzun dönemde ise fiyatların nihai dengeye gelmesi sebebiyle pozitif olan otokorelasyon yerini negatif otokorelasyona bırakmaktadır. Gürültücü işlemcilerin fiyatlarda dalgalanmaların yaşanmasına neden olan stratejileri izlemelerinin sonucunda ise, işlem hacminden getiri oynaklığına doğru pozitif bir nedensellik ilişkisinin ortaya çıkmaktadır. (De Long vd, 1990: 382). Ayrıca, gürültücü işlemciler tarafından alınan kararların geçmiş dönemlerde oluşan fiyat hareketleriyle bağlantılı olmasından dolayı gürültücü işlemciler, pozitif geri bildirim içeren işlemler yapmakta ve yapılan bu işlemlerin sonucunda ise hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru pozitif bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmaktadır (Yılcı ve Bozoklu, 2014: 213).

#### ***2.2.4.2. Yatırımcıların Düşüncelerindeki ve Bekleyişlerindeki Farklılıklara Dayalı Teoriler***

Bu kısımda, yatırımcıların düşüncelerindeki ve bekleyişlerindeki farklılıklara dayanarak hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi inceleyen Fikir Ayrılığı ve Piyasa Mikro Yapısı Modelleri hususunda bilgiler sunulmuştur.

##### ***2.2.4.2.1. Fikir Ayrılığı Modeli***

Harris ve Raviv (1993) tarafından literatüre kazandırılan “Fikir Ayrılığı” modelinde, tarafsız bir şekilde oluşturulan iki farklı grupta yer alan yatırımcıların aynı düzey bilgiye farklı bakış açısı sergiledikleri, gruplardan biri diğerinden daha iyimser kaldığı sürece ticaretin yapılamayacağı, ne zaman gruplarından birinin toplam bilgilerinin olumludan olumsuz (ya da tam tersi) dönüşürse o zaman ticaretin yapılabileceği varsayılmıştır. Bu noktadan hareketle, Harris ve Raviv (1993), getiri



oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi açıklamışlardır. Bu modelin temel çıkış noktası, yatırımcının görüş ve beklentilerindeki farklılıkların, işlem hacmindeki ve oynaklıktaki değişimlerin kaynağı olabilmesi ve bu farklılıkların hacim ve oynaklık arasındaki dinamikleri açıklayabilmesidir (Girard ve Biswas, 2007: 430).

Fikir ayrılığı modeli, spekülasyon piyasalarındaki kamusal bilginin ilanına dayanmakta olup, finansal piyasaların işletmelere ait kazanç ve kâr payları ekonomiyile ilgili yeni konular, makroekonomik veriler gibi kamusal bilgi ilanlarına cevap verdiğini iddia etmektedir. Bu modele göre, tüm yatırımcılar, piyasadaki bilgileri ortak almakta; diğer bir deyişle tüm yatırımcılara bilgiler tam olarak ulaşmaktadır. Ancak modele göre, yatırımcıların bilgileri yorumlama şekilleri farklı olması nedeniyle kişisel bilgiye yer verilmemiştir. Finansal piyasalarda işlem hacmi denildiğinde genellikle vergilendirme, likit ticaret, portföylerin yeniden düzenlenmesi ve spekülasyon akla gelmektedir. Bu anlamda fikir ayrılığı modeli, spekülasyon üzerine yoğunlaşarak, kamusal bilginin ilanının ardından piyasalarda oluşan spekülasyon ticareti açıklamaya çalışmaktadır. Bu modele göre spekülasyon ticaret, büyük bir olasılıkla varlıkların nihai performanslarına ilişkin yöneltilen sorular ve varlıklarla ilgili olarak piyasaya ulaşan kamusal ilanlar arasındaki anlaşmazlıklardan dolayı ortaya çıkmaktadır. Bu tür anlaşmazlıklar, ya spekülasyoncularun farklı özel bilgilere sahip olmaları ya da genel olarak bilinen verileri farklı şekilde yorumlamalarından kaynaklanabilmektedir. Ayrıca, piyasadaki yatırımcılar riskli varlıklara ait bilginin değerlendirilmesinin yanı sıra politik olayların, ekonomi politikalarının ve ülkeyle ilgili konulara ilişkin bilgilerin yorumlanmasında da yine anlaşmazlığa düşebilmesi kuvvetle muhtemeldir (Harris ve Raviv, 1993: 473-475).

#### 2.2.4.2.2. Piyasa Mikro Yapısı Modeli

Yatırımcıların düşüncelerindeki veya beklentilerindeki farklılıklara dayalı olarak geliştirilen bir diğer model fikir ayrılığı modelinin aksine kişisel bilginin kaynağı üzerine ticaret yapan yatırımcı grubunu örneklem olarak alan “Piyasa Mikro Yapısı” modelidir. Piyasa mikro yapısı modeline göre, kişisel bilgiden yoksun olan bilgisiz yatırımcılar bu bilgiyi sadece piyasadaki ticaretten ya da sipariş akımlarından anlayabilmektedir. Ayrıca bu modele göre, hem getiri oynaklığı hem de işlem hacmi yatırımcıların menkul kıymetlerin esas değerleri hakkındaki düşüncelerinin veya beklentilerinin dağılımıyla birlikte artabilmektedir. Piyasa bilgisine sahip olmayan

yatırımcılar, likit yatırımcılarla bilgili yatırımcıları birbirlerinden ayırt edemedikleri ve piyasadaki tüm yatırımcıların bilgili olduğunu varsayarak hareket etmeleri sebebiyle, hem getiri oynaklığı hem de işlem hacmi denge değerinden saparak yükselişe geçmesine neden olmaktadır (Naes ve Skjeltorp, 2003: 7).

Shalen (1993) çalışmasında, vadeli işlem piyasanın iki dönemden oluşan gürültülü rasyonel bekleyişler modelini incelemiş ve gelecekteki ağırlıklı ortalama fiyatlara ilişkin beklentilerin dağılımının hem ek oynaklığı hem de gürültülü bilgilerle bağlantılı ek beklenen işlem hacmini ölçtüğüne yönelik kanıtlar sunmuştur. Ayrıca Shalen (1993), dağılımın işlem hacmi ile mutlak getiri oynaklığı arasındaki pozitif korelasyona katkıda bulunan bir faktör olabileceğini ileri sürmüştür (Shalen, 1993: 405).

Getiri oynaklığı ile fiyat bekleyişlerinin dağılımı arasındaki pozitif ilişkinin ardındaki sezgi, benzer sinyal çıkarma problemleri içermektedir. Spekülatörler, mevcut fiyatlardan yola çıkarak vadeli işlem fiyatlarının sırasına ilişkin özel bilgileri filtreleyebilmektedir. Ancak, likidite talebinin belirsiz olduğu durumlarda spekülatörler, likidite talebindeki değişikliklerin neden olduğu getiri oynaklığı ile özel bilgilerin neden olduğu getiri oynaklığını birbirine karıştırabilmektedir. Bu karışıklık nedeniyle de vadeli işlem fiyatlarının bireysel tahminleri, likidite talebindeki şoklara karşı aşırı duyarlı olabilmektedir. Bu durum, vadeli işlem fiyatlarının ortalama tahmini ile likidite talebi arasındaki aşırı kovaryansı izleyerek getirilerde aşırı oynaklığın oluşmasına sebep olabilmektedir. Bu aşırı getiri oynaklığının ölçümü ise bekleyişlerin dağılımını ortaya çıkarabilmektedir. Modelde vadeli işlem piyasalarındaki spekülasyon ticaret, piyasadaki yatırımcılara ilişkin düşünce veya bekleyişlerdeki inanışların birbirinden farklılaşmasına bağlanmıştır. Bu noktadan hareketle Shalen (1993), spekülatörler tarafından beklenen işlem hacminin geçmişteki ve cari dönemdeki bekleyişlerin dağılımının doğrusal kombinasyonuna bağlı olduğunu ileri sürmüştür. Shalen (1993)'e göre, spekülatörlerin farklı tahmin doğruluklarına sahip olmaları durumunda, bir spekülatör tarafından beklenen işlem hacmi bireysel tahmin kesinliği ile ortalama hassasiyet arasındaki farka bağlı olarak şekillenecektir (Shalen, 1993: 406-407).

Shalen (1993) tarafından literatüre kazandırılan model iki dönemli bir modeldir. Modelin ilk döneminde, yatırımcıların düşünce ve beklentileri homojendir; ancak ikinci

dönemde yatırımcıların düşünce ve bekleyişleri farklılaşmaktadır. İkinci dönemdeki spekülative beklenen işlem hacmi ise ikinci dönem sonundaki kesin olarak ağırlıklandırılmış dağılıma bağlıdır. İlk dönemdeki işlem hacmi, spekülative bahislerin kapatılması için gerçekleştirilmesi nedeniyle beklenen işlem hacmi, beklentilerin başlangıçtaki hassas ağırlıklı dağılımı ile ilgilidir. Her bir dönemdeki bekleyişlerin dağılımı, bir işlem döneminden diğerine spekülativeörlerin farklı düşüncelerindeki ortalama beklenen mutlak değişimleri ölçmektedir. Her bir dönemdeki dağılımın ağırlığı, spekülativeörlerin bir sonraki dönemdeki işlemin vadeli işlem fiyatı ile ilgili tahminlerinin kesinliğine ve riskten kaçınma katsayısına bağlıdır. Söz konusu bu hassasiyet her dönemde spekülative bahislerin boyutunu belirleyebilmektedir. Eğer spekülativeörler farklı hassasiyetle ilgili özel bilgiye sahipse, spekülativeörün düşünce veya bekleyişlerindeki mutlak değişim, bireysel tahminlerin kesinliği ile ortalama hassasiyet arasındaki farka da bağlı olabilmektedir. Spekülativeörlerin kesin ve ağırlıklandırılmış farklı inanışlarındaki ortalama beklenen mutlak değişim, ticaretin ilk ve ikinci periyodundaki bekleyişlerin dağılımının doğrusal kombinasyonudur (Shalen, 1993: 407-408).

#### **2.2.4.3. Diğer Teoriler**

Hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi araştıran teorilerden birisi de Lakonishok ve Smidh (1986) tarafından ortaya konulan vergi ve vergi dışı etkenlere dayalı modeldir. Lakonishok ve Smidh (1986) yaptıkları çalışmalarında, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin vergiye bağlı olan ve vergi dışında yatırımcıların psikolojik eğilimlerinden kaynaklanan birtakım sebeplere göre şekillenebileceğini ileri sürmüşlerdir. Vergiye ilişkin etken, gerçekleşen sermaye kazanç ve kayıplarının vergilendirme dönemleri açısından en optimal hale getirilmesidir. Lakonishok ve Smidh (1986), hisse senetlerine yapılan yatırımlardan elde edilen kazançlar üzerine konulan vergilerin varlığı durumunda, getiri oynaklığı cari işlem hacmini negatif etkileyeceğini; ancak vergi dışı etkenler olduğundaysa pozitif etki görüleceğini ve ilişki yönünün getiri oynaklığından işlem hacmine doğru olacağını tespit etmişlerdir (Lakonishok ve Smidh, 1986: 954-955; Özdemir ve Vurur, 2018: 11). Yapılan birçok çalışma yatırımcıların vergilere çok duyarlı olduğunu ortaya koymuştur. Bu nedenle küçük firmalara ait getirilerin dönem

sonundaki davranışlarının genellikle vergilere bağlı olduğuna inanılmaktadır. Ayrıca, kâr payı ödemelerinin olmadığı günlerde, getiri oynaklığı ve işlem hacmi davranışları farklı piyasa katılımcıları arasındaki vergi durumlarının farklılıklarına göre yol almaktadır (Haugen ve Lakonishok, 1988: 25-32).

### **2.2.5. Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ile İşlem Hacmi İlişkisinin Etkin Piyasalar ve Davranışsal Finans Perspektiflerinden Değerlendirilmesi**

Hisse senetlerinin gelecekteki fiyatlarını makul bir düzeyde tahmin etmek için hisse senetlerinin fiyat geçmişinin ne ölçüde kullanılabilmesiyle ilgili tartışma yaklaşık yarım asırlık bir süredir finans camiasının gündemini meşgul etmeye devam etmektedir. Bu tartışmanın temeli, fiyat değişimlerinin rastlantısal olduğunu ve söz konusu fiyat dizilerinin geleceği anlamlı bir şekilde tahmin etmede kullanılamayacağını ileri süren Cootner (1964)'in "Rassal Yürüyüş Teorisi"yle atılmıştır. Daha sonra bu teori, Fama (1970) tarafından ortaya atılan "Etkin Piyasa Hipotezi"nin odak noktasını oluşturmuştur.

Sermaye piyasasının en temel rolü, ekonominin sermaye stokunun mülkiyetini tabana yaymaktır. Genel anlamda, ideal olan fiyatların kaynak tahsisi için doğru sinyaller verdiği; diğer bir deyişle, şirketlerin sağlıklı bir şekilde üretim-yatırım kararları alabilecekleri bir piyasadır. Yatırımcılar, menkul kıymet fiyatlarının herhangi bir zamanda mevcut olan tüm bilgileri "tamamen yansıttığını" varsaymak suretiyle şirketlerin faaliyetlerinin sahipliğini temsil eden menkul kıymetler arasından seçim yapabilmektedir. Bu noktadan hareketle, Fama (1970) fiyatların her zaman mevcut bilgileri "tümüyle yansıttığı" piyasayı "etkin piyasa" olarak nitelendirmiştir (Fama, 1970: 383). Piyasa etkinliği faaliyet, kaynak dağıtımı ve bilgi etkinliği olmak üzere üç farklı piyasa türünde değerlendirilmektedir. Faaliyet etkinliğinde, finansal piyasalarda fon sağlayan ve talep edenler minimum maliyetle işlemlerini yürütmektedir. Kaynak dağıtım etkinliğinde de finansal piyasalarda kaynakların optimum dağıtımı hedeflenmektedir. Bilgi etkinliğinde ise fiyatlar tüm bilgileri yansıtmaktadır. Etkin piyasadaki etkin kavramından kastedilen de bilgi etkinliğidir (Kıyılar ve Akkaya: 2016:62).

Fama(1970) yaptığı tanımlamada piyasaları etkinliklerine göre zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik olmak üzere üç başlık

altında toplamaktadır. Zayıf formda etkinlik, piyasa fiyatlarının geçmiş fiyatları ile ilgili tüm bilgileri yansıttığı durumdur. Bu etkinlik türünde, tüm bilgiler, güncel fiyatlara tam olarak yansıtılmaktadır. Bu nedenle yatırımcılar, yeni bilgilere eş zamanlı olarak ulaşamamaktadırlar. Ayrıca, kamuya açıklanmamış bazı bilgiler belirli piyasa katılımcıları tarafından önceden bilinmektedir. Yarı güçlü formda etkinlik de geçmiş fiyat bilgilerine şirket ile ilgili kamuoyuna açıklanan tüm bilgilerin eklenmesi ile oluşan bilgi setinin menkul kıymet fiyatlarına tam olarak yansımaya durumudur. Burada kamuya açık tüm bilgiler karşısında piyasanın tepkisi ölçülmektedir. Diğer bir deyişle, fiyatların kamuya açık tüm bilgileri yansıtmadığı ve bilgilerin fiyatlara yansımaya hızının ne olduğu incelenmektedir. Son olarak güçlü formda etkinlik ise tüm bilgiler fiyatlara tam olarak yansıdığı için bilgilere erişim imkânı olan yatırımcılar diğer yatırımcılara göre daha yüksek işlem kârları beklentisi içinde olamayacaktır. Özel bilgilere erişim imkânı olanların tam olarak incelenmesi mümkün olamamaktadır (Fama 1970: 389–470; Kıyılar ve Akkaya, 2016: 64-66).

Etkin piyasaların hisse senetleri piyasalarının tam rekabete dönüştürülmüş şekli olarak görülmesi sebebiyle etkin piyasa hipotezi, hisse senetleri piyasasında işlem gören yatırımcıların hisse senetlerinin fiyatlarını etkileyen bilgilere piyasadaki fiyatlarla nasıl tepki verdiklerini, verdikleri tepkinin hızını, süresini ve doğruluğunu açıklamaya çalışmaktadır. Bu hipoteze göre, fiyatlar mevcut tüm bilgiyi yansıtırken bir yatırımcının tutarlı ve sürekli olarak piyasayı ele geçirebilmesi mümkün değildir. Ayrıca bu hipoteze göre, piyasaya yeni ulaşan bilginin hisse senedinin değerini etkileyecek nitelikte olması durumunda mevcut denge fiyatında hızlı bir değişim gerçekleşebilmektedir. Ancak bu fiyat, piyasaya yeni bir bilgi akışı olana kadar mevcudiyetini korumaktadır. Yine etkin piyasa hipotezine göre, yatırımcılar piyasaya ulaşan olumlu ve olumsuz bilgilere doğru tepki verdikleri için rasyonel davranış biçimi göstermeleri nedeniyle hisse senetleri fiyatlarında, aşağı ve yukarı yönlü eğilimler gözlenmediği gibi ters yönlü düzeltme hareketleri de oluşmamaktadır (Rubinstein, 2001: 17–18).

Piyasalar, etkin piyasalar hipotezinde öngörüldüğü gibi mevcut bilgiyi anında fiyatlara yansıtamamakta, bazen yeni bir haberi görmezden gelirken, bazen de benzer bilgiye aşırı tepki verebilmektedir. Bu nedenle, finansal ekonomistler için finansal piyasalarda gözlemlenen hisse senedi getirilerinin kısa vadede varlığını sürdürmesi ve uzun vadede tersine dönme eğilimi, işlem hacminde ve oynaklıkta aşırılık, yatırımcılar

tarafından oluşturulan risk düzeyi gibi bazı geleneksel gerçekleri açıklamak gittikçe zorlaşmaktadır. Dolayısıyla, son zamanlarda birçok araştırmacı gözlemlenen bu anomalilere dikkat çekebilmek için yatırımcının aşırı güvende olduğu varsayımına dayanan teorik modeller geliştirmeye çaba sarf etmektedir. Riskten korunma ve likidite amaçlarıyla gerçekleştirilen işlem hacmi piyasada gerçekleşen işlem hacminin çok küçük bir kısmını oluşturması sebebiyle spekülatif piyasalardaki aşırı işlem hacmine etkin piyasalar hipotezi açısından bakıldığında, bu konuya bir açıklama getirilememektedir. Bu nedenle, aşırı tepki hipotezi gözlemlenen aşırı işlem hacminin hedging ve likidite amaçları dışında açıklanamayan kısmına bir açıklama olarak geliştirilmiştir (Chuang ve Lee, 2006: 2490). Aşırı tepki, uzun vadede aynı yönü gösteren sürekli ve tutarlı bilgilere hisse senedi fiyatlarının aşırı reaksiyon göstermesi olarak ifade edilmektedir. Piyasada uzun süre iyi haberleri açıklanan menkul kıymetler aşırı fiyatlama eğilimine sahip olmaktadır ve sonradan düşük ortalama getirileri beraberinde getirmektedir. Ayrıca, piyasada iyi bir performans gösteren menkul kıymetler aşırı yüksek değerlendirilmektedir; ancak bu değerlendirmeler uzun vadede ortalamaya geri dönmektedir (Kıyılar ve Akkaya, 2016: 329).

Aşırı tepki hipotezine göre, hisse senetlerine ait piyasa kazançları kendilerine aşırı güvenen yatırımcıların daha cesaretli ticaret yapmalarına sebep olmaktadır. Bunun doğal bir sonucu olarakta hisse senedi piyasalarında aşırı oynaklık ve işlem hacmi gözlenmektedir (Gervais ve Odean, 2001: 1). Aşırı tepki hipotezi, çeşitli uygulamalar içermekle birlikte aşağıdaki deneysel olarak test edilebilir hipotezleri de sunmaktadır: İlk olarak, kendilerine aşırı güvenen yatırımcılar, özel bilgilere aşırı tepkiler verirken, kamusal bilgiye daha az tepki vermektedirler. İkinci olarak, piyasadan elde edilen kazanımlar ya da piyasada karşılaşılan zararlar, kendine güvenen yatırımcıların sonraki dönemlerde daha agresif bir şekilde ticaret yapmalarına yol açmaktadır. Üçüncü olarak, varlık piyasalarındaki kendilerine aşırı güvenen yatırımcıların gerçekleştirdikleri aşırı işlemler piyasada gözlemlenen aşırı oynaklığa katkıda bulunmaktadır. Son olarak, kendilerine aşırı güvenen yatırımcılar, riski aşağılayarak riskli menkul kıymetlerle daha fazla işlem yapmaktadırlar (Chuang ve Lee, 2006: 2491). Bu sayılan hususlar, hisse senetleri piyasalarında gözlemlenen aşırı işlem hacmi ve oynaklığın etkin piyasalar hipoteziyle açıklanamayacağını gözler önüne sermektedir. Bu nedenle, piyasalardaki

aşırı işlem hacmi ve oynaklık gibi anomaliler davranışsal finans kapsamında yer alan aşırı tepki hipoteziyle incelenebilmektedir (Shiller, 2003: 85).

Finansal piyasalarda faaliyet gösteren yatırımcılar, yoğun ve hızlı bir bilgi akışının gerçekleştiği bir platformda hareket etmek durumunda olmaları sebebiyle kararlarını ivedilikle alabilmek amacıyla basitleştirici kurallara başvurarak akılcı olmayan kararlar almak zorunda kalmaktadırlar. Yatırımcıların gerçekleştirmiş oldukları bu uygulama, etkin piyasa hipotezinin karar ortamı ve istatistiksel analizlere göre karar alan temsili rasyonel yatırımcı varsayımları ile çelişmektedir. Ayrıca, yatırımcılar karar alma sürecindeki olasılıkları tespit ederken güçlüklerle karşılaşmamak için kararlarında elindeki bilgilerin tamamını kullanmamakta, onun yerine en çarpıcı ve en güncel bilgilerle yetinmektedirler. Yatırımcılar ayrıca, geçmiş bilgilerin ağırlıklarını azaltırken, yeni piyasadan edindikleri bilgilerin ileriye dönük etkileri üzerinde abartılı şekilde durmaktadırlar. De Bont ve Thaler (1987), yatırımcıların yeni bilgi karşısında olasılıkları güncellerken istatistiksel Bayes kuralını ihlal ederek akılcı olmayan davranışlara başvurması durumunu aşırı tepki hipoteziyle değerlendirmektedir (De Bont ve Thaler, 1987: 557-560).

## **BÖLÜM 3: FİNANSAL PİYASALARDA OYNAKLIK ÜZERİNE YAPILAN LİTERATÜR TARAMASI**

Oynaklığın optimal portföy seçimi, risk yönetiminde yararlanılan riske maruz değer hesaplamaları, riskten korunma, varlık ve türev ürünlerin fiyatlaması ve kamu politikalarının oluşum süreci gibi birçok ekonomik ve finansal uygulamada kullanılabilmesi nedeniyle son yıllarda finansal piyasalardaki oynaklık akademisyenler, politika yapıcıları ve uygulayıcılar tarafından yoğun bir şekilde araştırılmaktadır. Bu kısımda finansal piyasalarda oynaklık, çalışmanın amacıyla da tutarlı olması açısından hisse senedi piyasalarında oynaklık, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişki, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi ve hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar olmak üzere üç ana başlık altında incelenmiştir.

### **3.1. LİTERATÜRDE HİSSE SENEDİ PİYASA OYNAKLIĞI ÜZERİNE YAPILAN ÇALIŞMALAR**

Literatür incelendiğinde, hisse senedi piyasalarında oynaklığı inceleyen çalışmaların yoğun olduğu; bu çalışmalardan bir kısmının hisse senedi piyasalarında oynaklık tahminine yönelik olduğu; bir kısmının ise tahmin modelleri arasında karşılaştırma yaparak en iyi tahmin gücüne sahip modeli ortaya koymak amacıyla yapıldığı görülmektedir. Bu nedenle, bu kısımda yurtdışında ve Türkiye’de hisse senedi piyasa oynaklığını inceleyen ve araştırmaya katkısı olacağı düşünülen çalışmalara yer verilmiştir.

#### **3.1.1. Hisse Senedi Piyasa Oynaklığı Üzerine Yurtdışında Yapılan Çalışmalar**

Amerika Birleşik Devletleri (ABD) üzerine yapılan bir çalışmada Bollerslev ve Mikkelsen (1996), Standart and Poors (S&P) 500 Endeksi’nin 1953-1990 dönemine ilişkin verilerini kullanarak hisse senedi piyasa oynaklığını Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (FIGARCH) ve Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans (EGARCH) modelleriyle araştırmışlardır. Yapılan analizlerden, koşullu varyansın gelecekteki optimal tahminine yönelik bir şokun hiperbolik bir hızla yayılması sebebiyle ABD Hisse Senedi Piyasası oynaklığında



görünen uzun vadeli bağımlılığın kademeli olarak entegre edilmiş bir sürecin ortalamasına geri dönerek en iyi şekilde tanımlandığı bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Marcucci (2005), hisse senedi piyasa oynaklığını S&P 100 Endeksi'nin 01.01.1988-15.11.2003 dönemine ilişkin verilerini kullanarak Markov Rejim Değişim (MS-GARCH) GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada sonuç olarak, MS-GARCH modellerinin geniş bir istatistiksel kayıp fonksiyonu kümesine göre, daha dar bir katmanda oynaklık tahmininde bulunması sebebiyle tüm standart Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modellerinden daha başarılı bir model olduğu tespit edilmiştir. ABD üzerine yapılan başka bir çalışmada Liu ve Hung (2010), hisse senedi piyasa oynaklığını S&P 100 Endeksi'nin 06.11.1997-15.09.2003 dönemine ilişkin verilerini dikkate alarak dağılım tipi (GARCH-N, GARCH-t, GARCH-HT ve GARCH-SGT) ve asimetri tipi (EGARCH ve Glosten-Jagannathan-Runkle (GJR) GARCH) oynaklık modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, GJR GARCH modellerinin EGARCH modeline göre oynaklık tahmininde daha başarılı olduğu bulguları elde edilmiştir. Gong ve Lin (2019) çalışmalarında ise hisse senedi piyasa oynaklığını S&P 500 Endeksi'nin 02.01.1996-05.06.2013 dönemine ilişkin verilerini kullanarak farklı yapıda otoregresif (HAR) 8 oynaklık modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, farklı frekanslarda (1 günlük, 1 haftalık ve 1 aylık) gelecekteki oynaklığı ölçmede analizde kullanılan HAR-RV, HAR-RV-J, HAR-RV-CJ, HAR-RV-HLT, LHAR-RV, LHAR-RV-J, LHAR-RV-CJ<sup>1</sup>, LHAR-RV-HLT modellerinin diğer HAR modellerinden daha üstün olduğu tespit edilmiştir.

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke piyasaları üzerine yapılan bir çalışmada Aggarwal vd. (1999), hisse senedi piyasa oynaklığını GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, S&P 500, Nikkei, FTSE 100, DAX, Hang Seng STI, BOLSA, BOVESPA, IGPA, BSE Sensex, Seul Kompozit, Kuala Lumpur Kompozit, IPC, Manila Kompozit, Tayvan Ağırlıklı Fiyat ve Bangkok S.E.T. Endeksleri'nin 01.05.1985-01.04.1995 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, gelişmekte olan ülkelerde bazı dönemlerde (örneğin ilgili dönemde Arjantin'de yedi önemli oynaklık geçişi mevcuttur) yüksek oynaklığın olduğu tespit edilmiştir.

---

<sup>1</sup> LHAR-RV (Leverage Heterogeneous Autoregressive Realized Volatility): Kaldıraç Etkili ve Farklı Yapıda Otoregresif Realize Edilmiş Oynaklık. HLT: High-Frequency, Low-Frequency and Trend Volatility: Yüksek Frekans, Düşük Frekans ve Trend Oynaklıkları.

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke piyasaları üzerine yapılan başka bir çalışmada Bhandari (2018), hisse senedi piyasa oynaklığını uzun hafızanın geleneksel ve spektral alan tahmincileriyle araştırmıştır. Çalışmada, BSE 30, Nasdaq, S&P 500 ve DJIA, FTSE 100, CAC40, DAX 30, Nikkei 225, KOSPI, KLSE, JKSE, TAIEX, SSE, STI ve STOXX50 Endeksleri'nin 01.07.1997-20.01.2014 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, analiz rolling window (makaralı pencere) kullanılarak yapıldığında hem hisse senedi getirisi hem de hisse senedi getiri oynaklığı serilerinde uzun hafıza özelliğinin bulunduğu dair bulgular elde edilmiştir. Ou ve Wang (2011) çalışmalarında ise New York Özel Teknoloji Borsası (Nasdaq) Endeksi'nin 02.01.1996-31.12.2008 dönemi için hisse senedi piyasa oynaklığını GARCH, EGARCH ve GJR GARCH modellerine dayalı Bayesyen parametrik olmayan Gaussian metoduyla test etmişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, doğrusal olmayan karma modellerin haberlerin oynaklık üzerindeki simetrik ve asimetrik etkisini daha başarılı bir şekilde ortaya koyduğu ve klasik GARCH, EGARCH ve GJR GARCH modellerinden daha iyi tahmin performansına sahip olduğu tespit edilmiştir. ABD, İngiltere, Japonya ve Hong Kong üzerine yapılan bir çalışmada ise Jiang (2012), hisse senedi piyasa oynaklığını EGARCH ve GJR GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, Hang Seng ve Nikkei Endeksleri'nin 03.01.2007-30.12.2011 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, GJR GARCH modeliyle ilgili RMSE değerlerinin diğer modellere göre daha küçük olması nedeniyle GJR GARCH modelinin oynaklık tahmin gücü en yüksek olan model olduğu bulguları elde edilmiştir.

Almanya, Hollanda, İspanya, İtalya ve İsveç üzerine yapılan bir çalışmada Franses ve Dijk (1996), hisse senedi piyasa oynaklığını doğrusal olmayan GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, DAX, EOE, MAD, MIL ve VEC Endeksleri'nin 1986-1994 dönemine ilişkin haftalık verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, örneklem aşırı gözleme sahip olmadığında, oynaklık tahminindeki en iyi modelin İkinci Dereceden Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (QGARCH) modeli olduğu tespit edilmiştir.

Gelişmekte olan 7 ülke ekonomisi üzerine yapılan bir çalışmada Gökçan (2000), hisse senedi piyasa oynaklığını doğrusal ve doğrusal olmayan GARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, Arjantin, Brezilya, Kolombiya, Malezya, Meksika, Filipinler

ve Tayvan Piyasaları'nın Şubat 1988-Kasım 1997 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, borsa getiri serileri çarpık dağılım göstermesine rağmen, GARCH (1,1) modelinin EGARCH modeline göre oynaklık tahmininde daha iyi bir performans gösterdiği bulguları elde edilmiştir.

İngiltere üzerine yapılan bir çalışmada McMillan vd. (2000), hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik oynaklık modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, FTSE 100 Endeksi'nin 02.01.1984-31.07.1996 dönemine ve FTA Genel Endeksi'nin 01.01.1969-31.07.1996 dönemine ilişkin günlük, haftalık ve aylık verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, rassal yürüyüş, hareketli ortalamalar, tekrarlamalı düzeltme modelleri nispeten daha üstün haftalık oynaklık tahmini, GARCH, hareketli ortalama, üssel düzeltme modellerinin marjinal olarak daha üstün günlük oynaklık tahmini sağladığı ve rassal yürüyüş modelinin ise olağanüstü aylık oynaklık tahmini sağladığı tespit edilmiştir.

Yunanistan üzerine yapılan bir çalışmada Chortareas vd. (2000), hisse senedi piyasa oynaklığını EGARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Atina Kompozit Endeksi'nin 01.01.1987-30.06.1997 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, koşullu varyansın birinci dereceden otokorelasyonunun azaldığı ve yeniliğe karşı oynaklığın tepkisindeki asimetrinin ise zayıfladığı bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Vougas (2004), hisse senedi piyasa oynaklığını ARFIMA-FIGARCH modeliyle incelemiştir. Çalışmada, Atina Borsası'nın 17.01.1990-30.06.2000 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ARFIMA-FIGARCH modelinin hisse senedi getiri oynaklığı serilerinde uzun hafıza bulunduğu dair çok az bir kanıt sunduğu tespit edilmiştir.

Yeni Zelanda üzerine yapılan bir çalışmada Yu (2002), hisse senedi piyasa oynaklığını koşullu değişen varyans (ARCH) tipi ve stokastik oynaklık modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, NZSE40 Endeksi'nin 01.01.1980-31.12.1998 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, stokastik oynaklık modelinin diğer modeller arasında en iyi performansa sahip model olduğu ve ARCH tipi oynaklık modellerinin ise seçilen formata bağlı olarak performanslarının değişiklik gösterdiği bulguları elde edilmiştir.

Filipinler üzerine yapılan bir çalışmada Bautista (2003), hisse senedi piyasa oynaklığını Markov Rejim Değişim ARCH modeliyle test etmiştir. Çalışmada, Filipin Hisse Senedi Piyasası'na ait hisse senedi fiyat Endeksi'nin 18.02.1987-25.11.2000 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Yapılan analizler sonucunda, çalışma dönemi boyunca dört kez yüksek oynaklık vakası olduğu ve yüksek hisse senedi getiri oynaklığının düşük büyüme dönemleri dizisi olarak tanımlanan kriz döngüsünden önce gerçekleştiği tespit edilmiştir.

Bulgaristan üzerine yapılan bir çalışmada Patev vd. (2004), hisse senedi piyasa oynaklığını Üstel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (EWMA) ve GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, SOFIX Endeksi'nin 24.10.2000-19.11.2004 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, SOFIX Endeksi'nin yüksek risk, önemli otokorelasyon, olağandışılık ve oynaklık kümelenmesi gibi özelliklere sahip olduğu bulguları elde edilmiştir.

Hindistan üzerine yapılan bir çalışmada Karmakar (2005), hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, S&P CNX Nifty ve BSE Sensex Endeksleri ile Nifty Endeksi'nde işlem gören 50 şirketin 02.01.1991-10.06.2003 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, zamana dayalı oynaklık, oynaklığın kalıcılığı ve öngörülebilirliğine yönelik güçlü kanıtların olduğu ve yüksek ve düşük oynaklık dönemlerinde kümelemenin olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Goudarzi ve Ramanarayanan (2011), BSE 500 Endeksi'nin 26.07.2000-20.01.2009 dönemi için hisse senedi piyasa oynaklığını asimetrik oynaklık modelleriyle incelemiş, kaldıraç etkisinin varlığının, negatif haberlerin pozitif haberlere göre oynaklık üzerinde daha etkili olduğuna işaret ettiği bulgularını elde etmişlerdir. Maheshchandra (2012) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını uzun hafıza modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, BSE SENSEX ve S&P CNX Nifty Endeksleri'nin 02.01.2008-10.08.2011 dönemine ilişkin verilerini dikkate almıştır. Çalışmada sonuç olarak, BSE SENSEX endeksindeki uzun hafıza özelliğinin S&P CNX Nifty Endeksi'nden daha güçlü olduğu tespit edilmiştir.

Japonya üzerine yapılan bir çalışmada Lux ve Kaizoji (2007), hisse senedi piyasa oynaklığını ARMA, ARFIMA, GARCH, FIGARCH ve Markov Rejim Değişim Çoklu Kesirsel (MSM) modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, Tokyo Piyasası'nda

işlem gören rastgele seçilmiş 100 hisse senedi ile ortalama işlem hacmi en yüksek olan 100 hisse senedinin 01.01.1975-21.12.2001 dönemine ilişkin verilerini dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ARFIMA ve FIGARCH modellerinin oynaklık modellemesinde bireysel olarak tahmin edilen modellerden daha iyi performans gösterdiği tespit edilmiştir.

Banumathy ve Azhagaiyah (2013) çalışmalarında da, hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Hindistan Piyasası'nda işlem gören S&P CNX Nifty Endeksi'nin 01.01.2003-31.12.2012 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Yapılan analizlerden, simetrik ve asimetrik oynaklık modellerinden sırasıyla GARCH (1,1) ve Eşik Değerli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (TGARCH) (1,1) modellerinin en uygun modeller olduğu bulguları elde edilmiştir. Chaudhuri ve Ghosh (2015) çalışmalarında ise hisse senedi piyasa oynaklığını yapay sinir ağları modelleriyle Hindistan VIX ve CBOE VIX, DJIA, DAX, Hang Seng, Nikkei ve Nifty Endeksleri üzerinde test etmiş, 2013-2014 eğitim verilerinin 2015 yılı için oynaklık tahmininde tatmin edici olduğu bulguları elde edilmiştir.

Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Almanya, Hong Kong, İtalya, Japonya, Malezya, Hollanda, Filipinler, Singapur, Tayland, İngiltere ve ABD üzerine yapılan bir çalışmada Balaban vd. (2006), hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, ülkelerin büyük endekslerinin Aralık 1987-Aralık 1997 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Yapılan analizlerden, EGARCH modelinin oynaklığı tahmin etmede diğer modellerden daha üstün olduğu ve ARCH tipi modellerin ise oynaklığı tahmin gücünün zayıf olduğu bulguları elde edilmiştir. Malezya üzerine yapılan başka bir çalışmada Cheong vd. (2008) ise hisse senedi piyasa oynaklığını yapısal kırılmalar altında FIGARCH modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, KLSE (Malezya) Kompozit Endeksi'nin 1996-2006 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, yapısal değişime sahip FIGARCH modelinin tahmin değerlendirmelerinde standart modellerden daha iyi bir performans sergilediği tespit edilmiştir.

Makedonya üzerine yapılan bir çalışmada Kovacic (2008), hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada,

Makedonski Berzanski (MBI 10) Endeksi'nin 04.01.2005-14.08.2007 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, normal dağılım dışı hata dağılımlarına sahip GARCH modellerinin hem örneklem üzerindeki hem de örneklem dışı tahmin doğruluğu açısından olağan koşullar altında tahmin edilen diğer benzer modellerden daha üstün olduğu tespit edilmiştir.

İsrail üzerine yapılan bir çalışmada Alberg vd. (2008), hisse senedi piyasa oynaklığını asimetrik GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Tel Aviv Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören TA100 ve TA25 Endeksleri'nin 20 Kasım 1992-31 Mayıs 2005 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Yapılan analizlerden, EGARCH modelinin tahmin gücünün diğer modellere göre daha başarılı olduğu bulguları elde edilmiştir.

Merkezi ve Doğu Avrupa ülkeleri üzerine yapılan bir çalışmada Kasman vd. (2009), hisse senedi piyasa oynaklığını uzun hafıza (GPH (Geweke, Porter-Hudak (1983)), ARFIMA, HYGARCH ve FIGARCH) modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, BUX ve WIG Endeksleri'nin 31.01.1992-31.01.2007, PX50 Endeksi'nin 08.04.1994-31.01.2007 ve CROBEX Endeksi'nin 02.01.1997-31.01.2007 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada ayrıca, SAX Endeksi'nin 21.09.1993-31.01.2007, SBI Endeksi'nin 03.01.1993-31.01.2007, BSE-SOFIX Endeksi'nin 20.10.2000-31.01.2007 ve OMXT Endeksi'nin 03.06.1996-31.01.2007, dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ARFIMA-FIGARCH modelinin diğer modeller içerisinde en iyi performans sergileyen model olduğu tespit edilmiştir.

Çin üzerine yapılan bir çalışmada Pan (2010), hisse senedi piyasa oynaklığını EGARCH ve TGARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, Şangay ve Şenzen 300 Endeksleri'nin 15.11.2002-01.06.2009 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Çin Hisse Senedi Piyasası'nda oynaklık kümelemesinin ve kaldıraç etkisinin var olduğu ve asimetrik etkinin olağanüstü boyutlarda gerçekleştiği bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Lin (2018), hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik oynaklık modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, SSE Kompozit Endeksi'nin 26.07.2013-28.07.2017 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, EGARCH (1,1) modelinin oynaklık tahmininde diğer modellerden daha üstün olduğu bulguları elde edilmiştir.

Ahmed ve Suliman (2011) Sudan Khartoum (KSE Endeksi) Hisse Senedi Piyasası, Abdalla ve Winker (2012), Sudan Khartoum (KSE Endeksi) ile Mısır Cairo ve Alexandria (CASE Endeksi) Hisse Senedi Piyasaları üzerine yaptıkları çalışmalarda ise hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Her iki çalışmada da ilgili piyasaların 2 Ocak 2006-30 Kasım 2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada elde edilen ampirik bulgular, koşullu oynaklığın KSE endeks getirileri için tartışmalı bir süreç olduğunu gösterirken, CASE endeks getiri serileri için sürekli olduğunu göstermiştir. Sudan üzerine yapılan başka bir çalışmada Ali ve Mhmoud (2013) ise hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Khartoum Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören KSE Endeksi'nin 2 Ocak 2006-31 Ağustos 2010 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Yapılan analizlerden, getiri serilerinde kaldıraç etkisinin ve risk priminin varlığı konusunda kanıtlar elde edilmiştir.

Güney Kore üzerine yapılan bir çalışmada Kang ve Yoon (2008), hisse senedi piyasa oynaklığını yapısal kırılmaları da dikkate alarak uzun hafıza modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, KOSPI 200 Endeksi'nin 02.01.2003-30.12.2004 dönemine ilişkin gün içi 10'ar dakikalık ölçeklerdeki verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, FIAPARCH modelinin gün içi KOSPI 200 getirilerinin değişkenlikteki asimetriyi ve uzun hafıza özelliğini yakalayabildiği bulguları elde edilmiştir. Güney Kore üzerine yapılan başka bir çalışmada Park (2011), hisse senedi piyasa oynaklığını iki değişkenli stokastik oynaklık modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, KOSPI Kompozit Endeksi'nin 02.01.2004-30.04.2008 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, oynaklık tahmininde iki değişkenli stokastik oynaklık modellerinin diğer rekabetçi oynaklık modellerinden daha üstün olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Kim ve Won (2018) ise hisse senedi piyasa oynaklığını çoklu GARCH tipi modellerle entegre edilmiş uzun-kısa dönem hafıza (LSTM) modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, KOSPI 200 Endeksi'nin 2665 adet 01.01.2001-30.09.2011 dönemine; 1298 adet ise 01.01.2001-02.01.2017 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, LSTM modelini üç GARCH tipi (GARCH, EGARCH ve EWMA modelleri) modelleriyle birleştirilmesinden oluşturulan GEW-LSTM modelinin tahmin gücünün oldukça yüksek olduğu bulguları elde edilmiştir.

Vietnam üzerine yapılan bir çalışmada Tuyen (2011), hisse senedi piyasa oynaklığını GARCH modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada, Vn Endeksi'nin 02.01.2009-16.10.2009 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, standart GARCH (1,0) modelinin getiri dinamiklerini en iyi şekilde tanımladığı; ancak Ortalamadaki Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M) modelinin beklenen getiri ve beklenen risk arasında bir ilişki olduğuna yönelik herhangi bir bulgu sunmadığı tespit edilmiştir.

Brezilya üzerine yapılan bir çalışmada Asai ve Brugal (2013), hisse senedi piyasa oynaklığını Farklı Yapıda Otoregresif Vektör Otoregresyon, (HVAR), Tek Değişkenli ve Çok Değişkenli (MGARCH) GARCH modelleri ve Düzeltilmiş Değişen Varyanslı Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, BOVESPA ve S&P 500 Endeksleri'nin 01.09.2006-22.10.2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, iki hisse senedi endeksinin işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin günlük bazda gerçekleşmediği; ancak haftalık ve aylık işlem hacmi ortalamalarının oynaklık tahmin gücünü arttırdığı bulguları elde edilmiştir.

Tunus üzerine yapılan bir çalışmada Charfeddine ve Ajmi (2013), hisse senedi piyasa oynaklığını normal ve student t dağılımları altında uzun hafıza modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Tunus Hisse Senedi Fiyat Endeksi'nin 31.12.1997-31.12.2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, student t dağılımlı FIGARCH (1,1) modelinin Markov Rejim Değişim ARCH modelinden daha iyi performans sergilediği tespit edilmiştir.

Merkezi ve Doğu Avrupa ülkeleri üzerine yapılan bir çalışmada Okičić (2014), hisse senedi piyasa oynaklığını Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARIMA) ve GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, SASX-10 ve BIRS, SOFIX, CROBEX, PX, BUX, MBI10, MONEX20, VIG20, BET, BELEX15, SAX ve SBITOP Endeksleri'nin Kasım 2005-Aralık 2013 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ARIMA ve GARCH süreçlerinin ortalama ve oynaklık dinamiklerine ilişkin farklı yaklaşımlar sağladığı ve kaldıraç etkisinin varlığına ilişkin kanıtların yoğun olduğu bulguları elde edilmiştir.

Pakistan üzerine yapılan bir çalışmada Kanasro vd. (2009), hisse senedi piyasa oynaklığını Karaçi Hisse Senedi Piyasası üzerinde ARCH ve GARCH modelleriyle



araştırmışlardır. Çalışmada, KSE 100 ve Genel Endeksleri'nin 01.01.2003-30.12.2008 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ilgili dönemde Karacı Borsası'nda yüksek derecede oynaklığın var olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Chimrani vd. (2018), hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH, GARCH ve EGARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, KSE 100 Endeksi'nde faaliyet gösteren 11 sektörün 01.01.2009- 31.12.2016 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Yapılan analizlerden GARCH veya EGARCH modellerinin bütün seriler için oynaklık tahmininde en iyi modeller olduğu bulguları elde edilmiştir.

Türkiye üzerine yapılan bir çalışmada Hartavi (2013), hisse senedi piyasa oynaklığını farklı dağılımlar altında içerisinde uzun hafıza modellerinin de bulunduğu toplamda 12 adet oynaklık modeliyle incelemiştir. Çalışmada, BİST 100 Endeksi'nin 04.01.1988-07.01.2013 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, BİST 100 Endeksi verileri için tüm koşullarda diğerlerine üstün gelen bir oynaklık modelinin bulunmadığı tespit edilmiştir.

Ürdün üzerine yapılan bir çalışmada Al-Najjar (2016), hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH, GARCH ve EGARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, Amman Piyasası'nda işlem gören ASEI 100 Endeksi'nin 1 Ocak 2005-31 Aralık 2014 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Yapılan analizlerden, ARCH/GARCH modellerinin hisse senedi piyasa getirilerinin hem oynaklık kümelenmesi hem de çarpıklığına ilişkin daha fazla kanıt sunduğu; ancak EGARCH modellerinin ise hisse senedi getirilerinde kaldıraç etkisinin varlığını desteklemediği bulguları elde edilmiştir.

Karanasos vd. (2016) çalışmalarında ise hisse senedi piyasa oynaklığını uzun hafıza modellerinden Kesirli Bütünleşik Asimetrik Üslü Otoresif Koşullu Değişen Varyans (FIAPARCH) modeliyle test etmişlerdir. Çalışmada, FTSE 100, S&P 500, DAX 30, CAC 40, Nikkei 225, STI, Hang Seng ve TSE 300 Endeksleri'nin 01.01.1988-30.06.2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ilgili endekslerde uzun dönemli oynaklık bağımlılığı, pozitif ve negatif şoklara asimetrik oynaklık tepkisi ve oynaklık modeline en uygun getirilerin gücünün yanında önemli çapraz etkilerin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Asya hisse senedi piyasaları üzerine yapılan bir çalışmada Duppati vd. (2017), hisse senedi piyasa oynaklığını koşullu oynaklık (GARCH) ve ikili uzun hafıza

modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Sensex, CNIA, Nikkei 225, KO11 ve FTSTI Endeksleri'nin 05.01.2015-06.08.2015 dönemine ilişkin gün içi 5'er dakikalık verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, finansal piyasalardaki oynaklığı modellerken piyasalardaki asimetrik bilginin önemini vurgulayan ARFIMA-FIAPARCH modelinin en iyi performans gösteren model olduğu tespit edilmiştir.

Fas üzerine yapılan bir çalışmada Belasri ve Ellaia (2017), hisse senedi piyasa oynaklığını MGARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Kazablanka Piyasası'nda işlem gören 6 şirketin 22.02.2004-20.10.2015 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, modelinden varyans ve kovaryans matrislerini modellemede Baba, Engle, Kraft ve Kroner (BEKK) modelinin dinamik koşullu korelasyon (DCC) modelinden daha iyi performans sergilediği; ancak her iki modelin de riske maruz değer tahmininde yeterince başarılı olamadığı bulguları elde edilmiştir.

Dubai üzerine yapılan bir çalışmada Salameh ve Alzubi (2018), hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH ve GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Dubai Finansal Piyasa Endeksi (DFM), Abu Dabi Borsa Endeksi (APX), Londra Borsa Endeksi (FTSE) ve S&P Endeksi'nin 01.01.2014-31.12.2015 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, DFM Endeksi'nin oynaklığının kendi şoklarına ve özellikle S&P Endeksi'nden gelen dış şoka bağlı olduğu, APX Endeksi'nin DFM Endeksi'ni etkilediği bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, FTSE Endeksi'nden gelen herhangi bir şokun DFM Endeksi'nin oynaklığını etkilemediği tespit edilmiştir.

### **3.1.2.Hisse Senedi Piyasa Oynaklığı Üzerine Türkiye'de Yapılan Çalışmalar**

Gökçe (2001) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH tipi modellerle incelemiştir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 02.01.1989-31.12.1997 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, piyasa getirisi ile piyasa oynaklığı arasında pozitif bir ilişki olduğu ve piyasa oynaklığı serilerinde kaldıraç etkisinin görüldüğü bulguları elde edilmiştir.

Kılıç (2004) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını FIGARCH modeliyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB Ulusal 100 Endeksi'nin 04.01.1988-23.11.2003 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, AR (1)-FIGARCH

(1,  $\delta$ , 0) modelinin getiri serilerini modellemede oldukça iyi bir performans sergilediği tespit edilmiştir.

Mazıbaş (2005) çalışmasında, hisse senedi piyasası oynaklığını 15 adet simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada İMKB Sınai, Mali ve Hizmet Endeksleri'nin 1997-2004 dönemine ilişkin verileriyle günlük, haftalık ve aylık oynaklık serileri oluşturmuş, 1997-2003 dönemine ilişkin verileri modellerin tahmininde, 2004 yılına ilişkin verileri ise modellerin öngörü performanslarının karşılaştırılmasında kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, günlük, haftalık ve aylık oynaklık tahminlerinde kaldıraç etkisinin ve asimetrinin var olduğu bulguları elde edilmiştir.

Torun (2008) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını farklı dağılımlar altında ikili uzun hafıza (ARFIMA-FIGARCH) modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada, İMKB Ulusal 100 Endeksi'nin 04.01.1988-14.11.2007, İMKB Ulusal Finans ve İMKB Ulusal Endüstri Endeksleri'nin 03.01.1991-14.11.2007, İMKB Ulusal Hizmet Endeksi'nin 03.01.1997-14.11.2007 ve İMKB Ulusal Teknoloji Endeksi'nin 04.07.2000-14.11.2007 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ARFIMA-FIGARCH modelinden İMKB'de oynaklıkta ikili uzun hafıza özelliğinin var olduğu, bu nedenle bu bulgunun zayıf formda etkin piyasa hipotezini çürüttüğü tespit edilmiştir.

Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2006) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH-GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, İMKB Ulusal 100 Endeksi'nin 23.10.1987-31.07.2006 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ilgili endeksin oynaklık tahmininde en uygun modelin GARCH (1,1) modelinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Özden (2008) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB Bileşik 100 Endeksi'nin 04.01.2000-29.09.2008 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, analizde yararlanılan modeller arasında en uygun modelin TGARCH modeli olduğu bulguları elde edilmiştir.

Atakan (2009) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH-GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 03.07.1987-18.07.2008

dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Yapılan analizlerden, kriz dönemlerinde oynaklık kümelenmelerinin gözlemlendiği ve endeks getirilerindeki oynaklığın arttığı bulguları elde edilmiştir.

Korkmaz vd. (2009) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını yapısal kırılmaları da dikkate alarak ARFIMA-FIGARCH modeliyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 1988-2008 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, getiri serilerinde uzun hafıza özelliği bulunmazken hisse senedi getiri oynaklığı serilerinin uzun hafıza özelliği sergilediği; bu nedenle de İMKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Ergun (2010) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını doğrusal olmayan zaman serisi modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 02.01.1997-31.12.2008 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, diğer modellerle kıyaslandığında tahmin gücü en yüksek olan modelin AR(1)-EGARCH (1,1) modelinin olduğu tespit edilmiştir.

Başçı (2011) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını asimetrik GARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB Mali ve Sınai Endeksleri'nin 02.01.2002-31.12.2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Yapılan analizlerden TGARCH modelinin oluşturulan fark getiri serilerinin oynaklığını belirlemede daha etkin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Gökbulut vd. (2011) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARIMA ve ARCH tipi modellerle araştırmışlardır. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 03.07.1987-03.07.2009 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, TGARCH modelinin diğer modellere nazaran endeks getiri oynaklığını tahmin etmede daha başarılı olduğu ve veri setinin uzun hafıza içerdiği tespit edilmiştir.

Güriş ve Saçaklı Saçıldı (2011) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını Klasik ve Bayesyen GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 04.01.1995-18.06.2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ilgili dönemde klasik GARCH modelleriyle ilgili anlamlı bir bulgu elde edilememiş; ancak Bayesyen GARCH modellerinin anlamlı sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

Ural ve Küçüközmen (2011) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını yapısal kırılmaları da dikkate alarak ARFIMA-FIGARCH modeliyle incelemiştir. Çalışmada, S&P 500, FTSE 100, DAX 30, CAC40 ve İMKB 100 Endeksleri'nin 02.01.1991-18.05.2009 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, tüm piyasalarda ikili uzun hafızanın var olduğu, bu nedenle piyasaların zayıf formda etkin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Çevik (2012) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını uzun hafıza modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB'de işlem gören 10 sektörün 03.01.1997-27.05.2011 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, parametrik ve yarı parametrik modellerden sektörlere ait endeks getirilerinin oynaklığının uzun hafıza özelliği gösterdiği tespit edilmiştir.

Kendirli ve Karadeniz (2012) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını Genelleştirilmiş ARCH modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, İMKB 30 Endeksi'nin 02.01.2008-30.03.2012 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, oynaklığın modellenmesinde varyans kırılmalarının dikkate alınması yatırımcılara büyük oranda katkı sağlayacağı bulguları elde edilmiştir.

Kalaycıoğlu (2012) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını yapısal kırılmaları dikkate alarak ve almaksızın oluşturulan ikili uzun hafıza modelleriyle Euro Bölgesi'nde kriz yaşayan 5 ülke üzerinde incelemiştir. Çalışmada İrlanda, Yunanistan, İspanya, Portekiz ve İtalya hisse senedi piyasalarının 04.03.2002-04.03.2012 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, her iki şekilde oluşturulan ARFIMA-FIGARCH modellerinden tüm piyasalarda oynaklıkta (uzun hafıza özelliğinin bulunduğu) ortaya çıkan bir şokun uzun süre devam ettiği tespit edilmiştir.

ABD ve Türkiye üzerine yapılan bir çalışmada Gülay (2013), hisse senedi piyasa oynaklığını Budanmış Standart Normal Dağılımlı (BSN) ARCH/GARCH modelleri ve NoVaS yöntemiyle incelemiştir. Çalışmada, NASDAQ Endeksi için 3 Mart 2000-27 Şubat 2013, BİST 100 Endeksi için 18 Ocak 2006-15 Mart 2013 ve S&P 500 Endeksi için 1 Ekim 1983-30 Ağustos 1991 dönemlerine ilişkin veriler dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, BSN GARCH (1,1) modellerinden elde edilen tahminleme performansının normal ve student t dağılımı altında tahminlenen GARCH (1,1)

modelinden kısmen daha iyi bir performans gösterdiği tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, NoVaS yönteminin genelleştirilmiş hata dağılımı ile normal ve student t dağılımları gibi farklı dağılımlar altında tahminlenen GARCH (1,1) modellerinden daha iyi bir öngörü performansına sahip olduğu bulguları elde edilmiştir. Özdemir (2018) çalışmasında ise hisse senedi piyasa oynaklığını ARFIMA-FIGARCH modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada, BİST 100 ve S&P 500 Endeksleri'nin 02.01.2002-12.05.2017 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, yapısal kırılmaların dikkate alındığı model sonuçlarından her iki piyasada oynaklıkta uzun hafıza direncinin düşük olduğu ve zayıf formda etkinliğine yakın bir karakter sergilediği bulguları elde edilmiştir.

Topaloğlu (2013) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını yapısal kırılmaları da dikkate alarak Uyarlanabilir (Adaptive)-FIGARCH (A-FIGARCH) modeliyle İMKB sektör endeksleri üzerinde incelemiştir. Çalışmada, İMKB 30, İMKB Banka, Gıda, Turizm, Metal Ana, Sigorta ve Ulaştırma Endeksleri'nin 2 Ocak 1997-6 Temmuz 2012 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, tüm sektörlerde oynaklığın uzun hafıza özelliği sergilediği ve İMKB sektör endekslerinin zayıf formda etkin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Yalaman ve Çelik (2013) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını uzun hafıza modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, BİST 30 Hisse Senedi ile BİST 30 Futures Endeksleri'nin 04.02.2005-30.04.2010 dönemine ilişkin 5'er dakikalık ve günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, elde edilen bulguların, kriz öncesi ve kriz dönemleri gibi farklı örnekleme dönemi, farklı finansal piyasalar, farklı türlere ve oynaklık ölçümlerine göre değişiklik gösteren uzun hafıza özelliklerinin varlığını desteklediği tespit edilmiştir. Benzer bir çalışmada Yalaman ve Saleem (2017), hisse senedi piyasa oynaklığını geleneksel ve yüksek frekans temelli GARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, BİST-30 Genel Piyasa Endeksi ile ilgili endekste işlem gören 25 şirketin 5'er dakikalık zaman aralıklarında 01.01.2005-31.12.2013 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, küresel krizin modellerin tahmin performansını etkilemediği, hem kriz öncesi, hem de kriz dönemlerinde tüm yüksek frekans temelli oynaklık modellerinin oynaklık tahmininde geleneksel ARCH modellerinden daha iyi bir performans sergilediği bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, hem istikrar hem de çalkantı dönemlerinde oynaklık

tahmininde en iyi performans gösteren yüksek frekans temelli oynaklık modelinin Farklı Yapıda Otoregresif Realize Edilmiş HAR-RV-CJ modeli olduğu tespit edilmiştir.

Günay (2014) çalışmasında, hisse senedi piyasa oynaklığını FIGARCH modeliyle incelemiştir. Çalışmada, BİST 100 Endeksi'nin 03.01.1990-15.05.2013 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, yapısal kırılma analizi öncesi ve sonrası dönemlerde BİST 100 Endeks oynaklığında uzun hafıza özelliğinin var olduğu bulguları elde edilmiştir.

Tuna ve İsaetli (2014) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, BİST 100 Endeksi'nin 2002-2012 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, özellikle belirsizlik ve kriz dönemlerinde oynaklık kümelemelerinin var olduğu ve değişkenliğin arttığı bulguları elde edilmiştir.

Türkyılmaz ve Balıbey (2014) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını ikili uzun hafıza (ARFIMA-FIGARCH) modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, BİST 100 Endeksi'nin 2010-2013 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığında uzun hafıza özelliğinin var olduğu bulgularına ulaşılmıştır.

Uğurlu vd. (2014) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını geliştirmekte olan dört Avrupa ülkesi ile Türkiye üzerinde GARCH tipi modellerle incelemiştir. Çalışmada, SOFIX, PX, WIG, BUX ve İMKB 100 Endeksleri'nin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, PX, BUX ve XU Endeksleri'nin getirileri üzerinde belirgin bir GARCH, GJR-GARCH ve EGARCH etkilerinin olduğu; ancak SOFIX Endeksi'nin getirileri üzerindeki GARCH etkisinin istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı bulguları elde edilmiştir.

BRIC ülkeleri üzerine yapılan bir çalışmada Yılmaz (2015), hisse senedi piyasa oynaklığını ARFIMA-FIGARCH ile ARCH ve GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, RTSI, SSE Kompozit, S&P BSE ve BOVESPA Endeksleri'nin 01.07.1997-30.09.2014 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, BOVESPA ve RTSI Endeksleri için Eşik Değerli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (TARCH) (1,1) ve S&P BSE Endeksi için EGARCH (1,1) modellerinin en uygun modeller olduğu bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, SSE Kompozit Endeksi'nin

ise hem kısa hafıza modeline hem de uzun hafızalı FIGARCH (1,d,1) modeline uygun olduğu tespit edilmiştir.

Taşpunar Altuntaş ve Çolak (2015) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, BİST 100 Endeksi'nin 02.01.1991-30.12.2011 dönemi, 03.01.1994-28.12.2001 dönemi, 02.01.2002-31.12.2009 dönemi olmak üzere üç döneme ait verileri dikkate alınmıştır. Yapılan analizlerden, kriz dönemi olarak nitelendirilen 03.01.1994-28.12.2001 dönemine ilişkin BİST 100 Endeks değerlerinin oynaklığının tahmininde en uygun modellerin simetrik koşullu değişen varyans modelleri olduğu bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, nispeten durağan bir dönem olan 02.01.2002-31.12.2009 dönemine ilişkin BİST 100 Endeks değerlerinin oynaklığının tahmininde ise en uygun modellerin simetrik ve asimetrik koşullu varyans modelleri olduğu tespit edilmiştir.

Şahin vd. (2015) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, BİST 100 ve Kurumsal Yönetim (XKURY) Endeksleri'nin 31.08.2007-31.12.2013 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, her iki endekste de oynaklık kümelenmesinin var olduğunu ve XKURY Endeksi'nin hisse senedi getiri oynaklığının BİST 100 Endeksi'ne göre daha düşük olduğu tespit edilmiştir.

Güriş ve Saçaklı Saçıldı (2016) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını Klasik ve Bayesyen Stokastik GARCH modelleriyle gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerinde incelemişlerdir. Çalışmada, Merval, Bovespa, Hang Seng, IPC, BİST 100, FTSE 100, CAC 40, DAX, S&P 500 ve NIKKEI Endeksleri'nin 04.01.1995-18.06.2010 (Arjantin başlangıç tarihi: 09.10.1996) dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, sadece IPC ve DAX Endeksleri'nin oynaklık tahmininde klasik stokastik oynaklık modellerinin etkili sonuçlar verdiği bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, tüm modellerde FTSE Endeksi'nin getiri oynaklığının maksimum değişkenliğe sahip olduğu ve asimetrik bayesyen stokastik modelleri hariç (bu modelde BOVESPA Endeksi'nin getiri oynaklığı minimum değişkenliğe sahip) diğer tüm modellerde NIKKEI Endeksi'nin getiri oynaklığının minimum değişkenliğe sahip olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada son olarak, normal dağılmış artıklara sahip olan bayesyen stokastik oynaklık modellerinin, S&P 500 Endeksi hariç, diğer modellerin



çarpıklık bilgi kriterlerini karşılaştırırken tüm hisse senedi getirileri için en iyi sonuçları verdiğini ve asimetrik bayesyen stokastik oynaklık modelinin S&P 500 Endeksi için en iyi model olduğu tespit edilmiştir.

Koy ve Ekim (2016) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını BİST sektör endeksleri üzerinde GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, BİST Banka, BİST Hizmetler, BİST Sınai ve BİST Ticaret Endeksleri'nin 01.01.2011-31.12.2014 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, BİST Hizmet, BİST Sınai ve BİST Ticaret Endeksleri için oynaklık tahmininde en başarılı modellerin GARCH ve EGARCH oldukları ve BİST Banka Endeksi için ise yalnızca GARCH modelinin en iyi sonuç veren model olduğu bulguları elde edilmiştir.

Büberkökü ve Kızıldere (2017) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama-Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (ARFIMA-FIGARCH) modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, BİST 100 Endeksi'nin Ocak 1988-Nisan 2015 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, farklı modeller arasında en uygun modelin Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama-Kesirli Bütünleşik Üstel Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (ARFIMA-FIEGARCH) modeli olduğu tespit edilmiştir.

Çalışkan Çavdar ve Aydın (2017) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını ARCH, GARCH ve Rejim Değişimli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (SWARCH) modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, BİST Kurumsal Yönetim Endeksi'nin 03.03.2014-10.03.2017 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, SWARCH modellerinin ARCH ve GARCH modellerine göre oynaklık tahmininde daha etkili bir performans sergilediği bulguları elde edilmiştir.

Kula ve Baykut (2017a) çalışmalarında, hisse senedi piyasa oynaklığını gelişmekte olan ülke borsaları üzerinde simetrik (ARCH ve GARCH) ve asimetrik (EGARCH ve TGARCH) oynaklık modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, RTSI, BOVESPA, Nifty 50, Şangay Kompozit, IPC ve BİST 100 Endeksleri'nin 30.05.2001-31.12.2016 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, diğer endeksler arasında oynaklığın en fazla olduğu endeksin BİST 100 Endeksi ve diğer endekslere nazaran daha durağan olan endeksin ise RTSI Endeksi'nin olduğu bulguları

elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Kula ve Baykut (2017b), hisse senedi piyasa oynaklığını MS-GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, BİST Banka Endeksi'nin 02.01.1997-31.12.2016 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, BİST Banka Endeksi serilerinde düşük riskli rejim ısrarcılığının olduğu ve düşük riskli rejimle karşılaştırıldığında yüksek riskli rejimin piyasa şoklarına karşı tepkisinin (oynaklık artışı şeklinde) daha fazla olduğu bulguları elde edilmiştir. Kula ve Baykut (2018) çalışmalarında ise hisse senedi piyasa oynaklığını simetrik (ARCH ve GARCH) ve asimetrik (TGARCH, EGARCH ve Üslü Otoresif Koşullu Değişen Varyans (PARCH)) oynaklık modelleriyle incelemiştir. Bu doğrultuda çalışmada, BİST Şehir Endeksleri'nin 2012-2017 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, diğer endeksler arasında oynaklığın en fazla olduğu endeksin XSKOC Endeksi'nin olduğu ve diğer endekslere nazaran daha durağan olan endeksin ise XSKAY Endeksi olduğu tespit edilmiştir.

Çelik ve Kaya (2018) çalışmalarında ise hisse senedi piyasa oynaklığını ARFIMA-FIGARCH modeliyle incelemiştir. Çalışmada, BİST Banka Endeksi'nin 07.10.2008-29.12.2017 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmadığı; ancak oynaklık serisinin uzun hafıza özelliği sergilediği tespit edilmiştir.

### **3.2. LİTERATÜRDE HİSSE SENEDİ GETİRİSİ İLE İŞLEM HACMI ARASINDAKİ İLİŞKİ ÜZERİNE YAPILAN ÇALIŞMALAR**

Karpoff (1987) çalışmasında, getiri-işlem hacmi arasındaki ilişkiyle ilgili kapsamlı bir inceleme yapmış, getiri-işlem hacmi ilişkisinin neden araştırılması gerektiğinin 4 kritik nedeni olduğunu ve bu nedenlerden ilki ve en önemlisinin getiri-işlem hacmi ilişkisinin finansal piyasaların yapısıyla ilgili bilgiler sunması olarak ifade etmiştir. Karpoff (1987), diğer nedenleri ise getiri-hacim ilişkisinin olay çalışmalarında çıkarımda bulunmak için oldukça önemli olması, spekülasyon fiyatların dağılımı üzerine yapılan tartışmaların odak noktasını oluşturması ve vadeli işlem piyasaları üzerine yapılan araştırmalarda önemli bulgular elde edilmesinde katkı sağlaması şeklinde sıralamıştır. Karpoff (1987)'un ileri sürdüğü bu nedenler, yapılan araştırmalarda akademisyenlere, politika yapıcılara ve uygulayıcılara ilham kaynağı olmuştur. Günümüze kadar getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkilerin çeşitli yönleri, gerek teorik

gerekse çeşitli istatistiksel ve ekonometrik modellerle dünya çapında sayısız finansal piyasa üzerinde yoğun bir şekilde incelenmiş ve günümüzde de incelenmeye devam edilmektedir. Bu kısımda, yurtdışında ve Türkiye’de yapılan ve araştırmaya katkısı olacağı düşünülen çalışmalara yer verilmiştir.

### **3.2.1. Hisse Senedi Getirisi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki Üzerine Yurtdışında Yapılan Çalışmalar**

Getiri-işlem hacmi ilişkisinin akademik açıdan ele alınması, işlem sayılarına bağlı olarak, varyans ile bir dağılım süreci şeklinde hisse senedi getirilerini modellemeye çalışan Osborne (1959)’a kadar uzanmaktadır. Osborne (1967) çalışmasında da “fiyatları harekete geçiren işlem hacmidir” söylemiyle finansal ekonomi alanında hisse senedi getirileriyle işlem hacmi arasındaki ilişkiye olan yoğun ilgiye atıfta bulunmuş, çalışmasında yaptığı analizlerle de seriler arasındaki pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Epps ve Epps (1976)’in, Newyork Borsası’nda işlem gören 20 hisse senedinin Ocak 1971 tarihine ilişkin; Harris (1986)’in, Newyork veya Amerikan Borsası’nda işlem gören 479 hisse senedinin 01.01.1976-31.12.1977 dönemine ilişkin verileri dikkate alarak yaptıkları çalışmalarda da seriler arasında pozitif ilişki olduğuna yönelik bulgular elde edilmiştir.

Granger ve Morganstern (1963) çalışmalarında, Menkul Kıymetler ve Borsa Komisyonu Bileşik Fiyat Endeksi ve 2 adi hisse senedinin 07.01.1939-29.09.1961 dönemine ilişkin haftalık verilerini dikkate almışlardır. Godfrey vd. (1964) çalışmalarında ise seriler arasındaki ilişkiyi Londra ve Newyork Borsaları’nın Bileşik Fiyat Endeksleri ile 3 adi hisse senedine ilişkin günlük ve haftalık verilerle incelemişlerdir. James ve Edmister (1983) çalışmalarında, 1975 ve 1977-1979 dönemlerinde Newyork ve Amerikan Express (AMEX) Piyasaları’nda işlem gören 50 şirketin yıllık 500 adi hisse senedine ilişkin günlük verilerini dikkate almıştır. Karpoff (1987) çalışmasında ise getiri-hacim ilişkisiyle ilgili literatürde yapılan çalışmaları değerlendirerek bir model önerisinde bulunmuştur. İlgili çalışmalarda, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında anlamlı bir ilişkinin bulunmadığı bulguları elde edilmiştir.

Campbell vd. (1993) çalışmalarında, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi QGARCH modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, Newyork ve ABD

Borsaları'nın 03.07.1962-30.12.1988 dönemine; S&P 500 Endeksi'nin 02.01.1926-29.06.1962 dönemine ve Dow Jones Endeksi'nde işlem gören 32 büyük şirketin ise 02.07.1962-30.12.1988 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, yüksek işlem hacminin gerçekleştiği bir günde hisse senedi fiyatlarında yaşanabilecek herhangi bir düşüşün, beklenen hisse senedi getirisindeki artış ile ilişkilendirilecek yüksek işlem hacimli bir günde hisse senedi fiyatında yaşanabilecek herhangi bir düşüşten daha muhtemel olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Hiemstra ve Jones (1994), hisse senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik testleriyle incelemiştir. Çalışmada, Dow Jones Fiyat Endeksi'nin 1915-1940 dönemine, Dow Jones 65 Kompozit Endeksi'nin 1941-1990 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında doğrusal olmayan çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Chuang vd., (2009) çalışmalarında da, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi kantil regresyon temelli nedensellik testiyle araştırmıştır. Çalışmada NYSE, S&P 500 ve FTSE 100 Endeksleri'nin 1990 (2 veya 4 Ocak)-30.06.2006 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmindeki nedensel etkilerin genellikle dağılımlar arasında heterojen ve hisse senedi getirisinin işlem hacmi üzerindeki etkisinin sabit olduğu bulguları elde edilmiştir. ABD ayı ve boğa piyasaları üzerine yapılan bir çalışmada Chen (2012), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi doğrusal regresyon ve Granger nedensellik testleriyle incelemiştir. Çalışmada, S&P 500 Endeksi'nin Şubat 1973-Ekim 2008 dönemine ilişkin aylık verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hem ayı hem de boğa piyasalarında hisse senedi getirisinin işlem hacmini tahmin edebildiği; ancak işlem hacminin hisse senedi getirisini tahmin gücünün oldukça zayıf olduğu tespit edilmiştir. Benzer bir çalışmada Ong (2015), seriler arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testi ve GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, S&P 500 Endeksi'nin 1980-2012 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi ve hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ve hisse senedi getirisi, oynaklık ve işlem hacmi arasındaki çapraz ilişkinin devamlılığının otomatik bilgiye bağlı olduğu bulguları elde edilmiştir.

Türkiye üzerine yapılan bir çalışmada Kamath (2007), hisse senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin Ocak 2003-Nisan 2006 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, pazarın yönüne bağlı olarak hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında asimetrik bir ilişki olduğu ve hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Pakistan üzerine yapılan bir çalışmada Khan ve Rizwan (2008), hisse senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile GARCH ve vektör otoregresif (VAR) modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, KSE-100 Endeksi'nin 01.01.2001-23.05.2007 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Mustafa ve Nishat (2010), KSE-100 Endeksi'nin Aralık 1991-Aralık 2010 dönemine ilişkin günlük verilerini kullanarak seriler arasındaki ilişkiyi GARCH-M modeliyle incelemiştir. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmindeki eş zamanlı değişimlerin getiri üzerinde pozitif bir etkisinin olduğu ve işlem hacminde bir önceki gün gerçekleşen değişimin hisse senedi getiri oynaklığına etkisinin pozitif olduğu bulguları elde edilmiştir.

Hindistan üzerine yapılan bir çalışmada Kumar vd. (2009), hisse senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi VAR, Granger nedensellik, varyans ayrıştırma testleri ile etki tepki fonksiyonları ve GARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, Hindistan S&P CNX Nifty Endeksi'nde işlem gören 50 şirketin 01.01.2000-31.12.2008 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Sri Lanka üzerine yapılan bir çalışmada Pathirawasam (2011), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Jegadeesh ve Titman (1993) modeliyle araştırmıştır. Çalışmada Kolombo Borsası'nda işlem gören 266 şirketin Şubat 2000-Aralık 2008 dönemine ilişkin aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirilerinin işlem hacmindeki eş zamanlı değişim ile ilişkisinin pozitif olduğu ve geçmiş işlem hacmindeki değişim ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin ise negatif olduğu bulguları elde edilmiştir.

4 Asya ülkesi üzerine yapılan bir çalışmada Choi vd. (2013), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modeli ve Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, Nikkei 225, Hang Seng, KOSPI ve Şangay Borsa (Çin) Endeksleri'nin 02.01.2002-28.09.2012 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Hong Kong hariç diğer tüm piyasalarda hisse senedi getirisi işlem hacminin Granger nedeniyken, Hong Kong Piyasası'nda ise işlem hacminin hisse senedi getirisinin Granger nedeni olduğu bulguları elde edilmiştir.

Avusturya üzerine yapılan bir çalışmada Gurgul ve Syrek (2013), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi doğrusal olmayan nedensellik ve kesirli eşbütünleşme testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, iki veri seti oluşturmuş, ilk veri setinde Varşova Borsası'nda işlem gören 5 şirketin 03.03.2008-28.01.2011 dönemine ilişkin gün içi 5'er dakikalık frekanslarda işlem fiyatları ile şirketlerin 5'er dakikalık frekanslarda işlem hacimleri dikkate alınmıştır. Çalışmada, ikinci veri setini ise Viyana Borsası'nda işlem gören 5 şirketin 02.01.2009-09.11.2011 dönemine ilişkin günlük dakika bazlı işlem fiyatları ve günlük işlem hacmi verileri oluşturmuştur. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisinden beklenen işlem hacmine doğru doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik ilişkisinin olduğunu belirlenmiştir. Çalışmada ayrıca, gerçekleşen oynaklıktan beklenen işlem hacmi ve ters yönde doğrusal olmayan bağımlılık eksikliğine doğru doğrusal bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Çin üzerine yapılan bir çalışmada Lee ve Rui (2000), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ve panel regresyon testleri ile GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, Şangay A Endeksi'nin 12.12.1990-31.12.1997, Şangay B Endeksi'nin 21.02.1992-31.12.1997, Şenzen A Endeksi'nin 30.09.1992-31.12.1997 ve Şenzen B Endeksi'nin 06.11.1992-31.12.1997 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Şangay A işlem hacminin Şenzen B getirilerinin Granger nedeni olduğu ve Şenzen B işlem hacminin Şangay B getirilerinin tahmininde yardımcı olduğu bulguları elde edilmiştir. Dan vd. (2013) çalışmalarında, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi kantil regresyon modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Şangay ve Şenzen Kompozit Endeksleri'nin 01.01.1994-31.12.2007 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında anlamlı ve pozitif asimetric nedensellik ilişkisinin olduğu ve hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında da pozitif

korelasyonun olduğu tespit edilmiştir. Wang vd. (2015) çalışmalarında ise hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif (MS VAR) modeli ve Granger nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Şangay Kompozit Endeksi'nin Temmuz 1994-Nisan 2013 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, piyasa koşullarına bakılmaksızın reform öncesi ve sonrası dönemde hisse senedi getirisinin işlem hacminin Granger nedeni olduğu; ancak işlem hacminin hisse senedi üzerindeki nedensel etkisinin reformdan önce sadece ayı piyasalarında görüldüğü bulguları elde edilmiştir. Çin ve Hindistan üzerine yapılan bir çalışmada ise Gupta vd. (2018), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Maksimum Örtüşmeli Kesikli Dalgacık Dönüşümü Tabanlı Vektör Otoregresyon (MODWT-VAR) modeliyle incelemiştir. Çalışmada Şangay Kompozit Endeksi'nin 01.01.2002-18.09.2017 dönemi ile BSE Sensex Endeksi'nin 01.01.2001-18.09.2017 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin farklı zaman dilimlerine göre değişiklik gösterdiği ve incelenen zaman dilimi uzadıkça piyasaların etkinliğinin azaldığı bulguları elde edilmiştir.

Pasifik Havzası ülkeleri üzerine yapılan bir çalışmada, Gebka ve Wohar (2013), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi kantil regresyon ve Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Avustralya için 03.01.1984-31.05.2011, Endonezya için 02.04.1990-31.05.2011, Japonya için 03.12.1990-31.05.2011, Güney Kore için 09.09.1987-31.05.2011 ve Malezya için 02.01.1986-31.05.2011 dönemleri dikkate alınmıştır. Çalışmada ayrıca, Singapur'un 03.01.1983-31.05.2011, Tayvan'ın 02.01.1987-31.05.2011, Tayland'ın 30.04.1991-31.05.2011 ve ABD'nin 02.01.1973-31.05.2011 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı bulguları elde edilmiştir. Malezya üzerine yapılan bir çalışmada Tapa ve Hussin (2016), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi en küçük kareler (OLS) yöntemiyle test etmişlerdir. Çalışmada, Malezya ACE Piyasası'nda işlem gören 77 şirketin Ağustos 2009-Aralık 2015 dönemine ilişkin aylık verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif eşzamanlı ilişkinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Nijerya Sermaye Piyasası üzerine yapılan bir çalışmada Anifowose ve Suleiman (2013), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Engle-Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, Nijerya Sermaye Piyasası'nda işlem gören 40 şirketin Ocak 2009-Haziran 2012 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisinden işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Ürdün bankacılık sektörü üzerine yapılan bir çalışmada ise Al-Jafari ve Tliti (2013), hisse senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi iki değişkenli regresyon ile hata düzeltme modelleri ve Granger nedensellik ile Johansen eşbütünleşme testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Umman Borsası Bankacılık Endeksi'nin Haziran 2006-Aralık 2011 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu ve hisse senedi getirisinden işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Seçilmiş 16 Avrupa ülkesi üzerine yapılan bir çalışmada Bruggemann vd. (2013), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi asimetrik vektör otoregresif (asimetrik VAR) modeliyle incelemişlerdir. Çalışmada Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç ve İsviçre'nin Ocak 1990-Temmuz 2012 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ilgili ülkelerde hisse senedi getirisinin işlem hacmi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Katar üzerine yapılan bir çalışmada Ahmed (2018), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi OLS ve VAR modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, Katar Genel Endeksi ile borsada işlem gören 7 sektörün 01.04.2012-31.03.2016 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ulaştırma ve sigorta hariç diğer tüm sektörlerde hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında eş zamanlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu; ancak piyasa ve sektörlerde hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında anlamlı bir nedensellik ilişkisinin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Endonezya ayı ve boğa piyasaları üzerine yapılan bir çalışmada Christiana vd. (2016), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi MS VAR ve iki



değişkenli VAR modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Jakarta Endeksi'nin 2010-2014 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, her iki piyasada hisse senedi getirisinden işlem hacmine doğru tek yönlü ve pozitif nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Endonezya üzerine yapılan başka bir çalışmada Constantine ve Suk (2017), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi iki değişkenli GARCH modeli ve Granger nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Jakarta Borsası LQ45 Endeksi'nde işlem gören 74 şirketin Şubat 2006-Ocak 2016 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi grubundaki tüm endekslerde, hisse senedi getirisinden işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu bulguları elde edilmiştir. Çalışmada firma büyüklüğü grubundan ise düşük ve orta ölçekli şirket endekslerinde hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu; ancak büyük ölçekli endekslerde hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasında herhangi bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir.

Kanada, Fransa, Almanya, Japonya, İngiltere ve ABD üzerine yapılan bir çalışmada Wang vd. (2018), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi bağımlı-değişim kopula modeli (dependence-switching copula model) ile araştırmışlardır. Çalışmada DAX 30, TOPIX, FTSE 100 ve S&P 500 Endeksleri'nin 03.01.2000-31.12.2016 dönemine, S&P TSX Endeksi'nin 03.01.2000-15.09.2016 dönemine ve CAC 40 Endeksi'nin 01.08.2003-31.12.2016 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi oynaklıklarının negatif rejim bağımlılığının pozitif rejim bağımlılığından daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, getiri-hacim bağımlılığı ve kuyruk bağımlılığının sırasıyla pozitif ve negatif bağımlılık rejimlerinde asimetric olduğu bulguları elde edilmiştir.

### **3.2.2. Hisse Senedi Getirisi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki Üzerine Türkiye'de Yapılan Çalışmalar**

İMKB'de işlem gören 29 şirket üzerine yapılan bir çalışmada Başçı vd. (1996), ilgili şirketlerin 08.01.1988-29.03.1991 dönemine ilişkin haftalık kapanış fiyatları ile işlem hacmi verilerini dikkate alarak ilişkiyi eşbütünleşme testi ve hata düzeltme

modeliyle test etmişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi fiyat düzeyleri ile işlem hacmi arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Gökçe (2002) çalışmasında, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 04.01.1988-31.01.2001 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisinden işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu bulguları elde edilmiştir.

Gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan bir çalışmada Gündüz ve Hatemi-J (2005), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto temelli Granger nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Çek Cumhuriyeti (12.11.1993-15.03.2002), Macaristan (24.06.1991-28.03.2002), Polonya (07.03.1994-18.03.2002), Rusya (03.11.1995-15.03.2002) ve Türkiye (05.01.1988-19.03.2002) Menkul Kıymet Piyasaları'nın ilgili dönemlerdeki haftalık verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Çek Cumhuriyeti'nde işlem hacmi (her iki değer) ile hisse senedi getirileri arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı ve Macaristan'da işlem hacmi (her iki değer) ve hisse senedi getirileri arasında çift yönlü ilişkinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, Polonya'da hisse senedi getirileri ile piyasada işlem gören hisse senedi sayısı arasında çift yönlü, piyasa devir hızıyla tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ve Rusya ve Türkiye'de ise hisse senedi getirilerinin işlem (her iki değer) hacminin Granger nedeni olduğu bulguları elde edilmiştir.

Yörük vd. (2006) çalışmalarında, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testleriyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB'de işlem gören Yapı Kredi, İş, Garanti, Türkiye Kalkınma Bankaları ile Akbank, Dışbank, Finansbank, Toprakbank ve Şekerbank'ın 01.01.1998-31.12.2003 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak doğrusal Granger nedensellik testinden, Türk bankalarının hisse fiyatlarının etkinliği hususunda şüphe uyandıran hisse senedi getirisi ile işlem hacmi serilerinin birbirleri üzerinde güçlü bir öngörü gücüne sahip olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, doğrusal olmayan nedensellik testinden ise işlem hacminden hisse senedi getirilerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Sariođlu (2007) alıřmasında, hisse senedi getirisi ile iřlem hacmi arasındaki iliřkiyi regresyon ve Granger nedensellik testleriyle arařtırmıřtır. alıřmada, İMKB 100 Fiyat Endeksi'nin 1991-2006 dnemine iliřkin gnlk verileri dikkate alınmıřtır. alıřmada sonu olarak, iřlem hacmi deđiřimi ile hisse senedi fiyat deđiřiminin hem kendi hem de mutlak deđeri arasında % 1 anlamlılık dzeyinde pozitif bir iliřkinin olduđu bulguları elde edilmiřtir. alıřmada ayrıca, hisse senedi getirisinden iřlem hacmine dođru tek ynl nedensellik iliřkisinin olduđu tespit edilmiřtir. Umutlu (2008) alıřmasında, hisse senedi getirisi ile iřlem hacmi arasındaki iliřkiyi Granger nedensellik testi ve VAR modeliyle incelemiřtir. alıřmada, İMKB Ulusal Genel Endeksi'nin 2002-2007 dnemlerine iliřkin gnlk verileri kullanılmıřtır. alıřmada sonu olarak, hisse senedi getirilerinden iřlem hacmine dođru tek ynl nedensellik iliřkisinin olduđu bulguları elde edilmiřtir. Elmas ve Temurlenk (2009) alıřmalarında, hisse senedi getirisi ve iřlem hacmi arasındaki iliřkiyi Granger nedensellik testiyle incelemiřlerdir. alıřmada, İMKB 30 Endeksi'nde iřlem gren farklı sektrlerden seilmiř 9 řirketin 02.01.2003-31.12.2007 dnemine iliřkin verileri kullanılmıřtır. alıřmada sonu olarak, 9 řirketten 7'sinde hisse senedi getirisinin iřlem hacminin Granger nedeni olduđu bulguları elde edilmiřtir.

Kayalıdere vd. (2009) alıřmalarında da hisse senedi getirisi ile iřlem hacmi arasındaki iliřkiyi Granger nedensellik testiyle incelemiřlerdir. alıřmada, İMKB 30 ve İMKB 50 Endeksleri'nin 01.01.2001-31.09.2008 dnemine iliřkin verileri dikkate alınmıřtır. alıřmada sonu olarak, beř gecikme ve daha fazlası iin hisse senedi getirisinden iřlem adedi ve iřlem hacmine dođru tek ynl nedensellik iliřkisinin olduđu tespit edilmiřtir. Benzer bir alıřmada ukur vd. (2012), hisse senedi getirisi ile iřlem hacmi arasındaki iliřkiyi Granger nedensellik ve VAR analiziyle incelemiřlerdir. alıřmada, İMKB 100 Endeksi'nin 02.01.1990-17.08.2011 dnemine iliřkin verileri kullanılmıřtır. alıřmada sonu olarak, hisse senedi getirisinin iřlem hacminin Granger nedeni olduđu bulguları elde edilmiřtir. alıřmada ayrıca, negatif deđiřimlerin iřlem hacmi zerindeki olduka etkili ve etkisinin pozitif olduđu tespit edilmiřtir.

Elmas ve Yıldırım (2010) alıřmalarında hisse senedi getirisi ile iřlem hacmi arasındaki iliřkiyi Granger nedensellik testiyle arařtırmıřlardır. alıřmada, İMKB Banka Endeksi'nin 2001, 2006 ve 2008 yıllarındaki (kriz dnemlerindeki) hisse senedi seans kapanıř fiyatları ile seans iřlem hacmi verileri dikkate alınmıřtır. alıřmada sonu

olarak, 3 dönem içinde hisse senedi getirisinin işlem hacminin Granger nedeni olduğu ve bu bulgunun geri bildirim hipotezini desteklediği bulguları elde edilmiştir.

Üstün Gümrah (2011) çalışmasında, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi VAR, tek ve çok değişkenli GARCH modelleri ile etki tepki, varyans ayrıştırma ve Granger nedensellik testleriyle incelemiştir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 02.01.1990-17.08.2011 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirisinden işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, negatif getirilerin işlem hacmini düşürdüğü; ancak işlem hacmi varyansını yükselttiği bulguları elde edilmiştir.

Temel Nalın ve Güler (2013) çalışmalarında, hisse senedi getirileri ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi VAR ve Johansen eşbütünleşme testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 26.10.1987-12.02.2013 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi ile hisse senedi getirisi arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu ve hisse senedi getirisinin işlem hacminin Granger nedeni olduğu bulguları elde edilmiştir. Yılcı ve Bozoklu (2014) çalışmalarında, hisse senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi zamanla değişen asimetrik nedensellik testiyle incelemiştir. Çalışmada, Borsa İstanbul'un 1990-2012 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmindeki pozitif ve negatif şoklardan hisse senedi fiyatlarındaki (getirilerindeki) pozitif ve negatif şoklara doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ve bu ilişkinin zamana bağlı olarak değişiklik gösterdiği tespit edilmiştir.

Taş vd. (2016) çalışmalarında, hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişki Granger nedensellik ve Johansen eşbütünleşme testleri ile VAR modeli aracılığıyla test etmişlerdir. Çalışmada, BİST 100 Fiyat Endeksi'nin 01.01.2000-30.06.2014 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getirilerinin işlem hacminin Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

12 Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (OECD) ülkesi üzerine yapılan bir çalışmada Zeren ve Konuk (2016), hisse senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi panel nedensellik testleriyle incelemiştir. Çalışmada, S&P, ATX, BEL-20, CAC-40, FTSE 100, ISEQ, SMI, Nikkei 225, KOSPI, BOLS, NXZ-50 ve BİST 100

Endeksleri'nin Kasım 2004-Ocak 2013 dönemine ilişkin aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi fiyatlarındaki pozitif ve negatif değişimlerin hisse senedi piyasalarında işlem hacmi yarattığı ve işlem hacminin hisse senedi fiyatları üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığı bulguları elde edilmiştir.

10 mevduat bankası üzerine yapılan bir çalışmada Büberkökü (2017), hisse senedi getirisi ile işlem arasındaki ilişkiyi kantil regresyon ve Hatemi-J (2012) nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada Akbank, Alternatifbank, Halk, Garanti, İş ve Yapı Kredi Bankası, Şekerbank ve TEB ve Vakıfbank'ın 01.01.2002-08.04.2015 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, 10 bankadan 8'inde hisse senedi getirilerinden işlem hacmine doğru tek yönlü ve pozitif nedensellik ilişkisinin görüldüğünü ve bu nedenle ilgili bankalarda genel olarak Gürültücü İşlemciler Hipotezi 'nin geçerli olduğu bulguları elde edilmiştir.

### **3.3. LİTERATÜRDE HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ VE HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ OYNAKLIĞI ÜZERİNE YAPILAN ÇALIŞMALAR**

Küresel dünyada, finansal piyasaların mikro yapısının olumlu yönde tepki göstermesi oynaklık, getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin tam olarak anlaşılmasına bağlıdır. Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanma bilgi akışıyla yansıtılmaktadır. Eğer piyasalardaki haberler olumlu yönde ise, yatırımcılar yatırımda bulunacak ve bu durum işlem hacminde artışa yol açacaktır. Eğer piyasalardaki haberler olumsuzsa, yatırımcı yatırım yapmaktan kaçınacaktır. Sonuç olarak, getiri, oynaklık ve işlem hacmi yatırımcıların kararlarını etkilemektedir ve bu nedenle de kavramlar arasındaki ilişki literatürde yoğun bir şekilde araştırılmaktadır. Literatür incelendiğinde, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi test eden çalışmaların yoğun olduğu; ancak hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların oldukça sınırlı olduğu görülmektedir. Bu kısımda yurtdışında ve Türkiye'de yapılan ve araştırmaya katkısı olacağı düşünülen çalışmalara yer verilmiştir.

### 3.3.1. Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi ve Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Oynaklığı Arasındaki İlişki Üzerine Yurtdışında Yapılan Çalışmalar

ABD üzerine yapılan bir çalışmada Andersen (1996), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi standart GARCH ve stokastik GARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, New York Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören IBM hisse senetlerinin 02.01.1973-23.12.1991 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, oynaklık tahmininde stokastik oynaklık modellerinin standart oynaklık modellerinden daha iyi bir performans gösterdiği ve işlem hacmi serileri modele dâhil edildiğinde oynaklık kalıcılığının tahmininde önemli bir azalma olduğu bulguları elde edilmiştir. Brooks (1998) çalışmasında, seriler arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testleri, simetrik ve asimetrik GARCH ve yapay sinir ağları modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, 17.11.1978-30.06.1988 dönemine ilişkin Newyork Borsası'nın günlük kapanış fiyatları ile Dow Jones Kompozit Endeksi'nin günlük işlem hacmi verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, her ne kadar doğrusal durumda ilişki hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru daha kuvvetli olsa da, doğrusal ve doğrusal olmayan Granger modellerinden seriler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu bulguları elde edilmiştir. Chiang vd. (2010) çalışmalarında ise seriler arasındaki ilişkiyi asimetrik GARCH modelleri ile doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Nasdaq Kompozit Endeksi'nin 01.08.1997-27.10.2004 dönemine ilişkin gün içi 5'er dakikalık frekanslardaki (günlük 09:30-16:00 periyotlarda) verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, doğrusal Granger nedensellik testinden, işlem hacminden hisse senedi getiri oynaklığına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı; ancak hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru ise muğlak bir nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, doğrusal olmayan nedensellik testinden ise hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Darrat vd. (2007) çalışmalarında, seriler arasındaki ilişkiyi ortalamada asimetrik GARCH (EGARCH-M) modeli ve Granger nedensellik testiyle incelemiştirlerdir. Çalışmada, Temmuz 2002 döneminde New York Borsası'nda işlem gören 102 küçük ve 103 büyük işlem kapasitesine sahip hisse senedine ilişkin 1

dakikalık ölçeklerdeki verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacminden hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. 8 Asya Piyasa ve ABD üzerine yapılan bir çalışmada Gebka (2011), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM)'yla test etmiştir. Çalışmada, NYSE Kompozit, Hong Kong Datastream Piyasa Endeksi, JSX Kompozit, Japonya Datastream Piyasa Endeksi, KOSPI, KLCI, ALL-SINGEQUITIES, TSE Ağırlıklı ve SET Endeksleri'nin Ocak 1990-Kasım 2003 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Asya ülkeleri ve ABD arasında her iki yönde de güçlü bir getiri yayılımı olduğu ve hisse senedi getiri oynaklığı yayılımının ise Asya ülkelerinden ABD'ye doğru olduğu bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, Asya piyasalarındaki işlem hacminin, hisse senedi getiri oynaklığının yanında ABD menşeli şoklar başta olmak üzere yurtiçi ve yurtdışında yaşanan getiri şoklarına bağlı olduğu tespit edilmiştir. Naka ve Oral (2013) çalışmalarında, seriler arasındaki ilişkiyi Kararlı Pasretian ve TGARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Dow Jones Endüstriyel Ortalama Endeksi'nin 04.01.1990-31.12.2009 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Lee (2015) çalışmasında, seriler arasındaki ilişkiyi Fama-MacBeth regresyon analiziyle incelemiştir. Çalışmada, NYSE/AMEX Borsası'nda işlem gören 1295 hisse senedinin Temmuz 1967-Aralık 2007 dönemlerine ilişkin aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, geniş bir işlem hacmine sahip olan hisse senetlerinde getiri oynaklığının daha belirgin olduğu tespit edilmiştir. Graczyk ve Queiros (2018) çalışmalarında, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi çapraz korelasyon matrisleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, NYSE Endeksi'nde işlem gören 28 ve Nasdaq Endeksi'nde işlem gören 2 şirket olmak üzere toplamda 30 şirketin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, iş günlerinin farklı bölümlerinde Ardışık Bilgi Ve Karışık Dağılımlar Hipotezleri'nin her ikisinin birden görüldüğü tespit edilmiştir.

Avustralya üzerine yapılan bir çalışmada Brailsford (1996), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, Avustralya Hisse Senedi Piyasası Genel Endeksi'nin (AOI-ilk 250 hisse senedini içerir) 24.04.1989-31.12.1993 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır.

Çalışmada sonuç olarak, koşullu varyans denklemi katsayılarının anlamlılık ve büyüklüğünde bir azalma olduğu ve işlem hacmi serileri modele dâhil edildiğinde ise hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın azaldığı bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Ting vd. (2010), seriler arasındaki ilişkiyi OLS regresyon analizi ve genelleştirilmiş momentler yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmada, ASX50 Endeksi'nde işlem gören 50 hisse senedinin Ocak 1996-Nisan 2010 dönemlerine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Shahzad vd. (2014) çalışmalarında da seriler arasındaki ilişkiyi GARCH modelleri ve Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, S&P/ASX 200 Endeksi'nde işlem gören 216 hisse senedinin 01.01.2006-31.12.2010 dönemlerine ilişkin 5 dakikalık ölçeklerdeki verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu ve bireysel yatırımcıların işlem hacminin kurumsal yatırımcıların işlem hacmine göre hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde daha etkili olduğu bulguları elde edilmiştir.

Avustralya, Hindistan, Japonya, Yeni Zelanda ve Tayvan üzerine yapılan bir çalışmada Srinivasan vd. (2010), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi VAR modeli ile Granger nedensellik ve varyans ayrıştırma testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, AORD, BSE, Nikkei 225, NZ 50 ve TW 11 Endeksleri'nin 01.01.2005-31.12.2008 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Hindistan, Japonya ve Tayvan'da hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü, Yeni Zelanda'da hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ve Avustralya'da ise seriler arasında nedensellik ilişkisinin bulunmadığı bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, ilgili piyasalarda işlem hacminin oynaklık kalıcılığını azaltmada herhangi bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

9 gelişmiş ülke üzerine yapılan bir çalışmada Chen vd. (2001), hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasındaki ilişki asimetrik GARCH modelleri ve Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, S&P 500 Endeksi'nin 01.04.1973-29.12.2000, TOPIX Endeksi'nin 05.01.1974-29.12.2000, FTSE 100 Endeksi'nin 28.10.1986-29.12.2000, CAC 40 Endeksi'nin 03.01.1992-29.12.2000



dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada ayrıca, Toronto 100 Endeksi'nin 02.10.1993-29.12.2000, Milan MIB 30 Endeksi'nin 17.12.1996-29.12.2000, Datastream Piyasa (İsviçre) Endeksi'nin 02.01.1997-29.12.2000, Datastream Piyasa (Hollanda) Endeksi'nin 04.02.1986-29.12.2000 ve Hong Kong Genel Endeksi'nin 23.03.1989-29.12.2000 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, tüm ülkelerde genel olarak, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Tayvan üzerine yapılan bir çalışmada Huang ve Yang (2001), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi ARCH-GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, Tayvan Hisse Senedi Endeksi'nin 01.01.1989-30.06.1993 dönemine ilişkin 5'er dakikalık ölçeklerdeki verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Tayvan Borsası'ndaki işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığını açıklama gücünün U şeklinde bir model sergilediği tespit edilmiştir.

Avusturya üzerine yapılan bir çalışmada Mestel vd. (2003), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modeli ve Granger nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Viyana Borsası ATX Prime Endeksi'nde işlem gören 31 şirketin Haziran 2000-Nisan 2003 dönemlerine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında güçlü eş zamanlı ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Polonya üzerine yapılan bir çalışmada Bohl ve Henke (2003), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Varşova Borsası'nda işlem gören 20 şirketin 04.01.1999-31.10.2000 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi serileri koşullu varyans denklemine dâhil edildiğinde, hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın ortadan kalkma eğilimi gösterdiği tespit edilmiştir.

Malezya üzerine yapılan bir çalışmada Ahmed vd. (2005), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modeliyle incelemişlerdir. Çalışmada, Kuala Lumpur Hisse Senedi Piyasası'nın 02.01.1990-26.12.2000 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, getiri oynaklığını tahmin gücü en yüksek olan modelin GARCH (1,1) modeli olduğu ve işlem hacmi serileri modele dâhil edildiğinde, getiri serilerindeki oynaklık kalıcılığının sürdüğü tespit edilmiştir.

İngiltere üzerine yapılan bir çalışmada Ané ve Ureche-Rangau (2008), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi iki değişkenli karışım (BMM), uzun hafıza ve GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, Londra Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören 6 şirketin Ocak 1990-Mayıs 2001 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi serilerinin kısa dönem hareketlerinin benzer olduğu; ancak uzun dönem davranışlarının temelde farklılık gösterdiği bulguları elde edilmiştir. İngiltere üzerine yapılan başka bir çalışmada Iqbal ve Riaz (2015), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi OLS yöntemi ile iki değişkenli VAR ve ARCH-GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, 07.07.2010-07.07.2014 dönemlerinde FTSE 100 Endeksi'nde işlem gören 5 şirketin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, şirket düzeyinde işlem hacmi ile hisse senedi getiri oynaklığı arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu; ancak piyasa düzeyinde seriler arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Yunanistan üzerine yapılan bir çalışmada Eftichia (2006), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi ARCH-GARCH ve GMM tahminleme modelleri ve Granger nedensellik testiyle araştırmıştır. Çalışmada, FTSE 20 Endeksi'nin Ocak 1995-Ocak 2006 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında pozitif eşzamanlı ilişki ve seriler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Yunanistan bankacılık sektörü üzerine yapılan bir çalışmada ise Koulakiotis vd. (2007), seriler arasındaki ilişki simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Yunanistan bankacılık sektörü ve FTSE/ASE Mid 40 Endeksi'nin 2000-2005 dönemlerine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

22 gelişmiş ve 27 gelişmekte olan ülke üzerine yapılan bir çalışmada Girard ve Biswas (2007), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi TGARCH modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, ilgili ülkelerin 01.01.1985-30.06.2005 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, gelişmekte olan ülkelerin çoğunda beklenen işlem hacmiyle hisse senedi getiri oynaklığı arasında negatif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Brezilya üzerine yapılan bir çalışmada Medeiros ve Doornik (2008), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi iki değişkenli eş zamanlı regresyon analizi, GARCH ve VAR modelleri ile Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, BOVESPA Endeksi'nde işlem gören 57 şirketin 03.01.2000-29.12.2005 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Filipinler üzerine yapılan bir çalışmada Asai ve Unite (2008), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modelleri ve OLS yöntemiyle test etmişlerdir. Çalışmada, Filipinler Borsası Kompozit Endeksi'nin 04.10.1994-02.10.2006 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında negatif ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Çin üzerine yapılan bir çalışmada Ureche-Rangau ve Rorthays (2009), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi uzun hafıza ve GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, 09.07.2002-09.07.2007 dönemlerinde SSE180 Endeksi'nde işlem gören 36 hisse senedine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi serileri koşullu varyans denkleminde kullanıldığında, hisse senedi getiri oynaklığının kalıcılığı için açıklayıcı bir güce sahip olmadığı ve işlem hacmi ile hisse senedi getiri oynaklığı arasında negatif korelasyon olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Wang ve Huang (2012), seriler arasındaki ilişkiyi Barndorff-Nielsen ve Shephard (2005) ve farklı yapıda otoregresif (HAR)-GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Hu-Shen 300 Endeksi'nin 01.04.2007-31.12.2010 dönemlerine ilişkin 5 dakikalık frekanslardaki verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi ile hisse senedi getiri oynaklığı arasındaki ilişkinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Krishnamurti vd. (2013), seriler arasındaki ilişkiyi asimetric GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, Şangay A Tipi Hisse Senedi Endeksi'nde işlem gören 758 hisse senedinin ayı piyasasında Nisan-Haziran 2004 ile boğa piyasasında Ağustos-Ekim 2006 dönemlerine ilişkin 5'er dakikalık ölçeklerdeki verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi serileri modele dâhil edildiğinde, getiri serilerindeki GARCH etkisinin tamamen ortadan kalkmamasına rağmen, EGARCH (1,1) modelindeki işlem hacmi katsayısının nispeten büyük ve pozitif olduğu bulguları elde edilmiştir.

Hindistan üzerine yapılan bir çalışmada Mahajan ve Singh (2009), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi simetrik ve asimetrik GARCH modelleri ile doğrusal Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Bombay Hisse Senedi Piyasa Endeksi'nin 29.10.1996-31.03.2006 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında pozitif korelasyonun ve hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Yadav vd. (2016), seriler arasındaki ilişkiyi ARCH GARCH modelleri ve Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, S&P CNX Nifty Endeksi'nde işlem gören 51 hisse senedinin Nisan 2001-Mart 2011 dönemlerine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Mısır üzerine yapılan bir çalışmada Girard ve Omran (2009), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi TGARCH modeliyle incelemişlerdir. Çalışmada, Cairo ve Alexandria Borsası'nda işlem gören 79 şirketin 01.01.1998-23.05.2005 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, GARCH modeline işlem hacminin logaritmik veya gecikmeli değerleri dâhil edildiğinde, hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın ortadan kalkmadığı, işlem hacmi beklenen ve beklenmeyen olarak bileşenlerine ayrıldığında ise hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın azaldığı bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Habib (2011), seriler arasındaki ilişkiyi OLS yöntemi, Granger nedensellik testleri ve GARCH modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada, Mısır Borsası'nda aktif bir şekilde işlem gören 5 hisse senedinin Ocak 1998-Ocak 2005 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Suudi Arabistan üzerine yapılan bir çalışmada Alsubaie ve Najand (2009), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi zamana bağlı koşullu oynaklık modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, piyasa düzeyinde Tadawul Genel Endeksi ile firma düzeyinde Tadawul Bankacılık, Çimento, Tarım, Endüstriyel ve Hizmet Sektör Endeksleri'nde işlem gören 15 şirketin Ocak 1993-Aralık 2005 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, firma düzeyinde elde edilen bulguların Karışık Dağılımlar Hipotezi'ni desteklediği tespit edilmiştir. Suudi Arabistan ve Fas

üzerine yapılan bir çalışmada ise Lahmiri (2012), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi geri yayılım yapay sinir ağları (BNN) ve EGARCH modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada, Fas ve Suudi Arabistan Hisse Senedi Endeksleri'nin Ocak 2000-Haziran 2006 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Fas'taki hisse senedi getiri oynaklığını tahmin etmede işlem hacminin yapay sinir ağlarının tahmin doğruluğunu arttırdığı; ancak Suudi Arabistan'da, işlem hacminin tahmin doğruluğunu azaltan gürültülü bilgiler içerdiği bulguları elde edilmiştir.

Almanya üzerine yapılan bir çalışmada Hussain (2011), hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasındaki ilişkiyi asimetric GARCH modelleriyle incelemiştir. Çalışmada, DAX 30 Endeksi'nin 05.05.2004-29.09.2005 dönemine ilişkin 5'er dakikalık ölçeklerdeki verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, eşzamanlı ve gecikmeli işlem hacmi ve alım satım fiyat primi değerlerinin sayıca küçük olmasına rağmen hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı bir etkisinin olduğu; ancak her iki seri koşullu oynaklık denkleminde dâhil edildiğinde, ilgili serilerin gün içi getiri oynaklığındaki kalıcılığı açıklayamadığı bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin asimetric olduğunu tespit edilmiştir.

G5 ülkeleri üzerine yapılan bir çalışmada Sabbaghi (2011), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi asimetric GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, FTSE 100, CAC 40, DAX, Nikkei 225 ve S&P 500 Endeksleri'nin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacminin koşullu oynaklığı açıklamada önemli bir değişken olduğu ve işlem hacminin oynaklık kalıcılığının azaltılması üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Hong Kong üzerine yapılan bir çalışmada Hatrick vd. (2011), hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasındaki ilişkiyi vektör otoregresif modelleri, etki-tepki fonksiyonları ve Granger nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, 02.01.2009-06.05.2009 dönemlerinde Hong Kong Borsası'nda işlem gören HSBC Bankası'nın verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığının gecikmeli ortalama işlem büyüklüğü serilerine pozitif bir tepki verdiği; ancak hisse

senedi getiri oynaklığının gecikmeli işlem sayısı serileriyle arasındaki ilişkinin negatif olduğu bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, realize edilmiş oynaklık, işlem hacmi ve işlem sayısı serileri arasındaki gün içi nedensel ilişkinin günlük bazda elde edilenden oldukça farklı olduğu tespit edilmiştir. Benzer bir çalışmada Chan vd. (2018) seriler arasındaki ilişkiyi VAR modeli ve Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, Şangay Borsası Kompozit Endeksi, Şenzen Borsası Kompozit Endeksi ile Hang Seng Endeksi'nin 2015-2018 dönemine ilişkin 5'er dakikalık ölçeklerdeki verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, borsanın toplam işlem değerinden hisse senedi getiri oynaklığı ve işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ve ilgili piyasalarda Ardışık Bilgi Varışı Hipotezi'nin geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Rusya üzerine yapılan bir çalışmada Canarella ve Pollard (2011), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH-M modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, RTSI Endeksi'nin 01.09.1995-31.12.2002 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, Rusya Hisse Senedi Piyasası'nda Karışık Dağılımlar Hipotezi'nin geçerli olduğu bulguları elde edilmiştir.

Tunus üzerine yapılan bir çalışmada Boubaker ve Makram (2011), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi ARCH-GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, Tunus Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören 20 şirketin 01.01.2008-15.02.2010 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, koşullu varyans denkleminde işlem hacmi açıklayıcı değişken olarak modelde yer aldığı, hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın ortadan kalktığını ve gün içi oynaklık ve gecelik gösterge serilerinin hisse senedi getirilerindeki GARCH etkisini açıklamada önemli değişkenler olduğu bulguları elde edilmiştir. Benzer bir çalışmada Belhaj ve Abaoub (2015), Tunus Hisse Senedi Piyasası'nın en aktif ve dinamik 43 hisse senedinin 02.01.2008-29.06.2012 dönemine ilişkin verileri kullanarak seriler arasındaki ilişkiyi ARCH-GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, GARCH (1,1) model tahmin sonuçlarına göre, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında pozitif ve güçlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, eş zamanlı işlem hacmi serileri modele dâhil edildiğinde, hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın azaldığı bulgularına ulaşılmıştır.

Güney Kore üzerine yapılan bir çalışmada Choi vd. (2012), hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasındaki ilişkiyi asimetrik GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, KOSPI Kompozit Endeksi'nin 04.01.2000-12.12.2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığıyla logaritmik (eş zamanlı) işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan pozitif bir ilişkinin olduğu; ancak hisse senedi getiri oynaklığıyla gecikmeli işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişkinin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Pakistan üzerine yapılan bir çalışmada Attari vd. (2012), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem arasındaki ilişkiyi ARCH-GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, KSE 100 Endeksi'nin Ocak 2000-Nisan 2012 dönemine ilişkin haftalık verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasında pozitif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Hussain vd. (2014) çalışmalarında da seriler arasındaki ARCH-GARCH ve VAR modelleri ile Granger nedensellik testleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, dönemlerinde Karachi Borsası'nda işlem gören Bankacılık Sektör Endeksi'nin Ocak 2012-Haziran 2014 dönemlerine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Tahir vd. (2016) çalışmalarında ise seriler arasındaki ilişkiyi GARCH modeli ve Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Karaçi Borsası Çimento, Yiyecek & Kişisel Bakım Ürünleri & Şeker ve Muhtelif Gıda Endüstrileri, Tekstil ve Muhtelif İplik Ürünleri sektörlerinde faaliyet gösteren 60 şirketin 2008-2014 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, şeker sektörü hariç, diğer tüm sektörlerde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında eşzamanlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, çimento ve tekstil sektörlerinde işlem hacminden hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ve yiyecek sektöründe ise hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Ürdün üzerine yapılan bir çalışmada Ananzeh vd. (2013), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Amman Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören 27 şirketin Ocak 2002-Kasım 2012 dönemine ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın azaltılmasında

herhangi anlamlı bir etkisinin olmadığı bulguları elde edilmiştir. Başka bir çalışmada Aljarayesh vd. (2018) ise seriler arasındaki ilişkiyi OLS yöntemi ve GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, Amman Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören 138 şirketin 2006-2016 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

5 gelişmiş ve 5 gelişmekte olan ülke üzerine yapılan bir çalışmada Jawadi ve Ureche-Rangau (2013), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi VAR, Markov Rejim Değişim Geçiş ve TARARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, ABD, Japonya, Almanya, Hong Kong, İngiltere, Çin, Brezilya, Hindistan, Tayvan ve Güney Afrika piyasa Endeksleri'nin 01.01.1997-21.11.2011 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, birinci rejimde düşük hisse senedi getiri oynaklığı ve işlem hacmi arasında zayıf bir ilişkinin olduğu ve ikinci rejimde ise nedensellik ilişkisi daha güçlü ve oynaklığın daha yüksek olduğu bulguları elde edilmiştir. 5 gelişmiş ve 4 gelişmekte olan ülke üzerine yapılan bir çalışmada Koubaa ve Slim (2019), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi hem standart hem de yumuşak geçişli FIGARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, CAC40, DAX, Nikkei 225, FTSE 100, DJIA, SSEC, MKSE IPC, S&P SENSEX ve KOSPI Kompozit Endeksleri'nin 03.01.2000-21.08.2015 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, İnançlardaki Uyuşmazlık Hipotezi'yle tutarlı olarak piyasaların çoğunda işlem hacmindeki artışın hisse senedi getiri oynaklığını arttırdığı tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, işlem hacmi değişkeni logaritmik işlem hacmi değişim oranı şeklinde ele alındığında gelişmekte olan piyasalarda Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'nin geçerli olduğu bulguları elde edilmiştir.

Kenya üzerine yapılan bir çalışmada Batta (2014), hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasındaki ilişkiyi farklı yapıda otoregresif realize edilmiş oynaklık modelleriyle (HAR-RV) test etmiştir. Çalışmada, Nairobi NSE 20 Endeksi'nin 02.01.2008-30.12.2013 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi serileri modele dâhil edildiğinde hisse senedi getiri oynaklığındaki kalıcılığın azaldığı; ancak hisse senedi getiri oynaklığındaki azalma üzerinde işlem hacminin etkisinin oldukça az olduğu bulguları elde edilmiştir.



Nijerya üzerine yapılan bir çalışmada Kalu ve Chinwe (2014), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH (1,1) ve Kesitsel Momentlerle Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (GARCH-X) modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Nijerya Borsası Genel Endeksi'nin 03.01.2000-21.06.2011 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

BRIC ülkeleri üzerine yapılan bir çalışmada Naik ve Padri (2015), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi asimetric GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, BOVESPA, RTSI, BSE Sensex ve Şanghai Kompozit Endeksleri'nin 02.01.2008-31.06.2013 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, tüm piyasalarda eşzamanlı işlem hacmi ile hisse senedi getiri oynaklığı arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu; ancak gecikmeli işlem hacmi ile hisse senedi getiri oynaklığı arasındaki ilişkinin istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Endonezya üzerine yapılan bir çalışmada Haryadi vd. (2015), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, Jakarta LQ45 Endeksi'nin 02.01.2006-28.12.2012 dönemlerine ilişkin 5'er dakikalık frekanslardaki verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, tüm örneklem döneminde hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Umman üzerine yapılan bir çalışmada Al-Samman ve Al-Jafari (2015), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Brailsford ve VAR modelleri ve çift yönlü nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Muscat Hisse Senedi Piyasası'nda işlem gören 17 endüstriyel şirketin Ocak 2009-Aralık 2013 dönemine ilişkin aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığının işlem hacmi üzerindeki etkisinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu ve işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığının Granger nedeni olduğu bulguları elde edilmiştir.

Tayland üzerine yapılan bir çalışmada Jiranyakul (2016), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi VAR ve simetrik GARCH modelleri ile

etki tepki fonksiyonları, varyans ayırıştırma ve Granger nedensellik testleriyle incelemiştir. Çalışmada, Tayland Borsası'nın ve sektör endekslerinin 01.03.2004-30.12.2015 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ABD'de yaşanan yüksek faizli konut kredisi krizi döneminde işlem hacminden hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Güney Afrika üzerine yapılan bir çalışmada ise Naik vd. (2018), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi asimetrik GARCH modelleri ve iki yönlü Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, FTSE/JSE Genel Endeksi'nin 06.07.2006-31.08.2016 dönemlerine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi ile hisse senedi getiri oynaklığı arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişkinin ve işlem hacminden hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

### **3.3.2. Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi ve Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Oynaklığı Arasındaki İlişki Üzerine Türkiye'de Yapılan Çalışmalar**

Tüzüntürk (2005), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi panel regresyon modelleriyle araştırmıştır. Çalışmada, İMKB 30 ve İMKB 100 Endeksi'nin 2003 yılına ilişkin günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmindeki artışın hisse senedi getiri oynaklığını azalttığı tespit edilmiştir.

Baklacı ve Kasman (2006) çalışmalarında, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, İMKB işlem gören 25 adet hisse senedinin Ocak 1998-Temmuz 2005 dönemine ilişkin günlük verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığını anlamlı bir şekilde etkilediği; ancak hisse senetlerinde oynaklığın azalmasında önemli bir etkisinin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

12 gelişmekte olan ülke üzerine yapılan bir çalışmada Gürsoy vd. (2008), hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GJR GARCH modeli ve tanılayıcı testlerle incelemiştir. Çalışmada, Kolombiya, Meksika, Peru, Venezuela, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Endonezya, Güney Kore, Singapur, Sri Lanka, Tayvan ve Güney Afrika Hisse Senedi Piyasa Endeksleri'nin 03.01.2000-15.08.2006 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacmi serileri koşullu

varyans denklemine dâhil edildiğinde, 6 hisse senedi piyasa endeksindeki oynaklığın kalıcılığında makul ölçüde bir azalmanın görüldüğü bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, toplam işlem hacmi serileri yerine beklenen ve beklemeyen işlem hacmi serilerini denkleme dâhil edildiğinde ise beklenmeyen işlem hacminin Karışık Dağılımlar Hipotezi'ne göre hareket ettiği ve beklenmeyen işlem hacminin yapısal olarak serisel korelasyona sahip olmaması nedeniyle endeks getirilerindeki GARCH etkisini açıklayamadığı tespit edilmiştir.

Gayğusuz (2008) çalışmasında, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle araştırmıştır. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 23.10.1987-19.06.2007 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Acar Boyacıoğlu vd. (2010) çalışmalarında, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi ARCH, GARCH, yapısal olmayan VAR modelleriyle ve Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada, İMKB 100 Endeksi'nin 1997-2009 dönemine ilişkin aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, işlem hacminden hisse senedi getiri oynaklığına doğru negatif yönlü ilişkinin ve hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir.

Kıymaz ve Girard (2009) çalışmalarında, hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasındaki ilişkiyi TGARCH modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, İMKB 30 Endeksi'nde işlem gören şirketlerin 01.01.1988-10.11.2005 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, analize işlem hacmi serileri dâhil edildiğinde, getiri serilerindeki oynaklık kalıcılığının azaldığı bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, işlem hacmi serileri beklenen ve beklemeyen şeklinde ayrıştırıldığında, beklenen işlem hacmi serilerinin oynaklık değişimini önemli ölçüde açıkladığı tespit edilmiştir.

Kıran (2010) çalışmasında, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, İMKB Ulusal 100 Endeksi'nin 03.01.1990-17.07.2008 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı serilerinde kaldıraç

ve haftanın günleri etkisinin olduğu ve hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasında negatif bir ilişki olduğu bulguları elde edilmiştir.

Çelik (2013) çalışmasında, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi HAR-RV modeli ve vektör hata düzelme modeline dayalı Granger nedensellik testiyle incelemiştir. Çalışmada, BİST 30 Endeksi'nin 04.02.2005-30.04.2010 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, kriz öncesi dönemde hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı ve kriz döneminde hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi arasında çift yönlü ilişki olduğu bulguları elde edilmiştir.

Kırılgan Beşli Ekonomileri üzerine yapılan bir çalışmada Gazel (2017), hisse senedi getiri oynaklığı ve işlem hacmi arasındaki ilişki asimetrik oynaklık modelleriyle test etmiştir. Çalışmada, Bovespa, Jakarta, S&P Bombay, FTSE Johannesburg ve BİST 100 Endeksleri'nin Ağustos 2006-Şubat 2016 dönemine ilişkin haftalık verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, ilgili ülkelerde Karışık Dağılımlar Hipotezi'nin geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Özdemir ve Vurur (2017) çalışmalarında hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişkiyi simetrik (ARCH ve GARCH) ve asimetrik oynaklık (EGARCH ve TGARCH) modelleri ve Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, BİST 100 Getiri Endeksi'nin 02.01.1997-31.06.2017 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Bir diğer çalışmada Özdemir ve Vurur (2018), hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişkiyi MGARCH modellerinden BEKK modeli ile araştırmışlardır. Çalışmada, BİST 100 Fiyat ve Getiri Endeksleri'nin 04.01.2010 - 30.06.2017 dönemlerine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, BİST 100 Fiyat ve Getiri Endeksleri'nde oluşan şokların işlem hacmi oynaklığı üzerine tek yönlü bir yayılım etkisi gösterdiği bulguları elde edilmiştir. Çalışmada ayrıca, işlem hacmindeki oynaklığın BİST 100 Fiyat ve Getiri Endeksleri'ndeki oynaklık üzerine tek yönlü bir yayılımı olduğu tespit edilmiştir.

Kapusuzoğlu ve Ceylan (2018) çalışmalarında hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi GARCH modelleriyle test etmişlerdir. Çalışmada, BİST

sektör endekslerinin 23.10.1987-26.01.2017 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında pozitif bir ilişkinin olduğu ve işlem hacmi serileri modele dâhil edildiğinde hisse senedi getiri oynaklığı serisindeki oynaklık kalıcılığının azaldığı bulguları elde edilmiştir.

Karaca ve Güngör (2019) çalışmalarında hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişkiyi yapısal kırılmaları da dikkate alarak ikili uzun hafıza modelleri ve Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, BİST 100 Endeksi'nin 26.05.2008-25.05.2018 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Çalışmada sonuç olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ve işlem hacmi oynaklığı için en uygun öngörü performansına sahip modellerin sırasıyla ARFIMA-FIGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH modellerinin olduğunu tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, Hafner ve Herwartz (2006) testinden ise hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu; diğer bir deyişle hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru oynaklık yayılımının olduğu bulguları elde edilmiştir.

## **BÖLÜM 4: GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE HİSSE SENEDİ GETİRİ OYNAKLIĞI İLE İŞLEM HACMİ OYNAKLIĞI ARASINDAKİ İLİŞKİ**

Bu bölümde, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Bu doğrultuda ilk olarak araştırmanın amacı ve önemi ile kapsamı ve sınırlılıkları ortaya konulmuş, daha sonra araştırmanın veri seti ve yöntemleri açıklanmış, son olarak da araştırmanın bulgularına yer verilerek değerlendirmelerde bulunulmuştur.

### **4.1. ARAŞTIRMANIN AMACI VE ÖNEMİ**

Bu araştırmanın amacı, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisini ortaya koymaktır. Literatürde, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişki test eden çalışmaların yoğun olduğu tespit edilse de hisse senedi getiri oynaklığıyla işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisini test eden çalışmaların oldukça sınırlı olduğu görülmektedir. Ayrıca her ne kadar literatürde hisse senedi piyasa oynaklığını gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler örneğinde araştıran çalışmalar yapılmış olsa da hisse senedi getiri oynaklığı ve işlem hacmi oynaklığı serilerini yapısal kırılmaları dikkate alarak simetrik ve asimetrik oynaklık modelleriyle modelleyerek en uygun oynaklık modellerini riske maruz değer yöntemleriyle tespit eden ve oynaklık serileri arasındaki nedensellik ilişkisini Hafner ve Herwartz (2006)'ın varyansta nedensellik testiyle araştıran herhangi bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu açıdan araştırmanın bilim dünyasına ve araştırmacılara katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

### **4.2. ARAŞTIRMANIN KAPSAMI VE SINIRLILIKLARI**

Bu araştırma, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerinde gerçekleştirilmiştir. Bu doğrultuda araştırmada gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ayrımı, Dünya Bankası tarafından yayınlanan Temmuz 2019 dönemine ilişkin kişi başına düşen gelire göre ülkelerin analitik sınıflandırması baz alınarak yapılmıştır. Araştırmada, yüksek gelir grubunda yer alan ülkelere işlem hacmi sıralamasına göre verilerine ulaşılabilen ilk 5 ülke (ABD, Tayvan, Hong Kong, İngiltere ve Japonya) gelişmiş ülkeler olarak seçilmiştir. Ayrıca alt orta ve üst orta gelir grubunda yer alan ülkelere işlem hacmi

sıralamasına göre verilerine ulaşılabilen ilk 5 ülke (Çin, Tayland, Endonezya, Türkiye ve Meksika) ise gelişmekte olan ülkeler olarak ele alınmış ve seçilen ülkelerin en yüksek işlem hacmine sahip endeksleri analiz kapsamına dâhil edilmiştir.

### 4.3. ARAŞTIRMANIN VERİ SETİ VE YÖNTEMLERİ

Bu araştırmada, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisinin ortaya konulması amaçlanmaktadır. Bu doğrultuda S&P 500, Tayvan Ağırlıklı, Hang Seng, Nikkei 225, FTSE 100, Şangay Kompozit, SET, Jakarta Borsası Kompozit, BİST 100 ve S&P BMV IPC Endeksleri'nin 04.01.2010-28.08.2019 dönemlerine ilişkin günlük dolar cinsinden kapanış fiyatları ile günlük miktar cinsinden (endekste gün içerisinde alınıp satılan toplam hisse senedi sayısı) işlem hacmi verileri dikkate alınmıştır. Araştırmada, kapanış fiyatlarının dolar cinsinden alınmasının nedeni, doların dünya ticaretinde satın alma gücü yüksek ve konvertibl bir para birimi olarak kabul edilerek finansal işlemlerde sıklıkla kullanılmasıdır. Ayrıca, araştırmada 04.01.2010-28.08.2019 döneminin seçilme nedeni ise 2008 küresel finansal krizi sonrası dönemde ülkelerin endeks getirileri ve işlem hacimleri arasındaki etkileşimi ortaya koymaktır. Bu kapsamda Al-Jafari ve Tliti (2013), Anifowose ve Suleiman (2013) ve Tapa ve Hussin (2016) gibi çalışmalarda da olduğu gibi araştırmada öncelikle günlük kapanış fiyatlarıyla denklem (4.1)'deki gibi logaritmik getiri serileri oluşturulmuş ve analizlerde seri "lgr" terimiyle ifade edilmiştir:

$$r_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (4.1)$$

Denklem (4.1)'de,  $r_t$  ilgili endeksin t günündeki getirisini,  $P_t$ , ilgili endeksin t günündeki kapanış fiyatını,  $P_{t-1}$  ise ilgili endeksin t-1 günündeki kapanış fiyatını temsil etmektedir. Araştırmada, işlem hacmi serisinde hem doğrusal hem de doğrusal olmayan deterministik zaman trendlerinin varlığı nedeniyle Gebka ve Wohar, (2013) ve Balcılar vd. (2017)'nin çalışmalarında da olduğu gibi serinin öncelikle doğal logaritması alınmış ve daha sonra T toplam örneklem büyüklüğü olmak üzere  $(t/T)$  ve  $(t/T)^2$  gibi bir sabiti doğal logaritması alınmış seriye regrese ederek seri trendden arındırılmış ve analizlerde seri "tlhcm" terimiyle ifade edilmiştir. Araştırmada kullanılan veriler Datastream Eikon

veritabanından temin edilmiş olup analizler oxmetrics 6.3 Gauss 10 ve Eviews 10 paket programları aracılığıyla gerçekleştirilmiştir.

Araştırmada, günümüz tahmin uygulamalarında genel olarak yapıldığı gibi, örneklem dışı bir dönemde tahmin edilen modeller kullanılarak riske maruz değer geriye dönük tahmin sonuçları değerlendirilmiştir. Örneklem dışı modelleme, risk yönetimi uygulamalarında modelin örneklem içi tahmin edilen model bulgularıyla tutarlı olmasının beklenmesi nedeniyle modelin tahmininde kullanılmayan bir örnekleme döneminde modelin göstermiş olduğu performansı görmek için yapılmaktadır. Dolayısıyla, örneklem içi dönem modelin parametrelerini tahmin etmek için kullanılan örneklem dönemidir ve örneklem dışı dönem ise toplam örneklem içinden ayrılan ve modelin tahmin değerlendirilmesinde kullanılan örneklem dönemidir (Brooks, 2008: 245). Literatürde, örneklem içi ve örneklem dışı veri sayısı hususunda önerilen standart bir boyut bulunmamasıyla birlikte toplam örneklemin % 60-%70'i arası örneklem içi ve % 40-%50'si ise örneklem dışı olarak kabul edilen Samir ve Chaker (2010), Degiannis vd., (2013) ve Zhang vd. (2019) gibi çalışmaların olduğu görülmektedir. Bu nedenle, araştırmada daha tutarlı bulgular ortaya koymasından dolayı toplam örneklemin ilk % 60'ı örneklem içi, geri kalan % 40'ı ise örneklem dışı olarak seçilerek model parametreleri için 50 günlük bir "istikrar penceresi" dâhilinde model parametrelerinin 50 işlem gününde bir yeniden tahmin edileceği ve bir günlük elde tutma süresi (one-day-ahead) varsayımıyla riske maruz değer testleri uygulanmıştır.

Araştırmada, serilere ilişkin tanımlayıcı istatistiklere yer verildikten sonra ilk olarak serilerin birim kök sınaması yapısal kırılmaları dikkate alan Carrion-i-Silvestre vd. (2009)'nin çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle yapılmıştır. İkinci aşamada, serilere ilişkin en uygun ARMA modelleri belirlenerek ARMA modeline ilişkin hata terimlerinde koşullu değişen varyans etkisinin olup olmadığı ARCH testiyle araştırılmıştır. Üçüncü aşamada, serilerin varyansındaki yapısal kırılmaların varlığı Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi ile sınanmıştır. Dördüncü aşamada, serilerde yapısal kırılmaların varlığı durumunda, kırılmalar modellere eklenerek student t ve çarpık student t dağılımına göre GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modelleri ile en uygun oynaklık modeli araştırılmıştır. Bu aşamada ayrıca, Pearson ( $\chi^2$ ) uyum iyiliği testiyle tahmin edilen modelin ne derecede başarılı olduğu ve verilere uygunluğu sorgulanmıştır. Beşinci aşamada da, riske maruz değer yöntemlerinden Kupiec LR ve



beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri ile student t ve çarpık student t dağılımlarına göre elde edilen modeller içerisinde en uygun model tespit edilmeye çalışılmıştır. Son aşamada ise lgr ve tlcm serileri için tespit edilen modellerden elde edilen koşullu oynaklık serileri doğrultusunda hisse senedi getiri oynaklığı ve işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Testi ile araştırılmıştır. Bu doğrultuda bu kısımda bahsedilen model ve testlerle ilgili bilgilere yer verilmiştir.

#### **4.3.1. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi**

Finansal zaman serilerinde bir değişkenin durağan olup olmadığı birim kök testleri ile ortaya konulmaktadır. Bir serinin birim kök içermesi, serinin durağan olmadığı anlamına gelmektedir. Serinin durağan olmaması, yaşanılması muhtemel herhangi bir şokun ya da politika değişikliğinin seri üzerinde kalıcı bir etki yaratabileceği yönünde sinyaller vermektedir (Gövdeli, 2016: 226). Düzey ve/veya trendde bir yapısal kırılmaya maruz kalan durağan zaman serilerinde, eğer yapısal kırılmalar birim kök testlerinin içerisine alınmamış ise seriler durağan olamamaktadır. Bu nedenle, aslında durağan çıkan seriler durağan değilmiş gibi görülmektedir. Dolayısıyla, bu yapıdaki seriler için trend fonksiyonundaki yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin daha uygun olacağı söylenebilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 414-415). İlk yapısal kırılmalı birim kök testi Perron (1989) tarafından geliştirilmiş ve Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Perron (1997), Ng-Perron (2001) ve Lee-Strazicich (2003) devam etmiştir. Bu yöntemler serilerde en fazla iki kırılmaya kadar izin verirken, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testi 5 kırılmaya kadar izin veren birim kök testini geliştirmişlerdir. Bu test, Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak ve quasi-GLS yöntemi yardımıyla dinamik programlama süreciyle hata kareleri toplamını minimize ederek yapısal kırılma noktaları tespit etmektedir (Göçer vd. 2013: 7). Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testinde kullanılan stokastik veri üretme süreci şöyledir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009: 1757):

$$y_t = d_t + u_t \quad (4.2)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (4.3)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), aşağıdaki beş farklı test istatistiği geliştirmiştir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009: 1759-1770; Göçer vd. 2013: 8):

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[s(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}s(1, \lambda^0)]}{s^2(\lambda^0)} \quad (4.4)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2}T^{-2}\sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1}\tilde{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2} \quad (4.5)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(2T^{-2}\sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1} \quad (4.6)$$

$$MSB(\lambda^0) = (s(\lambda^0)^{-2}T^{-2}\sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (4.7)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(4s(\lambda^0)^2T^{-2}\sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (4.8)$$

### 4.3.2. Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) ve Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modelleri

Finansal zaman serileriyle yapılan modellemelerde  $Y_t$  gibi bir finansal değişkenin önceki dönemlerdeki değeri gelecek dönem değerinin belirlenmesinde oldukça etkili olmaktadır. Bu tür gecikmeli değerler üzerinden hareket eden bir ekonometrik model birinci mertebeden otoregresif bir süreç dâhilinde denklem (4.9)'daki gibi verilebilir:

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + u_t \quad (4.9)$$

Burada,  $\delta$   $Y$ 'nin ortalaması olmak üzere,  $u_t$  ortalaması sıfır ve varyansı ( $\sigma^2$ ) sabit ve ilişkisiz rassal bir hata terimidir. Burada  $t$  zamanındaki  $Y$  değeri, önceki zaman dilimindeki değerine ve rassal bir terime bağlı olup,  $Y$  değerleri kendi ortalama değerlerinden sapmalar şeklinde ifade edilmiştir. Ancak, (4.10)'daki denklemin kullanılması durumunda;

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2(Y_{t-2} - \delta) + u_t \quad (4.10)$$

$Y_t$ 'nin ikinci mertebeden otoregresif bir sürece uyduğu söylenebilir. Yani,  $t$  zamanında  $Y$  değeri önceki iki zaman dilimindeki değerine bağlı olup,  $Y$  değerleri kendi ortalaması  $\delta$ 'dan sapmalar şeklinde ifade edilmiştir. Bu noktadan hareketle, genel olarak denklem (4.11)'deki model oluşturabilir:

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2(Y_{t-2} - \delta) + \dots + \alpha_p(Y_{t-p} - \delta) + u_t \quad (4.11)$$

AR süreci, Y'nin üretebileceği tek mekanizma değildir. Y denklem (4.12)'deki şekilde de üretilebilir:

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (4.12)$$

Bu denklemde  $\mu$  bir sabiti  $u$  ise beyaz gürültü olasılıklı hata terimidir. Burada,  $t$  zamanında  $Y$ , bir sabit terim artı mevcut ve geçmiş dönemlerdeki hata terimlerinin hareketli ortalamasına eşittir. Sonuç olarak, mevcut durumda, Y'nin birinci dereceden hareketli bir ortalama veya bir MA (1) sürecini takip ettiğini söylenebilir. Ancak Y denklem (4.13)'teki gibi ifade edildiğinde;

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} \quad (4.13)$$

O zaman  $Y$ , MA(2) sürecine dâhil olmaktadır. Süreç daha da genellenirse;

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} \dots \beta_q u_{t-q} \quad (4.14)$$

Kısacası bir hareketli ortalama sürecinin beyaz gürültü hata terimlerinin doğrusal bir kombinasyonu olduğu söylenebilir.

Yukarıda bahsedilenlerden hareketle, Y'nin hem AR hem de MA karakteristiklerine sahip olduğu aşikârdır. Bu nedenle, ARMA (1,1) süreci denklem (4.15)'teki gibi ifade edilebilir:

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (4.15)$$

Çünkü bu süreçte bir otoregresif ve bir hareketli ortalama terimi vardır ve denklemde  $\theta$  sabit terimi temsil etmektedir. Bu açıdan, genel olarak bir ARMA (p,q) sürecinde p adet otoregresif, q adet hareketli ortalama bulunduğu söylenebilir (Gujarati ve Porter, 2008: 775-776).

Finans alanında en yaygın kullanılan modellerden birisi de doğrusal olmayan değişen varyansı ele alan ARCH modelidir. Doğrusal bir regresyon modelinde hataların varyansının sabit olduğu varsayılmaktadır. Eğer hataların varyansı sabit değilse, doğrusal regresyon modeli standart sapmaları yanlış hesaplayacaktır. Finansal varlık getirilerinin en önemli özelliği, oynaklık kümelenmesi veya oynaklık havuzudur. Oynaklık kümelenmesi, varlık fiyatlarındaki büyük değişikliklerin büyük değişiklikleri ve küçük değişikliklerin küçük değişiklikleri takip etme eğilimlerini açıklamaktadır. Bu

nedenle, bu tür hareketleri en iyi modelleyen ARCH modelleridir (Engle, 1982: 987-1007; Brooks, 2008: 386).

ARCH modelinde rassal bir değişkenin koşullu varyansını tanımlayabilmek için bir hata terimine ihtiyaç duyulmaktadır. Rassal bir değişkenin koşullu ve koşulsuz varyansları arasındaki ayrım koşullu ve koşulsuz ortalamasınınkiyle tamamen aynıdır. Modelde  $u_t$ 'nin koşullu varyansı ( $\sigma_t^2$ ) denklem (4.16)'daki gibidir (Engle, 1982: 987-1007; Brooks, 2008: 387):

$$\sigma_t^2 = \text{var}((u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots)) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots] \quad (4.16)$$

Burada  $E(u_t) = 0$  varsayılması nedeniyle;

$$\sigma_t^2 = \text{var}((u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots)) = E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) \text{ gibidir.} \quad (4.17)$$

Bu denkleme göre, ortalaması 0 olan, normal dağılan  $u_t$  rassal değişkeninin koşullu varyansı  $u_t$ 'nin koşullu beklenen değerinin karesine eşit olmaktadır. Bu nedenle, ARCH modeli altında, "oynaklıkta otokorelasyon",  $\sigma_t^2$  hata teriminin koşullu varyansının, hata karelerinin bir önceki dönem değerine bağlı olmasına izin verilerek modellenmektedir. Bir önceki gecikmeli değerine bağlı olarak üretilen bu model ARCH (1) olarak ifade edilmekte ve bu durumda koşullu varyans bir önceki dönemdeki hata karesine bağlı olmaktadır. Denklem (4.17)'de gösterilen model kısmi bir model olup, koşullu ortalama ile ilgili şu ana kadar herhangi bir ifade de bulunulmamıştır. Bu nedenle modelin tamamı denklem (4.18)'deki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4.18)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (4.19)$$

Denklem 4.18 ve 4.19'da gösterilen model, hata varyansının ARCH (q) modeli olarak bilinen hata karelerinin gecikme uzunluğuna (q) bağlı olduğu genel duruma kolayca genişletilebilmektedir. Bu durumda model ARCH (q) olarak adlandırılmakta olup, model denklem 4.20'deki ifade edilebilir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (4.20)$$

Literatürde koşullu varyansın  $h_t$  terimiyle ifade edilmesi nedeniyle ilgili terimi ekleyerek model denklem (4.21) ve (4.22)'deki gibi yazılabilir (Engle, 1982: 987-1007; Brooks, 2008: 388):

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} u_t \quad u_t \sim N(0, h_t) \quad (4.21)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (4.22)$$

### 4.3.3. Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi

Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testi, Inclan ve Tiao (IT) (1994) tarafından hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olduğu (i.i.d dağıldığı) varsayımıyla zaman serilerinin koşulsuz varyanslarında ortaya çıkan kırılmaları tespit etmek amacıyla geliştirdiği Yinelenen Birikimli Kareler Yöntemi'ne (Iterated Cumulative Sums of Squares) bir eleştiri olarak geliştirilmiştir. Fakat literatürde finansal zaman serilerinin aşırı basık dağıldığına ve serilerde otokorelasyon probleminin var olduğuna dair birtakım bulgular elde edilmiştir. Bu nedenle, Sanso vd. (2004), hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı (i.i.d. dağılmadığı) durumlarda IT istatistiğinin gerçekte olduğundan daha farklı hesaplandığını tespit ederek hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de göz önüne alan uyarlanmış IT (modified IT) testini geliştirmiştir. Sanso vd. (2004) MIT istatistiğini aşağıdaki gibi ifade etmiştir (Sanso vd., 2004: 32-53; Demireli ve Torun, 2010: 136):

$$K_2 = \sup |T^{-1/2} G_k| \quad (4.23)$$

Burada  $G_k = \hat{\omega}_4^{-1/2} \left( C_k - \frac{k}{T} C_T \right) \cdot \hat{\omega}_4, \omega_4$  'in tutarlı tahmincisi olup denklem (4.24)'teki gibi ifade edilebilir:

$$\hat{\omega}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2 + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^m \omega(1, m) \sum_{t=l+1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (4.24)$$

Bu denklemde,  $\omega = (1 - m)$  Barlett Kernel fonksiyonu temel alınarak  $\omega(1, m) = 1 - l(m + 1)$  şeklinde tanımlanmıştır. Gecikme parametresi "m", Newey-West (1994) tahmincisi kullanılarak hesaplanmıştır.

### 4.3.4. Araştırmada Kullanılan Oynaklık Modelleri

Bu kısımda araştırmada kullanılan simetrik (GARCH) ve asimetrik (EGARCH ve GJR-GARCH) modellerine ilişkin bilgilere yer verilmiştir.

#### 4.3.4.1. Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans (GARCH) Modeli

ARCH modeli, tahmin sürecinde koşullu varyans denkleminde yer alan hata teriminin karesi değişkenine ilişkin çok sayıda gecikmenin istatistiksel açıdan anlamlı olması neticesinde tahmin edilecek parametre sayısının artmasına sebep olabilmektedir. Diğer bir deyişle, ARCH modeli basit olmasına rağmen genellikle bir varlık getirisinin oynaklık sürecini yeterli ölçüde tanımlayabilmek için birçok parametre gerektirmektedir (Tsay, 2005: 113). ARCH modelinin uygulamada ortaya çıkan bu zorluklarını gidermek amacıyla Bollerslev (1986) tarafından GARCH modeli geliştirilmiştir. GARCH modeli, koşullu varyansı önceki kendi gecikmeli değerlerine bağımlı kılmaktadır. Bu şekilde koşullu varyans denklemi en basit ifadeyle denklem (4.25)'teki gibi olmaktadır (Bollerslev, 1986:307-327; Brooks, 2008: 392):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (4.25)$$

Denklem (4.25)'teki model klasik GARCH (1,1) modelidir. Burada  $\sigma_t^2$  varyans için tahmin edilen bir önceki dönem ilgili olduğu düşünülen herhangi bir geçmiş bilgiye dayanarak hesaplanması sebebiyle koşullu varyans olarak bilinmektedir. GARCH modelini kullanarak mevcut dönemdeki varyansı ( $h_t$ ), uzun dönemli ortalama değerler ağırlıklı bir fonksiyonu, bir önceki dönemdeki oynaklıkla ilgili bilgi ( $\alpha_1 u_{t-1}^2$ ) ve geçmiş dönemdeki modelin uygun varyansı ( $\beta \sigma_{t-1}^2$ ) şeklinde yorumlayabilmek mümkündür. Bu noktadan hareketle, t zamanındaki bir varlık getirisinin karesi koşullu varyans ile denklem (4.26)'daki gibi ilişkilendirilebilir:

$$\varepsilon_t = u_t^2 - \sigma_t^2 \quad (4.26)$$

veya

$$\sigma_t^2 = u_t^2 - \varepsilon_t \quad (4.27)$$

İkinci ifade denklem (4.25)'teki koşullu varyansın yerine konulduğunda;

$$u_t^2 - \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta (u_{t-1}^2 - \varepsilon_{t-1}) \quad (4.28)$$

Yeniden düzenlendiğinde;

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta u_{t-1}^2 - \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.29)$$

Diğer bir deyişle;

$$u_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta) u_{t-1}^2 + \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.30)$$

Denklem (4.30)'da sunulan eşitlik hata kareleri için ARMA (1,1) model sürecini ortaya koymaktadır. GARCH modelinin ARCH modeline göre daha fazla tercih edilmesinin nedeni, ARCH modelinin gizlilik yanlısı olması ve aşırı uygunluğu engellemesidir. Sonuç olarak, modelin olumsuzluk kısıtlamalarını ihlal etme olasılığı daha düşüktür. ARCH modelinin yetersizliğini kanıtlamak için GARCH (1,1) modelindeki koşullu varyans denkleminin her bir zaman indislerinden 1 çıkarılarak denklem (4.31) elde edilebilir (Bollerslev, 1986:307-327; Brooks, 2008: 393):

$$\sigma_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta \sigma_{t-2}^2 \quad (4.31)$$

Zaman indislerinin her birinden tekrar 1 çıkartıldığında;

$$\sigma_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta \sigma_{t-3}^2 \quad (4.32)$$

$\sigma_{t-1}^2$  için denklem (4.25)'teki yerine konulduğunda;

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta \sigma_{t-2}^2) \quad (4.33)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0 \beta + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta^2 \sigma_{t-2}^2 \quad (4.34)$$

$\sigma_{t-1}^2$  için benzer işlemler tekrarlanırsa;

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0 \beta + \alpha_1 \beta u_{t-2}^2 + \beta^2(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta \sigma_{t-3}^2) \quad (4.35)$$

$$\sigma_t^2 =$$

$$\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0 \beta + \alpha_1 \beta u_{t-2}^2 + \alpha_0 \beta^2 + \alpha_1 \beta^2(\alpha_0 + \alpha_1 \beta^2 u_{t-3}^2 + \beta^3 \sigma_{t-3}^2) \quad (4.36)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 (1 + \beta + \beta^2 + \dots) + \alpha_1 u_{t-1}^2 (1 + \beta L + \beta^2 L^2) + \beta^3 \sigma_{t-3}^2 \quad (4.37)$$

Bu şekilde sonsuz sayıda ardışık ikameler ise denklem (4.38)'deki gibi yazılabilir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 (1 + \beta + \beta^2 + \dots) + \alpha_1 u_{t-1}^2 (1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \dots) + \beta^\infty \sigma_0^2 \quad (4.38)$$

Denklem (4.38)'deki eşitliğin RHS'si üzerindeki ilk ifadesi basitçe sabittir ve gözlem sayısı sonsuzluğa eğilimli olduğundan  $\beta^\infty$  sıfıra eğilim gösterecektir. Bu doğrultuda, GARCH (1,1) modeli denklem (4.39)'daki gibi yazılabilir:

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 (1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \dots) + \quad (4.39)$$

$$= \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 \quad (4.40)$$

Denklem (4.39) ve (4.40)'ta belirtildiği gibi ARCH modelindeki sonsuz düzen kısıtlanabilir. Ayrıca GARCH (1,1) modeli genişletilerek GARCH (p, q) modeline denklem (4.41) ve (4.42)'deki gibi dönüştürülebilir. Burada geçerli koşullu varyans hata karelerinin q gecikmesine ve koşullu varyansın p gecikmelerine bağlı parametredir (Bollerslev, 1986:307-327; Brooks, 2008: 394).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \beta u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (4.41)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4.42)$$

#### 4.3.4.2. Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans (EGARCH)

##### Modeli

Finansal zaman serilerinin modellenmesinde GARCH modelinin zayıf yönlerini ortadan kaldırmak için Nelson (1991) tarafından EGARCH modeli geliştirilmiştir. EGARCH modelinde finansal piyasalarda oluşan aşağı ve yukarı yönlü hareketlerin finansal varlıkların gelecekteki oynaklığının öngörülebilirliği açısından aynı etkiye sahip olamama olasılığını göz önüne alınmaktadır (Çil Yavuz, 2015: 461). Koşullu varyans denklemini ifade etmenin çeşitli yolları bulunmaktadır; ancak en yaygın şekilde ifade edilebilen formülü ise denklem (4.43)'teki gibidir (Nelson, 1991: 347-370):

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[ \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (4.43)$$

EGARCH modelinin GARCH modeline göre bazı üstün yönleri bulunmaktadır. İlk olarak,  $\log(\sigma_t^2)$  modellenmesi sebebiyle parametreler negatif olsa dahi  $\sigma_t^2$  pozitif olacaktır. Bu nedenle, model parametrelerine yapay olarak negatif olmayan kısıtlamalar getirmeye gerek duyulmamaktadır. İkinci olarak, oynaklık ile getiri arasındaki ilişki negatifse  $\gamma$  negatif olacağından dolayı EGARCH formülasyonu altında asimetrilere izin verilebilmektedir. Birçok seri için kullanılabilen çok geniş bir dağılım ailesi olması sebebiyle Nelson (1991) çalışmasında oluşturduğu formülasyonda hatalar için Genelleştirilmiş Hataların Dağılımını kullanmaktadır. Ancak hesaplama kolaylığı ve



sezgisel yorumu sayesinde, EGARCH'ın neredeyse tüm uygulamalarında GED dağılımı yerine koşullu normal hataların kullanımı tercih edilmektedir (Brooks, 2008: 406).

#### 4.3.4.3. Glosten, Jagannathan ve Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans (GJR-GARCH) Modeli

GJR-GARCH modeli, Glosten vd. (1993) tarafından serilerdeki olası asimetrisi hesaba katmak için standart GARCH modeline ek bir terim eklenerek basit bir şekilde oluşturulan bir modeldir (Brooks, 2008: 405). Bu modelde, pozitif ve negatif yönlü beklenmeyen getirilerin koşullu varyans üzerinde farklı etkiler oluşturduğu ve borsa getirilerinin koşullu ortalamaları ile koşullu varyansları arasında negatif ilişkinin olduğu varsayımıyla hareket edilmektedir.

EGARCH modeli sunduğu avantajlara rağmen, modelin ampirik tahmini çok sayıda doğrusal olmayan algoritmalar içerdiğinden teknik olarak zordur. Ancak, GJR-GARCH modelini EGARCH modeli kadar avantajlar sunamasa da EGARCH modeline göre daha basit bir modeldir (Wang, 2007: 38). Genel bir GJR-GARCH modeli denklem (4.44)'teki gibi yazılabilir:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k e_{t-k}^2 d_{t-k} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4.44)$$

Denklem (4.44)'te yer alan kukla değişken ( $d_t$ ),  $e_t < 0$  olduğunda  $d_t = 1$ , diğer durumlarda da  $d_t = 0$  değerini almaktadır. Bu nedenle, asimetri parametresi  $\gamma$ ,  $d_t = 1$  değerini alması durumunda anlamlı olmaktadır. Bu modelde, iyi haberlerin ( $\varepsilon_t > 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi  $\alpha$  ile belirtilirken, kötü haberlerin ( $\varepsilon_t < 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi  $(\alpha + \gamma)$  şeklinde ifade edilmektedir. Ayrıca,  $\gamma$  parametresinin 0'a eşit olmaması durumunda, haberlerin oynaklık üzerindeki etkisi simetrik olmamakta,  $\gamma$  parametresinin 0'dan büyük olması durumunda ise kaldıraç etkisinden varlığından; diğer bir deyişle negatif haberlerin oynaklığı arttırdığı söylenebilir (Erer vd., 2016: 43).

### 4.3.5. Student t İle Çarpık Student t Dağılımları ve Pearson ( $\chi^2$ ) Uyum İyiliği Testi

Bu kısımda ilk olarak analizde kullanılan student t ve çarpık student dağılımlarından bahsedilmiş, daha sonra Pearson ( $\chi^2$ ) uyum iyiliği testiyle ilgili bilgiler verilmiştir.

#### 4.3.5.1. Student t İle Çarpık Student t Dağılımları

Finansal zaman serilerinin kalın kuyruklu özelliğine sahip olabileceği yönündeki ilk tespitler Mandelbrot (1963) ve Fama (1965), serilerin student t dağılımı özelliği taşıyabileceği yönündeki ilk tespitler ise Praetz (1972) ve Blattberg ve Gonedes (1974) tarafından yapılmıştır. Yüksek frekanslı finansal zaman serilerinin çoğunun kalın kuyruk özelliği taşıması nedeniyle Bollerslev (1987) student t dağılımının GARCH modelinde kullanılmasını tavsiye etmiştir. Normal dağılım gibi simetrik bir dağılım olan student t dağılımına ilişkin olabilirlik fonksiyonu denklem (4.45)'teki gibi hesaplanmaktadır (Bollerslev, 1987: 543; Çifter, 2010: 20):

$$l^{t-dist}(\theta) = T \left\{ \ln \Gamma \left( \frac{n+1}{2} \right) - \ln \Gamma \left( \frac{n}{2} \right) - \frac{1}{2} \ln [\pi(n-2)] \right\} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln h_t) + (1+n) \ln \left( 1 + \frac{\varepsilon_t^2}{n-2} \right) \quad (4.45)$$

Denklemden T gözlem sayısını,  $h_t$  değişen varyansı,  $\varepsilon_t$  hata terimini ve n serbestlik derecesini temsil etmektedir.

Normal dağılım göstermeyen finansal zaman serilerinin modellenmesinde kullanılan bir başka dağılım ise Fernandez ve Stell (1998) tarafından tavsiye edilen ve Lambert ve Laurent (2001) tarafından GARCH modelinde uygulanan çarpık student t dağılımıdır. Bu dağılımın diğer dağılımlara göre en önemli avantajı, hem serilerdeki asimetrikliği hem de kalın kuyruklu birliktede ele almasıdır. Çarpık student t dağılımında çarpıklığı belirleyen serbestlik derecesi (n) ve çarpıklık katsayısını ( $\xi$ ) temsil etmekte olup, çarpıklık katsayısı değiştikçe kalın kuyruklu özelliği değişmektedir. Çarpık student t dağılımındaki olabilirlik oranı ise denklem (4.46)'daki gibi hesaplanabilir (Lambert ve Laurent, 2001: 8; Çifter, 2010: 22):

$$l_{skewed-st} = T \left\{ \left\{ \ln \Gamma \left( \frac{n+1}{2} \right) - \ln \Gamma \left( \frac{n}{2} \right) - 0.5 \ln [\pi(n-2)] + \ln \left( \frac{2}{\xi + \frac{1}{\xi}} \right) + \ln(s) \right\} \right\}$$

$$= 0.5 \sum_{i=1}^T \left\{ \ln h_t^2 + (1+n) \ln \left[ 1 + \frac{(s\varepsilon+m)^2}{n-2} \xi^{-2t} \right] \right\} \quad (4.46)$$

Denklem (4.46)'da T gözlem sayısını,  $h_t^2$  varyansı, n serbestlik derecesini  $\Gamma$  gamma fonksiyonunu,  $\varepsilon_t$  hata terimini ve  $\xi$  çarpıklık parametresini temsil etmektedir.

#### 4.3.5.2. Pearson ( $\chi^2$ ) Uyum İyiliği Testi

Pearson ( $\chi^2$ ) Uyum İyiliği Testi, istatistiki modeller için beklenen ve gözlemlenen veri frekansları arasındaki farkları temel alarak oluşturulan bir testtir. Model tahminleri zaman içerisinde gerçekleştirilirken beklenen sınır dışı değerlerin oranı ile gözlemlenen değerlerin oranı arasında birtakım farklılıkların oluşması kuvvetle muhtemeldir. Oynaklık ve riske maruz değer modelleri için ki-kare uyum testinin kullanımında veriler teste tabi veri penceresi olarak da ifade edilen birtakım gruplara ayrılmaktadır. Örneğin, verinin k grubuna ayrıldığı ve her bir grubun içinde n adet gözlemin bulunduğu varsayıldığında, oynaklık ve riske maruz değer modellerine göre beklenen sınır dışı gözlem oranının  $p_i^0$  olması sebebiyle beklenen sınır dışı gözlem adedinin  $np_i^0$  olduğu görülür. Burada her grup içindeki sınır dışı gözlem adedinin  $n_i$  ile ifade edilmesi durumunda denklem (4.47)'deki gibi gözlemlenen ve beklenen frekanslar arasındaki farkın ki-kare istatistiği oluşturulabilir (Vlaar and Palm, 1997: 1-20; Çatal ve Albayrak, 2013: 5193):

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_{oi})^2}{np_{oi}}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.47)$$

Yukarıda oluşturulan test istatistiği asimtotik olarak bir serbestlik derecesiyle ki-kare dağılmaktadır.

#### 4.3.6. Kupiec LR (Likelihood Ratio-Olabilirlik Oranı) ve Expected Shortfall (ESF-Beklenen Kayıp) Testleri

Riske maruz değer (VaR), belirli bir dönemde ve belirli bir güven aralığında riskli bir varlığın ya da portföyün değerinde gerçekleşmesi muhtemel (potansiyel) kayıpları belirleyen bir ölçüdür. İstatistiki açıdan VaR, bir örneklem üzerinde hesaplanan “portföy zarar dağılımı” şeklinde ifade edilebilir. VaR yöntemi, ( $VaR_\alpha(X)$ )

100(1-  $\alpha$ ) % güven aralığı için şu şekilde ifade edilmektedir (Bozkuş, 2005: 28; Kaya ve Güloğlu, 2018: 25):

$$\text{VaR}_\alpha(X) = -\inf \{x | P[X \leq x] > \alpha\}^* \quad (4.48)$$

İşlem günlerinin yapıtaşları olan güven aralığı, elde tutma süresi, örneklem dönemleri, finansal varlık getirilerinin dağılımı ve portföy çeşitliliği kavramları riske maruz değer beş temel parametresini oluşturmaktadır. Basel II düzenlemelerine göre bankalar, riske maruz değerlerini % 95 ve % 99 güven aralığında ölçmekte ve piyasa risk düzeylerini belirleyebilmek için içsel riske maruz değer modellerini kullanmaktadır. Burada varlık getirilerinin normal dağıldığı varsayımıyla hareket edilmekte ve güven aralığı arttıkça riske maruz değer de artacağı kabul edilmektedir. Riske maruz değer üzerinde etkili olan ikinci parametre ise elde tutma süresidir. Elde tutma süresi piyasa riski ile doğru orantılı olup, süre uzadıkça beklenen fiyat değişikliği o kadar yüksek olacaktır. Basel komitesi riske maruz değer tahmininde elde tutma süresi olarak 10 günün alınmasını tavsiye etse de akademik literatürde 1 gün, 2 gün, 100 gün şeklinde elde tutma süreleri belirlenebilmektedir. Riske maruz değer parametrelerinden örneklem dönemi olarak Basel komitesi örneklem dönemini 250 iş gününü asgari süre olarak önermiştir. Diğer bir riske maruz değer parametresi ise finansal varlık getirilerinin dağılımıdır. Teoride riske maruz değer hesaplanırken her ne kadar getirilerin normal dağılıma uyduğu varsayımıyla hareket edilse de serilerin çarpık ve basıklık değerlerinin dönemsel açıdan tutarlı olmamasından dolayı pratikte serilerin normal dağılıma sahip olması beklenmemektedir. Riske maruz değer parametrelerinin sonuncusu ise portföy çeşitliliğidir. Yatırımcılar, portföylerini oluştururken çeşitlendirme yaparak risklerini azaltma imkânı bulmaktadırlar. Bu aşamada ise yatırımcılar, Markowitz tarafından ortaya atılan “Ortalama Varyans Modeli”ni tercih etmektedirler (Yıldırım ve Çolakyan, 2014:7-8).

Literatürde VaR parametrik, Monte Carlo Simülasyonu ve tarihi veriler yöntemleri olmak üzere üç temel hesaplama yöntemi ile hesaplanabilmektedir. Parametrik yöntemin temelinde, belirli bir dağılım varsayımı vardır ve finansal kurumlar genellikle varyans kovaryans yöntemi kullanarak normal dağılım varsayımıyla riske maruz değerlerini hesaplamaktadır. Monte Carlo Simülasyonu yönteminde portföy fiyatlandırma sürecinin belirli bir model izlediği varsayımıyla hareket edilmektedir. Bu

yöntemle asimptotik doğru VaR değerinin hesaplanabilmesi mümkündür. Tarihi veriler yönteminde ise örneklemin benzer olduğu ve bağımsız dağılıma sahip olduğu düşüncesiyle hareket edilmektedir. Bu yöntemde tarihi verilerden yardımıyla deneysel dağılım oluşturularak VaR tahminlemesi gerçekleştirilmektedir (Bozkuş, 2005: 29). Bu açıdan, klasik bir VaR modelinde  $\alpha$  kantilinin VaR değeri uzun ve kısa işlem pozisyonları için student dağılımı altında denklem (4.49) ile (4.50) ve çarpık student t dağılımı altında ise denklem (4.51) ve (4.52)'deki gibi tahmin edilmektedir:

Student t dağılımı altında;

$$VaR_{long} = \mu_t - st_{\alpha,v} \sigma_t \quad (4.49)$$

$$VaR_{short} = \mu_t + st_{\alpha,v} \sigma_t \quad (4.50)$$

Çarpık student t dağılımı altında;

$$VaR_{long} = \mu_t - skst_{\alpha,v} \sigma_t \quad (4.51)$$

$$VaR_{short} = \mu_t + skst_{\alpha,v} \sigma_t \quad (4.52)$$

Bu denklemlerde  $\mu_t$  ve  $\sigma_t$  t-1 zamanında tahmin edilen koşullu ortalama ve koşullu varyansları  $st_{\alpha,v}$  ve  $skst_{\alpha,v}$  ise sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarına göre sağ ve sol kantil değerlerini temsil etmektedir (Demireli, 2010: 221). Literatürde bir finansal varlığın riske maruz değeri hesaplandıktan sonra VaR değerlerinin doğruluğunu test etmek amacıyla Kupiec LR (1995) ve Christoffersen (1998) gibi geriye yönelik testlerden faydalanılmaktadır. Kupiec (1995) tarafından geliştirilen koşulsuz kapsama testi, VaR modellerinin gerçek riski yeterli ölçüde tahminleyip tahminlemediğini ortaya koymak amacıyla yoğun olarak kullanılmaktadır (Evcı ve Kandır, 2015: 60). Bu testte başarısızlık oranı, aşım (kayıp) sayısının örneklem büyüklüğüne oranı (öngörülen VaR değerini aşan (ya da VaR değerinin altında kalan) pozitif (ya da negatif) getiri sayısının toplam örneklem büyüklüğüne oranı) şeklinde hesaplanmaktadır. Bu ölçüme VaR ihlallerinin oranı adı da verilmektedir. Burada VaR ihlali, öngörülen VaR değerinden daha büyük bir piyasa getirisinin oluşumudur. Uzun işlem pozisyonları için başarısızlık oranı, “  $f_1$  ” 1 günlük elde tutma süresi (one-day-ahead) VaR tahmininden daha küçük negatif getirilerin yüzdesi olarak denklem (4.53)'teki gibi tanımlanabilir:

$$f_l \frac{y}{T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I[r_t < VaR_t(\alpha)] \quad (4.53)$$

Denklem (4.53)'teki ifadelerle paralel olarak, kısa işlem pozisyonları için “ $f_s$ ” başarısızlık oranı, 1 günlük elde tutma süresi (one-day-ahead) VaR tahmininden daha büyük pozitif getiri yüzdesi şeklinde denklem (4.54)'teki gibi tanımlanabilir:

$$f_s \frac{y}{T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I[r_t > VaR_t(\alpha)] \quad (4.54)$$

Denklem (4.53) ve (4.54)'te verilen bilgiler doğrultusunda Kupiec LR testine ilişkin LR istatistikleri denklem (4.55)'teki gibi hesaplanabilir:

$$LR = -2 \ln[(1 - \alpha)^{T-y} \alpha^y] + 2 \ln[(1 - f)^{T-y} f^y] \sim \chi^2 \quad (4.55)$$

Denklem (4.55)'te  $f$  başarısızlık oranını,  $y$  VaR ihlallerinin sayısını (aşım (kayıp) sayısı),  $\alpha$  kantil değerlerini  $(1 - \alpha)$  güven aralığını temsil etmektedir. Bu testte başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi  $f=\alpha$  şeklinde ifade edilmekte olup,  $p$  olasılık değerlerinin anlamlılık durumuna göre  $H_0$  hipotezi kabul edilebilir ya da kabul edilemez (Mighri ve Mansouri, 2014: 426).

Çekici bir risk ölçütü olmakla birlikte VaR'ın bazı dezavantajları vardır. Artzner vd. (1999)'ne göre bu dezavantajlardan biri, tutarlı bir risk ölçüsü olmamasıdır. Tutarlı bir risk ölçüsü değişmezlik, mutlak maliyet avantajı, tekdüzelik ve pozitif türdeşlik olmak üzere dört özelliğe sahip olmalıdır. VaR aşırı olayları tanımlayabilir. Ancak, “bir portföy üzerindeki toplam riskin asla bireysel risklerin toplamını geçmemesi gerekir” anlamına gelen bir ek maddeye ihtiyaç duymamaktadır. Bu dezavantajla başa çıkmak için “Beklenen Kayıp” bir risk ölçüsü olarak kullanılabilir. Beklenen kayıp, kuyruk VaR veya koşullu VaR olarak da bilinmektedir. VaR yönteminin özelliklerini kuyruktaki getirilerin dağılımı hakkında daha fazla bilgi ile birleştirmektedir. Scaillet (2004), ESF ölçümünün, kaybın VaR'dan daha büyük olduğu göz önüne alındığında, kaybın beklenen değerini tahmin etmek için kullanılabileceğini denklem (4.56)'da göstermektedir (Scaillet, 2004: 115-129; Artzner vd. 1999:203-228):

$$ESF_t = E(|L_t| > |VaR_t|) \quad (4.56)$$

Beklenen Kayıp testinde, ESF1 ve ESF2 olmak üzere iki test istatistiği sunulmaktadır. Hendricks (1996) ESF1 istatistiğini, VaR üzerindeki kayıpların aşırı

değeri ve ESF 2 istatistiğini ise VaR düzeyini aşan beklenen kayıp değeri/ VaR Değeri şeklinde tanımlamıştır (Kaya ve Güloğlu, 2018: 36).

#### 4.3.7. Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Testi

Varyansta nedensellik (oynaklık yayılımı) analizlerinde kullanılan Cheung ve Ng (1996) ve Hong (2001) testleri, tek değişkenli GARCH modellerinden elde edilen standart çapraz korelasyon fonksiyonlarına dayanmaktadır. Ancak, Hafner ve Herwartz (2006) çalışmalarında Portmanteau testine dayanan çapraz korelasyon fonksiyonunun (CCF) oynaklık süreçleri aşırı basık (leptokurtic) olduğunda küçük ve orta büyüklükteki örneklem için yetersiz olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bu nedenle, söz edilen modellere alternatif olarak LM (Lagrange Multiplier) prensibine dayanan aşağıdaki modeli önermişlerdir (Hafner ve Herwartz, 2006: 138-140; Kamışlı vd., 2016: 340):

$$H_0: Var(\varepsilon_{it} | F_{t-1}^{(j)}) = Var(\varepsilon_i | F_{t-1}) \quad j=1, \dots, N, i \neq j \quad (4.57)$$

Buradaki  $F_t^{(j)} = F_t \setminus \sigma(\varepsilon_{j\tau}, \tau \leq t)$  ve  $\varepsilon_{it}$  ifadeleri oynaklık modelinden gelen hata terimleridir. Bu testte öncelikle tek değişkenli oynaklık modeli tahmin edilmektedir. Sıfır hipotezi, “değişkenler arasında varyansta nedensellik bulunmamaktadır” şeklinde ifade edilmektedir. Serilerin durağan olması şartıyla aşağıdaki model ile  $H_0$  hipotezi test edilmektedir:

$$\varepsilon_{it} = \xi_{it} \sqrt{\sigma_{it}^2 g_t}, \quad g_{it} = 1 + z'_{jt} \pi, \quad z_{jt} = (\varepsilon_{jt-1}^2, \sigma_{jt-1}^2)', \quad (4.58)$$

Burada  $\sigma_{it}^2$  koşullu varyansı temsil etmektedir ve  $\sigma_{it}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i \sigma_{it-1}^2$  'dir.  $\xi_{it}$  ise oynaklık modelinin standartlaştırılmış artıklarıdır. Bu denklemde  $H_0: \pi = 0$  “Varyansta nedensellik bulunmamaktadır” hipotezi  $H_1: \pi \neq 0$  “Varyansta nedensellik bulunmaktadır” hipotezine karşı sınanmaktadır.  $\varepsilon_{it}$  'nin Gaussian log-likelihood fonksiyonu ise  $x_{it} = (\xi_{it}^2 - 1)/2$  şeklinde ifade edilmektedir. Bu fonksiyonda  $x_{it}$  'nin değeri  $x_{it} = \sigma_t^{-2} (\partial \sigma_t^2 / \partial \theta_i)$  ve  $\theta_i$  'nin değeri  $\theta_i = (\omega_i, \alpha_i, \beta_i)$  şeklinde tanımlanmaktadır. Değişkenler arasındaki oynaklık yayılımı olup olmadığı ise aşağıdaki LM testine göre araştırılmaktadır:

$$\lambda_{LM} = \frac{1}{4T} \left( \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1) z'_{jt} \right) V(\theta_i)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1) z_{jt} \right) \quad (4.59)$$

Bu denklemde  $V(\theta_i)$  'nin değeri şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$V(\theta_i) = \frac{K}{4T} \left( \sum_{t=1}^T z_{jt} z'_{jt} - \sum_{t=1}^T z_{jt} x'_{it} \left( \sum_{t=1}^T x_{it} x'_{it} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} z'_{jt} \right) \quad (4.60)$$

$$K = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1)^2 \quad (4.61)$$

Bu denklemde  $z'_{jt}$  yanlış belirleme (misspecification) göstergesidir. Bu denklemde bu göstergeden iki adet olması nedeniyle test istatistiği 2 serbestlik derecesiyle  $\chi^2$  dağılımını ifade etmektedir. Hafner ve Herwartz (2006) testinde ilk olarak,  $\varepsilon_{it}$  ve  $\varepsilon_{jt}$  hata terimlerinin elde edilmesi için oynaklık modeli tahmin edilmekte, ikinci olarak,  $\xi_{it}$  standartlaştırılmış artıklar ve  $x_{it}$  türevleri elde edilmektedir. Üçüncü olarak, oynaklık modelinin varyansı  $\sigma_{jt}^2$ ,  $z_{jt}$  ifadesi kullanılarak hesaplanmaktadır. Bu işlemin ardından,  $\xi_{it}^2 - 1$  terimi  $x'_{it}$  ve  $z'_{jt}$ 'deki yanlış belirleme göstergesi üzerine indirgenmektedir. Bu işlemde elde edilen  $R^2$  değeri ile gözlem sayısı (T) çarpılarak  $\lambda_{LM}$  değeri hesaplanmaktadır (Yılmaz ve Altay, 2016: 667).

#### 4.4. ARAŞTIRMANIN BULGULARI

Bu kısımda, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke endekslerinde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmış, bu doğrultuda ilk olarak gelişmiş ülke endekslerine ilişkin araştırma bulgularına yer verilmiştir.

##### 4.4.1. Gelişmiş Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular

Bu kısımda, S&P 500, Tayvan Ağırlıklı, Hang Seng, Nikkei 225, FTSE 100 Endeksleri'ne ilişkin araştırma bulguları sırasıyla sunulmuştur.

###### 4.4.1.1. ABD-S&P 500 Endeksi'ne İlişkin Bulgular

Gelişmiş ülkeler üzerindeki araştırmaya S&P 500 Endeksi'yle başlanmış, bu doğrultuda ilk olarak ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 1'de sunulmuştur.



Tablo 4.1: ABD-S&amp;P 500 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

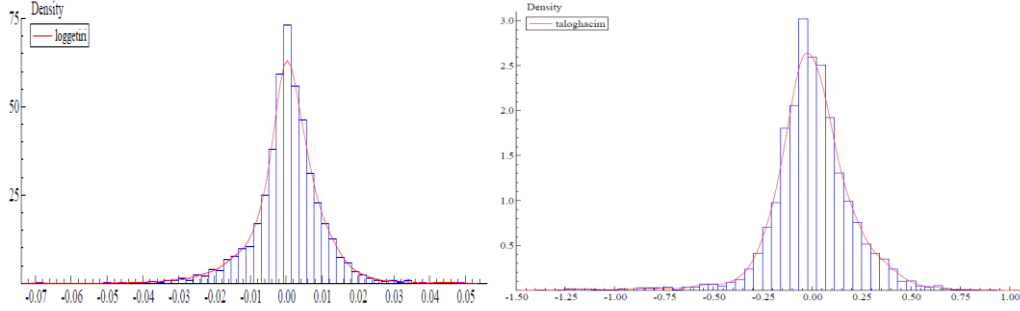
	<b>Lgtr</b>	<b>Tlcm</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2429	2429
<b>Ortalama</b>	0.000385	4.48e-05
<b>Medyan</b>	0.000574	-0.004344
<b>Maksimum</b>	0.048403	0.898975
<b>Minimum</b>	-0.068958	-1.374357
<b>Standart Sapma</b>	0.009415	0.204689
<b>Çarpıklık</b>	-0.488604	-0.873908
<b>Basıklık</b>	7.517636	9.077982
<b>Jarque-Bera</b>	2162.212	4048.002
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.00000	0.00000
<b>Q (50)</b>	121.23*** [0.0000]	4475.2*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	1794.7*** [0.0000]	1831.4*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	53.67073*** [0.0000]	93.67013*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	27.53746*** [0.0000]	47.57231*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	12.07776*** [0.0000]	20.40744*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlcm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4.1 incelendiğinde, her iki seri için örneklem ortalaması pozitif; ancak lgtr serisi için sıfıra oldukça yakınken tlcm serisi için oldukça uzak olduğu söylenebilir. Ayrıca, tlcm serisinin standart sapmasının lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Finansal zaman serileri analizinde serilerin çarpıklık ve basıklık ölçüleri, serilerin dağılımı hususunda bilgi vermektedir. Basıklık, normal dağılım eğrisinin ne kadar dik ya da basık olduğunu göstermekte, basıklık katsayısının pozitif olması eğrinin normale göre daha dik, negatif olması ise normale göre daha basık olduğuna işaret etmektedir. Araştırmada, her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, normal dağılım gösteren serilerin çarpıklık değerleri 0'a, basıklık değerleri ise 3'e eşit olmalıdır. Her iki serinin basıklık ve çarpıklık değerleri incelendiğinde, serilerin normal dağılmadığına yönelik ipuçları elde edilmektedir. Şöyle ki her iki serinin çarpıklık değerleri negatif olduğu için sola çarpık olduğu ve negatif asimetri gösterdiği, basıklık değerlerinin 3'ten büyük olduğu için de serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığı görülmektedir. Ancak, söz konusu kalın kuyruk problemi tlcm serisinde lgtr serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo

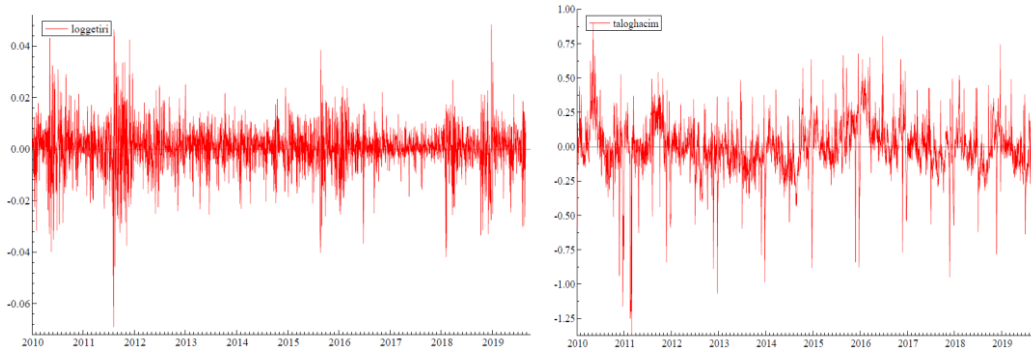
4.1’de görülmektedir. Her iki seri için Grafik 4.1’de sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

**Grafik 4.1: ABD-S&P 500 Endeksi’nin Lgtr ve Tlhm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50’si sağda ve % 50’si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0’dan uzak ve negatif ve basıklık değerlerinin 3’ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, serilerin sola çarpık ve aşırı sivri olması, kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle “seriler normal dağılmaktadır” hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden bir göstergedir. Grafik 4.2’de serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.2: ABD-S&P 500 Endeksi’nin Lgtr ve Tlhm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum S&P 500 Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri ilgili seriler ve karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılması gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.2'de sunulmuştur.

**Tablo 4.2: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	1.0734155 (9.3979719)	1.0417773 (9.3979719)	-436.52786 (-47.225091)	0.033838590 (0.10255561)	-14.771487 4.8464383)	08.08.2011 07.11.2012 29.06.2015 24.06.2016 05.02.2018
<b>Tlhc</b>	1.8579724 (9.4353366)	1.6610961 (9.4353366)	-275.06464 (-47.613170)	0.042634739 (0.10241769)	-11.727309 (-4.8601150)	02.03.2011 16.02.2012 21.06.2013 27.11.2015 24.11.2017

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu

anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.3'te sunulmuştur.

**Tablo 4.3: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları**

	<b>Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli</b>	<b>Tlhcın Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli</b>
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (1,1)</b>	<b>ARMA(0,1)</b>
<b>C</b>	0.000384989** (0.0001863) [0.0390]	-0.000103035 (0.005192) [0.9840]
<b>AR (1)</b>	0.741558*** (0.1500) [0.0000]	-
<b>MA (1)</b>	0.702198*** (0.1591) [0.0000]	0.435709*** (0.01507) [0.0000]
<b>AIC</b>	-6.49357216	-0.608233178
<b>LL</b>	7890.44338	741.699195
<b>Çarpıklık</b>	-0.49820	-0.85125
<b>Basıklık</b>	4.2440	6.4751
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	1923.4*** [0.0000]	4536.6*** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	628.69*** [0.0000]	849.66*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	109.43*** [0.0000]	1693.5*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	49.774*** [0.0000]	43.748 *** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	25.522*** [0.0000]	22.648 *** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	11.350*** [0.0000]	10.289*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcın ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca ARMA modelinin tahmininde en çok olabilirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4.3 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin % 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Ayrıca, normallik ve asimptotik test istatistikleri ile çarpıklık ve basıklık sonuçları modellere ilişkin bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığına, artıkların normalden daha dik (sivri) dağıldığına, artıkların negatif asimetri gösterdiğine ve artıklarda kalın kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Ljung Box Q test

sonuçları ise her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğini göstermektedir. Son olarak, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.4'te sunulmuştur.

**Tablo 4.4: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
20.01.2010	03.05.2010	-
22.01.2010	16.07.2010	-
03.02.2010	03.08.2011	-
03.05.2010	18.11.2011	-
-	20.12.2011	-
-	19.08.2015	-
<b>TlhcM Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
22.01.2010	21.12.2010	-
-	17.02.2011	-
-	02.03.2011	-

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.

Tablo 4.4 incelendiğinde, Inclant-Tiao'nun ICSS algoritması, Lgtr serisi için 2010'un Ocak, Şubat ve Mayıs aylarına ilişkin 4 yapısal kırılma, tlhcM serisi için ise sadece 2010'un Ocak ayına ilişkin 1 kırılma göstermiştir. Ayrıca kappa-1 algoritması ise Lgtr serisi için 6, tlhcM serisi için ise 3 yapısal kırılma ortaya koymuş, kappa-2 algoritmasıyla ise serilerin varyansında yapısal kırılma tespit edilememiştir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan Kappa 2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da serilerin varyansında herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememesi nedeniyle öncelikle yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın serilere ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student

t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda en uygun model seçiminde geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp testleri (ESF1 ve ESF2) uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgular Tablo 4.5, Tablo 4.6, Tablo 4.7, Tablo 4.8 ve Tablo 4.9’da ve tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.10, Tablo 4.11, Tablo 4.12, Tablo 4.13 ve Tablo 4.14’te sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.5: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları**

Model Parametreleri	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)		ARMA(1,1)-GJR-GARCH(1,1)	
	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
C (M)	0.000711*** (0.000100) [0.0000]	0.0006889*** (5215e-005) [0.0000]	0.000650*** (0.00012635) [0.0000]	0.000416*** (0.00013561) [0.0022]
AR(1)	0.954068*** (0.018588) [0.0000]	0.821288*** (0.092675) [0.0000]	0.764227** (0.31059) [0.0139]	0.646398* (0.27339) [0.0181]
MA(1)	-0.981431*** (0.011888) [0.0000]	-0.884979*** (0.075795) [0.0000]	-0.792296*** (0.29758) [0.0078]	-0.686263*** (0.26329) [0.0092]
C (V) x 10 <sup>6</sup>	2.383781*** (0.63685) [0.0002]	2.035715*** (0.60114) [0.0007]	3.181660*** (0.70349) [0.0000]	3.180227*** (0.59374) [0.0000]
ARCH(Alpha1)	0.170504*** (0.025422) [0.0000]	0.144867*** (0.023116) [0.0000]	0.035962** (0.015474) [0.0202]	0.033636*** (0.014171) [0.0177]
GARCH(Beta1)	0.821051*** (0.022823) [0.0000]	0.840233*** (0.023525) [0.0000]	0.834953*** (0.022784) [0.0000]	0.840342*** (0.019475) [0.0000]
GJR(Gamma1)	-	-	0.325401*** (0.049423) [0.0000]	0.316303*** (0.048314) [0.0000]
$S_T$	4.769277*** (0.47801) [0.0000]	-	5.248573*** (0.583689) [0.0000]	-
$SS_T$	-	5.3215*** (0.58456) [0.0000]	-	5.811227*** (0.67507) [0.0000]
ln(k)	-	-0.143516*** (0.033671) [0.0000]	-	-0.150823 (0.028234) [0.0000]
LL	8348.685	8358.203	8396.423	8410.810
AIC	-6.868411	-6.875425	-6.906895	6.917916
SIC	-6.851710	-6.856338	-6.887808	-6.896443
Q(50)	59.7080 [0.1197]	70.7286** [0.0180]	64.7908* [0.0533]	64.3715* [0.0572]
Q <sup>2</sup> (50)	33.1140 [0.9497]	34.4311 [0.9295]	28.0621 [0.9904]	27.4392 [0.9925]
ARCH(10)	0.82470 [0.6048]	0.84719 [0.5829]	0.55313 [0.85028]	0.52975 [0.8702]
ARCH(20)	0.95272 [0.5186]	1.0045 [0.4529]	0.62832 [0.8946]	0.61195 [0.9071]
ARCH(50)	0.64614 [0.9745]	0.65633 [0.9703]	0.54396 [0.9963]	0.52779 [0.9974]
Pearson (40)	104.0753*** [0.0000]	72.8526*** [0.0000]	75.7839*** [0.0000]	63.6307*** [0.0003]
Pearson (50)	105.1910*** [0.0000]	76.2902*** [0.0006]	98.9333*** [0.0000]	63.6513** [0.0100]
Pearson (60)	118.5422*** [0.0000]	91.2223*** [0.0004]	103.6719*** [0.0000]	81.8875*** [0.0031]

Tablo 4.5'in Devamı

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, S<sub>T</sub> ve SS<sub>T</sub> sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini, Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.5 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin negatif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. Serilerdeki oynaklık kalıcılığı GARCH modelindeki ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamıyla elde edilebilir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,9916 ve çarpık student t için; 0,9851) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.5'ten elde edilen diğer bir bulguya göre ise tüm modellere ilişkin Pearson uyum iyiliği test istatistiklerinin 40, 50 ve 60 hücrede % 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Ancak, her iki modele göre, farklı hücrelerde çarpık student dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin student t dağılımına ilişkin istatistiklerden daha küçük olması nedeniyle çarpık student t dağılımına göre GARCH ve GJR-GARCH modellerinin student t dağılımına göre oluşturulan modellerden daha iyi performans sergilediği söylenebilir. Bu nedenle, en uygun model seçiminde bulunmak amacıyla her iki model için çarpık student t dağılımı temel alınarak riske maruz değer yöntemlerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara Tablo 4.6, Tablo 4.7, Tablo 4.8 ve Tablo 4.9'da sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.6: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

<b>Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Test Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (<math>\alpha</math>)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.95470	0.69914	0.40307	0.018609	1.2843
0.9750	0.97804	0.57452	0.44847	0.021422	1.2266
0.9900	0.99039	0.022821	0.87992	0.023987	1.1098
0.9950	0.99794	3.2594*	0.071014	0.027244	1.1417
0.9975	0.99863	0.88876	0.34581	0.019664	1.0570
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (<math>\alpha</math>)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.065202	6.4965**	0.010809	-0.020222	1.4481
0.0250	0.037062	7.5910***	0.0058659	-0.023481	1.2890
0.0100	0.013727	1.8312	0.17599	-0.027589	1.1602
0.0050	0.0034317	0.80980	0.36818	-0.036497	1.0854
0.0025	0.00068634	2.7045	0.10007	-0.049002	1.0452
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.					

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9950  $\alpha$  değeri için ve uzun pozisyonda 0,0500 ve 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.



**Tablo 4.7: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.97016	9.6661***	0.0018770	0.015275	1.2599
0.9750	0.98663	6.4705**	0.010968	0.016260	1.2224
0.9900	0.99486	2.8156*	0.093350	0.017101	1.1658
0.9950	0.99794	2.1769	0.14010	0.017628	1.1595
0.9975	0.99897	1.0863	0.29729	0.013276	1.0701
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.053498	0.24503	0.62059	-0.016719	1.5635
0.0250	0.032922	2.2793	0.13111	-0.018919	1.3906
0.0100	0.011317	0.16332	0.68612	-0.021662	1.3781
0.0050	0.006173	0.25000	0.61708	-0.022604	1.3268
0.0025	0.003086	0.12466	0.72403	-0.026585	1.3681

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.8: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95333	0.34728	0.55566	0.017699	1.3227
0.9750	0.97666	0.16929	0.68074	0.019905	1.2740
0.9900	0.99039	0.022821	0.87992	0.021817	1.2140
0.9950	0.99382	0.37736	0.53902	0.023648	1.1331
0.9975	0.99725	0.034081	0.85354	0.020148	1.0595
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.053535	0.37497	0.54031	-0.020739	1.4078
0.0250	0.030885	1.9285	0.16492	-0.023801	1.2550
0.0100	0.010981	0.13739	0.71089	-0.023516	1.1600
0.0050	0.0041181	0.24244	0.62245	-0.022344	1.1021
0.0025	0.00068634	2.7045	0.10007	-0.028583	1.0571

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.9: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.98045	24.450	7.6269e-007	0.016732	1.1762
0.9750	0.99383	20.167	7.0985e-006	0.020471	1.2116
0.9900	0.99794	9.1776***	0.0024499	0.017781	1.1359
0.9950	0.99897	4.5733**	0.032474	0.013581	1.0094
0.9975	1.0000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.022634	19.085	1.2500e-005	-0.014480	1.6321
0.0250	0.011317	9.3490***	0.0022311	-0.018146	1.5190
0.0100	0.0030864	6.4334**	0.011200	-0.017709	1.7305
0.0050	0.0020576	2.1769	0.14010	-0.016463	1.6810
0.0025	0.0020576	0.081214	0.77566	-0.016463	1.3992

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0250 ve 0,0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıpların sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örnekleme en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Lgtr serisine ilişkin oynaklık modellemeleri ve riske maruz değer bulguları açıklandıktan sonra tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.10, Tablo 4.11, Tablo 4.12, Tablo 4.13 ve Tablo 4.14'te sırasıyla yer verilmiştir.

Tablo 4.10: TlhcM Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları

Model Parametreleri	ARMA(0,1)-GARCH(1,1)		ARMA(0,1)-GJR-GARCH(1,1)
	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı
C (M)	-0.004286 (0.0043583) [0.3255]	0.002929 (0.0059137) [0.6204]	-0.004558 (0.0043723) [0.2973]
MA(1)	-0.981431*** (0.013466) [0.0000]	0.410044*** (0.013547) [0.0000]	-0.411357*** 0.013423 [0.0000]
C (V)	0.005838*** (0.00086906) [0.0000]	0.005972*** (0.00089111) [0.0000]	0.005741*** (0.00084624) [0.0000]
ARCH(Alpha1)	0.347367*** (0.043413) [0.0000]	0.351967*** (0.043429) [0.0000]	0.378996*** (0.047451) [0.0000]
GARCH(Beta1)	0.507370*** (0.042855) [0.0000]	0.499457*** (0.042755) [0.0000]	0.516494*** (0.042950) [0.0000]
GJR(Gamma1)	-	-	-0.085516* (0.044107) [0.0526]
$S_T$	4.526154*** (0.40907) [0.0000]	-	4.534787*** (0.41154) [0.0000]
$SS_T$	-	4.546884*** (0.41416) [0.0000]	-
ln(k)	-	0.080055*** (0.041321) [0.0528]	-
LL	1137.908	1140.671	1139.21
AIC	-0.931995	-0.933447	0.932242
SIC	-0.917680	-0.916746	-0.915541
Q(10)	599.435*** [0.0000]	610.492*** [0.0000]	692.896*** [0.0000]
Q <sup>2</sup> (10)	9.85361 [0.2754]	9.41006 [0.30889]	9.83854 [0.2765]
ARCH(5)	0.78923 [0.5573]	0.74980 [0.6862]	0.76183 [0.5773]
ARCH(10)	1.0073 [0.4345]	0.96055 [0.4760]	0.99864 [0.4421]
Pearson (40)	63.8613*** [0.0010]	59.9420*** [0.0019]	68.9004*** [0.0001]
Pearson (50)	67.6035*** [0.0096]	57.3112* [0.0578]	63.6101** [0.0172]
Pearson (60)	83.3178*** [0.0049]	85.2939*** [0.0024]	87.9123*** [0.0013]

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini,  $S_T$  ve  $SS_T$  sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini, Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.10 incelendiğinde, sabit terimler hariç ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen

varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması tlhcm serisinin pozitif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,854737 ve çarpık student t için; 0,851424) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle lgr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, tlhcm serisinde kaldıraç etkisinin olduğu; diğer bir deyişle negatif haber ve gelişmelerin işlem hacmi oynaklığını pozitif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.10'dan elde edilen diğer bir bulguya göre ise tüm modellere ilişkin Pearson uyum iyiliği test istatistiklerinin 40, 50 ve 60 hücrede istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Ancak, çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinde 40 ve 50 hücrede çarpık student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği test istatistikleri student t dağılımına ilişkin istatistiklerden küçükken, 60 hücrede söz konusu durum tersine dönmüştür. Bu nedenle, en uygun model seçiminde bulunmak amacıyla GARCH modeli için hem student t hem de çarpık student t dağılımları ile GJR-GARCH modeli için ise student t dağılımı temel alınarak riske maruz değer yöntemlerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara Tablo 4.11, Tablo 4.12, Tablo 4.13 ve Tablo 4.14'te sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.11: Tlhcın Serisi İçin ARMA(0,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94441	0.92764	0.33548	0.34184	1.3781
0.9750	0.97529	0.0051054	0.94304	0.41783	1.3072
0.9900	0.98970	0.012696	0.91029	0.44952	1.1702
0.9950	0.99657	0.80980	0.36818	0.48758	1.0857
0.9975	1.0000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.039121	3.9108**	0.047978	-0.45448	1.5937
0.0250	0.019904	1.6671	0.19665	-0.62848	1.6328
0.0100	0.012354	0.75882	0.38370	-0.71526	1.5052
0.0050	0.0068634	0.91044	0.34000	-0.84301	1.5385
0.0025	0.0054907	3.8864**	0.048678	-0.84503	1.3977
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94647	0.37497	0.54031	0.34414	1.3588
0.9750	0.97735	0.34090	0.55931	0.43576	1.3001
0.9900	0.99108	0.17731	0.67369	0.46420	1.1581
0.9950	0.99725	1.7813	0.18200	0.46654	1.0690
0.9975	1.0000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.040494	2.9560*	0.085557	-0.45077	1.6092
0.0250	0.020590	1.2355	0.26633	-0.61691	1.6525
0.0100	0.013040	1.2416	0.26515	-0.74343	1.5191
0.0050	0.0075498	1.6452	0.19961	-0.82042	1.5313
0.0025	0.0061771	5.5868**	0.018097	-0.84920	1.3936

Tlhcın, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda 0,0500 ve 0,0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student

dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda 0,0500 ve 0,0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.12: TlhcM Serisi İçin ARMA(0,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94444	0.61058	0.43457	0.37368	1.4824
0.9750	0.97428	0.020491	0.88617	0.47797	1.5057
0.9900	0.98354	3.4300*	0.064023	0.49128	1.2980
0.9950	0.99074	2.8291*	0.092570	0.53208	1.1778
0.9975	0.99794	0.081214	0.77566	0.70533	1.3853
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.025720	14.561***	0.00013572	-0.44716	1.5368
0.0250	0.013374	6.4705**	0.010968	-0.60932	1.5385
0.0100	0.0082305	0.32717	0.56733	-0.77900	1.4118
0.0050	0.0051440	0.0040150	0.94948	-0.78654	1.3505
0.0025	0.0030864	0.12466	0.72403	-0.82855	1.2731
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94547	0.40785	0.52306	0.37275	1.4871
0.9750	0.97325	0.11930	0.72979	0.46768	1.4776
0.9900	0.98251	4.5022**	0.033852	0.48440	1.2694
0.9950	0.99486	0.0040150	0.94948	0.54785	1.3106
0.9975	0.99794	0.081214	0.77566	0.70533	1.3699
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.024691	15.982	6.3938e-005	-0.45573	1.5642
0.0250	0.012346	7.8253***	0.0051520	-0.63730	1.5916
0.0100	0.0082305	0.32717	0.56733	-0.77900	1.4282
0.0050	0.0051440	0.0040150	0.94948	-0.78654	1.3822
0.0025	0.0030864	0.12466	0.72403	-0.82855	1.3134

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900, 0,9950  $\alpha$  değerleri için ve uzun pozisyonda 0,0500 ve 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900  $\alpha$  değeri için ve uzun pozisyonda 0,0250  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, en az kayıp değerine sahip olan çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinin student t dağılımına göre GARCH modelinden daha iyi performans gösterdiği söylenebilir.

**Tablo 4.13: Tlhem Serisi İçin ARMA(0,1)-GJRGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94715	0.24450	0.62097	0.34221	1.3830
0.9750	0.97666	0.16929	0.68074	0.40661	1.3106
0.9900	0.99108	0.17731	0.67369	0.46420	1.1870
0.9950	0.99725	1.7813	0.18200	0.46654	1.1064
0.9975	1.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.041867	2.1427	0.14325	-0.46218	1.5652
0.0250	0.020590	1.2355	0.26633	-0.61691	1.6256
0.0100	0.013040	1.2416	0.26515	-0.74343	1.4910
0.0050	0.0068634	0.91044	0.34000	-0.84301	1.5499
0.0025	0.0054907	3.8864**	0.048678	-0.84503	1.4098

Tlhem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda 0,0025  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir.



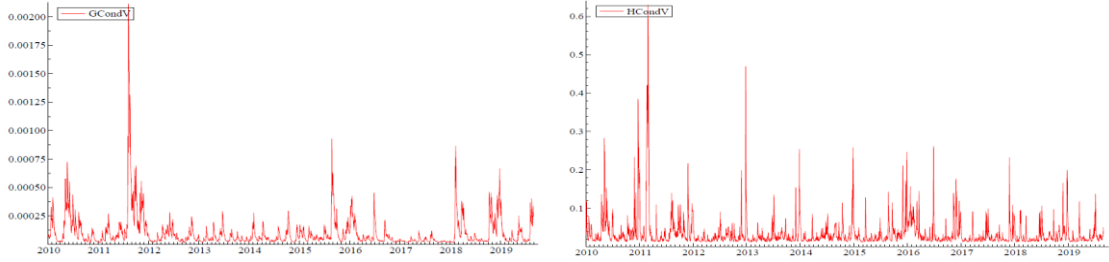
**Tablo 4.14: Tlhem Serisi İçin ARMA(0,1)-GJRGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94856	0.042071	0.83748	0.37609	1.5021
0.9750	0.97531	0.0038140	0.95076	0.45695	1.5055
0.9900	0.98354	3.4300*	0.064023	0.49128	1.2795
0.9950	0.99280	0.83294	0.36142	0.50575	1.2172
0.9975	0.99794	0.081214	0.77566	0.70533	1.3542
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.024691	15.982	6.3938e-005	-0.45573	1.5714
0.0250	0.014403	5.2718**	0.021673	-0.58589	1.5018
0.0100	0.0082305	0.32717	0.56733	-0.77900	1.4032
0.0050	0.0061728	0.25000	0.61708	-0.78667	1.2774
0.0025	0.0030864	0.12466	0.72403	-0.82855	1.2498

Tlhem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900  $\alpha$  değeri için, uzun pozisyonda ise 0,0250  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıpların sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örneklemde en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Yapılan analizler doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerine ilişkin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.3'te yer verilmiştir.

**Grafik 4.3: ABD-S&P 500 Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri**



Son olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serileri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.15'te sunulmuştur.

**Tablo 4.15: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	1.863	0.3940
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	11.670***	0.0029
*** % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.		

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 1 anlamlılık düzeyinde işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ancak, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğuna dair (hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu dair) herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.

S&P 500 Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra diğer bir gelişmiş ülke endeksi olan Tayvan Ağırlıklı Endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### 4.4.1.2. Tayvan Ağırlıklı Endeksi'ne İlişkin Bulgular

Bu kısımda, Tayvan Ağırlıklı Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilk olarak ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.16'da sunulmuştur.

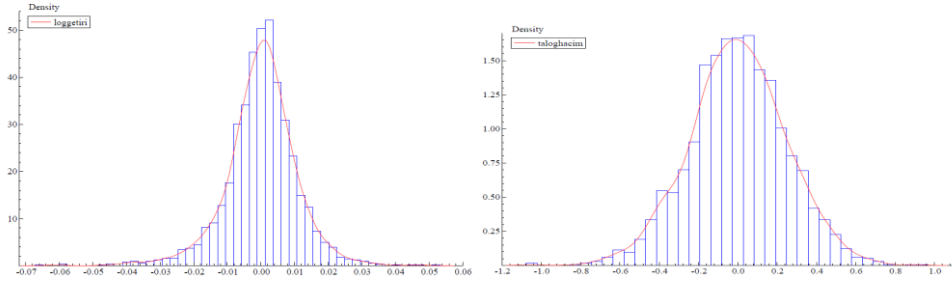
**Tablo 4.16: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

	<b>Lgtr</b>	<b>Tlhc</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2381	2381
<b>Ortalama</b>	0.000105	-0.000253
<b>Medyan</b>	0.000527	-0.001670
<b>Maksimum</b>	0.051892	0.918017
<b>Minimum</b>	-0.064967	-1.069908
<b>Standart Sapma</b>	0.010549	0.246280
<b>Çarpıklık</b>	-0.494598	-0.074085
<b>Basıklık</b>	6.290753	3.349824
<b>Jarque-Bera</b>	1171.408	14.31888
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.00000	0.00077
<b>Q (20)</b>	31.958** [0.044]	10294.2*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (20)</b>	426.59*** [0.0000]	1677.4*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	16.33182*** [0.0000]	73.68469*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	9.795157*** [0.0000]	15.56776*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	4.996857*** [0.0000]	20.40744*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

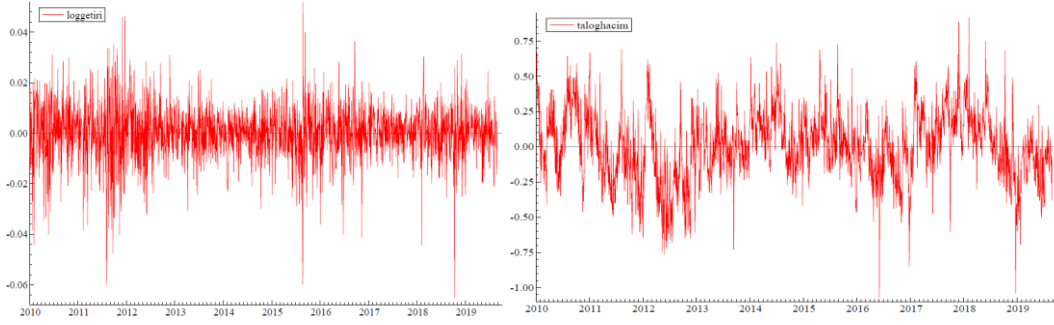
Tablo 4.16 incelendiğinde, Lgtr serisi için örneklem ortalaması pozitif, tlhc serisi için ise negatif; ancak, her iki seri için sıfıra oldukça yakın olduğu söylenebilir. Tlhc serisinin standart sapmasının Lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, her iki serinin çarpıklık değerlerinin negatif olması serisinin sola çarpık olduğu ve negatif asimetri gösterdiği, basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığını göstermektedir. Ancak, söz konusu kalın kuyruk probleminin Lgtr serisinde tlhc serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 4.16'da görülmektedir. Her iki seri için Grafik 4.4'te sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

**Grafik 4.4: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nin Lgtr ve Tlhem Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve negatif ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, serilerin sola çarpık ve aşırı sivri olması, kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, Grafik 4.4 incelendiğinde, bahsedilen özelliklerin lgtr serisinde daha belirgin olduğu görülmektedir. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle “seriler normal dağılmaktadır” hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.5'te serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.5: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nin Lgtr ve Tlhm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum Tayvan Ağırlık Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri ilgili seriler ve karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılması gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.17'de sunulmuştur.

**Tablo 4.17: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	1.1236779 (9.4994767)	1.0478373 (9.4994767)	-429.36168 (-46.633998)	0.034122890 (0.10336581)	-14.651061 (-4.8115471)	05.08.2011 27.07.2012 24.08.2015 09.11.2016 06.02.2018
<b>Tlhcm</b>	1.0731219 (8.9593707)	0.87702773 (8.9593707)	-503.16721 (-47.133554)	0.031507318 (0.10239698)	-15.853449 (-4.8420416)	14.06.2011 22.11.2012 09.01.2014 24.08.2015 26.12.2016

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.18'de sunulmuştur.

Tablo 4.18: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları

	Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli	Tlhcın Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (3,3)</b>	<b>ARMA(1,0)</b>
<b>C</b>	0.000105255 (0.0002153) [0.6250]	-0.000103035 (0.005192) [0.9840]
<b>AR (1)</b>	0.581564 * (0.3413) [0.0890]	-0.734150*** (0.01395) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	0.398721** (0.1597) [0.0130]	-
<b>AR (3)</b>	-0.655146*** (0.2087) [0.0020]	-
<b>MA (1)</b>	-0.515040* (0.3588) [0.0510]	-
<b>MA (2)</b>	-0.449531*** (0.1394 ) [0.0010]	-
<b>MA (3)</b>	0.639995*** (0.2418) [0.0080]	-
<b>AIC</b>	-6.26851273	-0.733361807
<b>LL</b>	7470.6644	876.067231
<b>Çarpıklık</b>	-0.47680	0.030009
<b>Basıklık</b>	3.2419	1.6793
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	1132.9 *** [0.0000]	280.12 *** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	409.32 *** [0.0000]	186.68 *** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	32.413 * [0.0917]	414.47 *** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	16.197 *** [0.0000]	3.0747 *** [0.0007]
<b>ARCH (20)</b>	9.5884 *** [0.0000]	2.6724 *** [0.0001]
<b>ARCH (50)</b>	4.8670 *** [0.0000]	1.6632 *** [0.0026]
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcın ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ***, **, * sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca, ARMA modelinin tahmininde en çok olabilirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.		

Tablo 4.18 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, lgtr serisine ilişkin modelden elde edilen

çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiğine, artıkların normalden daha dik (sivri) dağıldığına ve kalın kuyrukluğunun var olduğuna işaret etmektedir. Tlhc m serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri ise model artıklarının pozitif asimetri gösterdiği ve normalden daha basık bir dağılıma sahip olduğu anlamına gelmektedir. Lijung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine ve ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.19’da sunulmuştur.

**Tablo 4.19: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
21.01.2010	04.08.2011	-
26.01.2010	21.12.2011	-
04.02.2010	-	-
21.06.2010	-	-
<b>Tlhc m Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
11.01.2010	-	-
30.07.2010	-	-
07.10.2010	-	-
28.12.2010	-	-
07.01.2011	-	-
04.08.2011	-	-
10.08.2011	-	-
17.10.2011	-	-
16.02.2012	-	-
06.04.2012	-	-
08.05.2012	-	-
23.07.2012	-	-
12.10.2012	-	-
22.11.2012	-	-
13.09.2013	-	-
30.06.2014	-	-
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc m ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4.19 incelendiğinde, Inclant-Tiao’nun ICSS algoritması, Lgtr serisi için 2010’un Ocak, Şubat ve Haziran aylarına ilişkin 4 yapısal kırılma, tlhc m serisi için ise sadece 2010-2014 yılları için toplamda 16 kırılma göstermiştir. Ayrıca, kappa-1 algoritması ise Lgtr serisi için 2 kırılma gösterirken, tlhc m serisi için ise herhangi bir yapısal kırılma ortaya koyamamıştır. Ayrıca, kappa-2 algoritmasıyla ise serilerin



varyansında yapısal kırılma tespit edilememiştir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan kappa-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da serilerin varyansında herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememesi nedeniyle öncelikle yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın serilere ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda en uygun model seçiminde geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin elde edilen bulgulara Tablo 4.20, Tablo 4.21, Tablo 4.22, Tablo 4.23 ve Tablo 4.24'te ve tlcm serisine ilişkin elde edilen bulgulara ise Tablo 4.25, Tablo 4.26, Tablo 4.27, Tablo 4.28 ve Tablo 4.29'da sırasıyla yer verilmiştir.

Tablo 4.20: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları

Model Parametreleri	ARMA(3,3)-GARCH(1,1)		ARMA(3,3)-GJR-GARCH(1,1)
	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
<b>C (M)</b>	0.000567*** (0.00017825) [0.0015]	0.000306** (0.00018902) [0.01053]	0.000147 (0.00018674) [0.4311]
<b>AR(1)</b>	-1.390981*** (0.14767) [0.0000]	-1.406670*** (0.14124) [0.0000]	-1.380888*** (0.11981) [0.0000]
<b>AR(2)</b>	-1.448153*** (0.10000) [0.0000]	-1.453366*** (0.096653) [0.0000]	-1.433686*** (0.081975) [0.0000]
<b>AR(3)</b>	-0.796948*** (0.14328) [0.0000]	-0.810642*** (0.13606) [0.0000]	-0.786657*** (0.11082) [0.0000]
<b>MA(1)</b>	1.419164*** (0.13618) [0.0000]	1.431192*** (0.13017) [0.0000]	-1.411519*** (0.11001) [0.0000]
<b>MA(2)</b>	1.460757*** (0.096157) [0.0000]	1.464470*** (0.092269) [0.0000]	1.449543*** (0.075442) [0.0000]
<b>MA(3)</b>	0.817976*** (0.12686) [0.0000]	0.828512*** (0.12083) [0.0000]	0.813767*** (0.096444) [0.0000]
<b>C (V) x 10<sup>4</sup></b>	0.011067* (0.0063409) [0.0810]	0.010200* (0.0054834) [0.0630]	0.010772* (0.0057829) [0.0626]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.040755*** (0.012233) [0.0009]	0.040086*** (0.010904) [0.0002]	0.009990* (0.0059496) [0.0933]
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.949991*** (0.015996) [0.0000]	0.950905*** (0.014148) [0.0000]	0.963242*** (0.014187) [0.0000]
<b>GJR(Gamma1)</b>	-	-	0.067523*** (0.016209) [0.0000]
<b><math>S_T</math></b>	5.237954*** (0.59092) [0.0000]	-	-
<b><math>SS_T</math></b>	-	5.566406*** (0.65081) [0.0000]	6.282224*** (0.83430) [0.0000]
<b>ln(k)</b>	-	-0.102721*** (0.026037) [0.0001]	-0.117909*** (0.026559) [0.0000]
<b>LL</b>	7701.355	7708.303	7727.686
<b>AIC</b>	-6.459769	-6.464766	-6.480206
<b>SIC</b>	-6.433088	-6.435659	-6.448674
<b>Q(50)</b>	43.7017 [0.4843227]	43.8742 [0.4769801]	46.6419 [0.3643042]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	36.7557 [0.8814705]	36.2099 [0.8942261]	37.0397 [0.8744736]
<b>ARCH(10)</b>	1.1197 [0.3430]	1.0908 [0.3653]	0.87079 [0.5602]

Tablo 4.20'nin Devamı

	ARMA(3,3)-GARCH(1,1)		ARMA(3,3)-GJR-GARCH(1,1)
Model Parametreleri	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı
ARCH(20)	1.0857 [0.3572]	1.0944 [0.3477]	1.0140 [0.4411]
ARCH(50)	0.70757 [0.9400]	0.70023 [0.9453]	0.70330 [0.9431]
Pearson (40)	70.2894*** [0.0000]	56.8496*** [0.0006]	62.6959*** [0.0000]
Pearson (50)	76.5598*** [0.0002]	71.2260*** [0.0006]	79.2058*** [0.0000]
Pearson (60)	86.7614*** [0.0005]	75.6233*** [0.0050]	84.6447*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, S<sub>T</sub> ve SS<sub>T</sub> sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini, Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.20 incelendiğinde, sabit terimler hariç ortalama ve koşullu oynaklık denkleminin tüm parametrelerinin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin negatif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. Modellerine ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,9908 ve çarpık student t için; 0,9910) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca, GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.20'den elde edilen diğer bir bulguya göre ise tüm modellere ilişkin Pearson uyum iyiliği test istatistiklerinin 40, 50 ve 60 hücrede % 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Ancak, her iki modele göre farklı hücrelerde

çarpık student dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin student t dağılımına ilişkin istatistiklerden daha küçük olması nedeniyle çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinin student t dağılımına göre oluşturulan modelden daha iyi performans sergilediği söylenebilir. Bu açıdan çarpık student t dağılımına göre GARCH ve GJR-GARCH modelleri arasından en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.21, Tablo 4.22, Tablo 4.23 ve Tablo 4.24’te sırasıyla sunulmuştur.

**Tablo 4.21: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95031	0.0029893	0.95640	0.022050	1.3215
0.9750	0.97551	0.015191	0.90191	0.025783	1.2414
0.9900	0.99300	1.4535	0.22797	0.033288	1.1859
0.9950	0.99650	0.72349	0.39500	0.033833	1.0987
0.9975	0.99930	2.6031	0.10665	0.031040	1.1230
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.055283	0.81316	0.36719	-0.025434	1.4394
0.0250	0.028691	0.76315	0.38235	-0.029857	1.3390
0.0100	0.013296	1.4211	0.23322	-0.034098	1.2140
0.0050	0.0041987	0.19508	0.65872	-0.042811	1.2599
0.0025	0.0034990	0.50815	0.47594	-0.043721	1.0910

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.22: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

<b>Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Testi Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (<math>\alpha</math>)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.95588	0.72090	0.39585	0.019071	1.3043
0.9750	0.98004	1.0654	0.30198	0.023516	1.2080
0.9900	0.99580	4.1355**	0.041994	0.034571	1.2398
0.9950	0.99685	0.75346	0.38538	0.038856	1.1302
0.9975	0.99895	1.0278	0.31068	0.036316	1.0758
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (<math>\alpha</math>)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.047269	0.15214	0.69650	-0.022448	1.4781
0.0250	0.025210	0.0017191	0.96693	-0.027223	1.3956
0.0100	0.013655	1.1533	0.28286	-0.031222	1.2379
0.0050	0.0052521	0.011963	0.91290	-0.041359	1.2391
0.0025	0.0042017	0.91632	0.33844	-0.042697	1.0886

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900  $\alpha$  değeri için kabul edilmezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.23: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94752	0.18282	0.66896	0.020452	1.3286
0.9750	0.97481	0.0021657	0.96288	0.025088	1.2583
0.9900	0.98880	0.19899	0.65554	0.029742	1.1582
0.9950	0.99580	0.19508	0.65872	0.026600	1.1446
0.9975	0.99790	0.097310	0.75508	0.029594	1.0986
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.053884	0.44308	0.50564	-0.025550	1.3841
0.0250	0.030091	1.4281	0.23207	-0.028519	1.2643
0.0100	0.011197	0.19899	0.65554	-0.034202	1.1805
0.0050	0.0048985	0.0029775	0.95648	-0.041574	1.1514
0.0025	0.0020994	0.097310	0.75508	-0.042997	1.1042
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.					

Çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, örneklem içi model tahmininde başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.24: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,3)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

<b>Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Test Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (<math>\alpha</math>)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.94853	0.042947	0.83583	0.018368	1.2647
0.9750	0.97899	0.65740	0.41748	0.023157	1.2185
0.9900	0.99475	2.6221	0.10539	0.025581	1.2368
0.9950	0.99685	0.75346	0.38538	0.028576	1.1622
0.9975	0.99895	1.0278	0.31068	0.036316	1.1470
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (<math>\alpha</math>)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.044118	0.72090	0.39585	-0.022912	1.4362
0.0250	0.025210	0.0017191	0.96693	-0.026879	1.3218
0.0100	0.0084034	0.25920	0.61067	-0.036189	1.3302
0.0050	0.0063025	0.29977	0.58403	-0.039205	1.1998
0.0025	0.0031513	0.14948	0.69904	-0.036536	1.1443
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.					

Çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, örneklem dışı model tahmininde de başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örneklemde en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Lgtr serisine ilişkin oynaklık modellemeleri ve riske maruz değer bulguları açıklandıktan sonra tlcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.25, Tablo 4.26, Tablo 4.27, Tablo 4.28 ve Tablo 4.29'da sırasıyla yer verilmiştir.

Tablo 4.25: Tlhcem Serisi İin GARCH(3,4) ve GJR-GARCH(1,2) Model Tahmin Sonuları

Model Parametreleri	ARMA(1,0)- GARCH(3,4)	ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,2)	
	$S_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
C (M)	0.004482 (0.013476) [0.795]	0.023012 (0.014583) [0.1147]	0.044441*** (0.015743) [0.0048]
AR(1)	0.759012*** (0.015953) [0.0000]	0.759963*** (0.015703) [0.0000]	0.754931*** (0.016142) [0.0000]
C (V)	0.002717*** (0.00072077) [0.0002]	0.001623*** (0.00028359) [0.0000]	0.001522*** (0.00028972) [0.0000]
ARCH(Alpha1)	0.115903*** (0.028518) [0.0000]	0.207209*** (0.047789) [0.0000]	0.264554*** (0.060163) [0.0000]
ARCH(Alpha2)	0.085775*** (0.027551) [0.0019]	0.195205*** (0.044295) [0.0000]	0.246574*** (0.055187) [0.0000]
ARCH(Alpha3)	0.107006*** (0.028795) [0.00002]	-	-
ARCH(Alpha4)	0.084714*** (0.027668) [0.0022]	-	-
GARCH(Beta1)	0.897211*** (0.016586) [0.0000]	0.912537*** (0.014773) [0.0000]	0.910327*** (0.015702) [0.0000]
GARCH(Beta2)	0.968164*** (0.0067128) [0.0000]	-	-
GARCH(Beta3)	0.921421*** (0.016437) [0.0000]	-	-
GJR(Gamma1)	-	-0.167902*** (0.053392) [0.0017]	0.245178*** (0.065259) [0.0002]
GJR(Gamma2)	-	0.202589*** (0.050258) [0.0001]	0.283094*** (0.062508) [0.0000]
$S_T$	8.006554*** (1.2574) [0.0000]	8.109306*** (1.3010) [0.0000]	-
$SS_T$	-	-	7.823940*** (1.2547) [0.0000]
ln(k)	-	-	0.125927*** (0.034877) [0.0000]
LL	947.218	955.416	963.152
AIC	-0.786407	-0.794973	-0.800632
SIC	-0.759726	-0.773143	-0.776376
Q(50)	338.830*** [0.0000]	325.902*** [0.0000]	321.906*** [0.0000]



Tablo 4.25'in Devamı

Model Parametreleri	ARMA(1,0)- GARCH(3,4)	ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,2)	
	$S_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
$Q^2(50)$	42.8921 [0.4759456]	41.8058 [0.6870017]	42.2316 [0.6700636]
ARCH(10)	0.56065 [0.8469]	0.59425 [0.8199]	0.74369 [0.6836]
ARCH(20)	0.75867 [0.7659]	0.74153 [0.7855]	0.76204 [0.7619]
ARCH(50)	0.90495 [0.6631]	0.88720 [0.6969]	0.90323 [0.6665]
Pearson(40)	43.3091** [0.0324]	40.3860* [0.0976]	37.8996 [0.1245]
Pearson (50)	53.9643** [0.0447]	52.2003* [0.0936]	43.1285 [0.2991]
Pearson (60)	66.2995** [0.0410]	65.9971** [0.0642]	62.7211* [0.0900]

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini,  $S_T$  ve  $SS_T$  sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını,  $\ln(k)$  çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini, Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.25 incelendiğinde, sabit terimler hariç ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box  $Q^2$  otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması tlhcM serisinin pozitif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 1,0131) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle tlhcM serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca, GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve genel olarak pozitif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, pozitif haber ve gelişmelerin işlem hacmi oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.25'ten elde edilen diğer bir bulguya göre ise student t GARCH ve GJR-GARCH modellerine

ilişkin Pearson uyum iyiliği test istatistiklerinin 40, 50 ve 60 hücrede istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Ancak, çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin istatistiklerin student t dağılımına göre model istatistiklerinden küçük olmasına rağmen 40 ve 50 hücrede istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle, en uygun model seçiminde bulunmak amacıyla GARCH modeli için student t dağılımı ve GJR-GARCH modeli için ise student t ve çarpık student t dağılımları temel alınarak riske maruz değer yöntemlerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Elde edilen bulgular ise Tablo 4.26, Tablo 4.27, Tablo 4.28 ve Tablo 4.29’da sırasıyla sunulmuştur.



**Tablo 4.26: Tlhcın Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riskte Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

<b>Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Test Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.94402	1.0386	0.30816	0.31542	1.0552
0.9750	0.96991	1.4281	0.23207	0.33082	2.3743
0.9900	0.98530	2.7803*	0.095430	0.33732	0.99317
0.9950	0.99580	0.19508	0.65872	0.34804	0.56103
0.9975	0.99860	0.82626	0.36336	0.31905	0.61100
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.051784	0.094737	0.75824	-0.38217	1.3568
0.0250	0.024493	0.015191	0.90191	-0.44885	1.2456
0.0100	0.0083975	0.39202	0.53124	-0.54414	1.1801
0.0050	0.0048985	0.0029775	0.95648	-0.61874	1.1411
0.0025	0.0027992	0.049358	0.82418	-0.63430	1.1103
<b>Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Test Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.94612	0.44308	0.50564	0.31447	0.91312
0.9750	0.97271	0.29916	0.58441	0.33768	1.5973
0.9900	0.98670	1.4211	0.23322	0.31658	0.94650
0.9950	0.99650	0.72349	0.39500	0.22031	0.46008
0.9975	0.99860	0.82626	0.36336	0.31905	0.93963
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.053184	0.29905	0.58448	-0.38671	1.4441
0.0250	0.025892	0.046139	0.82992	-0.44991	1.3192
0.0100	0.011197	0.19899	0.65554	-0.50980	1.1517
0.0050	0.0041987	0.19508	0.65872	-0.58752	1.1855
0.0025	0.0027992	0.049358	0.82418	-0.63430	1.1324

Tlhcın, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900  $\alpha$  değeri için kabul edilmezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Benzer şekilde çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.



**Tablo 4.27: Tlcm Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95378	0.29372	0.58785	0.32583	1.7696
0.9750	0.97164	0.42321	0.51534	0.41565	-0.064394
0.9900	0.98634	1.1533	0.28286	0.42022	1.4483
0.9950	0.99265	0.92458	0.33628	0.48517	1.4076
0.9975	0.99580	0.91632	0.33844	0.51360	1.3940
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.021008	21.350	3.8266e-006	-0.35594	1.5704
0.0250	0.0094538	12.330***	0.00044563	-0.47799	1.4424
0.0100	0.0042017	4.1355**	0.041994	-0.65773	1.4273
0.0050	0.0042017	0.12898	0.71949	-0.65773	1.2481
0.0025	0.0031513	0.14948	0.69904	-0.79886	1.1949
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95588	0.72090	0.39585	0.33385	1.5399
0.9750	0.97059	0.72009	0.39611	0.38598	1.1766
0.9900	0.98739	0.60281	0.43751	0.40732	1.3814
0.9950	0.99475	0.011963	0.91290	0.47565	1.4040
0.9975	0.99685	0.14948	0.69904	0.52515	1.3970
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.024160	16.406	5.1135e-005	-0.34263	1.6497
0.0250	0.013655	6.0020**	0.014289	-0.40752	1.4000
0.0100	0.0073529	0.74195	0.38904	-0.57270	1.3354
0.0050	0.0042017	0.12898	0.71949	-0.65773	1.3652
0.0025	0.0042017	0.91632	0.33844	-0.65773	1.2172

Tlcm, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda 0, 0250 ve 0,0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Çarpık student dağılımına göre

GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda 0,0250  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modelinin student t dağılımına göre GJR-GARCH modelinden daha iyi performans sergilediği söylenebilir.

**Tablo 4.28: Tlhcın Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94332	1.2904	0.25597	0.33008	1.4291
0.9750	0.96781	2.7827*	0.095287	0.33901	1.3282
0.9900	0.98600	2.0500	0.15221	0.33843	0.97561
0.9950	0.99510	0.0029775	0.95648	0.50104	1.1318
0.9975	0.99720	0.049358	0.82418	0.55664	1.0968
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.052484	0.18282	0.66896	-0.34780	1.3610
0.0250	0.022393	0.41260	0.52065	-0.35239	1.1849
0.0100	0.0069979	1.4535	0.22797	-0.47842	1.1537
0.0050	0.0020994	3.0953*	0.078520	-0.58375	1.1927
0.0025	0.0013996	0.82626	0.36336	-0.66792	1.1416

Tlhcın, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750  $\alpha$  değeri için, uzun pozisyonda ise 0,0050  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.29: Tlhm Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

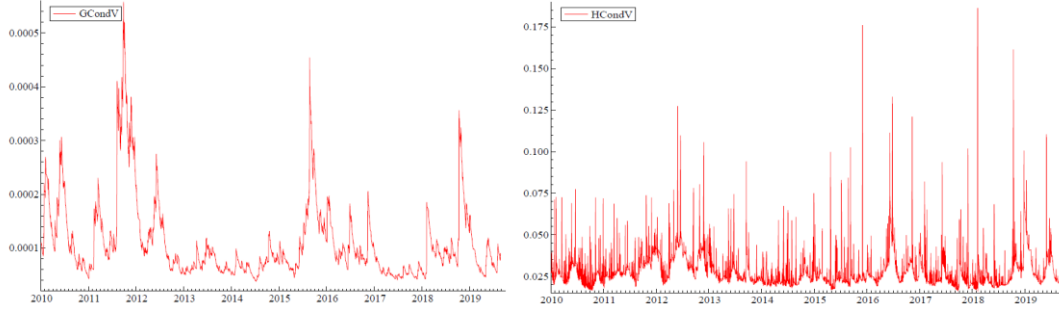
Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95168	0.057223	0.81094	0.35223	-0.96659
0.9750	0.97269	0.20259	0.65264	0.41032	1.8613
0.9900	0.98529	1.8599	0.17264	0.45495	1.4661
0.9950	0.98950	4.3958**	0.036028	0.49521	1.3358
0.9975	0.99370	3.8697**	0.049165	0.51747	1.3181
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.033613	6.0534**	0.013880	-0.31271	1.2934
0.0250	0.012605	7.3147***	0.0068393	-0.43571	1.1340
0.0100	0.0052521	2.6221	0.10539	-0.59236	0.87796
0.0050	0.0042017	0.12898	0.71949	-0.60759	0.71591
0.0025	0.0042017	0.91632	0.33844	-0.60759	0.62079

Tlhm, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9950 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örnekleme en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Yapılan analiz doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerine ilişkin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.6'da yer verilmiştir.

**Grafik 4.6: Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri**



Son olarak, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serileri arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz varyansta nedensellik testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.30'da sunulmuştur.

**Tablo 4.30: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	11.774***	0.0028
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	18.295***	0.0001
*** % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.		

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 1 anlamlılık düzeyinde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında karşılıklı bir oynaklık yayılma etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Tayvan Ağırlıklı Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra diğer bir gelişmiş ülke endeksi olan Hang Seng endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### **4.4.1.3. Hong Kong-Hang Seng Endeksi'ne İlişkin Bulgular**

Bu kısımda, Hang Seng Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.31'de sunulmuştur.



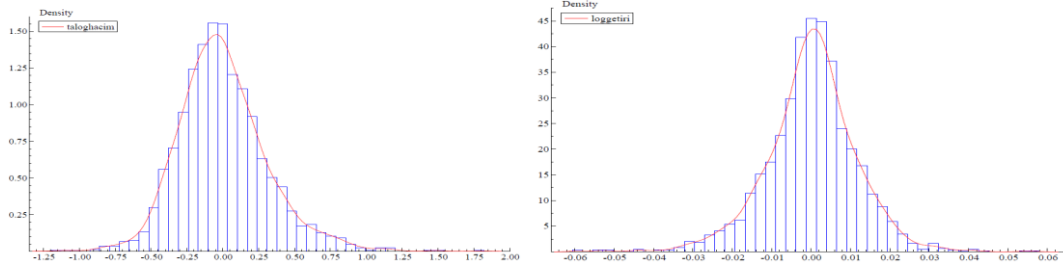
Tablo 4.31: Hong Kong Hang Seng Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	<b>Lgtr</b>	<b>Tlhc</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2377	2377
<b>Ortalama</b>	6.26e-05	0.000178
<b>Medyan</b>	0.000562	-0.027329
<b>Maksimum</b>	0.055598	1.804720
<b>Minimum</b>	-0.059835	-1.179413
<b>Standart Sapma</b>	0.011517	0.306668
<b>Çarpıklık</b>	-0.309539	0.621617
<b>Basıklık</b>	5.261904	4.704454
<b>Jarque-Bera</b>	544.6765	440.8140
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.0000	0.0000
<b>Q (50)</b>	54.220 [0.3170]	2588.1*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	1129.1*** [0.0000]	496.11*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	20.19374*** [0.0000]	27.52424*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	12.97895*** [0.0000]	14.94936*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	6.785325*** [0.0000]	7.294591*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

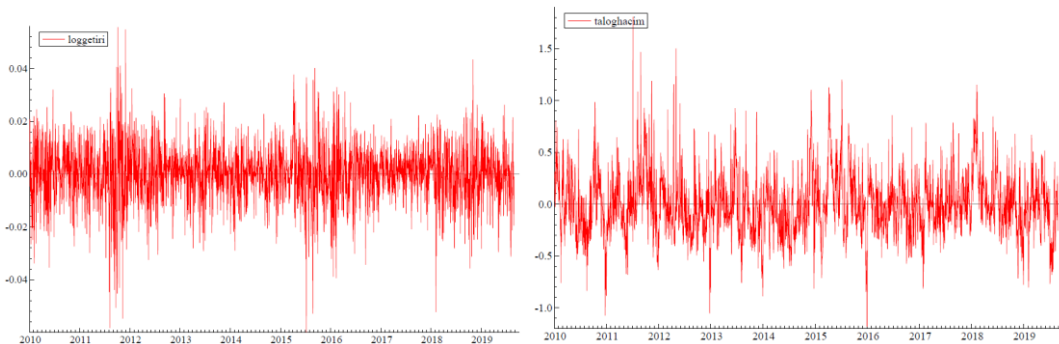
Tablo 4.31 incelendiğinde, her iki serinin örneklem ortalaması pozitif; ancak, tlhc serisi için sıfıra oldukça yakın, lgtr serisi için ise sıfırdan oldukça uzak olduğu söylenebilir. Tlhc serisinin standart sapmasının lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, lgtr serisinin çarpıklık değerlerinin negatif olması serisinin sola çarpık olduğu ve negatif asimetri gösterdiği ve tlhc serisinin çarpıklık değerinin pozitif olması da serinin sağa çarpık olduğu ve pozitif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığını göstermektedir. Ancak, söz konusu kalın kuyruk problemi lgtr serisinde tlhc serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 4.31'de görülmektedir. Her iki seri için Grafik 4.7'de sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

**Grafik 4.7: Hong Kong-Hang Seng Endeksi'nin Lgtr ve TlhcM Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve lgtr için negatif ve tlhcM için pozitif olduğu ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, lgtr serisinin sola çarpık ve tlhcM serisinin sağa çarpık olması, serilerin aşırı sivri olması ve kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle “seriler normal dağılmaktadır” hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.8'de serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.8: Hong Kong-Hang Seng Endeksi'nin Lgtr ve TlhcM Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum Hang Seng Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box  $Q$  ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box  $Q^2$  istatistikleri ilgili karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.32'de sunulmuştur.

**Tablo 4.32: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	0.98037627 (9.3798170)	0.92670986 (9.3798170)	-491.55748 (-47.558835)	0.031892924 (0.10208548)	-15.677205 (-4.8657338)	09.08.2011 05.04.2013 08.07.2015 30.06.2016 25.09.2017
<b>Tlhc</b>	1.0315473 (9.4901078)	0.92534291 (9.4901078)	-503.16721 (-47.133554)	0.031775948 (0.10238004)	-15.733798 (-4.8558259)	24.12.2010 03.05.2012 21.05.2013 31.12.2015 27.01.2017

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun

ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.33'te sunulmuştur.

**Tablo 4.33: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları**

	<b>Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli</b>	<b>Tlhm Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli</b>
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (3,3)</b>	<b>ARMA(2,2)</b>
<b>C</b>	6.21669e-005 (0.0002425) [0.7980]	0.000880419 (0.02050) [0.9660]
<b>AR (1)</b>	0.125449** (0.1313) [0.0390]	1.48818*** (0.1359) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	-0.0536128** (0.1316) [0.0130]	-0.520229*** (0.1189) [0.0000]
<b>AR (3)</b>	-0.803752*** (0.1048) [0.0000]	-
<b>MA (1)</b>	-0.0900384* (0.1249) [0.0710]	-1.07604*** (0.1402) [0.0000]
<b>MA (2)</b>	0.0490130*** (0.1277) [0.0010]	0.203905*** (0.08091) [0.0120]
<b>MA (3)</b>	0.823499 *** (0.09583) [0.0000]	-
<b>AIC</b>	-6.08793942	0.0848099153
<b>LL</b>	7243.51601	-94.7965843
<b>Çarpıklık</b>	-0.29190	0.83041
<b>Basıklık</b>	2.2290	3.3334
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	525.83 *** [0.0000]	1373.7*** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	263.74 *** [0.0000]	293.57 *** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	44.138 * [0.0658]	50.310** [0.0368]
<b>ARCH (10)</b>	20.795 *** [0.0000]	2.5258*** [0.0050]
<b>ARCH (20)</b>	13.351 *** [0.0000]	2.0415*** [0.0042]
<b>ARCH (50)</b>	6.8180 *** [0.0000]	2.3176*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca, ARMA modelinin tahmininde en çok olabilirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4.33 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, lgtr serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiği ve artıkların normalden daha basık dağıldığına işaret etmektedir. Tlhc m serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri ise model artıklarının pozitif asimetri gösterdiği, dik (sivri) dağıldığı ve model artıklarında kalın kuyrukluğunun var olduğu anlamına gelmektedir. Ljung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.34'te sunulmuştur.

**Tablo 4.34: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
29.06.2010	29.06.2010	29.06.2010
14.03.2011	04.08.2011	04.08.2011
21.03.2011	09.12.2011	09.12.2011
12.07.2011	-	-
04.08.2011	-	-
07.07.2015	-	-
09.07.2015	-	-
24.07.2015	-	-
21.08.2015	-	-
<b>Tlhc m Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
05.03.2010	-	-
16.08.2010	-	-
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc m ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4.34 incelendiğinde, Inclant-Tiao'nun ICSS algoritması, lgtr serisi için 2010, 2011 ve 2015 yılları için toplamda 4 yapısal kırılma, tlhc m serisi için ise Mart ve Ağustos 2010 dönemleri için toplam 2 kırılma göstermiştir. Ayrıca kappa-1 ve kappa-2 algoritmaları lgtr serisi için 29.06.2010, 04.08.2011 ve 09.12.2011 tarihleri için toplam 3 kırılma gösterirken tlhc m serisi için ise herhangi bir yapısal kırılma ortaya

koyamamıştır. İlgili yapısal kırılmaların, Euro Bölgesi borç krizi, Çin'in enflasyonu dizginlemek için faiz oranını arttıracak korkuları, Kuzey Kore'nin Güney Kore'ye ait Yeonpyeong adasına topçu ateşi açması gibi olayların yatırımcıların güvenini sarsarak Hong Kong ve çeşitli uluslararası borsalar üzerinde etkili olmasından kaynaklandığı söylenebilir.

Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan Kappa 2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da lgtr serisinin varyansında 3 yapısal kırılma tespit edilmesi nedeniyle öncelikle serilere yapısal kırılmalar eklenerek tlhcm serisi için ise yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın serilere ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Her iki seri için sadece GARCH modeliyle anlamlı bulgular elde edilmiştir. İlgili modellere ilişkin bulgulara ise Tablo 4.35 ve Tablo 4.36'da yer verilmiştir.

Tablo 4.35: Lgtr Serisi İçin GARCH (2,1) Model Tahmin Sonuçları

Model Parametreleri	ARMA(3,3)-GARCH(2,1) SS <sub>T</sub> Dağılımı
C (M)	0.000351* (0.00018072) [0.0525]
AR(1)	0.505031*** (0.19247) [0.0087]
AR(2)	0.687653*** (0.11864) [0.0000]
AR(3)	-0.281496* (0.16941) [0.0967]
MA(1)	-0.478796** (0.19257) [0.0130]
MA(2)	-0.731484*** (0.11001) [0.0000]
MA(3)	0.285854* (0.17272) [0.0981]
C (V) x 10 <sup>4</sup>	0.007130* (0.0037893) [0.0600]
g1(V)	-0.0000258*** (0.9806e-007) [0.0000]
g2(V)	0.000332** (0.00015017) [0.0269]
g3(V)	-0.0000931*** (0.6193e-006) [0.0000]
ARCH(Alpha1)	0.022529*** (0.0070640) [0.0014]
GARCH(Beta1)	1.466386*** (0.10140) [0.0000]
GARCH(Beta2)	0.494637*** (0.098060) [0.0000]
SS <sub>T</sub>	8.012197*** (0.11373) [0.0000]
ln(k)	0.084986*** (0.026232) [0.0012]
LL	7435.223
AIC	-6.242510
SIC	-6.203647
Q(50)	42.2720 [0.5458949]

Tablo 4.35'in Devamı

	ARMA(3,3)-GARCH(2,1)
Model Parametreleri	SS <sub>T</sub> Dağılımı
Q <sup>2</sup> (50)	41.9154 [0.6826689]
ARCH(10)	0.89478 [0.5372]
ARCH(20)	0.67730 [0.8521]
ARCH(50)	0.82084 [0.8108]
Pearson(40)	50.8839*** [0.0007]
Pearson (50)	61.3467*** [0.0019]
Perason (60)	85.1203*** [0.0001]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. Ayrıca, ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, g1(V), g2(V) ve g3(V) sırasıyla getiri serisinin varyansındaki kırılma tarihlerini, SS<sub>T</sub> çarpık student t dağılımını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.35 incelendiğinde, sabit terimler hariç ortalama ve koşullu oynaklık denkleminin tüm parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, modellere ilişkin çarpık student t dağılımına ilişkin parametrenin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin pozitif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. 29.06.2010 ve 09.12.2011 tarihlerinde gerçekleşen yapısal kırılmaların hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi istatistiksel açıdan anlamlı ve negatifken, 04.08.2011 tarihinde gerçekleşen yapısal kırılmaların hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Modele ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (çarpık student t için; 1,4888) ilgili değerler toplamının 1'den oldukça uzak olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça düşük olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığı söylenebilir. Tablo 4.38'den elde edilen diğer bir bulguya göre ise tüm modellere ilişkin Pearson uyum iyiliği test istatistiklerinin 40, 50 ve 60 hücrede % 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu açıdan çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinin en uygun bir olduğu söylenebilir. Diğer modellerden anlamlı bulgular elde edilememesi nedeniyle Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri



uygulanamamıştır. Tlhc m serisine ilişkin oynaklık modellemelerinden elde edilen bulgulara ise Tablo 4.36’da yer verilmiştir.

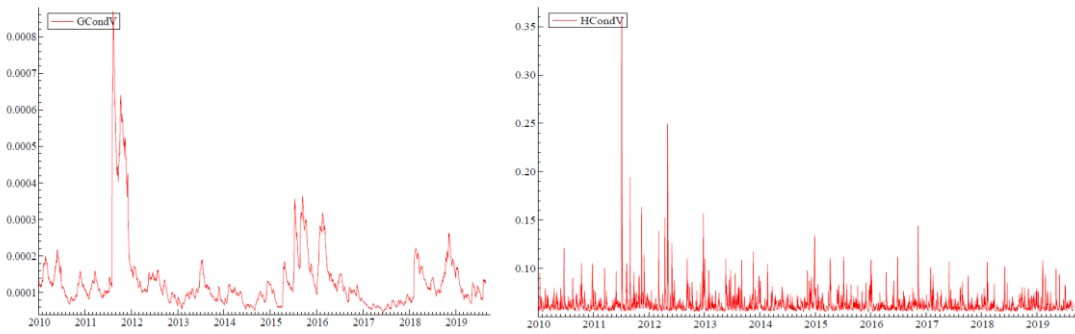
**Tablo 4.36: Tlhc m Serisi İçin GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları**

<b>Model Parametreleri</b>	<b>ARMA(2,2)-GARCH(1,1)</b>
	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>C (M)</b>	-0.002949 (0.016590) [0.8589]
<b>AR(1)</b>	-0.160526*** (0.025253) [0.0000]
<b>AR(2)</b>	0.818425*** (0.026471) [0.0000]
<b>MA(1)</b>	0.553819*** (0.045761) [0.0000]
<b>MA(2)</b>	-0.431454*** (0.046796) [0.0000]
<b>C (V)</b>	0.035587*** (0.0093831) [0.0002]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.079291*** (0.021833) [0.003]
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.358339** (0.15361) [0.0197]
<b>SS<sub>T</sub></b>	7.001118*** (0.97321) [0.0000]
<b>ln(k)</b>	0.269774*** (0.037159) [0.0000]
<b>LL</b>	27.092
<b>AIC</b>	-0.014381
<b>SIC</b>	0.009908
<b>Q(50)</b>	31.5515** [0.0114320]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	24.1529 [0.1500825]
<b>ARCH(5)</b>	0.66828 [0.6475]
<b>ARCH(10)</b>	0.66704 [0.7560]
<b>ARCH(20)</b>	1.1842 [0.2578]
<b>Pearson (40)</b>	42.4363* [0.0512]
<b>Pearson (50)</b>	63.6184*** [0.007661]
<b>Pearson (60)</b>	81.4855*** [0.002442]

Tlhc m, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. Ayrıca, ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, SS<sub>T</sub> sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.36 incelendiğinde, sabit terimler hariç ortalama ve koşullu oynaklık denkleminin ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box  $Q^2$  otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, GARCH modelinde çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması tihcm serisinin pozitif asimetri özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,4375) ilgili değerler toplamının 1'den oldukça uzak olması nedeniyle tihcm serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça düşük olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığı söylenebilir. Tablo 4.39'dan elde edilen diğer bir bulguya göre ise çarpık student t GARCH modeline ilişkin Pearson uyum iyiliği test istatistiklerinin 40, 50 ve 60 hücrede istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu açıdan çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinin en uygun model olduğu söylenebilir. Diğer modellerden anlamlı bulgular elde edilememesi nedeniyle Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanamamıştır. Yapılan analiz doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığına ilişkin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.9'da sunulmuştur.

**Grafik 4.9: Hong Kong-Hang Seng Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz varyansta nedensellik testleriyle incelenmiş ve elde edilen bulgulara Tablo 4.37'de yer verilmiştir.

**Tablo 4.37: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	1.959	0.3756
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	8.415**	0.0149

\*\* % 5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 5 anlamlılık düzeyinde işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ancak, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğuna dair (hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu dair) herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.

Hang Seng Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra diğer bir gelişmiş ülke endeksi olan FTSE 100 Endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### **4.4.1.4. İngiltere-FTSE 100 Endeksi'ne İlişkin Bulgular**

Bu kısımda, FTSE 100 Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.38'de sunulmuştur.

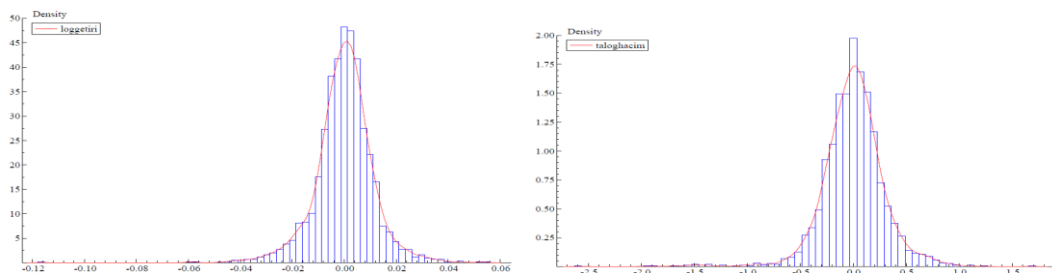
Tablo 4.38: İngiltere-FTSE 100 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	Lgtr	TlhcM
Gözlem Sayısı	2438	2438
Ortalama	-7.79e-06	0.000103
Medyan	0.000327	0.005235
Maksimum	0.053435	1.680709
Minimum	-0.116066	-2.576697
Standart Sapma	0.011134	0.291463
Çarpıklık	-0.655253	-0.874189
Basıklık	10.08147	10.68933
Jarque-Bera	5268.586	6316.725
p Olasılık Değeri	0.0000	0.0000
Q (50)	72.287** [0.0210]	3411.8*** [0.0000]
Q <sup>2</sup> (50)	769.75*** [0.0000]	601.71*** [0.0000]
ARCH (10)	29.61426*** [0.0000]	53.02948*** [0.0000]
ARCH (20)	15.53597*** [0.0000]	26.43790*** [0.0000]
ARCH (50)	6.649290*** [0.0000]	10.60028*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

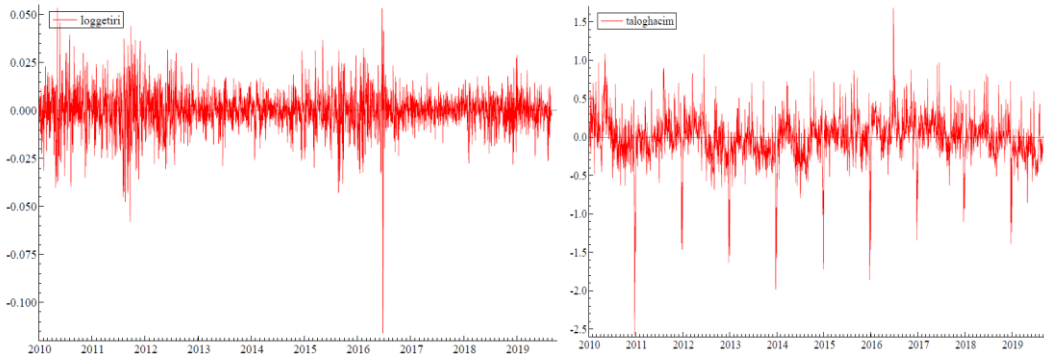
Tablo 4.38 incelendiğinde, lgtr serisinin örneklem ortalaması negatif, tlhcM serisinin örneklem ortalaması pozitif; ancak tlhcM serisi için sıfıra oldukça yakın, lgtr serisi için ise sıfırdan oldukça uzak olduğu söylenebilir. TlhcM serisinin standart sapmasının lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, her iki serinin çarpıklık değerinin negatif olması serilerin sola çarpık olduğunu ve negatif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Her iki seri için Grafik 4.10'da sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

Grafik 4.10: İngiltere-FTSE 100 Endeksi'nin Lgtr ve TlhcM Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sifira eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sifira eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve negatif ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, serilerin sola çarpık ve aşırı sivri olması, kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.11'de serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.11: İngiltere-FTSE 100 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhc Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum FTSE 100 Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri ilgili serilerin ve karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla

tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılması gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.39’da sunulmuştur.

**Tablo 4.39: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	0.72098890 (9.4019351)	0.59198157 (9.4019351)	-760.58669 (-47.587847)	0.025639564 (0.10267517)	-19.501111 (-4.8399271)	20.01.2011 23.05.2012 24.01.2014 08.05.2015 24.06.2016
<b>Tlhcsm</b>	0.95890393 (8.5782174)	0.91495313 (8.5782174)	-419.40222 (-44.784653)	0.034527258 (0.10492590)	-14.480809 (-4.7050829)	17.12.2010 30.12.2011 21.12.2012 20.12.2013 21.08.2015

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcsm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)’den ARMA (6,6)’ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.40’da sunulmuştur.

Tablo 4.40: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları

	Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli	TlhcM Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (1,1)</b>	<b>ARMA(2,1)</b>
<b>C</b>	-7.90319e-006 (0.0002310) [0.9730]	-5.26514e-005 (0.01741) [0.9980]
<b>AR (1)</b>	-0.659870*** (0.2292) [0.0040]	1.01489*** (0.07376) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	-	-0.117416** (0.05003) [0.0190]
<b>MA (1)</b>	0.703679*** (0.2170) [0.0010]	-0.635163*** (0.06850) [0.000]
<b>AIC</b>	-6.15817709	0.00675941168
<b>LL</b>	7510.81788	-3.23972283
<b>Çarpıklık</b>	-0.63067	-0.68477
<b>Basıklık</b>	7.0379	8.2732
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	5193.2*** [0.0000]	7143.5*** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	1230.7 *** [0.0000]	1504.0*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	59.785* [0.0984]	169.63*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	24.675 *** [0.0000]	13.390 *** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	12.833 *** [0.0000]	6.7358*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	5.4438 *** [0.0000]	2.8918 *** [0.0000]
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ***, **, * sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca ARMA modelinin tahmininde en çok olabirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.		

Tablo 4.40 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiği, dik (sivri) dağıldığını ve kalın kuyrukluğunun var olduğunu göstermektedir. Ljung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra

serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.41’de sunulmuştur.

**Tablo 4.41: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
26.04.2010	26.04.2010	03.08.2012
27.05.2010	27.05.2010	-
02.08.2011	02.08.2011	-
30.11.2011	30.11.2011	-
03.08.2012	03.08.2012	-
22.05.2013	11.07.2013	-
11.07.2013	21.10.2014	-
17.09.2014	30.01.2017	-
21.10.2014	01.02.2018	-
08.12.2014	-	-
15.01.2015	-	-
18.08.2015	-	-
05.10.2015	-	-
22.12.2015	-	-
23.06.2016	-	-
29.06.2016	-	-
18.10.2016	-	-
01.02.2018	-	-
15.02.2018	-	-
<b>Tlhcem Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
26.04.2010	-	-
01.06.2010	-	-
16.12.2010	-	-
31.12.2010	-	-
03.08.2011	-	-
31.12.2015	-	-
12.02.2016	-	-
16.06.2016	-	-
06.07.2016	-	-
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcem ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4.41 incelendiğinde, Inclant-Tiao’nun ICSS algoritması, lgtr serisi için 2010, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016 ve 2018 yılları için toplamda 19 yapısal kırılma, tlhcem serisi için ise 2010, 2011, 2015 ve 2016 yılları için toplamda 9 kırılma göstermiştir. Ayrıca kappa-1 algoritması lgtr serisi için 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2017 ve 2018 yılları için toplamda 9 yapısal kırılma tespit etmişken, tlhcem serisi için herhangi bir yapısal kırılma tespit edememiştir. Kappa-2 algoritma ise lgtr serisi için 03.08.2012 tarihi için toplam 1 kırılma göstermiş; ancak tlhcem serisi için ise herhangi bir yapısal kırılma ortaya koyamamıştır. 03.08.2012 tarihli yapısal kırılmanın



Euro Bölgesi'nde gerçekleşen borç krizinden dolayı İngiltere ekonomisinde gerçekleşen resesyondan kaynaklandığı söylenebilir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan kappa-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da lgtr serisinin varyansında 1 yapısal kırılma tespit edilmesi nedeniyle öncelikle seriye yapısal kırılmalar eklenerek tlhcm serisi için ise yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın serilere ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda en uygun model seçiminde geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgular Tablo 4.42, Tablo 4.43, Tablo 4.44, Tablo 4.45 ve Tablo 4.46'da ve tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.47, Tablo 4.48, Tablo 4.49, Tablo 4.50 ve Tablo 4.51'de sırasıyla yer verilmiştir.

Tablo 4.42: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve EGARCH(3,2) Model Tahmin Sonuçları

	<b>ARMA(1,1)- GARCH(1,1)</b>	<b>ARMA(1,1)- EGARCH(3,2)</b>
<b>Model Parametreleri</b>	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>	<b>S<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>C (M)</b>	0.000201* 0.00011649 [0.0842]	0.000303* (0.00018085) [0.0936]
<b>AR(1)</b>	0.931305*** (0.032025) [0.0000]	-0.909002*** (0.051608) [0.0000]
<b>MA(1)</b>	-0.955829*** (0.025819) [0.0000]	0.914210*** (0.052683) [0.0000]
<b>C (V) x 10<sup>4</sup></b>	0.027027*** (0.0098828) [0.0063]	178117*** (0.195707) [0.0000]
<b>g1(V)</b>	-0.0000234*** (0.9448e-006) [0.0000]	2.055625*** (0.29145) [0.0000]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.110311*** (0.022706) [0.0000]	0.481819*** (0.054239) [0.0000]
<b>ARCH(Alpha2)</b>		0.851418*** (0.086129) [0.0000]
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.869316*** (0.027478) [0.0000]	1.523781*** (0.0052669) [0.0000]
<b>GARCH(Beta2)</b>		1.514678*** (0.014378) [0.0000]
<b>GARCH(Beta3)</b>		0.991091*** (0.010049) [0.0000]
<b>EGARCH(Theta1)</b>	-	-0.090489*** (0.016131) [0.0000]
<b>EGARCH(Theta2)</b>		0.159007*** (0.041417) [0.0001]
<b>S<sub>T</sub></b>	-	7.670628*** (1.1999) [0.0000]
<b>SS<sub>T</sub></b>	7.272737*** (0.98759) [0.0000]	-
<b>ln(k)</b>	-0.118376*** (0.028828) [0.0000]	-
<b>LL</b>	7868.267	7877.159
<b>AIC</b>	-6.447307	-6.451320
<b>SIC</b>	-6.425900	-6.420399
<b>Q(50)</b>	45.7533 [0.5653]	49.9491 [0.3958203]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	48.3358 [0.4592]	45.3713 [0.4564715]

Tablo 4.42'nin Devamı

	ARMA(1,1)- GARCH(1,1)	ARMA(1,1)- EGARCH(3,2)
Model Parametreleri	SS <sub>T</sub> Dağılımı	S <sub>T</sub> Dağılımı
ARCH(10)	0.86327 [0.5674]	1.4626 [0.1471]
ARCH(20)	0.97156 [0.4944]	1.2984 [0.1683]
ARCH(50)	0.96211 [0.5498]	0.89080 [0.6902]
Pearson (40)	41.9016* [0.0729]	55.6177*** [0.0006]
Pearson (50)	45.6341 [0.2494]	55.5603** [0.0196]
Pearson (60)	53.0090 [0.3588]	71.5652*** [0.0092]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, g1(V) getiri serisinin varyansında oluşan kırılma tarihini, S<sub>T</sub> ve SS<sub>T</sub> sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.42 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin negatif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. Serilerdeki oynaklık kalıcılığı GARCH modelindeki ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamıyla elde edilebilir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (çarpık student t için; 0,9796) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca, EGARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, EGARCH parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, lgtr serisinde kaldıraç etkisinin var olduğu; diğer bir deyişle negatif şokların oynaklığı pozitif şoklara oranla daha fazla etkilediğini ifade etmektedir. Yapısal kırılmaların etkisi incelendiğinde, GARCH

modeline göre 03.08.2012 tarihli yapısal kırılmanın hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı ve negatifken, EGARCH modeline göre pozitif olduğu bulguları elde edilmiştir. Tablo 4.42'den elde edilen diğer bir bulguya göre ise EGARCH modelinde Pearson uyum iyiliği test istatistiklerinin tüm hücrelerde, GARCH modelinde ise sadece 40 hücrede istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda, çarpık student t dağılımına göre GARCH ve student t dağılımına göre EGARCH modelleri arasından en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.43, Tablo 4.44, Tablo 4.45 ve Tablo 4.46'da sırasıyla sunulmuştur.

**Tablo 4.43: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95079	0.019126	0.89001	0.022912	1.2976
0.9750	0.97813	0.61240	0.43389	0.028040	1.2556
0.9900	0.99316	1.6650	0.19693	0.032375	1.2678
0.9950	0.99590	0.25318	0.61485	0.031533	1.2190
0.9975	0.99727	0.031196	0.85980	0.032001	1.1500
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.056733	1.3405	0.24695	-0.024947	1.3953
0.0250	0.031442	2.3058	0.12889	-0.029448	1.2677
0.0100	0.010936	0.12576	0.72287	-0.032690	1.2023
0.0050	0.0054682	0.062555	0.80250	-0.034097	1.1244
0.0025	0.0027341	0.031196	0.85980	-0.038350	1.0195

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonunda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.44: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96923	8.7466***	0.0031019	0.021189	1.3430
0.9750	0.98564	5.3368**	0.020880	0.024683	1.3451
0.9900	0.99282	0.86883	0.35128	0.030860	1.3173
0.9950	0.99487	0.0031942	0.95493	0.032776	1.2437
0.9975	0.99692	0.12116	0.72778	0.037755	1.2162
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.056410	0.81135	0.36772	-0.023585	1.4428
0.0250	0.030769	1.2417	0.26514	-0.027860	1.3423
0.0100	0.011282	0.15544	0.69339	-0.034415	1.3122
0.0050	0.0082051	1.6852	0.19423	-0.040205	1.2076
0.0025	0.0030769	0.12116	0.72778	-0.061495	1.2557

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500 ve 0,9750  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.45: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-EGARCH(3,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96377	6.4354**	0.011187	0.021210	1.3373
0.9750	0.98428	5.9407**	0.014795	0.023013	1.2823
0.9900	0.99590	6.6155**	0.010109	0.027422	1.3162
0.9950	0.99727	1.8085	0.17869	0.032001	1.2206
0.9975	0.99863	0.90235	0.34215	0.029337	1.1670
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.047163	0.25240	0.61539	-0.022339	1.4568
0.0250	0.025290	0.0050461	0.94337	-0.024598	1.3543
0.0100	0.0095694	0.027801	0.86758	-0.026832	1.3050
0.0050	0.0034176	0.82879	0.36262	-0.027395	1.3844
0.0025	0.0020506	0.12629	0.72231	-0.025931	1.3116

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0, 9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda ise tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.46: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,1)-EGARCH(3,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.97026	9.7924***	0.0017523	0.016537	1.2812
0.9750	0.99179	15.205	9.6468e-005	0.018515	1.3130
0.9900	0.99692	6.4752**	0.010939	0.024538	1.1926
0.9950	0.99897	4.5972**	0.032024	0.036700	1.1573
0.9975	1.0000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.061538	2.5539	0.11002	-0.019023	1.4571
0.0250	0.024615	0.0059470	0.93853	-0.024735	1.4578
0.0100	0.010256	0.0064209	0.93613	-0.029253	1.3957
0.0050	0.0082051	1.6852	0.19423	-0.031390	1.1989
0.0025	0.0020513	0.083894	0.77209	-0.070863	1.3208

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500 ve 0,9900 ve 0, 9950  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda ise tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örnekleme en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre GARCH modeli olduğu söylenebilir. Lgtr serisine ilişkin oynaklık modellemeleri ve riske maruz değer bulguları açıklandıktan sonra tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.47, Tablo 4.48, Tablo 4.49, Tablo 4.50 ve Tablo 4.51'de sırasıyla yer verilmiştir.

Tablo 4.47: Tlhcem Serisi İçin GARCH(3,4) ve GJR-GARCH(1,2) Model Tahmin Sonuçları

Model Parametreleri	ARMA(2,1)-GARCH(3,4)		ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2)	
	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı
C (M)	-0.005570 (0.017062) [0.7441]	0.016030 (0.019673) [0.4153]	-0.006943 (0.017369) [0.6894]	0.015308 (0.020137) [0.4472]
AR(1)	1.219419*** (0.053387) [0.0000]	1.213808*** (0.054807) [0.0000]	1.195931*** (0.053897) [0.0000]	1.203302*** (0.052508) [0.0000]
AR(2)	-0.258204*** (0.041159) [0.0000]	-0.252396*** (0.042456) [0.0000]	-0.238687*** (0.041176) [0.0000]	-0.244203*** (0.040452) [0.0000]
MA(1)	-0.838144*** (0.045902) [0.0000]	-0.837027*** (0.047013) [0.0000]	-0.819775*** (0.047307) [0.0000]	-0.825605*** (0.045526) [0.0000]
C (V)	0.015921* (0.0084415) [0.0594]	0.017178** (0.0078836) [0.0294]	0.012430*** (0.0028470) [0.0000]	0.013078*** (0.0029124) [0.0000]
ARCH(Alpha1)	0.206491*** (0.048061) [0.0000]	0.216606*** (0.049376) [0.0000]	0.320145*** (0.064703) [0.0000]	0.336669*** (0.067051) [0.0000]
ARCH(Alpha2)	0.253109*** (0.076398) [0.0009]	0.259841*** (0.075570) [0.0006]	0.224559*** (0.048680) [0.0000]	0.230466*** (0.049377) [0.0000]
ARCH(Alpha3)	0.266808*** (0.072003) [0.0002]	0.275962*** (0.075109) [0.0002]	-	-
ARCH(Alpha4)	0.081825* (0.049073) [0.0956]	0.079035* (0.046977) [0.0926]	-	-
GARCH(Beta1)	1.389943*** (0.22923) [0.0000]	1.370070*** (0.20654) [0.0000]	0.691680 (0.059520) [0.0000]	0.674085*** (0.060234) [0.0000]
GARCH(Beta2)	1.312853*** (0.23066) [0.0000]	1.317566*** (0.24686) [0.0000]	-	-
GARCH(Beta3)	0.518131*** (0.16764) [0.0020]	0.507172*** (0.17278) [0.0034]	-	-
GJR(Gamma1)	-	-	-0.280564*** (0.082408) [0.0007]	-0.292921*** (0.087294) [0.0008]
GJR(Gamma2)	-	-	0.292090*** (0.066984) [0.0000]	0.296193*** (0.069394) [0.0000]
S <sub>T</sub>	3.950881*** (0.31892) [0.0000]	-	3.902996*** (0.30844) [0.0000]	-
SS <sub>T</sub>	-	4.000690*** (0.33136) [0.0000]	-	3.950530*** (0.31940) [0.0000]
ln(k)	-	0.063883** (0.030266) [0.0349]	-	0.063778** (0.029994) [0.0336]
LL	306.544	308.968	314.563	316.992



Tablo 4.47'nin Devamı

Model Parametreleri	ARMA(2,1)-GARCH(3,4)		ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2)	
	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı
AIC	-0.240807	-0.241975	-0.249026	-0.250199
SIC	-0.209886	-0.208675	-0.222862	-0.221656
Q(50)	185.002*** [0.0000]	184.904*** [0.0000]	171.260*** [0.0000]	172.202*** [0.0000]
Q <sup>2</sup> (50)	32.2453 [0.8849195]	32.3239 [0.8829142]	33.4150 [0.9324364]	33.6840 [0.9277702]
ARCH(10)	0.61286 [0.8041]	0.62053 [0.7975]	1.0986 [0.3592]	1.1288 [0.3361]
ARCH(20)	0.62212 [0.8995]	0.63533 [0.8891]	0.73529 [0.7924]	0.74675 [0.7796]
ARCH(50)	0.67461 [0.9612]	0.67654 [0.9602]	0.66294 [0.9672]	0.66821 [0.9646]
Pearson (40)	31.1715 [0.2219]	34.3544 [0.1005]	59.8179*** [0.0004]	41.9016** [0.0336]
Pearson (50)	42.9680 [0.1973]	49.4077** [0.0539]	75.0845*** [0.0003]	42.5578 [0.2441]
Pearson (60)	73.1895*** [0.0065]	60.4413** [0.0617]	86.4791*** [0.0005]	50.2527 [0.3458]

Tlhc m, doğal logaritması alınmış ve trenden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, S<sub>T</sub> ve SS<sub>T</sub> sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.47 incelendiğinde, sabit terimler hariç ortalama ve koşullu oynaklık denkleminin ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması tlhc m serisinin pozitif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 1,5964 ve çarpık student t için; 1,5867) ilgili değerler toplamının 1'den oldukça uzak olması nedeniyle tlhc m serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça düşük olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı söylenebilir. Ayrıca, GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu,

tlhcm serisinde kaldıraç etkisinin var olduğu; diğer bir deyişle negatif haber ve gelişmelerin işlem hacmi oynaklığını pozitif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.47'den elde edilen diğer bir bulguya göre ise student t dağılımına göre GARCH modelinde sadece 60 hücrede, çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinde 50 ve 60 hücrede, çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modelinde 40 hücrede ve student t dağılımına göre GJR-GARCH modelinde ise tüm hücrelerde Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin anlamlı olmasından dolayı model seçiminde kayıtsız kalınmıştır. Bu doğrultuda en uygun model seçiminde GARCH ve GJR-GARCH modelleri için her iki dağılımı kullanarak Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Elde edilen bulgular ise Tablo 4.48, Tablo 4.49, Tablo 4.50 ve Tablo 4.51'de sırasıyla sunulmuştur.

**Tablo 4.48: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

<b>Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Test Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.94395	1.0864	0.29726	0.51307	1.6261
0.9750	0.96651	3.9192**	0.047738	0.60195	1.4066
0.9900	0.98496	3.2482*	0.071503	0.72074	1.2049
0.9950	0.99453	0.062555	0.80250	0.83236	1.1410
0.9975	0.99795	0.12629	0.72231	0.93515	1.0707
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.044429	0.99147	0.31938	-0.64813	1.4376
0.0250	0.020506	1.2902	0.25601	-0.90387	1.3878
0.0100	0.0075188	0.99515	0.31849	-1.1571	1.3589
0.0050	0.0034176	0.82879	0.36262	-1.8564	1.3860
0.0025	0.0027341	0.031196	0.85980	-1.8915	1.2259
<b>Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Test Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.94874	0.048861	0.82506	0.53742	1.5501
0.9750	0.96992	1.4533	0.22800	0.62064	1.3553
0.9900	0.98906	0.12576	0.72287	0.73873	1.1885
0.9950	0.99727	1.8085	0.17869	0.91834	1.1789
0.9975	0.99863	0.90235	0.34215	1.0207	1.0111
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.050581	0.010359	0.91893	-0.61664	1.4730
0.0250	0.024607	0.0093191	0.92310	-0.84506	1.4020
0.0100	0.0088859	0.19059	0.66243	-1.0841	1.3950
0.0050	0.0047847	0.013832	0.90638	-1.4862	1.3453
0.0025	0.0027341	0.031196	0.85980	-1.8915	1.3098

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi 0, 9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda ise tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.49: Tlcm Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94154	1.3972	0.23720	0.54629	2.4760
0.9750	0.96718	2.2307	0.13529	0.66299	1.4500
0.9900	0.98564	1.6489	0.19911	0.79190	1.3512
0.9950	0.99385	0.24298	0.62206	0.95107	1.4695
0.9975	0.99590	0.84008	0.35937	0.96781	1.4643
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.036923	3.8453**	0.049886	-0.65343	1.5024
0.0250	0.015385	4.2769**	0.038633	-0.95830	1.4398
0.0100	0.0071795	0.86883	0.35128	-1.2571	1.3501
0.0050	0.0041026	0.16818	0.68173	-1.7218	1.3301
0.0025	0.0030769	0.12116	0.72778	-1.7238	1.1927
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94564	0.37972	0.53775	0.56689	1.4785
0.9750	0.96923	1.2417	0.26514	0.65220	1.5361
0.9900	0.98769	0.48859	0.48456	0.81910	1.3357
0.9950	0.99487	0.0031942	0.95493	1.0436	1.3871
0.9975	0.99795	0.083894	0.77209	1.2223	1.5058
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.035897	4.5081**	0.033734	-0.64987	1.5054
0.0250	0.021538	0.50247	0.47842	-0.78752	1.2869
0.0100	0.0092308	0.059814	0.80679	-1.0512	1.2599
0.0050	0.0071795	0.81972	0.36526	-1.1648	1.1638
0.0025	0.0051282	2.0664	0.15058	-1.1094	1.0760

Tlcm, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda

0,0500 ve 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda 0,0500  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Bu açıdan değerlendirildiğinde, çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinin student t dağılımına göre GARCH modelinden daha iyi performans sergilediği söylenebilir.

**Tablo 4.50: TlhcM Serisi İçin ARMA (2,1) GJR-GARCH (1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.93985	2.9884*	0.083864	0.50978	1.6072
0.9750	0.96787	2.7999*	0.094267	0.62287	1.4281
0.9900	0.98428	4.1198**	0.042385	0.71674	1.2069
0.9950	0.99590	0.25318	0.61485	0.84279	1.1696
0.9975	0.99795	0.12629	0.72231	0.93515	1.0573
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.042379	1.8824	0.17006	-0.66109	1.5042
0.0250	0.021189	0.91834	0.33791	-0.87422	1.4037
0.0100	0.0054682	3.6322*	0.056673	-1.3604	1.5661
0.0050	0.0041012	0.25318	0.61485	-1.6267	1.4103
0.0025	0.0027341	0.031196	0.85980	-1.8915	1.3325
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94737	0.20984	0.64689	0.51666	1.5057
0.9750	0.97061	1.0968	0.29497	0.63910	1.3836
0.9900	0.98701	1.2051	0.27231	0.74255	1.1744
0.9950	0.99727	1.8085	0.17869	0.91834	1.1739
0.9975	0.99932	2.7263*	0.098709	0.96844	1.0402
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.045796	0.55936	0.45452	-0.64088	1.5526
0.0250	0.023923	0.070556	0.79053	-0.83173	1.4316
0.0100	0.0088859	0.19059	0.66243	-1.1264	1.4210
0.0050	0.0041012	0.25318	0.61485	-1.6267	1.4901
0.0025	0.0034176	0.44282	0.50577	-1.8564	1.3219

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0, 9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda

ise 0,0100  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9975  $\alpha$  değeri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

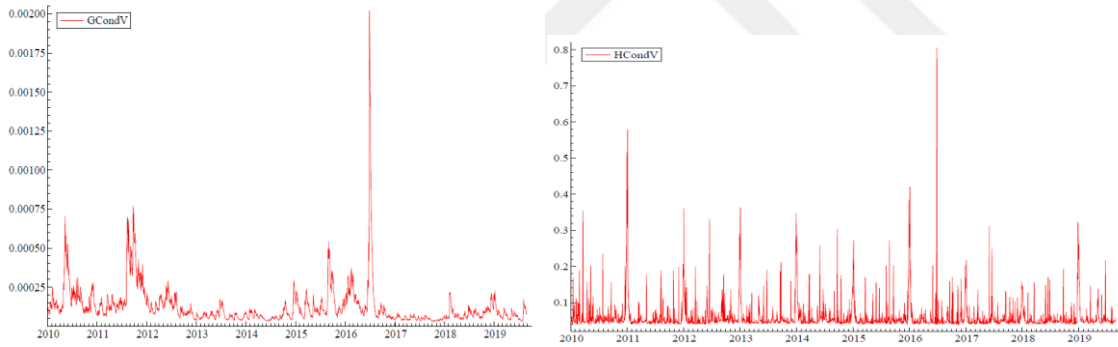
**Tablo 4.51: Tlhm Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94462	0.57593	0.44791	0.55380	2.3703
0.9750	0.96821	1.7029	0.19191	0.65356	1.4851
0.9900	0.98462	2.4521	0.11737	0.78321	1.2928
0.9950	0.99385	0.24298	0.62206	0.98612	1.2799
0.9975	0.99692	0.12116	0.72778	1.1276	1.2501
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.037949	3.2402*	0.071853	-0.64229	1.4468
0.0250	0.016410	3.3526*	0.067101	-0.93231	1.4487
0.0100	0.0051282	2.8450*	0.091656	-1.5802	1.6866
0.0050	0.0041026	0.16818	0.68173	-1.7218	1.5659
0.0025	0.0030769	0.12116	0.72778	-1.7238	1.4533
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LRT Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94974	0.0013473	0.97072	0.56944	1.7135
0.9750	0.97026	0.84933	0.35674	0.68054	1.4390
0.9900	0.98564	1.6489	0.19911	0.80162	1.2519
0.9950	0.99487	0.0031942	0.95493	1.0436	1.2769
0.9975	0.99897	1.0952	0.29533	1.6807	1.6424
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.040000	2.1971	0.13827	-0.62352	1.4926
0.0250	0.022564	0.24524	0.62044	-0.86190	1.3859
0.0100	0.0061538	1.6885	0.19380	-1.4030	1.6459
0.0050	0.0041026	0.16818	0.68173	-1.7218	1.6501
0.0025	0.0041026	0.84008	0.35937	-1.7218	1.4028

Tlhm, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda ise 0,0500 ve 0,0250 ve 0,0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örnekleme en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Yapılan analiz doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerine ilişkin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.12’de yer verilmiştir.

**Grafik 4.12: İngiltere-FTSE 100 Endeksi’nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testi ile araştırılmış, elde edilen bulgular Tablo 4.52’de sunulmuştur.

**Tablo 4.52: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı $\rightarrow$ İşlem Hacmi Oynaklığı	1.422	0.4912
İşlem Hacmi Oynaklığı $\rightarrow$ Getiri Oynaklığı	15.364***	0.0005
*** % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.		

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 1 anlamlılık düzeyinde işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Ancak, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğuna dair (hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu dair) herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.

FTSE 100 Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra diğer bir gelişmiş ülke endeksi olan Nikkei 225 Endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### 4.4.1.5. Japonya-Nikkei 225 Endeksi'ne İlişkin Bulgular

Bu kısımda, Nikkei 225 Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.53'te sunulmuştur.

**Tablo 4.53: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

	<b>Lgtr</b>	<b>Tlhem</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2365	2365
<b>Ortalama</b>	0.000218	5.06e-05
<b>Medyan</b>	0.000592	-0.018906
<b>Maksimum</b>	0.087588	1.315863
<b>Minimum</b>	-0.100321	-1.078987
<b>Standart Sapma</b>	0.012643	0.273718
<b>Çarpıklık</b>	-0.337037	0.506878
<b>Basıklık</b>	7.647185	4.237921
<b>Jarque-Bera</b>	2172.913	252.2815
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.0000	0.0000
<b>Q (50)</b>	147.68*** [0.0000]	14959.0*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	513.88*** [0.0000]	5385.3*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	42.52992*** [0.0000]	223.4593*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	22.76077*** [0.0000]	112.7874*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	9.430815*** [0.0000]	46.21501*** [0.0000]

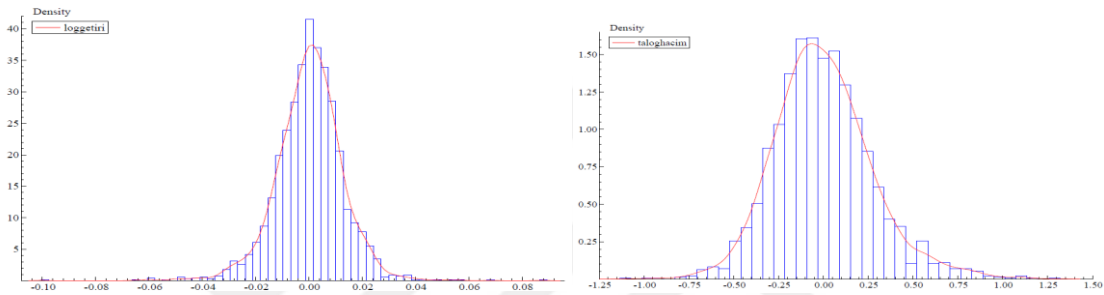
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhem ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4.53 incelendiğinde, her iki serinin örneklem ortalaması pozitif; ancak, lgtr serisi için sifıra oldukça yakın, tlhem serisi için ise sıfırdan oldukça uzak olduğu söylenebilir. Tlhem serisinin standart sapmasının lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, lgtr serisinin çarpıklık değerinin negatif olması serinin



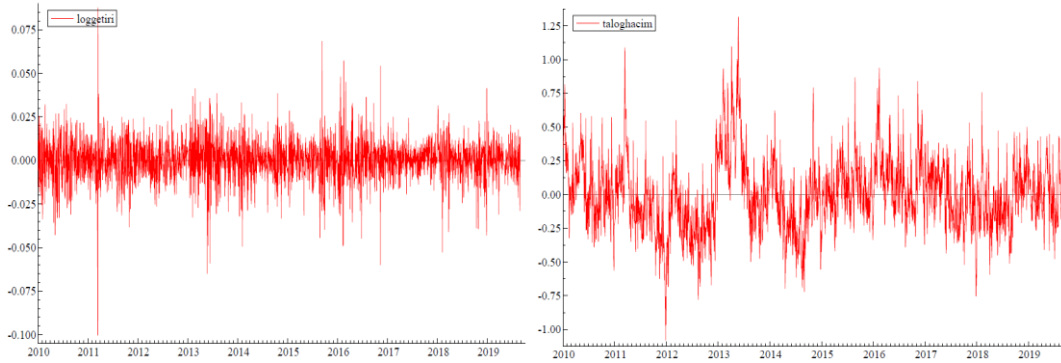
sola çarpık olduğunu ve negatif asimetri gösterdiğini, tlhcm serisinin çarpık değerinin pozitif olması ise serinin sağa çarpık olduğunu ve pozitif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Ancak, lgtr serisinde yaşanan kalın kuyrukluğun tlhcm serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 4.53'e bakarak söylenebilir. Her iki seri için Grafik 4.13'te sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

**Grafik 4.13: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve negatif ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, lgtr serisinin sola, tlhcm serisinin sağa çarpık olması, serilerin aşırı sivri olması ve kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle “seriler normal dağılmaktadır” hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.14'te serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.14: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcsm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum Nikkei 225 Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri ilgili serilerin ve karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.54'te sunulmuştur.

**Tablo 4.54: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	1.4626173 (9.2339843)	1.4338393 (9.2339843)	-311.42085 (-47.303735)	0.040068670 (0.10221609)	-12.478219 (-4.8536151)	15.03.2011 23.05.2013 25.08.2015 09.11.2016 04.01.2018
<b>Tlhc</b>	0.86723464 (9.4631713)	0.91495313 (8.5782174)	-581.16390 (-46.807415)	0.029330634 (0.10379676)	-17.045906 (-4.7900959)	06.01.2011 27.12.2011 11.12.2012 01.09.2014 12.02.2016

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.55'te sunulmuştur.

Tablo 4.55: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları

	Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli	TlhcM Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (1,0)</b>	<b>ARMA(2,1)</b>
<b>C</b>	0.000217880 (0.0002133) [0.3070]	-5.26514e-005 (0.01741 ) [0.9980]
<b>AR (1)</b>	-0.194975*** (0.02017) [0.0000]	1.30414*** (0.04781) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	-	-0.326775*** (0.04246) [0.0000]
<b>MA (1)</b>	-	-0.786232*** (0.03807) [0.000]
<b>AIC</b>	-5.94007173	-0.617949946
<b>LL</b>	7027.13483	735.725811
<b>Çarpıklık</b>	-0.61544	0.45852
<b>Basıklık</b>	5.1413	1.1397
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	2754.1*** [0.0000]	210.86 *** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	740.33*** [0.0000]	96.208*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	63.209* [0.0835]	94.719*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	29.251*** [0.0000]	3.3032*** [0.0003]
<b>ARCH (20)</b>	15.657*** [0.0000]	2.3348*** [0.0007]
<b>ARCH (50)</b>	6.4140*** [0.0000]	1.7376*** [0.0011]
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ***, **, * sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca, ARMA modelinin tahmininde en çok olabirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.		

Tablo 4.55 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, lgtr serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiğine, dik (sivri) dağıldığına ve kalın kuyrukluğunun var olduğuna işaret etmektedir. TlhcM serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri ise model artıklarının pozitif asimetriye sahip olduğunu ve artıkların normalden daha basık dağıldığını göstermektedir. Ljung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA

modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.56'da sunulmuştur.

**Tablo 4.56: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
04.02.2010	-	-
22.02.2010	-	-
27.04.2010	-	-
26.10.2011	-	-
10.11.2011	-	-
<b>Tlhcem Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
18.01.2010	30.01.2013	30.01.2013
10.03.2011	20.05.2013	14.06.2013
23.03.2011	24.05.2013	-
30.03.2011	12.12.2016	-
16.02.2016	-	-
23.06.2016	-	-
29.07.2016	-	-

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcem ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.

Tablo 4.56 incelendiğinde, Inclant-Tiao'nun ICSS algoritması, Lgtr serisi için 2010 ve 2011 yılları için toplamda 5 yapısal kırılma, tlhcem serisi için ise 2010, 2011 ve 2016 yılları için toplamda 7 kırılma göstermiştir. Ayrıca kappa-1 algoritması tlhcem serisi için 2013 ve 2016 yılları için toplamda 4 yapısal kırılma tespit etmişken, Lgtr serisi için herhangi bir yapısal kırılma tespit edememiştir. Kappa-2 algoritma ise tlhcem serisi için 30.01.2013 ve 14.06.2013 tarihi için toplam 2 kırılma göstermiş; ancak Lgtr serisi için ise herhangi bir yapısal kırılma ortaya koyamamıştır. 30.01.2013 ve 14.06.2013 tarihli yapısal kırılmaların Japonya'nın parasal genişleme politikası uygulayacağını ilan ederek kur savaşlarına başlatmasından kaynaklandığı söylenebilir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını

bozucu faktörleri de dikkate alan kappa-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da tlhcm serisinin varyansında 2 yapısal kırılma tespit edilmesi nedeniyle öncelikle seriye yapısal kırılmalar eklenerek lgtr serisi için ise yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın serilere ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda en uygun model seçiminde geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp testleri (ESF1 ve ESF2) uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgular Tablo 4.57, Tablo 4.58, Tablo 4.59, Tablo 4.60, Tablo 4.61, Tablo 4.62 ve Tablo 4.63'te, tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.64, Tablo 4.65, Tablo 4.66, Tablo 4.67, Tablo 4.68, Tablo 4.69 ve Tablo 4.70'te sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.57: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,2), EGARCH(2,2) ve GJR GARCH (1,1) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları**

Model Parametreleri	ARMA(1,0)-GARCH(1,2)		ARMA(1,0)-EGARCH(2,2)		ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,1)	
	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı
<b>C (M)</b>	0.000544*** (0.00018130) [0.0027]	0.000324* (0.00018497) [0.0803]	0.000359** (0.00017398) [0.0390]	0.000126 (0.00018170) [0.4880]	0.000430** (0.00018163) [0.0179]	0.000202 (0.00018510) [0.2746]
<b>AR(1)</b>	-0.183943 (0.021118) [0.0000]	-0.188423*** (0.020658) [0.0000]	-0.176121*** (0.021136) [0.0000]	-0.173095*** (0.015807) [0.0000]	-0.176282*** (0.021772) [0.0000]	-0.175225*** (0.021282) [0.0000]
<b>C (V) x 10<sup>4</sup></b>	0.044258* (0.024778) [0.0742]	0.038161* (0.021685) [0.0786]	-90296.0776*** (796.27) [0.0000]	-96984.7350*** (1468.6) [0.0000]	0.085164*** (0.031689) [0.0072]	0.086412*** (0.032863) [0.0086]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.149030*** (0.033122) [0.0000]	0.153660*** (0.032104) [0.0000]	0.782437*** (0.21959) [0.0004]	0.771176*** (0.21272) [0.0003]	0.031830** (0.016864) [0.0592]	0.030367* (0.016021) [0.0582]
<b>ARCH(Alpha2)</b>	0.073432* (0.040997) [0.0734]	0.082985** (0.039267) [0.0347]	0.398396** (0.19403) [0.0402]	0.474102*** (0.17986) [0.0084]	-	-
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.895678*** (0.040400) [0.0000]	0.904118*** (0.037282) [0.0000]	0.167973*** (0.054216) [0.0020]	0.213365*** (0.044346) [0.0000]	0.840435*** (0.040529) [0.0000]	0.838731*** (0.042137) [0.0000]
<b>GARCH(Beta2)</b>	-	-	0.754789*** (0.059918) [0.0000]	0.714981*** (0.048176) [0.0000]	-	-
<b>EGARCH(Theta1)</b>	-	-	-0.122184*** (0.025703) [0.0000]	-0.130437*** (0.024363) [0.0000]	-	-
<b>EGARCH(Theta2)</b>	-	-	0.185880*** (0.041374) [0.0000]	0.187978*** (0.038887) [0.0000]	-	-
<b>GJR (Gamma1)</b>	-	-	-	-	0.133341*** (0.039740) [0.0008]	0.142463*** (0.042187) [0.00007]
<b>S<sub>T</sub></b>	7.350088*** (1.0660) [0.0000]	-	8.103053*** (1.3036) [0.0000]	-	7.787247*** (1.1937) [0.0000]	-
<b>SS<sub>T</sub></b>	-	7.834155*** (1.1827) [0.0000]	-	8.526560*** (1.4077) [0.0000]	-	8.227670*** (1.2947) [0.0000]
<b>ln(k)</b>	-	-0.133788*** (0.028646) [0.0000]	-	-0.157792 (0.027912) [0.0000]	-	-0.142093*** (0.029052) [0.0000]
<b>LL</b>	7234.122	7244.539	7259.183	7273.366	7244.576	7256.255
<b>AIC</b>	-6.111731	-6.119695	-6.130387	-6.141535	-6.120572	-6.129602
<b>SIC</b>	-6.094657	-6.100182	-6.105996	-6.114705	-6.103498	-6.110089
<b>Q(50)</b>	50.5215 [0.4131812]	50.5971 [0.4102741]	50.9935 [0.3951620]	50.2555 [0.4234698]	49.8270 [0.4402307]	49.2677 [0.4624062]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	37.6964 [0.8318163]	36.7559 [0.8587535]	50.6288 [0.2958761]	50.7917 [0.2904065]	51.3767 [0.3428915]	52.4037 [0.3071310]
<b>ARCH(10)</b>	0.82097 [0.6084]	0.78176 [0.6466]	1.0986 [0.3592]	1.1785 [0.3003]	0.84652 [0.5836]	0.86308 [0.5676]
<b>ARCH(20)</b>	0.70937 [0.8203]	0.67727 [0.8522]	1.0879 [0.3548]	1.1073 [0.3337]	0.85683 [0.6439]	0.86344 [0.6353]
<b>ARCH(50)</b>	0.72958 [0.9219]	0.71174 [0.9368]	0.96364 [0.5467]	0.96395 [0.5461]	1.0036 [0.4672]	1.0254 [0.4251]
<b>Pearson (40)</b>	58.4588*** [0.0029]	43.2030* [0.0713]	42.4249* [0.0514]	37.9937* [0.0985]	46.1459* [0.0504]	34.1374 [0.3192]
<b>Pearson (50)</b>	65.2960** [0.0121]	40.0106 [0.5144]	59.8414** [0.0174]	44.9154 [0.2046]	57.8118* [0.0529]	33.1607 [0.8031]
<b>Pearson (60)</b>	71.6596** [0.0366]	62.2220 [0.1348]	76.5814*** [0.0070]	56.9958 [0.1742]	65.5708* [0.0978]	43.9049 [0.7489]

Tablo 4.57'nin Devamı

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, g1(V) getiri serisinin varyansında oluşan kırılma tarihini, S<sub>T</sub> ve SS<sub>T</sub> sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve P(40), P (50) ve P(60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.57 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin negatif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 1,045, çarpık student t için; 1,0577) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca, EGARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, EGARCH parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, ilgili seride kaldıraç etkisinin var olduğu; diğer bir deyişle negatif şokların oynaklığı pozitif şoklara oranla daha fazla etkilediğini ifade etmektedir. GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde ise GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olması, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.57'den elde edilen diğer bir bulguya göre, Bütün modellerde çarpık student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin student t dağılımından daha düşük olmasına rağmen farklı hücrelerde genel olarak istatistiksel açıdan anlamlı olmaması nedeniyle model seçiminde kayıtsız kalınmıştır. Bu doğrultuda, en uygun model seçiminde GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modelleri için tüm dağılımları kullanarak Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.58, Tablo 4.59, Tablo 4.60, Tablo 4.61, Tablo 62 ve Tablo 63'te sırasıyla sunulmuştur.



**Tablo 4.58: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96265	5.2195**	0.022335	0.025657	1.2403
0.9750	0.98450	6.0582**	0.013842	0.029741	1.1816
0.9900	0.99577	6.0983**	0.013531	0.038582	1.1774
0.9950	0.99859	5.1434**	0.023335	0.054805	1.2247
0.9975	0.99859	0.80431	0.36981	0.054805	1.0896
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.058492	2.0477	0.15244	-0.027549	1.4147
0.0250	0.032417	2.9331*	0.086782	-0.032454	1.3340
0.0100	0.013390	1.4887	0.22241	-0.042329	1.3247
0.0050	0.0077519	1.8479	0.17403	-0.049508	1.3212
0.0025	0.0056378	4.1202**	0.042374	-0.054917	1.2498
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94926	0.016281	0.89847	0.023947	1.2412
0.9750	0.97815	0.60432	0.43694	0.027296	1.2035
0.9900	0.99366	2.2035	0.13770	0.035490	1.2084
0.9950	0.99718	1.6120	0.20421	0.044385	1.2175
0.9975	0.99859	0.80431	0.36981	0.054805	1.2117
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.051445	0.061789	0.80369	-0.028513	1.3919
0.0250	0.026075	0.066319	0.79677	-0.034760	1.3301
0.0100	0.0098661	0.0025812	0.95948	-0.045508	1.3482
0.0050	0.0063425	0.47359	0.49134	-0.053566	1.3007
0.0025	0.0049331	2.6188	0.10561	-0.054344	1.2061

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec test LR istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750, 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0250 ve 0, 0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin

bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.59: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.97252	11.983***	0.00053677	0.030887	1.2931
0.9750	0.98626	5.8637**	0.015456	0.035327	1.2528
0.9900	0.99366	1.4690	0.22550	0.039724	1.1904
0.9950	0.99683	0.73130	0.39246	0.045873	1.1437
0.9975	0.99894	1.0104	0.31480	0.068435	1.1006
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.058140	1.2567	0.26228	-0.026441	1.4450
0.0250	0.032770	2.1374	0.14374	-0.031691	1.3804
0.0100	0.017970	4.9097**	0.026707	-0.036156	1.2825
0.0050	0.0084567	1.8796	0.17038	-0.042720	1.3196
0.0025	0.0052854	2.2240	0.13588	-0.045933	1.3040
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96089	2.5438	0.11073	0.026990	1.2721
0.9750	0.98626	5.8637**	0.015456	0.035327	1.3538
0.9900	0.99260	0.71018	0.39938	0.038782	1.2716
0.9950	0.99471	0.015205	0.90186	0.041376	1.1901
0.9975	0.99683	0.15743	0.69153	0.045873	1.1388
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.050740	0.010854	0.91702	-0.027650	1.4317
0.0250	0.027484	0.23213	0.62995	-0.032887	1.3656
0.0100	0.011628	0.24064	0.62375	-0.038948	1.3266
0.0050	0.0063425	0.31573	0.57419	-0.043239	1.3439
0.0025	0.0052854	2.2240	0.13588	-0.045933	1.2333

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri

süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500 ve 0,9750  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0100  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750  $\alpha$  değeri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Bu açıdan değerlendirildiğinde, çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinin student t dağılımına göre GARCH modelinden daha iyi performans sergilediği söylenebilir.



**Tablo 4.60: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-EGARCH(2,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96195	4.6292**	0.031433	0.025075	1.2306
0.9750	0.98661	9.4186***	0.0021479	0.028414	1.2005
0.9900	0.99577	6.0983**	0.013531	0.037330	1.1470
0.9950	0.99789	3.0372*	0.081376	0.043626	1.1272
0.9975	0.99859	0.80431	0.36981	0.054805	1.0499
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.059197	2.3921	0.12195	-0.027478	1.3846
0.0250	0.028189	0.56891	0.45069	-0.033686	1.3654
0.0100	0.012685	0.95238	0.32912	-0.043708	1.3577
0.0050	0.0091614	3.9593**	0.046614	-0.048581	1.2830
0.0025	0.0049331	2.6188	0.10561	-0.056913	1.2983
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96688	9.6112***	0.0019339	0.022651	1.2600
0.9750	0.98732	10.745***	0.0010454	0.026921	1.2220
0.9900	0.99507	4.5240**	0.033424	0.032815	1.1430
0.9950	0.99859	5.1434**	0.023335	0.031222	1.1779
0.9975	0.99859	0.80431	0.36981	0.031222	1.0273
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.057787	1.7288	0.18856	-0.025229	1.3725
0.0250	0.028894	0.84109	0.35909	-0.029547	1.3113
0.0100	0.011980	0.52860	0.46719	-0.038538	1.2689
0.0050	0.0063425	0.47359	0.49134	-0.043259	1.2476
0.0025	0.0035236	0.52844	0.46726	-0.043153	1.2394

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750, 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0050  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750, 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.



**Tablo 4.61: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-EGARCH(2,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.97674	17.625	2.6902e-005	0.025382	1.2736
0.9750	0.99049	12.141***	0.00049326	0.028835	1.2040
0.9900	0.99683	6.0737**	0.013721	0.031171	1.1798
0.9950	0.99789	2.0248	0.15475	0.030351	1.0755
0.9975	1.0000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.063425	3.3204*	0.068424	-0.023564	1.5133
0.0250	0.030655	1.1592	0.28163	-0.026364	1.4970
0.0100	0.021142	8.9855***	0.0027214	-0.028926	1.3047
0.0050	0.011628	6.0692**	0.013756	-0.033690	1.2804
0.0025	0.0063425	3.9158**	0.047834	-0.041377	1.2760
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96300	3.6862*	0.054864	0.027015	1.2917
0.9750	0.98626	5.8637**	0.015456	0.033728	1.3643
0.9900	0.99366	1.4690	0.22550	0.039724	1.3924
0.9950	0.99366	0.31573	0.57419	0.039724	1.2298
0.9975	0.99366	3.9158**	0.047834	0.039724	1.1010
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.048626	0.037941	0.84556	-0.027375	1.3809
0.0250	0.022199	0.31630	0.57384	-0.032906	1.3580
0.0100	0.0095137	0.022965	0.87955	-0.041893	1.3245
0.0050	0.0063425	0.31573	0.57419	-0.042296	1.2720
0.0025	0.0031712	0.15743	0.69153	-0.045342	1.2809

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0100, 0,0050 ve 0, 0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları

incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi 0,9500, 0,9750 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, çarpık student t dağılımına göre EGARCH modelinin student t dağılımına göre EGARCH modelinden daha iyi performans sergilediği söylenebilir.

**Tablo 4.62: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95983	3.0865*	0.078944	0.024675	1.2385
0.9750	0.98591	8.1986**	0.0041922	0.028911	1.2086
0.9900	0.99648	8.0090***	0.0046546	0.037118	1.1745
0.9950	0.99859	5.1434**	0.023335	0.054805	1.2003
0.9975	0.99859	0.80431	0.36981	0.054805	1.0700
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.057787	1.7288	0.18856	-0.027972	1.3904
0.0250	0.027484	0.34820	0.55514	-0.033828	1.3581
0.0100	0.012685	0.95238	0.32912	-0.042697	1.3281
0.0050	0.0084567	2.8195*	0.093128	-0.047716	1.2741
0.0025	0.0042283	1.4054	0.23581	-0.058185	1.2982
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94785	0.13618	0.71211	0.023649	1.2524
0.9750	0.97604	0.063768	0.80064	0.026842	1.1965
0.9900	0.99154	0.36027	0.54836	0.031777	1.1574
0.9950	0.99718	1.6120	0.20421	0.040042	1.1793
0.9975	0.99859	0.80431	0.36981	0.054805	1.1910
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.051445	0.061789	0.80369	-0.028720	1.3587
0.0250	0.023961	0.063768	0.80064	-0.034572	1.3213
0.0100	0.010571	0.045848	0.83045	-0.045534	1.2946
0.0050	0.0070472	1.0599	0.30324	-0.051070	1.2352
0.0025	0.0028189	0.055555	0.81367	-0.064251	1.3370

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0, 9750, 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0050  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.





**Tablo 4.63: Lgtr Serisi İçin ARMA(1,0)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.97569	16.084	6.0579e-005	0.029376	1.3075
0.9750	0.99049	12.141 ***	0.00049326	0.035721	1.3483
0.9900	0.99366	1.4690	0.22550	0.039724	1.2243
0.9950	0.99471	0.015205	0.90186	0.042804	1.0941
0.9975	0.99789	0.059618	0.80710	0.052405	1.0142
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.050740	0.010854	0.91702	-0.027685	1.4535
0.0250	0.030655	1.1592	0.28163	-0.031450	1.3557
0.0100	0.016913	3.7823**	0.051797	-0.035775	1.2730
0.0050	0.0095137	3.0588*	0.080302	-0.041893	1.2494
0.0025	0.0063425	3.9158**	0.047834	-0.043808	1.1899
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96512	5.0662**	0.024397	0.028144	1.2834
0.9750	0.98837	8.6324***	0.0033023	0.035129	1.3826
0.9900	0.99366	1.4690	0.22550	0.039724	1.3502
0.9950	0.99366	0.31573	0.57419	0.039724	1.1932
0.9975	0.99471	2.2240	0.13588	0.042804	1.0925
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.046512	0.24788	0.61857	-0.028531	1.4106
0.0250	0.025370	0.0052872	0.94203	-0.033481	1.3367
0.0100	0.013742	1.1982	0.27368	-0.037584	1.2405
0.0050	0.0073996	0.95327	0.32889	-0.044570	1.2251
0.0025	0.0031712	0.15743	0.69153	-0.045342	1.2577

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi, kısa pozisyonda 0,9950  $\alpha$  değeri için, uzun pozisyonda ise 0,0100, 0,0500 ve 0,0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının

kantil deęerlerine eřit olduęunu ileri sren  $H_0$  hipotezi, kısa pozisyonda 0,9500 ve 0,9750  $\alpha$  deęerleri iin kabul edilemezken, uzun pozisyonda tm  $\alpha$  deęerleri iin kabul edilmiřtir. Elde edilen bulgular deęerlendirildięinde, arpık student t daęılımının daha iyi performans gsterdięi sylenebilir.

Her  model bulguları birlikte deęerlendirildięinde, rneklem ii ve rneklem dıřı testlerde reddedilen  $\alpha$  deęerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en dřk olan ve ESF1 ve ESF2 deęerlerine gre rneklemde en ok sapmayı tespit eden en uygun modelin arpık student t daęılımına gre GARCH modelinin olduęu sylenebilir. Lgtr serisine iliřkin oynaklık modellemeleri ve riske maruz deęer bulguları aıklandıktan sonra tlhcm serisine iliřkin bulgulara ise Tablo 4.64, Tablo 4.65, Tablo 4.66, Tablo 4.67, Tablo 4.68, Tablo 4.69 ve Tablo 4.70'te sırasıyla yer verilmiřtir.

**Tablo 4.64: Tlhem Serisi İçin GARCH(1,2), EGARCH (1,1) ve GJR-GARCH(3,4) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları**

	<b>ARMA(2,1)- GARCH(1,2)</b>	<b>ARMA(2,1)- EGARCH(1,1)</b>	<b>ARMA(2,1)-GJR- GARCH(3,4)</b>
<b>Model Parametreleri</b>	<b>S<sub>T</sub> Dağılımı</b>	<b>S<sub>T</sub> Dağılımı</b>	<b>S<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>C (M)</b>	-0.058521* (0.030980) [0.0590]	-0.050628 (0.031838) [0.1119]	-0.037047 (0.030615) [0.2264]
<b>AR(1)</b>	1.288077*** (0.054561) [0.0000]	1.291369*** (0.040481) [0.0000]	1.295459*** (0.057108) [0.0000]
<b>AR(2)</b>	-0.313712*** (0.048100) [0.0000]	-0.316269*** (0.035382) [0.0000]	-0.322035*** (0.050132) [0.0000]
<b>MA(1)</b>	-0.785640*** (0.043643) [0.0000]	-0.787688*** (0.035601) [0.0000]	-0.780726*** (0.046672) [0.0000]
<b>C (V)</b>	0.003822*** (0.0011290) [0.0007]	-3.478866*** (0.039436) [0.0000]	0.003050*** (0.00076491) [0.0001]
<b>h1(V)</b>	0.048604 (0.034790) [0.1625]	-1.702057*** (0.30455) [0.0000]	0.033861* (0.018987) [0.0746]
<b>h2(V)</b>	0.027995 (0.028697) [0.3294]	-0.367349 (0.56892) [0.5185]	0.052810*** (0.018880) [0.0052]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.105273*** (0.030489) [0.0006]	0.493707** (0.20322) [0.0152]	0.132481*** (0.040130) [0.0010]
<b>ARCH(Alpha2)</b>	0.101573*** (0.027439) [0.0002]	-	0.199733*** (0.059994) [0.0000]
<b>ARCH(Alpha3)</b>	-	-	0.204605*** (0.058396) [0.0005]
<b>ARCH(Alpha4)</b>	-	-	0.133772*** (0.035117) [0.0001]
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.873566*** (0.042941) [0.0000]	0.455393** (0.21753) [0.0364]	1.473735*** (0.047630) [0.0000]
<b>GARCH(Beta2)</b>			1.430513*** (0.071033) [0.0000]
<b>GARCH(Beta3)</b>			0.850609*** (0.049227) [0.0000]
<b>EGARCH(Theta1)</b>	-	0.068027* (0.040521) [0.0933]	-
<b>EGARCH(Theta2)</b>	-	0.199494*** (0.069119) [0.0039]	-
<b>GJR(Gamma1)</b>	-	-	-0.106183** (0.049329) [0.0315]

Tablo 4.64'ün Devamı

	ARMA(2,1)- GARCH(1,2)	ARMA(2,1)- EGARCH(1,1)	ARMA(2,1)-GJR- GARCH(3,4)
Model Parametreleri	$S_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı
GJR(Gamma2)	-	-	0.127347* (0.077040) [0.0985]
GJR(Gamma3)	-	-	-0.130111* (0.075051) [0.0831]
GJR(Gamma4)	-	-	0.118956** (0.046983) [0.0114]
$S_T$	8.752534*** (1.3695) [0.0000]	8.765919*** (1.3716) [0.0000]	9.686535*** (1.7129) [0.0000]
LL	785.392	785.442	807.219
AIC	-0.654877	-0.654074	-0.666570
SIC	-0.628047	-0.624804	-0.620226
Q(20)	53.2509*** [0.0000]	52.1554*** [0.0000]	46.9751*** [0.0001]
Q <sup>2</sup> (20)	14.3234 [0.6440935]	17.4593 [0.4917710]	11.9465 [0.5320383]
ARCH(10)	0.45673 [0.9180]	0.60455 [0.8112]	0.44330 [0.9255]
ARCH(20)	0.68102 [0.8486]	0.85450 [0.6469]	0.57516 [0.9316]
ARCH(50)	1.0473 [0.3842]	1.1144 [0.2712]	0.99329 [0.4875]
Pearson (40)	77.3679*** [0.0000]	59.1353*** [0.0003]	69.3848*** [0.0000]
Pearson (50)	85.3805*** [0.0000]	63.3932*** [0.0044]	81.8710*** [0.0000]
Pearson (60)	100.1755*** [0.0000]	80.3362*** [0.0017]	95.8626*** [0.0000]

Tlhcem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, h1(V) ve h2(V) sırasıyla işlem hacminin varyansında oluşan kırılma tarihlerini,  $S_T$  student t dağılımını, Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.64 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca tüm modellere ilişkin student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması tlhcem serisinin normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH

modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,9798) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle tlhcm serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca, EGARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, EGARCH parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, pozitif şokların oynaklığı negatif şoklara oranla daha fazla etkilediğini ifade etmektedir. GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde ise GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olması, ilgili seride kaldıraç etkisinin olduğu, negatif haber ve gelişmelerin işlem hacmi oynaklığını pozitif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Modellere göre yapısal kırılmaların etkisi değerlendirildiğinde, GARCH modeline göre yapısal kırılmaların işlem hacmi oynaklığı üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Ancak, GJR-GARCH modeline göre her iki yapısal kırılmanın işlem hacmi oynaklığı üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etkisinin olduğu, EGARCH modeline göre ise sadece 30.01.2013 tarihli yapısal kırılmanın istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif etkisinin olduğu bulguları elde edilmiştir. Tablo 4.64'ten elde edilen diğer bir bulguya göre, bütün modellerde student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, student t dağılımını kullanarak en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.65, Tablo 4.66, Tablo 4.67 ve Tablo 4.68, Tablo 4.69 ve Tablo 4.70'te sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.65: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.93869	3.5761**	0.058615	0.38453	1.3747
0.9750	0.96688	3.4903*	0.061730	0.46815	1.1778
0.9900	0.98027	10.578***	0.0011447	0.43896	1.2708
0.9950	0.99225	1.8479	0.17403	0.37543	1.2453
0.9975	0.99577	1.4054	0.23581	0.44876	1.1038
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.033827	8.7742***	0.0030553	-0.38519	1.2639
0.0250	0.013390	9.4186***	0.0021479	-0.40471	1.0365
0.0100	0.0049331	4.5240**	0.033424	-0.47918	-4.5338
0.0050	0.0028189	1.6120	0.20421	-0.48535	1.4322
0.0025	0.0021142	0.089427	0.76491	-0.52903	1.0627

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trenden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750, 0,9900  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250 ve 0, 0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.66: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.93763	2.8342*	0.092277	0.39837	1.8209
0.9750	0.96300	4.8792**	0.027182	0.43796	1.4669
0.9900	0.98414	2.7822*	0.095319	0.52219	1.3851
0.9950	0.99366	0.31573	0.57419	0.63965	1.5295
0.9975	0.99366	3.9158**	0.047834	0.63965	1.3196
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.028541	10.779***	0.0010267	-0.32111	1.5021
0.0250	0.012685	7.1636***	0.0074399	-0.39322	1.1620
0.0100	0.0021142	8.7636***	0.0030731	-0.62482	1.1334
0.0050	0.0010571	4.3669**	0.036643	-0.69586	1.0671
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750, 0,9900 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250, 0,0100 ve 0,0050  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.67: Tlcm Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94221	1.7288	0.18856	0.41440	1.3395
0.9750	0.96406	6.1506**	0.013137	0.46355	1.0665
0.9900	0.98238	6.7803***	0.0092169	0.47129	1.4112
0.9950	0.98943	6.6941***	0.0096730	0.47971	1.0990
0.9975	0.99436	4.1202**	0.042374	0.51058	1.1564
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.033827	8.7742***	0.0030553	-0.38682	0.60062
0.0250	0.015504	6.0582**	0.013842	-0.44161	2.8452
0.0100	0.0049331	4.5240**	0.033424	-0.55074	1.2025
0.0050	0.0028189	1.6120	0.20421	-0.59538	1.1076
0.0025	0.0014094	0.80431	0.36981	-0.73670	1.0396

Tlcm, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750, 0,9900, 0,9950 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250 ve 0, 0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.



**Tablo 4.68: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.93869	2.3841	0.12258	0.39468	1.8441
0.9750	0.96406	4.1004**	0.042873	0.43059	1.4984
0.9900	0.98309	3.7823*	0.051797	0.52841	1.3880
0.9950	0.99154	1.8796	0.17038	0.58315	1.4342
0.9975	0.99366	3.9158**	0.047834	0.63965	1.3507
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.028541	10.779***	0.0010267	-0.32111	1.5626
0.0250	0.011628	8.6324***	0.0033023	-0.41964	1.1549
0.0100	0.0021142	8.7636***	0.0030731	-0.62482	1.1423
0.0050	0.0010571	4.3669**	0.036643	-0.69586	1.0702
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750, 0,9900 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250, 0,0100 ve 0,0050  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.69: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94292	1.4359	0.23081	0.39889	1.6469
0.9750	0.96829	2.4208	0.11973	0.47402	1.2866
0.9900	0.98309	5.6734**	0.017224	0.53430	1.4725
0.9950	0.98872	8.2686***	0.0040336	0.50821	1.1842
0.9975	0.99225	10.031***	0.0015396	0.44756	0.98663
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.033827	8.7742***	0.0030553	-0.40200	1.0542
0.0250	0.014094	8.1986***	0.0041922	-0.44190	1.7015
0.0100	0.0056378	3.2377*	0.071962	-0.54201	1.1520
0.0050	0.0035236	0.69358	0.40495	-0.56817	1.0538
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900, 0,9950 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250 ve 0, 0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

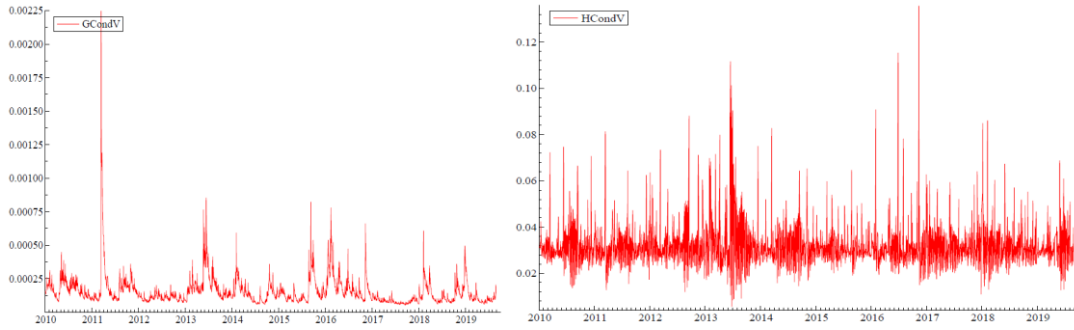
**Tablo 4.70: Tlhm Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(3,4) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94292	0.95724	0.32788	0.35056	1.5257
0.9750	0.97463	0.0052872	0.94203	0.38555	-0.27080
0.9900	0.98732	0.63492	0.42556	0.50449	1.6099
0.9950	0.99154	1.8796	0.17038	0.49557	1.3971
0.9975	0.99577	0.93697	0.33306	0.68329	1.3527
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.032770	6.6974***	0.0096552	-0.28334	2.5933
0.0250	0.0095137	12.141***	0.00049326	-0.40415	1.1516
0.0100	0.0010571	12.502***	0.00040651	-0.69586	1.1891
0.0050	0.0010571	4.3669**	0.036643	-0.69586	1.0528
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Tlhm, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.					

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250, 0,0100 ve 0,0050  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

Her üç model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örnekleme en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Yapılan analiz doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerine ilişkin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.15'te yer verilmiştir.

**Grafik 4.15: Japonya-Nikkei 225 Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.71'de sunulmuştur.

**Tablo 4.71: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	1.723	0.4226
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	12.697***	0.0017
*** % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.		

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 1 anlamlılık düzeyinde işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ancak, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğuna dair (hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu dair) herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.

Gelişmiş ülke endekslerine ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra gelişmekte olan ülke endeksleriyle araştırmaya devam edilmiştir.

#### 4.4.2. Gelişmekte Olan Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular

Bu kısımda, Şangay Kompozit, SET, Jakarta Borsası Kompozit, BİST 100 ve S&P BMV IPC Endeksleri'ne ilişkin bulgulara sırasıyla yer verilmiştir.

##### 4.4.2.1. Çin-Şangay Kompozit Endeksi'ne İlişkin Bulgular

Gelişmekte olan ülkeler üzerindeki araştırmaya Şangay Kompozit Endeksi'yle başlanmış, bu doğrultuda ilk olarak ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.72'de sunulmuştur.

**Tablo 4.72: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

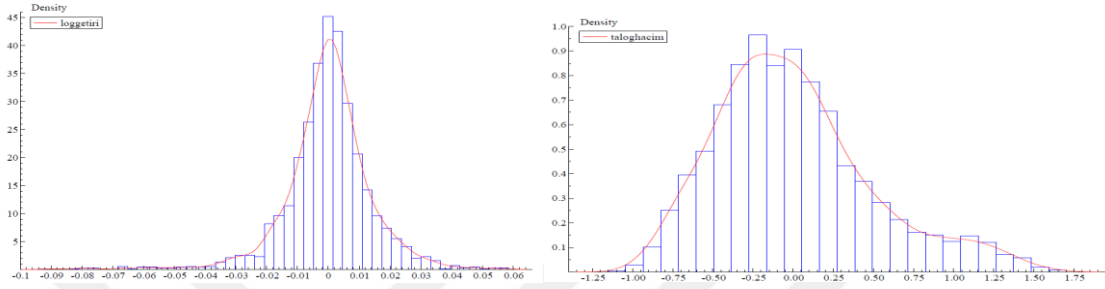
	<b>Lgtr</b>	<b>TlhcM</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2348	2348
<b>Ortalama</b>	-6.91e-05	-0.000220
<b>Medyan</b>	0.000365	-0.063448
<b>Maksimum</b>	0.058496	1.636376
<b>Minimum</b>	-0.090952	-1.045873
<b>Standart Sapma</b>	0.014141	0.489706
<b>Çarpıklık</b>	-0.903522	0.735157
<b>Basıklık</b>	8.687495	3.380527
<b>Jarque-Bera</b>	3484.139	225.6646
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.0000	0.0000
<b>Q (50)</b>	137.69*** [0.0000]	53882.0*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	2068.2*** [0.0000]	37308.0*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	32.81696*** [0.0000]	920.8540*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	20.51582*** [0.0000]	467.1791*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	11.81754*** [0.0000]	187.8112*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4.72 incelendiğinde, her iki serinin örneklem ortalaması negatif; ancak, tlhcM serisi için sıfıra oldukça yakın, lgtr serisi için ise sıfırdan oldukça uzak olduğu söylenebilir. TlhcM serisinin standart sapmasının lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, lgtr serisinin çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık olduğunu ve negatif asimetri gösterdiğini ve tlhcM serisinin çarpık değerinin pozitif olması da serinin sağa çarpık olduğunu ve pozitif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın

kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Ancak, lgtr serisinde yaşanan kalın kuyruklu problem tihcm serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 4.72'ye bakarak söylenebilir. Her iki seri için Grafik 4.16'da sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

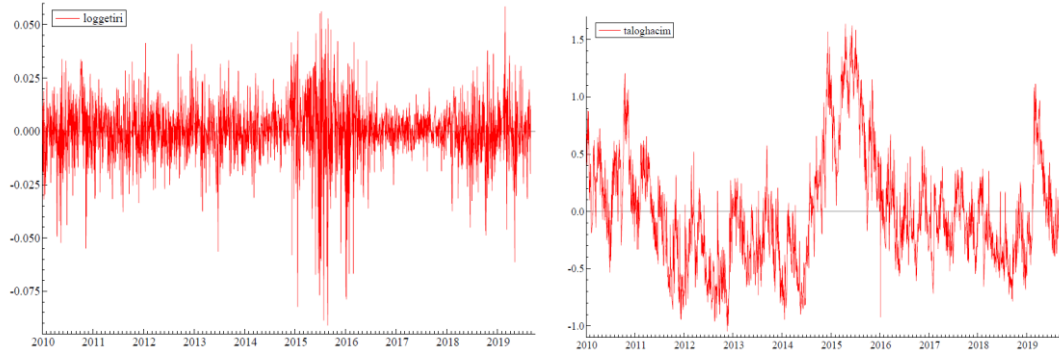
**Grafik 4.16: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve Tihcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve lgtr için negatif ve tihcm için pozitif olduğu ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, lgtr serisinin sola çarpık ve tihcm serisinin sağa çarpık olması, serilerin aşırı sivri olması ve kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, Grafik 4.16'a göre, bahsedilen özelliklerin lgtr serisinde daha belirgin olduğu görülmektedir.

Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.17'de serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.17: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcın Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum Şangay Kompozit Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri ilgili serilerin ve karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.73'te sunulmuştur.

**Tablo 4.73: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	0.76146137 (9.0025161)	0.71507433 (9.0025161)	-604.91262 (-46.899294)	0.028747882 (0.10271870)	-17.389957 (-4.8413194)	08.08.2011 04.03.2013 19.01.2015 07.01.2016 29.06.2018
<b>Tlhc</b>	1.8154576 (9.1654106)	1.6287421 (9.1654106)	-260.25813 (-45.638304)	0.043805509 (0.10471152)	-11.400740 (-4.7281296)	18.01.2011 06.06.2012 28.05.2013 25.06.2014 06.07.2015

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.74'te sunulmuştur.



Tablo 4.74: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları

	Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli	TlhcM Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (2,2)</b>	<b>ARMA(2,2)</b>
<b>C</b>	-6.93129e-005 (0.0002956) [0.8150]	0.0184979 (0.1191) [0.8770]
<b>AR (1)</b>	-0.912324*** (0.05214) [0.0000]	1.55125*** (0.09682) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	-0.893931*** (0.07123) [0.0000]	-0.556425*** (0.09516) [0.0000]
<b>MA (1)</b>	0.947266*** (0.04605) [0.0000]	-0.931667*** (0.1017) [0.0000]
<b>MA (2)</b>	0.904831*** (0.06755) [0.0000]	0.107282*** (0.05599) [0.0000]
<b>AIC</b>	-5.68110925	-0.631640688
<b>LL</b>	6675.62226	747.546167
<b>Çarpıklık</b>	-0.86565	0.48298
<b>Basıklık</b>	5.4232	1.9144
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	3170.7*** [0.0000]	449.83*** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	594.95*** [0.0000]	175.99*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	119.29*** [0.0000]	37.962* [0.0944]
<b>ARCH (10)</b>	32.768*** [0.0000]	7.4377*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	19.788*** [0.0000]	4.1445*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	11.050*** [0.0000]	2.6506*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca ARMA modelinin tahmininde en çok olabirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4.74 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, lgtr serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiğine, dik (sivri) dağıldığına ve kalın kuyruklu probleminin var olduğuna işaret etmektedir. TlhcM serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri ise model

artıklarının pozitif asimetriye sahip olduğunu ve artıkların normalden daha basık dağıldığını göstermektedir. Ljung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.75'te sunulmuştur.

**Tablo 4.75: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
26.01.2010	16.11.2010	16.11.2010
16.04.2010	03.12.2014	03.12.2014
14.05.2010	02.03.2016	02.03.2016
-	15.06.2018	15.06.2018
<b>TlhcM Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
08.10.2010	23.02.2010	26.11.2014
16.11.2010	27.04.2010	02.09.2015
18.11.2011	19.07.2010	
16.01.2012	16.09.2010	
20.07.2012	16.11.2010	
13.11.2012	18.11.2011	
05.12.2012	16.01.2012	
17.12.2013	20.07.2012	
27.11.2014	13.11.2012	
06.01.2015	30.11.2012	
27.01.2015	07.03.2013	
27.02.2015	09.08.2013	
02.09.2015	27.11.2014	
04.11.2015	06.01.2015	
17.11.2015	27.01.2015	
11.04.2018	06.02.2015	
21.08.2018	16.03.2015	
22.02.2019	16.04.2015	
12.03.2019	28.07.2015	
29.03.2019	02.09.2015	
08.04.2019	04.11.2015	
-	09.11.2015	
-	11.04.2018	
-	21.08.2018	
-	22.02.2019	
-	12.03.2019	
-	29.03.2019	
-	08.04.2019	
-	10.05.2019	
-	08.07.2019	
-	14.08.2019	

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.

Tablo 4.75 incelendiğinde, Inclant-Tiao'nun ICSS algoritması, lgtr serisi için 2010 ocak, nisan ve mayıs dönemleri için toplamda 3 yapısal kırılma, tlhcm serisi için ise 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2018 ve 2019 yılları için toplamda 21 kırılma göstermiştir. Ayrıca kappa-1 algoritması, lgtr serisi için 2010, 2014, 2016 ve 2018 yılları için toplamda 4 yapısal kırılma, tlhcm serisi için 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2018 ve 2019 yılları için toplamda 31 yapısal kırılma tespit etmiştir. Kappa-2 algoritma ise lgtr serisi için 16.11.2010, 03.12.2014, 02.03.2016 ve 15.06.2018 tarihleri için toplamda 4 yapısal kırılma göstermiş, tlhcm serisi için de 26.11.2014 ve 02.09.2015 tarihleri için toplamda 2 kırılma ortaya koymuştur. Lgtr serisinde oluşan 16.11.2010 tarihli kırılmanın Euro Bölgesi krizi ile Çin'in enflasyonu dizginlemek için Yuan bazlı mevduat ve krediler için gösterge faiz oranını arttırma kararına bağlanabilir. 26.11.2014 ve 03.12.2014 tarihli yapısal kırılmalar ise dünyanın en büyük altın alıcısı Çin'deki altın talebinin, fiyatları düşen külçe, sikke ve mücevher alımlarını arttırmayı başaramaması ve yetkililerin ülke çapında yürütülen yolsuzluk karşıtı kampanyaya ısrarlı desteğinin sürdürmeleriyle ilişkilendirilebilir. 02.09.2015 tarihli yapısal kırılma ise Ağustos 2015'te Çin'in resmi para birimi olan yuanın devalüe edilmesi ile Çin hükümetinin, yatırımcılara kaldıraç ve sıkılaştırılmış kredili işlemlere ilişkin uyarıda bulunmasına bağlanabilir. 02.03.2016 tarihli yapısal kırılma, Çin Merkez Bankası'nın zorunlu karşılık oranının 0,5 yüzde puan aşağı çekileceği ve bu uygulamanın 1 Mart'tan itibaren geçerli olacağı yönündeki bildirimlerine bağlanabilir. Son olarak 15.06.2018 tarihli yapısal kırılma ise Çin ile ABD arasında ticaret savaşları doğrultusunda ABD'nin Çin'e yaptırım uygulamasından kaynaklandığı söylenebilir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan kappa-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da lgtr serisinin varyansında 4, tlhcm serisinin varyansında 2 yapısal kırılma tespit edilmesi nedeniyle öncelikle serilere yapısal kırılmalar eklenerek en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla

araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda sadece lgtr serisi için en uygun model seçimi yapılmış ve bu doğrultuda geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgular Tablo 4.76, Tablo 4.77 ve Tablo 4.78’de ve tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.79’da sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.76: Lgtr Serisi İçin GARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları**

Model Parametreleri	ARMA(2,2)-GARCH(1,1)	
	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
<b>C (M)</b>	0.000389* (0.00020549) [0.0587]	0.000206 (0.00022784) [0.3671]
<b>AR(1)</b>	0.751484*** (0.11015) [0.0000]	0.743834*** (0.10232) [0.0000]
<b>AR(2)</b>	-0.768634*** (0.10228) [0.0000]	-0.781064*** (0.10511) [0.0000]
<b>MA(1)</b>	-0.763403*** (0.10412) [0.0000]	-0.756682*** (0.097105) [0.0000]
<b>MA(2)</b>	0.797118*** (0.10067) [0.0000]	0.807039*** (0.10253) [0.0000]
<b>C (V) x 10<sup>4</sup></b>	0.007896** (0.0037447) [0.0351]	0.007888** (0.0036722) [0.0318]
<b>g1(V)</b>	0.0000459 (0.3934e-005) [0.6293]	0.0000308 (0.7452e-005) [0.7276]
<b>g2(V)</b>	0.000592** (0.00029636) [0.0459]	0.000608** (0.00029265) [0.0380]
<b>g3(V)</b>	-0.0004046*** (0.3175e-005) [0.0000]	-0.0003956*** (0.7603e-005) [0.0000]
<b>g4(V)</b>	0.000353** (0.00015271) [0.0207]	0.000339** (0.00014791) [0.0221]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.035509*** (0.0088748) [0.0001]	0.022529*** (0.0070640) [0.0014]
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.960423*** (0.0095709) [0.0000]	1.466386*** (0.10140) [0.0000]
<b><math>S_T</math></b>	4.583109*** (0.43245) [0.0000]	-
<b><math>SS_T</math></b>	-	4.704558*** (0.45602) [0.0000]

Tablo 4.76'nın Devamı

Model Parametreleri	ARMA(2,2)-GARCH(1,1)	
	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
$\ln(k)$	-	-0.051271** (0.025147) [0.0416]
<b>LL</b>	7105.880	7107.691
<b>AIC</b>	-6.041635	-6.042327
<b>SIC</b>	-6.009737	-6.007975
<b>Q(50)</b>	45.4249 [0.4962363]	45.8614 [0.4780162]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	51.9354 [0.3231767]	51.4982 [0.3385511]
<b>ARCH(10)</b>	1.4043 [0.1719]	1.3832 [0.1816]
<b>ARCH(20)</b>	0.89658 [0.5919]	0.88023 [0.6133]
<b>ARCH(50)</b>	1.0048 [0.4648]	0.99651 [0.4811]
<b>Pearson (40)</b>	56.5656*** [0.0004]	61.1652*** [0.0000]
<b>Pearson (50)</b>	70.2283*** [0.0005]	70.2283*** [0.0003]
<b>Pearson (60)</b>	74.4361*** [0.0050]	73.7206*** [0.0044]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, g1(V), g2(V), g3(V) ve g4(V) sırasıyla getiri serisinin varyansında oluşan kırılma tarihlerini,  $S_T$  ve  $SS_T$  sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını,  $\ln(k)$  çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği testi istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.76 incelendiğinde, sabit terimler hariç, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminin tüm parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve  $Q^2$  otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin negatif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,9959 ve çarpık student t için; 1,4890) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Modellere göre yapısal kırılmaların etkisi değerlendirildiğinde, GARCH modeline göre her iki dağılımda 03.12.2014 ve 15.06.2018 tarihli yapısal kırılmaların hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitifken, 02.03.2016 tarihli yapısal kırılmanın etkisi istatistiksel açıdan anlamlı ve negatiftir. Ancak, her iki dağılımda 16.11.2010 tarihli yapısal kırılmanın hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır.

Tablo 4.76'dan elde edilen diđer bir bulguya gore, butun modellerde student t dađıllımına iliřkin Pearson uyum iyiliđi istatistiklerinin istatistiksel aıdan % 1 duzeyinde anlamlı olmasına rađmen, farklı hucelerde seimde kayıtsız kalınmıřtır. Bu nedenle, her iki dađıllımı kullanarak en uygun model seiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıř ve elde edilen bulgular Tablo 4.77 ve Tablo 4.78'de sırasıyla sunulmuřtur.



**Tablo 4.77: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95458	0.64045	0.42355	0.027868	1.3157
0.9750	0.98013	1.6330	0.20128	0.030926	1.2373
0.9900	0.99432	3.1502*	0.075919	0.033673	1.1825
0.9950	0.99858	5.0714**	0.024323	0.038562	1.2083
0.9975	0.99858	0.78255	0.37636	0.038562	1.0257
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.055358	0.82434	0.36392	-0.033546	1.4760
0.0250	0.031938	2.5613	0.10951	-0.042287	1.3687
0.0100	0.014194	2.2158	0.13661	-0.051554	1.2753
0.0050	0.0070972	1.1016	0.29392	-0.058488	1.1981
0.0025	0.0035486	0.54922	0.45864	-0.061940	1.1248
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94890	0.035650	0.85024	0.027401	1.3206
0.9750	0.97800	0.54131	0.46189	0.030299	1.2616
0.9900	0.99290	1.3344	0.24803	0.033033	1.1946
0.9950	0.99787	2.9794*	0.084329	0.039490	1.1863
0.9975	0.99858	0.78255	0.37636	0.038562	1.0865
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.049681	0.0030318	0.95609	-0.035395	1.4797
0.0250	0.028389	0.63649	0.42499	-0.042953	1.3644
0.0100	0.012775	1.0076	0.31548	-0.053821	1.2550
0.0050	0.0056778	0.12463	0.72407	-0.055205	1.1964
0.0025	0.0021292	0.081842	0.77482	-0.053466	1.1580

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken,

uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda sadece 0,9950  $\alpha$  değeri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.78: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95101	0.020365	0.88652	0.027525	1.3134
0.9750	0.98083	1.4224	0.23301	0.031649	1.2741
0.9900	0.99255	0.67385	0.41171	0.031484	1.1225
0.9950	0.99787	1.9844	0.15893	0.036303	1.1443
0.9975	0.99894	0.99024	0.31968	0.041560	1.0853
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.048988	0.020365	0.88652	-0.042238	1.6069
0.0250	0.030884	1.2423	0.26503	-0.052176	1.4679
0.0100	0.018104	5.0238**	0.025002	-0.060512	1.3208
0.0050	0.0074547	0.98746	0.32036	-0.072386	1.3688
0.0025	0.0042599	0.96146	0.32682	-0.071186	1.3215
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Test Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.68264	677.72***	0.00000	0.011039	0.069431
0.9750	0.90415	113.80***	0.00000	0.023580	1.4375
0.9900	0.97338	18.005	2.2031e-005	0.032253	1.3369
0.9950	0.98509	12.075***	0.00051112	0.033985	1.2420
0.9975	0.99468	2.2634	0.13246	0.031291	1.2293
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.030884	8.3151***	0.0039316	-0.050310	1.4635
0.0250	0.021299	0.55502	0.45627	-0.058660	1.3259
0.0100	0.010650	0.039196	0.84306	-0.071729	1.2385
0.0050	0.0031949	0.70576	0.40086	-0.057056	1.3131
0.0025	0.0021299	0.054314	0.81572	-0.070059	1.2565

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda sadece 0,0100  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık



oranlarının kantil deęerlerine eřit olduęunu ileri sren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750 ve 0,9950  $\alpha$  deęerleri iin, uzun pozisyonda ise sadece 0,0500  $\alpha$  deęeri iin kabul edilememiřtir.

GARCH modeline iliřkin her iki daęılım birlikte deęerlendirildięinde, rneklem ii ve rneklem dıřı testlerde reddedilen  $\alpha$  deęerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en dřk olan ve ESF1 ve ESF2 deęerlerine gre rneklemde en ok sapmayı tespit eden model olan student t daęılımına gre GARCH modelinin en uygun model olduęu sylenebilir. Lgtr serisi iin oynaklık modelleme ve riske maruz deęer testlerine iliřkin bulgular aıklandıktan sonra tlcm serisine iliřkin en uygun oynaklık modeline iliřkin bulgulara Tablo 4.79’da yer verilmiřtir.

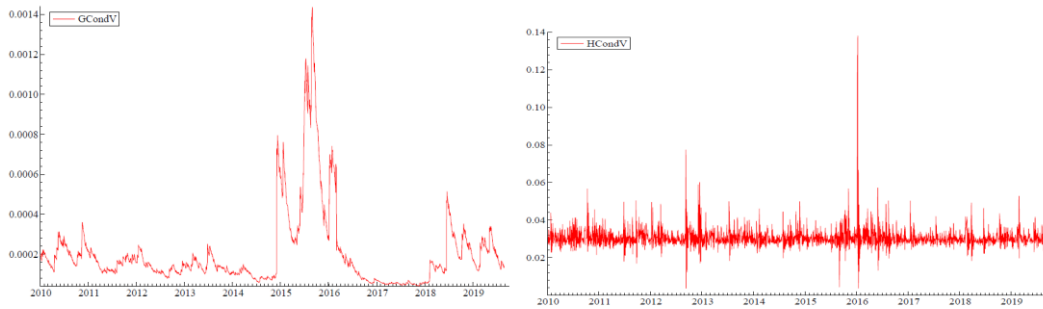
Tablo 4.79: TlhcM Serisi İçin GARCH(3,2) Model Tahmin Sonuçları

Model Parametreleri	ARMA(2,2)-GARCH(3,2) S <sub>T</sub> Dağılımı
C (M)	-0.396825* (0.23116) [0.0862]
AR(1)	1.578916*** (0.096676) [0.0000]
AR(2)	-0.582419*** (0.095504) [0.0000]
MA(1)	-0.947977*** (0.10352) [0.0000]
MA(2)	0.113403* (0.058808) [0.0539]
C (V)	0.039506*** (0.0082979) [0.0000]
h1(V)	-0.016398* 0.0087471 [0.0610]
h2(V)	-0.024471*** (0.0024686) [0.0000]
ARCH(Alpha1)	0.062383** (0.026379) [0.0181]
ARCH(Alpha2)	0.062841*** (0.017825) [0.0004]
GARCH(Beta1)	0.960423*** (0.0095709) [0.0000]
GARCH(Beta2)	0.478592*** (0.12315) [0.00001]
GARCH(Beta3)	0.272348*** (0.10232) [0.0078]
S <sub>T</sub>	8.561820*** (1.6002) [0.0000]
LL	802.094
AIC	-0.671290
SIC	-0.636938
Q(20)	17.4538 [0.3568366]
Q <sup>2</sup> (20)	18.9670 [0.2152333]
ARCH(10)	1.0133 [0.4293]
ARCH(20)	0.94785 [0.5249]
ARCH(50)	1.1427 [0.2303]
Pearson (40)	105.3220*** [0.0000]
Pearson (50)	130.3646*** [0.0000]
Pearson (60)	126.2078*** [0.0000]

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, h1(V) ve h2(V) sırasıyla işlem hacmi serisinin varyansında oluşan kırılma tarihlerini, S<sub>T</sub> student t dağılımını, Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.79 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve  $Q^2$  otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca tüm modellere ilişkin student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 1,0227) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle tlhcm serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönem üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Modellere göre yapısal kırılmaların etkisi değerlendirildiğinde, 26.11.2014 ve 02.09.2015 tarihli yapısal kırılmaların işlem hacmi oynaklığı üzerindeki etkisinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu tespit edilmiştir. Tablo 4.79'dan elde edilen diğer bir bulguya göre, student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olması ilgili modelin güçlü bir performansa sahip olduğunu göstermektedir. Diğer iki modelden anlamlı bulgular elde edilememesi nedeniyle Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanamamıştır. Yapılan analizler doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerine ilişkin zaman yolu grafikleri Grafik 4.18'de sunulmuştur.

**Grafik 4.18: Çin-Şangay Kompozit Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.80'de sunulmuştur.

**Tablo 4.80: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	15.909***	0.0004
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	2.157	0.3401
*** % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.		

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 1 anlamlılık düzeyinde hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ancak, işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğuna dair (işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu dair) herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.

Şangay Kompozit Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra SET Endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### **4.4.2.2. Tayland-SET Endeksi'ne İlişkin Bulgular**

Bu kısımda, SET Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilk olarak ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.81'de sunulmuştur.

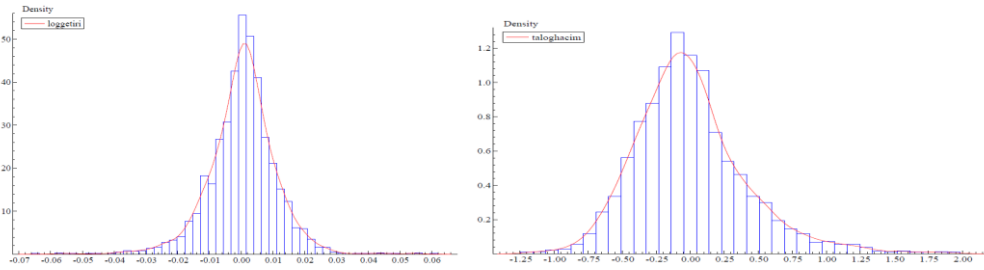
Tablo 4.81: Tayland-SET Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	<b>Lgtr</b>	<b>Tlhc</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2356	2356
<b>Ortalama</b>	0.000371	0.000106
<b>Medyan</b>	0.000857	-0.047100
<b>Maksimum</b>	0.061057	1.965122
<b>Minimum</b>	-0.064571	-1.155142
<b>Standart Sapma</b>	0.010756	0.411551
<b>Çarpıklık</b>	-0.272248	0.883758
<b>Basıklık</b>	7.059578	4.903861
<b>Jarque-Bera</b>	1646.907	662.5073
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.00000	0.00000
<b>Q (50)</b>	79.496*** [0.0050]	27706.0*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	1216.2*** [0.0000]	8773.0*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	35.20659*** [0.0000]	305.5162*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	18.72780*** [0.0000]	156.2517*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	8.282625*** [0.0000]	63.91965*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

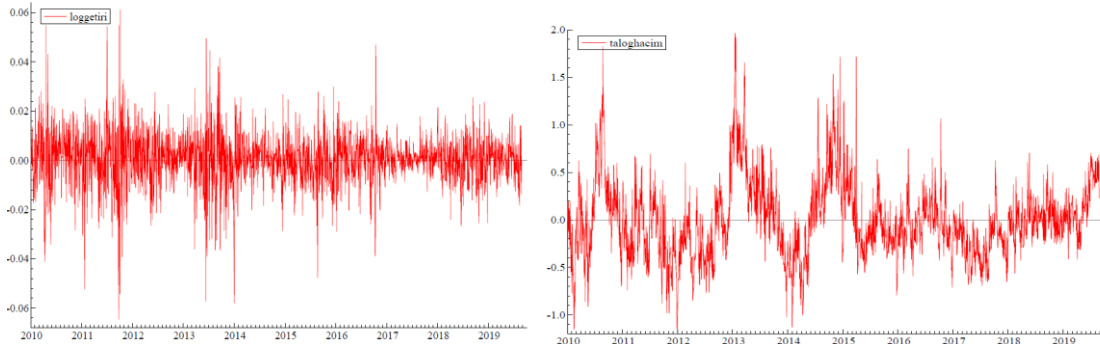
Tablo 4.81 incelendiğinde, her iki serinin örneklem ortalaması pozitif; ancak, sifıra oldukça yakın olduğu söylenebilir. Tlhc serisinin standart sapmasının Lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, Lgtr serisinin çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık olduğunu ve negatif asimetri gösterdiğini ve tlhc serisinin çarpıklık değerinin pozitif olması da serinin sağa çarpık olduğunu ve pozitif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Ancak, Lgtr serisinde yaşanan kalın kuyrukluğunun tlhc serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 4.81'e bakarak söylenebilir. Her iki seri için Grafik 4.19'da sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

**Grafik 4.19: Tayland-SET Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve lgtr için negatif ve tlhcm için pozitif olduğu ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, lgtr serisinin sola çarpık ve tlhcm serisinin sağa çarpık olması, serilerin aşırı sivri olması ve kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, Grafik 4.19'a göre bahsedilen özelliklerin lgtr serisinde daha belirgin olduğu görülmektedir. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.20'de serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.20: Tayland-SET Endeksi'nin Lgtr ve Tlhcm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum SET Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Çalışmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri ilgili serilerin ve karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.82'de sunulmuştur.

**Tablo 4.82: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	1.1783878 (9.2640440)	1.1598721 (9.2640440)	-385.92139 (-47.234991)	0.035993708 (0.10230565)	-13.890742 (-4.8560732)	26.09.2011 11.06.2013 24.08.2015 08.09.2016 19.06.2018
<b>Tlhc</b>	1.2014265 (9.8493784)	0.94687565 (9.8493784)	-481.53232 (-46.143417)	0.032216353 (0.10536242)	-15.513215 (-4.7210321)	27.12.2010 28.12.2011 13.12.2012 11.04.2014 31.03.2015

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-

Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır.

Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.83'te sunulmuştur.





Tablo 4.83: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları

	Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli	Tlhcın Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (4,5)</b>	<b>ARMA(2,1)</b>
<b>C</b>	0.000372481 (0.0002422) [0.1240]	0.00783268 (0.06898) [0.9100]
<b>AR (1)</b>	0.476692*** (0.03855) [0.0000]	1.36540*** (0.04122) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	0.418799*** (0.06489) [0.0000]	-0.378411*** (0.03859) [0.0000]
<b>AR (3)</b>	0.168998*** (0.03476) [0.0000]	-
<b>AR(4)</b>	-0.824297*** (0.004645) [0.0000]	-
<b>MA (1)</b>	-0.398648*** (0.04198) [0.0000]	-0.800069*** (0.03081) [0.0000]
<b>MA (2)</b>	-0.409672*** (0.06125) [0.0000]	-
<b>MA (3)</b>	-0.249442*** (0.03756) [0.0000]	-
<b>MA(4)</b>	0.802547*** (0.01608) [0.0000]	-
<b>MA(5)</b>	0.0932796*** (0.02090) [0.0000]	-
<b>AIC</b>	-6.23413143	-0.166519477
<b>LL</b>	7354.80683	201.159944
<b>Çarpıklık</b>	-0.19089	0.77011
<b>Basıklık</b>	3.7660	3.5400
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	1406.6*** [0.0000]	1463.0*** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	624.51*** [0.0000]	334.84*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	46.472 * [0.0571]	75.736*** [0.0050]
<b>ARCH (10)</b>	37.178 *** [0.0000]	8.3305 *** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	19.507 *** [0.0000]	5.1024*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	8.5786 *** [0.0000]	2.4738*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcın ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca, ARMA modelinin tahmininde en çok olabirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4.83 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir

dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, lgtr serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiğine, dik (sivri) dağıldığına ve kalın kuyrukluğunun var olduğuna işaret etmektedir. Tlhcem serisine ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri ise model artıklarının pozitif asimetriye sahip olduğunu, model artıklarının dik (sivri) dağıldığını ve kalın kuyrukluğunun var olduğunu göstermektedir. Lijung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.84’te sunulmuştur.

**Tablo 4.84: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
26.02.2010	07.01.2014	07.01.2014
07.04.2010	-	-
19.04.2010	-	-
30.04.2010	-	-
25.05.2010	-	-
<b>Tlhcem Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
10.02.2010	02.08.2010	-
27.04.2010	07.09.2010	-
29.04.2010	16.09.2011	-
17.05.2010	26.12.2011	-
-	06.01.2012	-
-	11.12.2012	-
-	25.03.2013	-
-	18.07.2014	-
-	01.04.2015	-
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcem ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4.84 incelendiğinde, Inclant-Tiao’nun ICSS algoritması, lgtr serisi için 2010 Şubat, Nisan ve Mayıs ayları için toplamda 5 yapısal kırılma, tlhcem serisi için ise 2010 Şubat, Nisan ve Mayıs ayları için toplamda 4 yapısal kırılma göstermiştir. Ayrıca kappa-1 algoritması, lgtr serisi için 2014’ün Ocak ayı için toplamda 1 yapısal kırılma, tlhcem serisi için 2010-2015 dönemleri için toplamda 9 yapısal kırılma tespit etmiştir. Kappa-2 algoritması ise lgtr serisi için 07.01.2014 tarihi için toplamda 1 yapısal kırılma

göstermiş, tlcm serisi için ise herhangi bir yapısal kırılma ortaya koyamamıştır. 07.01.2014 tarihli yapısal kırılmanın Tayland hükümetinin 2 Şubat seçimlerini ertelemesi ve bu nedenle 1000'den fazla hükümet karşıtı protestocunun Başbakan Yingluck Shinawatra'nın Bangkok'taki evini kuşatması ve uzun bir süre taraflar arasında uzlaşamamasından kaynaklandığı söylenebilir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan kappa-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da lgtr serisinin varyansında 1 yapısal kırılma tespit edilmesi nedeniyle öncelikle seriye yapısal kırılmalar eklenerek ve tlcm serisi için herhangi bir yapısal kırılma dikkate alınmaksızın en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda en uygun model seçiminde sadece tlcm serisi için geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgulara Tablo 4.85'te ve tlcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.86, Tablo 4.87, Tablo 4.88, Tablo 4.89 ve Tablo 4.90, Tablo 4.91 ve Tablo 4.92'de sırasıyla yer verilmiştir.

Tablo 4.85: Lgtr Serisi İçin GARCH(3,4) Modeline İlişkin Tahmin Sonuçları

	ARMA(4,5)-GARCH(3,4)
<b>Model Parametreleri</b>	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>C (M)</b>	0.000679*** (0.00018685) [0.0003]
<b>AR(1)</b>	0.472191*** (0.057419) [0.0000]
<b>AR(2)</b>	0.605938*** (0.070068) [0.0000]
<b>AR(3)</b>	0.350202*** (0.039983) [0.0000]
<b>AR(4)</b>	-0.907361*** (0.041583) [0.0000]
<b>MA(1)</b>	-0.386873*** (0.061278) [0.0000]
<b>MA(2)</b>	-0.628873*** (0.067461) [0.0000]
<b>MA(3)</b>	-0.432294*** (0.035961) [0.0000]
<b>MA(4)</b>	0.881994*** (0.035289) [0.0000]
<b>MA(5)</b>	0.099189*** (0.023626) [0.0000]
<b>C (V)</b>	0.003479 (0.0023216) [0.1341]
<b>g1(V)</b>	-0.0000123*** (0.2976e-006) [0.0003]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.072648*** (0.027835) [0.0091]
<b>ARCH(Alpha2)</b>	0.139434*** (0.041838) [0.0009]
<b>ARCH(Alpha3)</b>	0.055764** (0.028401) [0.0497]
<b>ARCH(Alpha4)</b>	0.108528*** (0.037904) [0.0042]
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.470468*** (0.12354) [0.0001]

Tablo 4.85'in Devamı

	ARMA(4,5)-GARCH(3,4)
<b>Model Parametreleri</b>	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>GARCH(Beta2)</b>	0.893922*** (0.082550) [0.0000]
<b>GARCH(Beta3)</b>	0.413787*** (0.10937) [0.0002]
<b>SS<sub>T</sub></b>	7.893524*** (1.1854) [0.0000]
<b>ln(k)</b>	-0.059509** (0.028090) [0.0342]
<b>LL</b>	7701.326
<b>AIC</b>	-6.519801
<b>SIC</b>	-6.468418
<b>Q(50)</b>	49.4736 [0.1709015]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	36.9912 [0.7284120]
<b>ARCH(10)</b>	0.51424 [0.8812]
<b>ARCH(20)</b>	0.45967 [0.9803]
<b>ARCH(50)</b>	0.73213 [0.9196]
<b>Pearson (40)</b>	32.5908**[0.0186]
<b>Pearson (50)</b>	44.7216**[0.0235]
<b>Pearson (60)</b>	47.005 [0.1500]
<p>Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, g1(V) getiri serisinin varyansında oluşan kırılma tarihini, SS<sub>T</sub> çarpık student t dağılımını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.</p>	

Tablo 4.85 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin çarpık student t dağılımına ilişkin parametrenin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin negatif asimetri özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (çarpık student t için; 0,5430) ilgili değerler toplamının 1'den oldukça uzak olması nedeniyle lgtr

serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça düşük olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığı söylenebilir. Modellere göre yapısal kırılmaların etkisi değerlendirildiğinde, GARCH modeline göre her iki dağılımda 07.01.2014 tarihli yapısal kırılmanın hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu tespit edilmiştir. Tablo 4.85'ten elde edilen diğer bir bulguya göre, bütün modellerde student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin genel olarak istatistiksel açıdan % 5 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Diğer modellerden anlamlı bulgular elde edilememesi nedeniyle Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanamamıştır. Sonuç olarak, lgtr serisi için çarpık student t dağılımına göre GARCH modelinin uygun bir model olduğuna karar verilmiştir. Lgtr serisine ilişkin oynaklık modellemesine ilişkin bulgular açıklandıktan sonra tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.86, Tablo 4.87, Tablo 4.88, Tablo 4.89, Tablo 4.90, Tablo 4.91 ve Tablo 4.92'de sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.86: Tlhcm Serisi İçin GARCH(1,1), EGARCH (1,1) ve GJR-GARCH(1,2) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları**

Model Parametreleri	ARMA(2,1)-GARCH(1,1)		ARMA(2,1)-EGARCH(1,1)	ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2)	
	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı	S <sub>T</sub> Dağılımı	SS <sub>T</sub> Dağılımı
C (M)	-0.111549* (0.058093) [0.0550]	-0.002139 (0.053511) [0.9681]	0.040695 (0.092328) [0.6594]	-0.111950* (0.059993) [0.0622]	-0.003297 (0.055952) [0.9530]
AR(1)	1.335263*** (0.055232) [0.0000]	1.297687*** (0.050711) [0.0000]	1.320043*** (0.076988) [0.0000]	1.361569*** (0.051629) [0.0000]	1.344822*** (0.052044) [0.0000]
AR(2)	-0.351364*** (0.050878) [0.0000]	-0.315719*** (0.046614) [0.0000]	-0.336416*** (0.066621) [0.0000]	-0.376264*** (0.047903) [0.0000]	-0.360897*** (0.048200) [0.0000]
MA(1)	-0.781623*** (0.043596) [0.0000]	-0.770113*** (0.039763) [0.0000]	-0.777662*** (0.066464) [0.0000]	-0.795437*** (0.039826) [0.0000]	-0.790385*** (0.039796) [0.0000]
C (V)	0.001647 (0.0011999) [0.1701]	0.002319* (0.0012841) [0.0711]	-1.841760*** (0.48056) [0.0000]	0.000536 (0.00040920) [0.1906]	0.001726 (0.0016402) [0.2927]
ARCH(Alpha1)	0.060571*** (0.023423) [0.0098]	0.075860*** (0.022876) [0.0000]	0.456947** (0.18887) [0.0156]	0.170586*** (0.040845) [0.0000]	0.181871*** (0.042754) [0.0000]
ARCH(Alpha2)	-	-	-	0.139539*** (0.044650) [0.0000]	0.117177** (0.056868) [0.0395]
GARCH(Beta1)	0.905936*** (0.045791) [0.0000]	0.876671*** (0.046151) [0.0000]	0.956807*** (0.024258) [0.0000]	0.955626*** (0.023109) [0.0000]	0.900386*** (0.066761) [0.0000]
EGARCH(Theta1)	-	-	0.064004** (0.032240) [0.0472]	-	-

Tablo 4.86'nın Devamı

Model Parametreleri	ARMA(2,1)-GARCH(1,1)		ARMA(2,1)-EGARCH(1,1)	ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2)	
	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
EGARCH(Theta2)	-	-	0.237671*** (0.035264) [0.0039]	-	-
GJR(Gamma1)	-	-	-	-0.172900*** (0.048889) [0.0004]	-0.182075*** (0.053027) [0.0006]
GJR(Gamma2)	-	-	-	0.178819*** (0.048326) [0.0002]	0.182256*** (0.050826) [0.0003]
$S_T$	7.477514*** (1.1600) [0.0000]	-	-	7.623988*** (1.1928) [0.0000]	-
$SS_T$	-	9.247080*** (1.6870) [0.0000]	8.888251*** (1.6071) [0.0000]	-	9.265154*** (1.7175) [0.0000]
ln(k)	-	0.221020*** (0.030200) [0.0000]	0.229642*** (0.030681) [0.0000]	-	0.218201*** (0.030884) [0.0000]
LL	330.777	356.245	356.108	339.143	363.622
AIC	-0.274004	-0.294775	-0.292961	-0.278559	-0.298490
SIC	-0.254429	-0.272754	-0.266046	-0.251644	-0.269128
Q(50)	73.0596*** [0.0087971]	78.1692*** [0.0028]	77.2927*** [0.0035]	76.2147*** [0.0044]	76.7353*** [0.0039]
Q <sup>2</sup> (50)	26.8728 [0.9941438]	26.3139 [0.9954196]	28.0324 [0.9905523]	34.1518 [0.9191386]	25.2670 [0.9960372]
ARCH(10)	0.83611 [0.5937]	0.73955 [0.6876]	1.0840 [0.3706]	1.4321 [0.1597]	0.94529 [0.4900]
ARCH(20)	0.54486 [0.9484]	0.48539 [0.9729]	0.69346 [0.8364]	0.85231 [0.6497]	0.59126 [0.9214]
ARCH(50)	0.52569 [0.9976]	0.50629 [0.9985]	0.53507 [0.9970]	0.65516 [0.9707]	0.48273 [0.9992]
Pearson (40)	83.4567*** [0.0000]	42.8795* [0.0600]	40.2988* [0.0621]	60.0272*** [0.0004]	41.0458** [0.0407]
Pearson (50)	108.2615*** [0.0000]	52.9134* [0.0830]	52.9559* [0.0541]	75.3667*** [0.0002]	45.7402 [0.1534]
Pearson (60)	122.5908*** [0.0000]	59.4839 [0.1685]	61.4703* [0.0916]	81.8438*** [0.0016]	59.5348 [0.1037]

Tlhem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini,  $S_T$  ve  $SS_T$  sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini, Pearson(40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.86 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box  $Q^2$  otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgrtr serisinin pozitif

asimetri ve normale göre kalın kuyrukluğa özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,9664 ve çarpık student t için; 0,9515) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle tlhcm serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca, EGARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde, EGARCH parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, pozitif şokların oynaklığı negatif şoklara oranla daha fazla etkilediğini ifade etmektedir. GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde ise GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olması seride kaldıraç etkisinin var olduğu; diğer bir deyişle negatif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını pozitif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.86'dan elde edilen diğer bir bulguya göre, bütün modellerde student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin istatistiksel açıdan % 1 düzeyinde anlamlı olmasına rağmen, farklı hücrelerde istatistiksel açıdan anlamsız olan çarpık student t dağılımına ilişkin bulgular elde edilmiş ve GARCH ve GJR-GARCH modellerine ilişkin seçimde kayıtsız kalınmıştır. Bu nedenle, GARCH ve GJR-GARCH modelleri için her iki dağılımı kullanarak EGARCH modeli için ise sadece student t dağılımıyla en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 4.87, Tablo 4.88, Tablo 4.89 ve Tablo 4.90, Tablo 4.91 ve Tablo 4.92'de sırasıyla sunulmuştur.



**Tablo 4.87: Tlhcın Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.93918	3.2700*	0.070556	0.64281	1.9532
0.9750	0.96535	4.8347**	0.027892	0.72309	1.4387
0.9900	0.98232	6.8579***	0.0088251	0.90185	1.4316
0.9950	0.98939	6.7505***	0.0093723	0.90867	1.3059
0.9975	0.99505	2.6433	0.10399	1.2141	1.3701
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.035361	7.0751***	0.0078162	-0.40878	1.1917
0.0250	0.011315	13.604***	0.00022575	-0.47039	1.2642
0.0100	0.00070721	21.105	4.3481e-006	-0.86246	1.0743
0.0050	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LRT Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95120	0.043359	0.83505	0.66946	1.5011
0.9750	0.97595	0.053547	0.81700	0.79703	1.3223
0.9900	0.98727	0.97976	0.32226	0.97282	1.3174
0.9950	0.99364	0.48720	0.48518	1.0801	1.3213
0.9975	0.99646	0.53877	0.46294	1.3200	1.3587
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.048091	0.10987	0.74029	-0.43982	1.8076
0.0250	0.023338	0.16381	0.68567	-0.49794	1.1136
0.0100	0.0070721	1.3638	0.24288	-0.59082	1.0596
0.0050	0.0014144	5.1074**	0.023824	-0.92097	1.0692
0.0025	0.00070721	2.5491	0.11036	-0.86246	1.0204

Tlhcın, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi 0,9500 0,9750, 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonunda ise 0,0500 ve 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde,

başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda ise 0,0500  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.88: Tlhem Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95329	0.21939	0.63951	0.60056	1.3818
0.9750	0.97240	0.25302	0.61496	0.72062	0.21031
0.9900	0.98514	1.9568	0.16186	0.90713	1.0008
0.9950	0.98938	4.5079**	0.033739	1.1060	1.5060
0.9975	0.99257	5.9842**	0.014435	1.2633	1.4726
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.019108	24.508	7.4013e-007	-0.31856	1.1478
0.0250	0.0063694	19.025	1.2903e-005	-0.15659	0.72751
0.0100	0.0010616	12.430***	0.00042246	0.33639	0.89641
0.0050	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96072	2.4533	0.11728	0.64309	1.0969
0.9750	0.97665	0.10695	0.74365	0.80288	1.4149
0.9900	0.98938	0.035361	0.85084	1.1060	1.6349
0.9950	0.99257	0.97271	0.32401	1.2633	1.5165
0.9975	0.99363	3.9468**	0.046961	1.3679	1.4352
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.033970	5.7150**	0.016821	-0.39405	1.2147
0.0250	0.012739	7.0634	0.0078675	-0.29869	0.98118
0.0100	0.0031847	6.0188**	0.014155	-0.15648	0.97831
0.0050	0.0010616	4.3353**	0.037330	0.33639	0.90311
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Tlhem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.					

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri

süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9950 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise sadece 0,0100  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda sadece 0,9975  $\alpha$  değeri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250 ve 0,0050  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Her iki dağılım değerlendirildiğinde çarpık student t dağılımının daha iyi performans sergilediği söylenebilir.

**Tablo 4.89: TlhcM Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95191	0.10987	0.74029	0.63358	1.6206
0.9750	0.97737	0.33613	0.56207	0.79133	1.4128
0.9900	0.98727	0.97976	0.32226	0.87053	1.3285
0.9950	0.99505	0.00069885	0.97891	1.0923	1.4521
0.9975	0.99788	0.085597	0.76985	1.5531	1.7314
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.050212	0.0013382	0.97082	-0.43609	1.3814
0.0250	0.024045	0.053547	0.81700	-0.57669	1.1145
0.0100	0.0077793	0.76257	0.38253	-0.68633	1.0664
0.0050	0.0021216	3.0083*	0.082840	-0.91840	1.0498
0.0025	0.00070721	2.5491	0.11036	-0.86246	1.0018

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda 0,0050  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.90: Tlhem Serisi İçin ARMA(2,1)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Risk Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LRT İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95860	1.5536	0.21260	0.61882	0.15942
0.9750	0.97771	0.29373	0.58784	0.77288	2.6655
0.9900	0.98832	0.25400	0.61427	1.1195	2.9926
0.9950	0.98938	4.5079**	0.033739	1.1277	1.4659
0.9975	0.99363	3.9468**	0.046961	1.3664	1.5634
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.038217	2.9868*	0.083945	-0.32136	-0.49782
0.0250	0.014862	4.6370**	0.031289	-0.31002	1.2071
0.0100	0.0063694	1.4396	0.23020	-0.34514	1.2327
0.0050	0.0021231	2.0017	0.15713	-0.40368	1.2704
0.0025	0.0021231	0.056560	0.81202	-0.40368	1.0503
Tlhem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.					

Çarpık student dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9950 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500 ve 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.91: Tlhem Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçeri (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları ( $f$ )	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94201	1.8122	0.17824	0.60098	1.8536
0.9750	0.96747	3.0100*	0.082750	0.70309	1.5276
0.9900	0.98161	8.0534***	0.0045419	0.80202	1.2268
0.9950	0.98939	6.7505***	0.0093723	0.89666	1.3662
0.9975	0.99576	1.4229	0.23293	1.2059	1.4581
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları ( $f$ )	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.034653	7.8194***	0.0051688	-0.45971	1.1618
0.0250	0.012023	12.052***	0.00051729	-0.54866	1.0742
0.0100	0.0014144	16.562	4.7097e-005	-0.92097	1.0307
0.0050	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları ( $f$ )	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95120	0.043359	0.83505	0.64047	1.6803
0.9750	0.97737	0.33613	0.56207	0.80791	1.4480
0.9900	0.98656	1.5233	0.21712	0.85167	1.4067
0.9950	0.99505	0.00069885	0.97891	1.2141	1.4253
0.9975	0.99717	0.058802	0.80840	1.3452	1.4868
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları ( $f$ )	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.049505	0.0073184	0.93183	-0.43366	1.3059
0.0250	0.024752	0.0035657	0.95238	-0.52971	1.1009
0.0100	0.0056577	3.1938	0.073916	-0.80947	1.0720
0.0050	0.0014144	5.1074**	0.023824	-0.92097	1.0618
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN

Tlhem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750, 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500 ve 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi bulgular incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilirken uzun pozisyonda 0,0050  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir.



**Tablo 4.92: Tlhcın Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

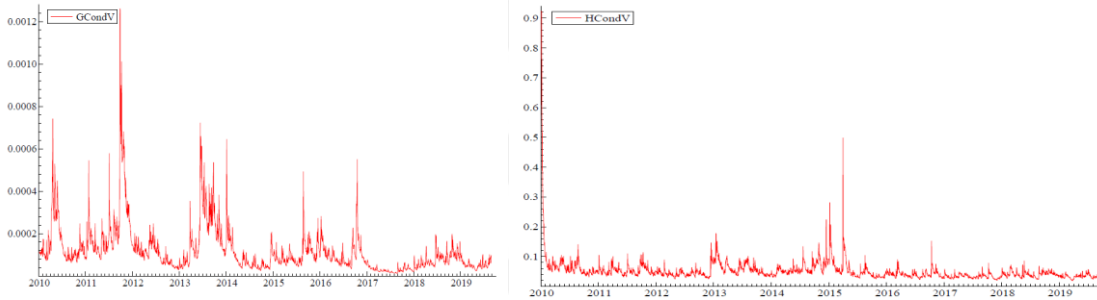
Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95541	0.60233	0.43769	0.59575	1.4041
0.9750	0.97240	0.25302	0.61496	0.69571	0.28847
0.9900	0.98620	1.2287	0.26765	0.96444	1.3672
0.9950	0.98938	4.5079**	0.033739	1.1060	-0.75707
0.9975	0.99151	8.3104***	0.0039419	1.1158	1.4927
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.018047	26.553	2.5638e-007	-0.34503	1.0645
0.0250	0.0063694	19.025	1.2903e-005	-0.40042	0.75084
0.0100	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
0.0050	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96391	4.2288**	0.039744	0.63423	1.9663
0.9750	0.97771	0.29373	0.58784	0.71703	1.4476
0.9900	0.98832	0.25400	0.61427	1.0359	1.1035
0.9950	0.99045	3.0953*	0.078517	1.1136	1.5326
0.9975	0.99363	3.9468**	0.046961	1.3679	1.4548
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.031847	7.4602***	0.0063080	-0.43275	1.1460
0.0250	0.013800	5.7721**	0.016282	-0.37936	0.97167
0.0100	0.0031847	6.0188**	0.014155	-0.34943	1.0192
0.0050	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN

Tlhcın, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9950 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda ise tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Benzer şekilde çarpık student dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı bulgular incelendiğinde

başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9950 ve 0,9975  $\alpha$  değeri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250 ve 0,0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Her üç model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde reddedilen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örnekleme en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeli olduğu söylenebilir. Yapılan analizler doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerine ilişkin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.21’de yer verilmiştir.

**Grafik 4.21: Tayland-SET Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.93’te sunulmuştur.



**Tablo 4.93: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	7.492**	0.0236
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	18.624***	0.0001

\*\*\*, \*\* sırasıyla % 1 ve % 5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki oynaklık yayılma etkisinin karşılıklı olduğu tespit edilmiştir. Ancak, işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık yayılım etkisi (işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru nedensellik ilişkisi) % 1 anlamlılık düzeyinde geçerliken, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru (hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru nedensellik ilişkisi) yayılım etkisi % 5 anlamlılık düzeyinde geçerlidir. SET Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra Jakarta Borsası Kompozit Endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### ***4.4.2.3. Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'ne İlişkin Bulgular***

Bu kısımda, Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilk olarak ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.94'te sunulmuştur.

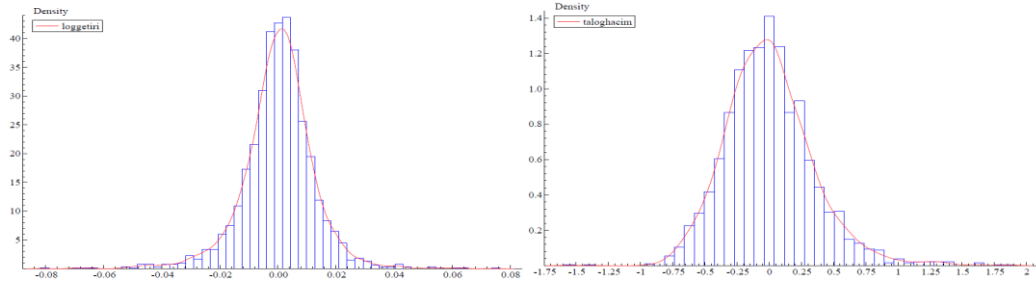
Tablo 4.94: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	<b>Lgtr</b>	<b>Tlhc</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2350	2350
<b>Ortalama</b>	0.000200	0.000356
<b>Medyan</b>	0.000766	-0.020844
<b>Maksimum</b>	0.073885	1.877525
<b>Minimum</b>	-0.081623	-1.589091
<b>Standart Sapma</b>	0.012371	0.345801
<b>Çarpıklık</b>	-0.384223	0.728222
<b>Basıklık</b>	7.566520	5.174753
<b>Jarque-Bera</b>	2009.687	670.8057
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.00000	0.00000
<b>Q (50)</b>	136.32*** [0.0000]	15973.0*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	996.14*** [0.0000]	7085.4*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	33.91162*** [0.0000]	248.8153*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	18.89805*** [0.0000]	126.1728*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	9.107564*** [0.0000]	50.76510*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

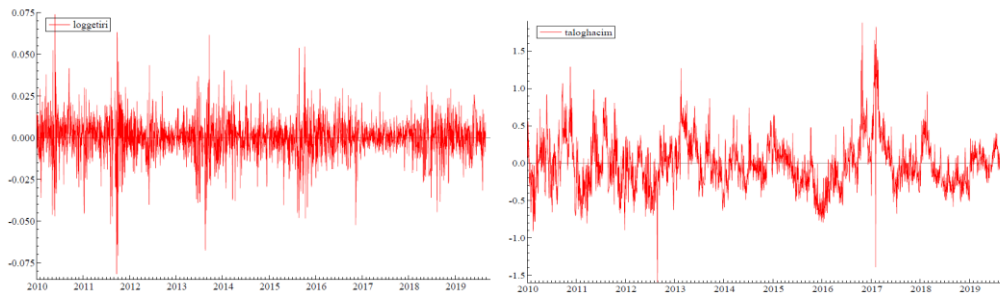
Tablo 4.94 incelendiğinde, her iki serinin örneklem ortalaması pozitif; ancak sifira oldukça yakın olduğu söylenebilir. Tlhc serisinin standart sapmasının Lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, Lgtr serisinin çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık olduğunu ve negatif asimetri gösterdiğini ve tlhc serisinin çarpıklık değerinin pozitif olması da serinin sağa çarpık olduğunu ve pozitif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Ancak, Lgtr serisinde yaşanan kalın kuyrukluğunun tlhc serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 94'e bakarak söylenebilir. Her iki seri için Grafik 4.22'de sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

**Grafik 4.22: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve TlhcM Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve lgtr için negatif ve tlhcM için pozitif olduğu ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, lgtr serisinin sola çarpık ve tlhcM serisinin sağa çarpık olması, serilerin aşırı sivri olması ve kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerinin 0,0000 olması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.23'te serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.23: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'nin Lgtr ve TlhcM Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum Jakarta Kompozit Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri ilgili serilerin ve karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini ifade etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.95'e sunulmuştur.

**Tablo 4.95: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	1.6522191 (9.3044504)	1.5826812 (9.3044504)	-284.57823 (-47.221581)	0.041914029 (0.10241571)	-11.927820 (-4.8535280)	22.09.2011 19.09.2013 12.08.2015 01.08.2016
<b>Tlhcm</b>	1.6520464 (9.5331358)	1.4596660 (9.5331358)	-311.19853 (-47.422005)	0.040083137 (0.10297027)	-12.473813 (-4.8327845)	09.08.2011 27.08.2012 19.09.2013 06.11.2015 27.10.2016

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, hem yapısal kırılmalı hem de yapısal kırılmasız tüm test sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun

ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.96'da sunulmuştur.

**Tablo 4.96: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları**

Katsayılar	Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli	Tlhm Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli
<b>C</b>	<b>ARMA (2,1)</b>	<b>ARMA(4,3)</b>
	0.000200391 (0.0002767) [0.4690]	0.00783268 (0.06898) [0.9100]
<b>AR (1)</b>	-0.341750* (0.2071) [0.099]	1.79139*** (0.07219) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	0.0503701** (0.02318) [0.030]	-1.86487*** (0.1026) [0.0000]
<b>AR (3)</b>	-	1.30532*** (0.08648) [0.0000]
<b>AR(4)</b>	-	-0.265983*** (0.04464) [0.0000]
<b>MA (1)</b>	0.403915** (0.2064) [0.050]	-1.24670 *** (0.06654) [0.000]
<b>MA (2)</b>	-	1.22153*** (0.06145) [0.000]
<b>MA (3)</b>	-	-0.620929*** (0.04930) [0.000]
<b>AIC</b>	-5.94782626	-0.284170384
<b>LL</b>	6993.69586	342.900201
<b>Çarpıklık</b>	-0.31908	-0.16290
<b>Basıklık</b>	4.5928	9.6423
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	2105.3*** [0.0000]	9114.0*** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	785.66*** [0.0000]	2264.3*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	128.01*** [0.0000]	65.661** [0.0146]
<b>ARCH (10)</b>	34.094*** [0.0000]	23.474*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	19.338*** [0.0000]	12.004*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	9.2856*** [0.0000]	4.9305*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca, ARMA modelinin tahmininde en çok olabilirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4.96 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiğine, dik (sivri) dağıldığına ve kalın kuyrukluğunun var olduğuna işaret etmektedir. Ljung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.97’de sunulmuştur.

**Tablo 4.97: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
27.01.2010	21.09.2011	-
28.01.2010	06.10.2011	-
04.02.2010	06.06.2012	-
-	29.10.2015	-
<b>TlhcM Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
12.02.2010	03.04.2013	-
01.03.2010	04.11.2015	-
06.04.2010	19.01.2017	-
16.11.2010	24.02.2017	-
30.11.2010	28.06.2019	-
-	30.07.2019	-
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4.97 incelendiğinde, Inclant-Tiao’nun ICSS algoritması, lgtr serisi için 2010 Ocak ve Şubat ayları için toplamda 3 yapısal kırılma, tlhcM serisi için ise 2010 Şubat, Mart, Nisan ve Kasım ayları için toplamda 5 yapısal kırılma göstermiştir. Ayrıca, kappa-1 algoritması, lgtr serisi için 2011, 2012 ve 2015 dönemleri için toplamda 4 yapısal kırılma, tlhcM serisi için 2013, 2015, 2017 ve 2019 dönemleri için toplamda 6 yapısal kırılma tespit etmiştir. Kappa-2 algoritması ise her iki seri için herhangi bir yapısal kırılma ortaya koyamamıştır. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman

serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan kapp-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da her iki serinin varyansında herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememesi nedeniyle öncelikle yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda en uygun model seçiminde her iki seri için geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgulara Tablo 4.98, Tablo 4.99, Tablo 4.100, Tablo 4.101 ve Tablo 4.102’de ve tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.103, Tablo 4.104, Tablo 4.105, Tablo 4.106 ve Tablo 4.107’de sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.98: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) ve GJR-GARCH (1,1) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları**

Model Parametreleri	ARMA(2,1)-GARCH(1,1)		ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,1)	
	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
<b>C (M)</b>	0.000618*** (0.00016281) [0.0002]	0.000362** (0.00017033) [0.0337]	0.000501*** (0.00017224) [0.0037]	0.000273 (0.00017928) [0.1276]
<b>AR(1)</b>	0.692744*** (0.088480) [0.0000]	0.686022*** (0.082361) [0.0000]	0.664228*** (0.10586) [0.0000]	0.647451*** (0.10374) [0.0000]
<b>AR(2)</b>	-0.078967*** (0.020989) [0.0002]	-0.078436*** (0.021396) [0.0003]	-0.075763*** (0.020980) [0.0003]	-0.074060*** (0.021283) [0.0005]
<b>MA(1)</b>	-0.662807*** (0.087520) [0.0000]	-0.665893*** (0.081478) [0.0000]	-0.628983*** (0.10596) [0.0000]	-0.618533*** (0.10413) [0.0000]
<b>C (V) x 10<sup>4</sup></b>	0.031981** (0.014449) [0.0270]	0.031428** (0.014229) [0.0273]	0.030063** (0.012431) [0.0157]	0.030832** (0.013117) [0.0188]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.102256*** (0.025076) [0.0000]	0.101092*** (0.025005) [0.0001]	0.038133** (0.017674) [0.0311]	0.042009** (0.018810) [0.0256]
<b>GARCH(Beta1)</b>	0.881489 (0.029937) [0.0000]	0.882422*** (0.030021) [0.0000]	0.897716*** (0.025979) [0.0000]	0.896680*** (0.027489) [0.0000]
<b>GJR(Gamma1)</b>	-	-	0.086609*** (0.023343) [0.0002]	0.082660*** (0.023678) [0.0005]
<b><math>S_T</math></b>	5.448330*** (0.58710) [0.0000]	-	5.644839*** (0.63090) [0.0000]	-
<b><math>SS_T</math></b>	-	5.524962*** (0.59352) [0.0000]	-	5.667142*** (0.62947) [0.0000]
<b>ln(k)</b>	-	-0.114165*** (0.028849) [0.0001]	-	-0.105609*** (0.029223) [0.0003]
<b>LL</b>	7323.870	7331.552	7334.339	7340.922
<b>AIC</b>	-6.226273	-6.231959	-6.234331	-6.239083
<b>SIC</b>	-6.206657	-6.209891	-6.212263	-6.214563
<b>Q(50)</b>	66.7887*** [0.0303]	70.7136** [0.0142]	64.7081** [0.0441]	66.4806** [0.0321]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	42.3367 [0.7032]	41.8155 [0.7229]	41.4857 [0.7352]	40.8214 [0.7592]
<b>ARCH(10)</b>	0.54548 [0.8586]	0.54827 [0.8565]	0.42063 [0.9374]	0.41073 [0.9422]
<b>ARCH(20)</b>	0.77427 [0.7475]	0.77896 [0.7419]	0.61350 [0.9059]	0.61572 [0.9043]
<b>ARCH(50)</b>	0.78512 [0.8612]	0.77451 [0.8745]	0.76234 [0.8888]	0.74764 [0.9046]
<b>Pearson(40)</b>	54.7319*** [0.0053]	32.7404 [0.3339]	43.3617* [0.0544]	37.3362 [0.1378]
<b>Pearson(50)</b>	54.9787* [0.0710]	57.5319** [0.0357]	54.5106* [0.0627]	51.0213* [0.0947]
<b>Pearson (60)</b>	70.6298** [0.0357]	62.4085 [0.1119]	71.0894** [0.0265]	54.9021 [0.2608]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini,  $S_T$  ve  $SS_T$  sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin simetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.98 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine



uygulanan Ljung Box  $Q^2$  otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması Igr serisinin negatif asimetri ve normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,9837 ve çarpık student t için; 0,9834) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle Igr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde ise GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olması, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.98'den elde edilen diğer bir bulguya göre, bütün modellerde student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin istatistiksel açıdan anlamlı olmasına rağmen çarpık student t dağılımında farklı hücrelerde istatistiksel açıdan anlamsız olan ilişkin bulgular elde edilmiş ve GARCH ve GJR-GARCH modellerine ilişkin seçimde kayıtsız kalınmıştır. Bu nedenle, GARCH ve GJR-GARCH modelleri için her iki dağılımı kullanarak en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.99, Tablo 4.100, Tablo 4.101 ve Tablo 4.102'de sırasıyla sunulmuştur.

**Tablo 4.99: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95816	2.0856	0.14870	0.028361	1.3230
0.9750	0.98511	6.8936***	0.0086505	0.036571	1.3299
0.9900	0.99362	2.1375	0.14374	0.043495	1.2176
0.9950	0.99504	0.00035723	0.98492	0.039358	1.0607
0.9975	0.99929	2.5348	0.11136	0.037875	1.0167
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.060993	3.3624*	0.066701	-0.029389	1.4579
0.0250	0.033333	3.6428*	0.056311	-0.034531	1.3574
0.0100	0.014894	2.9648*	0.085097	-0.039162	1.2908
0.0050	0.0049645	0.00035723	0.98492	-0.049358	1.3790
0.0025	0.0035461	0.54712	0.45950	-0.057404	1.2748
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94965	0.0037244	0.95134	0.026058	1.3435
0.9750	0.97518	0.0018227	0.96595	0.031038	1.2849
0.9900	0.99078	0.089005	0.76545	0.038041	1.2771
0.9950	0.99433	0.12327	0.72552	0.039697	1.2009
0.9975	0.99645	0.54712	0.45950	0.042647	1.0713
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.054610	0.61327	0.43356	-0.030462	1.4354
0.0250	0.025532	0.016255	0.89855	-0.037057	1.3677
0.0100	0.0099291	0.00071807	0.97862	-0.042924	1.3043
0.0050	0.0042553	0.16557	0.68408	-0.052706	1.3368
0.0025	0.0035461	0.54712	0.45950	-0.057404	1.1791

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermektedir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750  $\alpha$  değeri için, uzun pozisyonda ise 0,0500, 0,0250 ve 0,0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık

oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.100: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96064	2.4086	0.12067	0.026631	1.3341
0.9750	0.98298	2.7600*	0.096646	0.031915	1.2742
0.9900	0.99255	0.67899	0.40993	0.032510	1.1596
0.9950	0.99574	0.11038	0.73971	0.033477	1.0541
0.9975	1.0000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.053191	0.19763	0.65664	-0.024750	1.4667
0.0250	0.027660	0.26382	0.60751	-0.029209	1.4005
0.0100	0.012766	0.66800	0.41375	-0.036325	1.3154
0.0050	0.0063830	0.33217	0.56438	-0.038949	1.2914
0.0025	0.0021277	0.055058	0.81448	-0.046228	1.4921
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95319	0.20577	0.65011	0.024744	1.3655
0.9750	0.97553	0.010987	0.91652	0.029854	1.2970
0.9900	0.99043	0.017440	0.89494	0.034079	1.2583
0.9950	0.99255	0.98253	0.32158	0.032510	1.1304
0.9975	0.99574	0.95794	0.32771	0.033477	1.0451
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.045745	0.36841	0.54387	-0.025538	1.4620
0.0250	0.024468	0.010987	0.91652	-0.030478	1.3559
0.0100	0.0074468	0.67899	0.40993	-0.037733	1.3917
0.0050	0.0042553	0.11038	0.73971	-0.037735	1.3337
0.0025	0.0021277	0.055058	0.81448	-0.046228	1.3758

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri

süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750  $\alpha$  değeri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Her iki dağılım değerlendirildiğinde, çarpık student t dağılımının daha iyi performans sergilediği söylenebilir.



**Tablo 4.101: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95957	2.9036*	0.088382	0.026483	1.3297
0.9750	0.98440	5.8847**	0.015273	0.034447	1.3251
0.9900	0.99433	3.1589*	0.075515	0.039697	1.3406
0.9950	0.99504	0.00035723	0.98492	0.039358	1.1687
0.9975	0.99787	0.082587	0.77382	0.037977	1.0949
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.060993	3.3624*	0.066701	-0.029336	1.4402
0.0250	0.030496	1.6349	0.20102	-0.036199	1.3848
0.0100	0.014184	2.2073	0.13736	-0.039531	1.3085
0.0050	0.0070922	1.0974	0.29485	-0.044926	1.2752
0.0025	0.0035461	0.54712	0.45950	-0.057404	1.2815
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94610	0.44095	0.50666	0.024186	1.3315
0.9750	0.97660	0.15045	0.69810	0.031739	1.3102
0.9900	0.99220	0.74473	0.38815	0.039846	1.3574
0.9950	0.99504	0.00035723	0.98492	0.039358	1.2970
0.9975	0.99574	1.4369	0.23064	0.041275	1.1400
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.051773	0.092292	0.76128	-0.030938	1.4177
0.0250	0.024113	0.045996	0.83018	-0.036201	1.3715
0.0100	0.012057	0.56534	0.45212	-0.041430	1.2452
0.0050	0.0035461	0.66710	0.41407	-0.057404	1.3773
0.0025	0.0035461	0.54712	0.45950	-0.057404	1.1689

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermektedir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi 0,9500, 0,9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri için reddedilmişken, uzun pozisyonda ise sadece 0,0500  $\alpha$  değeri için reddedilmiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları

incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda hiçbir  $\alpha$  değeri için reddedilememiştir.

**Tablo 4.102: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,1)-GJR-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95851	1.5178	0.21796	0.025935	1.3343
0.9750	0.97979	0.94472	0.33107	0.031960	1.2820
0.9900	0.99255	0.67899	0.40993	0.037160	1.2359
0.9950	0.99468	0.018850	0.89080	0.037693	1.1006
0.9975	0.99894	0.99311	0.31898	0.034412	1.0915
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.053191	0.19763	0.65664	-0.024772	1.4442
0.0250	0.025532	0.010836	0.91709	-0.031138	1.4256
0.0100	0.011702	0.26084	0.60955	-0.036667	1.3619
0.0050	0.0063830	0.33217	0.56438	-0.037807	1.3129
0.0025	0.0031915	0.16563	0.68402	-0.043236	1.3176
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95213	0.090816	0.76314	0.024502	1.3804
0.9750	0.97766	0.28274	0.59491	0.030552	1.3614
0.9900	0.98830	0.26084	0.60955	0.032688	1.2414
0.9950	0.99362	0.33217	0.56438	0.036342	1.1985
0.9975	0.99574	0.95794	0.32771	0.040286	1.0846
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.039362	2.4086	0.12067	-0.027017	1.4837
0.0250	0.021277	0.56262	0.45321	-0.033553	1.3915
0.0100	0.010638	0.037895	0.84565	-0.037308	1.2751
0.0050	0.0042553	0.11038	0.73971	-0.041874	1.3084
0.0025	0.0021277	0.055058	0.81448	-0.046228	1.3358

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermektedir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde ise başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi, hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul

edilmiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi, hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir. Her iki dağılım değerlendirildiğinde çarpık student t dağılımının daha iyi performans sergilediği söylenebilir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örnekleme en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Lgtr serisine ilişkin oynaklık modellemeleri ve riske maruz değer bulguları açıklandıktan sonra tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.103, Tablo 4.104, Tablo 4.105, Tablo 4.106 ve Tablo 4.107'de sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.103: Tlhem Serisi İçin GARCH(3,3) ve EGARCH (1,1) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları**

	<b>ARMA(4,3)- GARCH(3,3)</b>	<b>ARMA(4,3)- EGARCH(1,1)</b>
<b>Model Parametreleri</b>	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>C (M)</b>	-0.023238 (0.039235) [0.5537]	-0.008648 (0.045381) [0.8489]
<b>AR(1)</b>	1.786265*** (0.090450) [0.0000]	1.814409*** (0.044233) [0.0000]
<b>AR(2)</b>	-1.801323*** (0.14356) [0.0000]	-1.855431*** (0.11711) [0.0000]
<b>AR(3)</b>	1.232254*** (0.12035) [0.0000]	1.280350*** (0.10162) [0.0000]
<b>AR(4)</b>	-0.249974*** (0.056070) [0.0000]	-0.267646*** (0.025122) [0.0000]
<b>MA(1)</b>	-1.249690*** (0.083795) [0.0000]	-1.270214*** (0.055902) [0.0000]
<b>MA(2)</b>	1.146459*** (0.095373) [0.0000]	1.181754*** (0.12887) [0.0000]
<b>MA(3)</b>	-0.555945*** (0.066587) [0.0000]	-0.583720*** (0.086763) [0.0000]
<b>C (V)</b>	0.009344*** (0.0033929) [0.0059]	2.184803*** (0.41542) [0.0000]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.112311*** (0.021798) [0.0000]	0.394356** (0.17977) [0.0284]
<b>ARCH(Alpha2)</b>	0.175200*** (0.037383) [0.0000]	-
<b>ARCH(Alpha3)</b>	0.068587*** (0.022502) [0.0023]	-
<b>GARCH(Beta1)</b>	1.055222*** (0.070134) [0.0000]	0.965890*** (0.014543) [0.0000]
<b>GARCH(Beta2)</b>	0.691887*** (0.068601) [0.0000]	-
<b>GARCH(Beta3)</b>	0.783473*** (0.048028) [0.0000]	-
<b>EGARCH(Theta1)</b>	-	-0.055136** (0.026900) [0.0405]
<b>EGARCH(Theta2)</b>	-	0.227667*** (0.049752) [0.0000]



Tablo 4.103'ün Devamı

	ARMA(4,3)-GARCH(3,3)	ARMA(4,3)-EGARCH(1,1)
<b>Model Parametreleri</b>	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>	<b>SS<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>SS<sub>T</sub></b>	7.884157*** (1.3451) [0.0000]	8.333288*** (1.5504) [0.0000]
<b>ln(k)</b>	-0.147138*** (0.033223) [0.0000]	0.161453*** (0.033048) [0.0000]
<b>LL</b>	550.135	548.170
<b>AIC</b>	-0.453732	-0.453762
<b>SIC</b>	-0.412048	-0.416982
<b>Q(20)</b>	17.6428 [0.1715]	15.9733 [0.2505]
<b>Q<sup>2</sup>(20)</b>	12.9981 [0.5266]	20.9426 [0.2823]
<b>ARCH(20)</b>	0.71840 [0.8108]	1.0791 [0.3646]
<b>ARCH(50)</b>	0.80658 [0.8319]	0.88186 [0.7068]
<b>Pearson (40)</b>	46.8000*** [0.0015]	53.3702*** [0.0005]
<b>Pearson (50)</b>	54.6809*** [0.0075]	69.4043*** [0.0003]
<b>Pearson (60)</b>	53.3191 [0.1131]	75.1745*** [0.0023]

Tlhcm, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, S<sub>T</sub> ve SS<sub>T</sub> sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.103 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin çarpık student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması tlhcm serisinin negatif asimetri özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (çarpık student t için; 0,8670) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle tlhcm serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. EGARCH modeline ilişkin bulgular

incelendiğinde ise EGARCH parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olması, seride kaldıraç etkisinin bulunduğu ve negatif şokların pozitif şoklara nazaran oynaklık üzerinde daha fazla etkili olduğuna işaret etmektedir. Tablo 4.103'ten elde edilen diğer bir bulguya göre, bütün modellerde çarpık student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin genel olarak istatistiksel açıdan % 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması nedeniyle her iki modelin performansının uygun olduğu söylenebilir. Bu doğrultuda, GARCH ve EGARCH modelleri için çarpık student t dağılımını kullanarak en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.104, Tablo 4.105, Tablo 4.106 ve Tablo 4.107'de sırasıyla sunulmuştur.

**Tablo 4.104: TlhcM Serisi İçin ARMA(4,3)-GARCH(3,3) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95248	0.18585	0.66640	0.49098	1.6266
0.9750	0.97801	0.54747	0.45935	0.56585	1.6909
0.9900	0.98652	1.5513	0.21295	0.63361	1.2001
0.9950	0.99574	0.16557	0.68408	0.65493	1.1706
0.9975	0.99787	0.082587	0.77382	0.85012	1.0926
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.049645	0.0037411	0.95123	-0.41097	1.6049
0.0250	0.021277	0.84393	0.35827	-0.50547	1.3324
0.0100	0.0099291	0.00071807	0.97862	-0.55334	1.2629
0.0050	0.0056738	0.12327	0.72552	-0.74669	1.2119
0.0025	0.0035461	0.54712	0.45950	-0.84205	1.1664

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trenden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi, hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.105: TlhcM Serisi İçin ARMA(4,3)-GARCH(3,3) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94468	0.54204	0.46159	0.44298	1.2454
0.9750	0.95638	10.975***	0.00092341	0.45955	1.0733
0.9900	0.96064	47.022	7.0187e-012	0.42286	0.94362
0.9950	0.96809	61.309	4.8850e-015	0.41376	0.90200
0.9975	0.97128	83.191***	0.00000	0.34467	0.86430
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.055319	0.54204	0.46159	-0.27444	0.89966
0.0250	0.034043	2.8381*	0.092050	-0.22729	0.66940
0.0100	0.019149	6.2676**	0.012297	-0.19892	0.79825
0.0050	0.013830	9.9259***	0.0016297	-0.12918	0.16659
0.0025	0.013830	23.295	1.3894e-006	-0.12918	0.085962

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9750 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0250, 0,0100 ve 0,0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.106: TlhcM Serisi İçin ARMA(4,3)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

<b>Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR<sub>T</sub> Testi Sonuçları</b>					
<b>Kısa Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.9500	0.95177	0.094382	0.75868	0.46306	0.72411
0.9750	0.97305	0.21467	0.64313	0.50576	1.7122
0.9900	0.98723	1.0020	0.31683	0.63936	1.2169
0.9950	0.99433	0.12327	0.72552	0.77025	1.1169
0.9975	0.99787	0.082587	0.77382	0.80095	1.0511
<b>Uzun Pozisyon</b>					
<b>Kantiller (α)</b>	<b>Başarısızlık Oranları (f)</b>	<b>Kupiec LR<sub>T</sub> İstatistikleri</b>	<b>P Olasılık Değerleri</b>	<b>ESF1</b>	<b>ESF2</b>
0.0500	0.048936	0.033823	0.85408	-0.42058	1.3683
0.0250	0.024823	0.0018227	0.96595	-0.48206	1.2542
0.0100	0.0078014	0.74473	0.38815	-0.65449	1.2425
0.0050	0.0056738	0.12327	0.72552	-0.76387	1.1504
0.0025	0.0021277	0.082587	0.77382	-1.0169	1.1979

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

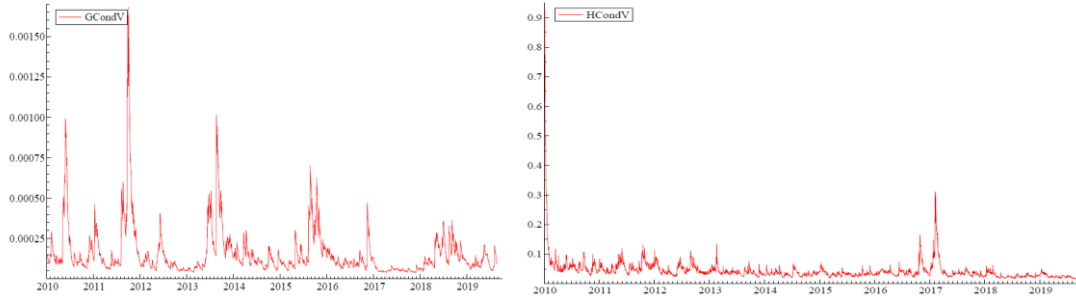
**Tablo 4.107: TlhcM Serisi İçin ARMA(4,3)-EGARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96383	4.1708**	0.041126	0.68263	1.3892
0.9750	0.98085	1.4343	0.23106	0.85780	1.2675
0.9900	0.99043	0.017440	0.89494	0.89536	1.1616
0.9950	0.99468	0.018850	0.89080	0.89300	1.0725
0.9975	0.99894	0.99311	0.31898	0.83373	1.0466
Uzun Pozisyon					
Kantiller (α)	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.032979	6.4830**	0.010891	-0.44021	1.0618
0.0250	0.013830	5.7265**	0.016711	-0.51236	0.48747
0.0100	0.0031915	5.9913**	0.014376	-0.75925	-0.29563
0.0050	0.0021277	1.9901	0.15833	-0.91186	-1.5425
0.0025	0.0021277	0.055058	0.81448	-0.91186	-2.4808

TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi, kısa pozisyonda 0,9500  $\alpha$  değeri için, uzun pozisyonda 0,0500, 0,0250 ve 0,0100  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örneklemde en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeli olduğu söylenebilir. Yapılan analizler doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerinin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.24'te yer verilmiştir.

**Grafik 4.24: Endonezya-Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zamanyolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış, elde edilen bulgular Tablo 4.108'de sunulmuştur.

**Tablo 4.108: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	6.190**	0.0453
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	17.457***	0.0002

\*\*\*, \*\* sırasıyla % 1 ve % 5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki oynaklık yayılma etkisinin karşılıklı olduğu tespit edilmiştir. Ancak, işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık yayılım etkisi (işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru nedensellik ilişkisi) % 1 anlamlılık düzeyinde geçerliken, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru (hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru nedensellik ilişkisi) yayılım etkisi % 5 anlamlılık düzeyinde geçerlidir.

Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra diğer bir gelişmekte olan ülke endeksi olan BİST 100 Endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### 4.4.2.4. Türkiye-BİST 100 Endeksi'ne İlişkin Bulgular

Bu kısımda, BİST 100 Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilk olarak ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.109'da sunulmuştur.

**Tablo 4.109: Türkiye-BİST 100 Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

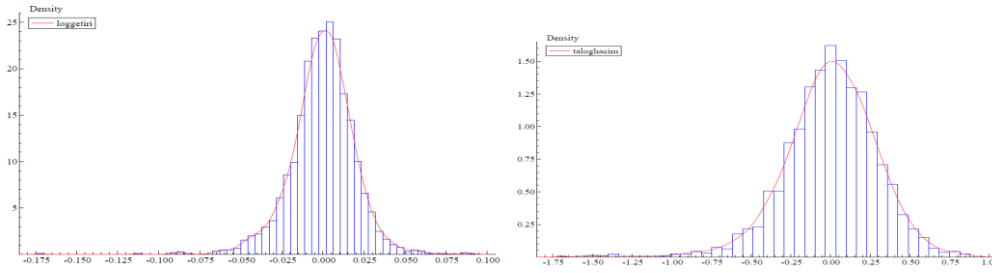
	<b>Lgtr</b>	<b>Tlhc</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2426	2426
<b>Ortalama</b>	-0.000324	-0.000152
<b>Medyan</b>	0.000565	0.008698
<b>Maksimum</b>	0.090855	0.871861
<b>Minimum</b>	-0.171577	-1.682188
<b>Standart Sapma</b>	0.019349	0.291804
<b>Çarpıklık</b>	-0.618016	-0.682773
<b>Basıklık</b>	7.626121	5.527260
<b>Jarque-Bera</b>	2317.717	834.1157
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.00000	0.0000
<b>Q (20)</b>	48.367 [0.5390]	5306.3*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (20)</b>	327.53*** [0.0000]	329.71*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	16.15699*** [0.0000]	17.08531*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	9.999118*** [0.0000]	8.832492*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	4.763621*** [0.0000]	5.339945*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4.109 incelendiğinde, her iki serinin örneklem ortalaması negatif; ancak, sifıra oldukça yakın olduğu söylenebilir. Tlhc serisinin standart sapmasının lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, her iki serinin çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık olduğunu ve negatif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Ancak, lgtr serisinde yaşanan kalın kuyrukluğunun tlhc serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 4.109'a bakarak söylenebilir. Her iki seri için Grafik 4.25'te sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

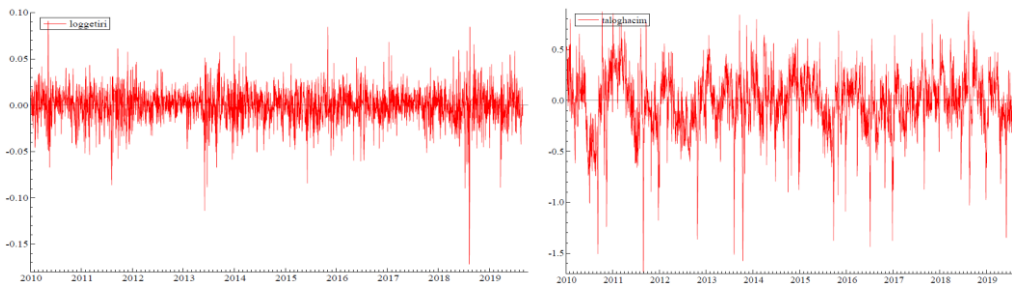


**Grafik 4.25: Türkiye-BİST 100 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhem Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve negatif ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, serilerin sola çarpık ve aşırı sivri olması, kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle “seriler normal dağılmaktadır” hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.26'da serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.26: Türkiye-BİST 100 Endeksi'nin Lgtr ve Tlhem Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği

görülmektedir. Bu durum BİST 100 Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box  $Q$  ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box  $Q^2$  istatistikleri karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş ve serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini ifade etmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.17'de sunulmuştur.

**Tablo 4.110: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	1.2121639 (9.1796027)	1.0428464 (9.1796027)	-422.25347 (-46.875460)	0.034409953 (0.102672881)	-14.529722 (-4.8389017)	08.08.2011 03.06.2013 02.11.2015 04.11.2016 10.08.2018
<b>Tlhc</b>	1.2442687 (8.7152639)	1.1208364 (8.7152639)	-366.65540 (-46.166420)	0.036927280 (0.10334554)	-13.539587 (-4.8100009)	10.03.2011 14.10.2013 23.09.2015 26.12.2016 13.08.2018

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok

olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.111’de sunulmuştur.

**Tablo 4.111: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları**

	<b>Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli</b>	<b>Tlcm Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli</b>
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (3,2)</b>	<b>ARMA(1,1)</b>
<b>C</b>	-0.000324416 (0.0004084) [0.4270]	0.000460819 (0.01736) [0.9790]
<b>AR (1)</b>	-0.133761*** (0.02629) [0.0000]	0.840256*** (0.02153) [0.0000]
<b>AR (2)</b>	-0.981208*** (0.01143) [0.0000]	-
<b>AR (3)</b>	0.0452651** (0.02080) [0.0300]	-
<b>MA (1)</b>	0.178717*** (0.01673) [0.0000]	-0.391172*** (0.04211) [0.0000]
<b>MA (2)</b>	0.980045*** (0.01426) [0.0000]	-
<b>AIC</b>	-5.0526508	-0.143422611
<b>LL</b>	6135.86542	177.971628
<b>Çarpıklık</b>	-0.57782	-0.64850
<b>Basıklık</b>	4.5347	4.8512
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	2213.7*** [0.0000]	2549.0*** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	644.88*** [0.0000]	666.39*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	32.901* [0.0998]	268.48*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	15.975*** [0.0000]	6.9322*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	9.9992*** [0.0000]	4.2030*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	4.7468 *** [0.0000]	3.1042*** [0.0000]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlcm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca ARMA modelinin tahmininde en çok olabilirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4.111 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal

dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, her iki seriye ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiğine, dik (sivri) dağıldığına ve kalın kuyrukluğunun var olduğuna işaret etmektedir. Ljung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.112’de sunulmuştur.

**Tablo 4.112: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
07.05.2010	-	-
25.05.2010	-	-
<b>TlhcM Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
04.02.2010	-	-
05.02.2010	-	-
21.06.2010	-	-
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4.112 incelendiğinde, Inclant-Tiao’nun ICSS algoritması, lgtr serisi için 2010 Mayıs ayı için toplamda 2 yapısal kırılma, tlhcM serisi için ise 2010 Şubat, Mart ve Haziran ayları için toplamda 3 yapısal kırılma göstermiştir. Ancak, kappa-1 ve kappa-2 algoritmalarıyla her iki seri için herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememiştir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan kappa-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da her iki serinin varyansında herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememesi nedeniyle öncelikle yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık

modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda sadece lgtr serisi için en uygun model seçiminde geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgular Tablo 4.113, Tablo 4.114 ve Tablo 4.115, Tablo 4.116 ve Tablo 4.117’de ve tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.118’de sırasıyla yer verilmiştir.

**Tablo 4.113: Lgtr Serisi İçin GARCH(2,2) ve GJR-GARCH (1,2) Modellerine İlişkin Tahmin Sonuçları**

Model Parametreleri	ARMA(3,2)- GARCH(2,2) S <sub>T</sub> Dağılımı	ARMA(3,2)-GJR- GARCH(1,2) S <sub>T</sub> Dağılımı
C (M)	0.000607* (0.00034744) [0.0805]	0.000283 (0.00035270) [0.4224]
AR(1)	-0.123614*** (0.042384) [0.0036]	-0.118869*** (0.038410) [0.0020]
AR(2)	-0.936689*** (0.059907) [0.0000]	-0.941726*** (0.060269) [0.0000]
AR(3)	0.043718** (0.021431) [0.0415]	0.043674* (0.022392) [0.0512]
MA(1)	0.164832*** (0.037641) [0.0000]	0.158113*** (0.032517) [0.0000]
MA(2)	0.926217*** (0.069035) [0.0000]	0.931629*** (0.070086) [0.0000]
C (V) x 10 <sup>4</sup>	0.007634** (0.0036698) [0.0376]	0.047876* (0.025223) [0.0578]
ARCH(Alpha1)	0.092010*** (0.019236) [0.0000]	0.022996*** (0.0063554) [0.0003]
ARCH(Alpha2)	0.085545*** (0.018285) [0.0000]	0.018982* (0.010103) [0.0604]
GARCH(Beta1)	1.697852*** (0.076598) [0.0000]	0.959521*** (0.020713) [0.0000]
GARCH(Beta2)	0.706399*** (0.073991) [0.0000]	-
GJR(Gamma1)	-	0.226715*** (0.050777) [0.0000]
GJR(Gamma2)	-	-0.170703*** (0.052731) [0.0012]
S <sub>T</sub>	6.219438*** (0.77066) [0.0000]	6.803684*** (0.91342) [0.0000]

Tablo 4.113'ün Devamı

	ARMA(3,2)-GARCH(2,2)	ARMA(3,2)-GJR-GARCH(1,2)
Model Parametreleri	$S_T$ Dağılımı	$S_T$ Dağılımı
LL	6323.820	6342.631
AIC	-5.203479	-5.218162
SIC	-5.174819	-5.187114
Q(50)	33.2842 [0.9014]	34.8318 [0.8629]
Q <sup>2</sup> (50)	44.8139 [0.5219]	46.7891 [0.4812]
ARCH(10)	0.67965 [0.7444]	1.2654 [0.2444]
ARCH(20)	0.98393 [0.4786]	1.0723 [0.3722]
ARCH(50)	0.85209 [0.7601]	0.89187 [0.6882]
Pearson (40)	57.3306*** [0.0005]	59.5730*** [0.0001]
Pearson (50)	59.3256** [0.0113]	51.0404** [0.0495]
Pearson (60)	56.6546 [0.1580]	66.8442** [0.0239]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini,  $S_T$  student t dağılımını ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.113 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 1,7898) ilgili değerler toplamının 1'den oldukça uzak olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça düşük olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olmadığı söylenebilir. GJR-GARCH modeline ilişkin bulgular incelendiğinde ise GJR parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olması, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediğine işaret etmektedir. Tablo 4.113'ten elde edilen diğer bir bulguya

göre, bütün modellerde student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, GARCH ve GJR-GARCH modelleri için student t dağılımını kullanarak en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.114, Tablo 4.115, Tablo 4.116 ve Tablo 4.117’de sırasıyla sunulmuştur.

**Tablo 4.114: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GARCH(2,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96429	6.9181***	0.0085327	0.038086	1.2672
0.9750	0.98558	7.8645***	0.0050414	0.047375	1.2366
0.9900	0.99588	6.5325**	0.010592	0.060427	1.1972
0.9950	0.99863	5.4113**	0.020007	0.073871	1.1629
0.9975	0.99931	2.7008	0.10030	0.090855	1.1060
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.059066	2.3870	0.12235	-0.042026	1.4482
0.0250	0.035714	6.0663**	0.013779	-0.047391	1.3418
0.0100	0.014423	2.5311	0.11162	-0.057043	1.3060
0.0050	0.0075549	1.6504	0.19891	-0.064703	1.2902
0.0025	0.0041209	1.2811	0.25769	-0.068475	1.2811

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750, 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0250  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.115: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GARCH(2,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.93711	3.1462*	0.076106	0.031044	1.4918
0.9750	0.96495	3.5810*	0.058442	0.036171	1.4174
0.9900	0.98351	3.4562*	0.063014	0.044431	1.3967
0.9950	0.99175	1.7177	0.18999	0.052338	1.4693
0.9975	0.99381	3.7344*	0.053304	0.051368	1.3923
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.082474	18.163	2.0275e-005	-0.032394	1.5126
0.0250	0.044330	12.134***	0.00049522	-0.039359	1.4765
0.0100	0.020619	8.4551***	0.0036402	-0.048695	1.4476
0.0050	0.018557	21.090	4.3818e-006	-0.049588	1.2647
0.0025	0.0092784	10.500***	0.0011938	-0.055604	1.2674

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750, 0,9900 ve 0,9975  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0250, 0,0100 ve 0,0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.



**Tablo 4.116: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96429	6.9181***	0.0085327	0.037031	1.3007
0.9750	0.98420	5.8087**	0.015947	0.046268	1.2632
0.9900	0.99313	1.6206	0.20301	0.050758	1.1580
0.9950	0.99725	1.7767	0.18255	0.062223	1.1172
0.9975	0.99863	0.88651	0.34643	0.073871	1.0722
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.059753	2.7517*	0.097150	-0.040940	1.3996
0.0250	0.033654	4.0428**	0.044360	-0.047575	1.3098
0.0100	0.012363	0.76359	0.38221	-0.058682	1.3202
0.0050	0.0068681	0.91419	0.33900	-0.062568	1.3066
0.0025	0.0041209	1.2811	0.25769	-0.069055	1.2757

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500 ve 0,9750  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500 ve 0,0250  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir.

**Tablo 4.117: Lgtr Serisi İçin ARMA(3,2)-GJR-GARCH(1,2) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96495	5.0732**	0.024299	0.038994	1.3247
0.9750	0.98763	7.7738***	0.0053011	0.050975	1.3964
0.9900	0.99485	2.7961*	0.094495	0.062907	1.4328
0.9950	0.99691	0.82135	0.36479	0.069779	1.4479
0.9975	0.99691	0.12703	0.72154	0.069779	1.2697
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.055670	0.63428	0.42579	-0.037857	1.4051
0.0250	0.032990	2.3121	0.12837	-0.043723	1.2616
0.0100	0.014433	1.6934	0.19316	-0.047144	1.1113
0.0050	0.94980	2.8463*	0.091585	-0.051447	0.0092784
0.0025	0.0061856	3.7344*	0.053304	-0.052131	0.73475

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GJR-GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0050 ve 0,0025  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Her iki model bulguları birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde kabul edilemeyen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örneklemde en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli olduğu söylenebilir. Lgtr serisine ilişkin oynaklık modellemeleri ve riske maruz değer bulguları açıklandıktan sonra tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.118'de yer verilmiştir.

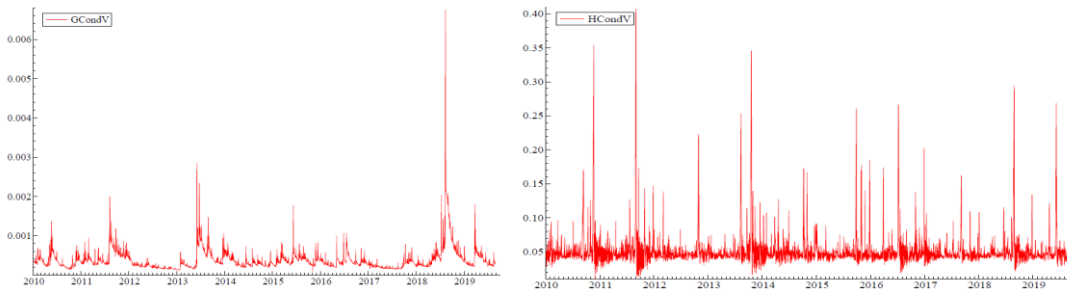
Tablo 4.118: Tlhem Serisi İçin GARCH(2,3) Model Tahmin Sonuçları

Model Parametreleri	ARMA(1,1)-GARCH(2,3) S <sub>T</sub> Dağılımı
C (M)	-0.012329 (0.018410) [0.5031]
AR(1)	0.873788*** (0.024002) [0.0000]
MA(1)	-0.441783*** (0.060672) [0.0000]
C (V)	0.099144*** (0.0066293) [0.0000]
ARCH(Alpha1)	0.159112*** (0.031751) [0.0000]
ARCH(Alpha2)	0.076902*** (0.014423) [0.0000]
ARCH(Alpha3)	0.167806*** (0.030494) [0.0000]
GARCH(Beta1)	0.448673*** (0.025935) [0.0000]
GARCH(Beta2)	0.953836*** (0.036233) [0.0000]
S <sub>T</sub>	5.174285*** (0.54448) [0.0000]
LL	374.222
AIC	-0.300266
SIC	-0.276383
Q(50)	282.194*** [0.0000]
Q <sup>2</sup> (50)	53.6976 [0.1754]
ARCH(10)	0.63582 [0.7841]
ARCH(20)	0.92353 [0.5566]
ARCH(50)	1.0334 [0.4100]
Pearson (40)	56.2094*** [0.0017]
Pearson (50)	58.8310** [0.0216]
Pearson (60)	65.4097* [0.0584]
Tlhem, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabilirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, S <sub>T</sub> student t dağılımını, Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.	

Tablo 4.118 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denklemine ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular

incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t dağılımına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması lgtr serisinin normale göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,6039) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle lgtr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça düşük olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olmadığı söylenebilir. Tablo 4.118'den elde edilen diğer bir bulguya göre, student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Diğer modellerden anlamlı bulgular elde edilememesi nedeniyle Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanamamıştır. Sonuç olarak student t dağılımına göre GARCH modelinin güçlü bir performansa sahip olması nedeniyle uygun bir model olduğu söylenebilir. Yapılan analizler doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerinin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.27'de yer verilmiştir.

**Grafik 4.27: Türkiye-BİST 100 Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.119'da sunulmuştur.

**Tablo 4.119: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	35.985***	0.0000
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	26.003***	0.0000

\*\*\* % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 1 anlamlılık düzeyinde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir deyişle, hisse senedi getiri oynaklığı ile

işlem hacmi oynaklığı arasında oynaklık yayılma etkisinin karşılıklı olduğu söylenebilir.

BİST 100 Endeksi'ne ilişkin tespit edilmesi gereken araştırma bulguları tamamlandıktan sonra diğer bir gelişmekte olan ülke endeksi olan S&P BMV IPC Endeksi üzerinde araştırmaya devam edilmiştir.

#### 4.4.2.5. Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'ne İlişkin Bulgular

Bu kısımda, S&P BMV IPC Endeksi'ne ilişkin bulgulara yer verilmiş, bu doğrultuda ilk olarak ilgili endeksin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4.120'de sunulmuştur.

**Tablo 4.120: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'ne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

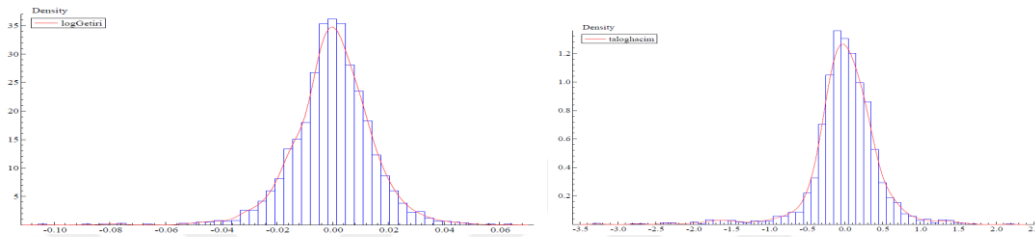
	<b>Lgtr</b>	<b>Tlhc</b>
<b>Gözlem Sayısı</b>	2428	2428
<b>Ortalama</b>	-9.15e-05	5.62e-05
<b>Medyan</b>	0.000215	0.008084
<b>Maksimum</b>	0.063430	2.177875
<b>Minimum</b>	-0.103604	-3.261217
<b>Standart Sapma</b>	0.014143	0.445660
<b>Çarpıklık</b>	-0.605242	-1.324730
<b>Basıklık</b>	7.106370	10.99525
<b>Jarque-Bera</b>	1854.137	7177.140
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.0000	0.0000
<b>Q (50)</b>	77.366*** [0.0080]	624.69*** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	709.01*** [0.0000]	89.406*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	29.26498*** [0.0000]	4.787777*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	15.47064*** [0.0000]	3.037500*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	6.767439*** [0.0000]	1.640138*** [0.0033]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4.120 incelendiğinde, lgtr serisinin örneklem ortalaması negatif, tlhc serisinin ise örneklem ortalamasının pozitif; ancak, sıfırdan oldukça uzak olduğu söylenebilir. Tlhc serisinin standart sapmasının lgtr serisinin standart sapmasından daha yüksek olması ilgili serideki oynaklığın daha şiddetli olduğunu göstermektedir. Her iki serinin basıklık katsayılarının pozitif olması dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, her iki serinin çarpıklık değerlerinin negatif olması serilerin sola çarpık olduğunu ve negatif asimetri gösterdiğini ifade etmektedir. Her iki

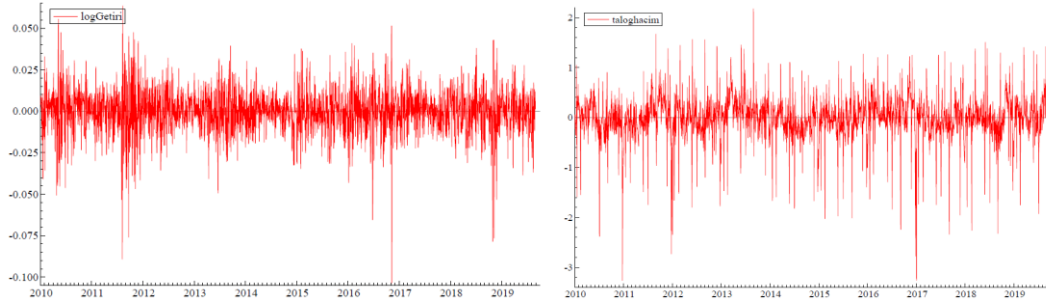
serinin basıklık değerlerinin 3'ten büyük olması ise serilerde kalın kuyruk probleminin yaşandığına etmektedir. Ancak, tlcm serisinde yaşanan kalın kuyrukluğun probleminin lgtr serisine nazaran daha yoğun olduğu Tablo 4.120'ye bakarak söylenebilir. Her iki seri için Grafik 4.28'de sunulan yoğunluk grafikleri de bu bahsedilen durumları kanıtlar niteliktedir.

**Grafik 4.28: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'nin Lgtr ve Tlcm Serilerine İlişkin Yoğunluk Grafikleri**



Normal dağılım gösteren serilerin simetrik (% 50'si sağda ve % 50'si solda) olması, standart sapmasının sıfıra eşit olması ve aritmetik ortalama ve medyan değerlerinin birbirine eşit olması gerekmektedir. Ancak, serilere ilişkin yoğunluk grafikleri ile tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde, serilerin simetrik, aritmetik ortalamalarıyla medyanlarının birbirine eşit ve standart sapmalarının sıfıra eşit olmadığı ve çarpıklık değerlerinin 0'dan uzak ve negatif ve basıklık değerlerinin 3'ten uzak olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, serilerin sola çarpık ve aşırı sivri olması, kalın kuyruklara sahip olması ve serilerde aşırı değerlerin bulunması gibi özelliklerden dolayı normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, Grafik 4.28'e göre, bahsedilen özelliklerin tlcm serisinde daha belirgin olduğu görülmektedir. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise Jarque-Bera testidir. Araştırmada, her iki seri için p olasılık değerlerinin 0,0000 olması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi kabul edilememiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden diğer bir göstergedir. Grafik 4.29'da serilere ilişkin verilen zaman yolu grafikleri de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Grafik 4.29: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'nin Lgtr ve Tlhm Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum S&P BMV IPC Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serilerde oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Araştırmada, Ljung Box Q ve  $Q^2$  istatistikleri karesi alınmış serilerin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş ve serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizler sonucunda ise serilerin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini ifade etmektedir. Bu doğrultuda, zaman yolu grafiklerinden her iki seride de yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi sebebiyle Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin durağanlıkları sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.121'de sunulmuştur.

**Tablo 4.121: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>Lgtr</b>	0.93545997 (9.5224657)	0.82446464 (9.5224657)	-552.95761 (-47.386896)	0.030070344 (0.10304731)	-16.627625 (-4.8306300)	08.08.2011 20.06.2013 31.07.2014 27.08.2015 09.11.2016
<b>Tlhc</b>	1.0413813 (9.0014749)	0.88038079 (9.0014749)	-460.09678 (-44.900327)	0.032965553 (0.10539899)	-15.167345 (-4.7174394)	21.12.2010 16.12.2011 30.11.2012 02.01.2017 16.03.2018

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. Sabit terimli modele ilişkin test istatistikleri ve parantez içerisindeki kritik değerler % 5 anlamlılık düzeyiyle ortaya konulan değerlerdir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde genel olarak mutlak değer cinsinden PT, MPT ve MSB test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Durağanlık sınaması yapıldıktan sonra sıra serilere ilişkin en uygun ARMA modellerinin belirlenmesine gelmiştir. ARMA (0,1)'den ARMA (6,6)'ya kadar çeşitli denemeler yapılmış katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterleri ve en çok olabilirlik değerlerine göre belirlenen en uygun ARMA modelleri Tablo 4.122'de sunulmuştur.



Tablo 4.122: Serilere İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları

	Lgtr Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli	TlhcM Serisi İçin En Uygun ARMA Modeli
<b>Katsayılar</b>	<b>ARMA (2,2)</b>	<b>ARMA(0,1)</b>
<b>C</b>	-9.17065e-005 (0.0002927) [0.7540]	5.40059e-005 (0.01081) [0.9960]
<b>AR (1)</b>	0.809795*** (0.07106) [0.0000]	-
<b>AR (2)</b>	-0.846174*** (0.07659) [0.0000]	-
<b>MA (1)</b>	-0.761239*** (0.07543) [0.0000]	0.237805*** (0.01779) [0.0000]
<b>MA (2)</b>	0.822812*** (0.08303) [0.0000]	-
<b>AIC</b>	-5.68295438	1.15410331
<b>LL</b>	6905.10662	-1398.08142
<b>Çarpıklık</b>	-0.57798	-1.3266
<b>Basıklık</b>	4.0268	8.3548
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	1775.6*** [0.0000]	7773.9 *** [0.0000]
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	532.28*** [0.0000]	704.77*** [0.0000]
<b>Q (50)</b>	56.923 ** [0.0297]	280.17 *** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	27.118 *** [0.0000]	3.4272*** [0.0002]
<b>ARCH (20)</b>	14.421 *** [0.0000]	2.4390 *** [0.0004]
<b>ARCH (50)</b>	6.4213*** [0.0000]	1.4028 *** [0.0335]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcM ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ( ), standart hataları, [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini ve AIC Akaike bilgi kriterini ifade etmektedir. Ayrıca, ARMA modelinin tahmininde en çok olabirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4.122 incelendiğinde, sabit terim hariç her iki seri için elde edilen ARMA modeline ilişkin parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Her iki seriye ilişkin modellerden elde edilen normallik ve asimptotik test istatistikleri, her bir dağılım dizisinin dağılımının sınırlandırıldığını ve model artıklarının normal dağılmadığını göstermektedir. Ayrıca, her iki seriye ilişkin modelden elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri, model artıklarının negatif asimetri gösterdiğine, dik (sivri) dağıldığına ve kalın kuyrukluğunun var olduğuna işaret etmektedir. Ljung Box Q test sonuçları, her iki seri için ARMA modeline ilişkin artıkların

otokorelasyon içerdiğine, ARCH test sonuçları ise modellere ilişkin artıklarda değişen varyans etkisinin olduğuna işaret etmektedir. En uygun ARMA modelleri belirlendikten sonra serilerin varyansındaki olası kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.123'te sunulmuştur.

**Tablo 4.123: Serilere İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları**

<b>Lgtr Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
16.02.2010	26.04.2010	-
26.04.2010	01.06.2010	-
01.06.2010	01.09.2010	-
01.09.2010	01.08.2011	-
01.08.2011	13.12.2011	-
20.12.2011	03.08.2012	-
03.08.2012	12.04.2013	-
12.04.2013	-	-
11.10.2013	-	-
21.03.2014	-	-
27.11.2014	-	-
31.10.2016	-	-
10.11.2016	-	-
17.03.2017	-	-
09.01.2018	-	-
17.10.2018	-	-
29.11.2018	-	-
<b>Tlhc m Serisi İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
15.02.2010	-	-
21.12.2010	-	-
31.12.2010	-	-
04.04.2011	-	-
04.07.2013	-	-
02.09.2016	-	-
Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhc m ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4.123 incelendiğinde, Inclant-Tiao'nun ICSS algoritması, lgtr serisi için 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2016, 2017 ve 2018 dönemleri için toplamda 17 yapısal kırılma, tlhc m serisi için ise 2010, 2011, 2013 ve 2016 dönemleri için toplamda 6 yapısal kırılma göstermiştir. Ayrıca, kappa-1 algoritması lgtr serisi için 2010, 2011, 2012 ve 2013 dönemleri için toplamda 7 yapısal kırılma ortaya koymuşken, tlhc m serisi için herhangi bir yapısal kırılma ortaya koyamamıştır. Son olarak, kappa-2 algoritmalarıyla her iki seri için herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememiştir. Bu testte IT algoritması, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı durumlarda (finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde

otokorelasyon ve deęişen varyans özelliklerinin görüldüęü durumlarda) hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almaması nedeniyle gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan kappa-2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Kappa-2 algoritmalarıyla da her iki serinin varyansında herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememesi nedeniyle öncelikle yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli veri setinin normal dağılmamasından dolayı student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Daha sonra oynaklık modellerinden elde edilen bulgular doğrultusunda sadece lgtr serisi için en uygun model seçiminde geriye dönük VaR modellerinden Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanmıştır. Lgtr serisine ilişkin bulgular Tablo 4.124, Tablo 4.125 ve Tablo 4.126 ve tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 4.127’de sırasıyla yer verilmiştir.

Tablo 4.124: Lgtr Serisi İçin GARCH(1,1) Modeline İlişkin Tahmin Sonuçları

	ARMA(2,2)-GARCH(1,1)	ARMA(2,2)-GARCH(1,1)
Model Parametreleri	$S_T$ Dağılımı	$SS_T$ Dağılımı
C (M)	0.000304 (0.00023513) [0.1959]	0.000097 (0.00022631) [0.6683]
AR(1)	1.114038*** (0.15061) [0.0000]	1.312721*** (0.25271) [0.0020]
AR(2)	-0.722844*** (0.16549) [0.0000]	-0.614392*** (0.15099) [0.0000]
MA(1)	-1.075596*** (0.15778) [0.0000]	-1.282125*** (0.26589) [0.0000]
MA(2)	0.686074*** (0.18072) [0.0002]	0.562319*** (0.16125) [0.00005]
C (V) x 10 <sup>4</sup>	0.078554*** (0.024386) [0.0013]	0.069691*** (0.022346) [0.0018]
ARCH(Alpha1)	0.110232*** (0.020959) [0.0000]	0.105551*** (0.019963) [0.0000]
GARCH(Beta1)	0.850484*** (0.028124) [0.0000]	0.858835*** (0.026861) [0.0000]
$S_T$	8.731020*** (1.4695) [0.0000]	-
$SS_T$	-	9.909385*** (1.8162) [0.0000]
ln(k)	-	-0.118630*** (0.029350) [0.0000]
LL	7141.036	7148.779
AIC	-5.874824	-5.880378
SIC	-5.853344	-5.856511
Q(50)	46.2741 [0.4609]	47.8960 [0.3957]
Q <sup>2</sup> (50)	49.1948 [0.4250]	52.4311 [0.3062]
ARCH(50)	0.99377 [0.4865]	1.0547 [0.3708]
Pearson (40)	52.0000*** [0.0005]	49.4959** [0.0102]
Pearson (50)	62.5272** [0.0128]	68.8699 *** [0.0022]
Pearson (60)	82.0165*** [0.0028]	58.3921 [0.1683]

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini,  $S_T$  ve  $SS_T$  sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını, ln(k) çarpık student t dağılımına ilişkin asimetri parametresini ve Pearson (40), Pearson (50) ve Pearson (60) değerleri ise 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 4.124 incelendiğinde, sabit terimler hariç, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir.

Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q ve  $Q^2$  otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, tüm modellere ilişkin student t ve çarpık student t dağılımlarına ilişkin parametrelerin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması Igr serisinin negatif asimetri ve normale göre kalın kuyrukluğa özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 0,9606 ve çarpık student t için; 0,9606) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça yakın olması nedeniyle Igr serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça yüksek olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Tablo 4.124'ten elde edilen diğer bir bulguya göre, bütün modellerde her iki dağılıma ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin genel olarak istatistiksel açıdan anlamlı olmasına rağmen farklı hücrelerdeki parametre değerlendirmelerinin tutarsız olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, GARCH modeli için her iki dağılımını kullanarak en uygun model seçiminde Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF 2) testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 4.125, Tablo 4.126'da sırasıyla sunulmuştur.

**Tablo 4.125: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem İçi (In Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.96431	6.9480***	0.0083913	0.029270	1.2242
0.9750	0.98490	6.8106***	0.0090618	0.031580	1.1365
0.9900	0.99794	13.750***	0.00020877	0.037186	1.0621
0.9950	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
0.9975	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.057653	1.7157	0.19025	-0.029691	1.4353
0.0250	0.035003	5.3302**	0.020959	-0.032431	1.3296
0.0100	0.015786	4.1897**	0.040670	-0.039664	1.2861
0.0050	0.011668	9.4467***	0.0021153	-0.043058	1.1786
0.0025	0.0048044	2.4381	0.11842	-0.046762	1.2222
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95264	0.21785	0.64069	0.026638	1.2424
0.9750	0.97804	0.57452	0.44847	0.030044	1.1794
0.9900	0.99245	0.96530	0.32585	0.031364	1.1020
0.9950	0.99863	5.4186**	0.019924	0.028012	1.0631
0.9975	0.00000	.NaN	0.00000	.NaN	.NaN
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.052162	0.14146	0.70684	-0.030509	1.3985
0.0250	0.028140	0.56672	0.45157	-0.034782	1.3208
0.0100	0.014413	2.5221	0.11226	-0.040862	1.2374
0.0050	0.0061771	0.37736	0.53902	-0.043588	1.2434
0.0025	0.0041181	1.2779	0.25829	-0.049576	1.1924

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ESF1 ve ESF2 değerleri ise farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini temsil etmekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir. Ayrıca, .NaN test tarafından verilmeyen değerleri göstermektedir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9500, 0,9750 ve 0,9900  $\alpha$  değerleri, uzun pozisyonda 0,0250, 0,0100 ve 0,0050  $\alpha$  değerleri için kabul edilememiştir. Benzer şekilde çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem içi tahmin

bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9950  $\alpha$  değeri için kabul edilemezken, uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

**Tablo 4.126: Lgtr Serisi İçin ARMA(2,2)-GARCH(1,1) Modeline İlişkin Örneklem Dışı (Out of Sample) Riske Maruz Değer Geriye Dönük Test Sonuçları**

Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.95881	1.6818	0.19468	0.027838	1.2806
0.9750	0.98146	1.8248	0.17674	0.031831	1.1979
0.9900	0.99485	2.8059*	0.093921	0.037399	1.1333
0.9950	0.99897	4.5653**	0.032625	0.051457	1.2734
0.9975	0.99897	1.0834	0.29794	0.051457	1.1271
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.063852	3.6201*	0.057087	-0.026233	1.3468
0.0250	0.031926	1.7594	0.18470	-0.032325	1.2875
0.0100	0.011329	0.16599	0.68370	-0.040206	1.3094
0.0050	0.0061792	0.25236	0.61542	-0.048961	1.3047
0.0025	0.0030896	0.12584	0.72278	-0.065426	1.3693
Çarpık Student t Dağılımına Göre Kupiec LR <sub>T</sub> Testi Sonuçları					
Kısa Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.9500	0.94954	0.0043777	0.94725	0.026592	1.3111
0.9750	0.97219	0.30290	0.58207	0.030743	1.2278
0.9900	0.98661	1.0179	0.31302	0.032634	1.1309
0.9950	0.99588	0.16104	0.68820	0.036534	1.1541
0.9975	0.99897	1.0834	0.29794	0.051457	1.2749
Uzun Pozisyon					
Kantiller ( $\alpha$ )	Başarısızlık Oranları (f)	Kupiec LR <sub>T</sub> İstatistikleri	P Olasılık Değerleri	ESF1	ESF2
0.0500	0.049434	0.0065822	0.93534	-0.028153	1.3598
0.0250	0.025747	0.021996	0.88210	-0.035333	1.2692
0.0100	0.0092688	0.053754	0.81666	-0.043160	1.2948
0.0050	0.0041195	0.16104	0.68820	-0.055080	1.3663
0.0025	0.0030896	0.12584	0.72278	-0.065426	1.2991

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini temsil etmektedir. Tablo Kupiec LR test istatistiklerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı temsil etmektedir. Ayrıca, ESF1 ve ESF2 değerleri farklı kantillerde modellerden beklenen kayıp değerlerini göstermekte olup modeller içerisinde en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan model en iyi modeldir.

Student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi kısa pozisyonda 0,9900 ve 0,9950  $\alpha$  değerleri için, uzun pozisyonda ise 0,0500  $\alpha$  değeri için kabul edilememiştir. Çarpık student t dağılımına göre GARCH modeline ilişkin örneklem dışı tahmin bulguları incelendiğinde, başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu ileri süren  $H_0$  hipotezi hem kısa hem de uzun pozisyonda tüm  $\alpha$  değerleri için kabul edilmiştir.

GARCH modeline ilişkin her iki dağılımdan elde edilen bulgular birlikte değerlendirildiğinde, örneklem içi ve örneklem dışı testlerde reddedilen  $\alpha$  değerlerinin sayısı (kayıp sayısı) en düşük olan ve ESF1 ve ESF2 değerlerine göre örneklemde en çok sapmayı tespit eden en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre GARCH modeli olduğu söylenebilir. Lgtr serisine ilişkin oynaklık modellemeleri ve riske maruz değer bulguları açıklandıktan sonra tlhcm serisine ilişkin bulgulara ise Tablo 127'de yer verilmiştir.



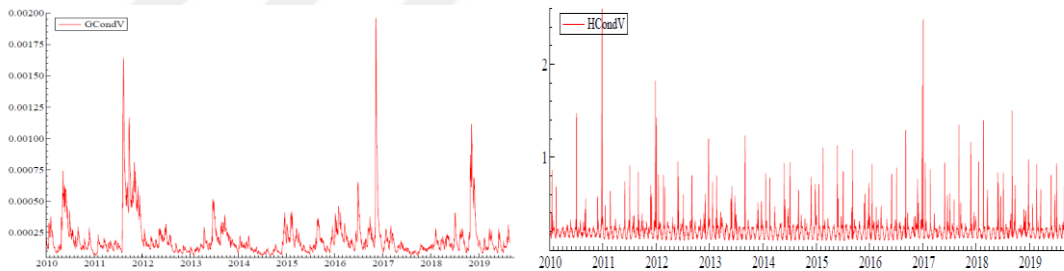
Tablo 4.127: TlhcM Serisi İçin GARCH(2,3) Modeline İlişkin Tahmin Sonuçları

Model Parametreleri	ARMA(0,1)-GARCH(2,3)
	<b>S<sub>T</sub> Dağılımı</b>
<b>C (M)</b>	0.014882** (0.0075203) [0.0479]
<b>MA(1)</b>	0.269179*** (0.013309) [0.0000]
<b>C (V)</b>	0.015755*** (0.0014361) [0.0000]
<b>ARCH(Alpha1)</b>	0.243431*** (0.0099620) [0.0000]
<b>ARCH(Alpha2)</b>	0.463110*** (0.019609) [0.0000]
<b>ARCH(Alpha3)</b>	0.241642*** (0.010426) [0.0000]
<b>GARCH(Beta1)</b>	1.908971*** (0.0011212) [0.0000]
<b>GARCH(Beta2)</b>	0.998817*** (0.00096151) [0.0000]
<b>S<sub>T</sub></b>	2.781358*** (0.10389) [0.0000]
<b>LL</b>	-897.440
<b>AIC</b>	0.746655
<b>SIC</b>	0.768135
<b>JB</b>	7364.8***
<b>Q(50)</b>	265.381 *** [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	65.8710** [0.0228]
<b>ARCH(10)</b>	1.017 [0.2235]
<b>ARCH(50)</b>	1.1129 [0.2735]
<b>Pearson (40)</b>	62.6425*** [0.0004]
<b>Pearson (50)</b>	92.6755*** [0.0000]
<b>Pearson (60)</b>	106.7776*** [0.0000]
TlhcM, doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini temsil etmektedir. *, **, *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) standart hataları ve [ ] p olasılık değerlerini, LL en çok olabirlik değerini, AIC ve SIC sırasıyla Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini, S <sub>T</sub> student t dağılımını ve P(40), P (50) ve P(60) değerleri 40, 50 ve 60 hücrede Pearson Uyum İyiliği test istatistiklerini temsil etmektedir.	

Tablo 4.127 incelendiğinde, ortalama ve koşullu oynaklık denkleminde ilişkin tüm parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu söylenebilir. Hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q<sup>2</sup> otokorelasyon ile ARCH testine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin giderildiği görülmektedir. Ayrıca, modele ilişkin student t dağılımına ilişkin parametrenin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması tlhcM serisinin normale

göre kalın kuyruklu özelliğine sahip olduğu anlamına gelmektedir. GARCH modeline ilişkin ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamına bakıldığında (student t için; 2,1450) ilgili değerler toplamının 1'e oldukça uzak olması nedeniyle tlhcm serisinde oynaklık kalıcılığının oldukça düşük olduğu ve geçmiş dönem şoklarının cari dönemde üzerinde etkili olmadığı söylenebilir. Tablo 4.127'den elde edilen diğer bir bulguya göre, student t dağılımına ilişkin Pearson uyum iyiliği istatistiklerinin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olması GARCH modelin uygun performansa sahip bir model olduğunu ortaya koymaktadır. Diğer modellerden anlamlı bulgular elde edilememesi nedeniyle Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleri uygulanamamıştır. Sonuç olarak, tlhcm serisi için güçlü bir performansa sahip student t dağılımına göre GARCH modelinin en uygun model olduğu söylenebilir. Yapılan analizler doğrultusunda belirlenen hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerinin zaman yolu grafiklerine Grafik 4.30'da yer verilmiştir.

**Grafik 4.30: Meksika-S&P BMV IPC Endeksi'nin Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Oynaklığı Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri**



Son olarak, oynaklık serileri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış elde edilen bulgular Tablo 4.128'de sunulmuştur.

**Tablo 4.128: Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları**

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → İşlem Hacmi Oynaklığı	6.660**	0.0358
İşlem Hacmi Oynaklığı → Getiri Oynaklığı	1.675	0.4329

\*\* % 5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 5 anlamlılık düzeyinde hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru oynaklık yayılma etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ancak, işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru oynaklık

yayıma etkisinin olduğuna (hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu dair) dair herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.

#### **4.4.3. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelere İlişkin Genel Bir Değerlendirme**

Bu kısımda, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke endekslerinden elde edilen bulgular genel olarak değerlendirilmiş ve her iki ülke grubuna ilişkin bulgular Tablo 4.129 ve Tablo 4.130’da sunulmuştur.



Tablo 4.129: Gelişmiş Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular

Endeksler	Varyansta Kırılma Testi Kappa-2 Algoritmasına Göre Kırılma Tarihleri		Dağılımlara Göre En Uygun ARMA-GARCH/EGARCH/GJR-GARCH Modeli/Modelleri		Kupiec LR ve Beklenen Kayıp (ESF1 ve ESF2) Testlerine Göre En Uygun Oynaklık Modelleri		Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Testi Bulguları
	Lgtr	Tlhem	Lgtr	Tlhem	Lgtr	Tlhem	İlişkinin Yönü
S&P 500	-	-	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (1,1)-GARCH(1,1) ve ARMA (1,1)-GJR-GARCH(1,1)	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (0,1)-GARCH(1,1) ve $S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (0,1)-GJR-GARCH(1,1)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH (1,1)	$S_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH(1,1)	İşlem Hacmi Oynaklığından Getiri Oynaklığına doğru tek yönlü
Tayvan Ağırlıklı	-	-	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (3,3)-GARCH (1,1) ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (3,3)-GJR-GARCH(1,1)	$S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (1,0)-GARCH (3,4) ve $S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (1,0)-GJR-GARCH(1,2)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH(1,1)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH(1,2)	Çift Yönlü
Hang Seng	29.06.2010 04.08.2011 09.12.2011	-	$SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (3,3)-GARCH(2,1)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,2)-GARCH(1,1)	-	-	İşlem Hacmi Oynaklığından Getiri Oynaklığına doğru tek yönlü
FTSE 100	03.08.2012	-	$SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (1,1)-GARCH(1,1) ve $S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (1,1)-EGARCH (3,2)	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,1)-GARCH(3,4) ve ARMA (2,1)-GJR-GARCH(1,2)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GARCH (1,1)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH(1,2)	İşlem Hacmi Oynaklığından Getiri Oynaklığına doğru tek yönlü
Nikkei 225	-	30.01.2013 14.06.2013	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (1,0)-GARCH(1,2), ARMA (1,0)-EGARCH (2,2) ve ARMA (1,0)-GJR GARCH (1,1)	$S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,1)-GARCH (1,2), ARMA (2,1)-EGARCH (1,1) ve ARMA (2,1)-GJR-GARCH(3,4)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GARCH (1,2)	$S_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH(3,4)	İşlem Hacmi Oynaklığından Getiri Oynaklığına doğru tek yönlü

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhem ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini,  $S_T$  ve  $SS_T$  ise sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını temsil etmektedir.

Araştırmada, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişki gelişmiş ve gelişmekte olan ülke endeksleri üzerinde incelenmiştir. Bu doğrultuda, ilk olarak serilerin birim kök sınaması yapılmış ve seriler için en uygun ARMA modelleri belirlenmiştir. Daha sonra serilerin varyansındaki yapısal kırılmaların varlığı

Sanso vd.(2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmıştır. Sanso vd. (2004) testine göre, kappa-2 algoritmasında gelişmiş ülke endekslerinden Hang Seng Endeksi'nin getiri serisinde 3 adet, FTSE 100 Endeksi'nin getiri serisinde 1 adet ve Nikkei 225 Endeksi'nin işlem hacmi serisinde 2 adet yapısal kırılma tespit edilmiştir. Ancak, diğer endekslere ilişkin serilerin varyansında herhangi bir kırılma tespit edilememiştir.

**Tablo 4.130: Gelişmekte Olan Ülke Endekslerine İlişkin Bulgular**

Endeksler	Varyansta Kırılma Testi Kappa-2 Algoritmasına Göre Kırılma Tarihleri		Dağılımlara Göre En Uygun ARMA-GARCH/EGARCH/GJR-GARCH Modeli/Modelleri		Kupiec LR ve Beklenen Kayıp (ESF1 ve ESF2) Testlerine Göre En Uygun Oynaklık Modelleri		Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Testi Bulguları
	Lgtr	Tlhcm	Lgtr	Tlhcm	Lgtr	Tlhcm	İlişkinin Yönü
Şangay Kompozit	16.11.2010 03.12.2014 02.03.2016 15.06.2018	26.11.2014 02.09.2015	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,2)-GARCH (1,1)	$S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA-(2,2) GARCH (3,2)	$S_T$ Dağılımlarına Göre GARCH (1,1)	-	Getiri Oynaklığından İşlem Hacmi Oynaklığına doğru tek yönlü
SET	07.01.2014	-	$SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (4,5)-GARCH (3,4)	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,1)-GARCH(1,1), ARMA (2,1)-GJR-GARCH(1,2) ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,1)-EGARCH (1,1)	-	$SS_T$ Dağılımlarına Göre EGARCH (1,1)	Çift Yönlü
Jakarta Borsası Kompozit	-	-	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,1)-GARCH(1,1) ve ARMA (2,1)-GJR-GARCH (1,1)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (4,3)-GARCH(3,3) ve ARMA (4,3)-EGARCH (1,1)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH (1,1)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre EGARCH (1,1)	Çift Yönlü
BİST 100	-	-	$S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (3,2)-GARCH(2,2) ve ARMA (3,2)-GJR-GARCH (1,2)	$S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (1,1)-GARCH(2,3)	$S_T$ Dağılımlarına Göre GJR-GARCH (1,2)	-	Çift Yönlü
S&P BMV IPC	-	-	$S_T$ ve $SS_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (2,2)-GARCH(1,1)	$S_T$ Dağılımlarına Göre ARMA (0,1)-GARCH(2,3)	$SS_T$ Dağılımlarına Göre GARCH(1,1)	-	Getiri Oynaklığından İşlem Hacmi Oynaklığına doğru tek yönlü

Lgtr, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan getiri serisini, tlhcm ise doğal logaritması alınmış ve trendden arındırılmış işlem hacmi serisini,  $S_T$  ve  $SS_T$  ise sırasıyla student t ve çarpık student t dağılımlarını temsil etmektedir.

Kappa-2 algoritmasında gelişmekte olan ülke endekslerinden ise Şangay Kompozit Endeksi'nin getiri serisinde 4 adet ve işlem hacmi serisinde 2 adet SET Endeksi'nin getiri serisinde ise 1 adet yapısal kırılma tespit edilmiştir. Ancak, diğer endekslere ilişkin serilerin varyansında herhangi bir kırılma tespit edilememiştir.

Araştırmada, varyansta kırılma tespit edilen endekslerde (Hang Seng, FTSE 100, Nikkei 225, Şangay Kompozit ve SET Endeksleri) yapısal kırılmaları dikkate alarak diğer endekslerde (S&P 500, Tayvan Ağırlıklı, Jakarta Borsası Kompozit, BİST 100 ve S&P BMV IPC Endeksleri) ise dikkate almaksızın getiri ve işlem hacmi serilerine ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli student t ve çarpık student dağılımlarıyla araştırılmış, katsayıların anlamlılığı, AIC ve SIC bilgi kriterleri, en çok olabilirlik oranı ve Pearson uyum iyiliği istatistiklerine göre en uygun oynaklık modelleri belirlenmiştir. Elde edilen modeller içerisinde de her iki seri için en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan ve en çok sapmayı tespit eden uygun oynaklık modeli Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleriyle araştırılmış ve öncelikle gelişmiş ülke endekslerinden elde edilen bulgular aşağıda sıralanmıştır:

- S&P 500 Endeksi'nin getiri serisi için çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli, işlem hacmi serisi için student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli en uygun oynaklık modelleridir. Getiri serisi için tespit edilen modele göre, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediği ve hisse senedi getiri oynaklığı serisinde negatif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir. İşlem hacmi serisi için elde edilen modele göre ise negatif haber ve gelişmelerin işlem hacmi oynaklığını pozitif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediği ve işlem hacmi oynaklığında kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu söylenebilir.
- Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nin hem getiri hem de işlem hacmi serileri için çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli en uygun oynaklık modelidir. Her iki seriye ilişkin tespit edilen model bulguları değerlendirildiğinde, pozitif haber ve gelişmelerin hem hisse senedi getiri oynaklığını hem de işlem hacmi oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediği ve her iki seride negatif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir.
- Hang Seng Endeksi'nin hem getiri hem de işlem hacmi serileri için çarpık student t dağılımına göre GARCH modeli en uygun oynaklık modelidir. Her iki

seriye ilişkin tespit edilen model bulguları değerlendirildiğinde, hem hisse senedi getiri oynaklığı hem de işlem hacmi oynaklığı serilerinde pozitif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir. Ayrıca, Euro Bölgesi borç krizi, Çin'in enflasyonu dizginlemek için faiz oranını arttıracak korkuları, Kuzey Kore'nin Güney Kore'ye ait Yeonpyeong adasına topçu ateşi açması gibi olayların hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin negatif olduğu çıkarımında bulunulabilir.

- FTSE 100 Endeksi'nin getiri serisi için çarpık student t dağılımına göre GARCH modeli ve işlem hacmi serisi için çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli en uygun modellerdir. Getiri serisi için tespit edilen modele göre, hisse senedi getiri oynaklığı serisinde negatif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir. Ayrıca Euro Bölgesi'nde gerçekleşen borç krizinden dolayı İngiltere ekonomisinde yaşanan durgunluk döneminin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin negatif olduğu çıkarımında bulunulabilir. İşlem hacmi serisi için elde edilen modele göre ise negatif haber ve gelişmelerin işlem hacmi oynaklığını pozitif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediği ve işlem hacmi oynaklığında kalın kuyruklu ve pozitif asimetri özelliklerinin bulunduğu söylenebilir.
- Nikkei 225 Endeksi'nin getiri serisi için çarpık student t dağılımına göre GARCH modeli ve işlem hacmi serisi için student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli en uygun oynaklık modelleridir. Getiri serisi için tespit edilen modele göre, hisse senedi getiri oynaklığında negatif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir. İşlem hacmi serisi için tespit edilen modele göre ise işlem hacmi oynaklığı serilerinde kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu ve negatif haber ve gelişmelerin işlem hacmi oynaklığını pozitif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediği söylenebilir. Ayrıca, Japonya'nın parasal genişleme politikası uygulayacağını ilan ederek kur savaşlarına başlatmasının işlem hacmi oynaklığı üzerindeki etkisinin pozitif olduğu çıkarımında bulunulabilir.

Gelişmekte olan ülke endekslerine ilişkin bulgular ise şu şekildedir:

- Şangay Kompozit Endeksi'nin hem getiri hem de işlem hacmi serileri için student t dağılımına göre GARCH modeli en uygun oynaklık modelidir. Her iki

seri için tespit edilen model bulgularına göre, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı serilerinde kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu söylenebilir. Çin Merkez Bankası'nın zorunlu karşılık oranının 0,5 yüzde puan aşağı çekileceği ve bu uygulamanın 1 Mart'tan itibaren geçerli olacağı yönündeki bildirimlerinin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi negatifken, Euro Bölgesi krizi ile Çin'in enflasyonu dizginlemek için Yuan bazlı mevduat ve krediler için gösterge faiz oranını arttırma kararı ile Çin ile ABD arasında ticaret savaşları doğrultusunda ABD'nin Çin'e yaptırım uygulaması olaylarının hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin ise pozitif olduğu çıkarımında da bulunulabilir. Ayrıca, dünyanın en büyük altın alıcısı Çin'deki altın talebinin, fiyatları düşen külçe, sikke ve mücevher alımlarını arttırmayı başaramaması ve yetkililerin ülke çapında yürütülen yolsuzluk karşıtı kampanyaya ısrarlı desteğini sürdürmesi olaylarının hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin pozitifken, işlem hacmi oynaklığı üzerinde etkisinin ise negatif olduğu söylenebilir. Son olarak, Ağustos 2015'te Çin'in resmi para birimi olan yuanın devalüe edilmesi ile Çin hükümetinin yatırımcılara kaldıraç ve sıkılaştırılmış kredili işlemlere ilişkin uyarıda bulunması olaylarının işlem hacmi oynaklığı üzerindeki etkisinin negatif olduğu çıkarımında bulunulabilir.

- SET Endeksi'nin getiri serisi için çarpık student t dağılımına göre GARCH modeli ve işlem hacmi serisi için çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeli en uygun oynaklık modelleridir. Getiri serisi için tespit edilen model bulgularına göre, hisse senedi getiri oynaklığında negatif asimetri ve kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu söylenebilir. Ayrıca Tayland hükümetinin 2 Şubat seçimlerini ertelemesi ve bu nedenle 1000'den fazla hükümet karşıtı protestocunun Başbakan Yingluck Shinawatra'nın Bangkok'taki evini kuşatması ve uzun bir süre taraflar arasında uzlaşmanın sağlanılamaması olayının hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin negatif olduğu çıkarımında bulunulabilir. İşlem hacmi serisi için tespit edilen modele göre ise pozitif şokların işlem hacmi oynaklığını negatif şoklara oranla daha fazla etkilediği ve işlem hacmi oynaklığında pozitif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir.



- Jakarta Borsası Kompozit Endeksi'nin getiri serisi için çarpık student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli ve işlem hacmi serisi için ise çarpık student t dağılımına göre EGARCH modeli en uygun oynaklık modelleridir. Getiri serisi için tespit edilen modele göre, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediği ve hisse senedi getiri oynaklığı serisinde negatif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir. İşlem hacmi serisi için tespit edilen modele göre ise negatif şokların işlem hacmi oynaklığını pozitif şoklara oranla daha fazla etkilediği ve işlem hacmi oynaklığında pozitif asimetri ve kalın kuyruklu özelliklerinin bulunduğu söylenebilir.
- BİST 100 Endeksi'nin getiri serisi için student t dağılımına göre GJR-GARCH modeli ve işlem hacmi serisi için student t dağılımına göre GARCH modeli en uygun oynaklık modelleridir. Getiri serisi için tespit edilen model bulgularına göre, pozitif haber ve gelişmelerin hisse senedi getiri oynaklığını negatif bir gelişmeye oranla daha fazla etkilediği ve hisse senedi getiri oynaklığında kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu söylenebilir. Ayrıca, işlem hacmi için tespit edilen model bulgularına göre işlem hacmi oynaklığında kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu söylenebilir.
- S&P BMV IPC Endeksi'nin getiri serisi için çarpık student t dağılımına göre GARCH modeli ve işlem hacmi serisi için student t dağılımına göre GARCH modeli en uygun oynaklık modelleridir. Getiri serisi için tespit edilen model bulgularına göre, hisse senedi getiri oynaklığında negatif asimetri ve kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu söylenebilir. Ayrıca, işlem hacmi için tespit edilen model bulgularına göre işlem hacmi oynaklığında kalın kuyruklu özelliğinin bulunduğu söylenebilir.

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke endekslerine ilişkin bulgular karşılaştırıldığında, gelişmiş ülke endekslerinde genel olarak serileri modellemede çarpık student t dağılımının performansının student t dağılımına göre daha başarılı olduğu ve oynaklık modelleri arasında da GJR-GARCH modelinin tahmin gücünün diğer modellerden daha yüksek olduğu söylenebilir. Ancak, gelişmekte olan ülke endekslerinde student t ve çarpık student t dağılımları serileri modellemedeki performansları açısından birbirlerine üstünlük sağlayamasa da oynaklık modelleri arasında GARCH modelinin tahmin

gücünün diğer modellerden daha yüksek olduğu söylenebilir. Elde edilen bulgulardan hareketle, gelişmiş ülkelerde genel olarak asimetrik bir yapı varken, gelişmekte olan ülkelerde ise simetrik bir yapının olduğu çıkarımında bulunulabilir.

Araştırmada son olarak, her iki seri için tespit edilen oynaklık modellerinden elde edilen koşullu varyans serileri kullanılarak hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006)'ın varyansta nedensellik testi ile araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, (Tayvan Kompozit Endeksi hariç) genel olarak gelişmiş ülkelerde işlem hacmi oynaklığından hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu söylenebilir. Gelişmekte olan ülkelere ilişkin bulgulara göre ise (Şangay Kompozit ve S&P BMV IPC Endeksleri hariç) genel olarak ilgili ülkelerde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Türkiye için elde edilen bulgular, Özdemir ve Vurur (2017) çalışmasında elde edilen bulgularla tutarlıdır. Ancak, Özdemir ve Vurur (2018) ile Karaca ve Güngör (2019)'ün çalışmalarında elde ettikleri bulgulardan farklıdır. Söz konusu çalışmalarda, hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit edilmiştir.

## SONUÇ VE ÖNERİLER

Herhangi bir ülkenin ekonomik gelişimi, sermaye piyasasının değerindeki yükselişle değerlendirilebilir. Ülkelerin sermaye piyasalarının büyümelerindeki öncü faktörler ise sermaye piyasasının şeffaf bir haritasını sunma noktasında açıklayıcı güce sahip olmalarından dolayı borsa getirileri ile işlem hacimleridir. Bu nedenle, yatırımcılar, politika yapıcılar, portföy yöneticileri, brokerlar, akademisyenler ve düzenleyiciler, hisse senedi getirisi ve işlem hacminde gerçekleşen oynaklığın nedenleri ve getiri, işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişkiyi anlamak için yoğun bir çaba sarf etmektedirler. Bu doğrultuda bu araştırmada, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda araştırmada S&P 500, Tayvan Ağırlıklı, Hang Seng, Nikkei 225, FTSE 100, Şangay Kompozit, SET, Jakarta Borsası Kompozit, BİST 100 ve S&P BMV IPC Endeksleri'nin 04.01.2010-28.08.2019 dönemlerine ilişkin günlük dolar cinsinden kapanış fiyatları ile günlük miktar cinsinden işlem hacmi serileri dikkate alınmıştır. Araştırmada ilk olarak, serilere ilişkin en uygun ARMA modelleri belirlenmiş, daha sonra serilerin varyansındaki yapısal kırılmaların varlığı Sanso vd.(2004)'nin varyansta kırılma testiyle araştırılmıştır.

Araştırmada, varyansta kırılma tespit edilen endekslerde yapısal kırılmaları dikkate alarak diğer endekslerde ise dikkate almaksızın getiri ve işlem hacmi serilerine ilişkin en uygun GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modeli student t ve çarpık student dağılımlarıyla araştırılmış, katsayıların anlamlılığı, AIC ve SIC bilgi kriterleri, en çok olabilirlik oranı ve Pearson uyum iyiliği istatistiklerine göre en uygun oynaklık modelleri belirlenmiştir. Elde edilen modeller içerisinde de her iki seri için en az aşım (kayıp) sayısına sahip olan ve en çok sapmayı tespit eden oynaklık modeli Kupiec LR ve beklenen kayıp (ESF1 ve ESF2) testleriyle araştırılmış ve her iki seri için en uygun oynaklık modelleri tespit edilmiştir.

Araştırmada son olarak, her iki seri için tespit edilen oynaklık modellerinden elde edilen koşullu varyans serileri kullanılarak hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Hafner ve Herwartz (2006)'ın varyansta nedensellik testi ile araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, (Tayvan Kompozit Endeksi hariç) genel olarak gelişmiş ülkelerde işlem hacmi oynaklığından

hisse senedi getiri oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu söylenebilir. Elde edilen bulgular, gelişmiş ülkelerde genel olarak Karışık Dağılımlar Hipotezi'nin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Karışık Dağılımlar Hipotezi'nde Clark (1973)'ın öne sürdüğü "hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı" arasındaki ilişkinin piyasadaki bilgi akış oranına bağlı olduğu varsayımından hareketle, gelişmiş ülke piyasalarında genel olarak tüm piyasa katılımcılarının piyasada oluşan yeni bilgiye aynı anda ulaşabilmelerinin (bilginin homojen bir yapıda yayılmasının) bir sonucu olarak piyasa göstergeleri yeni bilgilere tepki gösterip eşzamanlı olarak değişebilmekte ve yeni denge noktasına kolaylıkla ulaşabilmektedir. Diğer bir deyişle, işlem hacminin piyasa katılımcıları arasındaki uyumsuzluğun bir göstergesi olarak gelişmiş ülke piyasalarına yeni bilgiler geldikçe piyasa katılımcıları beklentilerini güncelleyebilmekte, hızlı bir şekilde pozisyon değiştirebilmekte ve işlem hacimlerinde değişimlere yol açabilmektedir. Bu nedenle, gelişmiş ülke piyasaları etki piyasalara daha yakın piyasalardır. Ancak, gelişmiş ülke endekslerinden Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nde ise hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular, Tayvan Ağırlıklı Endeksi'nde Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'nin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Gelişmekte olan ülkelere ilişkin bulgulara göre ise genel olarak ilgili ülkelerde hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Gelişmekte olan ülkelere ilişkin elde edilen bulgular, ilgili ülkelerde genel olarak Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'nin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi'nden hareketle, gelişmekte olan ülke piyasalarında genel olarak piyasa katılımcıları bilgiye farklı zamanlarda ulaşabilmekte ve piyasa yeni bilgi geldiği anda pozisyonlarını değiştirebilmektedir. Dolayısıyla, gelişmekte olan ülke piyasalarında tek bir denge noktası oluşmadan önce her bir piyasa katılımcısı için ayrı ayrı denge noktaları oluşabilmekte ve bilgilerin tümüyle piyasa katılımcılarına ulaşması ve tüm piyasaya katılımcılarının bilgiye tepki vermeleri durumunda nihai dengenin kurulabilmesi mümkün olabilmektedir. Bu nedenle, bilginin piyasada asimetrik olarak yayılmasından dolayı piyasaya ulaşan bilgi anında fiyatlara yansıtılamayabilmekte ve piyasa dengesi yavaş yavaş oluşabilmektedir. Bu piyasalarda gecikmeli işlem değerleri hisse senedi getiri oynaklığının tahmininde, hisse senedi getiri

oynaklığı da gecikmeli işlem hacminin tahmininde kullanılabilir. Ayrıca, bu piyasalarda işlem gerçekleştiren bazı piyasa katılımcıları ekonomik gerçekliklere yönelik diğer yatırımcılara göre daha çok bilgiye (kamuya açıklanmamış bazı bilgilere) sahip olmasından dolayı piyasadaki ekonomik olarak etkileşim içerisinde olduğu kesimlere haksız bir avantajı elde ederek bilgi fırsatçılığında bulunabilmektedirler. Bahsedilen tüm hususlar, gelişmekte olan ülke piyasalarının genel olarak zayıf formda etkin piyasalar olduklarına işaret etmektedir.

Araştırmada, gelişmekte olan ülke endekslerinden Şangay Kompozit ve S&P BMV IPC Endeksleri'nde ise hisse senedi getiri oynaklığından işlem hacmi oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular, ilgili endekslerde Gürültücü İşlemciler Hipotezi'nin geçerli olduğu ortaya koymaktadır. Bu tür ülkelerde, gürültücü işlemciler olarak ifade edilen piyasa katılımcıları iktisadi faaliyetlerini ve analizlerini temel ekonomik göstergeler üzerinden gerçekleştirmekten ziyade gürültülü işlemlerle yürütebilmekte ve piyasanın fiyat istikrarını bozabilmektedirler. Ayrıca bu tür ülkelerde gürültülü işlemciler geçmişteki olumlu (olumsuz) fiyat hareketlerinden etkilenebilmekte ve işlem hacimlerini buna göre arttırarak (azaltarak) gelecekteki borsada gerçekleşecek senaryoyu tahmin etmeye çalışabilmektedirler.

Sonuç olarak, finansal piyasalarda işlemlerde bulunan piyasa katılımcılarının ve yatırımda bulunmak isteyen potansiyel yatırımcıların piyasalara olan bilgi akış oranı, bilginin yayılım hızı, piyasanın büyüklüğü, piyasadaki satış kısıtlamaları, spekülasyon fiyatların ampirik dağılımı ve gelecekteki pazar araştırmaları gibi finansal piyasaların yapısıyla ilgili faktörler hususunda bilgi edinebilmeleri için getiri, işlem hacmi ve oynaklık arasındaki ilişkiyi inceleyerek kararlar almaları ve karşılaşılabilecekleri risk faktörlerini de buna göre belirlemeleri yararlarına olacaktır.

Araştırmada, hisse senedi getiri oynaklığı ile işlem hacmi oynaklığı arasındaki ilişki 2008 küresel finansal krizi sonrası dönemde gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları üzerinde incelenmiştir. Bundan sonraki çalışmalarda farklı örneklem (ülke sayısını arttırma ya da farklı bir piyasa seçme gibi), farklı zaman boyutu (kriz öncesi kriz sonrası kıyaslama gibi) ve farklı ekonometrik modeller üzerinden seriler arasındaki ilişkinin önemi ortaya konulabilir.

## KAYNAKLAR

- ABDALLA, S.Z.S. and WINKER, P. (2012). Modelling Stock Market Volatility Using Univariate GARCH Models: Evidence from Sudan and Egypt. *International Journal of Economics and Finance*. 4(8): 161-176.
- ACAR BOYACIOĞLU, M., GÜVENEK, B. ve ALPTEKİN, V. (2010). Getiri Volatilitisi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB’de Ampirik Bir Çalışma. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*. 48: 200-215.
- ADMATI, A.R. and PFLEIDER, P. (1988). A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability. *The Review of Financial Studies*. 1(1): 3-40.
- AGGARWAL, R., INCLAN, C. and LEAL, R. (1999). Volatility in Emerging Stock Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 34(1): 33-55.
- AGHION, P. and BANERJEE, A. (2005). *Volatility and Growth*. First Published. New York: Oxford University Press.
- AHMED, H.J.A., HASSAN, A. and NASIR, A.M.D. (2005). The Relationship between Trading Volume, Volatility and Stock Market Returns: A Test of Mixed Distribution Hypothesis for A Pre- and Post Crisis on Kuala Lumpur Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*. 3: 146-158.
- AHMED, A. E. M. and SULIMAN, S. Z. (2011). Modelling Stock Market Volatility Using GARCH Models Evidence from Sudan. *International Journal of Business and Social Science*, 2(23): 114-128.
- AHMED, W.M.A. (2018). The Asymmetric Price-Volume Relation Revisited: Evidence from Qatar *Journal of Asia Business Studies*. 12(2): 193-219.
- AKEL, V. (2011). *Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilitate Yayılma Etkisi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- AL-JAFARI, M.K. and TLITI, A. (2013). An Empirical Investigation of the Relationship between Stock Return and Trading Volume: Evidence from the Jordanian Banking Sector. *Journal of Applied Finance & Banking*. 3(3): 45-64.

- AL-NAJJAR, D. (2016). Modelling and Estimation of Volatility Using ARCH/GARCH Models in Jordan's Stock Market. *Asian Journal of Finance & Accounting*. 8(1): 152-167.
- AL-SAMMAN, H. and AL JAFARI, M.K. (2015). Trading Volume and Stock Returns Volatility: Evidence from Industrial Firms of Oman. *Asian Social Science*. 11(24): 139-146.
- ALBERG, D., SHALIT, H. and YOSEF, R. (2008). Estimating Stock Market Volatility Using Asymmetric GARCH Models. *Applied Financial Economics*. 18(15): 1201-1208. DOI:10.1080/09603100701604225.
- ALI, S. O. and MHMOUD, A.S. (2013). Estimating Stock Returns Volatility of Khartoum Stock Exchange through GARCH Models. *Journal of American Science*. 9(11): 132-144.
- ALIZADEH, A. and NOMIKOS, N. K. (2003). The Price-Volume Relationship in the Sale and Purchase Market for Dry Bulk Vessels. *An International Journal of Shipping and Port Research*, 1–18.
- ALJARAYESH, N.I.A., MALAHIM, S.S. and AL-ABDALLAH, S. Y. (2018). The Relationship between Stock Return Volatility and Trading Volume in Amman Stock Exchange, Jordan. *International Journal of Business and Management Invention*. 7(4):13-20.
- ALSUBAIE, A. and NAJAND, M. (2009). Trading Volume, Time-Varying Conditional Volatility, and Asymmetric Volatility Spillover in the Saudi Stock Market. *Journal of Multinational Financial Management*. 19: 139-159.
- ANANZEH, I.E.N., JDAITAWI, Q.M. and AL-JAYOUSI, A.M. (2013). Relationship between Market Volatility and Trading Volume: Evidence from Amman Stock Exchange. *International Journal of Business and Social Science*. 4(16): 188-198.
- ANDERSEN, T. G. (1996). Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility. *The Journal of Finance*. 51(1):169-204.
- ANDERSON, N. and BREEDON, F. (1996). UK Asset Price Volatility Over The Last 50 Years. London: Bank of England. 396-428.

- ANÉ, T. and LABIDI, C. (2006). Spillover Effects and Conditional Dependence. *International Review of Economics and Finance*. 15:417-442.
- ANÉ, T. and URECHE-RANGAU, L. (2008). Does Trading Volume Really Explain Stock Returns Volatility?. *International Financial Markets, Institutions and Money*. 18: 216-235.
- ANIFOWOSE, M. and SULEIMAN, S. (2013). An Analysis of Causal Relation between Stock Return and Trading Volume in Nigerian Capital Market. *International Journal of Social Sciences and Humanities Reviews*. 4(2): 137-147.
- ARNOLD, I. J. M. and VRUGT, E. B. (2010). Treasury Bond Volatility and Uncertainty about Monetary Policy. *The Financial Review*. 45: 707–728.
- ARTHUR, H. B. (1966). Economic Risk, Uncertainty, and the Futures Market, *Futures Trading Seminar*. 3: 213-242.
- ARTZNER, P., DELBAEN, F., EBER, J.M. and HEATH, D. (1999). Coherent Measures of Risk. *Mathematical Finance*. 9(3): 203–228.
- ASAI, M. and UNITE, A. (2008). The Relationship between Stock Return Volatility and Trading Volume: The Case of the Philippines. *Applied Financial Economics*. 18(16): 1333-1341.
- ASAI, M. and BRUGAL, I. (2013). Forecasting Volatility via Stock Return, Range, Trading Volume and Spillover Effects: The Case of Brazil. *North American Journal of Economics and Finance*. 25: 202-213.
- ATAKAN, T. (2009). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Değişkenliğin (Volatilitenin) ARCH-GARCH Yöntemleri İle Modellenmesi. *İşletme İktisadi Enstitüsü Dergisi*. 20(62): 48-61.
- ATELLA V., ATZENI E. G. and BELVISI P. L. (2003). Investment and Exchange Rate Uncertainty. *Journal Of Policy Modelling*. 25: 811-824.
- ATTARI, M.I.J., RAFIQ, S. and AWAN, H.M. (2012). The Dynamic Relationship between Stock Volatility and Trading Volume. *Asian Economic and Financial Review*. 2(8):1085-1097.



- BAI, J. and PERRON, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*. 18 (1): 1-22.
- BAILLIE, R. T. and DEGENNARO, R. P. (1990). Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 25(2): 203-214.
- BAKLACI, H. and KASMAN, A. (2006). An Empirical Analysis of Trading Volume and Return Volatility Relationship in the Turkish Stock Market. *Ege Akademik Bakış Dergisi*. 6(2): 115-125.
- BALABAN, E., BAYAR, A. and FAFF, R.W. (2006). Forecasting Stock Market Volatility: Further International Evidence. *The European Journal of Finance*. 12(2): 171-188. DOI:10.1080/13518470500146082.
- BALCILAR, M., BOURI, E., GUPTA, R. and ROUBAUND, D. (2017). Can Volume Predict Bitcoin Returns and Volatility? A quantiles-based approach. *Economic Modelling*. 64: 74-81.
- BANUMATHY, K. and AZHAGAI AH, R. (2013). Modelling Stock Market Volatility: Evidence from India. *Managing Global Transitions International Research Journal*. 13 (1): 27-42.
- BARNDORFF-NIELSEN, O.E. and SHEPHARD, N. (2005). Modelling by Levy' Processes for Financial Econometrics. 1-38. <https://scholar.harvard.edu/files/levy.pdf>. (27.12.2019).
- BASCI, E., OZYILDIRIM, S. and AYDOGAN, K. (1996). A Note on Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market. *Journal of Banking & Finance*. 20: 389-400.
- BASU, P. and SAMANTA, P. (2001). Volatility and Stock Prices: Implications from a Production Model of Asset Pricing. *Economics Letters*. 70: 229-235.
- BAŞ, S. (1999). *İçeriden Öğrenenlerin Ticareti Konusundaki Düzenlemelerin Ülkedışı Uygulanabilirliği*. Ekim 1999. Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yeterlik Etüdü.
- BAŞÇI, E. S. (2011). İMKB Mali ve Sınai Endeksleri'nin 2002-2010 Dönemi İçin Günlük Oynaklığı'nın Karşılaştırmalı Analizi. *İşletme Fakültesi Dergisi*. 12(2): 187-199.

- BATTA, N. (2014). *Relationship between Trading Volume and Stock Return Volatility: Evidence from Nairobi Securities Exchange*. (Published Master Thesis). Kenya: University of Nairobi Department of Business Administration.
- BAUTISTA, C.C. (2003). Stock Market Volatility in the Philippines. *Applied Economics Letters*. 10(5): 315-318. DOI: 10.1080/13504850210148107.
- BECKETTI, S. and SELTON, G. H. (1989). Has Financial Market Volatility Increased. *Economic Review*, June 1989: 17-30.
- BELASRI, Y. and ELLAIA, R. (2017). Estimation of Volatility and Correlation with Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models: An Application to Moroccan Stock Markets. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 7(2): 384-396.
- BELHAJ, F. and ABAOUB, E. (2015). A Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Examination of the Relationship between Trading Volume and Conditional Volatility in the Tunisian Stock Market: Evidence for the Information Flow Paradigm. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 5(2): 354-364.
- BENNETT, C. and GIL, M.A. (2012). Measuring Historical Volatility. *Equity Derivatives*. Madrid. February 3: 1-12.
- BERRY, T. D. and HOWE, K. M. (1994). Public Information Arrival. *The Journal of Finance*. 49(4): 1331-1346.
- BESSEMBINDER, H. and SEGUIN, P. J. (1993). Price Volatility, Trading Volume and Market Depth: Evidence from Futures Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(1):21-39.
- BHANDARI, A. (2018). Long Memory in Stock Returns: An Analysis using a Wavelet Based Semi-Parametric Estimator. *The Empirical Economics Letters*, 17(2): 167-176.
- BLACK, F. and SCHOLES, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *The Journal of Political Economy*. 81(3): 637-654.
- BLACK, F. (1976). Studies of Stock Market Volatility Changes. *Proceedings of the American Statistical Association Business and Economic Statistics Section*. 177-181.

- BLAIR, B. J., POON, S. H. and TAYLOR, S. J. (2001). Forecasting S&P 100 Volatility: the Incremental Information Content of Implied Volatilities and High-frequency Index Returns. *Journal of Econometrics*. 105: 5–26.
- BLATTBERG, R.C. and GONODES, N. (1974). A Comparison of the Stable and Student Distributions as Statistical Models for Stock Prices. *Journal of Business*. 47: 244-280.
- BLUME, M., MACKINLEY, A. and TURKER, B. (1989). Order Imbalances and Stock Price Movements on October 19 and 20, 1987. *The Journal of Finance*, 44(4): 827–848.
- BOHL, M.T. and HENKE, H. (2003). Trading Volume and Stock Market Volatility: The Polish case. *International Review of Financial Analysis*. 12: 513-525.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Economic*. 31: 307-327.
- BOLLERSLEV, T. (1987). A Conditional Heteroskedasticity Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. *Review of Economic and Statistics*. 69: 542-547.
- BOLLERSLEV, T. and MIKKELSEN, H. O. (1996). Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility. *Journal of Econometrics*. 73: 151-184.
- BOMFIM, A. N. (2003). Pre-Announcement Effects, News, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market. *Journal of Banking & Finance*. 27(1): 133-151.
- BORSA İSTANBUL (2019a). Kamuyu Aydınlatma Platformu. <http://www.borsaistanbul.com/data/kilavuzlar/MKK-Kamuyu-Aydinlatma-Platformu-KAP.pdf>. 1-9. (14.06.2019).
- BORSA İSTANBUL (2019b). Sıkça Sorulan Sorular: Pay Piyasası. <https://www.borsaistanbul.com/sss/pay-piyasasi-pp>. (14.06.2019).
- BOUBAKER, A. and MAKRAM, B. (2011). The Empirical Relationship between Stock Returns Volatility and Trading Volume: Evidence on the Tunis Stock Market. *International Journal of Management Science and Engineering Management*. 6(5): 374-381.
- BOZKURT, H. (2009). M-GARCH Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 18 (2): 126-145.

- BOZKUŞ, (2005). Risk Ölçümünde Alternatif Yaklaşımlar: Riske Maruz Değer (VaR) ve Beklenen Kayıp (ES) Uygulamaları. *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*. 20(2): 27-45.
- BRAILSFORD, T.J. (1996). The Empirical Relationship between Trading Volume, Returns and Volatility. *Accounting & Finance*. 36(1): 89-111.
- BRAUN, P. A., NELSON, D. B. and SUNIER, A. M. (1996). Good News, Bad News, Volatility and Betas. *Modelling Stock Market Volatility*. Peter E. Rossi (Ed.). London: Academic Press.
- BRIGHAM, E. F. and DAVES, P.R. (2007). *Intermediate Financial Management*. Ninth Edition. America: Thomson Learning Southwestern Published.
- BROOKS, C. (1998). Predicting Stock Index Volatility: Can Market Volume Help?. *Journal of Forecasting*. 17: 59-80.
- BROOKS, C. and PERSAND, G. (2003). Volatility Forecasting for Risk Management. *Journal of Forecasting*. 22(1): 1-22.
- BROOKS, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Second Edition. UK: Cambridge University Press.
- BRUGGEMANN, R., GLASER, M., SCHAARSCHMIDT, S. and STANKIEWICZ, S. (2013). Asymmetries in the Stock Return - Trading Volume Relation: A Generalized Impulse Response Approach. 1-41. [https://www.eurofidai.org/Schaarschmidt\\_2013.pdf](https://www.eurofidai.org/Schaarschmidt_2013.pdf). (26.11.2018).
- BUTLER, C. (1999). *Measuring Value at Risk*. Great Britian: Financial Times Prentice Hall.
- BÜBERKÖKÜ, Ö. (2017). İşlem Hacmi İle Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Banka Hisselerine Dayalı Bir Analiz. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 9(19): 457-482.
- BÜBERKÖKÜ, Ö. ve KIZILDERE, C. (2017). BİST 100 Endeksi'nin Volatilite Özelliklerinin İncelenmesi. *V. Anadolu International Conference in Economics*. Econ. Anadolu. Eskişehir: 11-13 Mayıs 2017. [http://2017.econanadolu.com/admin1/dn\\_content/5910d50004063.pdf](http://2017.econanadolu.com/admin1/dn_content/5910d50004063.pdf). (26.11.2018).
- CAMPBELL, J.Y., GROSSMAN, S.J. and WANG, J. (1993). Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns. *The Quarterly Journal of Economics*. 108(4): 905-939.

- CANARELLA, G. and POLLARD, S.K. (2011). The Mixture of Distribution Hypothesis and the Russian Stock Market. *Journal of Business & Economics Research*. 1(11): 43-58.
- CARRION-I-SILVESTRE, J.L., KIM, D. and PERRON, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under Both the Null and the Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*. 25(6): 1754-1792.
- CHULIÁ H. and TORRO, H. (2008). The Economic Value of Volatility Transmission between the Stock and Bond Markets. *The Journal of Futures Markets*. 28(11): 1066–1094.
- CELIK, S. (2013). New Evidence on the Relation between Trading Volume and Volatility. *Business and Economic Research*. 3(1): 176-186.
- CEYLAN, A. (2001). *İşletmelerde Finansal Yönetim*. 6. Baskı. Bursa: Ekin Yayınevi.
- CHAN, K., CHUNG, P.Y. and JOHNSON, H.(1993). Why Option Prices Lag Stock Prices: A Trading-Based Explanation. *The Journal of Finance*. 48(5): 1957-1967.
- CHAN, B.S.F., CHENG, A.C.H. and MA, A.K.C. (2018). Stock Market Volatility and Trading Volume: A Special Case in Hong Kong with Stock Connect Turnover. *Journal of Risk and Financial Management*. 11(76): 1-17.
- CHAUDHURI, T.D. and GHOSH, I. (2015). Forecasting Volatility in Indian Stock Market Using Artificial Neural Network with Multiple Inputs and Outputs. *International Journal of Computer Applications*. 120(8): 7-15.
- CHARFEDDINE, L. and AJMI, A.N. (2013). The Tunisian Stock Market Index Volatility: Long Memory vs. Switching Regime. *Emerging Markets Review*. 16: 170–182.
- CHEN, G., FIRTH, M. and RUI, O.M. (2001). The Dynamics Relation between Stock Returns, Trading Volume, and Volatility. *The Financial Review*. 38: 153-174.
- CHEN, G., FIRTH, M. and YU. X. (2004). The Price-Volume Relationship in China's Commodity Futures Markets”, *Chinese Economy*. 37(3): 87–122.
- CHEN, S. S. (2012). Revisiting the Empirical Linkages between Stock Returns and Trading Volume. *Journal of Banking & Finance*. 36:1781–1788.
- CHEONG, C.W., ISA, Z. and NOR, H.S.M. (2008). Fractionally Integrated Time-Varying Volatility under Structural Break: Evidence from Kuala Lumpur Composite Index. *Sains Malaysiana*. 37(4): 405-411.

- CHIANG, T.C., QIAO, Z. and WONG, W.K. (2010). New Evidence on the Relation between Return Volatility and Trading Volume. *Journal of Forecasting*. 29: 502-515.
- CHIMRANI, C.R., AHMED, F. and PANJWANI, V.K. (2018). Modeling Sectoral Stock Indices Volatility: Empirical Evidence from Pakistan Stock Exchange. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 8(2): 319-324.
- CHOI, K.H., JIANG, Z.H., KANG, S. H. and YOON, S.M. (2012). Relationship between Trading Volume and Asymmetric Volatility in the Korean Stock Market. *Modern Economy*. 3: 584-589.
- CHOI, K.H., KANG, S. H. and YOON, S.M. (2013). Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence in Asian Stock Markets. *Proceedings of the 2013 International Conference on Economics and Business Administration* (pp. 33-39), <http://www.inase.org/library/2013/rhodes/bypaper/EBA/EBA-02.pdf>. (26.11.2018).
- CHORTAREAS, G.E., MCDERMOTT, J.B. and RITSATOS, T.E. (2000). Stock Market Volatility in an Emerging Market: Further Evidence from the Athens Stock Exchange. *Journal of Business Finance & Accounting*. 27(7): 983-1002.
- CHRISTIANA, A.M., SEPTIANA, E. and MAMDUCH. (2016). The Empirical Relationship between Stock Return and Trading Volume Based on Stock Market Cycles. *Indonesian Capital Market Review*. 8: 46-57.
- CHRISTIE, A. A. (1982). The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics*. 10(4): 407-432.
- CHRISTIANSEN, C. (2007). Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets. *European Financial Management*. 13(5) 2007: 923-948.
- CHRISTOFFERSEN, P.F. (1998). Evaluating Interval Forecasts. *International Economic Review*. 39: 841 862.
- CHRISTOFFERSEN, P. and DIEBOLD, F.X.(2000) How Relevant Is Volatility Forecasting for Financial Risk Management. *Review of Economics and Statistics*.82(1): 12-22.
- CHUANG, W. and LEE, B. (2006). An Empirical Evaluation of The Overconfidence Hypothesis. *Journal of Banking & Finance*. 30: 2489–2515.

- CHUANG, C. C., KUAN, C.M. and LIN, H.Y. (2009). Causality in Quantiles and Dynamic Stock Return-Volume Relations. *Journal of Banking & Finance*. 33(7): 1351-1360.
- CLARK, P. K. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica*, 41(1): 135–155.
- CONSTANTINE, C. and SUK, K. S. (2017). Stock Return And Trading Volume in LQ45 Index. *Journal of Business & Applied Management*. 10(2): 124-137.
- COOTNER, P. (1964). *The Random Character of Stock Prices*. Cambridge: Mass M.I.T. Press.
- COPELAND, T.E. (1977). A Probability Model of Asset Trading. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 12(4): 563-578.
- CUTLER, D. M., POTERBA, J. M. and SUMMERS, L. H. (1988). What Moves Stock Prices?. *National Bureau of Economic Research*. NBER Working Paper Series. Working Paper No.2538, 1-19.
- ÇALIŞKAN ÇAVDAR, Ş. ve AYDIN, A.D. (2017). Borsa İstanbul Kurumsal Yönetim Endeksi'nde (XKURY) Volatilitenin Etkisi: ARCH, GARCH ve SWARCH Modelleri İle Bir İnceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 22(3): 697-711.
- ÇATAL, D. ve ALBAYRAK, R.S. (2013). Riske Maruz Değer Hesabında Karışım Kopula Kullanımı: Dolar-Euro Portföyü. *Journal of Yasar University*. 8(31): 5187-5202.
- ÇELİK, İ. ve KAYA, H. (2018). Getiri ve Volatilitede Uzun Hafıza: BİST Banka Endeksi Özelinde Etkin Piyasalar Hipotezinin Testi. *1. Uluslararası Bankacılık Kongresi*. 205-217. Ankara. Turkey.
- ÇEVİK, E.İ. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri İle Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme. *Journal of Yasar University*. 26(7): 4437-4454.
- ÇİL YAVUZ, N. (2015). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: Der Yayınları.
- ÇİFTER, A. (2010). *Dalgacık Bazlı Uç Değer Teorisi İle Parametrik Olmayan Volatilite Modellemesi*. (Yayınlanmış Doktora Tezi). İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

- ÇUKUR, S., GÜMRAH, Ü. and GÜMRAH, M.Ü. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Hisse Senedi Getirileri ve İşlem Hacmi İlişkisi. *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*. 5(1): 20-35.
- DAIGLER, R. T. and WILEY, M.K. (1999). The Impact of Trader Type on the Futures Volatility-Volume Relation. *The Journal Of Finance*. 54(6): 2297-2316.
- DALY, K. (2011). An Overview of the Determinants of Financial Volatility: An Explanation of Measuring Techniques. *Modern Applied Science*. 5(5): 46-63.
- DAN, L., YUAN, Z. and ZHONG, W. (2013). The Dynamic Relationship among Return, Volatility and Trading Volume in China Stock Market—an Empirical Study Based on Quantile Regression. *Management & Engineering*. 12: 41-49.
- DARRAT, A.F., RAHMAN S. and ZHONG, M. (2003). Intraday Trading Volume And Return Volatility of the DJIA Stocks: A Note. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.452.5997&rep=rep1&type=pdf>. (21.06.2019).
- DARRAT, A.F., ZHONG, M. and CHENG, L.T.W. (2007). Intraday Volume and Volatility Relations with and without Public News. *Journal of Banking & Finance*. 31: 2711-2729.
- DEAN, W.G., FAFF, R.W. and LOUDON, G.F. (2010). Asymmetry in Return and Volatility Spillover between Equity and Bond Markets in Australia. *Pacific-Basin Finance Journal*. 18(3): 272-289.
- DE BONDT W. and THALER, R. (1987). Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. *Journal of Finance*. 42: 557–581.
- DEGIANNIS, S., FLOROS, C. and DENT, P. (2013). Forecasting Value-at-Risk and Expected Shortfall Using Fractionally Integrated Models of Conditional Volatility: International Evidence. *International Review of Financial Analysis*. 27: 21-33.
- DE LONG J.B., SHLEIFER A., SUMMERS, L. H. and WALDMANN, R. J. (1990). Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation. *The Journal Of Finance* (2): 379-395.



- DEMİRCİ, B. (2014). 2008 ABD Finansal Krizinin Asimetrik Bilgi Sorunu Çerçevesinde Analizi. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Çanakkale: Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- DEMİRELİ, E. (2010). Value-at-Risk (VaR) Analysis and Long Memory: Evidence from FIAPARCH in Istanbul Stock Exchange (ISE). *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 24(4): 217-228).
- DEMİRELİ, E. and TORUN, E. (2010). Alternatif Piyasa Oynaklıklarında Meydana Gelen Kırımların ICSS Algoritmasıyla Belirlenmesi ve Sürengeliğe Etkileri: Türkiye ve Londra Örneği. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 46, 129-145.
- DEMİRGİL, H. ve GÖK, İ. Y. (2014). Türkiye ve Başlıca AB Pay Piyasaları Arasında Asimetrik Volatilité Yayılımı. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*. 23: 315-340.
- DING, Z., GRANGER, Z.W.J. and ENGLE, R. F. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*. 1: 83-106.
- DİNÇER, N. N. (2005). Döviz Kuru Dalgalanmalarının Asimetrik Etkileri: Türkiye Örneği, (Yayınlanmış DPT Uzmanlık Tezi). Ankara: Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü.
- DOMOWITZ, I., GLEN, J. and MADHAVAN, A. (1998). International Cross-Listing and Order Flow Migration: Evidence from an Emerging Market. *Journal of Finance*. 53(6): 2001–2027.
- DU, J. and WEI, S. J. (2004). Does Insider Trading Raise Market Volatility?. *The Economic Journal*. 114: 916–942.
- DUPPATI, G., KUMAR, A.S., SCRIMGEOUR, F. and Li, L. (2017). Long memory Volatility in Asian Stock Markets. *Pacific Accounting Review*. 29(3): 423-442.
- DURUKAN, M. B. (1999). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi. *İMKB Dergisi*. 3(11): 19-47.
- DUYGULU ABUK, A. (1998). Döviz Kuru İstikrarının Ekonomik İstikrar Açısından Değerlendirilmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 13 (1): 105-116.

- EDERINGTON, L. H. and LEE, J. H. (1993). How Markets Process Information: News Releases and Volatility. *The Journal of Finance*, 8(4): 1161-1191.
- EDWARDS, F. R. (1988). Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility?. *Financial Analysts Journal*. 44(1): 63-69.
- EDWARDS, S. and SUSMEL, R. (2001). Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets. *Journal of Development Economics*. 66: 505–532.
- EFTICHIA, M. (2006). *Trading Activity and Stock Price Volatility: Evidence from the Greek Stock Market*. (Published Master Thesis). Greek: University of Piraeus Department of Banking and Financial Management.
- ELMAS, B. ve TEMURLenk, M.S. (2009). Hisse Senedi Fiyatı-İşlem Hacmi Arasındaki Granger Nedensellik: İMKB’de Hisse Bazlı Bir Analiz. *İstanbul Menkul Kıymetler Piyasası Dergisi*. 11(43): 1-15.
- ELMAS, B. ve YILDIRIM, M. (2010). Kriz Dönemlerinde Hisse Senedi Fiyatı İle İşlem Hacmi İlişkisi: İMKB’de İşlem Gören Bankacılık Sektör Hisseleri Üzerine Bir Uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 24(2): 37-46.
- ENGLE, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50 (4): 987-1007.
- ENGLE, R.F. and NG, V.K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *The Journal of Finance*. 48(5): 1749-1778.
- ENGLE, R.F. (2004). Nobel Lecture, Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice. *American Economic Review*. 94: 405–420.
- ENGELLEN, P. J. and LIEDEKERKE, L. V. (2006). An Ethical Analysis of Regulating Insider Trading. *Utrecht School of Economics Tjalling C. Koopmans Research Institute Discussion Paper Series*. 06-05: 1-21.
- EPPS, T.W. and EPPS, M. E. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis. *Econometrica*. 44(2): 305-321.

- ERER, E. DUMLU KIRKPINAR, A. ve ERER, D. (2016). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Para Politikasının Gecelik Repo Faiz Oranlarının Oynaklığı Üzerindeki Etkisi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*. 3(1): 37-54.
- ERGUN, B. (2010). *İMKB-100 Endeksi'nde Oynaklığın Doğrusal Olmayan Zaman Serileri İle Modellenmesi*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- ERTUĞRUL, H. M. (2010). *Türkiye'de Döviz Kuru Volatilitesi Modellemesi*. (Yayınlanmamış Uzmanlık Yeterlilik Tezi). Ankara: Hazine Müsteşarlığı.
- EŞREFOĞLU, Z. K. (2002). *Türkiye'de Hisse Senedi Piyasası Volatilitésinin Tahmini ve Dağılımların Karışımı Hipotezinin Sınanması*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- EVCİ, S. ve KANDIR, S.Y. (2015). Altın Piyasasında Piyasa Riskinin Ölçülmesi: Riske Maruz Değer (VaR) Yöntemi İle Bir Uygulama. *Bankacılar Dergisi*. 92: 53-70.
- FAMA, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*. 38(1): 34-105.
- FAMA, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 25(2): 383-417.
- FAMA, E. F. and SCHWERT, G. W. (1977). Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*. 5: 115-146.
- FAMA, E. F. And FRENCH, K. R. (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*. 96(21): 246-273.
- FANG, V., LIN, E. and LEE, V. (2007). Volatility Linkages and Spillovers in Stock and Bond Markets: Some International Evidence, *Journal of international finance and economics*. 7(1): 1-10.
- FERNANDEZ, C. and STELL, M. (1998). On Bayesian Modeling of Fat Tails and Skewness. *Journal of the American Statistical Association*. 93: 359-371.
- FLEMING, J., KIRBY, C. and OSTDIEK, B. (1998). Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond and Money Markets. *Journal of Financial Economics*. 49: 111-137.

- FRANSES, P.H. and DIJK, D.V. (1996). Forecasting Stock Market Volatility Using (Non-Linear) GARCH Models. *Journal of Forecasting*. 15: 229-235.
- FRENCH, K. R. and ROLL, R. (1986). Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders. *Journal of Financial Economics*. 17: 5-26.
- FRENCH, K. R., SCHWERT, G. W. and STAMBAUGH, R. F. (1987). Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*. 19:3-29.
- FOSTER, DOUGLAS, F. and VISWANATHAN, S. (1993). Variations in Trading Volume, Return Volatility and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models. *The Journal of Finance*. 48(1):187-211.
- FUNG, H.G. and PATTERSON, G.A. (1999). The Dynamic Relationship of Volatility, Volume and Market Depth in Currency Futures Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9: 33-59.
- FURBUSH, D. (1989). Program Trading and Price Movement: Evidence from the October 1987 Market Crash. *Financial Management Association International*. 18(3): 68-83.
- FURBUSH, D. (2002). Program Trading. <http://www.econlib.org/library/Enc1/ProgramTrading.html#>. (13.06.2019).
- GALLANT, A.R., ROSSI, P.E. and TAUCHEN, G. (1992). Stock Prices and Volume. *The Review of Financial Studies*. 5: 199-242.
- GARNER, C. (1986). Does Interest Rate Volatility Affect Money Demand?. *Economic Review*. Federal Bank of Cansas City. 25–37.
- GARNER, C. (1988). Has the Stock Market Crash Reduced Consumer Spending?. *Economic Review*. Federal Bank of Cansas City. 3-16.
- GAYĞUSUZ, F. (2008). *Hisse Senedi Piyasa Volatilitesi ve İşlem Hacmi İle İlişkisi*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Bursa: Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- GAZEL, S. (2017). Hisse Senedi Piyasalarında İşlem Hacmi ve Volatilite İlişkisi: Kırılgan Beşli Ekonomiler Üzerine Bir İnceleme. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*. 13(2): 347-363.

- GEBKA, B. (2011). The Dynamic Relation between Returns, Trading Volume, and Volatility: Lessons from Spillovers between Asia and the United States. *Bulletin of Economic Research*. 64(1): 65-90.
- GEBKA, B. and WO HAR, M.E. (2013). Causality between Trading Volume and Returns: Evidence from Quantile Regressions. *International Review of Economics and Finance*. 27:144–159.
- GERTLER, M. and HUBBARD, R. G. (1988). Financial Factors in Business Fluctuations. *Proceedings Economic Policy Symposium*. Federal Reserve Bank of Kansas City. 33–78.
- GERVAIS, S. and ODEAN, T. (2001). Learning To Be Overconfident. *Review of Financial Studies*. 14: 1- 27.
- GIANNOPOULUS, K. and EALES, B. (1996). Educated Estimates. *Futures and Options World*. April 1996. 45-47.
- GIANNOPOULOS, K. (2000). Measuring Volatility. *The Professional's Handbook of Financial Risk Management*. (pp. 42-74). Marc Lor and Lev Barodovsky. UK: Butterworth Heinemann Finance.
- GIRARD, E. and BISWAS, R. (2007). Trading Volume and Market Volatility: Developed versus Emerging Stock Markets. *The Financial Review*. 42: 429—459.
- GIRARD, E. and OMRAN, M. (2009). On the Relationship between Trading Volume and Stock Price Volatility in CASE. *International Journal of Managerial Finance*. 5(1): 110-134.
- GLOSTEN, L. R., JAGANNATHAN, R. and RUNKLE, D. (1989). Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Banking Research Center Working Paper No: 166*. Northwestern University. Evanston. IL.
- GLOSTEN, L., JAGANNATHAN, R. ve RUNKLE, D. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*. 48 (5): 1779-1801.

- GODFREY, M.D., GRANGER, C.W.J. and MORGENSTERN, O. (1964). The Random-Walk Hypothesis of Stock Market Behavior. *Kyklos International Review for Social Sciences*. 17(1): 1-30.
- GOKCAN, S. (2000). Forecasting Volatility of Emerging Stock Markets: Linear versus Non-linear GARCH Models. *Journal of Forecasting*. 19: 499-504.
- GONG, X. and LIN, B. (2019). Modeling Stock Market Volatility Using New HAR-Type Models. *Physica*. 516: 194-211.
- GONZALES, M. T. and NOVALES, A. (2009). Are Volatility Indices in International Stock Markets Forward Looking?. *RACSAM - Revista de la Real Academia de Ciencias Exactas, Fisicas Naturales*. 103(2): 339–352.
- GOUDARZI, H. and RAMANARAYANAN, C.S. (2011). Modeling Asymmetric Volatility in the Indian Stock Market. *International Journal of Business and Management*. 6(3): 221-231.
- GÖÇER, İ., MERCAN, M. ve PEKER, O. (2013). Kredi Hacmi Artışının Cari Açığa Etkisi: Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi. *Ekonometri ve İstatistik*. 18:1-17.
- GÖK, İ. Y. ve KALAYCI, Ş. (2015). Endeks Futures Piyasalar Arasında Uluslararası Etkileşimler: Türkiye ve ABD Piyasaları Üzerinde Sıcak Dalga ve Meteor Yağmuru Hipotezlerinin Sınanması. *Business and Economics Research Journal*. 6(4): 39-53.
- GÖKBULUT, R.İ., GÜMRAH, Ü. and DERİNDERE KÖSEOĞLU, S. (2011). Modelling the Volatility in Istanbul Stock Exchange: Shifting from Box-Jenkins to ARCH Type Models. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*. 40(2): 251-266.
- GÖKÇE, A. (2001). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri İle Ölçülmesi. *G.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*. 1: 35-58.
- GÖKÇE, A. (2002). İMKB’de Fiyat Hacim İlişkisi: Granger Nedensellik Testi. *G.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*. 3: 43-48.
- GÖVDELİ, T. (2016). Türkiye’de Eğitim-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eşbütünleşme Analizi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 9(3): 223-238.

- GRACZYK, M.B. and QUEIROS, S.M.D. (2018). Volatility–Trading Volume Intraday Correlation Profiles and Its Nonstationary Features. *Physica A*. 508: 28–34.
- GRANGER, C.W.J. and MORGANSTERN, O. (1963). Spectral Analysis of New York Stock Market Prices. *Kyklos International Review for Social Sciences*. 16(1): 1-27.
- GROSMAN, S.J. (1988). Program Trading and Market Volatility: A Report on Interday Relationships. *Financial Analysts Journal*. 44(4):18-28.
- GUJARATI, D.N. and PORTER, D.C. (2008). *Basic Econometrics*. Fifth Edition. Newyork: McGraw-Hill Series.
- GUNDUZ, L. and HATEMI-J, A. (2005). Stock Price and Volume Relation in Emerging Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*. 41(1): 29-44. DOI:10.1080/1540496X.2005.11052599.
- GUPTA, S., DAS, D., HASIM, H. and TIWARI, A.K. (2018). The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume Revisited: A MODWT-VAR Approach. *Finance Research Letters*. 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.02.018>.
- GURGUL, P. and SYREK, R. (2013). Testing of Dependencies between Stock Returns and Trading Volume by High Frequency Data. *Managing Global Transitions*. 11 (4): 353–373.
- GURIS, S. ve SAKAKLI SACILDI, I. (2011). Analysis of Stock Return Volatilities Using Classical and Bayesian Stochastic Volatility Models in Developed and Emerging Markets. *International Journal of Advanced Research*. 4(9): 2077-2089.
- GURSOY, G., YUKSEL, A. and YUKSEL, A. (2008). Trading volume and stock market volatility: evidence from emerging stock markets. *Investment Management and Financial Innovations*. 5(4): 200-210.
- GÜLAY, E. (2013). *Farklı Hisse Senedi Piyasalarında İşlem Gören Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığının Tahminlenmesi ve Oynaklık Modellerinin Öngörümleme Performanslarının Karşılaştırılması*. (Yayınlanmış Doktora Tezi). İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- GÜNAY, S. (2014). Yapısal Kırılmalar Dâhilinde BİST 100 Endeksi Volatilitésinin Uzun Dönemli Bellek Analizi. *Journal of Yasar University*. 9(36): 6299-6314.

- GÜNEŞ, H. ve SALTOĞLU, B. (1998). *İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi*. İstanbul: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Yayınları.
- GÜRİŞ, S. ve SAÇAKLI SAÇILDI, İ. (2011). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Hisse Senedi Getiri Volatilitésinin Klasik ve Bayesyen GARCH Modelleriyle Analizi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 13(2): 153-172.
- GÜRSOY, G. (2000). *Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasalarında Fiyat Oynaklıkları ve İMKB Örneği*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- GÜRTAY, E. (2017). *İşlem Hacmi ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki Üzerine Borsa İstanbul'da Bir Uygulama*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Gümüşhane: Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- HABIB, N.M. (2011). Trade Volume and Returns in Emerging Stock Markets An Empirical Study: The Egyptian Market. *International Journal of Humanities and Social Science*. 1(19): 302-312.
- HACIHASANOĞLU, E. (2003). *Menkul Kıymet Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi: İMKB İçin Bir Deneme*. Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu.
- HAFNER C. M. and HERWARTZ, H. (2006). A Lagrange Multiplier Test for Causality in Variance. *Economic Letters*. 93: 137-141.
- HAKKIO, C. S. (1984). Exchange Rate Volatility and Federal Reserve Policy. *Economic Review*. July/August 1984. 18-31.
- HAKKIO, C, S. (1990). Exchange Rate Policy and Federal Reserve Policy. *Financial Market Volatility and the Economy*. (pp.51-65). Thomas E. Davis (Ed.). US: Federal Bank of Cansas City.
- HAMMOUDEH, S. and Lİ, H. (2008). Sudden Changes in Volatility in Emerging Markets: the Case of Gulf Arab Stock Markets. *International Review of Financial Analysis*. 17: 47-63.
- HARRIS, L. (1986). Cross-Security Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 21(1): 39-46.



- HARRIS, L. (1987). Transaction Data Test of The Mixture of Distributions Hypothesis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(2): 127–141.
- HARRIS, M. and RAVIV, A. (1993). Differences of Opinion Make a Horse Race. *The Review of Financial Studies*, 6(3): 473–506.
- HARRIS, L., SOFIANOS, G. and SHAPIRO, J. E. (1994). Program Trading and Intraday Volatility. *The Review of Financial Studies*. 7(4): 653-685.
- HARRIS, R.D.F. and PISEDASALASAI, A. (2006). Return and Volatility Spillovers between Large and Small Stocks in the UK. *Journal of Business Finance & Accounting*. 33(9) & (10), 1556–1571.
- HARTAVI, I. H. (2013). *Reconsidering the Best Volatility Estimation Model for BIST-100 Index with Recent Data: A Comparison of Volatility Models*. (Published Master Thesis). Queen Mary, University Of London.
- HARYADI, H., HALLAHAN, T. and TANHA, H. (2015). Trading Volume and Volatility of Stock Market Returns: High-Frequency Evidence from Indonesia. 1-30. [https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=ACE2015&paper\\_id=206](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=ACE2015&paper_id=206). (26.11.2018).
- HATRICK, K., SO, M.K.P., CHUNG, S.W. and DENG, R. (2011). Dynamic Relationship among Intraday Realized Volatility, Volume and Number of Trades. *Asia-Pacific Financial Markets*. 18:291–317.
- HAUGEN, R. A. and LAKONISHOK, J. (1988). *The Incredible January Effect*. Homewood: Dow Jones-Irwin.
- HENRY, P.B. (2000a). Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices. *The Journal of Finance*. 55(2): 529-564).
- HENRY, P.B. (2000b). Do Stock Market Liberalizations Cause Investment Booms?. *Journal of Financial Economics*. 58(1–2): 301–334.
- HIEMSTRA, C. and JONES, J.D. (1994). Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price- Volume Relation. *The Journal of Finance*. 49(5): 1639-1664.
- HIGGINS, B. (1988). Is a Recession Inevitable This Year. *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Kansas City. 3-16.

- HUANG, B.N. and YANG, C.W. (2001). An Empirical Investigation of Trading Volume and Return Volatility of the Taiwan Stock Market. *Global Finance Journal*. 12:55-77.
- HULL, J. (2009). *Options, Futures, and Other Derivatives*. Seven Edition. Upper Saddle River N.J: Pearson/Prentice Hall.
- HULL, J. (2012). *Options, Futures, and Other Derivatives*. Eight Edition. Upper Saddle River N.J: Pearson/Prentice Hall.
- HUSSAIN, S.M. (2011). The Intraday Behaviour of Bid-Ask Spreads, Trading Volume and Return Volatility: Evidence from DAX30. *International Journal of Economics and Finance*. 3(1): 23-34.
- HUSSAIN, S., JAMIL, H., JAVED, M. and AHMED, W. (2014). Analysis of Relationship between Stock Return, Trade Volume and Volatility: Evidences from the Banking Sector of Pakistani Market. *European Journal of Business and Management*. 6(20): 57-61.
- INCLAN, C. and TIAO, G.C. (1994). Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance. *Journal of the American Statistical Association*. 89(427): 913-923.
- IQBAL, H. and RIAZ, T. (2015). The Empirical Relationship between Stocks Returns, Trading Volume and Volatility: Evidence from Stock Market of United Kingdom. *Research Journal of Finance and Accounting*. 6(13): 180-192.
- JAHANKHANI, A. (1976). E-V and E-S Capital Asset Pricing Models: Some Empirical Tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 11: 513-528.
- JAMES, C. and EDMISTER, R. O. (1983). The Relation between Common Stock Returns Trading Activity and Market Value. *The Journal of Finance*. 38(4): 1075-1086.
- JANSEN, W. and STOKMAN, A. (2007). Global Linkages through Foreign Direct Investment. *The External Dimension of the Euro Area: Assessing the Linkages*. (pp. 118-145). In F. Di Mauro and R. Anderton (Ed.). Cambridge: Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9780511492365.007.

- JAWADI, F. and URECHE-RANGAU, L. (2013). Threshold Linkages between Volatility and Trading Volume: Evidence from Developed and Emerging Markets. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 17(3): 313-333.
- JEGADEESH, N. and TITMAN, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*. 48(1): 65-91.
- JENNINGS, R.H., STARKS, L. and FELLINGHAM, J. (1981). An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival. *Journal of Finance*. 36:143-161.
- JENNINGS, R.H. and BARRY, C.B. (1983). Information Dissemination and Portfolio Choice. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 18(1): 1-19.
- JIANG, W. (2012). *Modeling and Predicting of Different Stock Markets with GARCH Model*. (Published Master Thesis). Sweden: Department of Statistics Uppsala University.
- JIRANYAKUL, K. (2016). Dynamic Relationship between Stock Return, Trading Volume, and Volatility in the Stock Exchange of Thailand: Does the US Subprime Crisis Matter?. November 14. 1-12. [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/73791/1/MPRA\\_paper\\_73791.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/73791/1/MPRA_paper_73791.pdf). (26.11.2018).
- JONES, C., LAMONT, O. and LUMSDAINE, R. (1998). Macroeconomic News and Bond Market Volatility. *Journal of Financial Economics*. 47: 315–337.
- JORION, P. (2005). *Financial Risk Manager Handbook*. Third Edition. Chinese: Wiley.
- JOSHI, P. (2011). Return and Volatility Spillovers among Asian Stock Markets. *SAGE Open*. 1(1):1-8. DOI: 10.1177/2158244011413474.
- KALAYCIOĞLU, Ş. (2012). *Euro Bölgesi'nde Kriz Yaşayan Ülkelerde Getiri ve Oynaklıkta Görülen İkili Uzun Hafızanın Araştırılması*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- KALOTYCHOU, E. and STAIKOURAS, S. K. (2009). Modeling Stock Market Volatility: An Overview of the Issues Surrounding Stock Market Volatility. (pp.3-29). *Stock Market Volatility*. Greg N. Gregoriou (Ed). United States: Chapman & Hall/Crc Finance Series.
- KALU O. E. and CHINWE, O.C. (2014). The Relationship between Stock Returns Volatility and Trading Volume in Nigeria. *Business Systems and Economics*. 4(2): 115-125.

- KAMATH, R.R. (2007). Investigating Causal Relations between Price Changes and Trading Volume Changes in the Turkish Market. *ASBBS E-Journal*. 3(1): 30-40.
- KAMISLI, M., KAMISLI, S. and SEVIL, G. (2016). The Effects of Crises on Volatility Spillovers between Borsa Istanbul Sector Indexes. *Advances in Economics and Business*. 4(7): 339-344.
- KAMUYU AYDINLATMA PLATFORMU (KAP) (2019). <https://www.kap.org.tr/project/KAP/file/content/KAP%20Hakk%C4%B1nda%2FGenel%20Bilgiler%2FKAP%20Brosur%20Yeni>. (14.06.2019).
- KANALICI AKAY, H.ve NARGELEÇEKENLER, M. (2006). Finansal Piyasa Volatilitesi ve Ekonomi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*. 61(4):5–36.
- KANASRO, H. A., ROHRA, C. L. and JUNEJO, M. A. (2009). Measurement of Stock Market Volatility through ARCH and GARCH Models: A Case Study of Karachi Stock Exchange. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*. 3(4): 3123-3127.
- KANG, S.H. and YOON, S.M. (2008). Long Memory Features in the High Frequency Data of the Korean Stock Market. *Physica A*. 387: 5189–5196.
- KAPUSUZOGLU, A. and CEYLAN, N.B. (2018). Trading Volume, Volatility and GARCH Effects in Borsa Istanbul. *Strategic Design and Innovative Thinking in Business Operations: The Role of Business Culture and Risk Management*. (pp 333-347). Switzerland: Springer International Publishing Contributions to Management Science Book Series. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-77622-4>.
- KARABIYIK, L. ve ANBAR, A. (2007). Volatilite ve Varyans Swapları. *Muhasebe Finansman Dergisi*. 35: 62–76.
- KARACA, S.S. ve GÜNGÖR, S. (2019). BİST 100 Endeksi'nde Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ile İşlem Hacmi Oynaklığı Arasındaki İlişkinin Test Edilmesi. *Finans Teorisine Uygulamalı Katkılar*. Erhan Demireli ve Süleyman Serdar Karaca (Ed.). (ss. 151-194). Bursa: Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- KARAN, M. B. (2011). *Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi*. Ankara: Gazi Kitabevi.

- KARANASOS, M., YFANTI, S. and KAROGLU, M. (2016). Multivariate FIAPARCH modelling of Financial Markets with Dynamic Correlations in Times of Crisis. *International Review of Financial Analysis* 45: 332–349.
- KARMAKAR, M. (2005). Modeling Conditional Volatility of the Indian Stock Markets. *Vikalpa*. 30(3): 21-37.
- KARPOFF, J.M. (1987). The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 22(1): 109-126.
- KASMAN, A., KASMAN, S. and TORUN, E. (2009). Dual Long Memory Property in Returns and Volatility: Evidence from the CEE Countries' Stock Markets. *Emerging Markets Review*. 10: 122–139.
- KAYA, P. and GÜLOĞLU, B. (2018). Modeling and Forecasting the Markets Volatility and VaR Dynamics of Commodity. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*.11(1): 9-49.
- KAYALIDERE, K.U.A., KARGIN, S. ve AKTAŞ, R. (2009). İMKB’de Fiyat ve Hacim Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Celal Bayar Üniversitesi S.B.E*. 7(1): 115-124.
- KAYALIDERE, K. (2013). *Volatilite Tahmin Modelleri ve Performanslarının Ölçümü: Hisse Senedi Piyasalarında Bir Uygulama*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- KENDİRLİ, S. ve KARADENİZ, G. (2012). 2008 Kriz Sonrası İMKB 30 Endeksi Volatilitesinin Genelleştirilmiş ARCH Modeli İle Tahmini. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*. 2(2): 95-104.
- KEYNES, J. M. (1937). The General Theory of Employment. *The Quarterly Journal of Economics*. 51 (2): 209-223.
- KHAN, S.U. and RIZWAN, F. (2008). Trading Volume and Stock Returns: Evidence from Pakistan’s Stock Market. *International Review of Business Research Papers*. 4(2): 151-162.
- KILIC, R. (2004) On the Long Memory Properties of Emerging Capital Markets: Evidence from Istanbul Stock Exchange. *Applied Financial Economics*. 14(13): 915-922.

- KIM, H.Y. and WON, C.H. (2018). Forecasting the Volatility of Stock Price Index: A Hybrid Model Integrating LSTM with Multiple GARCH-Type Models. *Expert Systems with Applications*. 103:25–37.
- KIRAN, B. (2010). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Hacmi ve Getiri Volatilitesi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(1): 98-108.
- KIYILAR, M. ve AKKAYA, M. (2016). *Davranışsal Finans*. Birinci Basım. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- KIYMAZ, H. and BERUMENT, H. (2003). The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility And Volume: International Evidence. *Review of Financial Economics*. 12: 363-380.
- KIYMAZ, H. and GIRARD, E. (2009). Stock Market Volatility and Trading Volume: An Emerging Market Experience. *The IUP Journal of Applied Finance*. 15(6): 6-32.
- KNIGHT, F. H. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*. Boston: Houghton Mifflin Company The Riverside Press.
- KORKMAZ, T. ve CEYLAN, A. (2012). *Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- KORKMAZ, T., CEVIK, E.I. and OZATAÇ, N. (2009). Testing for Long Memory in ISE Using ARFIMA-FIGARCH Model and Structural Break Test. *Munich Personal RePEc Archive*. 1-9. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/71302/>. (10.01.2019).
- KONSTANTINIDI, E., SKIADOPOULOS, G. and TZAGKARAKI E. (2008). Can the Evolution of Implied Volatility be Forecasted? Evidence from European and U.S. Implied Volatility Indices. *Journal of Banking & Finance*. 32: 2401–2411.
- KOUBAA, Y. and SLIM, S. (2019). The Relationship between Trading Activity and Stock Market Volatility: Does the Volume Threshold Matter?. *Economic Modelling*, <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999318305182>. (05.04.2019).
- KOULAKIOTIS, A., DASILAS, A. and MOLYNEUX, P. (2007). Does Trading Volume Influence GARCH Effects? -Some Evidence from the Greek Market with Special Reference to Banking Sector. *Investment Management and Financial Innovations*. 4(3): 33-38.

- KOVACIC, Z. J. (2008). Forecasting Volatility: Evidence From Macedonian Stock Exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*. 18: 182-212.
- KOY, A. ve EKİM, S. (2016). Borsa İstanbul Sektör Endekslerinin Volatilite Modellemesi. *Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergisi*. 5(2): 1-23.
- KRAUS, A. and LITZENBERGER, R. H. (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *Journal of Finance*. 31: 1085–1100.
- KRISHNAMURTI, C., TIAN, G.G., XU, M. and LI, G. (2013). No News Is Not Good News: Evidence from the Intra-Day Return Volatility–Volume Relationship in Shanghai Stock Exchange. *Journal of the Asia Pacific Economy*. 18(1): 149-167.
- KROGER, J., KUHNERT, S. and NCCARTHY, M. (2010). Contagion and Spillovers – Recent European Experience. *Contagion And Spillovers: New Insights From The Crisis*. (pp.25-46). Backe, P. Gnan, E. and Hartmann, P. (Ed.). Australia: SUERF – The European Money and Finance Forum Vienna.
- KULA, V. ve BAYKUT, E. (2017a). Gelişmekte Olan Ülke Borsalarında Volatilite: BRIC ve Türkiye Örneğinde Hesaplamaların Yapılması ve Sonuçların Karşılaştırılması. V. *Anadolu International Conference in Economics*. Econ. Anadolu. Eskişehir: 11-13 Mayıs 2017. [https://www.researchgate.net/publication/318224341\\_Gelismekte\\_Olan\\_Ulke\\_Borsalarinda\\_Volatilite\\_BRIC\\_ve\\_Turkiye\\_Orneginde\\_Hesaplamalarin\\_Yapilmasi\\_ve\\_Sonuclar\\_in\\_Karsilastirilmesi\\_Volatility\\_in\\_Emerging\\_Stock\\_Markets\\_Measuring\\_and\\_Comparing\\_Volatility\\_](https://www.researchgate.net/publication/318224341_Gelismekte_Olan_Ulke_Borsalarinda_Volatilite_BRIC_ve_Turkiye_Orneginde_Hesaplamalarin_Yapilmasi_ve_Sonuclar_in_Karsilastirilmesi_Volatility_in_Emerging_Stock_Markets_Measuring_and_Comparing_Volatility_). (26.11.2018).
- KULA, V. ve BAYKUT, E (2017b). BİST Banka Endeksi'nin (XBANK) Volatilite Yapısının Markov Rejim Değişimi GARCH Modeli (MSGARCH) ile Analizi. *Bankacılar Dergisi*. 107: 89-110.
- KULA, V. ve BAYKUT, E. (2018). BİST Şehir Endeksleri'nin Volatilite Yapıları ve Rejim Değişimlerinin Analizi. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*. 1(1): 38-59.
- KUMAR, B., SINGH, P. and PANDEY, A. (2009). The Dynamics Relationship between Price and Trading Volume: Evidence from Indian Stock Market. 1-53. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.608.7300&rep=rep1&type=pdf>. (26.11.2018).

- KUPIEC, P. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *Journal of Derivatives*. 3(2): 73–84.
- KUTUKIZ, D. (1999). Menkul Kıymet Piyasalarında Manipülasyon ve İstanbul Menkul Kıymet Piyasaları'nda Manipülasyon Önlemleri. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*. 2: 125-139.
- KYRIACOU, K. and SARNO, L. (1999). The Temporal Relationship between Derivatives Trading and Spot Market Volatility in the U.K.: Empirical Analysis and Monte Carlo Evidence. *The Journal of Futures Markets*. 19(3): 245–270.
- LAHMIRI, S. (2012). An EGARCH-BPNN System for Estimating and Predicting Stock Market Volatility in Morocco and Saudi Arabia: The Effect of Trading Volume. *Management Science Letters*. 2: 1317–1324.
- LAKONISHOK, J. and SMIDT, S. (1986). Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading. *Journal of Finance*. 41: 951-974.
- LAMBERT, P. and LAURENT, S. (2001). Modelling Financial Time Series Using GARCH-Type Models with a Skewed Student Distribution for the Innovations. Discussion Papers 0125. Université Catholique De Louvain. 1-21. <https://dial.uclouvain.be/pr/boreal/object/boreal:91014> (15.12.2019).
- LEE, C.F. and RUI, O.M. (2000). Does Trading Volume Contain Information to Predict Stock Returns? Evidence from China's Stock Markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 14:341-360.
- LEE, J. and STRAZICICH, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*. 85(4): 1082-1089.
- LEE, D. W. (2015). The Role of Trading Volume in the “Volatility Puzzle”. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*. 44: 783–809.
- LIN, Z. (2018). Modelling and Forecasting the Stock Market Volatility of SSE Composite Index Using GARCH Models. *Future Generation Computer Systems*. 79: 960–972.
- LIU, H.C. and HUNG, J.C. (2010). Forecasting S&P-100 Stock Index Volatility: The Role of Volatility Asymmetry and Distributional Assumption in GARCH models. *Expert Systems with Applications*. 37: 4928–4934.



- LKHAMAZHAPOV, Z. (2013). *The Volatility of Gold Spot and Futures Prices: A Comparison between Russian and Turkish Futures Markets*. (Published Master's Thesis). İzmir: Dokuz Eylül University Graduate School of Social Science.
- LO, A. W. and WANG J. (2000). Trading Volume: Definitions, Data Analysis, and Implications of Portfolio Theory. *The Review of Financial Studies Summer*. 13(2): 257-300.
- LUMSDAINE, R. L. and PAPELL, D. H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. *Review Of Economics and Statistics*. 79(2): 212-218.
- LUX, T. and KAIZOJI, T. (2007). Forecasting Volatility and Volume in the Tokyo Stock Market: Long Memory, Fractality and Regime Switching. *Journal of Economic Dynamics & Control*. 31: 1808–1843.
- MAHAJAN, S. and SINGH, B. (2009). The Empirical Investigation of Relationship between Return, Volume and Volatility Dynamics in Indian Stock Market. *Eurasian Journal of Business and Economics*. 2(4): 113-137.
- MAHESHCHANDRA, J. P. (2012). Long Memory Property In Return and Volatility: Evidence from the Indian Stock Markets. *Asian Journal of Finance & Accounting*. 4(2): 218-230.
- MAHEU, J. (2005). Can GARCH Models Capture Long-Range Dependence?. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 9(4): 1-43.
- MANDELBROT, B.(1963). New Methods in Statistical Economics. *Journal of Political Economy*. 71(5): 421-440.
- MARCUCCI, J. (2005). Forecasting Stock Market Volatility with Regime-Switching GARCH Models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 9(4):1-55.
- MARKOWITZ, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*. 7(1): 77-91.
- MARTIKAINEN, T. and PUTTONEN, V. (1996). Sequential Information Arrival in the Finnish Stock Index Derivatives Markets. *The European Journal of Finance*, 2(2): 207-217, DOI:10.1080/13518479600000005.
- MARTIN, J. D. and SENCHACK, A. J. (1991). Index Futures, Program Trading, and The Covariability of the Major Market Index Stocks. *Journal of Futures Markets*. 11(1): 95-111.

- MASKUS, K. E. (1990). Exchange Rate Risk and US Trade: A Sectoral Analysis. *Financial Market Volatility and the Economy*. Federal Reserve Bank of Kansas City. 1-13.
- MAZIBAŞ, M. (2005). İMKB Piyasaları'ndaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri İle Bir Uygulama. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3008342](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3008342). (26.11.2018).
- MCMILLAN, D., SPEIGHT, A. and APGWILYM, O. (2000). Forecasting UK Stock Market Volatility. *Applied Financial Economics*. 10(4): 435-448, DOI: 10.1080/09603100050031561.
- MCMILLAN, D. G. (2019). Interrelation and Spillover Effects between Stocks and Bonds: Cross-Market and Cross-Asset Evidence. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3338465](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3338465). (16.06.2019).
- MEDEIROS, O.R. and DOORNIK, B.F.N.V. (2008). The Empirical Relationship between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume in the Brazilian Stock Market. *Brazilian Business Review*. 5(1): 1-17.
- MENDES, B. V. D. M. and KOLEV, N. (2008). How Long Memory in Volatility Affects True Dependence Structure. *International Review of Financial Analysis*. 17: 1070–1086.
- MESTEL, R., GURGUL, H. and MAJDOSZ, P. (2003). The Empirical Relationship between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume on the Austrian Stock Market. 1-16. [http://www.chesler.us/resources/academia/volume\\_volatility\\_Mestel.pdf](http://www.chesler.us/resources/academia/volume_volatility_Mestel.pdf), (26.11.2018).
- MIGHRI, Z., MANSOURI, F. and HEWINGS, G. J. D. (2014). Value-at-Risk and Expected Shortfall: A Dual Long Memory Framework. *Global Business and Economics Review*. 16(4): 416-451.
- MILLS, T. C. and MARKELLOS, R. N. (2008). *The Econometric Modelling of Time Series*. Third Edition. UK: Cambridge University Pres.
- MIN, J. H. (2002). Program Trading and Intraday Volatility in the Stock Index Futures Market and Spot Market: The Case of Korea. *Journal of Asia-Pacific Business*. 4(3): 53-68.
- MORANA, C. ve BELTRATTI, A. (2002). The Effects of the Introduction of the Euro on the Volatility of European Stock Markets. *Journal of Banking & Finance*. 26: 2047–2064.

- MORRIS, C.S. and MERFELD, T.J. (1988). New Methods for Savings and Loans To Hedge Interest Rate Risk. *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Kansas City. 3-15.
- MORRIS, C.S. (1989). Managing Interest Rate Risk with Interest Rate Futures. *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Kansas City.3-20.
- MORSE, D. (1981). Price and Trading Volume Reaction Surrounding Earnings Announcements: A Closer Examination. *Journal of Accounting Research*. 19(2): 374-383.
- MUSTAFA, K. and NISHAT, M. (2010). Risk, Return and Trading Volume Relationship in an Emerging Stock Market: A Case Study of Karachi Stock Exchange. *Savings and Development*. 34(2): 147-168.
- NAES, R. and SKJELTORP, J. A. (2003). Strategic Investor Behaviour and The Volume-Volatility Relation in Equity Markets. *Norges Bank Working Paper*, 1–46.
- NAIK, P.K. and PADHI, P.(2015). Stock Market Volatility and Equity Trading Volume: Empirical Examination from Brazil, Russia, India and China (BRIC). *Global Business Review*. 16(5): 28-45.
- NAIK, P.K., GUPTA, R. and PADHI, P. (2018). The Relationship between Stock Market Volatility and Trading Volume: Evidence from South Africa. *The Journal of Developing Areas*. 52(1): 99-114.
- NAKA, A. and ORAL, E. (2013). Stock Return Volatility And Trading Volume Relationships Captured With Stable Paretian GARCH And Threshold GARCH Models. *Journal of Business & Economics Research*. 11(1): 47-52.
- NELSON, D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*. 59 (2): 347-370.
- NELSON, D. B. (1996). Modelling Stock Market Volatility Changes. *Modelling Stock Market Volatility: Bridging the Gap to Continuous Time*. (pp. 3-15). Peter E. Rossi (Ed.). London: Academic Press.
- NG, L. (1991). Tests Of The CAPM with Time-Varying Covariances: A Multivariate GARCH Approach. *The Journal of Finance*. 46: 1507-1521.

- NG, S. and PERRON, P. (2001). LAG Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*. 69(6): 1519-1554.
- OKIČIĆ, J. (2014). An Empirical Analysis of Stock Returns and Volatility: The Case of Stock Markets from Central and Eastern Europe. *South East European Journal of Economics and Business- Special Issue ICES Conference*. 9(1): 7-15. DOI: 10.2478/jeb-2014-0005.
- ONG, M.A. (2015). An Information Theoretic Analysis of Stock Returns, Volatility and Trading Volumes. *Applied Economics*. 47(36): 3891-3906. <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2015.1019040>. (26.11.2018).
- ORABI, M.M.A. and ALQURRAN, T.A.A. (2015). Effect of Volatility Changes on Emerging Stock Markets: The Case of Jordan. *Journal of Management Research*. 7(4): 132-143.
- OSBORNE, M.F.M. (1959). Brownian Motion in the Stock Market. *Operations Research*. 7(2): 145-173.
- OSBORNE, M.F.M. (1967). Some Quantitative Tests for Stock Price Generating Models and Trading Folklore. *Journal of the American Statistical Association*. 62(318): 321-340.
- OU, P. and WANG, H. (2011). Modeling and Forecasting Stock Market Volatility by Gaussian Processes Based on GARCH, EGARCH and GJR Models. *Proceedings of the World Congress on Engineering*. London/U.K: July 6-8 2011. [http://iaeng.org/publication/WCE2011/WCE2011\\_pp338-342.pdf](http://iaeng.org/publication/WCE2011/WCE2011_pp338-342.pdf). (26.11.2018).
- ÖZDEMİR, L. ve VURUR, S. (2017). BİST 100 Getiri Endeksi İle İşlem Hacmi Volatilitelerinin Modellenmesi ve Aralarındaki Nedensellik İlişkisi. *21. Finans Sempozyumu Bildiriler Kitabı* (ss. 83-95), Düzenleyen Balıkesir Üniversitesi İ.İ.B.F. İşletme Bölümü. Balıkesir.18-21 Ekim 2017.
- ÖZDEMİR, A. (2018). Pay Piyasalarında *Etkin Piyasa Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri İle Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması*. (Yayınlanmış Doktora Tezi). Burdur: Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- ÖZDEMİR, L. ve VURUR, S. (2018). BİST-100 Fiyat, Getiri Endeksleri ve İşlem Hacmi Volatiliteleri Arasındaki Etkileşimin MGARCH Modelleri İle Ölçülmesi. *Bilimsel Araştırma Projesi Sonuç Raporu*. Proje No: 17BOLVUBYO03. Afyon: Afyon Kocatepe Üniversitesi.

- ÖZDEN, Ü.H. (2008). İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 7(13): 339-350.
- QI, R. (2004). Return-Volume Relation in the Tail: Evidence From Six Emerging Markets. *Investment Management and Financial Innovations*. 4: 16-35
- PAN, W. (2010). Empirical Analysis of Stock Returns Volatility in China Market Based on Shanghai and Şenzen 300 Index. *2010 International Conference on Financial Theory and Engineering*. 17-21. <https://ieeexplore.ieee.org/document/5499433>. (26.11.2018).
- PARK, B. J. (2011). Forecasting Volatility in Financial Markets Using a Bivariate Stochastic Volatility Model with Surprising Information. *Romanian Journal of Economic Forecasting*. 3: 37-58.
- PATEV, P., KANARYAN, N. and LYROUDI, K. (2004). Modelling and Forecasting the Volatility of Thin Emerging Stock Markets: the Case of Bulgaria. [http://www.bnb.bg/bnbweb/groups/public/documents/bnb\\_download/p\\_e\\_sc\\_third\\_annual\\_conf\\_a6\\_bg.pdf](http://www.bnb.bg/bnbweb/groups/public/documents/bnb_download/p_e_sc_third_annual_conf_a6_bg.pdf) (26.11.2018).
- PATHIRAWASAM, C. (2011). The Relationship between Trading Volume and Stock Returns. *Journal of Competitiveness*. 3: 41-49.
- PERRON, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 57(6): 1361-1401.
- PERRON, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*. 80(2): 355-385.
- PINDYCK, R. S. (1984). Risk, Inflation and the Stock Market. *American Economic Review*. 74: 335-351.
- POON, S. H. (2005). *A Practical Guide for Forecasting Financial Market Volatility*. UK: Wiley Finance Series.
- POON, S. H. and GRANGER, C. (2005). Practical Issues in Forecasting Volatility. *Financial Analysts Journal*. 61(1): 45-56.
- POTERBA, J. M. and SUMMERS, L. H. (1986). The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations." *American Economic Review*. 76: 1142-1151.

- PRAETZ, P.D. (1972). The Distribution of Share Price Changes. *Journal of Business*. 45: 49-55.
- RAJPUT, N., KAKKAR, R. and BATRA, G. (2013). Futures Trading and Its Impact on Volatility of Indian Stock Market. *Asian Journal of Finance & Accounting*. 5(1): 289-305.
- RIABACKE, A. (2006). Managerial Decision Making Under Risk and Uncertainty. *IAENG International Journal of Computer Science*. 32(4):1-7.
- RICHARDSON, G., SEFCIK, S.E. and THOMPSON, R. (1986). A Test Of Dividend Irrelevance Using Volume Reactions to a Change in Dividend Policy. *Journal of Financial Economics*. 17(2): 313-333.
- RUBINSTEIN, M. (2001). Rational Markets: Yes or No? The Affirmative Case. *Financial Analysts Journal*, 57(3): 15–29.
- SABBAGHI, O. (2011). Asymmetric Volatility and Trading Volume: The G5 Evidence. *Global Finance Journal*. 22: 169–181.
- SALAMEH, H. M. and ALZUBI, B. (2018). An Investigation of Stock Market Volatility: Evidence from Dubai Financial Market. *Journal of Economic and Administrative Sciences*. 34(1): 21-35. [https:// doi.org/10.1108/JEAS-04-2017-0020](https://doi.org/10.1108/JEAS-04-2017-0020).
- SAMIR, M. and CHAKER, A. (2010). One-Day-Ahead Value-at-Risk Estimations with Dual Long-Memory Models: Evidence from the Tunisian Stock Market. *International Journal of Financial Services Management*. 4(2): 77-94.
- SAMUELSON, W.F. and STEPHEN G. M. (2012). *Managerial Economics*. Seventh Edition. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- SANSÓ, A., ARRAGÓ, V. and CARRION, J. L. (2004). Testing for Change in the Unconditional Variance of Financial Time Series. *Revista de Economía Financiera*. 4:32-53.
- SARIOĞLU, S.E. (2007). Hisse Senedi Fiyatları İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB Üzerine Bir Çalışma. 1-13. [http://serpam.org/wp-content/uploads/Eren\\_Sarioglu2007.pdf](http://serpam.org/wp-content/uploads/Eren_Sarioglu2007.pdf). (26.11.2018).

- SATIŞ, B. (2011). *Dolar-TL Opsiyonlarında Zimni Volatilite ve Tarihsel Volatilite Arasındaki İlişki*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Ankara: TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- SCAILLET, O. (2004). Nonparametric Estimation and Sensitivity Analysis of Expected Shortfall. *Mathematical Finance*. (14(1): 115–129.
- SCHWERT, G. W. (1988). *Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility*. Mimeo: University of Rochester William E. Simon Graduate School of Business Rochester NY.
- SCHWERT, G.W. (1989a). Why Stock Market Volatility Change Over Time?. *The Journal of Finance*. 45(5): 1115-1153.
- SCHWERT, G.W. (1989b). Business Cycles, Financial Crisis and Stock Volatility. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 31: 83-126.
- SCHWERT, G.W. (1990). Stock Market Volatility. *Financial Analysts Journal*. 46(3): 23-34.
- SED'A, P. (2014). Stuctural Breaks in Volatility of Stock Markets. *The 8th International Days of Statistics and Economics*. September 11-13: 1326-1336.
- SENGUPTA, J. K. and SFEIR, R. E. (1997). Modelling Exchange Rate Volatility. *International Journal of Systems Science*. 28(6): 617–624.
- SEVÜKTEKİN, M. ve NARGELEÇEKENLER, M. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının'da Getiri Volatilitesinin Modellenmesi ve Önraporlaması. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*. 61(4): 243-265.
- SEVÜKTEKİN, M. ve ÇINAR, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: Eviews Uygulamalı*. Bursa: Dora Yayınları.
- SHAHZAD, H., DUONG, H.N., KALEV, P.S. and SINGH, H. (2014). Trading Volume, Realized Volatility and Jumps in the Australian Stock Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 31: 414-430.
- SHALEN, C. T.(1993). Volume, Volatility, and the Dispersion of Beliefs. *The Review of Financial Studies*.6(2): 405–434.
- SHARPE, W. F., ALEXANDER, G. J. and BAILEY, J. F. (1999). *Investments*. New Jersey: Prentice Hall.

- SHILLER, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *The Journal of Economic Perspectives*. 17(1): 83–104.
- SINGH, S. and TRIPATHI, L. K. (2016). The Impact of Derivatives on Stock Market Volatility: A Study of the Sensex Index. *Journal of Poverty, Investment and Development*. 25: 37-44.
- SPURGIN, R.B. and SCHNEEWEIS, T. (1997). Efficient Estimation of Intraday Volatility: A Method of Moments Approach Incorporating the Trading Range. *Financial Markets Tick by Tick*. England: John Wiley and Sons Ltd. 3-27.
- SRINIVASAN, K., DEVANADHEN, K. and DEO, M. (2010). Price Changes, Trading Volume and Time-Varying Conditional Volatility: Evidence from Asia Pacific Stock Market. *International Review of Applied Financial Issues and Economics*. 2(2): 379-390.
- STAEHR, K. (2006). Risk and Uncertainty in Cost Benefit Analysis. *Institute for Miljøvurdering Environmental Assessment Institute ToolBox Paper*. 1-44.
- STEELY, J. (2006). Volatility Transmission between Stock and Bond Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 16(1): 71-86.
- SYRIOPOULOS, T. and ROUMPIS, E. (2009). Dynamic Correlations and Volatility Effects in the Balkan Equity Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 19: 565-587.
- ŞAHİN, Ö., ÖNCÜ, M.A. ve SAKARYA, Ş. (2015). BİST 100 ve Kurumsal Yönetim Endeksi Volatilitelerinin Karşılaştırmalı Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 16(2): 107-126.
- TAHIR, S.H., ALI, F., GHAFAR, N. and SABIR, H.M. (2016). Causal Relationship among Trading Volume, Returns and Stock Volatility: Evidence from an Emerging Market. *Proceedings of the 28th International Business Information Management Association: Vision 2020: Innovation Management, Development Sustainability, and Competitive Economic Growth* (pp.345-357), Conference Paper. ISBN: 978-0-9860419-8-3. Seville/Spain. 9-10 November 2016.



- TAPA, A. and HUSSIN, M. (2016). The Relationship between Stock Return and Trading Volume in Malaysian ACE Market. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 6(7): 271-278.
- TAŞ, O., TOKMAKÇIOĞLU, K. ve ÇEVİKCAN, G. (2016). Borsa İstanbul'da Pay Senedi Getirileri İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 18(1): 11-30.
- TAŞPUNAR ALTUNTAŞ, S. ve ÇOLAK, F.D. (2015). BİST 100 Endeksi'nde Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesinde ARCH Modelleri. *İşletme İktisadi Enstitüsü Yönetim Dergisi*. 79: 208-223.
- TAUCHEN, G.E. and PITTS, M. (1983). The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets. *Econometrica*. 51(2): 485-505.
- TAYLOR, S. J. (2005). *Asset Price Dynamics, Volatility and Prediction*. England: Princeton University Press.
- TELÇEKEN, N. (2014). *Volatilite Endeksleri, Önemi ve Türkiye Volatilite Endeksi*. (Yayınlanmış Doktora Tezi). İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- TEMEL NALIN, H. and GÜLER, S. (2013). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Hacmi İle Getiri İlişkisi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*. 59: 135-148.
- THUPAYAGALE P. (2011). Long Memory in The Volatility of an Emerging Fixed-Income Market: Evidence from South Africa. *South African Journal of Economics*. 79(3): 290-300.
- TIAN, S. and HAMORİ, S. (2016). Time-Varying Price Shock Transmission and Volatility Spillover in Foreign Exchange, Bond, Equity, and Commodity Markets: Evidence from the United States. *The North American Journal of Economics and Finance*. 38: 163-171.
- TING, S.S., GALAGEDERA, D.U.A., Treepongkaruna, S. and Brooks, R.D. (2010). Trading Activity and Realized Volatility: Evidence with Decomposed Trading Volume and Order Imbalance. *Social Science Research Network Electronic Journal*. 1-37. DOI: 10.2139/ssrn.1663530.

- TVERSKY, A. and KAHNEMAN, D. (1973). Availability: A Heuristic for Judging Frequency and Probability. *Cognitive Psycholog.* 5:207-232.
- TOBIN, J. (1984). On the Efficiency of the Financial System. *Lloyds Bank Review*. July 1984.
- TOPALOĞLU, G. (2013). *İMKB’de Etkin Piyasa Hipotezinin A-FIGARCH Model İle Testi: Sektör Endeksleri Üzerine Uygulama.* (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Zonguldak: Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- TORUN, E. (2008). *Dual Long Memory Property in Returns and Volatility: The Evidence from Turkish Stock Market.* (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- TSAY, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series.* Second Edition. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc,
- TUNA, K. ve İSABETLİ, İ. (2014). Finansal Piyasalarda Volatilite ve BİST-100 Örneği. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi.* 27: 21-31.
- TUYEN, T.M. (2011). Modeling Volatility Using GARCH Models: Evidence from Vietnam. *Economics Bulletin.* 31(3): 1935-1942.
- TÜRKYILMAZ, S. ve BALIBEY, M. (2014). Türkiye Hisse Senedi Piyasası Getiri ve Oynaklığındaki Uzun Dönem Bağımlılık İçin Ampirik Bir Analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi.* 16(2): 281-302.
- TÜZÜNTÜRK, S. (2005). *İşlem Sıklığı Ve Hacmi İle Fiyat Volatilitesi İlişkisi: İMKB Örneği.* (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Bursa: Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- UGURLU, E., THALASSINOS, E. and MURATOGLU, Y. (2014). Modeling Volatility in the Stock Markets using GARCH Models: European Emerging Economies and Turkey. *International Journal in Economics and Business Administration.* 2(3): 72-87.
- UMUTLU, G. (2008). İşlem Hacmi ve Fiyat Değişimleri Arasındaki Nedensellik ve Dinamik İlişkiler: İMKB’de Bir Ampirik İnceleme. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi.* 10(1): 231-246.
- URAL, M. and KÜÇÜKÖZMEN, C. C. (2011). Analyzing the Dual Long Memory in Stock Market Returns. *Ege Akademik Bakış.* 11 (Özel Sayı): 19-28.

- URECHE-RANGAU, L. and RORTHAYS, Q. (2009). More on the Volatility-Trading Volume Relationship in Emerging Markets: The Chinese stock market. *Journal of Applied Statistics*, 36(7):779-799.
- ÜSTÜN GÜMRAH, M. (2011). *İstanbul Menkul Kıymet Borsası'nda Hisse Senedi Getirileri ve İşlem Hacmi İlişkisi*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Bolu: Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- VLAAR, P.J.G. and PALM, F.C. (1997) Inflation Differentials and Excess Returns in the European Monetary System. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 7(1): 1–20.
- VOUGAS, D.V. (2004). Analysing Long Memory and Volatility of Returns in the Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics*. 14: 457–460.
- WANG, P. (2007). *Financial Econometrics Methods and Models*. London: Routledge Taylor Francis Group.
- WANG, T. and HUANG, Z.(2012).The Relationship between Volatility and Trading Volume in the Chinese Stock Market: A Volatility Decomposition Perspective. *Annals of Economics and Finance*. 13(1): 211-236.
- WANG, D.H., QING, N. and LEI, M. (2015). Dynamic Relation of Chinese Stock Price-Volume Pre- and Post- the Split Share Structure Reform New Evidence from a Two-State Markov-Switching Approach. *China Finance Review International*. 5(4): 389-401.
- WANG, Y.C., WU, J.L. and LAI, Y.H. (2018). New Evidence on Asymmetric Return–Volume Dependence and Extreme Movements. *Journal of Empirical Finance*. 45: 212-227.
- WEBSTER, T. J. (2003). *Managerial Economics Theory and Practice*. USA: Academic Press.
- WOLF, H. (2005). Volatility: Definitions and Consequences. *Managing Economic Volatility and Crisis: A Practitioner's Guide*. (pp.45-64). By J. B. Pinto Aizenman (Ed). New York: Cambridge University Press.
- WORLD BANK (2019). World Bank Country Groups: Analytical Classifications by income July 2019. <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>. (20.11.2019).

- WU, G. (2001). The Determinants of Asymmetric Volatility. *The Review of Financial Studies*. 14(3): 837-859.
- XIAO, L. and AYDEMİR, A. (2007). Volatility Modelling and Forecasting in Finance. *Forecasting Volatility in the Financial Markets*. (pp.1-47) John Knight ve Stephen Satchell (Ed.). Third Edition, UK: Butterworth-Heinemann is an imprint of Elsevier.
- YADAV, M., AGGARWAL, S. and KHURANA, S. (2016). Study of Trading Volume and Stock Return Volatility at S&P CNX Nifty. *Apeejay Journal of Management and Technology*. 11(2): 38-48.
- YALAMAN, A. and CELİK, S. (2013). Real or Spurious Long Memory Characteristics of Volatility: Empirical Evidence from an Emerging Market. *Economic Modelling*. 30: 67–72.
- YALAMAN, A. and SALEEM, S.A.A. (2017). Forecasting Emerging Market Volatility in Crisis Period: Comparing Traditional GARCH with High-Frequency Based Models. *Global Financial Crisis and Its Ramifications on Capital Markets: Opportunities and Threats in Volatile Economic Conditions*. (pp.475-492). Switzerland: Springer International Publishing. DOI 10.1007/978-3-319-47021-4.
- YILANCI, V. ve BOZOKLU, Ş. (2014). Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi. *Ege Akademik Bakış*. 14(2): 211-220.
- YILDIRIM, H. ve ÇOLAKYAN, A. (2014). Finansal Yatırım Araçlarında Riske Maruz Değer Uygulaması. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 29(1): 1-24.
- YILMAZ, Ö., GÜNGÖR, B. ve KAYA, V. (1997). Hisse Senedi Fiyatları ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik. *İMKB Dergisi*. 9(34):1-16.
- YILMAZ, Ç. (2015). *Hisse Senedi Getirilerindeki Uzun Hafıza Etkisinin ve Volatilitenin Belirlenmesi: BRIC Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- YILMAZ, A. ve ALTAY, H. (2016). İthal Ham Petrol Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Eşbütünleşme ve Oynaklık Yayılma Etkisinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Ege Akademik Bakış*. 16(4): 655-671.

- YORUK, N., ERDEM, C. and ERDEM, M.S. (2006). Testing For Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price–Volume Relation: Turkish Banking Firms' Evidence. *Applied Financial Economics Letters*. 2: 165–171.
- YU, J. (2002). Forecasting Volatility in the New Zealand Stock Market. *Applied Financial Economics*. 12(3). 193-202. DOI: 10.1080/09603100110090118.
- YÜCE, A. A. (2012). Sermaye Piyasasında Manipülasyon. *Türkiye Barolar Birliği Dergisi*. <http://tbbdergisi.barobirlik.org.tr/m2012-98-1131>. (14.06.2019).
- ZAFAR, N., UROOJ, S. F. and DURRANI, T. K. (2008). Interest Rate Volatility and Stock Return and Volatility. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*. 14: 135-140.
- ZEREN, F. and KONUK, F. (2016). The Nexus between Trading Volume and Stock Prices: Panel Evidence from OECD Countries. *Business and Economics Research Journal*. 7(1): 21-29.
- ZHANG, Y., MA, F., WANG, T. and LIU, L. (2019). Out-of-Sample Volatility Prediction: A New Mixed-Frequency Approach. *Journal of Forecasting*. 38: 669 –680.
- ZIVOT, E. and ANDREWS, D. W. K. (2002). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal Of Business & Economic Statistics*. 20(1), 25-44.

## ÖZGEÇMİŞ

- Adı Soyadı** : Selim GÜNGÖR
- Doğum Yeri ve Yılı** : Çorum/1987
- Eğitim Durumu**
- Lisans Öğrenimi** : Hitit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, 2010.
- Yüksek Lisans Öğrenimi** : Hitit Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, 2012.
- Yabancı Dili** : İngilizce
- 2019 Yılındaki Bilimsel Faaliyetleri**
- : Karaca, S.S. ve Güngör, S. (2019). BİST 100 Endeksi'nde Hisse Senedi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Oynaklığı Arasındaki İlişkinin Test Edilmesi. (151-194). Finans Teorisine Uygulamalı Katkılar. Demireli Erhan ve Karaca, S. Serdar (Ed.). 1. Baskı. Bursa: Ekin Basım Yayın Dağıtım.
  - :Güngör, S. ve Karaca, S.S. (2019). Enerji Tüketimi, Temiz Enerji ve Karbondioksit Emisyonlarının Finansal Açıkla İlişkisi: Türkiye Örneği. Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi. 2(1): 33-46.
  - : Güngör, S. Şahin, E. ve Karaca, S.S. (2019). Finansal Serberstleşme İle Sanayi Üretimi Arasındaki İlişkinin Fourier Temelli Yaklaşımlarla Test Edilmesi: Türkiye Örneği. 4.Lisansüstü İşletme Öğrencileri Sempozyumu. 18-20 Nisan 2019. Tam Metin Bildiri. İzmir.
  - : Karaca, S.S. Başçı, E.S ve Güngör, S. (2019). Yapısal Kırılmalar Altında Asimetrik Bilginin Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisi: BİST 100 Endeksi'nde Bir Uygulama. 6.Uluslararası Muhasebe ve Finans Araştırmaları Sempozyumu 23-25 Ekim 2019. Özet Bildiri. Niğde.
- İş Deneyimi** : Ağustos 2012-Devam Ediyor: Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Reşadiye MYO, Dış Ticaret Programı, Öğretim Görevlisi.
- İletişim** : Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Reşadiye Meslek Yüksekokulu, Dış Ticaret Programı, Reşadiye/TOKAT
- E-Posta Adresi** : selim.gungor@gop.edu.tr