

**T.C.**  
**İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**



**HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTELERİNİN DOĞRUSAL  
OLMAYAN METOTLARLA İNCELENMESİ VE PİYASA  
ETKİNLİĞİNİN ARAŞTIRILMASI: BRICS-T ÜLKELERİ İLE  
KARŞILAŞTIRMALI BİR ANALİZ**

**DOKTORA TEZİ**

**DANIŞMAN**                      **HAZIRLAYAN**  
**Prof. Dr. Recep KARABULUT**    **Emre BULUT**

**MALATYA-2022**

**T.C.**  
**İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTELERİNİN DOĞRUSAL  
OLMAYAN METOTLARLA İNCELENMESİ VE PİYASA  
ETKİNLİĞİNİN ARAŞTIRILMASI: BRICS-T ÜLKELERİ İLE  
KARŞILAŞTIRMALI BİR ANALİZ**

**Emre BULUT**

**DANIŞMAN**

**Prof. Dr. Recep KARABULUT**

**MALATYA – 2022**

## ONUR SÖZÜ

Prof. Dr. Recep KARABULUT'un danışmanlığında doktora tezi olarak hazırladığım "Hisse Senedi Getiri Volatilitelerinin Doğrusal Olmayan Metotlarla İncelenmesi ve Piyasa Etkinliğinin Araştırılması: BRICS-T Ülkeleri ile Karşılaştırmalı Bir Analiz" başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine uygun biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Emre BULUT

## ÖNSÖZ

Doktora eğitimimde ve tez çalışmamda bana yol gösteren, yardım eden değerli danışmanım Prof. Dr. Recep Karabulut'a teşekkürlerimi sunarım.

Bu zorlu tez sürecinde benden yardımlarını esirgemeyen değerli hocalarım Prof. Dr. Ahmet Uğur ve Doç. Dr. Özcan Demir'e; bu sürecin tamamında sevgisini ve özverisini benden esirgemeyen canım eşime ve aileme çok teşekkür ederim.

Emre BULUT

## ÖZET

Bu tezin amacı BRICS-T ülkelerinin hisse senedi borsalarındaki volatilitiyi doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleri ile incelemek ve piyasa etkinliği araştırmaktır. Çalışmada 01.01.2011 ile 01.01.2021 tarihlerini kapsayan, endekslerin günlük frekanstaki getirilerine logaritmik fark dönüşümü uygulanarak analiz edilmiştir.

Öncelikle serilerin ortalama, standart sapma, çarpıklık, basıklık, Jarque-Bera testi ve ARCH-LM testlerinden oluşan tanımlayıcı istatistikleri incelenmiştir. Daha sonra birim kök analizi ADF, PP ve KPSS testleri ile gerçekleştirilmiştir. Etkin piyasalar hipotezinin varlığına dair bulgulara rastlanılmakla beraber incelenen ülke borsalarının etkin olmadıkları belirlenmiştir. Serilerin doğrusallıkları Tsay, BDS, Keenan ve McLeod-Li yöntemleri ile araştırılmış ve serilerin doğrusal olmadıkları tespit edilmiştir.

Sonraki aşamada seriler ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modeller ve varyansta doğrusal olmayan ekonometrik modeller ile incelenmiştir. Ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modeller kapsamında kendinden uyarımlı eşiksel otoregresif model, yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif model, logaritmik yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif model, momentum eşiksel otoregresif model ve Markov rejim değişimi modeli kullanılmıştır.

Son olarak varyansta doğrusal olmayan ekonometrik modeller kapsamın GARCH, EGARCH, GARCH-M, IGARCH, NAGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, AV-GARCH, C-GARCH, APGARCH modelleri kullanılmıştır.

Sonuçta iç veya dış dinamiklerden kaynaklanan beklenmedik gelişmelerin rejim değişikliklerini tetiklediği görülmüştür. BRICS-T ülkelerinin başlıca hisse senedi borsalarından seçilmiş endekslerde yatırımların yapısının ve yatırımcıların risk algısının rejimler özelinde farklılaştığı tespit edilmiştir. Volatilitenin olumlu ve olumsuz haberlerden kaynakladığı tespit edilmiştir. Olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkilerinin, olumlu gelişmelerin volatilité üzerindeki etkilerinden daha fazla olduğu görülmüştür. Risk ve getiri arasındaki ilişkinin, Hindistan'dan seçilen endeks

dışında, istatistiki olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Yatırımcıların değişen koşullar karşısında nasıl hareket ettiklerini açıklamaya dair bulgular elde edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Piyasa Etkinliği, Volatilité, Ortalamada Doğrusal Olmayan Ekonometrik Modeller, Varyansta Doğrusal Olmayan Ekonometrik Modeller



## ABSTRACT

The aim of this dissertation is to examine the volatility in the stock markets of BRICS-T countries with nonlinear time series methods and to investigate market efficiency. In the study, the returns of indices at daily frequency basis, covering the dates between 01.01.2011 and 01.01.2021, were analyzed by applying logarithmic difference transformation.

First of all, descriptive statistics of the series consisting of mean, standard deviation, skewness, kurtosis, Jarque-Bera test and ARCH-LM tests were examined. Then, unit root analysis was carried out with ADF, PP and KPSS tests. Although there are findings on the existence of the efficient markets hypothesis, it has been determined that the stock markets of the countries examined are not efficient. The linearity of the series was investigated by Tsay, BDS, Keenan and McLeod-Li methods and it was determined that the series were not linear.

In the next step, the series were analyzed with nonlinear econometric models in mean and nonlinear econometric models in variance. In the mean nonlinear econometric models, self-excited threshold autoregressive model, smooth transition threshold autoregressive model, logarithmic smooth transition threshold autoregressive model, momentum threshold autoregressive model and Markov switching model were used.

Finally, non-linear econometric models of variance such as GARCH, EGARCH, GARCH-M, IGARCH, NAGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, AV-GARCH, CGARCH, APGARCH models were used.

As a result, it was seen that unexpected events, arising from internal or external dynamics, triggered regime changes. It has been determined that the structure of investments and the risk perception of investors in the indexes selected from the main stock exchanges of BRICS-T countries differ according to the regimes. It has been determined that volatility is caused by positive and negative news. It has been observed that the effects of negative events on volatility are greater than the effects of positive events on volatility. The relationship between risk and return was found to be

statistically insignificant, except for the index selected from India. Findings have been obtained to explain how investors act in the face of changing conditions.

**Keywords:** Market Efficiency, Volatility, Nonlinear Econometric Models in Mean, Nonlinear Econometric Models in Variance





## İÇİNDEKİLER

<b>KABUL ONAY SAYFASI</b> .....	<b>iii</b>
<b>ONUR SÖZÜ</b> .....	<b>iv</b>
<b>ÖNSÖZ</b> .....	<b>v</b>
<b>ÖZET</b> .....	<b>vi</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>viii</b>
<b>İÇİNDEKİLER</b> .....	<b>x</b>
<b>TABLolar LİSTESİ</b> .....	<b>xv</b>
<b>ŞEKİLLER LİSTESİ</b> .....	<b>xvii</b>
<b>KISALTMALAR</b> .....	<b>xviii</b>
<b>GİRİŞ</b> .....	<b>1</b>

### BİRİNCİ BÖLÜM

#### VOLATİLİTE

1.1. Volatilite Kavramı.....	5
1.2. Volatilitenin Nedenleri.....	10
1.3. Volatil Serilerin Karakteristik Özellikleri .....	12
1.3.1. Basıklık.....	13
1.3.2. Volatilite Kalıcılığı.....	14
1.3.3. Kaldıraç Etkisi .....	14
1.3.4. Uzun Dönem Hafıza .....	14
1.3.5. Volatilite Kümelenmesi.....	15
1.3.6. Yayılma Etkisi .....	16
1.3.7. Çarpıklık ve Ortalamaya Yönelim Eğilimi.....	16
1.4. Finansal Piyasalarda Volatilite.....	17
1.4.1. Hisse Senedi Piyasaları Volatilitesi.....	19
1.4.2. Faiz Oranları Volatilitesi .....	19
1.4.3. Döviz Piyasasında Volatilite .....	20
1.5. Volatilite Hesaplaması Yöntemleri .....	21
1.5.1. Tarihi Volatilite Modelleri .....	22
1.5.1.1. Rassal Yürüyüş .....	23

1.5.1.2. Tarihi Ortalama.....	23
1.5.1.3. Basit Hareketli Ortalama .....	24
1.5.1.4. Ağırlıklı Hareketli Ortalama .....	25
1.5.1.5. Üstel Düzeltme Modelleri.....	25
1.5.1.6. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli.....	26
1.5.1.7. Basit (Ortalama) Regresyon Modeli .....	27
1.5.2. Koşullu Volatilite Modelleri.....	27
1.5.2.1. ARCH Modelleri.....	28
1.5.2.2. GARCH Modelleri ve Türevleri .....	29
1.5.3. Stokastik Volatilite Modelleri .....	30
1.5.4. Zımnı Volatilite Modelleri .....	31
1.6. Hisse Senedi Endeksleri .....	31

## **İKİNCİ BÖLÜM**

### **PIYASA ETKİNLİĞİ**

2.1. Piyasa Etkinliği Kavramı .....	36
2.2. Etkin Piyasalar Hipotezinin Varsayımları.....	36
2.3. Etkin Piyasalar Hipotezindeki Temel Kavramlar .....	38
2.3.1. Beklenen Getiri Modeli .....	38
2.3.2. Martingale Modeli .....	39
2.3.3. Rassal Yürüyüş Modeli .....	40
2.4. Piyasa Etkinliği Formları .....	41
2.4.1. Zayıf Formda Etkin Piyasa.....	45
2.4.2. Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasa.....	46
2.4.3. Güçlü Formda Etkin Piyasa.....	47
2.5. Finansal Piyasalarda Etkinlik Boyutları.....	48
2.5.1. Faaliyet Etkinliği .....	49
2.5.2. Dağıtım Etkinliği .....	50
2.5.3. Bilgi Etkinliği .....	50
2.6. Etkin Piyasa Hipotezine Karşı Geliştirilen Eleştiriler.....	51

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### BRICS-T ÜLKELERİ VE BORSALARI

3.1. BRICS-T Ülkeleri ve Borsaları .....	57
3.1.1. Brezilya.....	58
3.1.2. Rusya .....	60
3.1.3. Hindistan.....	62
3.1.4. Çin Halk Cumhuriyeti .....	64
3.1.5. Güney Afrika Cumhuriyeti.....	68
3.1.6. Türkiye .....	71

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### BORSA ENDEKSLERİ İLE VOLATİLİTE VE PİYASA ETKİNLİĞİNİN ARAŞTIRILMASI

4.1. Literatür Taraması .....	74
4.1.1. Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar .....	74
4.1.1.1. 2000 Öncesi Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar.....	74
4.1.1.2. 2000 ve 2010 Arası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar .....	75
4.1.1.3. 2010 Sonrası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar.....	78
4.1.2. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	83
4.1.2.1. 2000 Öncesi Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	83
4.1.2.2. 2000 ve 2010 Arası Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	83
4.1.2.3. 2010 Sonrası Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	85
4.1.3. Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar.....	94
4.1.3.1. 2000 Öncesi Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	94
4.1.3.2. 2000 ve 2010 Arası Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	96
4.1.3.3. 2010 Sonrası Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	101

4.2. Yöntem.....	121
4.2.1. Doğrusal ve Doğrusal Olmama Kavramları .....	122
4.2.2. Finansal Zaman Serilerinde Doğrusallık Testleri.....	123
4.2.2.1. BDS Testi.....	124
4.2.2.2. Keenan Testi .....	126
4.2.2.3. Tsay Testi.....	127
4.2.2.4. McLeod-Li Testi .....	128
4.2.3. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller .....	129
4.2.3.1. Eşiksel Otoregresif (TAR) Modeller .....	129
4.2.3.2. Kendinden Uyarımlı Eşiksel Otoregresif Modeli (SETAR).....	131
4.2.3.3. Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif Model (STAR) .....	131
4.2.3.3.1. Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Modeller (LSTAR) .....	133
4.2.3.3.2. Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif Modeller (ESTAR) .....	134
4.2.3.4. Markov Rejim Değişim Modeli.....	136
4.2.3.5. MTAR Modeli .....	138
4.2.4. Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller .....	139
4.2.4.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli.....	140
4.2.4.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli.....	143
4.2.4.3. Üstel GARCH (EGARCH) Modeli .....	145
4.2.4.4. Ortalamada GARCH (GARCH-M) Modeli.....	146
4.2.4.5. Bütünleşik GARCH (IGARCH) Modeli.....	147
4.2.4.6. Doğrusal Olmayan Asimetrik GARCH (NAGARCH) Modeli .....	148
4.2.4.7. GJR-GARCH Modeli .....	148
4.2.4.8. Eşik GARCH (TGARCH) Modeli.....	149
4.2.4.9. AV-GARCH Modeli.....	149
4.2.4.10. C-GARCH Modeli.....	150
4.2.4.11. Asimetrik Üslü GARCH (APGARCH) Modeli.....	150
4.2.5. Piyasa Etkinliği Testleri .....	151
4.2.5.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi .....	151
4.2.5.2. Phillips - Perron (PP) Birim Kök Testi.....	153
4.2.5.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi.....	155

4.3. Veri ve Değişkenler.....	156
4.4. Bulgular.....	157
4.4.1. Verilerin Açıklayıcı İstatistikleri.....	157
4.4.2. Birim Kök Analizi.....	159
4.4.3. Doğrusallık Testleri.....	161
4.4.4.1. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller.....	168
4.4.4.1.1. SETAR Modelinin Sonuçları.....	169
4.4.4.1.2. STAR, LSTAR ve ESTAR Modellerinin Sonuçları.....	173
4.4.4.1.3. MTAR Modelinin Sonuçları.....	178
4.4.4.1.4. Markov Rejim Değişim Modelinin Sonuçları.....	181
4.4.4.1.5. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modellerin Sonuçları.....	186
4.4.4.2. Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller.....	186
4.4.4.2.1. GARCH Modelinin Sonuçları.....	187
4.4.4.2.2. EGARCH Modelinin Sonuçları.....	188
4.4.4.2.3. GARCH-M Modellerinin Sonuçları.....	189
4.4.4.2.4. IGARCH Modelinin Sonuçları.....	190
4.4.4.2.5. NAGARCH Modelinin Sonuçları.....	191
4.4.4.2.6. GJR-GARCH Modelinin Sonuçları.....	192
4.4.4.2.7. TGARCH Modelinin Sonuçları.....	193
4.4.4.2.8. AV-GARCH Modelinin Sonuçları.....	194
4.4.4.2.9. C-GARCH Modelinin Sonuçları.....	195
4.4.4.2.10. APGARCH Modellerinin Sonuçları.....	196
4.4.4.2.11. Varyansta Doğrusal Olmayan Modellerin Sonuçları.....	197
4.4.4.3. Piyasa Etkinliğine Dair Bulgular.....	200
<b>GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ.....</b>	<b>202</b>
<b>KAYNAKÇA.....</b>	<b>212</b>

## TABLULAR LİSTESİ

<b>Tablo 2.1.</b> Etkin Piyasa Hipotezine Karşı Geliştirilen Eleştiriler .....	54
<b>Tablo 4.1.</b> Gelişmekte Olan Sermaye Piyasalarının Etkinliği ile İlgili Çalışmalar .....	80
<b>Tablo 4.2.</b> Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	90
<b>Tablo 4.3.</b> Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar .....	110
<b>Tablo 4.4.</b> İncelenen Veri Setlerine Ait Tanımlayıcı Bilgiler .....	156
<b>Tablo 4.5.</b> Tanımlayıcı İstatistikler .....	158
<b>Tablo 4.6.</b> ARCH LM Test İstatistiği.....	159
<b>Tablo 4.7.</b> ADF ve PP Birim Kök Testi İstatistikleri .....	160
<b>Tablo 4.8.</b> KPSS Test İstatistikleri.....	161
<b>Tablo 4.9.</b> Tsay, Keenan ve McLeod-Li Doğrusallık Testleri .....	162
<b>Tablo 4.10.</b> Türkiye Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları .....	163
<b>Tablo 4.11.</b> Brezilya Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları .....	164
<b>Tablo 4.12.</b> Rusya Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları .....	165
<b>Tablo 4.13.</b> Hindistan Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları .....	166
<b>Tablo 4.14.</b> Çin Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları .....	167
<b>Tablo 4.15.</b> Güney Afrika Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları .....	168
<b>Tablo 4.16.</b> SETAR Modeli Sonuçları .....	172
<b>Tablo 4.17.</b> Geçiş Fonksiyonunun Yapısını Belirleme Testi Sonuçları.....	174
<b>Tablo 4.18.</b> LSTAR Modeli Sonuçları.....	176
<b>Tablo 4.19.</b> MTAR Modeli Sonuçları .....	180
<b>Tablo 4.20.</b> Markov Rejim Değişim Modeli Sonuçları.....	182
<b>Tablo 4.21.</b> Rejim Geçiş Olasılıkları Matrisi .....	184
<b>Tablo 4.22.</b> GARCH Modeli Sonuçları.....	187
<b>Tablo 4.23.</b> EGARCH Modeli Sonuçları .....	188
<b>Tablo 4.24.</b> GARCH-M Modeli Sonuçları.....	190
<b>Tablo 4.25.</b> IGARCH Modeli Sonuçları .....	191
<b>Tablo 4.26.</b> NAGARCH Modeli Sonuçları.....	192
<b>Tablo 4.27.</b> GJR-GARCH Modeli Sonuçları .....	192
<b>Tablo 4.28.</b> TGARCH Modeli Sonuçları .....	193
<b>Tablo 4.29.</b> AV-GARCH Modeli Sonuçları .....	194

<b>Tablo 4.30.</b> C-GARCH Modeli Sonuçları.....	195
<b>Tablo 4.31.</b> APGARCH Modeli Sonuçları .....	196
<b>Tablo 4.32.</b> Varyansta Doğrusal Olmayan Modellerin Açıklayıcılık Gücü Sonuçları .....	199



## ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1. Volatilite Modelleri Ölçüm Metodolojileri .....	8
Şekil 1.2. Volatilite Modelleri Sınıflandırması .....	9
Şekil 1.3. Doğrusal Olup Olmamlarına Göre Volatilite Modelleri Sınıflandırılması...9	
Şekil 1.4. Dağılım Çeşitleri .....	13
Şekil 1.5. Volatilite Kümelenmesinin Olmadığı Zaman Serisi .....	15
Şekil 1.6. Volatilite Kümelenmesinin Olduğu Zaman Serisi .....	15
Şekil 1.7. Dağılımların Sağa Çarpık, Sola Çarpık ve Normal Biçimleri.....	17
Şekil 2.1. Yeni Bilgilerin Hisse Senedi Piyasalarına Yansıması.....	42
Şekil 2.2. Etkin Piyasa Hipotezine Göre Piyasa Etkinliği Sınıflandırması .....	44
Şekil 4.1. Lojistik Yumuşak Geçişli Otoresif Model Fonksiyonu .....	134
Şekil 4.2. Üstel Yumuşak Geçişli Otoresif Model Fonksiyonu .....	135
Şekil 4.3. Lojistik ve Üstel Geçiş Fonksiyonları .....	136



## KISALTMALAR

<b>ABD</b>	: Amerika Birleşik Devletleri
<b>ADF</b>	: Genişletilmiş Dickey Fuller Testi
<b>APGARCH</b>	: Asimetrik Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>ARCH</b>	: Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>ARMA</b>	: Otoregresif Hareketli Ortalamalar Modeli
<b>AV-GARCH</b>	: Mutlak Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>BDS</b>	: Brock, Dechert ve Scheinkman Testi
<b>BİST</b>	: Borsa İstanbul
<b>BOVESPA</b>	: Sao Paulo Menkul Kıymetler Borsası
<b>BRIC</b>	: Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin
<b>BRICS</b>	: Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin Halk Cumhuriyeti, Güney Afrika Cumhuriyeti
<b>BRICS-T</b>	: Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin Halk Cumhuriyeti, Güney Afrika Cumhuriyeti, Türkiye
<b>C-GARCH</b>	: Birleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>EGARCH</b>	: Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>ESTAR</b>	: Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif Model
<b>EWMA</b>	: Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli
<b>GARCH</b>	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>GARCH-M</b>	: Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>GJR-GARCH</b>	: Eşik Değer Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>IGARCH</b>	: Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>İMKB</b>	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
<b>JSE</b>	: Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası
<b>KPSS</b>	: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Testi
<b>LSTAR</b>	: Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Model
<b>MOEX</b>	: Moskova Menkul Kıymetler Borsası
<b>MTAR</b>	: Momentum Eşiksel Otoregresif Model
<b>NAGARCH</b>	: Doğrusal olmayan Asimetrik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

<b>NSE</b>	: Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası
<b>NYSE</b>	: New York Menkul Kıymetler Borsası
<b>PP</b>	: Phillips – Perron Testi
<b>SETAR</b>	: Kendinden Uyarımlı Eşiksel Otoregresif Model
<b>SSE</b>	: Şangay Menkul Kıymetler Borsası
<b>STAR</b>	: Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif Model
<b>TAR</b>	: Eşiksel Otoregresif Model
<b>TGARCH</b>	: Eşikli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans



## GİRİŞ

Volatilite, sermaye piyasalarında elde edilen kazanç veya kayıplara dair belirsizlik oluşturan fiyat veya getiri serilerinde çeşitli nedenlerle gerçekleşen beklenmedik dalgalanmaları ifade etmektedir. Volatilitenin incelenmesi, dinamiklerinin ortaya konması, modellenmesi ve tahmin edilmesi yatırımcılar açısından büyük önem taşımaktadır. Volatilite hakkında daha detaylı bilgiye sahip olan yatırımcılar yatırım kararlarında risk ve getiri dengesini daha iyi sağlayabileceklerdir.

Bununla birlikte sermaye piyasalarının etkin bir şekilde işleyip işlemediği konusu, hem yatırımcıların hem de araştırmacıların cevap bulmak için yoğun çaba sarf ettikleri konulardan biri olmuştur. Fama'nın, ilki 1970 yılında yayınlanan, değerlendirme çalışmalarından olan "Etkin Sermaye Piyasaları: Teorik ve Ampirik Çalışmalar İncelemesi" eseri, etkin piyasa hipotezine yön veren eserlerden biri olmuştur. Daha sonra Fama 1991 yayınladığı çalışmasında hem etkin piyasa hipotezine karşı geliştirilen eleştirilere cevap vermek hem de ilk makaledeki eksiklikleri giderebilmek amacıyla "Etkin Sermaye Piyasaları 2" çalışmasını yayınlamıştır. Yıllar içerisinde hem gelişmiş hem gelişmekte olan hem de gelişmemiş ülkelerin sermaye piyasalarını inceleyen çok sayıda çalışma yayınlanmıştır. Bu çalışmalar sonucunda etkin piyasa hipotezini ampirik ve teorik olarak destekleyen pekçok bulguya ulaşılmakla beraber hipoteze çeşitli tenkitlerde bulunan çok sayıda görüş de ortaya konmuştur.

Risk ve getiri arasındaki ilişkiyi açıklamada kullanılan doğrusal modeller, finansal zaman serilerinde görülen volatilite kümelenmesi, aşırı basıklık, kaldıraç etkisi, asimetric yapı gibi özellikleri açıklamada yetersiz kalabilmektedir. Araştırmacılar risk-getiri ilişkisini daha iyi anlayabilmek ve açıklayabilmek amacıyla finansal zaman serilerinden elde edilen ortalamaları kullanan doğrusal olmayan modeller geliştirmişlerdir. Tong ve Lim'in 1980 yılında, Tsay'ın 1986 yılında, Chan ve Tong'un 1986 yılında, Tong'un 1990 yılında yaptıkları çalışmalarda finansal zaman serilerinin modellenmesinde doğrusal modellerin kullanılmasının yeterli olmayacağını belirtmişlerdir. Finansal zaman serilerini tek bir doğrusal modelle

açıklamak yerine aralarında eşik değerlerin olduğu doğrusal olmayan modeller ile açıklamanın daha doğru olduğunu ileri sürmüşlerdir. Buradan hareketle geliştirilen TAR, SETAR, STAR, LSTAR ve ESTAR gibi ortalamada doğrusal olmayan modeller kullanılarak finansal literatür zenginleştirilmiştir.

Finansal zaman serileri incelenirken sadece ortalamanın hesaba katılmasıyla oluşturulan doğrusal olmayan modellerden farklı olarak Engle 1982 yılında yaptığı çalışmada varyansı dikkate alan ARCH modelini geliştirmiştir. ARCH modelinin genelleştirilmiş hali olan GARCH modeli 1986 yılında Bollerslev tarafından geliştirilmiştir. GARCH modeli, ARCH modeline göre hem daha esnek bir gecikme yapısına sahiptir hem de daha fazla sayıda geçmiş veriyi içermektedir. Olumlu veya olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkilerinin simetrik olduğunu öne süren GARCH modelinin aksine olumsuz gelişmelerin volatilitéyi olumlu gelişmelere göre daha fazla etkilediğini tespit eden Nelson 1991’de EGARCH modelini geliştirmiştir. Bir finansal varlığın beklenen getirisi ile aynı varlığın volatilitesi arasında pozitif yönlü kuvvetli bir korelasyon bulunduğunu öne süren Engle vd. 1987 yılında GARCH-M modelini geliştirmişlerdir. GARCH modelinin uygulanması sırasında  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin toplamının 1’den daha küçük olması kısıtından yola çıkan Engle ve Bollerslev 1986 yılında yaptıkları çalışmalarında,  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin toplamının 1’e eşit olduğu varsayımını önkoşul kabul eden IGARCH modelini bulmuşlardır. Engle ve Ng 1993’de volatilité serilerindeki asimetrik ve doğrusal olmayan dinamikleri aynı zamanda ele alabilmek amacıyla NAGARCH modelini ortaya koymuşlardır. Olumlu ve olumsuz gelişmelerin koşullu varyans üzerinde farklı etkilere sahip olmasından yola çıkan Glosten, Jagannathan ve Runkle 1993 yılında GJR-GARCH modelini geliştirmişlerdir. Olumlu ve olumsuz gelişmeler sonucunda oluşan varyanstaki asimetriyi açıklama konusunda yetersiz kalan standart GARCH modeline kaldıraç değişkenini ekleyen Zakoian 1994’de TGARCH modelini literatüre kazandırmıştır. Finansal zaman serilerinin kalın kuyruklu olması durumunu ve sahip olduğu asimetrik özellikleri aynı anda modelleyebilmek amacıyla 1994’de Nelson ve Foster AV-GARCH modeli ortaya çıkarmışlardır. Volatilitenin kısa ve uzun vadeli hareketlerini incelemek amacıyla standart bir GARCH modelindeki koşullu varyansı, geçici ve sürekli varyans olmak üzere iki kısma ayıran Engle ve Lee 1993 tarihli çalışmalarında C-GARCH modelini geliştirmişlerdir. Finansal zaman serilerinde

görülen kalın kuyruk, aşırı basıklık ve kaldıraç etkisini birlikte modelleyebilmek amacıyla Ding vd. 1993 yılında APGARCH modelini ortaya koymuşlardır.

Yukarıda kısaca sözü edilen ortalama ve varyansta doğrusal olmayan modelleri içeren çalışmalar farklı özelliklerdeki ülke ve ülke borsaları için kullanılmıştır. Bu çalışmalar sonucunda makro ve mikro değişkenler ile veri setlerinin farklı özelliklerde olması nedeniyle farklı bulgular elde edilmiştir. Hem ortalama doğrusal hem de varyansta doğrusal olmayan modeller ile gerçekleştirilen çalışmaların bulgularının birbirinden farklı olması, piyasaların derinliği, kontrol mekanizmalarının işleyiş etkinliği, yatırımcıların karakteristikleri gibi nedenlerden kaynaklanmaktadır. Bu değişkenler zaman içerisinde değişebileceği için elde edilen bulgular ve yapılan çıkarımlar da zaman içerisinde değişebilmektedir.

Finansal literatürde etkin piyasalar ve volatiliteler üzerine hem gelişmiş piyasalarda hem de gelişmekte olan piyasalarda çalışmalar mevcuttur. Gelişmiş piyasalardan farklı olarak gelişmekte olan piyasalarda volatiliteler daha yüksek olmakta ve daha sert fiyat hareketleri görülmektedir. Ayrıca piyasadaki yatırımcılara yeni bilgilerin ulaşma hızı daha düşük olmakta, piyasadaki bazı yatırımcıların farklı yöntemlerle piyasa ortalamasından daha fazla getiri elde edebildikleri görülmekte, bir başka deyişle piyasanın etkinlik derecelerinin farklı olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda gelişmekte olan piyasaların etkinliklerinin ve volatilitelerinin araştırılması hem reel sektördeki finansal yatırımcılara hem de akademik literatüre katkı sağlayacaktır.

Bu çalışmada BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye) ülkelerindeki hacim olarak en büyük hisse senedi borsalarından seçilmiş endeksler kullanılarak piyasa etkinliği incelenmiş ve doğrusal olmayan ekonometrik modeller ile volatilitelerinin yapısı araştırılmıştır. İncelemeye konu olan endeksler, ilgili borsaların piyasa değeri olarak en büyük endeksleri olmaları sebebiyle seçilmiştir.

Çalışmanın iki temel hipotezi bulunmaktadır. İlk hipotez, BRICS-T ülke hisse senedi borsalarının etkin formda olduğudur. İkinci hipotez ise BRICS-T ülke hisse senedi borsalarındaki getirilerin volatilitelerinin doğrusal olmayan ekonometrik modeller ile modellenebileceğidir.

Çalışmanın birinci ve ikinci bölümlerinde araştırmanın daha iyi anlaşılabilmesi amacıyla volatilité ve piyasa etkinliđi konularına değinilmiştir. Üçüncü bölümde BRICS-T ülkeleri ve borsaları hakkında bilgi verilmiştir. Dördüncü bölümde ise ayrıntılı literatür taraması verilmiş, yöntemler anlatılmış ve bulgular karşılaştırmalı olarak paylaşılmıştır. Çalışmanın son bölümünde ise elde edilen bulgular değerlendirilmiş ve yorumlanmıştır.



# BİRİNCİ BÖLÜM

## VOLATİLİTE

### 1.1. Volatilite Kavramı

Volatilite terimi, bazı çalışmalarda aynen kullanılırken bazı çalışmalarda ise oynaklık veya dalgalanma olarak kullanılmıştır. Bu kavramın değişkenlik, kararsızlık, değişim eğilimi, durağan olmama, aniden gerçekleşen değişime yatkınlık gibi bir dizi tanımı da bulunmaktadır.

Finans terminolojisinde ise volatilite kavramı, bir finansal aracın fiyatının veya değerinin aşağı veya yukarı yönlü olarak değişebildiği bir tür dalgalanma oranını ifade etmektedir.

Ladokhin'in 2009'de yaptığı çalışmada volatilite, önceden belirlenen bir süre boyunca seçilmiş riskli varlıkların getirilerinin belirsizliği olarak tanımlanmaktadır.

Daha genel bir tanım yapmak gerekirse volatilite, başlangıç ve bitiş tarihleri önceden tespit edilmiş bir zaman aralığında bir finansal varlığın fiyatındaki beklenen değişimlerin ölçülmesidir. Volatilite kavramı, farklı kaynaklarda değişkenlik veya oynaklık olarak da kullanılabilir. Volatilite, istatistiki terminolojide ise bir veya birden çok varlığın gerçekleşen değerlerinin standart sapması olarak tanımlanmaktadır (Sevil, 2001: 3-8).

Standart sapma, pay senedi getirilerinin veya diğer finansal varlıkların volatilitelerinin ölçülmesinde sıklıkla kullanılan istatistiki bir yöntemdir. Standart sapma, varlıkların getirilerinin olası dağılımını ölçmektedir. Hesaplanan standart sapmanın aralığı ne kadar geniş ise, getirilerdeki kazanç veya kayıpların gerçekleşme ihtimali o kadar fazladır (Hatipoğlu, 2015: 44). Finansal yazında varlıkların getirilerinin volatilitelerini bulmak için hesaplanan standart sapmanın formülü Denklem 1.1'de ifade edildiği şekildedir:

$$\text{Standart Sapma: } \sqrt{\frac{(x_1 - \bar{x})^2 + (x_2 - \bar{x})^2 + \dots + (x_n - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (1.1)$$

Formüldeki  $\bar{x}$  aritmetik ortalama; n ise eleman sayısıdır.

Standart sapma formülü Denklem 1.2’de gösterildiği gibi de yazılabilmektedir:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (1.2)$$

$\sigma$  : Standart Sapma

N : Dizinin Eleman Sayısı

$x_i$  : Dizinin x. elemanı

$\bar{x}$  : Dizideki Sayıların aritmetik ortalamasıdır

Bir finansal enstrümanın alabileceği maksimum ve minimum değerler ortalamadan ne kadar uzaklaşırsa bu varlıktan gelecekte sağlanabilecek getiri ve bu varlığın gelecekte sebebiyet verebileceği kayıp da o miktarla orantılı olarak artacaktır (Klenke, 2014: 274-293).

Volatilitesi yüksek olan piyasalarda yatırımcıların etkin ve verimli yatırım kararları alabilmeleri için öncelikle bu piyasaların volatilitelerinin hesaplanması büyük önem taşımaktadır.

Volatilite, bir risk ölçüsü olarak değerlendirilebilmekle birlikte doğrudan risk anlamına gelmemektedir. Çünkü örneklemdaki verilerin ortalamadan dağılımlarının tamamı negatif yönlü olmamaktadır (Poon ve Granger, 2003: 480). Veriler hem negatif hem de pozitif yönde dağılım gösterebilmektedir. Risk olumsuz manada kullanılırken, volatilitenin ise bir varlığın alabileceği hem pozitif hem de negatif yönlü maksimum uç noktaları göstermektedir.

Tahvil, hisse senedi, bono gibi bir finansal varlığın fiyatında veya getirisinde meydana gelen artış ve azalışlar volatilitenin olarak nitelendirilmektedir. Finansal varlığın fiyatı veya getirisi, belirlenen zaman aralığında dalgalı bir seyir sergiliyorsa bu varlığın risk seviyesinin yüksek olduğu düşünülür. Ancak volatilitenin sadece aşağı yönlü olası fiyat değişimlerini göstermeyip aynı zamanda olası fiyat artışlarını da gösterdiğinden, ilgili finansal varlığa yatırım yapıldığında kazanç elde edilebileceği gibi kayıp yaşanabileceği anlamına gelmektedir.

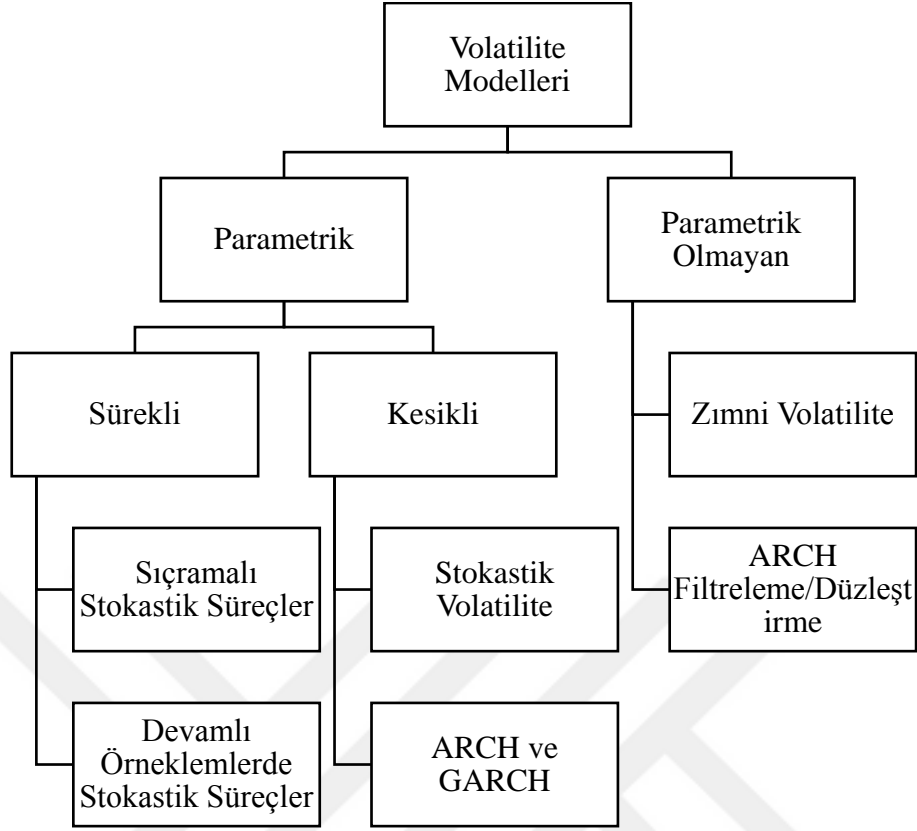


Ayrıca incelenen finansal varlığın volatil yapıda olmasını her zaman istenmeyen bir durum olarak yorumlamak doğru değildir. Çünkü finansal varlığın volatil bir yapıda olması, etkin ve başarılı bir fiyat tahmini için önem taşımaktadır. Şöyle ki, finansal varlığın alabileceği uç değerlerin bilinmesi, yatırımcılar açısından olası fiyat hareketlerinin önceden tahmin edilebileceği ve bu tahminler doğrultusunda maksimum getiri veya minimum kayıp elde edilebileceği anlamına gelebilmektedir (Kalotychou ve Staikouras, 2009: 3-4).

Volatilitenin ölçülmesi, yatırımcıların finansal yatırımlarında daha fazla getiri elde etmeleri veya olası kayıplarını minimum düzeyde tutmaları bakımından büyük önem taşımaktadır. Yatırımcıların fiyat ve getiri tahminlerindeki olası sapmaları önceden görebilmeleri ve bu çerçevede alternatif politikalar geliştirmeleri, karşılaşılabilecekleri riski azaltacaktır. Çünkü yatırımcıların riski önceden tespit edememeleri sonucunda karar anında etkin karar verememeleri, finansal piyasalarda görülen başarısızlıklarda rol oynamaktadır.

Volatilité, finansal varlıkların fiyatlarındaki ve getirilerindeki değişimlerin yönünü göstermez. Volatilité, finansal varlıkların fiyatlarında ve getirilerinde gerçekleşen veya gerçekleşmesi beklenen aşağı yönlü veya yukarı yönlü olası değişimlerin ölçüsüdür (Satış, 2011: 35-36).

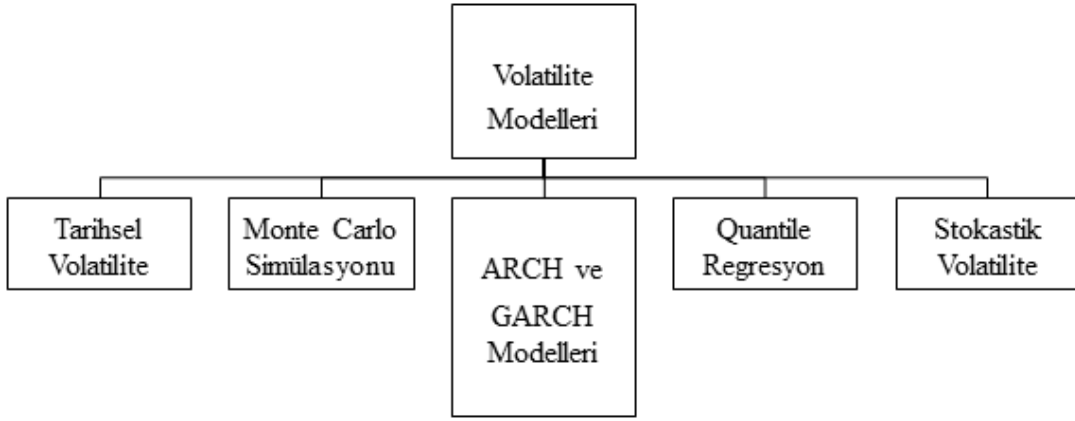
Volatilitenin nasıl ölçülebileceği önemli bir sorundur. Çünkü bir değişkenin ölçülebilir olmasının başlıca şartı, o değişkenin gözlemlenebilir olmasıdır. Volatilitenin özelliği ise doğrudan gözlemlenememesidir. Bu nedenle volatilitéyi ampirik olarak hesaplayabilmek için Şekil 1.1’de gösterildiği gibi birden çok alternatif ölçüm metodolojisi geliştirilmiştir.



**Kaynak:** Andersen vd., (2005)

**Şekil 1.1.** Volatilite Modelleri Ölçüm Metodolojileri

Volatilitenin doğru bir şekilde hesaplanabilmesi için elde edilen verilerin özellikleri, yapılan analizin hangi amaçla kullanılacağı, incelenen verilerin sürekli veya kesikli olması gibi değişkenlere bağlı olarak en uygun yöntemin seçilmesi gerekmektedir.



**Kaynak:** Huang, (2011)

**Şekil 1.2.** Volatilite Modelleri Sınıflandırması

Huang’ın 2011 yılında yaptığı çalışmada volatilitenin, Şekil 1.2.’de gösterildiği üzere, tarihsel volatilitenin, Monte Carlo simülasyonu, ARCH ve GARCH modelleri, quantile regresyon, stokastik volatilitenin alt başlıklarından biri ile modellenebileceğini belirtmiştir.

**Doğrusal Olup Olmamlarına Göre Volatilite Modelleri:**

Ortalamada ve Varyansta Doğrusal Modeller:  
Arma Modelleri

Ortalamada Doğrusal Olup, Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller: ARCH/GARCH Modelleri

Ortalamada ve Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller:  
Karma Eşikli GARCH Hata Modelleri

**Kaynak:** Mazıbaş, (2004)

**Şekil 1.3.** Doğrusal Olup Olmamlarına Göre Volatilite Modelleri Sınıflandırılması

Mazıbaş’ın 2004 tarihinde yaptığı çalışmada ise volatilitenin Şekil 1.3.’de de gösterildiği gibi ortalamada ve varyansta doğrusal modeller, ortalamada doğrusal olup varyansta doğrusal olmayan modeller, ortalamada ve varyansta doğrusal olmayan modeller olmak üzere 3 alt model çerçevesinde incelenebileceğini ifade etmiştir.

Volatilite, finansal varlıkların fiyatlarındaki ve getirilerindeki dağılımın yegane belirleyici unsuru olmamakla birlikte portföy maliyeti, yatırım, opsiyon fiyatlama, hedging (fiyattaki değişim riskine karşı koruma) ve risk yönetimi gibi birçok finansal uygulamada önemli bir bileşendir. Ayrıca ekonomik değişimler, siyasi gelişmeler ile yatırımcıların davranışlarını etkileyen sosyolojik ve psikolojik etkenler de finansal piyasaların volatilitelerini etkileyen diğer değişkenlerdir. Bu nedenle volatilitenin araştırılmasına yönelik yapılan ampirik ve teorik çalışmalar zaman içinde çeşitlenerek ivme kazanmış ve farklı yöntemlerin geliştirilmesine imkan sağlamıştır.

## **1.2. Volatilitenin Nedenleri**

Küreselleşmenin etkisiyle diğer tüm pazarlarda olduğu gibi sermaye piyasaları da dünyanın diğer yerlerindeki pazarlardan gittikçe daha fazla etkilenmektedir. Hem yurtiçi hem de yurtdışı faktörlerin yerel piyasalar üzerindeki etkisi, geçmiş dönemlere göre büyük ölçüde artmıştır. Bu etki ise fiyat değişimlerini tetiklemektedir. Mikro ve makro ekonomik göstergeler, siyasi gelişmeler, toplumlardaki sosyo-ekonomik değişimler, ekonomik krizler, beklentiler gibi pek çok etken piyasalardaki fiyatların hızla değişmesine, bir başka deyişle volatilitenin artmasına neden olabilmektedir (Akçalı vd., 2019: 610).

Volatilite, farklı piyasalarda pekçok değişik sebeple ortaya çıkabilmektedir. Ancak özellikle asimetrik bilginin varlığı volatilitenin oluşmasında oldukça önem taşımaktadır. Ren ve Cunzhi'nin 2012'de yaptıkları çalışmada, volatil değişimlerin başlıca sebebinin bilgilerin olduğundan farklı veya eksik açıklanması, bilgilerin duyurulmasında uygulanan farklı yöntemler ve piyasadaki manipülatif hareketler olduğunu belirtmişlerdir.

Volatil hareketlerin bir başka temel nedeni de yatırımcıların beklentileridir. Olumlu veya olumsuz haberlere duyarlı olan finansal piyasalarda volatilite fazla olmaktadır. Malik, 2011 yılında yaptığı çalışmada olumsuz haberlerin volatilitiyi arttırdığını, bununla beraber olumlu haberlerin ise volatilitiyi bazen artırdığı bazen de azalttığını tespit etmiştir.

Finansal varlıkların volatilitesindeki değişimlerle finansal piyasaların volatilitesine etki eden unsurlar arasında istatistiki olarak kuvvetli bir ilişki olduğu

bilinmektedir. Nelson'ın 1991 yılında yaptığı çalışmada hisse senedi piyasalarındaki volatil hareketlere etki eden unsurları şu şekilde sıralamaktadır:

- Pozitif otokorelasyon sorunu: Mandelbrot, 1963'de yayınladığı çalışmasında pozitif otokorelasyon sorununu; "Büyük fiyat değişiklikleri büyük değişimleri, küçük fiyat değişiklikleri ise küçük değişimleri takip etme eğilimindedir." şeklinde açıklamıştır.
- İşlem günleri etkisi: Fama, 1965 yılında yaptığı çalışmada; French ve Roll ise 1986 yılında yaptıkları çalışmada işlem yapılan ve işlem yapılmayan günlerin piyasa volatilitesi üzerinde farklı derecede etki gösterdiğini tespit etmişlerdir.
- Nominal faiz oranı: Fama ve Schwert'in 1977'de, Christie'nin 1982'de, Glosten, Jagannathan ve Runkle'ın 1993'de yaptığı araştırmalarda, yüksek nominal faiz oranlarının yüksek piyasa volatilitesi ile doğrudan ilişkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Fama ve Schwert'in 1977'de yaptıkları çalışmada, yüksek enflasyon oranlarının yüksek piyasa volatilitesi ile ilişkili olduğu tespit edilmiştir.
- Kaldıraç etkisi: Kaldıraç etkisi, hisse senedi piyasalarının volatilitesindeki değişimlere kısmi bir açıklama sağlamaktadır. Buna göre şirketlerin hisse senedi fiyatlarında düşüş gözlemlendiğinde fiyatların eski seviyesine yükselebilmesi için daha fazla kaldırıca ihtiyaç duyulmaktadır. Bu nedenle kazançların volatilitesi de artmaktadır.
- Resesyonlar ve finansal krizler: Schwert'in 1989 tarihinde yayınladığı, 1857 ile 1987 yılları arasındaki aylık fiyat değişimlerini kullanarak trend dönemlerini ve finansal kriz zamanlarındaki hisse senedi volatilitelerini araştırdığı makalesinde hisse senelerinin volatilitesinin, hisse senetlerinin fiyatlarında görülen düşüşler sonrasında ve resesyon boyunca arttığını tespit etmiştir.

Volatiliteye neden olan bir başka faktör ise finansal varlıkların değerlerinin gün içindeki değişimleridir. Bu konuda yapılan çalışmalarda ekseriyetle, açılış ve kapanış saatlerinde gerçekleşen fiyat hareketleri ile volatilitenin arasında ilişki olduğu görülmüştür.

French ve Roll 1986 yılında yaptıkları çalışmada, piyasa kapanışlarında elde edilen kazançların çoğu zaman günün diğer zamanlarında elde edilen kazançlardan daha yüksek volatiliteye sahip olduğunu bulmuşlardır. Amihud ve Mendelson'ın 1987'de yaptıkları çalışma ile Stoll ve Whaley'in 1990'de yaptıkları çalışmada, New York Borsası'nda işlem gören hisse senetlerinin açılış saatlerindeki getirilerinin kapanış saatindeki getirilerine göre ortalama % 20 oranında daha yüksek volatil olduğunu tespit etmişlerdir. Ancak menkul kıymetlerin gün içindeki kazanç ve volatilitelerinin, piyasanın açılış ve kapanış saatlerindeki hareketliliklerle anlamlı bir ilişki içinde olduğuna dair literatürde kesin ve net bir açıklama ortaya konulamamıştır (Harris, 1989: 44-45; Kyle, 1985: 1333-1335). Eaves ve Wilian'ın 2010'da yaptıkları çalışmalarında ise bu durumun nedeninin, kamuya açık bilgilendirmelerin ekonometrik olarak modellenememesinden kaynaklanabileceği ifade edilmektedir. Kadioğlu tarafından 2014 yılında yayınlanan, Borsa İstanbul'u ele alan çalışmada ise seans açılışlarında ve kapanışlarındaki getirinin günün geri kalanına göre daha yüksek olduğunu; volatilitenin seans açılışında yüksek olup seans sonuna doğru gittikçe azaldığını gözlemlenmiştir.

Piyasa volatilitelerini etkileyen bir diğer faktör ise "içeriden öğrenenlerin ticareti'dir (Insider Trading). İçeriden öğrenenlerin ticaretini ise Du ve Wei 2004 yılında yaptıkları çalışmada, "Halka açık olmayan ve yatırımcıların bilmesine imkan olmayan bazı bilgilere sahip olan kişilerin, bu bilgileri doğrultusunda yaptıkları ticaret şeklindedir." diye tanımlamıştır. Bir diğer deyişle halka açık şirketlere ait kamuoyuna açıklanmayan bir kısım bilgilerin, üçüncü şahıslara sızdırılarak bu bilgiler sayesinde haksız kazanç elde etmeleri veya bilgiyi sızdırmanın üçüncü şahıslar vasıtasıyla haksız kazanç elde etmesi olarak tanımlanmaktadır (Özdemir, 2018: 26-28). Sermaye piyasalarında görülebilen içeriden öğrenenlerin ticareti, asimetric bilgi sorununa ve manipülasyona neden olacağından piyasanın etkinliğini azaltırken fiyat hareketlerine dair bilinmezliği daha da artıracaktır. Ayrıca menkul kıymetlerin volatilitesinde artış görülecektir.

### **1.3. Volatil Serilerin Karakteristik Özellikleri**

Finansal zaman serileri, diğer zaman serilerinden farklı olarak bazı özelliklere sahiptirler. Pekçok ampirik çalışmada, finansal zaman serilerinin kendine has

özelliklere sahip olduğu görülmektedir. Bu nedenle finansal piyasalarda, araştırma kapsamında uygulanan modellerin başarılı sonuçlar verebilmesi için incelenen finansal verilerin özelliklerinin de bilinmesi gerekmektedir (Subbotin ve Chauveau, 2010: 106).

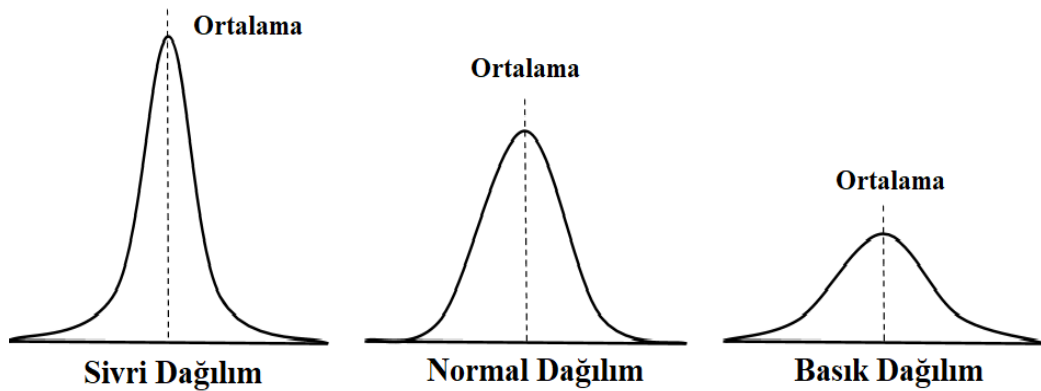
Finansal literatür incelendiğinde, finansal sistemin düzgün işlemlerini engelleyip ekonomik performansı negatif yönde etkileyebilen volatilitiyi (Beckett ve Sellon, 1989: 17-18) araştırmak amacıyla kullanılan zaman serilerinde bazı ortak özellikler görülmektedir. Bu özellikler basıklık, volatilitenin kalıcılığı, kaldıraç etkisi, uzun dönemli hafıza, volatilitenin kümelenmesi, yayılma etkisi, çarpıklık ve ortalamaya geri dönme eğilimidir.

### 1.3.1. Basıklık

Basıklık kavramdan 1905 yılında ilk defa bahseden Karl Pearson bu kavramı: “reel değerli rastlantı değişkeninin olasılık dağılımının grafik gösterimini tarif eden bir parametre” olarak tanımlamaktadır. Basıklık:

$$kurt(X) = \frac{E((X - \mu)^4)}{\sigma^4} \quad (1.3)$$

formülü ile hesaplanır. Denklem 1.3’de kurt (x): basıklığı, X: rastlantı değişkenini,  $\mu$  : X rastlantı değişkeninin ortalamasını ve  $\sigma$  ise X rastlantı değişkeninin standart sapmasını ifade etmektedir.



**Kaynak:** Telçeken, (2014)

**Şekil 1.4.** Dağılım Çeşitleri

Şekil 1.4.'de değişkenlerin dağılımlarının basık, normal veya sivri olarak nitelendirilen özelliklerden biri olabileceği gösterilmektedir.

Rasgele değişkenlerin normal dağılım gösterdiği grafikte değişkenlerin basıklığı, ortalama ve standart sapmalardan bağımsız olarak 3 olarak kabul edilir. Basıklık 3'den büyük olduğunda grafik sivri olarak nitelendirilirken, 3'den küçük olduğu durumda ise basık olarak nitelendirilir. Finansal varlıkların getirilerinin dağılımının çoğunlukla normal bir dağılıma göre daha sivri bir grafik sergilediği görülmektedir (Çolak, 2013: 17-19).

### **1.3.2. Volatilite Kalıcılığı**

Volatilite zaman içinde aşağı ve yukarı yönlü olarak değişim gösterir. Volatilite kalıcılığı, normal düzeyde volatilite seviyesinin varlığını ifade eder. Volatilite, aşağı ve yukarı yönlü olarak değişebilir, ancak makul bir süre sonra normal dalgalanma seviyesine yaklaşacaktır. Volatilitede kalıcılık, mevcut bilgilerin uzun vadeli tahminler üzerinde bir etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir (Yümlü, 2015: 33).

### **1.3.3. Kaldıraç Etkisi**

Sermaye piyasalarındaki finansal varlıkların fiyatlarındaki değişimlerin yönü ile finansal varlıkların volatiliteleri arasında korelasyon bulunmaktadır. Finansal varlığın fiyatındaki negatif yönlü hareketin volatilite hareketleri üzerindeki etkisi, finansal varlığın fiyatındaki pozitif yönlü hareketin volatilite hareketleri üzerinde yarattığı etkiden daha yüksektir (Ait-Sahalia vd., 2011: 231).

### **1.3.4. Uzun Dönem Hafıza**

Volatil serilerdeki uzun dönem hafıza, serilerin maruz kaldıkları şokların etkisinin kısa sürede silinmediği, aksine uzun bir süre daha devam ettiği anlamına gelmektedir.

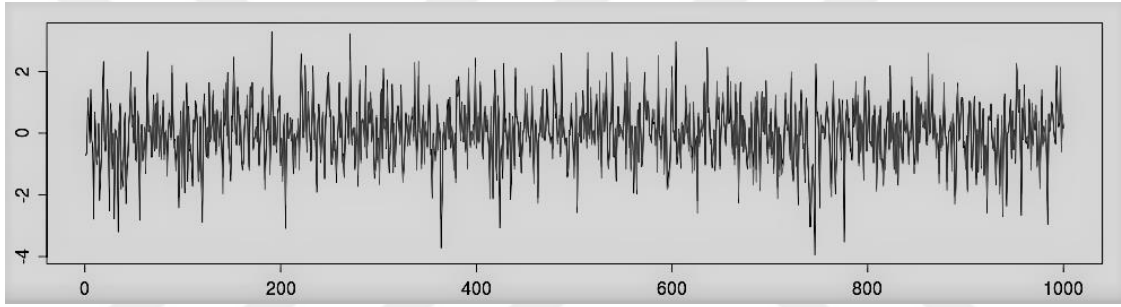
Uzun dönem hafıza, dönemsel dalgalanmalar görülen volatil serilerde uzun vadeli gecikmeli değerlerinde korelasyona sahip olmalarına ilişkin yapıyı tanımlayan bir kavramdır. İncelenen serilerde görülen volatilitenin uzun dönem hafıza özellikleri göstermesi durumunda cari dönemim değerleri ile geçmiş gözlem değerlerinin birbirleri arasında otokorelasyon tespit edilecektir. Serilerde gözlemlenen değerlerin



birbirinden bağımsız olmadığı bu durumda, gelecekte gerçekleşebilecek volatilitenin bugünden tahmin edilmesi için geçmiş dönemde gerçekleşmiş volatilitte değerleri kullanılabilir (Thupayagale, 2011: 292-299).

### 1.3.5. Volatilitte Kümelenmesi

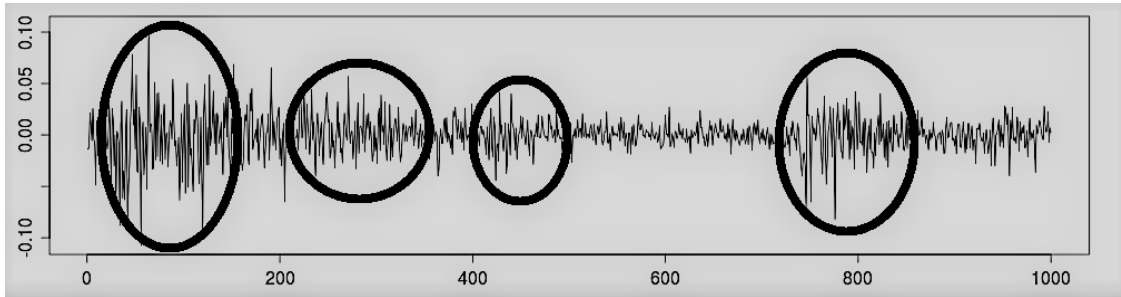
Mandelbrot 1963 yılında yaptığı çalışmada, sermaye piyasalarında işlem gören finansal varlıkların fiyatlarındaki küçük değişimlerden sonra küçük değişimler, büyük değişimlerden sonra ise büyük değişimler görüldüğünü, bir başka deyişle, sermaye piyasalarında volatilitte kümelenmelerinin olduğunu ifade etmiştir. Bu durum herhangi bir fiyat değişiminin kendinden sonraki fiyatları etkilediğini, yani fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olmadığını göstermektedir.



**Kaynak:** Çolak, (2013)

**Şekil 1.5.** Volatilitte Kümelenmesinin Olmadığı Zaman Serisi

Şekil 1.5’de fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız homojenize bir dağılım gerçekleştirdiği, yani volatilitte kümelenmesinin olmadığı görülmektedir.



**Kaynak:** Çolak, (2013)

**Şekil 1.6.** Volatilitte Kümelenmesinin Olduğu Zaman Serisi

Şekil 1.6’da ise fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olmayıp belirli zaman aralıklarında benzer fiyat hareketlerinin gerçekleştiği, yani volatilitenin kümelenmesinin olduğu görülmektedir.

### **1.3.6. Yayılma Etkisi**

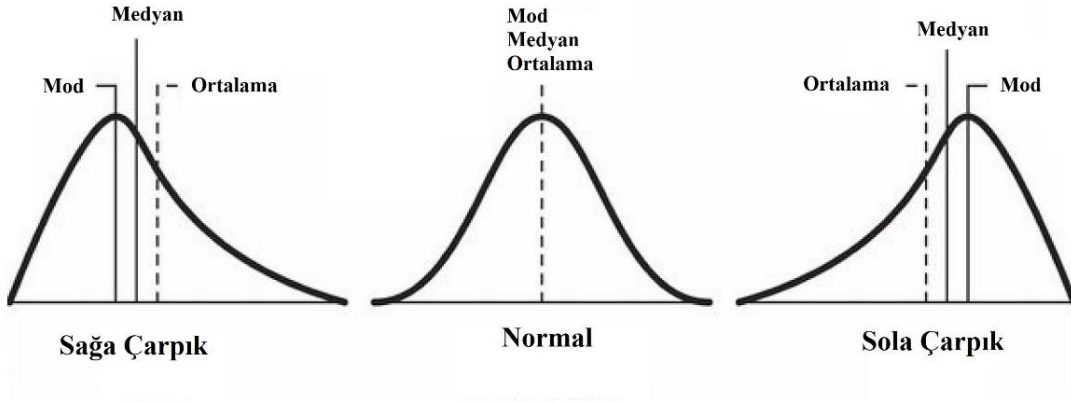
Farklı ülkelerdeki sermaye piyasalarında işlem gören hisse senedi, tahvil, bono gibi çeşitli finansal enstrümanlara ait zaman serilerine bakıldığında, piyasalardan birinde yaşanan büyük bir değişimin diğer piyasadaki değişimle çakıştığı görülmektedir. Bu durum, sermaye piyasalarındaki enstrümanların volatiliteleri arasında korelasyon ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Yayılma etkisi üzerine yapılan çalışmalardan biri olan Savva’nın 2009 yılında yaptığı çalışmada, Avrupa’da işlem gören hisse senedi piyasaları ile ABD’de işlem gören hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin varlığını gösteren bulgulara rastlamıştır. Syriopoulos ve Roumpis 2009’de gerçekleştirdikleri, Avrupa’daki gelişmekte olan bazı ülkelerin sermaye piyasaları ile Almanya ve ABD gibi gelişmiş sermaye piyasaları arasındaki yayılma, bağlantı ve karşılıklı korelasyonu araştırdıkları çalışmalarında gelişmiş sermaye piyasalarının gelişmekte olan sermaye piyasaları üzerinde uzun dönemli yayılma etkisine sahip oldukları sonucuna ulaşmışlardır.

### **1.3.7. Çarpıklık ve Ortalamaya Yönelim Eğilimi**

Çarpıklık, getiri dağılımının simetrik yapıda olmaması durumunu ifade etmektedir. Getirilerin normal dağılım gösterdiği durumda çarpıklık sıfıra eşittir. Pozitif veya negatif yönlü olarak 0,5’in üzerindeki değerler asimetric yapının kuvvetlendiğini göstermektedir (Orhunbilge, 2000: 136).

Menkul kıymetlerin getirileri hem pozitif yönlü hem de negatif yönlü olarak çarpıklık gösterebilmektedir. Pozitif yönlü çarpıklıklara sağa çarpık, negatif yönlü çarpıklıklara ise sola çarpık denilmektedir.



**Kaynak:** Alatefi vd., (2019)

**Şekil 1.7.** Dağılımların Sağa Çarpık, Sola Çarpık ve Normal Biçimleri

Sağa çarpıklık, sermaye piyasasında işlem gören hisse senetlerinin ortalama getiri dağılımlarının pozitif getiri sağlama olasılığının daha yüksek olduğu manasına gelmektedir. Sola çarpıklık ise sermaye piyasasında işlem gören hisse senetlerinin ortalama getiri dağılımlarının negatif getiriye sebebiyet verme olasılığının daha yüksek olduğu anlamına gelmektedir (Karmakar, 2005: 24).

Volatil serilerin ortalamaya yönelim eğilimi ise volatilitenin yaklaşık bir seviyesinin olduğu ve dalgalanmalar görülse bile zaman içinde bu seviyeye geri döneceğini anlamına gelmektedir (Kovacic, 2008: 184).

#### 1.4. Finansal Piyasalarda Volatilité

Finansal piyasalar kullanım dışı fon fazlasına sahip tasarruf sahiplerindeki fonların yabancı finansal kaynak ihtiyacı olan yatırımcılara aktarıldığı piyasalardır. Para piyasaları ve sermaye piyasaları olmak üzere iki çeşit finansal piyasa vardır. Kısa süreli, bir diğer deyişle vadesi bir yıl veya bir yıldan daha az olan fon arzının ve talebinin karşılaştığı piyasalara para piyasaları denir. Uzun vadeli fon arzının ve talebinin karşılaştığı piyasalara ise sermaye piyasaları denir. Burada uzun vadeden kasıt bir yıldan daha uzun bir süredir.

Finansal Piyasalar ekonomide büyümeyi artırmakta ve genel refah seviyesinin yükselmesine katkıda bulunmaktadır. Ekonomik yapı içerisinde önemli bir yeri olan finansal piyasalar, olası bir belirsizlik veya yüksek risk dönemine girmeleri sonucunda

ulusal ve uluslararası ölçekteki krizleri tetikleyebilmektedirler (Engle ve Sokalska, 2012: 55-57).

Finansal piyasalarda volatilité kavramı, ilgili piyasada alım-satım işlemlerine konu olan hisse senedi, tahvil ve bono gibi menkul kıymetler ile döviz gibi varlıkların fiyatlarında veya getirilerinde meydana gelen dalgalanmayı ifade etmektedir.

Ladokhin 2009'deki çalışmasında finansal varlıkların volatilitésini, belirli bir zaman süresince elde tutulan finansal varlıkların fiyat veya getirilerine ait verilerin belirsizliđi olarak tanımlamaktadır.

Finansal piyasalarda gerçekleşen volatilité, direkt olarak gözlemlenebilir bir olgu değildir. Tahvil, bono veya hisse senedi getiri serileri gibi doğrudan gözlemlenebilen başka bir veri serisi kullanılarak volatilité hesaplaması yapılmaktadır. Bu sebeple volatilitenin tahmini için pek çok alternatif ölçüm modeli geliştirilmiştir. Ancak bu ölçüm modellerinin birçođu hisse senedi getirileri, faiz oranları, döviz kurları gibi finansal verilerde karşılaşılan unsurları açıklama konusunda yetersiz kalmaktadır (Brooks, 2008: 380). Ayrıca volatilité, finansal varlıkların riskini ölçmede kullanılabilen bir araç olarak da düşünölmektedir. Bu nedenle finansal verilere özgü unsurları da içeren etkin ve doğru bir ekonometrik model kurulması, finansal piyasaların seyrinin tahmini konusunda büyük önem taşımaktadır.

1989 yılında Schwert tarafından ortaya konulan ve finansal piyasalardaki volatilitenin ekonomik volatilité ölçümlerinden ayrı olduğunu savunan volatilité muamması (volatility puzzle) geçen zamana ve yapılan çeşitli araştırmalara rağmen büyük oranda geçerliliđini korumaktadır (Arnold ve Vrugt, 2010: 708).

Finansal piyasalardaki fon arz ve talep edenler için finansal piyasalardaki volatilitéyi anlamak oldukça önemli bir konudur. Finansal varlıkların fiyatlarındaki ve getirilerindeki volatilitenin açıklanması konusunda zaman serisi modelleri ile yapılan çalışmalar sınırlı bir başarı elde etseler de (Engle, 1982; Bollerslev, 1986), söz konusu zaman serileri modellerinin açıklayıcı gücü, verilerin yüksek frekanslı olarak kullanılmasına dayanmakta ve açıklayıcılıklarının sadece kısa dönem için geçerli olduğu görölmektedir (Diebold ve Christoffersen, 2000: 2-4). Volatilitenin açıklanması konusunda yapılan tüm araştırmalara rağmen günümüzde finansal

piyasaların volatilitésinin temel belirleyicileri ve bunların volatilitéye nasıl etki ettiđi hakkında bilinenler bilinmeyenlerden daha azdır.

Finansal piyasalarda gerekleşen volatilité; menkul kıymet piyasalarındaki volatilitéyi içeren hisse senedi piyasalarındaki volatilité ile tahvil ve bono piyasalarını içeren faiz oranları volatilitésini ve döviz piyasasındaki volatilité alt başlıklarında incelenebilir.

#### **1.4.1. Hisse Senedi Piyasaları Volatilitésini**

Finansal piyasalarda volatilité hakkında yapılan alıřmaların çođu hisse senedi piyasalarındaki volatilitésinin araştırılması, ölçülmesi ve deđişim hareketlerinin açıklanması üzerinedir.

Hisse senedi piyasalarında yer alan hisse senedi getirilerinin volatilitésini, ilgili hisse senedinin sađlayacađı kazancın belirsizliđinin ölçümüdür (Hull, 2009: 282).

Markowitz'in 1952 yılında portföy teorisi konusunda yayınladıđı alıřma sonrasında hisse senedi piyasalarındaki volatilitésinin tespit edilmesi ve hesaplanması, hisse senetlerinin deđerlemesi, portföy yönetimi ve riskin belirlenmesi gibi konularda sıka karřılařılan ve önemi gün getike artan bir konu haline gelmiřtir (Mills ve Markellos, 2008: 157).

Hisse senetlerinin volatilitésini, hisse senedinden beklenen fiyat ve kazançların gerekleşmesi hususundaki belirsizliđin ölçümüdür. Hisse senetlerinin volatilitésinin hesaplanması, belirli bir zaman aralıđında hisse senetlerinin fiyat ve getirilerinin deđişimlerini esas almaktadır (Anderson ve Breedon, 1996: 8). Yatırımcılar fiyat ve getirilerdeki deđerkenliđi öngörebilmek, politika belirleyiciler ise hisse senedi piyasasının duyarlılıđını ölçmek amacıyla volatilité tahminlerini kullanmaktadırlar (Zafar vd., 2008: 136).

#### **1.4.2. Faiz Oranları Volatilitésini**

İhtiya duyulan fonlar ile deđerlendirilmek istenen tasarrufları buluřturan tahvil ve bono piyasalarında görölen volatilitésinin önemli bir kısmı faiz oranlarındaki deđerşimden kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla faiz oranlarında görölen dalgalanmalar,

tahvil ve bonoların volatilitelerinin tahmin edilmesinde göz önünde bulundurulması gereken başlıca unsurlardan biridir.

Faiz oranlarının volatilitelerinin artması makroekonomik dengeleri etkileyerek tahvil ve bonoların hem fiyatlarını hem getirilerini hem de risklerini etkileyebilmektedir. Faiz oranlarında gerçekleşen artış sonucunda hem fon arz edenler hem de fon talep edenler bu duruma göre pozisyon alabilirler. Buna bağlı olarak daha önce daha düşük faiz oranıyla aldıkları tahvil veya bonolardan elde edecekleri getiriden memnun olmayıp ellerindeki senetlerden kurtulmak isteyebilirler. Bu durum ise tahvil ve bonolardaki volatiliteleri etkileyebilmektedir.

Ayrıca faiz oranlarında aşırı yüksek volatiliteler, kısa vadeli yabancı kaynağı olup uzun vadeli varlıkları olan finansal kurumlarda aktif-pasif dengesinin bozulmasına sebebiyet vererek bu kuruluşların kırılganlıklarını artırmakta, hatta likidite krizine girmelerine neden olabilmektedir (Beckett ve Gordon, 1989: 18-19). Bununla birlikte faiz oranları volatilitelerindeki artışlar, finansal piyasalardaki aracı kurumların faaliyetlerini ve varlıklarını sürdürme kabiliyetlerini tehdit ediyorsa, bu durum finansal sistemin zayıflamasına da sebebiyet verebilmektedir (Frenkel ve Goldstein, 1989: 191).

### **1.4.3. Döviz Piyasasında Volatiliteler**

Döviz piyasalarındaki volatiliteler hisse senedi piyasası, tahvil ve bono piyasası gibi diğer piyasalardaki volatilitelerle paralel olarak döviz kurlarında meydana gelen değişiklikler olarak tanımlanabilmektedir.

Akhtar ve Hilton 1984 yılında yayınladıkları çalışmalarında, döviz piyasası volatilitelerini farklı ülkelerin para birimlerinin birbirleriyle gelecekte gerçekleşebilecek karşılıklı değişimde kurlar ile ilgili olan şüpheler olarak tanımlamaktadır.

Dalgalı döviz kuru sisteminde döviz alışı ve satış fiyatları, bir başka deyişle döviz kuru, döviz arz ve talebinin kesiştiği seviyede oluşmaktadır. Bu nedenle döviz arz ve talebini etkileyen unsurlar, döviz kurunun denge noktasını, dolayısıyla döviz kurunun volatilitelerini etkilemektedir (Hakkio, 1990: 54-55).

Küreselleşmenin etkisiyle finansal serbestleşme de büyük bir hızla artmaktadır. Buna paralel olarak döviz kuru volatilitesi; ülkelerarası ticareti, uluslararası sermaye akımlarını, yurtiçi yatırımları ve üretimi doğrudan etkilediği için ülke ekonomileri açısından büyük önem taşımaktadır.

Döviz kuru volatilitésinin önemine binaen bu alanda pek çok ampirik çalışma yapılmıştır. Ancak döviz kurunun volatilitésinin ölçülmesi konusunda hangi yöntemin daha uygun olduğuna dair bir fikir birliğine varılamamıştır.

Döviz kurlarının volatilitelerinin ölçüm yöntemlerine dair bir fikir birliğe ulaşılamamış olması sonucunda literatürde çeşitli yöntemlerin kullanıldığı görülmektedir. Bu yöntemlerin bazıları şunlardır (Mera, 2017: 27):

- ARCH (Oto regresif Koşullu Değişen Varyans) ve GARCH (Genelleştirilmiş Oto regresif Koşullu Değişen Varyans) modelleri
- Spot kurlardaki veriler kullanılarak döviz kurundaki yüzdélik deęişimin mutlak deęeri
- Logaritmik döviz kurlarının standart sapmasının hareketli ortalaması
- Spot döviz kurunun kendi trendinin varyansı
- Logaritmik döviz kuru deęişimlerinin standart sapması
- Logaritmik döviz kurlarının standart sapması
- Beklenen ile gerçekleşen kurlar arasındaki farkının mutlak deęerinin ortalaması

### **1.5. Volatilite Hesaplaması Yöntemleri**

Daha önce de bahsedildiği üzere volatilitenin doğru hesaplanması ve tahmin edilmesi finansal yatırımcılar, portföy yöneticileri ve politika yapıcılar gibi finansal karar alıcıları açısından büyük öneme sahiptir. Finansal enstrümanları deęerleme modelleriyle elde edilen denge fiyatlarının hesaplanmasında volatilité önemli bir yer tutmaktadır.

Gelişen teknoloji, küreselleşen sermaye piyasaları ve finansal piyasalardan veri derleme yöntemlerinin gelişmesi ile birlikte bilgiye ulaşma ile bilginin işlenmesi kolaylaşmış, böylelikle değişkenlerin gelecekte alabilecekleri değerlerin tahmin edilmesi kolaylaşmıştır. Sık zaman aralıklarında elde edilebilen veriler yüksek frekanslı veriler olarak nitelendirilmektedir. Özellikle finansal piyasalardan elde edilen yüksek frekanslı veriler kullanılarak yapılan ampirik çalışmalar yardımıyla volatilitenin ölçümü ile ilgili önemli sonuçlara ulaşılmıştır. (Tuna ve İsabetli, 2014: 24).

Volatilitenin hesaplanmasın kullanılan pekçok yöntem bulunmaktadır. Kullanılan zaman serilerinin özellikleri, elde edilecek sonuçların kullanım amaçları, çalışmanın kısıtları gibi değişkenlere bağlı olarak farklı yöntemler kullanılabilir.

### **1.5.1. Tarihi Volatilite Modelleri**

Tarihi volatilite modelleri, geçmiş dönemlerde kaydedilen volatilite verilerinin sonraki dönemlerin tahmini için kullanılacağı fikrinden hareketle oluşturulmuşlardır (Bollen, 2015: 853).

Volatilitenin hesaplanması hususunda en basit modeller tarihsel verilerin kullanıldığı tarihi volatilite modelleridir. Tarihsel volatilite kavramı, finansal varlığın önceki dönemlerde gerçekleşmiş, varyansı ve standart sapmayı içeren fiyat değişimlerinin, finansal varlığın gelecek dönemlerde göstereceği fiyat hareketlerini önceden tahmin edilebilmesine yardımcı olacağı varsayımına dayanır. Tarihsel volatilite modellerinden hesaplanması ve açıklanması daha karmaşık olan zaman serisi modellerinin tahmin gücünü test etmek amacıyla referans olarak faydalanılmaktadır.

Tarihi volatilite modelleri üzerine yapılan akademik çalışmalarda genellikle rassal yürüyüş, ortalama, hareketli ortalama, üstel ağırlıklı hareketli ortalama modeli (EWMA) ve basit (ortalama) regresyon modellerinin kullanıldığı görülmektedir (Poon ve Granger 2003: 478-480).



### 1.5.1.1. Rassal Yürüyüş

Rassal yürüyüş mantığıyla hareket ettiği iddia edilen finansal fiyat serileri, hareketleri itibariyle rastlantısal bir süreç olarak algılanabilmektedir. Rassal yürüyüş prensibine göre fiyat değişimleri önceki fiyat hareketlerinden bağımsız olarak gerçekleştiğinden dolayı, geçmiş fiyat değişiklikleri kullanılarak gelecek fiyat değişimleri hakkında öngörüle bulunulamamaktadır.

Markov sürecine göre mevcut bilgiler göz önüne alındığında, geçmişteki bilgiler ile geleceğe dair tahminde bulunulamamaktadır. Çünkü gelecekteki fiyat hareketleri geçmiş fiyat hareketlerinden bağımsız olarak şekillenecektir. Gelecekteki fiyat değişimleri ise en iyi ihtimalle olasılık hesapları dahilinde şekillenebilecektir. Markov'a göre bir veri belirli bir olasılık dağılımına bağlı olarak ya aynı durumda kalır ya da durumunda değişiklik meydana gelir. Ancak bu değişim önceki değişimlerden bağımsız olarak gerçekleşmektedir (Lima, 2002: 199-200).

Rassal yürüyüşe göre finansal serilerde de Markov özelliği taşıyan özel bir rastlantısal süreç gözlenmektedir. Buna göre finansal varlığın cari değerlerinin hangi dinamiklerin etkisi altında oluştuğunun hiçbir önemi bulunmamaktadır (Hull, 2009: 326).

Rassal yürüyüş varsayımına göre varlıkların getiri serilerinin volatilitesi:

$$\hat{\sigma} = \sigma_{t-1} \quad (1.4)$$

formülü ile hesaplanmaktadır (Poon ve Granger, 2003: 507). Denklem 1.4.'de yer alan  $\hat{\sigma}$ , t döneminde tahmin edilecek standart sapmayı göstermektedir.  $\sigma_{t-1}$  terimi ise hesaplanan dönemden bir önceki dönemin standart sapmasını ifade etmektedir. Bu formüle göre rassal yürüyüş modelinde tahmin edilen volatiliteler bir önceki dönemin volatilitesine, bir önceki dönemin volatilitesi de ondan önceki dönemin volatilitesine eşit olmaktadır.

### 1.5.1.2. Tarihi Ortalama

Tarihi volatiliteler, belirli bir zaman aralığında herhangi bir finansal varlığın fiyatlarının standart sapmasının bulunmasıyla hesaplanır. Tarihi volatiliteler, geçmiş

fiyatlara dayandığından gerçekleşen volatiliteler olarak da adlandırılmaktadır (Karabıyık ve Anbar, 2007: 65).

Tarihi ortalama, volatiliteleri hesaplamasının en kolay ve en basit yoludur. Tarihi ortalama, belirli bir zaman aralığında kaydedilmiş getirilerinin standart sapmasının hesaplanması ilkesine dayanmaktadır. Hesaplanan bu tarihi volatiliteler ile gelecekte gerçekleşecek diğer dönemlerin de volatiliteleri tahmin edilmiştir olmaktadır. Tarihi ortalama, zaman serisi tahmin modellerinin birbiriyle karşılaştırılması hususunda referans noktası olarak kullanılmaktadır (Akel, 2011: 11).

Tarihi ortalama yöntemi ile volatiliteler hesaplanırken:

$$\sigma_t = \frac{\sigma_{t-1} + \sigma_{t-2} + \dots + \sigma_{t-n}}{t-1} \quad (1.5)$$

formülü kullanılmaktadır. Bu yöntemde rassal yürüyüş modelinden farklı olarak t terimi gözlem sayısını ifade etmektedir. Tarihi ortalama ile yalnızca bir önceki dönemin oynaklığı yerine diğer geçmiş dönemlerin de standart sapmalarının ortalaması ile volatiliteler tahmin edilmektedir (Değirmenci, 2015: 13).

### 1.5.1.3. Basit Hareketli Ortalama

Volatiliteler hesaplamalarında gözlemlenen dönemlerin tamamı yerine incelenecek olan belli bir döneme ait verilerin ortalamasının alınması ve bu gözlem döneminin her hesaplamada ardışık olarak bir gün kayması yoluyla basit hareketli ortalama hesabı yapılmaktadır (Poon ve Granger, 2003: 507). Basit hareketli ortalamasının formülü Denklem 1.6'da gösterilmektedir:

$$F_{t+1} = \frac{Y_t + Y_{t-1} + \dots + Y_{t-m+1}}{m} \quad (1.6)$$

Bu formül yardımıyla hesaplanan değer, bir sonraki dönemin tahmini değeridir. Basit hareketli ortalama kaç dönemin hesaplanacağı önceden belirlenmelidir. Analizde bir sonraki döneme geçildiğinde en eski dönemin verileri, hesaplamada kullanılan verilerin arasında çıkarılmalı ve yerine yeni dönemin verileri eklenerek yeniden hesaplama yapılmalıdır.

#### 1.5.1.4. Ağırlıklı Hareketli Ortalama

Bir finansal varlığın hareketli ortalaması, bir veya daha fazla dönemi kapsayan geçmiş rassal kalıntıların ağırlıklı ortalaması alınarak bulunur. Hareketli ortalama ile elde edilen değişken, finansal varlığa ilişkin zaman serisi gözlemlerini içerir.

Özcan'nın 2013 tarihinde yayınladığı eserinde belirttiği üzere basit hareketli ortalama yöntemi ile ağırlıklı hareketli ortalama yöntemi birbirine oldukça benzemektedir. Ancak basit hareketli ortalama yönteminde incelenen verilerin tamamına eşit oranda ağırlık verilmekte; ağırlıklı hareketli ortalama yönteminde ise incelenen verilere araştırma tarihine yaklaşıldıkça artan oranda ağırlık verilmektedir. Bu durum iki yöntem arasındaki temel farktır

Ağırlıklı hareketli ortalama hesaplanırken Denklem 1.7'deki formül kullanılmaktadır:

$$FF_{t+1}^w = \frac{W_m Y_t + W_{m-1} Y_{t-1} + \dots + W_1 Y_{t-m+1}}{W_m + W_{m-1} + \dots + W_1} \quad (1.7)$$

Formüldeki W terimi atanan ağırlıklandırmaları temsil etmektedir.

#### 1.5.1.5. Üstel Düzeltme Modelleri

Üstel düzeltme modelinde, bir sonraki dönemin volatilitésinin tahmini, bir önceki dönemin tahmin değeri ile gerçekleşmekte olan volatilitenin ağırlıklandırılmış bir fonksiyonudur. Üstel düzeltme modeli Denklem 1.8 ile gösterilmektedir:

$$h_{t+1} = \phi_T h_t + (1 - \phi_T) \sigma_t^2 \quad (1.8)$$

Bu denklemde düzeltme parametresi olan  $\phi$  terimi, bir ve sıfır dahil olmak üzere bu iki değer arasında yer almaktadır.  $\phi$  düzeltme parametresinin sıfır değerini alması halinde üstel düzeltme modeli rassal yürüyüş modeline dönüşmektedir.  $\phi$  düzeltme parametresinin değeri sıfırdan uzaklaşıp bire yaklaştıkça, geçmiş dönem tahminlerine ait parametreye daha fazla ağırlık verilmiş olur. Düzeltme parametresi, örnek içi tahmin hatalarının karelerini en aza indirgeyen değer deneme-yanılma yapılarak bulunmasıyla belirlenmektedir (McMillan vd., 2000: 439).

### 1.5.1.6. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli

Üstel ağırlıklı hareketli ortalama modeli, varyansın zamana göre farklılık gösterdiğini, standart sapmanın ise sabit olmadığını öne sürmektedir. Üstel ağırlıklı hareketli ortalama modeli, J. P. Morgan tarafından 1994 yılında geliştirilmiştir. Başlarda bankacılık sektöründeki risklerin hesaplanması amacıyla kullanılan bu model ile volatilité tahmini yapılmaktadır (Altıntaş, 2006: 350).

Tarihi volatilité modellerinden biri olan üstel ağırlıklı hareketli ortalama modelinde geçmiş veriler, ayrı ayrı üstel olarak ağırlıklandırılmaktadır. Böylelikle yakın tarihte elde edilen veriler daha çok ağırlıklandırılmakta, daha eski tarihlerde elde edilen veriler ise daha az ağırlıklandırılmaktadır (Hull, 2015: 471). Üstel ağırlıklı hareketli ortalama modeli, finansal varlıkların getirilerinin birbirinden bağımsız ve simetrik olarak dağıldığı varsayımına dayanmaktadır.

Üstel ağırlıklı hareketli ortalama modeline göre günlük getirilerin varyans formülü aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda)(r_{t-1}^2 + \lambda r_{t-2}^2 + \lambda^2 r_{t-3}^2 + \dots) \quad (1.9)$$

Denklem 1.9'daki  $\sigma_t^2$ , varyansır. Formüldeki  $\lambda$  sembolü, hem gözlemlerin ağırlıklandırma derecesini, hem de volatilitenin şok sonrasında normal seviyelere ne kadar hızlı bir şekilde geri döneceğini ifade etmektedir.  $r_{t-1}$  terimi bir önceki dönemin getirisidir.  $t$  sembolü ise volatilitenin hesaplanmasında kullanılacak olan gözlem dönem sayısını ifade etmektedir.

Teoride gözlem döneminin belirlenmesi için geriye dönük maksimum bir sınır olmamakla birlikte, ele alınan dönemler günümüzden uzaklaştıkça üstel ağırlıklandırmaları sıfıra yaklaşmakta ve model içindeki ağırlıkları hızla düşmektedir (RiskMetrics, 1996: 94).

Finansal zaman serilerinde sıkça gözlenen yüksek değerli değişimlerin yine yüksek değerli değişimleri takip etmesi olgusu, yakın tarihli ve şok içeren verilere daha fazla üstel ağırlık verilmesi yoluyla bu modele eklenmiştir (Özgül ve Kök, 2014: 39).

### 1.5.1.7. Basit (Ortalama) Regresyon Modeli

Basit (ortalama) regresyon modeli, geçmiş dönemlerde gerçekleşmiş olan volatilitenin en küçük kareler yöntemi ile regresyon analizine sokulması yoluyla yapılmaktadır. Basit (ortalama) regresyon modeli bir dönem sonrası için volatilitenin tahminini sağlamaktadır. Basit regresyon modeli Denklem 1.10 ile gösterilmektedir:

$$h_{t+1} = \gamma_T + \delta_T \sigma_{t-1}^2 \quad (1.10)$$

Basit regresyon modeli ile volatilitenin tahmin edilirken volatilitenin durağan olduğu varsayımı kabul edilmektedir. Bu modelde, incelenen zaman aralığındaki son dönemin volatilitenin değeri ile uzun dönemli ortalama volatilitenin değeri ağırlıklandırılmış toplamı hesaplanmak istenen volatilitenin vermektedir (McMillan vd., 2000: 439).

### 1.5.2. Koşullu Volatilitenin Modelleri

Bir finansal zaman serisi zaman içinde belirli bir aralıkta dalgalandıktan sonra, o aralığın dışına çıkar ve bir süre sonra tekrar eski seyrine geri döner. Uzun vadede varyansı sabit olup şokların etkili olduğu yüksek veya aşırı dalgalanma sürecinde varyansı değişen seriler “koşullu değişen varyanslı seriler” olarak nitelendirilirler (Ural, 2010: 88).

Sabit varyans, stokastik bir değişkenin varyansının dönem içinde değişmediği anlamına gelmektedir. Finansal zaman serilerinde karşılaşılan varyans ise çoğu zaman sabit olma özelliği göstermemektedir. Bu durum ise finansal zaman serileri ile çalışılırken önemli bir soruna sebebiyet vermektedir. Özellikle yüksek frekanslı finansal zaman serilerinde görülen volatilitenin kümelenmesi nedeniyle sabit varyans kullanılmıyorsa koşullu değişen varyansın kullanılması daha tutarlı analizler gerçekleştirebilmesine yardımcı olmaktadır (Akel, 2011: 22; Adlığ, 2009: 39).

Literatürde finansal zaman serilerinin kullanıldığı çalışmalarda daha tutarlı analizler gerçekleştirilebilmesi amacıyla koşullu değişen varyansın kullanılmasından hareketle ARCH, GARCH ve GARCH türevlerinin zaman içinde geliştirildiği ve sıkça kullanıldıkları görülmektedir.

### 1.5.2.1. ARCH Modelleri

1982 yılında Engle tarafından geliştirilen ARCH modeli, hataların sabit olmadığı varsayımı altında oluşturulmuştur. ARCH modeli, incelenen zaman serilerindeki volatilitenin belirlenmesi ve modellenmesinde kullanılmaktadır. Volatilitenin ve volatilitenin bağlantılı bağımsız bir değişken incelenerek volatilitenin öngörülmektedir. ARCH modeli, menkul kıymetlerin geniş bir zaman aralığındaki tarihsel verilerinin karelerinin ağırlık ortalamasının alınması ile kurulmaktadır. Buna göre daha eski tarihli verilerin hata terimlerinin model içerisindeki ağırlıkları küçük tutulurken, yakın tarihli verilerin hata terimlerinin model içerisindeki ağırlıkları daha yüksek tutulmaktadır. Böylelikle incelenen menkul kıymete ait tarihi verilerin tamamı modele dahil edilmekle birlikte, daha güncel verilerin model içerisindeki ağırlığı artırılırken güncelliğini yitirmiş verilerin model içerisindeki ağırlığı düşürülmektedir.

Engle'in 1982 yılında gerçekleştirdiği uygulamalı analiz sonucunda, o zamana kadar kullanılan ekonometrik modellerdeki hata terimlerinin varyansının sabit olduğuna dair varsayımın gerçeği yansıtmadığını kanıtlamıştır. ARCH modelinin temel mantığı, zaman serisinin hata teriminin varyansının aynı zaman serisinin bir önceki dönemindeki hata teriminin varyansının karesiyle açıklanmasıdır (Songül, 2010: 5).

ARCH modeli, belirli bir zaman aralığındaki zaman serilerinin varyansını tahmin edebilmeyi mümkün kılan, koşullu varyansın zaman içerisinde değişimine müsaade eden, ancak koşulsuz varyansın değişmediğini varsayan bir yöntemdir (Akgün, 2016: 26).

ARCH modeli, standart bir AR (1) modeli olarak Denklem 1.11'de gösterilmektedir:

$$Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

Denklem 1.11'deki  $Y_t$  parametresi bağımlı değişkeni;  $Y_{t-1}$  parametresi açıklayıcı değişkeni;  $\varepsilon_t$  parametresi ise modelin hata terimini ifade etmektedir.

ARCH modeli, incelenen menkul kıymetlerin geçmiş yıllardaki hareketlerini içerecek şekilde inceleme yapılmasına olanak tanımaktadır. Önceki yılları da içerecek

şekilde yapılacak bir ARCH modeli Denklem 1.12'deki gibi gösterilmektedir (Azmaz, 2014: 34):

$$Y_t = b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2\varepsilon_{t-2}^2 + \dots + b_p\varepsilon_{t-p}^2 + z_t \quad (1.12)$$

ARCH modelinin literatüre getirdiği kolaylık ve yeniliklere rağmen modelin zayıf yönleri de bulunmaktadır. ARCH modeli, olumlu veya olumsuz gelişmelerin aynı etkiye sahip olduğunu varsayarak asimetriyi dikkate almamaktadır. Ancak bir menkul kıymetin olumlu veya olumsuz gelişmeler karşındaki tepkisi farklı olmaktadır. Ayrıca ARCH modeli, koşullu varyansın davranışını açıklayabilirken, bu davranışa neyin sebebiyet verdiği hakkında bir açıklama sunamamaktadır. Son olarak ARCH modeli, aniden gerçekleşen büyük fiyat hareketlerine yavaş tepki vermesi nedeniyle volatilitenin tahmininde geç kalmaktadır (Altuntaş ve Çolak, 2015: 213).

#### **1.5.2.2. GARCH Modelleri ve Türevleri**

ARCH modeli, sahip olduğu faydalara rağmen, uygulamada karşılaştığı zorlukları giderebilmek ve sahip olduğu zayıf yönlerini aşabilmek amacıyla 1986 yılında Bollerslev GARCH modelini ortaya koymuştur. ARCH modellerinde, parametrelere getirilen kısıtlamalar sebebiyle, uzun vadeli çalışmalarda parametrelerin negatif varyanslı çıkma ihtimali bulunmaktadır. Bu durum ise uygulamada zorluklara neden olmaktadır. Bu nedenle Bollerslev 1986 yılında, ARCH modelinin yapısını yeniden düzenlemiştir. GARCH modelinde Bollerslev ARCH modeline daha esnek bir gecikme yapısı kazandırmıştır. Ayrıca ARCH modelini daha uzun bir belleğe izin verecek şekilde genişletmiştir.

GARCH modeli, koşullu varyanstaki gecikmeler ve hata terimlerinin karelerindeki gecikmeleri kullanarak koşullu varyans denklemini açıklamaktadır. GARCH modeli kullanıldığında koşullu varyans, incelenen zaman serisine ait geçmiş dönemin varyansının etkileri ve geçmiş dönemin koşullu varyansının etkileri kullanılarak açıklanabilmektedir (Güven, 2010: 18)

Standart bir GARCH (p, q) modelinde p parametresi, p adet ARCH terimi olduğunu ifade etmekte; q parametresi ise q adet GARCH terimi olduğunu ifade etmektedir. GARCH denklemi, Denklem 1.13'deki gibi gösterilebilmektedir (Aksoy, 2017: 96):

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \dots + \beta_q h_{t-q} \quad (1.13)$$

$a_0 > 0, a_1 \geq 0, ve \beta_1 \geq 0$  olmak üzere, Denklem 1.13'de yer alan  $a_p \varepsilon_{t-p}^2$  parametresi ARCH etkisini gösterirken,  $\beta_q h_{t-q}$  parametresi ise GARCH etkisini göstermektedir. Önceki dönemin açıklayıcı değişkenlerinde meydana gelen değişimlerin, sonraki dönemin volatilitesi üzerindeki etkisini tespit edebilmek için Denklem 1.13'deki  $a_0$  ve  $\beta_1$  katsayılarının toplamına bakılmaktadır.  $a_0$  ve  $\beta_1$  katsayılarının toplamı bire yaklaştıkça, meydana gelen ani fiyat değişimlerinin menkul kıymetlerin getirilerindeki volatilitenin üzerindeki etkisinin arttığı kabul edilmektedir (Azmaz, 2014: 42).

### 1.5.3. Stokastik Volatilite Modelleri

Stokastik volatilitenin modeli ilk kez Taylor tarafından 1986 yılında modellenmiştir. Bu modelde logaritmik volatilitenin, birinci dereceden otoregresif süreç olarak varsayılmıştır (Subbotin ve Chauveau, 2010: 125).

Finansal zaman serileriyle yapılan çalışmalarda volatilitenin modellenirken ARCH ve GARCH türevi modellerle birlikte stokastik volatilitenin modeli de kullanılabilir. Bu modeller doğrusal olmayan ilişkileri ve modele etki eden kaldıraç etkilerini de içermektedir.

Stokastik volatilitenin modelinin ARCH tipi modellerden başlıca farkı hata teriminin modele etkisinin daha fazla olmasıdır. ARCH tipi modeller, koşullu varyansı belirlenebilir olarak tanımlanmaktadır. Başka bir deyişle ARCH modellerinin koşullu varyans denkleminde hata terimi bulunmazken, ortalama denkleminde hata terimi bulunmaktadır. Stokastik volatilitenin modeli, ARCH tipi modellerden farklı olarak, hem ortalama denkleminde hem de koşullu varyans denkleminde hata terimini içermektedir (Brooks, 2008: 427).

Stokastik volatilitenin modelinin GARCH modellerinden başlıca farkı ise beklenmeyen volatilitenin de içermesi ve varyansı gözlemlenemeyen bir değişken olarak modellenmesidir (Poon ve Granger, 2005: 46).



Stokastik volatilité modeli, zaman içinde bilinmeyen volatilitenin stokastik olarak deęiřtięini varsaymaktadır. Buna göre stokastik volatilité modeli için varyans denklemi ařaęıdaki řekilde gösterilmektedir:

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-1} + v_t \quad (1.14)$$

Denklem 1.14'deki  $v_t$  terimi, inovasyon terimidir. Stokastik volatilité modelleri inovasyon ( $v_t$ ) terimini de içermeleri bakımından ARCH tipi modellere göre daha esnek bir yapıdadırlar. Bununla birlikte modele inovasyon teriminin eklenmesi, hata terimine dair çıkarımları çok daha fazla karmařık hale getirmektedir (Poon ve Granger, 2005: 46). Hata teriminin maksimum benzerlik (maximum likelihood) yöntemi yardımıyla doğrudan tahmin edilememesi nedeniyle stokastik volatilité modellerinin hesaplanmasında zorluklarla karřılařılmaktadır (Hien, 2008: 28).

#### **1.5.4. Zımni Volatilité Modelleri**

Zımni volatilitédeki zımni kavramı, finansal varlıęın geleceęe yönelik fiyat deęiřim beklentileri konusunda piyasadaki yatırımcıların beklentilerine karřılık gelmektedir. Opsiyon piyasalarında görölen tarihi volatilité yerine yatırımcıların beklentileriyle řekillenen gelecekteki volatilitelerinin fiyatlara yansımıř halini ifade eden zımni volatilité oranları da volatilitenin hesaplanmasında kullanılmaktadır.

Zımni volatilité modeli, piyasada fiyat hareketlerine dair beklenen volatilitéyi yansıtmaktadır. Zımni volatilité ile hisse senedi fiyatları arasında ters yönlü bir korelasyon bulunmaktadır. Hisse senedi fiyatları düşüř eęilimine girdięinde zımni volatilité ters yönlü hareket edip yükselmekte, hisse senedi fiyatları artıř eęilimine girdięinde ise yine ters yönlü hareket ederek azalmaktadır (Akel, 2011: 15).

#### **1.6. Hisse Senedi Endeksleri**

Hisse senetleri, anonim ortaklıklarda veya sermayesi paylara bölünmüř komandit ortaklıklarda ortaklıęı temsil eden, ilgili yasalar tarafından belirlenmiř sermaye piyasasının řekil ve kural şartlarına uygun olarak düzenlenmiř kıymetli evraklardır. Tıpkı anonim řirketlerde olduęu gibi, sermayesi paylara bölünmüř komandit ortaklıklarda da komanditer ortaęın sahiplięi, hisse senedi ile temsil edilmektedir. Teoride hisse senetlerinin durumu böyle olmakla birlikte, sermaye

piyasalarında dolaşıma konu olan hisse senetleri çoğunlukla anonim şirket hisse senetleridir (Korkmaz ve Ceylan, 2007: 180).

Hisse senetleri, sahip olunan pay oranında şirkete ortaklığı temsil etmektedir. Anonim şirketlerin esas sözleşmelerinde, hisse senedi sahiplerinin şirket üzerindeki hak ve tasarrufları belirtilmektedir. Bu bakımdan hisse senetleri, hisse senedi sahiplerine işletmenin sermayesi üzerindeki tasarruf hakkını temsil eden evraklardır.

Hisse senetleri, hisse senedini satın alanla hisse senedini ihraç eden kuruluş arasında ortaklık ilişkisi oluşturan, satın alana şirketin yönetiminde söz sahibi olma, sahip olunan pay oranında temettü alma, rüçhan hakkına sahip olma, şirket yönetiminde oy kullanabilme haklarını veren, ihraç eden şirkete ise şirketin tasfiye anına kadar fonları kullanma hakkı tanıyan finansal varlıklardır. Ayrıca hisse senetleri, şirkete özkaynak niteliğinde finansman sağlamaktadır (Canbaş ve Doğukanlı, 2001: 24).

Hisse senedi endeksi ise hisse senedi piyasalarında işlem gören hisse senetlerinin ortalama performansını gösteren, hisse senedi piyasaları açısından genel bir performans göstergesi niteliğinde olan ve endeks kapsamındaki hisse senetlerinin fiyatları temel alınarak hesaplanan bir göstergedir (Kılınç, 1995: 236).

Endeks, ülkeden ülkeye farklılık göstermekle birlikte belirli bir tarihte oluşturulmuş, ilgili menkul kıymetin işlem gördüğü ülkenin yerel para birimi cinsinden değerlendirilmiş, varsayımsal bir yatırım portföyünün mevcut değerini temsil etmektedir. Endekslerin yatırımcılar açısından güvenilir olması ve piyasa tarafından kolayca anlaşılıp takip edilebilecek bir metodoloji kullanmaları gerekmektedir (Karan, 2013: 60-61).

Hisse senedi endeksleri, ortalama piyasa davranışı hakkında bir gösterge vazifesi görmeyi amaçlamaktadır. Bu nedenle yatırımcıların, belirli bir piyasanın zaman içinde nasıl değiştiği hakkında fikir sahibi olabilmeleri için menkul kıymetler piyasalarındaki gerçek değişimleri mümkün olduğunca gerçeğe yakın bir şekilde yansıtmaları gerekmektedir.

Karan, 2013 yılında yayınladığı eserde endeksleri, en az bir değişkenin fiyat hareketlerinden kaynaklanan değişimin yönüyle derecesini ölçmeyi sağlayan,

karmaşık olabilen durumları tek bir ölçüte bağlayarak ilgili değişimler hakkında genel bilgi sunan göstergeler olarak tanımlamaktadır. Endeksler menkul kıymetler hakkında olabileceği gibi diğer ekonomik göstergeler hakkında da olabilmektedir. Bu özelliklerinden dolayı endeksler, finansal piyasalarda önem atfedilen göstergelerden biri olarak kabul edilmektedir.

Hisse senedi gruplarının endeksler yardımıyla incelenmesini ilk kez 1807 yılında ekonomist John Whistler önermiştir. Ekonomist Alfred Marshall ise 1886 yılında hisse senedi endekslerini detaylı olarak araştırmış ve sağladığı faydalar nedeniyle gerekli olduğunu öne sürmüştür. Endeks hesaplamalarının ilk kez ortaya çıktığı 19. Yüzyıl ile yaygınlaşmaya başladığı 20. Yüzyılın başlarında hesaplamalar doğrudan araştırmacının emeğine bağlı olarak el ile yapıldığı için oluşturulan hisse senedi endekslerinin bünyesindeki hisse senetlerinin sayıları oldukça az olmuştur. Bu durum ise endeks kapsamına alınan hisse senetlerinin, piyasanın başlıca büyük şirketlerinin hisse senetleriyle sınırlı olmasına neden olmuştur. Daha sonra özellikle bilgisayar teknolojilerindeki gelişmelerle birlikte 1960'lı yıllardan itibaren endeksler, hem daha kapsamlı ve geniş katılımcılı olmuş hem de finansal piyasalardaki karar alıcıların ihtiyaç ve taleplerine cevap verebilecek şekilde mali endeks, sanayi endeksi ve sektör endeksleri gibi farklılıklar göstermeye başlamıştır (Öztürk, 1999: 4-5).

Borsa endeksleri, hisse senetlerinin davranışlarını açıklamaya yardımcı olmakta ve çok sayıdaki tekil senedi bütünleşik bir biçimde inceleyerek piyasa hareketleri hakkında bilgi vermektedir. Bu nedenle borsa endeksleri, finansal yatırım karar mercileri tarafından sıklıkla kullanılmaktadır. Bir başka deyişle borsa endeksleri, sermaye piyasalarının performanslarının ölçülmesi amacıyla yatırımcılar ve portföy yöneticileri tarafından sık sık kullanılmaktadır.

Sermaye piyasalarının performanslarının ölçülmesi amacıyla, her borsanın kendine has en az bir endeksi bulunmaktadır. Endekslerin doğru olarak yorumlanabilmesi için ilgili endeksin özelliklerinin doğru olarak tespit edilmesi gerekmektedir. Endekslerin performanslarının ölçülmesi ve değerlendirilebilmesi için özelliklerinin ve temel kriterlerinin doğru bir biçimde belirlenmiş olması gerekmektedir. Bu kriterler; endeksin oluşturulma amacının belirlenmesi, verilerin doğruluğu, verilerin karşılaştırılabilir olması, kapsama alınacak örneklemelerin doğru

seçilmesi, baz dönemin doğru tespit edilmesi, değişkenlerin ağırlıklarının seçimi ve hesaplama yöntemidir (Karan, 2013: 60-61).

Borsa endekslerinin hesaplanmasında kullanılan değişkenler ve yöntemler, elde edilen sonuçların doğruluğu açısından oldukça önemlidir. Finansal yatırım araçları ile alakalı endekslerin hesaplanmasında fiyatların ağırlıklı ortalamaları kullanılmakla birlikte (Staszkievicz ve Staszkievicz, 2015: 77), aritmetik ortalama formülü ve piyasa değerlerinin tespiti yöntemleri de kullanılmaktadır (Karan, 2013: 62).

Endeksler, çoğunlukla fiyat endeksleri ve getiri endeksleri olmak üzere iki kategoriye ayrılmaktadır. Fiyat endeksleri, endeksin hesaplanması aşamasında ve daha sonra endeksin güvenilirliğinin, sürekliliğinin devam ettirilmesi sürecinde hisse başına ödenen kar payını dikkate almayan endekslerdir. Getiri endeksleri ise endeksin hesaplanma aşamasında hisse başına ödenen kar payını da dikkate almakta ve endeksin sürekliliğinin sağlanması sürecinde ödenen kar paylarını kullanarak gerekli düzeltmeleri yapan endekslerdir. Getiri endekslerinde hisse senetlerinin fiyatlarındaki artışlardan kaynaklanan getiriye ek olarak kar payı ile elde edilen getiri de endekse yansıtılmaktadır (Karan, 2013: 64).

Ayrıca endeks hesaplanırken ilgili şirketlerin hisse senetlerinin piyasa değeri ve işlem hacimleri de hesaplamalara dahil edilirken, bazı endeks hesaplamalarında ise ele alınan şirketlerin tamamı ayrı ayrı eşit ağırlıklarla hesaplamalara yansıtılmaktadır. Bunlara ek olarak bazı endeks hesaplamalarında aritmetik ortalama veya geometrik ortalama yöntemleri de kullanılmaktadır (Karan, 2013: 61).

Borsa İstanbul'da (BİST) ve hisse senedi borsalarının tarafından genellikle kullanılan, endekslerin hesaplanmasını gösteren denklem aşağıda verilmiştir (<https://www.borsaistanbul.com> e.t: 08.07.2021):

$$E_t = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{F_{it}}{D_t} \right) \times N_{it} \times H_{it} \times K_{it}}{B_t} \quad (1.15)$$

$E_t$ : Endeksin t zamanındaki değeri

n: Endekse dahil olan hisse senedi çeşidi sayısı

$F_{it}$ : i'nci hisse senedinin t zamanındaki fiyatı

$N_{it}$ : i'nci hisse senedinin t zamanındaki toplam sayısı

$H_{it}$ : i'nci hisse senedinin t zamanındaki endeks hesaplanmasında kullanılan fiili dolaşımda olan kısmının toplam hisse senedi sayısına oranı

$K_{it}$ : i'nci hisse senedinin t zamanındaki katsayısı

$D_t$ : Endeksin döviz kurunun t zamanındaki değeri

$B_t$ : Endeksin t zamanındaki bölen değeri

Literatürde borsa endekslerini etkileyen bazı temel makroekonomik unsurların olduğu belirtilmiştir. Bu unsurların başlıcaları: gayri safi yurt içi hasıla, M2 para arzı, döviz kurları, faiz oranı, petrol fiyatları, sanayi üretim endeksi ve enflasyondur (Yaman, 2014: 12).

## İKİNCİ BÖLÜM

### PIYASA ETKİNLİĞİ

#### 2.1. Piyasa Etkinliği Kavramı

Finans literatüründe etkin piyasalar hipotezi, finansal bir kavram olarak tanımlandıktan sonra finansal yazında en çok araştırılan ve tartışılan alanlardan biri olmuştur. Piyasa etkinliğini konu alan araştırmalarda hem teorik hem de ampirik olarak pek çok bulgu elde edilmiştir. Bununla birlikte etkin piyasalar hipotezine karşı geliştirilen çok sayıda eleştiri ortaya çıkmış ve finansal literatürde yer almıştır.

Etkin piyasa, finansal varlıkların fiyatlarının mevcut olan bilgilerin tamamını yansıttığı ve ilgili bilgilerin eksiksiz olarak aynı anda tüm piyasa katılımcılarına iletildiği bir pazar olarak tanımlanmaktadır.

Etkin piyasalarda finansal varlıkların fiyatları, ilgili piyasada açıklanmış olan verilerin tamamını içermektedir. Bir başka deyişle varlıkların fiyatları bütün bilgileri yansıtmakta ve ilave yeni bir bilginin açıklanması durumunda piyasa bu bilgiye anında tepki vererek bu bilginin varlıkların fiyatlarına yansımalarını sağlamaktadır. Bu sebeple etkin piyasalarda alım veya satım yapan bir katılımcının orta ve uzun vadede piyasanın ortalama getirisinden daha fazla kazanç elde etmesi mümkün değildir.

#### 2.2. Etkin Piyasalar Hipotezinin Varsayımları

Bilgi, finansal piyasalarda alım veya satım kararı alan katılımcılar açısından en önemli unsurdur. Doğru bilgiye zamanında ulaşabilme konusunda piyasa katılımcıları arasında görülen üst düzey çaba, katılımcıların piyasa ortalamasının üzerinde kazanç elde etmelerini önlemektedir. Etkin piyasalarda ortaya çıkan her yeni bilgi, katılımcıların bilgiye hemen ulaşma çabaları sayesinde anında katılımcılara ulaşacak ve bu bilgi fiyatlara hemen yansıtılacağı için yeni bir bilgiyi kullanarak ortalama üstü kazanç elde etmek orta ve uzun vadede söz konusu olmamaktadır.

Bir piyasada etkin piyasalar hipotezinden söz edilebilmesi için bazı varsayımların sağlanabiliyor olması gerekmektedir. Bu varsayımlar (Altun, 1992: 8; Redhead, 2008: 483; Puxty ve Dodds, 1991: 388; Kıyılar, 1996: 11):

- Piyasalardaki katılımcılar rasyonellerdir ve temel amaçları, zenginliklerini maksimize etmektir.
- Rasyonel piyasa katılımcıları, finansal varlıkların alım işlemlerini gerçekleştirebilecekleri gibi varlıkların açığa satış işlemlerini de gerçekleştirme imkanına sahiptirler.
- Varlıklara ilişkin ortaya çıkan tüm yeni bilgiler fiyatlara hemen yansımaktadır.
- Varlıklara dair işlem, elde tutma ve bilgi maliyetleri düşüktür.
- Piyasadaki katılımcıların sayısı, bir veya bir kısım katılımcının tek başlarına fiyatları etkileyebilmelerine olanak sağlamayacak kadar çoktur. Bir diğer deyişle alıcı ve satıcıların hiçbiri tek başına piyasayı etkileyebilecek güçte değildir.
- Piyasanın işleyişine hükümetler müdahalede bulunmazlar.
- Piyasanın derinliği ve likiditesi, fiyatların sağlıklı bir şekilde oluşabilmesini sağlayacak seviyededir.
- Piyasa katılımcılarının risk-getiri beklentileri, homojen bir yapı göstermektedir.
- Piyasa katılımcıları alım ve satım işlemlerini yaparken rasyonel bir biçimde risk-getiri kıyaslamasında bulunurlar.
- Finansal varlıkların fiyatları rassal bir hareket sergilemektedir.
- Piyasa katılımcıları aynı zaman ufkuna sahiptir.
- Piyasadaki katılımcıların tamamı varlıklara dair bilgilere kolayca ulaşabilmektedirler.
- Finansal piyasaların kurumsal alt yapısı, fiyatların sağlıklı bir şekilde oluşabilmesine yardımcı olan mevzuat ve yönetmeliklerle düzenlenmiştir.
- Finansal varlıklar istisnasız bölünebilir niteliktedir.

Ancak bu şartların tamamının mevcut olduđu bir finansal piyasanın varlığı uygulamada imkânsızdır.

### **2.3. Etkin Piyasalar Hipotezindeki Temel Kavramlar**

Finansal piyasaların etkinliğinin belirlenmesinde bilgi, bilginin yayılması ve fiyatlara yansıma dereceleri en temel kriterler konumundadır. Fama'nın 1970'da yaptığı çalışmaya göre bir finansal piyasada açıklanan yeni bilgi, anlık olarak ve tam bir şekilde finansal varlıkların fiyatlarına yansiyorsa o piyasa etkin bir piyasa olarak kabul edilmektedir. Buna göre etkin piyasalarda açıklanan her yeni bilgi, o piyasadaki ilgili menkul kıymetin fiyatına etki etmektedir.

Bilginin menkul kıymet fiyatlarına nasıl ve ne ölçüde yansıdığına tespit edilmesi yatırımcılar açısından oldukça önem taşımaktadır. Fiyat değişimlerinin öngörülebilmesi için piyasanın etkinliğinin ve bilginin piyasaya yansıma derecelerinin anlaşılması gerekmektedir. Bu nedenle bir piyasanın etkin olup olmadığının veya ne düzeyde etkin olduğunun tespit edilebilmesi amacıyla araştırmacılar tarafından farklı değerlendirme ölçütleri ve testleri geliştirilmiştir.

Fama 1970 yılında yayınladığı çalışmada, bilginin piyasa katılımcılarına aktarılması ve fiyatlara yansıması sürecini açıklamak amacıyla beklenen getiri, martingale ve rassal yürüyüş (random walk) modellerini geliştirmiştir (Aktan, 2018: 20).

#### **2.3.1. Beklenen Getiri Modeli**

Fama'nın 1970'da piyasa etkinliğine dair teorik modelleri ve ampirik testleri içeren çalışması yayınlanana kadar piyasa etkinliği ile ilgili detaylı bir çalışma bulunmamaktadır.

Fama, etkin piyasa hipotezini oluştururken temel aldığı başlıca modellerden biri beklenen getiri modelidir. Beklenen getiri modeli, bilgilerin fiyatlara yansıma sürecindeki 'bilginin tam olarak yansıtılması' önkoşulu ile ne anlatılmak istendiğini ayrıntıları bir şekilde açıklamak için kurulmuştur. Fama beklenen getiri modelini, belirli bir zaman aralığındaki fiyat değişimleri ile değil, belirli bir andaki fiyat ile açıklamaktadır (Konuralp, 2001: 243).



Etkin piyasalar hipotezinde beklenen getiri modeline göre finansal varlıkların fiyatları hem martingale hem de rassal yürüyüş özellikleri göstermektedir. Finansal varlığın fiyatları var olan bütün bilgileri içerdiği için arbitraj olanağı sunmamaktadır. Bunun sonucu olarak da yatırımcıya kazanç sağlayan alım satım işlemleri sadece var olan açıklanmış bilgiler dahilinde gerçekleşebilmektedir. Bu durum piyasaların etkinliğinin test edilmesinde kullanılmaktadır.

Literatürde daha önce yapılan çalışmalar doğrultusunda piyasa etkinliğine dair yapılan testler sonucunda finansal varlıkların denge fiyatlarının beklenen getiriyi göz önünde bulundurarak hesaplanmasının daha doğru sonuçlar verdiği görüşü kabul görmüştür. Buna göre beklenen getiri modelinde menkul kıymetlerin beklenen getirileri gerçekleşen getirilerine eşittir. Beklenen getirilerin gerçekleşen getirilere eşit olduğunu gösteren denklem aşağıda gösterilmektedir (Çöllü, 2014: 10-11):

$$E ( p_{j,t+1} \mid \Phi_t ) = ( 1 + E ( r_{j,t+1} \mid \Phi_t ) ) p_{jt} \quad (1.16)$$

Denklem 1.16'da; E, beklenen getiriyi; j, menkul kıymeti; t, zamanı;  $p_{j,t+1}$ , j menkul kıymetinin t+1 zamanındaki fiyatını;  $r_{j,t+1}$ , j menkul kıymetinin t+1 zamanındaki getirisini;  $p_{jt}$ , j menkul kıymetinin t zamanındaki fiyatını;  $E(r_{j,t+1} \mid \Phi_t)$ , beklenen getirinin denge değerini;  $p_{j,t+1}$  ve  $r_{j,t+1}$  rassal değişkenleri;  $\Phi_t$ , t döneminde fiyata tam olarak yansıdığı varsayılan bilgi kümesini ifade etmektedir.  $\Phi_t$ , kamuya açıklanan bilgi setidir. Bu bilgilerin t zamanında menkul kıymetin fiyatına bütünüyle yansımış olduğu kabul edilmektedir.  $\Phi_t$  bilgi seti, beklenen denge fiyatının belirlenmesinde kullanılmaktadır.

### 2.3.2. Martingale Modeli

Menkul kıymetlerin fiyat oluşumlarını açıklayan bir diğer model ise martingale modelidir. Beklenen getiri modeli kapsamında ele alınan bu modelde, 18. Yüzyıl Fransası'nda kumarcuların uyguladıkları bir para koyma stratejisinden esinlenilmiştir. Modele göre kumar bahsinde kaybedilen her oyun için kaybedilen para miktarının iki katı kadar tutar bir sonraki oyunda bahse yatırılır. Bu sistematik para yatırma stratejisi bahis kazanılana kadar sürdürülür. Böylelikle kazanılan ilk bahiste elde edilecek olan kazanç, bahiste kaybedilen tutara (martingale) veya bu tutarın daha fazlasına (submartingale) eşit olmaktadır (Çelik, 2007: 8).

Modelin denklemini aşağıda verilmiştir:

$$E ( p_{j,t+1} \mid \Phi_t ) \geq p_{j,t} \text{ veya } E ( r_{j,t+1} \mid \Phi_t ) \geq 0 \quad (1.17)$$

Denklem 1.17’de yer alan  $p_{j,t}$ , menkul kıymetlerin fiyat dizinlerini gösterirken  $\Phi_t$  ise bilgi setini ifade etmektedir. 1970’de Fama’nın yaptığı çalışmaya göre menkul kıymetlerin fiyat dizinlerinin bilgi seti içerisinde açıklanmış olan bilgileri yansıttığı durumda martingale kavramının varlığından bahsedilebilir. Martingale modelinde  $\Phi_t$  bilgi seti doğrultusunda menkul kıymetin fiyatının bir sonraki dönemde gerçekleşmesi beklenen değeri, varlığın şimdiki fiyatına eşit veya şimdiki fiyatından daha fazladır (Fama, 1970: 386).

### 2.3.3. Rassal Yürüyüş Modeli

İlk önce Kendall tarafından 1950’li yıllarda öne sürülen, daha sonra Fama’nın çalışmalarıyla geliştirdiği rassal yürüyüş teorisi, etkin piyasalar teorisinin dayandığı üç temel modelden biridir. Etkin piyasalar teorisinde oldukça önemli bir yer tutan rassal yürüyüş teorisi aynı zamanda etkin piyasalar hipotezine getirilen eleştirilerin birçoğunun da dayanak noktası olmaktadır.

Etkin piyasalar hipotezine göre etkin piyasalarda işlem gören menkul kıymetlerin değeri, piyasaya aktarılan yeni bilgiler doğrultusunda değişmektedir. Rassal yürüyüş teorisine göre menkul kıymetlerin fiyatlarındaki değişimlerin birbirlerinden bağımsız olarak gerçekleştiği ve rassal bir seyir izlediği öne sürülmektedir. Bir başka deyişle bir menkul kıymetin bugünkü fiyatını kullanarak yarınki fiyatının tahmin edilmesi imkansızdır ve menkul kıymetlerin fiyatları tesadüfi bir seyir izlemektedir (Üçay, 2012: 53).

Fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olduğu ve tesadüfi bir seyir izlediği rassal yürüyüş modeli aşağıdaki denklem ile ifade edilmektedir:

$$f ( r_{j,t+1} \mid \Phi_t ) = f ( r_{j,t+1} ) \quad (1.18)$$

Rassal yürüyüş modelini ifade eden Denklem 1.18’de bağımsız tesadüfi bir değişkenin olasılıklı ve koşullu dağılımlarının birbirinin aynısı, bir başka ifadeyle özdeş, olduğu ifade edilmektedir.

Rassal yürüyüş teorisinin temelinde, menkul kıymetlerin fiyatlarında görülen değişimlerin tesadüfi olarak gerçekleştiği ve bu nedenle de fiyat değişimlerinin tahmin edilmesinin neredeyse olanak dışı olduğu ön kabulü bulunmaktadır (Fama,1970: 387).

#### **2.4. Piyasa Etkinliği Formları**

Piyasaların etkin olması kavramını ilk olarak Bachelier 1900 yılında öne sürmüştür. Bachelier bu çalışmasında geçmişte gerçekleşmiş olayların, bugün gerçekleşen olayların ve gelecekte gerçekleşmesi beklenen olayların piyasa fiyatına hali hazırda yansıtılmış olduğunu belirtmiş ve finansal piyasaların bilgisel etkinliğine dikkat çekmiştir. Finansal piyasalardaki varlıkların değerlerindeki dalgalanmaların tahmininin ancak olasılık olarak değerlendirilebileceğini ve bu olasılığın da matematiksel olarak hesaplanabileceğini söylemiştir.

Bachelier'den yaklaşık 30 yıl sonra Cowles ve Jones 1937 tarihli çalışmalarında, finansal piyasalardaki fiyat değişimlerini tetikleyebilecek herhangi bir unsurun varlığını tespit edemediklerini ifade etmiştir.

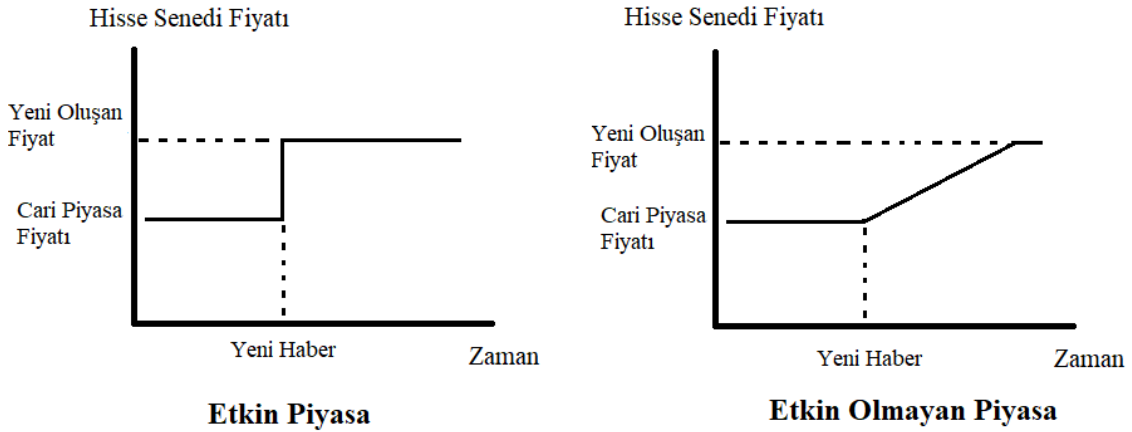
Kendall 1953 yılında yayınladığı çalışmasında ise İngiltere'deki 22 hisse senedi ve emtia fiyat serisini incelemiş ve kısa zaman aralıklarıyla gözlemlenen fiyat serilerinde, incelenen iki dönem arasındaki fiyat değişimlerinin rastgele olduğunu ve veri setlerinin rastgele seriler gibi hareket ettiklerini tespit etmişlerdir.

Fama'nın 1965 yılında sunduğu "Borsa Fiyatlarındaki Tesadüfi Değişmeler" başlıklı doktora tezine dayanan Etkin Piyasalar Hipotezi, ilgili doktora tezinin yayınlanmasından itibaren hakkında daha fazla araştırma yapılmaya ve yaygınlaşmaya başlamıştır.

Samuelson 1965 yılında etkin piyasalar hakkında yaptığı mikro ekonomik yaklaşımı içeren çalışması ile etkin piyasa hipotezinin gelişmesine yardımcı olmuştur. Samuelson'un bu mikro ekonomik yaklaşımı ve Roberts'in 1959 yılında yaptığı çalışması ile önerdiği bir taksonomiye birlikte kullanıp geliştiren Fama (1970), etkin piyasa hipotezini "Etkin Sermaye Piyasaları: Teori ve Ampirik Çalışma Üzerine Bir İnceleme" isimli çalışması ile tanıtmıştır.

Fama 1970 yılında yayınladığı çalışmada etkin piyasayı: “Rasyonel bireylerden oluşan oldukça geniş bir yatırımcı topluluğunun karlarını ençoklamak amacıyla birbirleri ile sürekli bir rekabet içinde oldukları ve finansal varlıklara ait açıklanan bilgilere herkesin kolay bir şekilde ulaşılabilirdiği bir piyasa” olarak tanımlamıştır.

1970’deki çalışmasında Fama, hisse senetlerinin alım veya satış fiyatlarının, ilgili zaman dilimi dahilinde yatırımcılara açıklanan bütün bilgileri yansıttığını ileri sürmektedir. Bu sebeple, hisse senedi fiyatları herhangi bir eğilim veya benzer bir trend doğrultusunda hareket etmemektedir. Hisse senetlerinin fiyatları doğaları gereği tesadüfi, bir başka deyişle rassal, olarak değişim göstermektedirler. Fama’nın hipotezine göre finansal varlıkların fiyatları, açıklanan bilgiyi anlık olarak ve tamamıyla yansıtmaktadır. Fiyat değişimleri, daha önceki fiyat hareketlerinden bağımsız olarak hareket etmektedir. Etkin piyasa hipotezine göre piyasadaki rasyonel yatırımcılar, ilgili zaman dilimi dahilinde açıklanan bilgilere göre yatırım kararları almaktadırlar ve bu bilgilere göre hisse senetlerinin alım veya satım işlemlerini gerçekleştirmektedir. Fama’ya göre finansal varlıkların fiyatları, geçmiş fiyat hareketlerini ve kamuya açıklanan bilgilerin tamamını içerdiği için varlıkların mevcut fiyatları, hisse senetlerinin gelecekteki fiyatlarının tahmininde kullanılamamaktadırlar.



**Kaynak:** Dağlı, (2000)

### Şekil 2.1. Yeni Bilgilerin Hisse Senedi Piyasalarına Yansıması

Etkin piyasa hipotezi beş temel varsayıma dayanmaktadır (Redhead, 2008:483-484):

- Yatırımcılar rasyoneldirler. Yatırımcılar objektif kararlar alarak karlarını maksimize etmeyi amaçlamaktadırlar.
- Rasyonel yatırımcılar, finansal varlıkların alım ve satım işlemlerini gerçekleştirebilecekleri yeterli fonlara sahiptirler.
- Finansal varlıklar hakkında kamuya açıklanan bilgilerin tamamı, tüm katılımcılara aynı anda ulaşmaktadır.
- Yatırımcıların işlem yaparken ve bilgiye ulaşmak için katlanmak zorunda oldukları maliyetlerin oldukça düşük olması gerekmektedir.
- Rasyonel yatırımcılar yatırım kararları alırken, açıklanan bilgiler doğrultusunda yatırım analizlerini yapıp bu doğrultuda yatırım kararı alırlar.

Beechey vd. 2000'de yayınladıkları çalışmada etkin piyasa hipotezine göre etkin bir piyasada bulunması gereken özellikleri aşağıdaki gibi sıralamışlardır:

- Kamuya açıklanan yeni bilgilerin tamamı, Şekil 2.1.'de gösterildiği gibi anında ve eksiksiz olarak finansal varlıkların fiyatlarına yansımaktadır.
- Finansal varlıkların fiyatlarına tam olarak yansıyan bu bilgiler ile yatırımcılar, piyasa ortalamasının üzerinde kazanç elde edememektedirler.
- Finansal varlıkların fiyatlarındaki değişimler tesadüfi olarak gerçekleşmektedir ve bu değişimler rassal yürüyüş ile belirlenmektedir.
- Teknik analiz yöntemi ile piyasanın etkinliği ölçülememektedir. Çünkü finansal varlıkların geçmiş fiyatları gelecekteki fiyatlarının tahmininde kullanılamamaktadır.
- Piyasa yeterli derinlikte olduğundan dolayı yatırımcıların hiçbiri, bireysel veya grup halinde piyasaya yön verememektedirler.
- Finansal varlıkların fiyatlarının düzeyini, varlıkların etkilendiği ekonomik unsurlar belirlemektedir.

Literatürde yer alan etkin piyasa hipotezine dair önceki çalışmalar incelendiğinde piyasalar, finansal varlıklara ait kamuya açıklanan bilgilerin menkul

kıymetlerin fiyatlarına yansıma derecesine göre üç farklı kategoriye ayrılmıştır. Bu kategori türleri şunlardır:

- Zayıf Formda Etkinlik
- Yarı-Güçlü Formda Etkinlik
- Güçlü Formda Etkinlik



**Kaynak:** Watsham ve Parramore, (1996); Karan, (2013)

### Şekil 2.2. Etkin Piyasa Hipotezine Göre Piyasa Etkinliği Sınıflandırması

Bilgilerin finansal varlıkların fiyatlarına yansıma düzeyine dayalı olarak piyasa derecelendirmesini ilk olarak Roberts 1959'daki çalışmasında yapmış olsa da bu derecelendirme 1970 yılında Fama tarafından geliştirilerek kapsamlı bir şekilde açıklanmıştır (Altun, 1992: 4).

Fama 1970'de yayınladığı çalışmasında bilgi kavramını üç ayrı kategoriye ayırmıştır:

- Geçmiş bilgiler
- Halka açık bilgiler

- Şirket içi, özel bilgiler

Fama'nın 1970'de yayınlanan çalışmasına göre finansal varlıkların mevcut fiyatları geçmiş fiyatlara ilişkin verileri yansıtıyorsa zayıf formda etkin piyasa; mevcut fiyatlar kamuya açıklanmış bilgilerin tamamını yansıtıyorsa yarı-güçlü formda etkin piyasa; kamuya açıklanmış tüm bu bilgilerin yanında şirket içi bilgiler de mevcut fiyatlara yansımışsa güçlü formda etkin piyasanın varlığından söz edilebilmektedir.

Şekil 2.2.'de bahsedilen üç farklı etkinlik kavramı aslında iç içe geçmiş vaziyettedir. Güçlü formda etkin olan bir piyasa, aynı zamanda hem zayıf formda hem de yarı-güçlü formda etkinlik gösteren bir piyasadır. Benzer şekilde yarı-güçlü formda etkin olan bir piyasa da aynı zamanda zayıf formda da etkindir. Buna göre zayıf formda etkin olmayan bir piyasa, ne güçlü formda ne de yarı-güçlü formda etkin olamamaktadır.

#### **2.4.1. Zayıf Formda Etkin Piyasa**

Zayıf formda etkin piyasalarda geçmiş fiyat değişimleri ve geçmiş ticaret hacmi verileri gibi kamuya açık bilgiler kullanılarak piyasa ortalamasının üzerinde bir kazanç elde edilememektedir. Piyasa ortalamasının üzerinde kazanç elde edilememesinin nedeni, fiyatların zaten bu bilgileri halihazırda yansıtıyor olmasıdır. Buna göre geçmiş veriler ile geleceğe yönelik herhangi bir ilişki kurulamayacağından hareketle piyasa katılımcılarının teknik analiz gibi yöntemler ile geleceğe yönelik tahminde bulunmaları imkansız olmaktadır (Balaban, 1995: 4; Hayırsever, 2004: 15).

Zayıf formdaki etkinliğin iki temel varsayımı bulunmaktadır. İlki, piyasadaki menkul kıymetlerin fiyat değişimleri tesadüfi olarak gerçekleşmektedir. İkincisi ise menkul kıymetlerin fiyat değişimleri birbirlerinden bağımsız olarak hareket etmektedir. Bu varsayımlar doğrultusunda zayıf formda piyasa etkinliğinin rassal yürüyüş modeliyle uyumlu olduğu görülmektedir. Bir piyasanın zayıf formda etkin olup olmadığı test edilirken, rassal yürüyüş modelinin varlığının test edilmesi yeterli olmaktadır.

Zayıf formda etkin olan piyasalarda piyasa ortalamasının üzerinde kazanç elde etmek, yalnızca geçmişe dair yeni bir bilgi ortaya çıktığı zaman mümkün olmaktadır. Ancak piyasa katılımcıları, ortaya çıkan bu yeni bilgi doğrultusunda hemen pozisyon

aldıkları için bu kazançları çok kısa süre için geçerli olabilmektedir. Çünkü menkul kıymet piyasasında finansal varlıkların fiyatları hemen dengeye ulaşacaktır (Demireli, 2007: 23).

#### **2.4.2. Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasa**

Yarı güçlü formda etkin olan piyasalarda, piyasa katılımcılarının tamamının kolaylıkla ulaşılabildikleri geçmiş fiyat bilgileri ve muhasebe sistemindeki değişimler, hisse senedi başına gelir, kar payı dağıtımı, sermaye artırımları, finansal krizler, patentler, finansal tablolar gibi kamuya açık bilgilerin finansal varlıkların fiyatlarına yansıdığını, piyasaya ilave yeni bir bilgi ulaştığı anda ise bu bilginin fiyatlara yansıtacağı varsayılmaktadır.

Piyanın yarı güçlü formda olup olmadığının tespit edilebilmesi için kamuya açık bilgilerin finansal varlıkların güncel fiyatlarına tam olarak yansıtıp yansıtmadığına bakılması gerekmektedir.

Bir finansal piyanın yarı güçlü formda etkin olarak kabul edilebilmesi için hisse senedi fiyatlarının tesadüfi bir seyir izlemesi ve ilgili hisse senedinin güncel piyasa fiyatının net kar, hisse senedi başına düşen kar ve kar payı dağıtımları gibi kamuya açık bilgilerin tamamını yansıtması gerekmektedir (Onoh, 2016: 23).

Piyanın yarı güçlü form etkinliğinin test edilmesi amacıyla genellikle piyasaya açıklanan bilgilerin, finansal varlıkların fiyatları üzerindeki etkileri incelenmektedir. Finansal literatürde yarı güçlü form etkinliğinin analizi yapılırken sıklıkla kullanılan metotlardan biri “olay çalışması” yöntemidir. Bu yöntem doğrultusunda, piyasaya açıklanan yeni bir bilginin oluşturacağı etki ve bu etkinin yönü tespit edilmektedir. Daha sonra benzer başka bir bilginin de aynı etkiye neden olması gerektiği varsayımı ile piyasa ortalamasının üzerinde kazanç elde edilebilmesi teorik olarak mümkün hale gelmektedir (Konak, 2016: 38). Ancak açıklanan yeni bir bilgi çok kısa süre içerisinde fiyatlara yansıtacağı için piyasa ortalamasının üzerinde kazanç sağlayabilmek çok kısa bir süre için mümkün olacaktır.

Yarı güçlü formdaki etkin piyasalarda fiyatlara dair geçmiş bütün bilgiler ile kamuya açık olan tüm bilgilerin, menkul kıymetlerin fiyatlarına yansıdığı kabul edilmektedir. Yarı güçlü formda etkin piyasalardaki menkul kıymetlerin fiyatları,



geçmiş fiyatlarının bilgi setini içermesi bakımından zayıf formda etkin piyasalar ile benzerdir. Bu nedenle yarı güçlü formdaki etkin piyasalar, aynı zamanda zayıf formda etkin piyasaları da kapsamaktadır. Bu nedenle zayıf formda etkin piyasalarda olduğu gibi yarı güçlü etkin piyasalarda da geçmiş fiyat bilgilerini kullanan teknik analiz yardımıyla piyasa ortalamasının üzerinde kazanç sağlamak mümkün değildir.

Kamuya açıklanan bilgiler, şirket ile ilgili olan bilgilerin dışında ekonomik, sosyolojik ve politik bilgileri de içermektedir. Bu nedenle teknik analiz yöntemlerinde olduğu gibi temel analiz yöntemleri ile de piyasa ortalamasının üzerinde kazanç sağlamak mümkün değildir. Çünkü menkul kıymetlerin güncel fiyatları, temel analize temel teşkil eden bilgilerin tamamını içermektedir. Yarı güçlü formda etkin olan bir finansal piyasada piyasa ortalamasının üzerinde kazanç elde edebilmek, ancak kamuya açıklanmamış yeni bir bilginin şirket içerisinden öğrenilebilmesi ile elde edilebilmektedir (Taner ve Kayalidere, 2002: 3; Kıyılar, 1997: 36).

### **2.4.3. Güçlü Formda Etkin Piyasa**

Güçlü formda etkin piyasalarda menkul kıymetlere ait geçmiş fiyat verileri, kamuya açıklanan bilgiler ve sadece şirket bünyesinde çalışanların bildiği şirketle ilgili bilgilerin tamamını içeren bilgi seti fiyatlara yansımaktadır. Mevcut olan bilgilerin tümü menkul kıymetlerin fiyatlarına hızla yansıtacağı için fiyat tahmininde kullanılan teknik ve temel analiz yöntemleri, menkul kıymetlerin gerçek değerlerini tahmin etme konusunda işe yaramamaktadır.

Güçlü formda etkin piyasalarda hem geçmiş fiyatlar, hem kamuya açık bilgiler hem de özel nitelikli bilgiler menkul kıymetin fiyatına yansıdığı için bu formdaki etkinlik en gelişmiş piyasa etkinlik türüdür. Bu nedenle şirket içinden elde edilebilecek olan özel bilgilere sahip olan alt, orta ve üst düzey yöneticiler ile çalışanlar piyasa ortalamasının üzerinde kazanç sağlayamazlar (Eken, 2002: 6).

Bir piyasanın güçlü formda etkin olarak kabul edilebilmesi için dört özelliğe sahip olması gerekmektedir (Adalı, 2006: 14):

- Menkul kıymetlerin fiyatları tesadüfi oluşmaktadır.

- Menkul kıymetlerin fiyatları, piyasaya ulaşan yeni bilgiler doğrultusunda anında ve bilgiyi bütünüyle yansıtacak şekilde değişim göstermektedir.
- Menkul kıymet alım ve satım işlemleri yapılarak piyasa ortalamasından daha fazla kazanç elde etme mümkün olmamaktadır.
- Temel ve teknik analiz gibi yöntemler kullanılarak piyasa ortalamasının üzerinde getiri elde etmek mümkün olmamaktadır.

Etkin piyasada menkul kıymetlerin fiyatları, açıklanmış tüm bilgileri bütünüyle yansıtmaktadır. Dolayısıyla piyasaya açıklanacak olan yeni bir bilgi menkul kıymetin fiyatını değiştirecektir ve her yeni bilgi piyasaya açıklandıkça fiyatlar anlık olarak bu bilgiyi yansıtacaktır. Yeni bilgiler ışığında menkul kıymetin fiyatının olması gereken değeriyle güncel piyasa değerinin farklılık göstermesi durumunda ise arz ve talep dengesinin düzeltici rolünün fiyatlar üzerindeki etkisiyle güncel piyasa fiyatı olması gereken fiyat düzeyine gelecektir (Aliyev, 2016: 13).

Bir finansal piyasanın etkinliği yarı güçlü formda ise aynı zamanda zayıf formda da etkin olmaktadır. Bu durum güçlü formda etkin olan piyasalar için de geçerlidir. Güçlü formda etkin olan piyasalar, hem yarı güçlü formdaki hem de zayıf formdaki piyasaları kapsamaktadır. Başka bir deyişle, bir piyasa güçlü formda etkinlik özelliklerini taşıyorsa, o piyasa aynı zamanda yarı güçlü form ve zayıf form özelliklerini de taşımaktadır.

Güçlü formda etkin olan piyasalar, piyasa etkinliği kavramının en ileri noktasında yer almaktadır. Reel piyasalarda güçlü formda etkin olan piyasaları görmek pek mümkün olmamaktadır. Günlük hayatta piyasalarda sıkça görülebilen manipülasyon, asimetrik bilgi, fiyat anomalileri, yatırımcıların rasyonaliteden uzaklaşıp subjektif karar almaya meyilli olmaları, içerden öğrenenlerin ticareti (insider trading) gibi unsurlar nedeniyle güçlü formda etkin piyasaların varlığı, kusursuz piyasalara dair bir ideal olmanın ötesine gidememektedir.

## **2.5. Finansal Piyasalarda Etkinlik Boyutları**

Sermaye piyasalarında üç tür etkinlik söz konusudur: finansal varlıkların alım-satım işlemlerinde en az maliyetle işlemlerin gerçekleştirilmesini ifade eden faaliyet

etkinliđi, kaynakların en yüksek çıktıyı verecek şekilde dağıtılıp kullanılmasını amaçlayan dağıtım etkinliđi ve açıklanan tüm bilgilerin fiyatlara yansımış olduğunu ifade eden bilgi etkinliđi.

### **2.5.1. Faaliyet Etkinliđi**

Barone 1990’da yayınlanan çalışmasında faaliyetler yönünden etkin piyasayı, “maliyetin mümkün olan en düşük düzeyde ve kaynakların en yüksek verimle kullanılması ile kaynakların en yüksek verimle, gerekli birimlere aktarılması yönünde organize olan piyasalar” olarak tanımlamıştır. 1998 yılında Dimson ve Mussavian tarafından yapılan çalışmada piyasalardaki faaliyet etkinliđini, “piyasanın işleyişini optimum hale getirmek amacıyla kaynakların kullanılış biçimi” olarak açıklarken; Karan’ın 2013 tarihli çalışmasında ise faaliyetler yönünden etkin piyasayı, “fon alım ve satım işlemlerinin en düşük maliyetle gerçekleştirildiđi piyasa” ifadeleriyle tanımlamıştır.

Finansal piyasalarda genel olarak iki çeşit yatırımcı vardır: birincisi, yüksek bütçeli ve buna paralel olarak yüksek işlem hacmine sahip büyük ölçekli yatırımcılar; ikincisi ise düşük bütçeli ve düşük işlem hacimli küçük yatırımcılar. Piyasalarda alım ve satıma konu olan işlemlerin maliyetlerinin yüksek olması, küçük ölçekli yatırımcıların maliyetlerini artırdığından finansal piyasalarda etkin rol oynamalarını engelleyebilmektedir. Alım ve satım işlemleri sonucu ortaya çıkan komisyon ücretleri gibi maliyetlerin mümkün olan en düşük seviyede tutulması, işlem maliyetlerini azaltarak küçük ölçekli yatırımcıların finansal piyasalarda daha fazla rol almasına, dolayısıyla da işlem hacminin artırılmasına ve piyasa etkinliđinin sağlanmasına yardımcı olmaktadır (Çağlırmak, 2002: 18-21).

Faaliyet etkinliđinin yüksek olduđu bir finansal piyasada katılımcıların, alım ve satım işlemlerini gerçekleştirirken ve bu piyasaların sunduđu hizmetlerden faydalanırken katlanmak zorunda kalacakları maliyetler en düşük düzeyde olmalıdır. Böylelikle finansal piyasalarda yapılan işlemler ve alınan hizmetler sonucunda maruz kalınan yüksek işlem maliyetleri nedeniyle elde edilecek kazanç sekteye uğratılmayacaktır. Ayrıca faaliyet etkinliđinin tesis edildiđi finansal piyasalarda fonların kullanımı ve tahsisi daha verimli gerçekleştirilmektedir.

### **2.5.2. Dağıtım Etkinliği**

Dağıtım etkinliği, piyasadaki fonların kullanımının ve tahsisinin en yüksek verim sağlayacak şekilde kullanılmasına dayanmaktadır. Dağıtım etkinliğinin yüksek olduğu finansal piyasalarda kaynaklar en verimli alanlara aktarılacağından, piyasadaki verimsiz veya alternatiflerine göre daha düşük verimli projeler sistem dışına itilecektir. Böylelikle kaynaklar en verimli alanlara yoğunlaşacağından bütüncül bir büyüme gerçekleşebilecektir. Bu bağlamda dağıtım etkinliği, fonların verimli bir şekilde dağıtımının yapılmasına yardımcı olup finansal piyasalardaki katılımcıların yararlarının maksimize edilmesini sağlamaktadır (Ergör, 2013: 6-7).

Dağıtım etkinliği, finansal piyasalarda var olan bütün bilgilerin tüm katılımcılara açık olmasını, bu bilgilerin finansal varlıkların fiyatlarına hâlihazırda yansımış olmasını ve alım-satım işlemleri sonucu ortaya çıkan maliyetlerinin en az düzeyde olmasını amaçlamaktadır. Bu şekilde katılımcıların elde edecekleri fayda maksimize edilebilmektedir. Bu haliyle dağıtım etkinliğinin, faaliyet etkinliği ve bilgi etkinliği ile ilişkisi bulunmaktadır (Topaloğlu, 2013: 13).

### **2.5.3. Bilgi Etkinliği**

Bilgi açısından etkin olan finansal piyasalarda finansal varlıkların değeri, ilgili varlığın var olan bütün geçmiş bilgilerini ve varlığın geleceğine dair bütün beklentilerini yansıtmaktadır.

Bir diğer ifade ile bilgi açısından etkin piyasalarda piyasa katılımcıları menkul kıymetleri değerlerken bilgiyi referans alarak yatırım kararı verdiklerinden varlıkların değerlemesinde kullanılan bilgi kümesi, açıklanmış mevcut bilgiler ile varlığın geleceği hakkındaki beklentilerden oluşmaktadır (Ateş, 2007: 25).

2004'de Ajayi vd.'nin, 2008'de Atakan'ın ve 2009'da Atan vd.'nin yaptıkları çalışmalarda, finansal piyasalarda bilgi etkinliğinin varlığından bahsedilebilmesi için bütün finansal varlıkların adil bir şekilde fiyatlandırılması, finansal varlıkların fiyat hareketlerinin rassal seyir izlemesi ve finansal varlıklara ait verilerin öngörülemez olması gerektiğini belirtmişlerdir.

Bilgi etkinliğinin zayıf olduğu piyasalarda, varlıkların fiyatları eğer tüm bilgileri yansıtmıyorsa, piyasaya açıklanmamış bazı bilgilere sahip olan kimi katılımcılar

bundan fayda sağlayabileceklerdir. Böyle bir durumda benzer bilgilere sahip olmayan diğer yatırımcılar zaman içinde piyasadaki işlem miktarlarını kademeleri olarak azaltacak ve nihayetinde sistemden çıkacaklardır. Bunun sonucunda ise bilgi etkinliği ile beraber piyasanın faaliyet etkinliği de düşecektir.

Eğer finansal piyasada bilgi etkinliği yeterli düzeyde sağlanmamışsa finansal varlıkların fiyatları yeni bir bilgiyi çabuk ve tam olarak doğru yansıtamaz. Finansal varlıkların adil olarak fiyatlandırılmamış olması durumunda ise piyasadaki benzer varlıklar arasında fiyat farklılıklarına neden olur. Bunun sonucu olarak da piyasa katılımcıları, eşdeğer iki varlık arasından düşük fiyatlı finansal varlığı satın alıp eşdeğer olan diğer finansal varlığı daha yüksek fiyattan satarak kazanç elde edebilmektedir (Aktan, 2018: 9-10). Bu durum ise piyasanın güvenilirliğini zedeleyerek piyasanın zayıflamasına neden olabilmektedir.

## **2.6. Etkin Piyasa Hipotezine Karşı Geliştirilen Eleştiriler**

Etkin piyasalar hipotezi, özellikle Fama'nın çalışmalarıyla birlikte, 1970'li yılların başından itibaren hem araştırmacılar hem de yatırımcılar açısından gittikçe önem kazanmıştır. Etkin piyasalar hipotezi bu öneme binaen finansal literatürde kendine en çok yer bulan, incelenen ve tartışılan konulardan biri olmuştur. Yapılan bu çalışmalarda etkin piyasalar hipotezini destekleyici pek çok teorik ve ampirik kanıt elde edildiği gibi, hipotezin aleyhinde olan ve birçok eleştiri getiren çalışmalar da finansal literatürde yer almaktadır. Hipotezin aleyhinde görüş bildiren çalışmalarda etkin piyasalar hipotezine yönelik olarak menkul kıymetlerin fiyatlarının ve getirilerinin rassal bir seyir izlemediği, yatırımcıların hipotezin varsayımlarında belirtildiği gibi her zaman rasyonel olmayıp bazen irrasyonel kararlar alabildiği, asimetrik bilginin varlığı, beklenenden daha fazla sayıda ve şiddette finansal krizlerin gerçekleşmesi gibi pek çok eleştiri getirilmiştir.

Geleneksel finansal iktisada göre bireyler, öncelikli olarak kendi ekonomik çıkarlarını her şeyin üzerinde tutmaktadırlar ve aldıkları finansal kararlarda bu öncelik doğrultusunda hareket etmektedirler. Ancak finansal literatürde yapılan önceki çalışmalar sonucunda etkin piyasalar hipotezinin doğruluğunu baştan kabul ettiği, "bireyler her zaman rasyonel kararlar alırlar" varsayımının doğru olmadığı; bireylerin

aldıkları ekonomik ve finansal kararlarda psikolojik ve sosyolojik unsurların da etkili olduđu görülmüştür.

Bireylerin irrasyonel olabildiklerini ortaya koyan bu yaklaşıma göre yatırımcıların gelecekte beklenenleri, etkin piyasalar hipotezinin varsayımlarının aksine, benzer doğrultuda, yani homojen, olmayıp heterojen olabilmekte ve alınan kararlar psikolojik unsurların da etkisiyle rasyonaliteden uzaklaşabilmektedir. Bu doğrultuda yapılan çalışmalara göre finansal piyasalarda “rasyonel beklentiler” yaklaşımı yerine, “zamanla değişen beklentiler olasılığı” kavramı önem kazanmaktadır (Lo ve MacKinlay, 1988: 43-47).

Etkin piyasalar hipotezinin dayandığı temel varsayımlardan biri de menkul kıymetlerin fiyatlarındaki değişimlerin rassal bir seyir izlediği varsayımdır. Ancak Lo ve MacKinlay’ın 1988 yılında yaptığı çalışmada rassal yürüyüş modelinin her zaman geçerli olmadığı sonucunu elde etmişlerdir. Çalışmalarında New York Menkul Kıymetler Borsası’nın (NSYE) 1962 ile 1985 yılları arasındaki hisse senedi getirilerinin haftalık değişim verileri incelenmiş ve bu değişimlerin rassal olarak gerçekleşmediği tespit edilmiştir.

De Bondt ve Thaler 1985 yılında yaptıkları çalışma ile Jegadeesh ve Titman’ın 1993 yılında New York Menkul Kıymetler Borsası üzerinde yaptıkları farklı çalışmalarda, zayıf formda piyasa etkinliği olan piyasalardaki menkul kıymetlerin fiyatlarının geçmiş fiyatlardan eklenip etkilenmediğini araştırmışlardır. Etkin piyasalar hipotezine göre zayıf formda etkin olan piyasalarda, geçmiş fiyat verileri kullanılarak geleceğe dair bir öngürüde bulunulamayacağı varsayımı kabul edilmiş olsa da araştırma sonucunda bunun geçerli olmadığı görülmüştür. Çalışmanın sonuçlarına göre geçmiş fiyat verilerinden faydalanılarak fiyatların gelecekte alabileceği değerler tahmin edilebilmekte ve bu sayede piyasanın ortalama getiri düzeyinin üzerinde bir kazanç elde edilebilmektedir.

Etkin piyasalar hipotezinin bir diğer varsayımı ise piyasa yarı güçlü formda etkin ise piyasaya açıklanan yeni bir bilginin oldukça hızlı bir şekilde yatırımcıların tamamına ulaşması gerektiğidir. Ancak doğru ve kaliteli bilginin elde edilme maliyeti oldukça fazla olabilmektedir (Küden, 2014: 19). Bu yüksek maliyetli bilginin değeri ise ulaştığı kişi sayısı ile ters orantılı olarak değişmektedir. Bir başka deyişle bu bilgi

ne kadar çok sayıda yatırımcıya ulaşırsa, bilginin değeri de o ölçüde azalacaktır. Dolayısıyla yatırımcılar, elde ettikleri bilgileri paylaşma konusunda çekingen bir tavır sergilemektedirler. Finans literatüründe yapılan çalışmalar, yatırımcıların sahip oldukları kaliteli bilgileri paylaşmaktansa kendilerine saklama eğiliminde olduklarını ve bilgiyi paylaşmak bir yana başka yatırımcılara kasıtlı olarak manipüle edilmiş bilgileri yaymaya meyilli oldukları görülmüştür.

Grossman ve Stiglitz'nın 1980 tarihli makalelerinde ise etkin piyasalar hipotezi konusunda yaptıkları çalışmada, bilgilerin elde edilme ile yayılma maliyetleri, alım ve satım işlemleri sonucunda ortaya çıkan işlem maliyetleri ve bilgi edinme maliyetleri gibi konuları incelemişlerdir. Çalışma sonucunda bilginin maliyetinin yüksek düzeyde olduğu tespit edilmiş ve bu maliyetlerin yüksek olmaları nedeniyle tamamen etkin bir piyasanın varlığının mümkün olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Etkin piyasalar hipotezine karşı geliştirilen bir diğer eleştirinin kaynağı ise 20. ve 21. yüzyıllarda yaşanmış finansal krizlerdir. Etkin piyasalar hipotezine göre finansal krizler ve menkul kıymet borsalarındaki keskin değişimler nadiren görülmeli, krizler veya genelleşmiş keskin fiyat değişimleri görüldüğünde ise şiddetli olmamalıdır. Çünkü olası bir olumsuz durum, bilginin çok kısa bir süre içerisinde tüm yatırımcılara ulaşacağı varsayımı doğrultusunda, bütün yatırımcılar tarafından anında öğrenilecek ve ona göre pozisyon alınıp krizlerin önüne geçilebilecektir. Ancak gerçekleşen krizler, piyasaların etkin bir şekilde çalışmadığını göstermektedir (Ball, 2009: 9-11).

Malkiel'in 2003'de yayınlamış olduğu makalesinde etkin piyasalar hipotezinin her zaman geçerli olup olmadığını incelemiştir. Çalışma sonucuna göre hisse senetlerinin fiyatlarının rassal olarak değişim göstermeyip belirli bir seyir izlediği, piyasaya açıklanan yeni bir bilgi doğrultusunda yatırımcılar yeterli tepki vermediği, hisse senedi fiyatları mevsimsellik ve haftanın günü anomalilerinden etkilendiği, hisse senetlerinin fiyatlarının temettü getirilerinden hareketle önceden tahmin edilebildiği, olası kazançların fiyat-getiri oranı kullanılarak tahmin edilebildiği ve finansal piyasalarda firma büyüklüğü etkisi gibi anomalilerin görüldüğü tespit edilmiştir.

**Tablo 2.1.** Etkin Piyasa Hipotezine Karşı Geliştirilen Eleştiriler

<b>İLKE</b>	<b>ETKİN PİYASA HİPOTEZİ</b>	<b>ELEŞTİRİLER</b>
<b>Yatırımcıların rasyonel olması</b>	Yatırımcıların karar verme süreçleri, rasyonel çerçevede gerçekleşir	Yatırımcılar, finansal karar alırken irrasyonel olabilirler.
<b>Karar verme sürecinde duyguların etkisi</b>	Yatırımcıların karar verme sürecinde duygulara yer yoktur.	Yatırımcıların yatırım kararları duygular ve psikolojik faktörlerden etkilenebilmektedir.
<b>Bilgilerin doğruluğu</b>	Güçlü formda etkin olan bir piyasada yatırımcılar bütün bilgilere sahiptir ve hisse senedi fiyatları var olan bilgiler doğrultusunda şekillenmiştir.	Yatırımcıların bilgiye erişimleri aynı değildir ve hisse senedi fiyatları var olan bilgilerin tamamını yansıtmayabilmektedir.
<b>Demografik faktörler</b>	Piyasadaki yatırımcıların aldığı finansal kararlar homojendir.	Yatırımcılar, yaş, cinsiyet, eğitim düzeyi, gelir düzeyi, deneyim gibi faktörlere bağlı olarak farklılaşmakta ve aldıkları finansal kararlar da bu doğrultu değişmektedir.
<b>Farklı bilim dallarından etkilenme</b>	Alınan finansal kararlar ekonomi ilkelerine dayanmaktadır.	Finansal karar alma sürecinde ekonomi ilkeleriyle birlikte psikoloji ve sosyoloji disiplinleri de etkili olmaktadır.
<b>Finansal krizler</b>	Finansal piyasalar tam etkin formda olduğu ve yatırımcılar daima rasyonel davrandıkları için finansal krizler görülmez.	Yatırımcılar irrasyonel davrandıkları için finansal krizler görülmektedir.

**Kaynak:** Sharma, (2014)



Tablo 2.1.'de de gösterildiği gibi etkin piyasa hipotezine getirilen çok sayıda eleştiri bulunmaktadır. Etkin piyasa hipotezinde yatırımcıların finansal karar verme süreçlerinin rasyonel çerçevede gerçekleştiği ve karar verme sürecine insani duyguların karıştırılmadığı öne sürülürken literatürde yer alan pekçok çalışmada yatırımcıların irrasyonel kararlar verebildikleri görülmektedir. Etkin piyasa hipotezine göre güçlü formda etkin olan bir piyasalarda yatırımcılar, yatırım yapılan finansal enstrümana dair bütün bilgilere sahiptirler ve hisse senetlerinin güncel fiyatları var olan bilgiler doğrultusunda şekillenmiştir. Ancak yatırımcıların bilgiye erişimlerinin aynı olmadığı ve hisse senedi fiyatlarının var olan bilgilerin tamamını yansıtmayabileceğinden hareketle bu varsayıma eleştiriler getirilmiştir. Ayrıca etkin piyasa hipotezine göre yatırımcıların aldığı finansal kararların homojen olduğu ve alınan bu kararların ekonomi biliminin ilkelerine dayandığı varsayılmaktadır. Buna karşın yatırımcıların finansal kararlarının yaş, cinsiyet, eğitim düzeyi, gelir düzeyi, deneyim gibi faktörlere bağlı olarak farklılaştığı ve yatırım kararı alma sürecinde ekonomi biliminin ilkelerine ilave olarak psikoloji ve sosyoloji disiplinlerinin de etkili olduğu görülmüştür. Etkin piyasa hipotezine karşı geliştirilen tüm bu eleştiriler doğrultusunda, finans bilim dalı altında davranışsal finans disiplini ortaya çıkmıştır.

Black'in 1986'da bilginin menkul kıymet fiyatları üzerindeki etkisini incelediği makalesinde, çoğu yatırımcının menkul kıymetler ile ilgili karar alırken doğrudan veya dolaylı olarak yatırıma konu olan işlem ile alakalı olmayan bilgiye de reaksiyon gösterdiğini tespit etmiştir. Black, ilgili olmayan bilgileri "gürültü" (noise) olarak nitelendirmiş ve gürültünün finansal piyasalardaki verileri olması gerekenden farklılaştıran bir etken olarak tanımlamıştır. Bu nedenle gürültünün, finansal piyasaları etkin formda olmaktan uzaklaştırdığını savunmaktadır. Black, yatırımcıların gürültüyü kimi zaman gerçek ve tutarlı bilgi olarak algıladıklarını ve bu doğrultuda yatırım kararları aldıklarını savunmaktadır.

Fama, finansal piyasalarda görülen tesadüfi anomalilerin, yine piyasa katılımcıları tarafından kısa sürede düzeltilerek normalleştirileceğini savunmaktadır. Piyasalardaki ortalamanın üzerinde kazanç sağlama olanağının ortaya çıktığı durumlarda piyasadaki katılımcılar bu fırsattan yararlanmak için ilgi reaksiyonu almaya başlayınca, artan talebe bağlı olarak bu aşırı kazanç olanağı kendiliğinden ortadan kalkmaktadır.

Fama 1998 yılında yayınladığı makalesinde, etkin piyasa hipotezine yönelik eleştiriler karşısında etkin piyasa hipotezinin geçerliliğini kaybetmediğini savunmaktadır. Fama, finansal piyasalarda görülen anomali bulgularının tesadüfen gerçekleştiğini ve bu tesadüfi hadiselerin etkin piyasa hipotezinin reddedilmesine yeterli dayanak oluşturmadığını öne sürmektedir.



## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### BRICS-T ÜLKELERİ VE BORSALARI

#### 3.1. BRICS-T Ülkeleri ve Borsaları

BRICS ifadesi Brezilya (B), Rusya (R), Hindistan (I), Çin Halk Cumhuriyeti (C) ve Güney Afrika Cumhuriyeti (S) ülkelerinin isimlerinin İngilizce dilindeki karşılıklarının ilk harflerinin bir araya getirilmesi ile oluşturulmuş bir kısaltmadır.

BRIC ülkeler grubu tanımı, Goldman Sachs yöneticilerinden Jim O'Neill tarafından 2001 yılında tanımlanmıştır. BRIC ülkeler topluluğu Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin Halk Cumhuriyeti ülkelerinden oluşmaktadır. Bu ülkeler topluluğu oluşturulurken benzer ekonomik yapıları, ekonomik büyüme potansiyelleri ve nüfus yoğunlukları olan ülkeler gruplandırılmıştır. Bu gruplandırma sonucunda hem benzer özelliklerde olmaları hem de birbirlerinin zayıf yönlerini tamamlamaları bakımından BRIC ülkeleri aynı kategoride tanımlanmıştır.

Çin Halk Cumhuriyeti ve Hindistan global üretimde ve hizmet sağlama konusunda güçlüyken Rusya ve Brezilya ise tarım ürünleri, enerji kaynakları ve maden kaynaklarının zenginliği ile öne çıkmaktadır (Hillary, 2008: 2-3).

BRIC ülkeler topluluğu başlarda gelişmekte olan dört ülke olarak tanımlanmaktayken daha sonra Güney Afrika Cumhuriyeti de (S) bu topluluğa dahil edilmiştir. Güney Afrika Cumhuriyeti'nin de eklenmesi ile topluluğun adı BRICS olmuştur.

BRICS ülkeleri, gelişmiş ülkeler arasında yer almamakla birlikte, bu ülkelerin orta ve uzun vadede gelişmiş ülkelerin sosyo-ekonomik düzeylerine erişeceği tahmin edilmektedir. Goldman Sachs tarafından yapılan tahminlere göre BRICS ülke ekonomilerinin 2030'lu yıllardan itibaren G7 ülkelerini oluşturan ülkelerin ekonomik büyüklüğüne ulaşacağı öngörülmektedir (Haibin, 2012: 1).

Orta ve uzun vadede büyük potansiyel taşıdığı düşünülen bir diğer ülke olan Türkiye'nin de BRICS ülkeler topluluğu ile birlikte anılmaya başlanmasıyla BRICS-T ülkeleri kavramı ortaya çıkmıştır.

Gelecekte siyasi, ekonomik, ticari ve kültürel olarak öneminin gittikçe artması beklenen BRICS-T topluluğunu oluşturan bu altı ülkenin coğrafi yapıları, kültürleri, ekonomik gelişmeleri, modernleşmeleri, sanayileşmeleri gibi farklı özelliklerini içeren araştırmalar literatürde önemli bir yer tutmaktadır.

Hisse senedi borsalarının, ülkelerin ekonomik durumlarını gösteren önemli bir gösterge olmaları nedeniyle çalışmada Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin Halk Cumhuriyeti ve Güney Afrika Cumhuriyeti ülkeleri ile Türkiye'nin en büyük borsalarının önde gelen endeksleri incelenmiştir. Bu amaçla Brezilya'nın BOVESPA Borsası'nın PIBB11 Endeksi, Rusya'nın MOEX Borsası'nın RTSI Endeksi, Hindistan'ın NSE Borsası'nın Nifty50 Endeksi, Çin Halk Cumhuriyeti'nin SSE Borsası'nın SSE50 Endeksi, Güney Afrika Cumhuriyeti'nin JSE Borsası'nın SA40 Endeksi ve Türkiye'den BİST'in BİST-100 Endeksi incelenmiştir.

### **3.1.1. Brezilya**

Brezilya, 2020 yılı itibariyle 211 milyonu aşkın nüfusu ile en kalabalık yedinci ülke konumundayken kapladığı 8,515 milyon km<sup>2</sup>'lik alan ile Güney Amerika Kıtası'nın en geniş, dünyanın ise en geniş sınırlarına sahip beşinci ülkesi konumundadır (CIA, 2020a, e.t. 22.02.2020).

Brezilya ağaç ürünleri, tarım ürünleri, madencilik ürünleri ile canlı hayvan ürünleri gibi çeşitli ve zengin doğal kaynaklara sahiptir. Bunlarla birlikte düşük maliyetli işgücüne sahip olması ile küresel ölçekte rekabet edebilme potansiyeli olan bir ekonomiye sahiptir. Sahip olduğu yeraltı ve yerüstü enerji kaynakları bakımından da oldukça zengin olan Brezilya, Güney Amerika Kıtası'nın ikinci büyük petrol üreticisi olup dünyanın da en büyük on beşinci petrol üreticisi konumundadır.

Brezilya'nın borsa serüveni 19. Yüzyılda başlamıştır. Brezilya'da ihtiyaçlar ve finansal hedefler doğrultusunda yıllar içinde birçok farklı borsa kurulmuştur. 1845 yılında Rio De Janerio'da kurulan Rio Menkul Kıymetler Borsası (Bolsa de Valores de Rio de Janeiro) ülkenin ilk borsasıdır.

Varlığını yüz yılı aşkın süredir devam ettiren Sao Paulo Menkul Kıymet Borsası (Sao Paulo Stock Exchange BVSP) 23 Ağustos 1890 yılında kurulmuştur. Kuruluşunda ismi Serbest Borsa (Bolsa Livre) olarak konulmuştur ancak bir yıl

faaliyet gösterdikten sonra kapanmıştır. 1895 yılında tekrar faaliyete başlamış ve ismi Sao Paulo Hükümet Fonu Borsası (Sao Paulo Government Fund Exchange) olarak değiştirilmiştir. 1917 yılında kurulan Sao Paulo Ticaret Borsası'nda ise emtiaların alım ve satım işlemleri gerçekleştirilmeye başlanmıştır.

Brezilya'da 1965 yılında Menkul Kıymetler Yasası'nın yürürlüğe girmesiyle birlikte gerçekleştirilen bir dizi reform ile bugün Brezilya borsalarının sahip olduğu kurumsal yapı oluşturulmuştur. Bu yasa ile birlikte Brezilya borsaları, idari ve mali olarak özleştirilerek kar amacı gütmeyen kurumlar haline gelmişlerdir.

1964 ile 1967 yılları arasında Brezilya hükümeti, Amerika Birleşik Devletleri'ndeki sermaye piyasaları sistemini model alan yeni bir düzenleme ile finansal piyasalarını tekrar düzenleme kararı almıştır. Ancak daha sonra ülkenin karşılaştığı çeşitli mali darboğazlar ve ekonomik krizler sebebiyle uygulanması amaçlanan sistem hedeflerin uzağında kalmıştır. Buna rağmen ülkedeki menkul kıymet borsaları sanayileşme sürecinde ihtiyaç duyulan fonların bir kısmının finanse edilmesine yardımcı olmuştur (Hermann, 2002: 1).

Ülke genelindeki farklı ölçeklerdeki borsaların biraraya gelmesi ve üyelerinin ortak olması ile birlikte kooperatif yapısına kavuşan bu kapsamlı borsanın ismi, Sao Paulo Menkul Kıymetler Borsası (Bolsa Official de Valores de Sao Paulo - BOVESPA) olarak belirlenmiştir.

Brezilya Türev Borsası'nın 1986 yılında faaliyete geçmesiyle beraber türev ürünler de piyasada işlem görmeye başlamıştır. Brezilya Türev Borsası, 1991 yılında Sao Paulo Ticaret Borsası ile birleşerek faaliyet alanı ile hacmini genişletmiş ve bu birleşme sonrasında ismi değiştirerek yeni ismi Brezilya Emtia ve Vadeli İşlem Borsası (Bolsa de Mercadorias & Futuros- B&MF) olmuştur.

1990'lı yılların ikinci yarısından sonra Brezilya ekonomisi ve finans piyasalarında görülen olumsuzluklar nedeniyle ülkede faaliyet gösteren borsalar kapanmaya başlamıştır. 2000 yılında 5 borsa faaliyetlerine son vermiştir. 2002 yılında ise 3 yerel borsa daha kapatılmak zorunda kalmıştır. Kapatılan bu borsalarda işlem görmekte olan menkul kıymetler, faaliyetlerine Sao Paulo Borsası'nda devam etmişleridir (TSPAKB, 2008: 22).

8 Mayıs 2008 tarihinde Sao Paulo Menkul Kıymetler Borsası (Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA) ile Brezilya Emtia ve Vadeli İşlem Borsası (Bolsa de Mercadorias & Futuros- B&MF) birleşerek BM&F BOVESPA isminde yeni bir borsa yapılanmasına gidilmiştir. BM&F BOVESPA, Güney Amerika Kıtası'nın en büyük borsası konumunda olup batı yarımkürede faaliyet gösteren borsalar arasında ise en büyük ikinci borsa olarak kabul edilmektedir (Kısava, 2018: 5-6). BM&F BOVESPA, Brezilya'da faaliyet gösteren bir borsa olmakla beraber Şangay, Londra ve New York'ta da ofisleri bulunmaktadır.

### **3.1.2. Rusya**

MacFarlane'nin 2006'da yayınlanan makalesinde belirttiği gibi, Rusya'nın SSCB'nin mirasçısı konumunda olması sebebiyle tarihsel konumu gereği diğer BRICS-T ülkelerinden farklıdır. Bu durum Rusya'nın gelişmekte olan bir ülke olarak kabul edilmesi yerine "yeniden gelişen" bir ülke olarak kabul edilmesine neden olmaktadır.

Rusya, 2020 yılı itibariyle 141 milyonluk nüfusu ile dünyanın en kalabalık dokuzuncu ülkesidir. Ülke, kapladığı 17,1 milyon km<sup>2</sup>'lik alan ile dünyanın en geniş ülkesi konumundadır (CIA, 2020b, e.t. 25.02.2020).

Rusya, dünyanın önde gelen petrol ve doğal gaz üreticilerinden biridir. Aynı zamanda Rusya, çelik ve alüminyum gibi metallerin de en büyük ihracatçısıdır. Ancak Rusya'nın dış ticaretinde hammadde ihracatının önemli bir yer tutması ve bu ihracat kalemlerine bağımlı olması nedeniyle ülke ekonomisi, küresel hammadde fiyat hareketlerinden büyük ölçüde etkilenmektedir. Bu durum ise küresel ölçekte gerçekleşen fiyat değişimlerinden kaynaklanan krizlerden önemli ölçüde etkilenmesine neden olmaktadır.

1998 - 2008 yıllarını kapsayan dönemde küresel piyasalardaki petrol fiyatlarının hızla artmasının da etkisiyle Rusya ekonomisi yıllık bazda ortalama %7 büyüme kaydetmiştir. 2008 yılından itibaren ise Rusya'nın hammadde ihracatı temelli büyüme modelinin, hammadde fiyatlarındaki düşüş nedeniyle etkinliğini yitirmesiyle birlikte gittikçe azalan oranlarda yıllık ortalama büyüme oranları görülmüştür. Rusya ekonomisinin hammaddeye dayalı endüstrilerin yanında diğer endüstri kollarında da

gelişebilmesi amacıyla devlet, etkin bir ithal ikame politikası yürütmektedir (Çavuş, 2019: 78-80).

Sosyalist ekonomi politikalarının uygulandığı SSCB komünist rejiminin 1991 yılında yıkılmasının ardından Rusya’da özel müteşebbislerin ve sermaye piyasalarının oluşumuna yardımcı olmak amacıyla kapsamlı bir özelleştirme programı uygulanmıştır. Devlet eliyle teşvik edilen özelleştirme programı ile 1991 ve 1996 yılları arasında Rusya sınırları içerisinde faaliyet gösteren 500 bine yakın kamu teşebbüsünün yarısından fazlası özelleştirilmiştir (Değertekin, 2008: 7). Bu özelleştirmeler sonucunda ülke içerisindeki yerleşik sermaye el değiştirerek devlet kontrolünden özel yatırımcılara devredilmiştir. Bu sayede Rusya ekonomisindeki özel şirketlerin sayısı hızla artmış ve kısa sürede müteşebbislerin elinde sermaye birikimi oluşmuştur. Bu sermaye birikimi ise sermaye piyasalarının oluşturulmasına zemin hazırlamıştır.

Sermaye piyasaları alanındaki ilk düzenleyici ve denetleyici niteliğindeki oluşum, 1992 yılında bir danışmanlık ajansı hüviyetinde olan Sermaye Piyasası Komisyonu olmuştur. Sermaye Piyasası Komisyonu, Sermaye Piyasası Kanunu’nun 1995 yılında yasalaşmasıyla birlikte kurumsal kimlik kazanmıştır.

1989 yılında faaliyete başlayan ve kuruluşunun ilk yıllarında Rusya Merkez Bankası’nın döviz işlemlerinin düzenlenmesi ve yürütülmesi için kullanılan Moskova Interbank Döviz Bürosu (Moscow Interbank Currency Exchange – MICEX) 1992 yılından itibaren menkul kıymetler borsası olarak çalışmaya başlamıştır. MICEX, faaliyette olduğu 2000’li yılların başına kadar Doğu Avrupa ülkeleri arasındaki en büyük menkul kıymetler borsası olmuştur. 1995 yılında ise Rusya Ticari İşlem Sistemi Menkul Kıymet Borsası (Russian Trading System Stock Exchange – RTS) başlangıçta yerel bir tezgahüstü piyasa olarak faaliyetlerine başlamıştır. 1998 yılından itibaren ulusal ölçekte faaliyet göstermeye başlamış, daha sonra bünyesine döviz piyasasını, tahvil piyasasını ve vadeli işlem piyasasını katarak uluslararası bir borsa hüviyeti kazanmıştır. (Siber, 2019: 38-39). Bu borsaların yanı sıra Nizhny Novgorod Borsası ve St. Petersburg Borsası gibi yerel borsalar ile takas ve saklama işlemleri yapan alt finansal kurumlar da bulunmaktadır.

19 Aralık 2011 tarihinde Moskova Interbank Döviz Bürosu (MICEX) ile Rusya Ticari İşlem Sistemi Menkul Kıymet Borsası (RTS) birleşerek Moskova Menkul Kıymetler Borsası (MICEX-RTS) kurulmuştur. 2012 yılında ise isim değişikliğine gidilmiş ve yeni ismi Moskova Menkul Kıymetler Borsası (Moscow Exchange - MOEX) olmuştur (Türkey, 2016: 73).

Rusya'nın en büyük borsası konumundaki MOEX, bünyesinde sunduğu hisse senetleri, tahviller, bonolar, yabancı dövizler, türev ürünler, değerli metaller ve para için alım, satım ve takas olanakları ile finansal piyasa katılımcılarına geniş bir finansal hizmetler yelpazesi sunmaktadır.

### **3.1.3. Hindistan**

Hindistan, Mahatma Gandhi'nin önderliğinde gerçekleştirdiği özgürlük mücadelesi sonucunda 1947 tarihinde İngiliz sömürgeci kurtularak bağımsızlığını ilan etmiştir. Bu tarihten itibaren siyasi olarak federal cumhuriyet sistemiyle yönetilen Hindistan, gittikçe artan bir ivme ile gelişim göstermektedir. Özellikle 2000'li yıllardan sonra ülkenin ekonomik verilerinin genel olarak olumlu bir seyir izlediği görülmektedir.

Hindistan, 1,3 milyarı aşkın nüfusu ile dünyanın en kalabalık ikinci ülkesi konumundadır. Ülke, kapladığı 3,287 milyon km<sup>2</sup>'lik yüzölçümü ile dünyanın en geniş yedinci ülkesidir (CIA, 2020c, e.t. 04.03.2020).

Hindistan, dünyanın en büyük dördüncü kömür rezervine sahip olmasının yanı sıra zengin demir, manganez, titanyum, doğalgaz, elmas ve petrol gibi yeraltı kaynakları ile hammadde bakımından da güçlü bir ülkedir. 1990 sonrasında gösterdiği ortalama % 6.4 oranında yurtiçi milli hasıla büyümesi ile büyüme oranları bakımından BRICS-T ülkeler topluluğunun önde gelen ülkelerindedir (Worldbank, 2020, e.t. 06.03.2020).

Dünya nüfusunun yaklaşık beşte biri Hindistan sınırları içerisinde yaşamaktadır. Hindistan'ın nüfusunun yaklaşık üçte biri ise 15 yaşın altındadır. Hindistan'da görülen dünya ortalamasının çok üzerindeki ortalama büyüme rakamları, düşük emek ve maliyet imkanlarının etkili bir şekilde kullanılması ile gerçekleştirilebilmiştir. Hindistan hizmet servisleri, üretim kapasitesi, zengin doğal kaynakları, düşük işgücü



maliyetleri ile kaliteli araştırma ve geliştirme merkezi konumunda olması gibi avantajları ile BRICS-T ülkeleri arasında yüksek potansiyeli ile dikkati çekmektedir (Jain, 2011: 10).

Hindistan kuruluşundan itibaren ekonomisini ve yerel piyasaları uluslararası etkilere karşı korumayı öncelikli politika olarak benimsediği için çoğu sektörde kamu kurumlarının sayısı ve ağırlıkları özel sektöre göre oldukça fazladır. Ülke, 1980'li yıllarda başlayıp 1990'lı yıllara kadar süren ekonomik ve finansal reformlar ile iç piyasayı korumacı politikalarından uzaklaşarak daha liberal ekonomik politikalar uygulamaya başlamıştır. Yapılan reformlarla birlikte kamu kuruluşlarının özelleştirmeleri artırılmış, yerel piyasaları korumak amacıyla konulan ithalatı kısıtlayıcı düzenlemeler gevşetilmiş, ulusal ve uluslararası yatırımları kolaylaştırmak için gerekli düzenlemeler yapılmış, kamunun piyasalar üzerindeki doğrudan etkisi azaltılmıştır (TSPAKB, 2009a: 7).

1992 yılında finansal piyasaları düzenleme amacıyla çıkarılan yeni bir kanun ile Hindistan Menkul Kıymetler ve Borsa Kurulu (Securities and Exchange Board of India-SEBI) kurulmuştur. Bu tarihten itibaren Hindistan'da faaliyet gösteren borsaların tamamı SEBI'nin izni, düzenlemesi ve denetlemesine tabi olarak işlem yapmaya başlamışlardır. Hindistan'da birçok yerel, ulusal ve uluslararası borsa faaliyet göstermektedir. Bu borsalardan Bombay Menkul Kıymetler Borsası (Bombay Stock Exchange - BSE) ile Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası (National Stock Exchange of India - NSE) büyüklük ve derinlik bakımından ülkenin önde gelen borsaları konumundadırlar (TSPAKB, 2009a: 7-9).

Bombay Menkul Kıymetler Borsası'nın tarihi 1800'li yılların ikinci yarısına dayanmaktadır. Temelleri 1875 yılında atılan Bombay Menkul Kıymetler Borsası, hem Asya kıtasının hem de Hindistan'ın en eski borsasıdır. Ülkenin en eski borsası konumunda olan Bombay Menkul Kıymetler Borsası'nda başta hisse senetleri olmak üzere vadeli işlem sözleşmeleri, sabit getirili menkul kıymetler ve opsiyonların alım-satım işlemleri gerçekleştirilmektedir. Hindistan'da 1990'lı yıllara kadar kurulan borsalar kamu kuruluşu olarak kurulmuşlardır. 1992 yılında ise ülkedeki bankalar ve aracı kurumların önderliğinde Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası (NSE) özel bir şirket statüsü ile kurulmuştur. 1993'de borsa haline gelen kuruluş, 1994 yılında

bünyesinde sabit getirili menkul kıymetler ve hisse senetleri piyasasını faaliyete geçirmiştir. 2000 yılında ise türev işlemleri yapılmaya başlanmıştır (TSPAKB, 2009a: 9).

Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası, Hindistan'ın menkul kıymetler piyasasını daha şeffaf, verimli ve uluslararası piyasalarla entegre bir borsa haline getirmek için rol model olmak gibi önemli bir rol oynamaktadır. Borsa, faaliyete başladığı ilk yıllardan itibaren ülkenin önde gelen banka ve aracı kurumları tarafından kullanılmıştır. Bünyesinde hisse senedi, borçlanma enstrümanları ile türev ürünlerin alım-satım, takas ve uzlaştırma hizmetleri sunulmaktadır (Siber, 2019: 42).

Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası'nda (NSE) yaklaşık 1600 şirket işlem görmektedir. Bu şirketlerden en prestijli olduğu düşünülen elli şirketin hisse senetleriyle oluşturulmuş NIFTY50 Endeksi, Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası'nın performansını değerlendirmede kullanılan başlıca endekslerden biri olmuştur. NIFTY50 endeksi, Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası'nın önde gelen endeksidir. NIFTY50 hisseleri, çeşitli sektörlerde faaliyet gösteren önde gelen Hintli şirketlerin hisse senetlerinden oluşmaktadır. NIFTY50 bünyesinde bulunan hisse senetleri, Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören diğer hisse senetlerine nispeten daha az volatil ve oldukça istikrarlı bir seyir izlemektedir (Jain ve Mathur, 2019: 1).

#### **3.1.4. Çin Halk Cumhuriyeti**

Çin'de yaşanan iç savaş sonrasında Çin ve Tayvan 1949 yılında birbirlerinden ayrılarak iki ayrı devlet haline gelmiştir. Savaşa mekan olan coğrafyadaki adalarda Tayvan Devleti kurulurken, ana kıtada ise Mao Zedong liderliğindeki yönetim Çin Halk Cumhuriyeti'ni kurmuştur.

Dünya nüfusunun %20'den fazlasına ev sahipliği yapıyor olmasıyla dünyanın en kalabalık ülkesi ve kapladığı 9,59 milyon km<sup>2</sup> alan ile de en geniş ikinci yüzölçüme sahip ülkesi konumundadır (CIA, 2020d, e.t. 06.03.2020).

Kuruluşundan sonra katı komünist kurallar ile yönetilen Çin ekonomisinin kapalı ve etkinlikten uzak yönetim anlayışı, Mao Zedong yönetiminin yerini yeni bir hükümete bırakmasıyla birlikte 1978 yılından itibaren uluslararası piyasalar ile daha

entegre ve uyum içinde işleyen bir ekonomik yapıya bürünmüştür. Ülkedeki liberal piyasa ekonomisi reformlarının başlaması yönetimdeki bu değişim ile birlikte başlamıştır. Yeni hükümet kentsel, kırsal ve makroekonomik reform programları oluşturmuş ve bu programları istikrarlı bir biçimde yürütmüştür (TSPAKB, 2009b: 16).

Çin'deki komünist ekonominin uluslararası piyasalarla daha fazla entegre olabildiğini ve daha rekabetçi bir yapıya kavuşabilmesini amaçlayan bu reformist süreç 5 dönemde incelenebilmektedir (Marelli ve Signorelli, 2011: 131):

İlk reformist dönem 1978 ile 1984 yıllarını kapsamaktadır. Bu dönemde tarım sektöründeki üretim araçları ve yöntemleri modernleştirilmiş ve ihtiyaç fazlası olarak üretilen tarımsal ürünlerden elde edilen kazancın, hane halkı olan üreticilere paylaşılmasına izin verilmiştir. Bu reform sayesinde toplam tarımsal üretim ve tarım sektörünün verimliliği artmıştır. Ayrıca hane halkına tasarruf edebilme yetisi kazandırılmıştır.

İkinci dönem olan 1985 ve 1988 yıllarını kapsayan periyotta, uygulanan reformlar endüstri sektöründeki fiyatların ve ücretlerin serbestleşmesi üzerinde yoğunlaşmıştır. Endüstri sektöründeki fiyatlar ve ücretlerin artması sonucunda üretim kapasitesi de artmıştır. Tarım sektöründen sonra endüstri sektöründe de gerçekleşen bu verim artışı ve sanayi sektöründe çalışan hane halkının tasarruf yapmaya başlaması ile Çin'deki hem ticaret hem de tüketim artmaya başlamıştır. Bu artan ticaret hacmi dolayısıyla da ülkeye yapılan doğrudan yabancı yatırımlar artmıştır. Bunun sonucunda ise uluslararası piyasalar ile bütünleşme başlamıştır.

Üçüncü ve dördüncü dönemleri kapsayan 1988 ile 1991 yılları ve 1992 ile 1997 yıllarında gerçekleştirilen reformlar sadece belirli sektörlerde değil, tüm ekonomik sektörlerde uygulanarak bütüncül bir kalkınma hedeflenmiştir.

Son dönemi kapsayan 1998 ve 2008 yılları arasında gerçekleştirilen reformlar, 2008'de etkisini hissettirmeye başlayan Mortgage Krizi nedeniyle gerçekleşen küresel resesyon ve uluslararası ticaretin düştüğü dönemin öncesine denk gelmektedir. Bu dönemde, Çin'in Dünya Ticaret Örgütü'ne (WTO) girmesi ile birlikte Çin ekonomisi

uluslararası piyasalara açılmış, kitle üretimi ve ucuz iş gücü avantajını da kullanarak büyük bir hızla büyüme göstermiştir.

Çin'in ekonomisinin son 30 yılda yaşanan küresel ölçekli pek çok finansal ve ekonomik krizlere rağmen bu denli büyümesi, doğal kaynaklarını etkin bir şekilde kullanmasına, dışarıya bağımlı olmadan kendine yetecek ölçüde sahip olduğu fosil yakıtlarına, ucuz iş gücüne, düşük üretim maliyetlerine dayanan ihracatına ve hem ulusal hem de uluslararası geniş sermaye yatırımlarına bağlıdır. Bununla birlikte eğitim reformu etkin bir biçimde kullanılarak genç nüfusun özellikle teknoloji, bilim ve yönetim alanlarında işgücüne katkı sağlaması teşvik edilmiştir (Simon ve Cao, 2009: 29).

Çin Halk Cumhuriyeti'nin kuruluşundan önce tarihi 1800'li yılların ikinci yarısına dayanan ve büyük ölçüde başta İngilizler olmak üzere çoğunlukla yabancıların kontrolündeki yerel borsalar faaliyet göstermekteyken Çin'in kuruluşundan sonra yabancı sermayenin sömürsünden kurtulmak amacıyla bu borsalar kapatılmıştır. Yerel borsaların yeniden kurulmaları ise ancak 1970'li yıllardan itibaren gerçekleşmiştir. Ancak bu borsalar modern anlamda çalışan, fon fazlasıyla fon ihtiyacının buluşturulduğu aracı kurumlar olma hüviyetinden uzakta, bir çeşit meslek odası özelliği taşımaktaydı. 1980'li yılların sonlarına doğru ülkede birçok yerel ölçekte faaliyet gösteren borsa kurulmaya başlanmıştır. Ancak bu borsalar bütüncül bir kanunlar sistemiyle denetlenmeyip Çin Merkez Bankası'nın yerel şubelerinden veya yerel yönetimlerden izin alarak hisse senetlerini halka arz ediyordu. Bu durum ise sonraki yıllarda çeşitli suiistimallerin ve yolsuzlukların yapılmasına zemin hazırlamıştır. 1992 yılında Şenzhen Borsası'nda gerçekleşen halka arz izahnamelerinin yanıltıcı bilgiler içerdiğinin anlaşılması sonucunda borsa, yatırımcılar tarafından ciddi protestolara maruz kalmıştır. "10 Ağustos Vakası" olarak anılan ve ülke çapında sermaye piyasalarına olan güvenin sarsılmasına neden olan bu olayın ardından Çin hükümeti, Çin sermaye piyasalarının merkezi otorite tarafından düzenlenmesini sağlayacak politikalar geliştirme kararı almıştır. Bu amaçla 1992 yılında Başbakanlık Sermaye Piyasası Komisyonu (SCSC) ve Çin Sermaye Piyasası Düzenleme Komisyonu (CSRC) kurulmuştur. Bu iki kurum ülkedeki sermaye piyasalarının düzenleme ve denetleme altyapısını hazırladıktan sonra 1998 yılında Çin hükümetinin uygulamaya koyduğu reform planı çerçevesinde, Başbakanlık Sermaye Piyasası

Komisyonu ve Çin Sermaye Piyasası Düzenleme Komisyonu CSRC çatısı altında birleşmiştir. Böylelikle sermaye piyasaları, merkezi bir izin, düzenleme ve denetleme otoritesi tarafından regüle edilmeye başlanmıştır. 1999 yılında ise sermaye piyasası kanunu yürürlüğe sokularak CSRC'nin izin, düzenleme ve denetleme faaliyetlerine hukuki dayanak getirilmiştir (TSPAKB, 2009b: 18-20).

1990 sonrasında kurulan borsalardan özellikle 2 tanesi ülkenin sermaye piyasalarını domine etmektedir: Şanghai Menkul Kıymetler Borsası ve Şenzhen Menkul Kıymetler Borsası.

1891 yılında ülkede ticaret yapan iş adamları tarafından Şanghai Borsa Aracıları Birliği adıyla kurulan borsa, 1904 yılında ismini değiştirerek Şanghai Menkul Kıymetler Borsası olarak faaliyetlerine devam etmiştir. 1929 yılında ise Şanghai Çin Ticaret Borsası ve Şanghai Menkul Kıymet ve Emtia Borsası ile birleşerek faaliyet kapsamını genişletmiştir. 1949 yılında Çin Komünist Partisi'nin yönetimi ele geçirip Çin Halk Cumhuriyeti'ni ilan etmiştir. Çin Halk Cumhuriyeti'ni ilan ile rejim değişikliğine de gidilmiş ve komünist rejimin göreve başlamasıyla birlikte ülkedeki bütün borsalar kapatılmıştır. Ancak 20. Yüzyılın üçüncü çeyreğinden sonra, değişen yönetim kademelerinin daha liberal piyasa ekonomisini hedefleyen reformlarına paralel olarak borsalar 1990 yılında tekrar açılmaya başlanmıştır (TSPAKB, 2009b: 21).

Şanghai Menkul Kıymetler Borsası, 1990 yılının Kasım ayında kurulmuş ve kurulmasına müteakip Aralık ayında ise çalışmalarına başlamıştır. Şanghai Menkul Kıymetler Borsası, bünyesinde işlem gören hisse senetleri, tahviller, varantlar ve yatırım ortaklıkları ile ülkedeki en büyük borsa konumundadır.

Ülkedeki sermaye piyasalarının zenginleşmesi ve derinleşebilmesi amacıyla 1991 yılında da Şenzhen Menkul Kıymetler Borsası kurulmuştur. Şenzhen Menkul Kıymetler Borsası, Şanghai Menkul Kıymetler Borsası'ndan farklı olarak bünyesinde daha çok küçük ve orta ölçekli şirketleri barındırmaktadır. Hem Şanghai Menkul Kıymetler Borsası hem de Şenzhen Menkul Kıymetler Borsası ilk kuruldukları yıllarda çoğunlukla devlet kurumlarının ve kamu iktisadi teşekküllerinin hisselerinin işlem gördüğü borsalarken zaman içinde özel sektör şirketlerinin payları gittikçe artmıştır (TSPAKB, 2009b: 21-26; Yelghi, 2014: 84-85).

Çin’de Şanghai Menkul Kıymetler Borsası ve Şenzhen Menkul Kıymetler Borsası’ndan başka üçü emtia, biri ise türev piyasası olmak üzere toplamda altı borsa faaliyet göstermektedir. Şanghai Türev Borsası, Zhengzhou Emtia Borsası ve Dalian Emtia Borsası ülkenin emtia borsalarıdır. 2006 yılında kurulan Çin Finansal Türev Borsası ise türev borsası olarak faaliyetlerine başlamıştır.

### **3.1.5. Güney Afrika Cumhuriyeti**

Güney Afrika Cumhuriyeti, kapladığı 1,22 milyon km<sup>2</sup>’lik yüzölçümü ile dünyanın yirmi altıncı en geniş ülkesi ve sahip olduğu yaklaşık 56 milyonluk nüfusu ile de dünyanın en kalabalık yirmi altıncı ülkesi konumundadır (CIA, 2020e, e.t.10.03.2020). Bu özellikleri ile ülke, BRICS-T ülkeleri arasında demografik olarak en küçük ülkedir.

Güney Afrika Cumhuriyeti, 1902 yılında yerli halkın temel insani haklarını dahi kısıtlayan, ırk ayrımı temellinde, Avrupalı göçmenler tarafından kurulmuştur. Güney Afrika Cumhuriyeti’ndeki halkın %88’inde fazlasının siyahi ve melez ırktan oluşmasına rağmen, 1994 yılına değin beyazların üstünlüğünün hakim olduğu ırkçı bir rejim tarafından yönetilmiştir. Uzun yıllar süren eşitlikçi protestolar sonucunda 1994 yılında ırkçı rejim kaldırılıp yerine çok partili demokrasi ilan edilmiş ve daha özgürlükçü bir yönetim ile yönetilmeye başlanmıştır. Güney Afrika Cumhuriyeti, özellikle 1990’lı yılların başından itibaren gerçekleştirdiği reformlarla birlikte serbest piyasa ekonomisine geçiş yapmıştır. Güney Afrika Cumhuriyeti sahip olduğu zengin yeraltı ve yerüstü kaynaklara, teknolojik bir telekomünikasyon altyapısına ve diğer Afrika ülkelerine nazaran gelişmiş finansal piyasalara sahip olmasıyla Afrika kıtasının en gelişmiş ülkelerinden biri olduğu kabul edilmektedir. Ülkede zengin elmas, kömür, platin, altın, krom, uranyum ve manganez rezervleri bulunmaktadır. Sahip olduğu zengin yeraltı kaynaklarını etkin bir şekilde kullanmasıyla dünyanın önde gelen hammadde üreticilerinden biri konumundadır. Ekonomisinde madencilik sektöründen başka enerji, imalat sanayi, turizm, tarım ve ulaştırma sektörleri de benzer ülkelere kıyasla oldukça gelişmiştir (Siber, 2019: 46-47).

1994 sonrasında Güney Afrika Cumhuriyeti, ekonomik büyümeyi birincil öncelikli alan olarak belirlemiştir. Bu amaçla liberal ekonomiye geçiş için dizi ekonomik ve yapısal reform gerçekleştirmiştir. Yapılan reformlar ve uygulamalar

çerçevesinde pek çok kamu iştiraki ve yatırımı özelleştirilmiş, kanunlarda yapılan düzenlemeler ile devletin ekonomi üzerindeki etkisi azaltılmıştır (Çavuş, 2019: 95).

Coğrafi keşifler sonrasında Ümit Burnu'nun bulunmasına müteakip ilk Avrupalı göçmenlerin yerleşmeye başladığı ülke, uzun yıllar boyunca zenci köle ticaretinin önemli merkezlerinden biri olmuştur. 19. Yüzyılda ülkede zengin elmas ve altın madenlerinin bulunmasıyla birlikte Avrupalı göçmen sayısı büyük ölçüde artmıştır. Zengin maden yataklarının çıkarılıp, işlenip satılması ile artan ticari faaliyetlere paralel olarak yabancı yatırımcılar önderliğinde pek çok yeni şirket açılmıştır. Artan sermaye yatırımı ve tasarrufların artması sonucunda sermaye piyasalarının oluşmasına uygun bir ortam oluşmuştur (Altaş, 2008: 19).

Bell, vd.'nin 1999 tarihli çalışmalarında belirttikleri üzere Güney Afrika Cumhuriyeti'ndeki madencilik sektörü, hem ülkedeki sermaye piyasasına önemli ölçüde kaynak oluşturmakta hem de ülkenin finans sektörünün gelişmesine katkı sunan başlıca etmenlerden biridir. Dünyadaki örneklerine bakıldığında çoğunlukla tarım ve ticaret faaliyetlerinin ekonomik kalkınmanın lokomotifi olduğu görülmektedir. Madencilik sektörü büyük ölçekli sermaye yatırımına gerek duymaktadır. Güney Afrika Cumhuriyeti'nde de başta altın madenleri olmak üzere madencilik sektörünün ihtiyaç duyduğu sermayeye ulaşabilmesi amacıyla ciddi ölçüde sermaye piyasalarının varlığına ihtiyaç duyulmaktaydı.

Güney Afrika Cumhuriyeti'nin sermaye piyasalarında faaliyet göstermekte olan iki borsa bulunmaktadır. Sadece ülkenin değil aynı zamanda Afrika kıtasının da en büyük borsası konumunda olan, hisse senedi ve türev ürünlerinin alım-satım işlemlerinin yapıldığı Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası'nın yanı sıra sadece tahvil ve faiz türevlerinin alım-satım işlemlerinin gerçekleştiği Güney Afrika Tahvil Borsası ülkede faaliyet göstermektedir.

Ülkede faaliyet gösteren İngiliz işadamlarının önderliğinde 1886 yılında Johannesburg Borsa ve Oda Şirketi (Johannesburg Exchange & Chamber Company) kurulmuştur. Bir yıl sonra 1887 tarihinde ise Johannesburg Borsa ve Oda Şirketi, kurumsal kimliğini Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası'na (JSE) dönüştürmüştür. 1947 yılında yürürlüğe konulan Menkul Kıymet Kanunu'yla birlikte Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası, hukuki düzenlemeye kavuşturulmuştur. 1988 yılında

ülkede faaliyet gösteren yirmi bir finansal kurumun önderliğinde Güney Afrika Vadeli İşlemler Borsası (SAFEX) kurulmuştur. 1995 yılında ise Güney Afrika Vadeli İşlemler Borsası'nın bünyesinde faaliyet göstermek üzere Tarımsal Türev Piyasası kurulmuştur. 2001 yılında ise Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası, Güney Afrika Vadeli İşlemler Borsası'nın çoğunluk hissesini satın almıştır. Böylelikle Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası bünyesinde hisse senedi, sabit getirili menkul kıymetler, yatırım fonları ve türev ürünlerin işlemlerinin aynı kurum bünyesinde yapılabildiği bir borsa konumuna ulaşmıştır (Altaş, 2008: 20).

Altaş'ın 2008'deki çalışmasında belirttiği üzere, 1992 yılında ülkede ilk kez özel kesim tahvillerinin ihraç edilmesinden sonra hazine bakanlığı, devlet tahvilleri de çıkarmaya başlamıştır. 1996 yılında uygulamaya konulan kanunla, Güney Afrika Tahvil Borsası (BESA) tahvile dayalı işlemlerin yapıldığı bir borsa olarak faaliyetlerine başlamıştır. Güney Afrika Tahvil Borsası'nda tahviller ve tahvile dayalı türev ürünlere dair işlemler yapılmaktadır. Tahvil piyasasının ve bu piyasada yapılan işlemlerin düzenlenmesi, bu borsanın sorumluluğundadır. Borsanın faaliyete geçmesinden sonra ülkedeki tahvil piyasası hem gelişmiş hem de derinleşmiştir.

Görüldüğü üzere BRICS ülkeler topluluğunu oluşturan ülkelerin birbirine benzer pek çok özellikleri olmakla birlikte birbirlerinden ayrıştıkları noktalar da bulunmaktadır. Bu ülkelerin tamamının, başlarda liberal ekonomiden uzak, dış piyasalara kapalı veya ilişkisinin çok sınırlı olduğu, kendi kendine yetebilir olma hedefi taşıyan ülkeler konumundayken 20. Yüzyılın sonlarına doğru daha liberal ekonomi politikaları izleyip pek çok ekonomik ve finansal reform gerçekleştirdikleri görülmektedir.

Ayrıca bu ülkelerin son 30 yıllık büyüme trendlerine bakıldığı zaman, küresel ve yerel krizlerin görüldüğü dönemlere denk gelen istisnalar dışında, genel olarak pozitif bir büyüme gösterdikleri görülmektedir.

Nassif vd., 2016'de yayımlanan makalelerinde BRICS ülkelerinin benzer özellikler gösteren bir diğer yanının ise bu ülkelerin, tarım ağırlıklı bir ekonomiden uzaklaşarak tarım dışı sektörlerin ve sanayi sektörünün büyük bir gelişme göstermesi olduğunu belirtmektedirler. Ancak bu gelişme Brezilya, Rusya ve Güney Afrika Cumhuriyeti'nde daha sınırlıyken, Çin ve Hindistan'da bu dönüşüm daha ciddi



boyutlarda olmuştur. Bu nedenle Hindistan ve Çin, BRICS ülkeler topluluğunun lokomotifi konumunda bulunmaktadır.

### **3.1.6. Türkiye**

Türkiye, sahip olduğu 783,5 bin km<sup>2</sup>'lik yüzölçümü ile dünyanın en geniş otuz sekizinci ülkesi ve 80 milyonu aşkın nüfusu ile dünyanın en kalabalık on sekizinci ülkesi konumundadır (CIA, 2020f, e.t. 16.03.2020). Türkiye sahip olduğu topraklar ile BRICS-T ülkeleri arasında en az yüzölçüme sahip olan ülkedir. Sahip olduğu nüfus olarak da Güney Afrika Cumhuriyeti dışında diğer BRICS ülkelerinden daha az sayıda nüfusa sahiptir.

Türkiye ekonomisi özellikle endüstri sanayisi ve gittikçe artan oranda hizmet sektörü ile büyük bir gelişme göstermesine karşın nüfusunun yaklaşık beşte biri hala tarım sektöründe istihdam edilmektedir. Sahip olduğu otomotiv, petrokimya ve elektronik sektörleri ülke ekonomisinin lokomotifi konumundadır. Bunlara birlikte tekstil ve giyim sektörleri de ülke ekonomisi içerisinde önemli bir yer tutmaktadır.

Türkiye, eski dünya kıtaları olarak adlandırılan Asya, Avrupa ve Afrika kıtalarının ortasında olup, hem Asya hem de Avrupa kıtasında sahip olduğu topraklar ile büyük bir jeopolitik öneme sahiptir. Sahip olduğu yeraltı ve yerüstü zenginlikler ile büyük bir potansiyel taşımakla birlikte, sahip olduğu sınırlı petrol ve doğalgaz kaynakları nedeniyle fosil yakıtlarını temin etme konusunda dışa bağımlıdır.

Osmanlı Devleti'nin gerilemeye ve sonrasında dağılmaya başladığı dönemde yabancı ülkelere verilen kapitülasyonlar, ülkede genellikle yabancılar lehine olacak şekilde ticari hayatı canlandırmıştır. Artan ticari faaliyetler doğrultusunda pek çok yerli ve yabancı işletme kurulmuştur. Artan işletme sayısı ve sermaye birikimi ülkede daha sonra kurulacak olan sermaye piyasalarına temel oluşturmuştur.

Osmanlı Devleti'nin ilk borsası, 1866 yılında kurulan Dersaadet Tahvilat Borsası'dır. 20. Yüzyılın başlarında Osmanlı Devleti'nin yıkılmasıyla birlikte borsanın önce faaliyetleri azalmış, sonrasında ise 1. Dünya Savaşı nedeniyle faaliyetlerine son verilmiştir. 1. Dünya Savaşı'ndan yenik çıkan Osmanlı Devleti galip devletler tarafından işgal edilmiş, bu işgallere karşı yürütülen Kurtuluş Savaşı'nın başarıya ulaşmasından sonra yıkılarak yerine Türkiye Cumhuriyeti kurulmuştur. Yeni devletin

kurulmasıyla birlikte pek çok alanda olduğu gibi sermaye piyasalarında da yeni düzenlemeler ve reformlar yapılmıştır. 1929 yılında bu reformlar çerçevesinde çıkarılan 1447 sayılı Menkul Kıymetler ve Kambiyo Borsaları Kanunu ile sermaye piyasaları düzenlenmiştir. Bu doğrultuda sermaye piyasaları tek çatı altında toplanarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası bünyesinde organize bir yapıya kavuşturulmuştur. Ancak aynı yıl çıkan ve tüm dünyayı etkisi altına alan Büyük Buhran'ın etkisiyle beklenen verim alınamamıştır. Sonrasında ise 2. Dünya Savaşı'nın çıkmasıyla tüm dünyada olduğu gibi Türkiye'deki piyasaların da bundan olumsuz etkilenmesi nedeniyle henüz yeni büyümeye çalışan Türk sermaye piyasaları beklenen başarının çok uzağında kalmıştır. 1950'li yıllardan itibaren fiiliyatta tek partili rejimin yerini çok partili rejime bırakmasından sonra yeni hükümet, daha liberal ekonomi politikaları uygulanmaya başlamıştır. Bu dönemde devletin gerçekleştirdiği ödemelerin bir kısmını bono ile yapması sonucunda, bono ile ödeme alan vatandaşların ve kurumların elinde önemli miktarlarda bono birikmiştir. Bu bonoların vadesinden önce paraya dönüştürülme ihtiyacının ortaya çıkmasıyla, bu işlemi yapan aracı kişiler türemiş ve böylelikle ikincil piyasanın oluşması kendiliğinden gerçekleşmiştir. 1970'li yıllarda ise halkın ortaklığına kapalı olarak kurulan anonim şirketlerin ve Almanya'da yaşayan gurbetçi işçiler tarafından kurulan çok ortaklı şirketlerin halka açılmak istemesi de sermaye piyasalarının oluşumuna destek vermiştir (Aydın, 2012: 13-14).

Sermaye piyasalarına yönelik düzenleyici ve denetleyici kanunlarla kurumların yeterli seviyede olmaması nedeniyle, 1980'li yıllara kadar Banker Kastelli Vakası gibi pek çok suistimal vakası yaşanmıştır. Halkın sermaye piyasalarına karşı olan güvensizliği, sermaye piyasaları için gerekli olan kanuni altyapının yetersizliği, yurtiçi hane halkının tasarruflarının yeterli düzeyde olmaması gibi nedenlerden dolayı Türkiye'deki sermaye piyasaları 1980'li yıllara kadar hedeflenen düzeye ulaşamamıştır.

24 Ocak 1980 tarihinde, gelecekte finansal piyasaların oluşumuna temel teşkil edecek olan kararlar yayınlanmıştır. 1986 yılında yurtiçindeki sermaye piyasalarının belirli bir düzen ve kurallar çerçevesinde çalışabilmesi amacıyla İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) kurulmuş ve aynı yıl içinde modern anlamda bir borsanın gereklerini yerine getirmeye başlamıştır. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda ilk aşamada halka açık şirketlerin hisse senetleri, hem devlet hem de özel sektör

tarafından ihraç edilmiş tahvil ve bonoların alım-satım işlemleri yapılmaya başlanmıştır. İkinci aşamada ise İstanbul Menkul Kıymetler Borsası içerisinde uluslararası piyasa ve vadeli işlemler piyasası açılmıştır. Hükümetin uyguladığı liberal ekonomiye geçiş politikaları amacıyla gerçekleştirilen reformlar çerçevesinde 1989 yılında Türk Parası Kıymetini Koruma Hakkındaki 32 Sayılı Karar çıkarılmıştır. Buna göre uzun yıllar boyunca döviz ve dövizle yapılan işlemlerin ancak sıkı kontroller altında gerçekleştirilebildiği yurtiçi para piyasasında önemli değişikliklere gidilmiştir. Bu karar uyarınca; yabancı uyruklu yatırımcıların Türkiye'deki para ve sermaye piyasalarında işlem yapabilmelerine olanak sağlanmış, yabancı uyruklu yatırımcıların kazançlarını yurtdışına transfer etmelerine serbestlik getirilmiş, yerli yatırımcılara yurtdışı finans piyasalarında işlem yapabilme olanağı getirilmiştir (Ceylan ve Korkmaz, 2013: 428-429).

1990'lı yılların başından itibaren mülkiyeti ve yönetimi devletin elinde olan kurumların özelleştirmeleri artmıştır. Bunun sonucunda yerli ve yabancı yatırımcıların sayısının artması ile hem yerel hem de uluslararası finansal kurumların sayısında da hızlı bir artış görülmüştür. Böylelikle yatırımlarını farklı enstrümanlarla değerlendirmek isteyen daha fazla sayıda birey ve kurumum borsaya yönelmesiyle birlikte borsanın gelişimi ve derinliği artmıştır. 2001 yılında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası bünyesinde döviz futures işlemleri yapılmaya başlanmıştır. 4 Şubat 2005 tarihinde ise Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası'nın İzmir'de açılmasıyla birlikte İstanbul Menkul Kıymetler Borsası çatısı altında faaliyet göstermekte olan vadeli işlemler İzmir'e taşınmıştır (Ceylan ve Korkmaz, 2013: 428-429).

Türkiye'de faaliyet gösteren farklı borsaları tek çatı altında toplayıp verimliliklerini artırmak ve bu kapsayıcı borsanın kurulacağı lokasyonun New York, Londra gibi dünyanın önde gelen sermaye merkezleri ile yarışabileceği bir merkez haline getirmek amacıyla 3 Nisan 2013 tarihinde Borsa İstanbul kurulmuştur. Borsa İstanbul, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası ile Altın Borsası'nı bünyesine katarak bu borsaların faaliyetlerinin tek çatı altında gerçekleştirilebilmesini sağlamıştır.

Borsa İstanbul, hem hacmi hem de sahip olduğu teknolojik altyapısı ile bölgenin önde gelen borsalarından biri olmuştur.

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### BORSA ENDEKSLERİ İLE VOLATİLİTE VE PİYASA ETKİNLİĞİNİN ARAŞTIRILMASI

#### 4.1. Literatür Taraması

Finansal literatür incelendiğinde hisse senedi getirilerinin volatilitelerini bir veya daha fazla sayıda doğrusal olmayan ekonometrik yöntemlerle inceleyen ve piyasaların etkinlik formlarını araştıran çalışmalar olduğu görülmektedir. Yukarıda belirtilen çalışmaların hem gelişmemiş hem gelişmekte olan hem de gelişmiş statüdeki ülke borsalarına uygulandığı görülmektedir. Bu çalışmanın konusu kapsamında BRICS-T ülkelerinden en az birini içeren ve benzer piyasa dinamiklerine sahip olan gelişmekte olan ülkeler ile ilgili çalışmalar incelenmiştir.

##### 4.1.1. Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar

Finansal literatürde piyasa etkinliği konusunda birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların bir kısmı aynı ülkeler ve benzer teorilere dayansa da farklı sonuçlar verebilmektedir. Farklı endeksler ile farklı zaman aralıklarının incelenmesi ve farklı testlerin uygulanması gibi pekçok çok faktör bulguların farklılaşmasına neden olabilmektedir.

##### 4.1.1.1. 2000 Öncesi Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar

Gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarını inceleyen Antoniou vd., (1997) İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) için etkinlik düzeyi araştırması yapmışlardır. Araştırma kapsamında 1988 ile 1993 yılları arasında gerçekleşen hisse senedi getirileri günlük ve yıllık ölçekte incelenmiştir. Veri serilerindeki doğrusal özellikler gösteren dinamikler, hareketli ortalamalar yöntemi ile düzeltilerek sahte otokorelasyon problemi ortadan kaldırılmıştır. Sonrasında ise hem orijinal veri serileri hem de düzeltilmiş veri serileri, etkin piyasalar hipotezi varlığının sınanması amacıyla test edilmiştir. Düzeltilmiş veri serilerinin kullanıldığı test sonucunda etkin piyasalar hipotezini destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Bununla birlikte incelemeye tabi tutulan dönem için ayrı ayrı her yıl, etkin piyasalar hipotezinin geçerliliği açısından test

edilmiştir. 1983 ile 1991 yılları arasındaki her bir yıl için etkin piyasalar hipotezi varlığına dair herhangi bir bulgu elde edilemezken, 1991 ile 1993 yıllarını kapsayan dönemdeki her bir yıl için etkin piyasalar hipotezinin varlığına dair bulgulara rastlanılmıştır. 1991 yılından itibaren İMKB'nin yabancı yatırımcılara açılması ile birlikte piyasadaki yatırımcı sayısının arttığı, piyasa derinliğinin arttığı ve yatırımcıların daha rasyonel hareket ederek piyasa dinamiklerinin daha etkin çalıştığı görülmüştür.

İstanbul Menkul Kıymet Borsası için etkin piyasalar hipotezinin varlığını ve volatilitiyi analiz eden Okay (1998b) 1989 ile 1996 yılları arasındaki hisse senetlerinin aylık getiri verilerini incelemiştir. İnceleme sonucunda İstanbul Menkul Kıymet Borsası'nın etkin formda olmadığı kanıtlanmıştır.

Mookerjee ve Yu (1999) Çin'deki Şangay ve Shenzhen Borsaları'nda işlem gören hisse senetlerinin fiyatlarını kullanarak finansal piyasaların etkinliğini analiz etmiştir. 1990 ile 1993 yıllarını kapsayan üç yıllık dönemdeki günlük veriler analizde kullanılmıştır. Çalışma sonucunda Şangay ve Shenzhen Borsaları için etkin piyasalar hipotezi red edilmiştir. Ayrıca çalışmada her iki borsada da mevsimsel anomalilerin varlığına dair bulgulara rastlanılmıştır. Ancak "ocak etkisi" veya "ocak başı etkisi" anomalilerine rastlanılmamıştır.

#### **4.1.1.2. 2000 ve 2010 Arası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar**

Lee vd., (2001) Çin'de faaliyet gösteren farklı menkul kıymet borsaları için 1990 ile 1997 yılları kapsamında hisse senetlerinin günlük getirileri ile volatilité arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. İnceleme sonucuna göre getirilerin rassal yürüyüşe aykırı hareket etmeleri nedeniyle incelenen menkul kıymet borsalarının etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda piyasa etkinliği hipoteziyle çelişen anomalileri inceleyen Karan (2001), ocak ayı etkisi, düşük fiyat etkisi, haftanın günleri etkisi, ihmal edilmiş hisse senedi etkisi ve menkul kıymetin ilk halka arzında düşük fiyatlama anomalilerinin varlığını araştırmıştır. İncelenen haftanın günleri anomalisi kapsamında, hisse senetlerinin haftanın ilk günü olan pazartesi günü elde ettikleri getiri performansı pozitif ise o haftanın geri kalan günlerinin ortalama getirisinin de

pozitif olduđu tespit edilmiştir. İhmal edilmiş hisse senedi anomalisi bağlamında ise işlem hacmi veya piyasa değeri düşük olan hisse senetlerinin, işlem hacmi veya piyasa değeri yüksek olan hisse senetlerine göre daha fazla getiri sağladığı görülmüştür. Menkul kıymetin ilk halka arzında düşük fiyatlama anomalileri kapsamında ise hisse senedinin piyasaya ilk kez arz edildiği durumlarda, hisse senedinin kısa dönemde piyasa ortalamasının üzerinde getiri sağladığı vurgulanmıştır. Elde edilen bulgular ışığında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın zayıf formda etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca bazı yatırım tekniklerinin kullanılması ve piyasa anomalilerinin değerlendirilmesi ile piyasa ortalamasının üzerinde kazanç sağlanabileceği vurgulanmıştır.

Chaudhuri ve Wu (2003) 17 adet gelişmekte olan ülkenin finansal piyasaları ile küresel piyasalara entegrasyon politikalarını da kapsayan bir analiz uygulamışlardır. 1985 ile 1997 yıllarını kapsayan aylık frekanstaki veriler kullanılarak sıradan birim kök testleri ve yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Analiz sonucunda logaritmik düzeltmelerin yapıldığı fiyat serilerine sıradan birim kök testleri uygulandığında birim kökün varlığı görülmemekle birlikte, yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulandığında ise birim kökün varlığı tespit edilmiştir.

Odabaşı vd. (2004), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın Ocak 1988 ile Aralık 1999 dönemi arasındaki hisse senetlerinin getirilerinin istatistikî dinamiklerini bu dönemde borsada gerçekleşen temel stokastik yapının gelişimini incelemiştir. Ayrıca incelenen dönem içerisinde gerçekleşen değişimlerin borsanın etkinliğini artırıp artırmadığını araştırmışlardır. Çalışma kapsamında incelenen İMKB-100 endeksindeki hisse senetlerinin günlük, haftalık ve aylık veriler kullanılarak normal dağılım, birim kök ve varyans oranı testleri gerçekleştirilmiştir. Parametrik ve parametrik olmayan testlerin kullanıldığı çalışma sonucunda incelenen dönem içerisinde finansal piyasalarda gerçekleşen değişimlerin, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın etkinlik seviyesine olumlu katkıda bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören hisse senetlerinin getiri ortalamasının yıllar içinde değişim göstermemesinin, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın gelişmekte olan diğer ülkelerin borsalarına göre daha farklı bir yapıda olduğunu gösterdiği vurgulanmıştır.

Panagiotidis (2005), Atina Menkul Kıymetler Borsası'ndaki (ASE) üç farklı endeks için Euro'nun ülke içi yerel para birimi olarak kabul edilmesinden sonraki durumunu doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ile analiz etmiştir. Çalışma kapsamında 2000 ile 2003 yılları arasında, yüksek düzeyde sermayeleşmiş şirketlerden oluşan FTSE/ASE20, orta ölçekli şirketlerden oluşan FTSE/ASE Mid 40 ve geri kalan 80 şirketi kapsayan FTSE/ASE endeks verileri kullanılmıştır. Rassal yürüyüş modelinin kalıntılarını test etmek amacıyla beş farklı istatistiksel test kullanılmıştır: BDS, Tsay, Engle LM, McLeod-Li, ve Bicoariance testleri. İncelenen endeks verilerine birim kök testleri yapılmış ve veri setlerinin birinci seviyede durağan oldukları anlaşılmıştır. Daha sonra ise endeks verileri yardımıyla Atina Borsası için zayıf formda etkinlik testi yapılmıştır. Test sonucunda Atina Borsası için piyasa etkinliği ile kapitalizasyon oranları arasında doğrudan bir ilişki bulunamamıştır.

Taş ve Dursunoğlu (2005) İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın zayıf formda etkinliğini araştırmak amacıyla 1995 ile 2004 yıllarını kapsayan, İMKB-30 endeksini oluşturan hisse senetlerinin zayıf formda etkin olma özellikleri gösterip göstermediklerini ve rassal yürüyüş sergileyip sergilemediklerini incelemiştir. Dickey-Fuller birim kök testinin kullanıldığı çalışmada, incelenen endeksin fiyat serisinin rassal davranış sergilemediği ve İMKB-30 özelinde zayıf formda etkinlik göstermediği vurgulanmıştır.

Saadi vd., (2006) 1998 ile 2004 yıllarını kapsayan dönemdeki Tunus Borsası'nın günlük frekanslı verilerini kullanarak gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarının zayıf formda etkin olma olgusunu incelemiştir. Tunus Borsası'nın etkin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Altay ve Küçüközmen (2008), gelişmiş büyük sermaye piyasalarında ve gelişmekte olan sermaye piyasalarındaki doğrusal ve doğrusal olmayan bağımlılığı tespit ederek zayıf formdaki piyasa etkinliğinin geçerliliğini araştırmışlardır. İncelenen ülke borsalarının 1994 ile 2003 yılları arasındaki günlük getiri verileri incelenmiştir. Çalışma sonucunda incelenen piyasaların hiçbirinin etkin piyasa özelliklerini taşımadıkları görülmüştür.

Hasanov ve Omay (2008) Türk ve Yunan borsalarını ele alan çalışmaları sonucunda Atina Borsası ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın etkin formda piyasalar olmadıklarını göstermişlerdir.

Atan vd. (2009), 2003-2005 yılları arasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası özelinde etkinlik analizi yapmışlardır. İncelenen dönemde işlem gören hisse senetlerinin seanslık ve 15 dakikalık frekanslı verilerinin kullanıldığı çalışmada etkinlik testi olarak öncelikle KPSS ve ADF birim kök testleri uygulanmıştır. Testlerin sonucunda hem seanslık hem de 15 dakikalık veri serilerinin birinci dereceden durağan olduğu tespit edilmiştir. Sonra, ELW kesirli bütünleşme tahmin testleri uygulanmış ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın zayıf formda etkin piyasa özelliklerini taşıdığı görülmüştür.

#### **4.1.1.3. 2010 Sonrası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar**

Caraiani (2012), Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinin borsalarındaki endeks getirilerinin dinamikleri özelinde doğrusallıktan sapma durumunu araştırmıştır. Bu amaçla Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya ülke borsalarındaki doğrusallıktan sapmış dinamikler, BDS, Tsay, Keenan, Run, White, Terasvirta, ve Lyapunv testleri kullanılarak analiz edilmiştir. 1994 ile 2010 yılları kapsamında, endekslerin dolar bazındaki günlük verilerinde doğrusallıktan sapma bağımlılığı görülmüştür. Bu doğrultuda, incelenen ülke borsalarının etkin formda olmadıkları vurgulanmıştır.

Oskooe (2012), İran'daki Tahran Borsası'nı incelediği çalışmasında, ilgili borsa özelinde etkin piyasalar hipotezini ve doğrusal olmayan dinamikleri araştırmıştır. 1999 ile 2009 yılları arasında hisse senetlerinin günlük frekanslı getiri verileri kullanılmıştır. Araştırma sonucunda ARMA-GARCH modelinin doğrusal olmayan dinamiklerin belirlemede iyi performans gösterdiği belirtilmiştir.

Shen ve Holmes (2014), Avustralya, Çin, Hong Kong, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Yeni Zelanda, Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland için Ocak 1991 ile Aralık 2012 tarihleri arasındaki aylık hisse senedi fiyat endekslerini araştırarak incelenen ülkelerdeki hisse senedi piyasalarının zayıf formda etkinliklerini ölçmüşlerdir. Çalışma kapsamında ADF testi ve MS-ADF testi kullanılmıştır. Çalışma



sonucunda Çin ve Tayvan piyasalarının etkin formda olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır.

Phiri (2015) Güney Afrika'daki JSE Borsası'nın 2000 ile 2014 yılları arasındaki verileri ile gerçekleştirdiği çalışmada piyasa etkinliğini araştırmıştır. Araştırma kapsamında doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri kullanılmıştır. Araştırmada doğrusal birim kök testlerinin sonuçları piyasaların zayıf formda etkin olduğu, doğrusal olmayan birim kök testlerinin sonuçları ise piyasaların çoğunun zayıf formda etkin olmadığını bulgularını vermiştir.

Bhattacharjee vd. (2016) 2000 ile 2014 yılları arasında Hindistan'daki hisse senedi piyasalarının aylık kapanış verilerini kullanarak Birim kök testleri, otokorelasyon testi ve student-t testini uygulayarak piyasa etkinliğini araştırmışlardır. Yaptıkları araştırma sonucunda Hindistan'daki BSE Sensex Endeksi'nin zayıf formda etkin olduğu hipotezi reddedilmiştir.

Gürel (2019) Türkiye, Arjantin, Meksika ve Jamaika ülkelerindeki sermaye piyasalarının etkinliğini araştırdığı çalışmanın sonuçlarına göre incelenen ülkelerin sermaye piyasalarının zayıf formda etkin olduğu tespit edilmiştir.

Karademir (2020) çalışmasında BİST'de işlem gören seçilmiş endekslerin aylık kapanış verilerini kullanılarak BİST'in zayıf formda etkin olup olmadığının tespit etmeyi amaçlanmıştır. Bu amaçla ADF, PP ve Lee-Strazicich birim kök testlerini uygulamıştır. Çalışmasının sonucunda incelenen dönem için BİST'in zayıf formda etkin bir piyasa olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 4.1.** Gelişmekte Olan Sermaye Piyasalarının Etkinliği ile İlgili Çalışmalar

İsim	Çalışma Yılı	Çalışmanın Kapsadığı Yıllar	İncelenen Ülkeler	Uygulanan Yöntemler	Sonuç
<b>2000 Öncesi Piyasa Etkinliği ile İlgili Çalışmalar</b>					
Antoniou, A., Ergül, N., ve Holmes, P.,	1997	1988-1993	Türkiye	Doğrusallık testleri	İMKB etkin formda değildir
Okay, N.,	1998b	1989-1996	Türkiye	GARCH	İMKB'nin etkin formda olmadığı kanıtlanmıştır
Mookerjee, R., ve Yu, Q.,	1999	1990-1993	Çin	Etkinlik testleri	İncelenen borsalar etkin formda değildir
<b>2000 ve 2010 Arası Piyasa Etkinliği ile İlgili Çalışmalar</b>					
Lee, C. F., Gong- meng C., ve Oliver M. R.,	2001	1990-1997	Çin	ARFIMA ve GARCH-M	İncelenen borsalarının etkin olmadığı tespit edilmiştir
Karan, M. B.,	2001	1996-1998	Türkiye	Birim kök testleri ve AR	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın zayıf formda etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır
Chaudhuri, K., ve Wu, Y.,	2003	1985-1997	Brezilya, Hindistan, Güney Kore, Arjantin, Şili, Kolombiya, Yunanistan, Ürdün, Malezya, Meksika , Nijerya, Pakistan, Filipinler, Tayvan, Tayland, Venezuela ve Zimbabve	Birim kök testleri ve yapısal kırılmalı birim kök testleri	Sıradan birim kök testleri uygulandığında birim kökün varlığı görülmemiş, ancak yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulandığında birim kökün varlığı tespit edilmiştir
Odabaşı, A.,	2004	1988-1999	Türkiye	Kolmogorov-	İncelenen dönem içerisinde finansal

Asku, C., ve Akgiray, V.,					Smirnov, ADF testleri, OLS, VAR	piyasalarda gerçekleşen değişimlerin, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın etkinlik seviyesine olumlu katkıda bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır
Panagiotidis, T.,	2005	2003-2003	Yunanistan		BDS, Tsay, Engle LM, McLeod-Li, Bivariate testleri ve GARCH modelleri	Atina Borsası için piyasa etkinliği ile kapitalizasyon arasında doğrudan bir ilişki bulunamamıştır
Taş, O., ve Dursunoglu, S.,	2005	1995-2004	Türkiye		Dickey-Fuller birim kök testi	İncelenen endeksin fiyat serisinin rassal davranış sergilemediği ve İMKB'nin İMKB-30 özelinde zayıf formda etkinlik göstermediği tespit edilmiştir
Saadi, S., Devinder, G., ve Shantanu, D.,	2006	1998-2004	Tunus		BDS testi, GARCH türevleri	İncelenen borsanın etkin formda olmadığı tespit edilmiştir
Altay, S., ve Küçüközmen, C.,	2008	1993-2003	Türkiye, Tayvan, Filipinler, Çin, Hong Kong, Arjantin, Güney Afrika, ABD, İngiltere, Japonya, Almanya, Fransa ve İtalya		GARCH, GARC-M, EGARCH, BDSL yöntemi	İncelenen piyasaların hiçbirinin etkin piyasa özelliklerini taşımadıkları sonucuna ulaşılmıştır
Hasanov, M., ve Omay, T.,	2008	1988-2005	Türkiye ve Yunanistan		STAR	İncelenen borsaların etkin formda piyasalar olmadıkları görülmüştür
Atan, S., Atan, M., ve Özdemir, Z. A.	2009	2003-2005	Türkiye		KPSS, ADF birim kök testleri ve ELW kesirli bütünleşme tahmin testleri	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın zayıf formda etkin piyasa özelliklerini taşıdığı görülmüştür

2010 Sonrası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar						
Caraiani, P.	2012	1994-2010	Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya	BDS, Tsay, Keenan, Run, White, Terasvirta, ve Lyapunov testleri	Endekslerin verilerinde doğrusallıktan sapma bağımlılığı görülmüştür. İncelenen ülke borsalarının etkin formda olmadıkları görülmüştür	
Oskoove, S.,	2012	1999-2009	İran	ARMA-GARCH	Tahran Borsası'nın etkin formda olma özellikleri taşımadığı belirtilmiştir	
Shen, X., ve Holmes, M. J.,	2014	1991-2012	Avustralya, Çin, Hong Kong, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Yeni Zelanda, Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland	ADF, MS-ADF	Çin ve Tayvan piyasalarının etkin formda olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır.	
Phiri, A.,	2015	2000-2014	Güney Afrika	ADF, EG ve Bec birim kök testleri	Doğrusal birim kök testlerinin sonuçları piyasaların zayıf formda etkin olduğu, doğrusal olmayan birim kök testlerinin sonuçları ise piyasaların çoğunun zayıf formda etkin olmadığını göstermiştir.	
Bhattacharjee, B., Dave, S., ve Sondhi, S.,	2016	2000-2014	Hindistan	Birim kök testleri, otokorelasyon testi, student-t testi	İncelenen endeksin zayıf formda etkin olduğu hipotezi reddedilmiştir.	
Gürel, C.A.,	2019	2009-2019	Türkiye, Arjantin, Meksika, Jamaika	ADF, PP birim kök testleri, Engle/Granger metodu	İncelenen piyasaların zayıf formda etkin olduğu tespit edilmiştir	
Karademir, F.,	2020	2008-2018	Türkiye	ADF, PP ve Lee-Strazicich birim kök testleri	Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin piyasaya olduğu sonucuna ulaşılmıştır	

Gelişmekte olan sermaye piyasalarının etkinliğini inceleyen çalışmalara dair literatür araştırmasını özetleyen bilgiler Tablo 4.1.'de sunulmuştur.

#### **4.1.2. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar**

Literatürde finansal zaman serilerinin istatistiksel analizlerini doğrusal modeller ile gerçekleştiren çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak doğrusal modellerin bazı olguları açıklamada yetersiz kalması, bilim insanlarını yeni modeller bulmaya teşvik etmiştir. Bu doğrultuda özellikle 1980'li yıllardan itibaren gelişen yazılım ve bilgisayar teknolojilerinin de yardımıyla doğrusal olmayan modeller ortaya konmuştur. Yapılan çalışmalar ile doğrusal olmayan zaman serisi modelleri çeşitlendirilmiş ve bu modeller başta ekonomi ve finans olmak üzere pekçok alanda kullanılmaya başlanmıştır.

Ortalamada doğrusal olmayan modeller ile varyansta doğrusal olmayan modeller kullanılarak gerçekleştirilen çok sayıda çalışma bulunmaktadır.

##### **4.1.2.1. 2000 Öncesi Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar**

Sarno (2000), 1980 ile 1997 yıllarını kapsayan çalışması kapsamında satın alma gücü paritesi teorisini, lojistik yumuşak geçişli doğrusal olmayan (LSTAR) modelini kullanarak Türkiye için test etmiştir. Çalışmada TL/Amerikan Doları, TL/Fransız Frankı, TL/Alman Markı ve TL/İngiliz Poundu pariteleri kullanılmış ve Türkiye için LSTAR modelinin kullanılabileceği kanıtlanmıştır.

##### **4.1.2.2. 2000 ve 2010 Arası Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar**

Ortalamada doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden yumuşak geçişli doğrusal olmayan (STAR)modele panel veri analizi uygulayan Chelley-Steeley (2005), 1994 ve 1999 yılları arasında Rusya ile eski Doğu Bloğu ülkelerinden Macaristan, Polonya ve Çek Cumhuriyeti ülke borsalarının küresel borsalarla entegre olma hızını araştırmıştır. Çalışma sonucunda Çek Cumhuriyeti borsasının dünya borsalarına uyum sürecinde en hızlı entegrasyonu gerçekleştiren borsa olduğu görülürken, Rusya borsasının dünya borsalarına yeterince hızlı bir şekilde uyum

gösteremediği görülmüştür. Bununla birlikte gelişmekte olan ülkelerin borsalarındaki yabancı yatırımcı sayısı ve yabancı yatırım miktarı arttıkça, gelişmiş ülkelerin borsaları ile karşılıklı korelasyon seviyesinin arttığı belirlenmiştir.

Kalaycı (2005), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senetlerinin 1990 ile 2003 yılları arasındaki aylık verilerini GARCH modelini kullanarak analiz etmiştir. Çalışma sonucunda İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın etkin formda piyasa olarak kabul edilemeyeceği vurgulanmıştır.

Saadi vd., (2006) 1998 ile 2004 yıllarını kapsayan dönemdeki Tunus Borsası'nın günlük frekanslı verilerini kullanmıştır. Çalışma sonucunda hisse senetlerinin getiri serilerinde doğrusallıktan sapmaların olduğu görülmüştür. Değişen varyans sebebiyle bu doğrusallıktan sapmaların gerçekleştiği tespit edilmiştir. Daha sonra Tunus Borsası'nın getiri serisi, genelleştirilmiş otoregressif koşullu değişen varyans modeli (GARCH) ve türevleri ile analiz edilmiş ve FİEGARCH modeli geliştirilerek Tunus Borsası'nda riske karşı daha az duyarlı yatırımcıların oranının yüksek olduğu vurgulanmıştır.

Lim ve Liew (2007) Asya borsalarının 1986 ile 2003 yılları arasındaki dönemi kapsayan, logaritmik dönüşümü yapılmış aylık frekanstaki zaman serilerini incelemişlerdir. İnceleme kapsamında çeşitli birim kök testlerini uygulanmıştır. Çalışma sonucunda, bütün Asya borsa endeksleri için doğrusal olmayan ortalamaya dönüş yapısının varlığı kanıtlanmış olmakla birlikte aynı zamanda ADF testinin doğrusal olmayan ortalamaya dönüşün tespiti amacıyla uygulanmasında yanlış sonuç verme ihtimalinin olduğu da tespit edilmiştir.

Hasanov ve Omay (2008) gelişmekte olan piyasaların doğrusal olmayan bir rejim sergiledikleri varsayımıyla Türk ve Yunan borsalarını incelemiştir. Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden yumuşak geçişli otoregressif modelinin (STAR) kullanıldığı çalışmada aylık veriler kullanılarak analiz yapılmıştır. Analiz kapsamında Yunanistan'dan Atina Borsası için 4 rejim, Türkiye'den ise İstanbul Menkul Kıymetler Borsası için 2 rejim belirlenmiştir. Çalışma sonucunda doğrusal olmayan modellerin doğrusal modellerden daha iyi tahmin performansı gösterdiği sonucu elde edilmiştir.

Chuang vd. (2009) Asya borsalarında doğrusal olmayan dinamiklerin varlığını incelemişlerdir. Tayvan, Hong Kong, Singapur ve Güney Kore borsalarında işlem gören hisse senetlerinin getirileri ile bu hisselerin işlem hacimleri arasındaki doğrusal olmayan ilişkinin varlığını araştırmak için yumuşak geçişli otoregresif model (STAR) kullanılmıştır. Bu amaçla işlem hacimlerindeki yüzdesel değişim geçiş değişkeni olarak alınmıştır. Çalışma kapsamında hisse senetlerinin haftalık getiri serileri kullanılmıştır. Analiz sonucunda hisse senedi getirileri ile borsadaki işlem hacmi arasında doğrusal olmayan dinamiklerin varlığı kanıtlanmıştır. Ayrıca işlem hacminin ilgili borsalarda görülen döngüsel hareketlerin oluşumunda önemli bir rol oynadığı görülmüştür. Tayvan ve Güney Kore borsaları için LSTAR modelinin, Singapur ve Hong Kong borsaları için ise ESTAR modelinin açıklayıcılığının daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Bunlara ek olarak hisse senetlerinin işlem hacimleri ile borsa getirileri arasında asimetrik bir korelasyonun varlığına dair kanıtlara ulaşılmıştır.

Alagidede ve Panagiotidis (2009) Güney Afrika, Mısır, Nijerya, Kenya, Fas, Tunus ve Zimbabwe ülke borsaları için 1994 ile 2005 yıllarını kapsayan döneme ait günlük getiri verilerini kullanarak volatilité analizini gerçekleştirmişlerdir. GARCH, EGARCH ve GARCH-M modelleri ile yumuşak geçişli regresyon yöntemi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda incelenen ülke borsalarının tamamında rassal yürüyüş hipotezi reddedilmiş ve incelenen borsaların etkin formda olmadıkları tespit edilmiştir.

#### **4.1.2.3. 2010 Sonrası Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar**

Bonga-Bonga ve Makakabule (2010) yumuşak geçişli doğrusal olmayan (STAR) model yardımıyla Güney Afrika'daki Johannesburg Borsası'ndan seçilmiş endekslerin getirilerini tahmin etmeye çalışmışlardır. Bu amaçla Mayıs 1988 ile Aralık 2006 yıllarını arasındaki haftalık veriler analiz edilmiştir. Çalışma kapsamında incelenen FTSE endeksi, S&P 500 endeksi, JSE kar payı endeksi ve Rand/Dolar kurunun Güney Afrika'daki finansal piyasa getirisi üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir.

Hiremath ve Kamaiah (2010) Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası'nın alt endekslerini BDS, Tsay, Mc-Leod ve Hinich testlerini kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışma kapsamında NSE'nin 1997 ile 2009 yılları arasındaki alt endekslerin verileri

ele alınmıştır. İncelenen alt endekslerin doğrusal olmama özellikleri gösterdikleri tespit edilmiştir. Ayrıca tespit edilen doğrusallıktan sapmaya sebebiyet veren faktörlerin 2008 yılında gerçekleşen Mortgage Krizi'nin, petrol fiyatlarında görülen şokların ve siyasi belirsizliklerin olabileceği belirtilmiştir.

Hsu vd. (2010) Tayvan Borsası'nın 2005 ile 2009 yılları arasındaki dönemde gerçekleşen yapısal değişimi incelemiştir. Çalışmada Tayvan Menkul Kıymetler Borsası Kapitalize Ağırlıklı Borsa Endeksi verileri kullanılarak doğrusal olmayan SETAR modelinin örnek dışı performansını incelenmiştir. Çalışma sonucunda doğrusal ARIMA modeli ile doğrusal olmayan SETAR modelinin tahmin doğruluğu performansları karşılaştırılmış ve Tayvan Borsası için SETAR modelinin öngörü performansının daha iyi olduğu kanıtlanmıştır.

Acatrinei ve Caraiani (2011), Romanya'da faaliyet gösteren Bükreş Borsası'nda işlem gören hisse senedi endeksi getirilerinin dinamiklerindeki doğrusal olmayan modellerin varlığını araştırmışlardır. Bükreş Borsası'nın 2004-2010 yıllarını kapsayan günlük kapanış verileri, SETAR ve LSTAR modelleri kullanılarak analiz edilmiştir. Farklı tiplerdeki eşik modelleri kullanılmış ve bu modellerin tahmin performansları, temel AR modelleriyle karşılaştırılmıştır. LSTAR ve SETAR modelleri kullanıldığında incelenen veri seti için en uygun modellerin oluşturulduğu, ancak tahmin gücünün basit AR modellerinden daha iyi performans göstermedikleri sonucu elde edilmiştir. Bu sonuçlar doğrultusunda, veri setlerinde doğrusal olmayan özellikler olmasına rağmen eşik modellerinin veri karmaşıklığını ortaya çıkaracak kadar karmaşık olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çinko (2011) Hinich-Bispectrum, BDS ve NEGM - Lyapunov Üssü testlerini, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın günlük hisse senedi getirilerine uygulamıştır. 1989 ile 2001 yılları arasındaki verilerin incelendiği çalışma sonucunda İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda doğrusal olmayan dinamiklerin varlığına ilişkin kanıtlar tespit edilmiştir.

Mishra ve Mishra (2011), Hindistan'da faaliyet gösteren Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası'nın etkinliğini incelemek amacıyla iki rejimli eşik otoregresif (TAR) modelini kullanmışlardır. 1995-2005 dönemi için 10 hisse senedi ve 2 piyasa endeksinin haftalık fiyat verilerinin kullanıldığı çalışmada hisse senedi



fiyatlarında doğrusal olmama durumunu ve birim kökün varlığını aynı anda test etmişlerdir. Çalışma sonucunda Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası özelinde, hisse senedi fiyatlarının doğrusallıktan uzak nitelikler taşıdığı ve fiyat değişimlerinde rassal yürüyüş özelliklerinin görüldüğü tespit edilmiştir.

Guhathakurta (2011) Hindistan sermaye piyasalarındaki S&P Cnx Nifty, S&P Cnx 500, Mcx-Energy, Mcx-Agrı, Mcx-Comdex ve Mcx-Metal endekslerinin doğrusallığı analiz etmiştir. İlgili endekslerin 2000 ile 2009 yılları arasındaki günlük verileri kullanılmıştır. Veri setlerine BDS, Keenan, WNN ve Hinich BiSpectrum testleri uygulanmış ve araştırma sonucunda incelenen endekslerin tamamında doğrusallıktan sapmaların var olduğu tespit edilmiştir.

Yaya vd. (2013) Nijerya, İngiltere, Amerika Birleşik Devletleri ve Asya borsalarının 2000 ile 2011 yılları arasındaki aylık verilerini kullandıkları çalışmalarında, beta katsayılarının ayı ve boğa nitelikli piyasalarda nasıl değişim gösterdiğini tespit etmek için yumuşak geçişli eşikli model (LSTAR) kullanmışlardır. Çalışma sonucunda beta katsayılarının piyasaların ayı veya boğa niteliği gösterdikleri dönemlere göre farklılaştığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte boğa niteliğindeki piyasalarda, menkul kıymet getirilerinin daha uzun bir dönem için sabit kaldığı görülmüştür.

Liu vd. (2013) Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ülkelerinin hisse senedi piyasalarının olumlu ve olumsuz şoklara verdiği tepki MTAR modeli kullanılarak incelenmiştir. İncelemelere göre ele alınan ülke borsalarının tamamı için şoklara asimetrik olarak yanıt verdiği, ancak şokun olumlu veya olumsuz olmasına bağlı olarak tepkinin mahiyetinin değiştiği görülmüştür.

Dahir vd. (2018) Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ülkelerinin 2006 ile 2016 yılları arasındaki günlük verilerini kullanarak döviz kurları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi dalgacık analizi ve doğrusal olmayan ekonometrik modeller ile incelemişlerdir. Çalışma kapsamında Bovespa (Brezilya), Rus Ticaret Sistemi (RTS) (Rusya), Bombay Menkul Kıymetler Borsası (BSE), SENSEX (Hindistan), Şanghay Menkul Kıymetler Borsası (SSE) (Çin) ve Times Menkul Kıymetler Borsası / Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası (FTSE / JSE) (Güney Afrika) bünyesindeki hisse senedi endeksleri ele alınmıştır. İnceleme sonucunda döviz

kurları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkilerin orta ve uzun vadede pozitif yönlü olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, kısa vadeli ilişkiler incelendiğinde Hindistan'da işlem gören hisse senetleri endeksiyle döviz kurları arasında negatif bir ilişki tespit edilmişken, Çin'de işlem gören hisse senetleri endeksiyle döviz kurları arasında herhangi bir korelasyon tespit edilmemiştir. Ayrıca analiz bulguları, krizlerin seriler arasındaki korelasyon üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu sonuçların, yatırımcıların sık sık değişen döviz kurlarında ve hisse senedi getirilerinde dikkate alması gerektiği ve piyasa düzenleyicilerin finansal riski önlemek için tutarlı politika önlemleri geliştirmeyi düşünmeleri gerektiği vurgulanmıştır.

Almonares (2019) gelişmekte olan ülkelerin getirilerindeki dalgalanmaları incelemek amacıyla Filipinler hisse senedi piyasalarının 2000 ile 2017 yılları arasındaki aylık getirilerini kullanarak Markov rejim değişim modeli ile analizini gerçekleştirmiştir. Analiz sonucunda farklı nitelikteki gelişmelerin rejim değişikliğine neden olduğunu ve olumsuz gelişmelerin volatilitiyi daha fazla artırdığı tespit edilmiştir.

Chadwick (2019) gelişmekte olan ülkelerinin finansal piyasalarının ABD para politikası ve para politikası belirsizliğine olan bağımlılığını incelemiştir. Bunu yapmak için ortalama doğru olmayan ekonometrik modelleri uygulamıştır. Araştırma kapsamında Brezilya, Şili, Kolombiya, Endonezya, Hindistan, Güney Kore, Peru, Rusya, Singapur, Tayland, Türkiye, Tayvan ve Güney Afrika Cumhuriyeti ülke borsalarındaki endeksler ile ilgili ülkelerin ABD Doları karşısındaki değerleri günlük frekanslı olarak incelenmiştir. İnceleme sonucunda ilgili ekonomilerin ABD ekonomisindeki gelişmelerden daha az etkilenmiş olmakla beraber, yayılma yoluyla finansal risklerin özellikle, 2008 Mortgage Krizi'nden sonra kayda değer oranda arttığı görülmüştür. İlgili ülkeler arasında zamanla değişen bağımlılığın gelişimini belirleyen korelasyonun kalıcılık parametreleri incelendiğinde, özellikle Latin Amerika ülkelerinin hem ABD para politikasından hem de ABD para politikası belirsizliğinden güçlü bir şekilde etkilendiği görülmüştür.

Malezya ülke borsası özelinde hisse senetlerinin teknik analizini ve Duyarlı-TAR modelini inceleyen Tan vd. (2020), 2001 ile 2016 tarihleri arasında hisse senetlerinin günlük verilerini analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda Duyarlı-TAR

modelinin standart TAR modellerine göre daha iyi öngörü gücüne sahip olduğu ancak öngörülebilirliğin büyüklüğünün sektörlere göre değiştiği tespit edilmiştir. Sonuçların doğrulanması için ayrıca örneklem içi ve dışı testleri ile bootstrap analizi uygulanmıştır. Bu bulgulara ek olarak hisse senedi işlem maliyetlerinin modele dahil edilmesi durumunda, hisse senedi alım satım işlemlerinin etkisiyle ortalama getirinin önemli ölçüde azaldığı görülmüştür. Bununla birlikte, Duyarlı-TAR modeli kullanılarak elde edilecek bulgular doğrultusunda belirli sektörlere yatırım yaparak piyasanın ortalama getirisinden daha fazla getiri elde edilebileceği vurgulanmıştır.

Kassouri ve Altıntaş (2020), döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki karmaşık asimetric etkilerin ve doğrusal olmayan ilişkilerin modellenmesini amaçladıkları çalışmalarında Ocak 2003'den Aralık 2018'e kadar Türkiye'deki Borsa İstanbul'da (BİST) işlem gören hisse senetlerinin fiyatları ve döviz kuru arasındaki dinamik ilişkiyi karakterize etmek amacıyla çeşitli doğrusal olmayan ekonometrik modeller kullanmışlardır. Çalışma sonucunda Türkiye'nin finansal piyasasında asimetric eşik eşbütünleşmenin varlığına dair bulgular elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre çeşitli frekanslardaki veri setleri özelinde, reel efektif döviz kuru, ABD Doları/Türk Lirası döviz kurları, para arzı ve faiz oranlarının TAR modeliyle analiz edilmesiyle hisse senedi fiyat volatilitelerinin açıklanabileceği tespit edilmiştir.

**Tablo 4.2.** Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar

İsim	Çalışma Yılı	Çalışmanın Kapsadığı Yıllar	İncelenen Ülkeler	Uygulanan Yöntemler	Sonuç
<b>2000 ve 2010 Arası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar</b>					
Sarno, L.,	2000	1980-1997	Türkiye, İran, Ürdün, Lübnan, Fas, Suudi Arabistan, Sudan, Suriye, Tunus	LSTAR	Dövizlerin uzun vadeli denge fiyatları doğrusal olmayan yöntemlerle başarıyla tahmin edilebilmektedir
Chelley-Steeley, P. L.,	2005	1994-1999	Rusya, Macaristan, Polonya ve Çek Cumhuriyeti	Dickey – Fuller testi, korelasyon testi istatistiği, yumuşak geçişli doğrusal olmayan modeller	Borsalarındaki yabancı yatırımcı sayısı ve yabancı yatırım miktarı arttıkça, gelişmiş ülkelerin borsaları ile karşılıklı korelasyon seviyesinin arttığı belirlenmiştir
Kalaycı, Ş.,	2005	1990-2003	Türkiye	GARCH	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın etkin formda piyasa olarak kabul edilemeyeceği vurgulanmıştır
Lim, K. P., ve Liew, K. S.,	2007	1986-2003	Güney Kore, Tayland, Hong Kong, Malezya, Japonya, Singapur, Tayvan	ADF testi, STAR	İncelenen borsa endeksleri için doğrusal olmayan ortalamaya dönüş yapısının varlığı kanıtlanmış ve ADF testinin doğrusal olmayan ortalamaya dönüşün tespitinde hatalı sonuç verme ihtimalinin varlığı kanıtlanmıştır
Hasanov, M., ve Omay, T.,	2008	1988-2005	Türkiye ve Yunanistan	STAR	Doğrusal olmayan modellerin doğrusal modellerden daha iyi tahmin performansı gösterdiği sonucu elde edilmiştir

Chuang, W. J., Ou-Yang, L. Y., ve Lo, W. C.,	2009	1971-2006	Güney Kore, Tayvan, Hong Kong, Singapur	STAR, LSTAR, ESTAR	Tayvan ve Güney Kore borsaları için LSTAR modelinin, Singapur ve Hong Kong borsaları için ise ESTAR modelinin açıklayıcılığının daha fazla olduğu tespit edilmiştir
Alagidede, P., ve Panagiotidis, T.,	2009	1994-2005	Güney Afrika, Mısır, Nijerya, Kenya, Fas, Tunus ve Zimbabve	GARCH, EGARCH, GARCH-M, Yumuşak geçişli regresyon yöntemi	İncelenen borsaların etkin formda olmadıkları tespit edilmiştir
<b>2010 Sonrası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar</b>					
Bonga-Bonga, L., ve Makakabule, M.,	2010	1988-2006	Güney Afrika	STAR	FTSE endeksi, S&P 500 endeksi, JSE kar payı endeksi ve Rand/Dolar kurunun Güney Afrika'daki finansal piyasa getirisi üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir.
Hiremath, G., ve Kamaiah, B.,	2010	1997-2009	Hindistan	BDS, Tsay, McLeod ve Hinich testleri	İncelenen alt endekslerin doğrusal olmama özellikleri gösterdikleri tespit edilmiştir
Hsu, K., Li, J., Lin, Y., Hong, C., ve Huang, Y.,	2010	2005-2009	Tayvan	SETAR	Tayvan Borsası için SETAR modelinin öngörü performansının daha iyi olduğu kanıtlanmıştır
Acatrinei, C. M., ve Caraianni, P.,	2011	2004-2010	Romanya	SETAR ve LSTAR	LSTAR ve SETAR modelleri kullanıldığında incelenen veri seti için en uygun modellerin oluşturulduğu, ancak tahmin gücünün basit AR modellerinden daha iyi performans göstermedikleri sonucu elde edilmiştir

Çinko, M.,	2011	1989-2001	Türkiye	Birim kök testleri	İMKB’de doğrusal olmayan dinamiklerin varlığına ilişkin kanıtlar tespit edilmiştir
Mishra, A., ve Mishra, V.,	2011	1995-2005	Hindistan	İki rejimli eşik otoregresif model	Hisse senedi fiyatlarının doğrusallıktan uzak nitelikler taşıdığı ve fiyat değişimlerinde rassal yürüyüş özelliklerinin görüldüğü tespit edilmiştir
Guhathakurta, K.,	2011	2000-2009	Hindistan	BDS, Keenan, WNN ve Hinich BiSpectrum testleri	İncelenen endekslerin tamamında doğrusallıktan sapmaların var olduğu tespit edilmiştir
Caraiani, P.,	2012	1994-2010	Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya	BDS, Tsay, Keenan, Run, White, Terasvirta, ve Lyapunov testleri	Endekslerin verilerinde doğrusallıktan sapma bağımlılığı görülmüştür
Yaya, O., Ismail, S., ve Tumala, M. M.,	2013	2000-2011	Nijerya, Çin, ABD, İngiltere, Almanya, Japonya	Yumuşak geçişli eşikli model	beta katsayılarının piyasaların ayı veya boğa niteliği gösterdikleri dönemlere göre farklılaştığı tespit edilmiştir
Liu, T., Hammoudeh, S., ve Thompson, M. A.,	2013	1995-2011	Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika	MTAR	Ülkelerin şoklara asimetrik olarak yanıt verdiği, ancak şokun olumlu veya olumsuz olmasına bağlı olarak tepkinin mahiyetinin değiştiği görülmüştür
Dahir, M. A., Mahat, F., Ab Razak, N. H., ve Bany-Arifin, A. N.,	2018	2006-2016	Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika	Doğrusal olmayan ekonometrik modeller	Krizlerin incelenen seriler arasındaki korelasyon üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu görülmüştür

Chadwick, M. G.,	2019	1995-2017	Brezilya, Şili, Kolombiya, Endonezya, Hindistan, Güney Kore, Peru, Rusya, Singapur, Tayland, Türkiye, Tayvan ve Güney Afrika Cumhuriyeti	Ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modeller	İlgili ekonomilerin ABD ekonomisindeki gelişmelerden daha az etkilenmiş olmakla beraber, yayılma yoluyla finansal risklerin özellikle, 2008 Mortgage Krizi'nden sonra kayda değer oranda arttığı görülmüştür
Almonares, R. A. L.,	2019	2000-2017	Filipinler	Markov rejim değişim modeli	Olumsuz gelişmelerin volatilitiyi daha fazla artırdığı tespit edilmiştir
Tan, S.H., Lai, M.M., Tey, E.X., ve Chong, L.L.,	2020	2001-2016	Malezya	TAR	Duyarlı-TAR modeli kullanılarak belirli sektörlere yatırım yaparak piyasanın ortalama getirisinden daha fazla getiri elde edilebileceği vurgulanmıştır
Kassouri, Y., ve Altıntaş, H.,	2020	2003-2018	Türkiye	Ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modeller	Simetrik eşik eşbütünleşmenin varlığına dair bulgular elde edilmiştir.

Gelişmekte olan sermaye piyasalarının volatilitelerini ortalama doğru olmayan ekonometrik modeller ile inceleyen çalışmalara dair literatür araştırmasını özetleyen bilgiler Tablo 4.2.'de sunulmuştur.

#### **4.1.3. Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar**

Finansal literatür incelendiğinde varyansta doğrusal olmayan modeller kullanılarak gerçekleştirilen çok sayıda çalışmanın olduğu görülmektedir.

##### **4.1.3.1. 2000 Öncesi Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar**

Choudhry (1996), gelişmekte olan ülkelerin borsalarındaki volatilitenin kalıcılığını ve risk priminin zamana göre değişimini 1987 Krizi'ni baz alarak incelemiştir. Bu amaçla veriler kriz öncesi ve kriz sonrası olmak üzere iki alt bölümde incelenmiştir. Meksika, Arjantin, Hindistan, Tayland ve Zimbabve ülke borsalarının 1976-1994 yılları arasındaki hisse senetlerinin aylık getiri verileri GARCH-M modeli ile analiz edilmiştir. Analiz sonucunda volatilité parametrelerinin kriz öncesi ve kriz sonrasına dönemler için borsalar özelinde farklılık gösterdiği görülmüştür. Ayrıca risk priminin zamana bağlı olarak değişim göstermediği belirtilmiştir.

Gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarında hisse senetlerinin beklenen getirilerini ve volatilitelerinin dinamiklerini inceleyen De Santis ve İmrohoğlu (1997), Türkiye, Yunanistan, Hindistan, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan, Tayland, Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Venezuela ülke borsalarının 1988 ile 1996 yılları arasındaki haftalık verilerini incelemişlerdir. Araştırma kapsamında incelenen ülke borsalarında varyansın zamana bağlı değişimi, risk ile beklenen getiri arasındaki korelasyonu ve küresel piyasalara entegrasyon faaliyetlerinin volatilité üzerindeki etkisi araştırılmıştır. GARCH modeli kullanılan çalışmanın sonucunda, yüksek oranda riske maruz kalmanın daha yüksek beklenen getiri sağlamadığı görülmüştür. İncelenen ülkelerin borsalarında volatilité kümelenmesi tespit edilmiş ve bu doğrultuda volatilitenin tahmin edilebileceği vurgulanmıştır. Maruz kalınan risk ile getiri arasında ise anlamlı bir ilişkiye rastlanılmamakla beraber küresel piyasalara entegrasyonun incelenen borsalar özelinde volatilitéyi artırmadığı görülmüştür.

Okay (1998a) İstanbul Menkul Kıymet Borsası için EGARCH ve GARCH modellerini kullanarak varyans analizi yapmıştır. Analiz sonucunda EGARCH



modelinin GARCH modeline göre İstanbul Menkul Kıymet Borsası'ndaki varyansı açıklama performansının daha başarılı olduğu kanıtlanmıştır.

Henry (1998), 1990 ile 1995 yılları arasındaki dönem için Hong Kong Borsası'nda işlem gören hisse senetlerinin günlük getiri verileri ile haberlerin hisse senetlerinin getirileri üzerindeki etkisini araştırmıştır. GARCH modelinin kullanıldığı araştırma sonucunda olumsuz haberlerin volatilité üzerindeki etkisinin, olumlu haberlerin volatilité üzerindeki etkisinden daha fazla olduğu tespit edilmiştir.

İstanbul Menkul Kıymet Borsası için etkin piyasalar hipotezinin varlığını ve volatilitéyi analiz eden Okay (1998b) 1989 ile 1996 yılları arasındaki hisse senetlerinin aylık getiri verilerini incelemiştir. GARCH modeli kullanılarak yapılan çalışma sonucunda, yerel ekonomik ve politik gelişmelerin volatilitéyi etkilediği tespit edilmiştir.

Muradođlu ve Berument (1999), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda volatilité ve hisse senedi getirilerinin belirleyicilerinin 1994 Finansal Krizi'yle birlikte nasıl deđiştirdiğini incelemiştir. Çalışma kapsamında ABD Doları döviz kuru, faiz oranları ve para arzı açıklayıcı deđişkenler olarak belirlenmiştir. Volatilitenin açıklanmasında ise GARCH-M modeli kullanılmıştır. 1988 ile 1995 yılları arasında gözlemlenen deđişkenlere ait günlük veriler analiz edilmiştir. 1994 Finansal Krizi'nin etkilerinin daha iyi anlaşılabilmesi için 1988 ile 1995 yılları arasında dönem, kriz öncesi, kriz esnası ve kriz sonrası olmak üzere üçe ayrılmıştır. Çalışma sonucunda ekonomik ve politik gelişmelerin kriz esnasındaki volatilitéyi açıklamada etkili olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca piyasa riski ile hisse senedi getiri ilişkisinin kriz esnasındaki döneminde negatif yönlü olduğu belirlenmiştir.

Gökcan (2000), 1988 ile 1996 yılları arasında gelişmekte olan yedi ülkenin aylık borsa getiri verilerini kullanarak, GARCH ve EGARCH modelleriyle volatilité analizi gerçekleştirmiştir. Meksika, Brezilya, Arjantin, Kolombiya, Malezya, Filipinler ve Tayvan ülke borsalarının incelendiği analiz sonucunda GARCH modelinin volatilité tahmin performansının EGARCH modelinin volatilité tahmin performansından daha iyi sonuç verdiği görülmüştür.

#### 4.1.3.2. 2000 ve 2010 Arası Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar

Gökçe (2001), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören İMKB-100 Endeksi'nin 1989 ile 1997 yılları arasındaki 2245 adet günlük veri setini kullanarak volatilitenin piyasa getirisi ve işlem hacmi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada incelenen veriler GARCH modelleri ile analiz edilmiştir. İMKB-100 Endeksi'ndeki volatilitayı en iyi açıklayan modelin GARCH modelinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca hisse senetlerinin günlük işlem hacimleri ile bu hisse senetlerinin günlük getirileri arasında güçlü ve pozitif yönlü bir korelasyon tespit edilmiştir.

Lee vd., (2001) Çin'de faaliyet gösteren dört ayrı menkul kıymet borsası için 1990 ile 1997 yılları kapsamında hisse senetlerinin günlük getirileri ile volatilitenin arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışma kapsamında ARFIMA ve GARCH-M modelleri ile varyans oran testi kullanılmıştır. Çalışma sonucuna göre incelenen endekslerde uzun hafıza özelliklerinin görüldüğü ve risk ile beklenen getiri arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir.

Harris ve Küçüközmen'in (2001) İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın günlük toplam getirilerinin dinamik davranışını araştırdıkları çalışmalarında, ilgili borsada oluşturulacak bir hisse senedi portföyünün riskini VAR yöntemiyle ölçmeyi amaçlamışlardır. Bu amaçla GARCH, EGARCH ve GARCH-M modellerinden faydalanmışlardır. Çalışma kapsamında, 1988 ile 1999 yıllarını kapsayan dönemdeki hisse senetlerinin günlük getiri verileri analiz edilmiştir. Analiz sonucunda İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki işlem gören hisse senetlerinin getirilerinin önemli derecede doğrusal ve doğrusal olmayan bağımlılık özellikleri sergilediği bulunmuştur. Ayrıca GARCH-M modeli kullanılarak hazırlanan portföyün riskinin, VAR analizi ile hesaplanan riske göre %24 daha az olduğu hesaplanmıştır.

Chiang ve Shuh-Chyi (2001) Filipinler, Hong Kong, Malezya, Singapur, Tayland, Güney Kore ve Tayvan ülke borsalarının 1988 ile 1998 yıllarını kapsayan dönemdeki günlük, haftalık ve aylık getiri serilerini kullanarak volatilitenin analizi yapmışlardır. Analiz kapsamında TAR-GARCH modeli kullanılmıştır. İncelenen yedi ülke borsasının dördünde beklenmeyen volatilitenin beklenen getiri arasında anlamlı bir ilişki tespit

edilmiştir. Ayrıca TAR-GARCH modeline göre volatilitenin asimetric olmadığı hipotezi günlük veriler özelinde reddedilmiştir.

Salman (2002), 1992 ile 1998 yılları arasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören hisse senetlerinin risk, getiri ve hacim ilişkisi için ampirik kanıtlar sağlama amacıyla gerçekleştirdiği çalışmasında günlük getiri verilerini GARCH-M yöntemi ile analiz etmiştir. Sonuç olarak hisse senetlerinin getirilerinin ortalamadan sapması sonrasında ortalamaya geri dönüş yönelimlerinin zamanla kalıcı olarak değiştiği tespit edilmiştir. Ayrıca hem getiri ile standart sapma arasında hem de işlem hacmi ile volatilité arasında pozitif yönlü bir korelasyon olduğu görülmüştür.

Siourounis (2002) gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarındaki volatilitéyi incelemek amacıyla Atina Borsası'nın 1988 ile 1998 yılları arasındaki günlük getiri verilerini analiz etmiştir. Analiz kapsamında GARCH, EGARCH-M ve LGARCH modelleri kullanılmıştır. Ayrıca Yunanistan'da yaşanan politik gelişmelerin de volatilité üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Sonuç olarak olumsuz haberlerin, hisse senetlerinin günlük getiri serileri üzerinde asimetric bir etki gösterdiği ve Yunanistan'daki politik istikrarsızlığın zaman içerisinde volatilitéyi arttırdığı tespit edilmiştir.

Haque vd. (2004), Orta Doğu ve Afrika ülkeleri özelinde gelişmekte olan on farklı ülkenin borsalarındaki istikrar, öngörülebilirlik, zamanla değişen risk primleri ve şokların volatilité üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. İncelenen borsalarda işlem göre hisse senetlerinin haftalık getiri veri setinin kullanıldığı çalışmada varyans rasyosu testi ile GARCH-M ve ARMA modelleri uygulanmıştır. Çalışma sonucunda, incelenen on ülkenin dokuzunda risk priminin zaman içerisinde değişim göstermediği görülürken, sekiz ülkenin borsasında ise volatilité kümelenmesine rastlanılmıştır.

Kilic'in (2004) 1988 ile 2003 yılları arasındaki dönemi kapsayan çalışmasında, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senetlerinin günlük frekanstaki fiyat değişimlerinin Amerikan Doları bazındaki değerlerinden oluşan verilerinde uzun dönemli bağımlılık problemi incelenmiştir. Çalışmada AR-GARCH ile AR-FIGARCH modelleri karşılaştırılmıştır. Karşılaştırma sonucunda AR-FIGARCH modelinden elde edilen güvenilirlik testleri, AR-GARCH modelinden elde edilen güvenilirlik testlerine göre daha açıklayıcı çıkmıştır. Ayrıca AR-FIGARCH modelinin uzun dönem volatilité

parametresi, AR-GARCH modelinin uzun dönem volatilité parametresinden istatistiksel olarak daha anlamlı bulunmuştur.

Caiado'nun (2004) Portekiz Hisse Senedi Endeksi PSI-20'nin günlük ve haftalık frekanslı getirileri için volatilité modellemesini yaptığı çalışmasında 1995 ile 2001 yılları arasındaki verileri kullanmıştır. GARCH, GARCH-M, EGARCH ve TARCH modellerinin kullanıldığı çalışmada uluslararası krizlerin Portekiz Borsası üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Sonuç olarak günlük veriler kullanılarak hesaplanan volatilité ile haftalık veriler kullanılarak hesaplanan volatilitenin farklılıklar gösterdiği belirlenmiştir. Ayrıca kriz dönemlerinde, özellikle günlük veriler kullanıldığında, asimetrik volatilitéde artış gözlemlenmiştir.

Shin (2005), geliştirmekte olan ülke borsalarındaki volatilitéyi incelediği çalışma kapsamında parametrik olmayan GARCH-M modelini kullanmıştır. Çalışma kapsamında 14 geliştirmekte olan ülke belirlenmiş ve belirlenen ülke borsalarında işlem gören hisse senetlerinin günlük getiri serileri kullanılarak volatiliteleri hesaplanmıştır. Çalışma sonucunda incelenen borsaların tamamında volatilité ile beklenen getiri arasında az da olsa pozitif bir korelasyon tespit edilirken, yalnızca dört ülkede volatilité ile beklenen getiri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir korelasyona rastlanılmıştır. Ayrıca geliştirmekte olan ülke borsalarının sistematik ve sistematik olmayan pek çok riske maruz kaldığı vurgulanmış ve bu borsalarda işlem yapan yatırımcıların karşılaştıkları yüksek riske bağlı olarak yüksek kazanç elde ettikleri vurgulanmıştır.

Mazıbaşı (2005), 1997-2004 yılları arasındaki İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören İMKB-Bileşik, İMKB-Mali, İMKB-Hizmet ve İMKB-Sınai endekslerinin günlük, haftalık ve aylık verilerini incelediği çalışmasında volatilité kümelenmesi, kaldıraç etkisi, asimetrik fiyat hareketleri ve kalın kuyruk özelliklerini analiz etmiştir. Analiz kapsamında on beş farklı simetrik ve asimetrik GARCH modeli kullanılmıştır. Sonuç olarak incelenen verilerde kaldıraç etkisi ile asimetrik etkinin varlığına dair bulgulara ulaşılmamıştır. Analiz kapsamında kullanılan GARCH modellerinin, haftalık ve aylık veriler kullanıldığında daha isabetli tahminler ürettiği görülmüştür. Günlük veriler kullanıldığında ise ARCH tipi modellerin tahmin performanslarının yetersiz olduğu vurgulanmıştır.

Panagiotidis (2005), Atina Menkul Kıymetler Borsası'ndaki (ASE) üç farklı endeks için Euro'nun ülke içi yerel para birimi olarak kabul edilmesinden sonraki durumunu doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ile analiz etmiştir. GARCH modelleri kullanılarak volatilitenin kümelenmeleri tespit edilmiş ve doğrusal olmayan herhangi bir yapıya rastlanılmamıştır.

Kalaycı (2005), makro-ekonomik değişkenler ile getiri serilerinde görülen volatilitenin arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senetlerinin getiri volatilitesi ile M2 para arzı, enflasyon (tüketici fiyat endeksi), iç borç faiz oranları, sanayi üretim endeksi ve ABD Doları/Türk Lirası döviz kuru verilerini kullanmıştır. 1990 ile 2003 yılları arasındaki aylık veriler, GARCH modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senetlerinin getiri volatilitelerini açıklamada enflasyon (tüketici fiyat endeksi) ve M2 para arzı değişkenlerinin başarılı olduğu, diğer değişkenlerin ise volatilitenin üzerinde istatistiksel olarak etkilerinin anlamsız olduğu tespit edilmiştir.

Brooks (2007), gelişmekte olan ülkelerdeki finansal piyasaların volatilitenin yapısını incelediği çalışmada APARCH modelini kullanmıştır. 1995 ile 2005 yıllarını kapsayan on yıllık dönemdeki günlük veriler kullanılmıştır. Çalışma sonucunda gelişmekte olan ülkeler için koşullu t dağılımının, normal dağılımın tespitine daha uygun olduğu belirlenmiştir. Bununla gelişmekte olan ülkelerin borsalarındaki volatilitenin, asimetrik olma durumu bakımından birbirlerinden farklılıklar gösterdiği tespit edilmiştir.

Vardar vd. (2008), Türkiye finansal piyasalarındaki faiz oranı (2 yıl vadeli devlet tahvil getiri oranı), döviz kuru (ABD Doları/Türk Lirası), bileşik faiz oranı, sektör fiyat endeksleri ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki İMKB-Finans, İMKB-Endüstri, İMKB-Hizmet ve İMKB-Teknoloji endeksleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki volatilitenin açıklanması için faiz oranlarını ve döviz kuru verilerini açıklayıcı değişken olarak kullanmışlardır. 2001 ile 2008 yılları arasındaki günlük verilerin kullanıldığı çalışmada incelenen endeksler GARCH modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Analiz sonucunda döviz kurunun (ABD Doları/Türk Lirası), İMKB-Teknoloji endeksi dışındaki diğer endekslerin tamamında volatilitenin açıklanmada başarılı olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca faiz oranlarının (2 yıl vadeli devlet

tahvili getiri oranı) ise İMKB-Hizmet ve İMKB-Teknoloji endeksleri dışındaki diğer endekslerin volatilitelerini açıklamada başarılı olduğu belirtilmiştir.

Floros (2008), 1997 ile 2007 yılları için Mısır ve İsrail ülke borsalarındaki volatilitayı incelemiştir. İnceleme kapsamında Mısır'dan CMA-Genel Endeksi ve İsrail'den TASE-100 Endeksinin günlük getiri verileri kullanılmıştır. GARCH, CGARCH, EGARCH, TARARCH ve PARARCH modellerinin kullanıldığı çalışma sonucunda, getiri serilerindeki büyük ölçekli değişimlerin gelecekte gerçekleşecek volatilitayı tahmin etmede kullanılabileceği tespit edilmiştir. İncelenen iki ülke borsasında da risk seviyesi arttıkça beklenen getirinin artmadığı belirtilmiştir. Bu doğrultuda Mısır'daki ekonomik ve politik riskin İsrail'den daha fazla olması nedeniyle, Mısır'daki sermaye piyasalarında beklenen getirinin İsrail sermaye piyasalarındaki beklenen getiriden daha fazla olmadığı vurgulanmıştır.

Altay ve Küçüközmen (2008), gelişmiş büyük sermaye piyasalarında ve gelişmekte olan sermaye piyasalarındaki doğrusal ve doğrusal olmayan bağımlılığı tespit ederek zayıf formdaki piyasa etkinliğinin geçerliliğini araştırmışlardır. İncelenen ülke borsalarının 1994 ile 2003 yılları arasındaki günlük getiri verileri incelenmiştir. Gelişmiş ülke kapsamında Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, Japonya, Almanya, Fransa ve İtalya incelenirken gelişmekte olan ülke kapsamında ise Türkiye, Tayvan, Filipinler, Çin, Hong Kong, Arjantin ve Güney Afrika Cumhuriyeti ülke borsaları GARCH, GARC-M, EGARCH modelleri ve BDSL yöntemi ile analiz edilmiştir. Analize dahil edilen GARCH modellerinin doğrusal olmayan dinamikleri tespit ettikleri sonucuna ulaşılmıştır.

Köksal (2009) İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senetlerinin 1998 ile 2008 yılları arasındaki günlük verilerini kullanarak volatilita analizi yapmıştır. Analiz kapsamında GARCH, AGARCH, EGARCH, GJR-GARCH, PGARCH ve SAGARCH modelleri kullanılmıştır. Analiz sonucunda EGARCH modelinin en iyi tahmin performansına sahip olan model olduğu görülmüştür. EGARCH modeline İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda olumsuz haberlerin etkisinin olumlu haberlerin etkisine göre yaklaşık %25 daha fazla olduğu belirtilmiştir.

Lim ve Brooks (2009) Çin'deki Shanghai ve Shenzhen Borsalarını inceledikleri çalışmalarında, 1992 ile 2005 yılları arasında hisse senetlerinin günlük kapanış

fiyatlarına BDS, ARCH-LM, McLeod-Li ve Bispectrum testlerini uygulamışlardır. Uygulama sonucunda Shanghai ve Shenzhen borsalarından elde edilen verilerin doğrusal olmayan özellikler gösterdikleri tespit edilmiştir.

Alagidede ve Panagiotidis (2009), Afrika'nın en büyük menkul kıymet piyasalarına sahip olan Güney Afrika, Mısır, Nijerya, Kenya, Fas, Tunus ve Zimbabwe ülke borsaları için 1994 ile 2005 yıllarını kapsayan döneme ait günlük getiri verilerini kullanarak volatilité analizini gerçekleştirmişlerdir. GARCH, EGARCH ve GARCH-M modelleri ile yumuşak geçişli regresyon yöntemi kullanılmıştır. Aşırı basıklık, volatilité kümelenmesi ve kaldıraç etkisi olgularının varlığı ispatlanmıştır. Kenya, Tunus ve Fas ülke borsalarında risk ile beklenen getiri arasında pozitif yönlü kuvvetli korelasyon tespit edilmiştir.

#### **4.1.3.3. 2010 Sonrası Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar**

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki işlem gören İMKB-100 endeksinin getiri volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi inceleyen Kıran (2010), 1990 ile 2008 yılları arasındaki dönemi araştırmıştır. Araştırma kapsamında haftanın günleri etkisi anomalisi ile işlem hacmi verilerini de ekleyerek GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri yardımıyla karışık dağılımlar ve ardışık bilgi akışı hipotezleri test edilmiştir. Bulgular, getiri volatilitesinde haftanın günleri ve kaldıraç etkisinin var olduğuna işaret etmektedir. Oluşturulan GARCH ve TGARCH modellerinden elde edilen bulgulara göre İMKB-100 endeksi işlem hacminin, endeksin günlük getirilerinin volatilitesi üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu görülmüştür. Buna göre İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda, karışık dağılımlar ve ardışık bilgi akışı hipotezlerinin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda alım ve satım yapan yatırımcıların önemli bir kısmının sürü psikolojisi ile hareket edip spekülâtif işlemler yaptıkları vurgulanmıştır.

Kulikova ve Taylor (2010), Güney Afrika Cumhuriyeti'ndeki Johannesburg Borsası özelinde varyans gama, normal ters gauss ve student-t dağılımı ile GARCH modellerinin performanslarını incelemiştir. 2005 ile 2010 yılları arasında Johannesburg Borsası'nda işlem gören yedi endeksin günlük getirilerinden oluşan veri setlerinin kullanıldığı inceleme sonucunda varyans gama dağılımı ve normal ters gauss

dağılımına sahip GARCH modelinin, getirilerden oluşan veri setindeki basıklığı açıklamada diğer modellere göre daha iyi performans gösterdiği görülmüştür.

Çağlı ve Okur (2010), 2008 Mortgage Krizi'nin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası üzerindeki etkilerini incelemek için simetrik GARCH modelini kullanmışlardır. İMKB-100, İMKB-30 ve İMKB-Ulusal Tüm endekslerinin 2004 ile 2010 yılları arasındaki günlük getirileri incelenmiştir. Çalışma sonucunda 2007 ile 2010 yılları arasındaki dönemde koşulsuz varyans değerlerinde kayda değer bir artış söz görülmüştür. Ayrıca aynı dönemde görülen volatilité şoklarının direncinde de artış görülmüştür. Bir başka deyişle 2007 ile 2010 yılları arasındaki 3 yıllık periyotta, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda görülen bir volatilité şokunun etkisini beklenenden daha uzun süre boyunca hissedilmiş ve finansal piyasaların normale dönmesi diğer dönemlere göre daha uzun sürmüştür.

Miron ve Tudor (2010), Amerika Birleşik Devletleri ve Romanya'daki sermaye piyasaları ile ilgili ülkelerden seçilmiş şirketler için değişen varyans analizi uygulamışlardır. Çalışma kapsamında Romanya'dan Bükreş Borsa Endeksi ve Impact Bucharest şirketi ile Amerika Birleşik Devletleri'nden S&P 500 Endeksi ve Coca Cola şirketinin 2001-2010 yılları arasındaki günlük getirileri serileri incelenmiştir. Çalışmada GARCH, EGARCH, PGARCH ve TGARCH modelleri ile normal dağılım, GED ve student-t yöntemleri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda incelenen veri setlerinin tamamında volatilité kümelenmesi, aşırı basıklık ve kaldıraç etkisi görülmüştür. Ayrıca EGARCH modelinin tahmin performansının incelenen diğer modellere göre daha başarılı olduğu tespit edilmiştir.

Çağlı vd. (2011) gelişmekte olan ülkelerin sermaye piyasalarındaki volatiliteler ile yaşanan ekonomik ve politik krizler, uygulanan maliye politikaları ve hukuki düzenlemeler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu amaçla İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki 1997 ile 2009 yıllarını kapsayan dönemin İMKB-Ulusal 100, İMKB-Endüstri, İMKB-Finansal ve İMKB-Hizmet endekslerinin günlük verileri incelenmiştir. İnceleme sonucunda Irak savaşı ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası politika faizindeki değişimler ile Irak-ABD Savaşı'nın volatilitede ani değişimlere neden olduğu tespit edilmiştir. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın ulusal ve uluslararası gelişmelerden etkilendiği; İstanbul Menkul Kıymetler Borsası özelinde, gelişmekte olan



ülkelerin sermaye piyasalarındaki yatırımcıların yerel ve bölgesel riskleri dikkate almaları gerektiği vurgulanmıştır.

Gürsakal (2011), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören İMKB-Ulusal endeksinin 2000 ile 2007 yılları arasında gerçekleşen 30 günlük getiri serilerini analiz etmiştir. Çalışma kapsamında hisse senedi volatilitelerindeki kırılmalar, ICSS algoritması kullanılarak tespit edilmiştir. Bulunan volatilitelerdeki kırılma noktaları, GARCH modeline kukla değişkenler olarak eklenerek yeni bir GARCH modeli oluşturulmuştur. Çalışma sonucunda sekiz adet kırılma noktası tespit edilmiştir. Bu sekiz kırılma noktası GARCH modeline eklendiğinde ise volatilitelerdeki kalıcılığında %10 oranında azalma gerçekleştiği görülmüştür.

Ahmed ve Suliman (2011), Sudan'ın başlıca borsası olan Khartoum Borsası'nın 2006'dan 2010'a kadar olan dönemdeki günlük getirilerinin volatilitelerini tahmin etmek için çeşitli GARCH modellerini kullanmışlardır. Khartoum Borsası'ndaki volatiliteleri GARCH, GARCH-M, EGARCH, PGARCH ve TARCH modellerini kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmada incelenen dört yıllık dönem, 2006-2009 ve 2009-2010 yıllarından oluşmak üzere iki alt döneme ayrılmıştır. Bu iki alt dönem GARCH, GARCH-M, EGARCH, PGARCH ve TARCH modellerinin parametreleri ile analiz edilmiştir. Analiz sonucunda Khartoum Borsası'nda olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre daha fazla volatilitelere neden olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca GARCH-M modelinin ortalama parametresinin pozitif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Gümrah vd. (2011) İstanbul Menkul Kıymetler Borsası için koşullu ve koşulsuz varyans modellerini inceleme amacıyla, 1987 ile 2009 yıllarını kapsayan dönemde İMKB-100 Endeks verilerini kullanarak farklı volatiliteler tahmin modellerini karşılaştırmışlardır. Bu amaçla ARCH, GARCH, EGARCH, TARCH ve GARCH-M modelleri ve Box Jenkins yöntemi kullanılmıştır. Araştırma sonucunda İMKB-100 endeksinin getiri serisinde volatiliteler kümelenmelerinin ve kalın kuyruk probleminin varlığı tespit edilmiş, negatif şok kaynaklı volatilitelerin etkisinin pozitif şok kaynaklı volatilitelere kıyasla daha etkili olduğu ve daha uzun sürdüğü görülmüş, incelenen veri setinin uzun dönemli hafıza içerdiğine dair bulgular elde edilmiş, İMKB-100 endeksinin

volatilitesinin öngörüsünde en iyi performansı veren modelin ise TGARCH modelinin olduğu kanıtlanmıştır.

Demir ve Çene (2012), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören İMKB-100 Endeksi'nde işlem gören hisse senetlerinin 2002 ile 2011 yılları arasındaki kapanış değerlerini iki alt dönemde incelemiştir. 2002 ile 2007 yılları arası birinci dönem, 2007 ile 2011 yılları arasının ise ikinci dönem olarak belirlendiği çalışmada, incelenen dönemler arasında yapısal farklılıkların olup olmadığı GARCH, EGARCH ve TARARCH modelleri kullanılarak kaldıraç etkisi yardımıyla incelenmiştir. Araştırmada incelenen dönemler arasında hem kaldıraç etkisinin hem de volatilitenin yapısının farklılık gösterdiği vurgulanmıştır.

Oskooe (2012) İran'daki Tahran Borsası'nı incelediği çalışmasında, ilgili borsa özelinde etkin piyasalar hipotezini ve doğrusal olmayan dinamikleri araştırmıştır. 1999 ile 2009 yılları arasında hisse senetlerinin günlük frekanslı getiri verileri kullanılmıştır. Araştırma sonucunda ARMA-GARCH modelinin doğrusal olmayan dinamiklerin belirlemede iyi performans gösterdiği belirtilmiştir.

Al Freedi vd. (2012), Suudi Arabistan'daki finansal piyasalar için hisse senedi getirilerinin volatilitelerindeki kalın kuyruklu olma, kaldıraç etkisi ve kalıcılık olgularını incelemiştir. Bu amaçla simetrik ve asimetrik GARCH ailesinden GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modelleri incelenmiştir. 2006 yerel krizini öncesi ve sonrasıyla inceleyen çalışmada 1994 ile 2009 yılları arasını, kriz öncesi, kriz süreci ve kriz sonrası olmak üzere üç döneme ayırmışlardır. Sonuç olarak kriz öncesi ve kriz döneminde GJR-GARCH modelinin diğer modellere göre daha iyi performans gösterdiği; kriz sonrası dönemde ise GARCH modeli kullanılarak volatilitenin daha iyi modellenildiği tespit edilmiştir. Ayrıca %1 anlamlılık düzeyinde incelenen finansal piyasada kaldıraç etkisinin varlığı ispat edilmiştir.

Er ve Fidan (2013) Ocak 1991'den Kasım 2012'ye kadar İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören İMKB-100 endeksinin günlük getirilerinin volatilitelerini modellemek amacıyla parametrik GARCH ve parametrik olmayan GARCH modellerini uygulanmışlardır. Uygulama sonucunda parametrik olmayan GARCH modellerinin parametrik GARCH modellerine göre volatilitiyi daha iyi modellediği görülmüştür.

Tripathy ve Garg (2013), Ocak 1999 ile Mayıs 2010 dönemi boyunca incelenen ülke borsalarındaki endekslerin günlük getiri serilerini ARCH, GARCH, GARCH-M, EGARCH ve TGARCH modellerini kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışma kapsamında Çin, Brezilya, Hindistan, Rusya, Meksika ve Güney Afrika Cumhuriyeti ülke borsalarındaki volatilitenin incelenmiştir. İnceleme sonucunda sadece Brezilya sermaye piyasalarında hisse senedi getirileri ile risk arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca incelenen ülke borsalarının tamamında olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre volatilitenin daha fazla artışa neden olduğu ve bu artışın kalıcılığının yüksek olduğu vurgulanmıştır.

Lim ve Sek (2013), 1997 Asya Krizi'nin Malezya Borsası üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. 1990 ile 2010 yıllarının incelendiği çalışmada 02.01.1990 ile 30.06.1997 tarihleri arasındaki dönem kriz öncesi, kriz 01.07.1997 ile 30.09.1998 tarihleri arasındaki dönem kriz, 01.10.1998 ile 30.12.2010 tarihleri arasındaki dönem ise kriz sonrası dönem olarak belirlenmiş ve her üç dönem için ayrı ayrı analiz gerçekleştirilmiştir. Çalışmada simetrik ve asimetrik GARCH modelleri kullanılmıştır. Bu doğrultuda GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri tercih edilmiştir. Çalışma sonucunda simetrik ve asimetrik GARCH modellerinin farklı dönemler için farklı performans skorları ürettikleri görülmüştür. Kriz öncesi ve kriz sonrası dönemler için simetrik GARCH modelinin asimetrik GARCH modeline göre daha iyi performans gösterdiği, ancak kriz dönemi için asimetrik GARCH modelinin daha iyi performans gösterdiği tespit edilmiştir. Çalışma bulguları döviz kuru ve ham petrol fiyatının, kriz öncesi ve kriz sonrası dönemlerde Malezya Borsası'nın volatilitesini önemli ölçüde etkilediğini ancak etkinin kriz döneminde dikkate değer olmadığını göstermektedir.

Türkiye'deki sermaye piyasalarının ortalama getirileri ile koşullu varyansını incelemek amacıyla ampirik bir analiz yapan Gökbulut ve Pekkaya (2014), Türkiye'deki sermaye piyasalarının 2002 ile 2014 yılları arasındaki verilerini kullanmışlardır. Çalışma kapsamında BIST verileri, EURO/Türk Lirası ve ABD Doları/Türk Lirası döviz kuru verileri kullanılmıştır. Türkiye sermaye piyasalarındaki volatilitenin tespiti için incelenen veriler, ARCH, GARCH, EGARCH, TARCH, AGARCH, PARARCH ve CGARCH modelleri kullanılarak analiz edilmiştir. Analiz sonucunda incelenen serilerin tamamında volatilitenin uzun süre devam ettiği belirlenmiştir. İnceleme kapsamında kullanılan EGARCH, TARCH, AGARCH ve

PARCH modelleri ile elde edilen verilere göre BİST endeksindeki volatilitenin, ortalamadan saptıktan sonra tekrar ortalamaya dönme eğiliminde olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, incelenen BİST endeksinde asimetrik etkilerin varlığı tespit edilmiştir. Döviz kuru verilerinin analizinde ise IGARCH modelinin kullanılmasının daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür.

Arouri vd. (2015) 22 Mart 2004 ile 31 Mart 2011 tarihleri arasında Çin'deki altın fiyatları ve borsa arasındaki getiri ve volatilitenin yayılımını keşfetmek için VAR-GARCH modelini kullanmıştır. Çok değişkenli volatilitenin modellerinden CCC-GARCH, DCC-GARCH, diyagonal BEKK-GARCH, skaler BEKK-GARCH ve tam BEKK-GARCH modelleri de karşılaştırma amacıyla incelenmiştir. Çalışma sonucunda, Çin'deki altın fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında önemli düzeyde getiri ve volatilitenin çapraz etkilerinin olduğunu, VAR-GARCH modelinin diğer çok değişkenli GARCH türevlerine göre daha iyi sonuç verdiği kanıtlanmıştır. Özellikle altın getirilerinin geçmiş verilerinin, Çin'deki hisse senedi piyasalarının koşullu getiri ve volatilitenin dinamiklerini açıklamada önemli rol oynadığı, bu nedenle hisse senedi getirilerinin tahmininde altın getirilerinin dikkate alınması gerektiği vurgulanmıştır. Ayrıca Çin hisse senedi portföyüne altın eklemenin riske göre ayarlanmış getiriyi artırdığını ve hisse senedi riskine karşı zaman içinde etkili bir koruma sağlayacağını belirtmişlerdir.

Bajo-Rubio vd. (2017) uluslararası finansal piyasalar, döviz kuru ve emtia piyasaları ile Türkiye'deki finansal piyasalar arasındaki getiri ve volatilitenin yayılımını incelemişlerdir. 1999 ile 2015 yılları arasında BİST'de işlem gören hisse senetlerinin haftalık getirileri, Amerika Birleşik Devletleri finansal piyasalarını temsilen S&P 500 Endeksi, Almanya için DAX hisse senedi endeksi, Türk Lirası ile Euro ve ABD Doları arasındaki döviz kuru verileri, emtia piyasalarını temsilen S&P GSCI Endeksi veri seti incelenmiştir. Çalışmada M-GARCH modeli kullanılmıştır. İncelenen veriler Dotcom Krizi ve likidite kaynaklı uluslararası finansal krizler dönemleri için iki alt döneme ayrılmıştır. Sonuç olarak Dotcom Krizi dönemi boyunca volatilitenin yayılmalarının büyük ölçüde Euro ve ABD Doları kuru serisi ile S&P ve DAX borsa serileri arasında görüldüğü belirtilmiştir. Ancak likidite kaynaklı uluslararası finansal krizler döneminde, hisse senetleri için volatilitenin yayılımının önemli ölçüde arttığı ve piyasada volatilitenin direncinin arttığı tespit edilmiştir.

Zhang vd. (2017) dünyadaki 25 ülkeden 28 farklı sermaye piyasasının ana endekslerinin hisse senedi getirilerinde haftanın günü anomalisini arařtırmak amacıyla GARCH modellerini uygulamıřlardır. alıřma kapsamında incelenen geliřmekte olan lkelerin menkul kıymet piyasalarından on beř endeks seilmiřtir: in'den SHC, SZC ve SMEC endeksleri; Arjantin'den Merval endeksi; Brezilya'dan IBOV endeksi; Meksika'dan MEXBOL endeksi; řili'den IPSA endeksi; Rusya'dan RTSI endeksi; Polonya'dan WIG20 endeksi; ek Cumhuriyeti'nden PX endeksi; Trkiye'den XU100 endeksi; Hindistan'dan SENSEX endeksi; Endonezya'dan JCI endeksi; Filipinler'den PCOMP endeksi; Malezya'dan FBMKLCI endeksi kullanılmıřtır. İncelenen geliřmiř lkelerin menkul kıymet piyasalarından ise on  endeks seilmiřtir: Amerika Birleřik Devletleri'nden DOW ve SPX endeksleri; Kanada'dan SPXT endeksi; Fransa'dan CAC endeksi; Almanya'dan DAX endeksi; İtalya'dan FTSEMIB endeksi; İřpanya'dan IBEX endeksi; İsvire'den SMI endeksi; Avustralya'dan AS51 endeksi; Hong Kong'dan HSI endeksi; Japonya'dan NKY endeksi; Yeni Zelanda'dan NZSE50FG endeksi ve Singapur'dan FSSTI endeksi. alıřmada haftanın gn anomalilerini lmek iin takvim etkisi performans oranı kullanılmıřtır. Yuvarlanan rnekleme yntemi ve GARCH modelinin kullanıldıėı alıřma sonucunda GARCH modeli kullanılarak istatistiki olarak anlamlı bulgular elde edilebileceėi grlmřtr.

Bouras vd.'nin (2018) alıřmalarında, 1998 ile 2017 yılları arasında on sekiz geliřmekte olan lkenin (Trkiye, Meksika, Gney Kore, Rusya, Hindistan, Brezilya, in, Endonezya, Suudi Arabistan, Gney Afrika, Arjantin, Kolombiya, Venezuela, Tayland, Ukrayna, İsrail, Malezya ve Filipinler) borsalarının altı aylık frekanslı getirileri ve volatiliteleri, her lkenin kendi kresel jeopolitik risk faktryle birlikte analiz edilmiřtir. alıřmada panel Genelleřtirilmiř Otoregresif Kořullu Deėiřen Varyans (seri tabanlı GARCH modeli) yaklařımı kullanılmıřtır. Panel GARCH modeli sonularına gre, lkeye zg kresel jeopolitik risk faktrlerinin hisse senedi getirileri zerinde etkisi olmasa da hisse senedi piyasası volatilitesi zerindeki etkisinin istatistiksel olarak zayıf olduėu tespit edilmiřtir.

Akko ve Civeir (2019) 2009 ile 2017 yılları arasında Trkiye'deki petrol, altın ve borsa getirileri arasındaki dinamik iliřkiyi analiz etmiřlerdir. zellikle 2008 Mortgage Krizi sonrasında petrol ve altından, BİST'de iřlem gren BİST-100 endeksine volatilitte yayılımını arařtırmıřlardır. BIST verileri, uluslararası altın ve petrol fiyatları endeksi

SVAR, DCC, GARCH modellerinin farklı versiyonları kullanılarak incelenmiştir. Ayrıca Artırılmış Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleri kullanılarak birim köklerinin varlığı test etmişlerdir. Çalışma sonucunda altın ve petrolden BİST'e dönük zamanla değişen ortak yönelim ve volatilité yayılımının varlığı tespit edilmiştir. Altının borsadaki volatilité üzerindeki etkisinin petrolden daha güçlü olduđu görülmüştür. Bu nedenle altının, volatilité riskine karşı güvenli bir alternatif olmadığı belirtilmiştir. Ayrıca çalışmanın sonuçları, Türkiye'nin küresel krizlerden sonra volatilitenin yayılma etkilerini yönetebilmek için dinamik makroekonomik politikalara ihtiyacı olduğunu göstermektedir.

Baffour vd. (2019) GARCH türevi ekonometrik modellerin performansını farklı döviz türlerinin volatiliteleri üzerinden inceledikleri çalışmalarında APGARÇH modelinin karşılaştırılan diđer modellere göre daha iyi performans gösterdiđi sonucuna ulaşmışlardır.

Joyo ve Lefen (2019) Pakistan'daki menkul kıymet piyasaları ve Pakistan'ın ticaret hacminin en yüksek olduđu Çin, Endonezya, Malezya, İngiltere ve Amerika Birleşik Devletleri'nin menkul kıymet piyasaları arasındaki eş güdümlü hareketleri ve portföy çeşitliliđini analiz etmişlerdir. İncelenen ülkelerin borsalarının zamanla değişen korelasyonunu ve volatilitelerini incelemek için student-t dağılımı ile Dinamik Koşullu Kovaryans (DCC) ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Deđişen Varyans (GARCH) metodolojisi kullanılmıştır. 2005-2018 dönemi için incelenen ülke borsalarında işlem gören hisse senetlerinin günlük getiri verileri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda Pakistan ve ticaret ortaklarına ait borsalarının 2008 Mortgage Krizi sırasında, birbirleri arasında yüksek korelasyona sahip olduđu tespit edilirken; Mortgage Krizi döneminden sonra borsalar arasındaki korelasyonda önemli ölçüde azalma görülmüştür.

Topalođlu ve Ege (2019) BİST'de işlem gören Mali ve Sınai Endekslerin 2007-2019 yıllarını kapsayan dönemine ilişkin haftalık getirilerinin volatilitelerini araştırmak amacıyla GARCH ve APGARÇH modellerini kullanarak gerçekleştirdikleri çalışma sonucunda, incelenen endekslerde meydana gelecek negatif şokların endeks üzerindeki etkisinin aynı büyüklükteki pozitif şoklardan daha fazla olduđunu tespit etmişlerdir.

Emenogu vd. (2020), 2 Ocak 2001 ile 8 Mayıs 2017 arasındaki Nijerya'da işlem gören Total Nigeria Plc Endeksi'nin günlük verilerini incelemişlerdir. İnceleme

kapsamında GARCH ailesinin dokuz türevi (SGARCH, GIRGARCH, EGARCH, IGARCH, AGARCH, TGARCH, NGARCH, NAGARCH ve AVGARCH) kullanılmıştır. Çalışma sonucunda NGARCH modelinin student-t için daha iyi performans gösterdiği, EGARCH ve SGARCH modellerinin ise normal dağılım için daha iyi performans gösterdiği tespit edilmiştir. Analiz sonucunda Nijerya'daki yatırımcıların Total Nijerya Plc Endeksi için yatırımlarını sürdürmeleri önerilmektedir. Ayrıca GARCH modellerinin, IGARCH ve EGARCH modellerinin kararsız olduğu birkaç durum haricinde güvenilir olduğunu belirtilmiştir.



**Tablo 4.3.** Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller İle İlgili Çalışmalar

İsim	Çalışma Yılı	Çalışmanın Kapsadığı Yıllar	İncelenen Ülkeler	Uygulanan Yöntemler	Sonuç
<b>2000 Öncesi Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar</b>					
Choudhry, T.,	1996	1976-1994	Meksika, Arjantin, Hindistan, Tayland ve Zimbabve	GARCH-M	Volatilité parametrelerinin kriz öncesi ve kriz sonrasına dönemler için borsalar özelinde farklılık gösterdiği görülmüştür
De Santis, G., ve İmrohoğlu, S.,	1997	1988-1996	Türkiye, Yunanistan, Hindistan, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan, Tayland, Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Venezuela	GARCH	Yüksek oranda riske maruz kalmanın daha yüksek beklenen getiri sağlamadığı görülmüş, incelenen ülkelerin borsalarında volatilité kümelenmesi tespit edilmiş ve bu doğrultuda volatilitenin tahmin edilebileceği vurgulanmıştır
Okay, N.,	1998a	1989-1996	Türkiye	EGARCH ve GARCH	EGARCH modelinin GARCH modeline göre İstanbul Menkul Kıymet Borsası'ndaki varyansı açıklama performansının daha başarılı olduğu görülmüştür
Henry, T. O.,	1998	1990-1995	Hong Kong	GARCH	Olumsuz haberlerin volatilité üzerindeki etkisinin, olumlu haberlerin volatilité üzerindeki etkisinden daha fazla olduğu tespit edilmiştir
Okay, N.,	1998b	1989-1996	Türkiye	GARCH	Yerel ekonomik ve politik gelişmelerin volatilitéyi etkilediği tespit edilmiştir



Muradođlu, G., ve Berument, H.,	1999	1988-1995	Türkiye	GARCH-M	Ekonomik ve politik gelişmelerin kriz esnasındaki volatilitiyi açıklamada etkili olmadıkları tespit edilmiştir
<b>2000 ve 2010 Arası Piyasa Etkinliđi ile İlgili Çalışmalar</b>					
Gökcan, S.,	2000	1988-1996	Meksika, Brezilya, Arjantin, Kolombiya, Malezya, Filipinler ve Tayvan	GARCH ve EGARCH	GARCH modelinin volatilitate tahmin performansının EGARCH modelinin volatilitate tahmin performansından daha iyi sonuç verdiği görülmüştür
Gökçe, A.,	2001	1989-1997	Türkiye	GARCH	Hisse senetlerinin günlük işlem hacimleri ile bu hisse senetlerinin günlük getirileri arasında güçlü ve pozitif yönlü bir korelasyon tespit edilmiştir
Lee, C. F., Gong- meng C., ve Oliver M. R.,	2001	1990-1997	Çin	ARFIMA ve GARCH-M	İncelenen endekslerde uzun hafıza özelliklerinin görüldüğü ve risk ile beklenen getiri arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir
Harris, R., ve Küçüközmen, C.,	2001	1988-1999	Türkiye	GARCH, EGARCH ve GARCH-M	İMKB getirilerinin önemli derecede doğrusal ve doğrusal olmayan bağımlılık özellikleri sergilediği bulunmuş; GARCH-M modeli kullanılarak hazırlanan portföyün riskinin VAR analizi ile hesaplanan riske göre %24 daha az olduğu hesaplanmıştır
Chiang, T. C., ve Shuh-Chyi, D.,	2001	1988-1998	Filipinler, Hong Kong, Malezya, Singapur, Tayland, Güney Kore ve Tayvan	TAR-GARCH	İncelenen yedi ülke borsasının döndünde beklenmeyen volatilitate ile beklenen getiri arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir

Salman, F.,	2002	1992-1998	Türkiye	GARCH-M	Hisse senetlerinin getirilerinin ortalamadan sapması sonrasında ortalamaya geri dönüş yönelimlerinin zamanla kalıcı olarak değiştiği tespit edilmiştir
Siourounis, G. D.,	2002	1988-1998	Yunanistan	GARCH, EGARCH-M ve LGARCH	Olumsuz haberlerin hisse senetlerinin günlük getiri serileri üzerinde asimetrik bir etki gösterdiği ve Yunanistan'daki politik istikrarsızlığın zaman içerisinde volatilitiyi arttırdığı tespit edilmiştir
Haque, M., Hassan, M. K., ve Maroney, N.,	2004	1988-2002	Güney Afrika, Bahreyn, Mısır, İsrail, Ürdün, Umman, Suudi Arabistan, Fas, Nijerya, Zimbabve	GARCH-M ve ARMA	İncelenen on ülkenin dokuzunda risk priminin zaman içerisinde değişim göstermediği görülürken, sekiz ülkenin borsasında ise volatilité kümelenmesine rastlanılmıştır
Caiado, J.,	2004	1995-2001	Portekiz	GARCH, GARCH-M, EGARCH ve TARCH	Günlük veriler kullanılarak hesaplanan volatilité ile haftalık veriler kullanılarak hesaplanan volatilitenin farklılıklar gösterdiği belirlenmiştir
Kilic, R.,	2004	1988-2003	Türkiye	AR-GARCH ve AR-FIGARCH	AR-FIGARCH modeli, AR-GARCH modeline göre daha anlamlı sonuçlar vermektedir
Shin, J.,	2005	1989-2003	Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Venezuela, Hindistan, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan, Tayland, Türkiye ve Yunanistan	GARCH-M	İncelenen borsaların tamamında volatilité ile beklenen getiri arasında az da olsa pozitif bir korelasyon tespit edilirken, yalnızca dört ülke borsasında volatilité ile beklenen getiri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir korelasyona rastlanılmıştır

Mazıbaş, M.,	2005	1997-2004	Türkiye	ARMA modelleri, GARCH, EGARCH, GJR-GARCH, PARCH, CGARCH	GARCH modellerinin, haftalık ve aylık veriler kullanıldığında daha isabetli tahminler ürettiği görülmüştür. Günlük veriler kullanıldığında ise ARCH tipi modellerin tahmin performanslarının yetersiz olduğu vurgulanmıştır
Panagiotidis T.,	2005	2003-2003	Yunanistan	BDS, Tsay, Engle LM, McLeod-Li, Bicovariance testleri ve GARCH modelleri	GARCH modelleri kullanılarak volatilitenin kümelemeleri tespit edilmiş ve doğrusal olmayan herhangi bir yapıya rastlanılmamıştır
Kalaycı, Ş.,	2005	1990-2003	Türkiye	GARCH	İMKB'deki hisse senetlerinin getiri volatilitelerini açıklamada enflasyon ve M2 para arzı değişkenlerinin başarılı olduğu, diğer değişkenlerin ise volatilitenin üzerinde istatistiksel olarak etkilerinin anlamlı olmadığı tespit edilmiştir
Brooks, R.,	2007	1995-2005	Nijerya, Zimbabve, Mısır, Fas, Suudi Arabistan, Bahreyn, Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika, Türkiye, Güney Afrika, Çin, Hindistan, Endonezya, Güney Kore, Pakistan, Malezya, Filipinler, Sri Lanka, Tayland, Tayvan, Yunanistan, Macaristan, Polonya, Portekiz	APARCH	Gelişmekte olan ülkelerin borsalarındaki volatilitenin, asimetrik olma durumu bakımından birbirlerinden farklılıklar gösterdiği tespit edilmiştir

Vardar, G., Aksoy G., ve Emre, C.,	2008	2001-2008	Türkiye	GARCH	Döviz kurunun İMKB-Teknoloji endeksi dışındaki diğer endekslerin tamamında volatilitiyi açıklamada başarılı olduğu tespit edilmiştir
Floros, C.,	2008	1997-2007	Mısır, İsrail	GARCH, CGARCH, EGARCH, TARCH ve PARCH	Getiri serilerindeki büyük ölçekli değişimlerin gelecekte gerçekleşecek volatilitiyi tahmin etmede kullanılabileceği tespit edilmiştir
Altay, S., ve Küçüközmen, C.,	2008	1993-2003	Türkiye, Tayvan, Filipinler, Çin, Hong Kong, Arjantin, Güney Afrika, ABD, İngiltere, Japonya, Almanya, Fransa ve İtalya	GARCH, GARC-M, EGARCH, BDSL yöntemi	GARCH modellerinin doğrusal olmayan dinamikleri tespit ettiği sonucuna ulaşılmıştır
Köksal, B.,	2009	1998-2008	Türkiye	GARCH, AGARCH, EGARCH, GJR-GARCH, PGARCH ve SAGARCH	EGARCH modelinin en iyi tahmin performansına sahip olan model olduğu; İMKB'de olumsuz haberlerin etkisinin olumlu haberlerin etkisine göre yaklaşık %25 daha fazla olduğu görülmüştür
Lim, K. P., ve Brooks, R. D.,	2009	1992-2005	Çin	BDS, ARCH-LM, McLeod-Li ve Bispectrum testleri	İncelenen borsaların doğrusal olmayan özellikler gösterdikleri tespit edilmiştir
Alagidede, P., ve Panagiotidis, T.,	2009	1994-2005	Güney Afrika, Mısır, Nijerya, Kenya, Fas, Tunus ve Zimbabve	GARCH, EGARCH, GARCH-M	Aşırı basıklık, volatilitite kümelenmesi ve kaldıraç etkisi olgularının varlığı ispatlanmıştır

2010 Sonrası Piyasa Etkinliği İle İlgili Çalışmalar						
Kıran, B.,	2010	1990-2008	Türkiye		GARCH, EGARCH ve TGARCH	İMKB-100 endeksi işlem hacminin, endeksin günlük getirilerinin volatilitesi üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu görülmüştür
Kulikova, M., ve Taylor, D. R.,	2010	2005-2010	Güney Afrika		GARCH	GARCH modelinin getirilerden oluşan veri setindeki baskılığı açıklamada diğer modellere göre daha iyi performans gösterdiği görülmüştür
Çağlı, G., ve Okur, M.,	2010	2004-2010	Türkiye		SGARCH	2007 ile 2010 yılları arasındaki dönemde koşulsuz varyans değerlerinde ve volatilité şoklarının direncinde artış olduğu tespit edilmiştir
Miron, D., ve Tudor, C.,	2010	2001-2010	Romanya, ABD		GARCH, EGARCH, PGARCH, TGARCH, GED ve student-t	İncelenen veri setlerinin tamamında volatilité kümelmesi, aşırı baskılık ve kaldıraç etkisi görülmüş; EGARCH modelinin tahmin performansının incelenen diğer modellere göre daha başarılı olduğu tespit edilmiştir
Çağlı, Ç., Mandacı, P. E., ve Kahyaoglu, H.,	2011	1997-2009	Türkiye		EGARCH	İMKB'nin ulusal ve uluslararası gelişmelerden etkilendiği tespit edilmiştir
Gürsaka, S.,	2011	2000-2007	Türkiye		GARCH	Sekiz adet kırılma noktası tespit edilmiş ve bu sekiz kırılma noktası GARCH modeline eklendiğinde volatilité kalıcılığında %10 oranında azalma gerçekleştiği görülmüştür

Ahmed, E., ve Suliman, Z. S.,	2011	2006-2010	Sudan		GARCH, GARCH-M, EGARCH, PGARCH ve TARCH	Khartoum Borsası'nda olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre daha fazla volatiliteye neden olduğu tespit edilmiştir
Gümrah, Ü., Gökbulut, R. İ., ve Köseoğlu, S. D.,	2011	1987-2009	Türkiye		ARCH, GARCH, EGARCH, TARCH ve GARCH-M modelleri ve Box Jenkins yöntemi	İMKB-100 endeksinin getiri serisinde volatilitenin kümeleşmelerinin ve kalın kuyruk probleminin varlığı tespit edilmiş; negatif şok kaynaklı volatilitelerin etkisinin pozitif şok kaynaklı volatilitelere kıyasla daha etkili olduğu ve daha uzun sürdüğü görülmüş; İMKB-100 endeksinin volatilitelerinin öngörüsünde en iyi performansı veren modelin ise TGARCH modelinin olduğu kanıtlanmıştır
Demir, İ., ve Çene, E.,	2012	2002-2011	Türkiye		GARCH, EGARCH ve TARCH	İncelenen dönemler arasında hem kaldıraç etkisinin hem de volatilitenin yapısının farklılık gösterdiği belirlenmiştir
Oskooe, S.,	2012	1999-2009	İran		ARMA- GARCH	ARMA-GARCH modelinin doğrusal olmayan dinamiklerin belirlemede iyi performans gösterdiği belirtilmiştir
Al Freedi, A., Shamiri, A., ve Isa, Z.,	2012	1994-2009	Suudi Arabistan		GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH	Kriz öncesi ve kriz döneminde GJR-GARCH modelinin diğer modellere göre daha iyi performans gösterdiği; kriz sonrası dönemde ise GARCH modeli kullanılarak volatilitenin daha iyi modellenebildiği tespit edilmiştir

Er, Ş., ve Fidan, N.,	2013	1991-2012	Türkiye	Parametrik olmayan GARCH ve parametrik olmayan GARCH	Parametrik olmayan GARCH modellerinin parametrik GARCH modellerine göre volatilitiyi daha iyi modellediği görülmüştür
Tripathy, N., ve Garg, A.,	2013	1999-2010	Çin, Brezilya, Hindistan, Rusya, Meksika ve Güney Afrika	ARCH, GARCH, GARCH-M, EGARCH ve TGARCH	İncelenen ülke borsalarının tamamında olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre volatilitede daha fazla artışa neden olduğu ve bu artışın kalıcılığının yüksek olduğu vurgulanmıştır
Lim, C. M., ve Sek, S. K.,	2013	1990-2010	Malezya	GARCH, EGARCH ve TGARCH	Simetrik ve asimetrik GARCH modellerinin farklı dönemler için farklı performans skorları ürettikleri tespit edilmiştir
Gökbulut, R., İ., ve Pekkaya, M.,	2014	2002-2014	Türkiye	ARCH, GARCH, EGARCH, IGARCH, TARCH, AGARCH, PARCH ve CGARCH AGARCH	BİST endekslerinde görülen volatilitenin ortalamadan saptıktan sonra tekrar ortalamaya dönme eğiliminde olduğu tespit edilmiştir
Arouri, E. H. M., Lahiani, A., ve Nguyen, D. K.,	2015	2004-2011	Çin	GARCH türevleri	Çin'deki altın fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında önemli düzeyde getiri ve volatilité çapraz etkilerinin olduğu; VAR-GARCH modelinin diğer çok değişkenli GARCH türevlerine göre daha iyi sonuç verdiği tespit edilmiştir

Bajo-Rubio, O., Berke, B., ve McMillan, D.,	2017	1999-2015	Türkiye, ABD, Almanya	GARCH, M-GARCH	Finansal krizler döneminde hisse senetlerin için volatilité yayılımının önemli ölçüde arttığı ve piyasada volatilité direncinin yükseldiği tespit edilmiştir
Zhang, J., Lai, Y., ve Lin, J.,	2017	1990-2016	Çin Arjantin Brezilya Meksika Şili Rusya Polonya Çek Cumhuriyeti Türkiye Hindistan Endonezya Filipinler Malezya ABD Kanada Fransa Almanya İtalya İspanya İsviçre Avustralya Hong Kong Japonya Yeni Zelanda Singapur	GARCH modelleri ve Yuvarlanan örneklem yöntemi	GARCH modeli kullanılarak istatistiki olarak anlamlı bulgular elde edilebileceği görülmüştür



Bouras, C., Christou, C., Gupta, R., ve Suleman, T.,	2018	1998-2017	Türkiye, Meksika, Güney Kore, Rusya, Hindistan, Brezilya, Çin, Endonezya, Suudi Arabistan, Güney Afrika, Arjantin, Kolombiya, Venezuela, Tayland, Ukrayna, İsrail, Malezya ve Filipinler	GARCH modelleri	Ülkeye özgü küresel jeopolitik risk faktörlerinin hisse senedi getirileri üzerinde bir etkisi olmasa da hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak zayıf olduğu tespit edilmiştir
Akkoç, U., ve Çivcir, I.,	2019	2009-2017	Türkiye	GARCH modelleri, ADF, Phillips- Perron (PP) ve Kwiatkowski- Phillips- Schmidt-Shin (KPSS) testleri	Altın ve petrolden BİST'e doğru zamanla değişen ortak yönelim ve volatilité yayılımının varlığı tespit edilmiştir
Baffour, A. A., Feng, J., ve Taylor, E. K.,	2019	2001-2013		GARCH, GJR- GARCH, APGARCH	APGARCH modelinin karşılaştırılan diğer modellere göre daha iyi performans gösterdiği sonucuna ulaşmıştır
Joyo, A.S., ve Lefen, L.,	2019	2005-2018	Pakistan, Çin, Endonezya, Malezya, İngiltere ve ABD	GARCH, student-t dağılımı, Dinamik Koşullu Kovaryans,	Pakistan ve ticaret ortaklarının borsalarının 2008 Mortgage Krizi sirasında birbirleri arasında yüksek korelasyon görülürken, Mortgage Krizi döneminden sonra borsalar arasındaki korelasyonda önemli ölçüde azalma tespit edilmiştir

Topalođlu, T. N., ve Ege, İ.,	2019	2007-2019	Türkiye	GARCH, APGARCH	Negatif şokların endeks üzerindeki etkisinin aynı büyüklükteki pozitif şoklardan daha fazla olduğunu tespit edilmiştir
Emenogu, N. G., Adenomon, M. O., ve Nweze, N. O.,	2020	2001-2017	Nijerya	SGARCH, GIRGARCH, EGARCH, IGARCH, AGARCH, TGARCH, NGARCH, NAGARCH ve AVGARCH	NGARCH modelinin student-t için daha iyi performans gösterdiği, EGARCH ve SGARCH modellerinin ise normal dağılım için daha iyi performans gösterdiği tespit edilmiştir

Gelişmekte olan sermaye piyasalarının volatilitelerini varyansta doğrusal olmayan ekonometrik modeller ile inceleyen çalışmalara dair literatür araştırmasını özetleyen bilgiler Tablo 4.3.'de sunulmuştur.

Finansal literatürde daha önce yapılan çalışmalar incelendiğinde araştırmaların önemli bir kısmının doğrusal yöntemlerle gerçekleştirildiği; doğrusal olmayan yöntemler ile gerçekleştirilen çalışmaların ise genellikle bir veya birkaç doğrusal olmayan ekonometrik model kullanılarak yapıldığı tespit edilmiştir. Ayrıca hem ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modeller hem de varyansta doğrusal olmayan ekonometrik modelleri birlikte kullanarak BRICS-T ülke borsalarını mukayeseli olarak inceleyen bir eser bulunmamaktadır. Çalışmada 20 civarında ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik model ve varyansta doğrusal olmayan ekonometrik model kullanılacaktır. İlâveten, BRICS-T ülke borsalarının piyasa etkinlikleri incelenecektir. Bu çalışmanın literatüre katkısı BRICS-T ülkelerinin borsa getirilerinin volatilitelerinin, hem ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modeller hem de varyansta doğrusal olmayan ekonometrik modeller kullanılarak karşılaştırmalı olarak incelenmesinin ve bununla birlikte piyasa etkinliklerinin mukayeseli olarak tetkik edilmesinin ilk kez bu çalışmada yapılacak olmasıdır.

Finans literatüründe yeni yatırım araçlarının ortaya çıkması ve teknolojik gelişmeler ile birlikte artan ihtiyaçlara cevap verebilmek amacıyla pek çok ekonometrik model geliştirilmiş ve hala geliştirilmektedir. İhtiyaçlara tam olarak cevap verebilmek amacıyla var olan modellerde gerekli değişimler yapılarak yeni modeller oluşturulmaktadır. Ayrıca daha önce kullanılmakta olan modeller farklı finansal enstrümanlara ve farklı piyasalara uygulanarak kümülatif bilgi her geçen gün daha da arttırılmaktadır.

## **4.2. Yöntem**

Finansal piyasalarda işlem gören finansal enstrümanların fiyatları zaman içinde değişmektedir. Bu değişimler ise trendin yükselen veya düşen karakterli olması, yatırımcıların beklentileri, yerel ve uluslararası ekonomik gelişmeler, krizler gibi pek çok unsurdan kaynaklanmaktadır.

Fiyat deęişimlerine etki eden unsurların çokluğu ve karmaşıklığı ise deęişimlerin asimetrik ve doğrusal olmayan bir yapı sergilemesine neden olmaktadır. Bu tarz asimetrik ve doğrusal olmayan yapıların modellenmesi ise doğrusal yapıdaki modellere göre hem daha zor hem de daha karmaşıktır.

Finansal bir zaman serisinin doğrusal olmaması durumu, koşullu ortalamadan, koşullu varyanstan veya hem koşullu ortalamadan hem de koşullu varyanstan kaynaklanabilmektedir. Zaman serisinin doğrusal olmaması durumu koşullu ortalamadan kaynaklanıyorsa, incelenen seri ortalama da doğrusal olmayan yöntemlerle (Eşik modelleri vb.) incelenmekte; serinin doğrusal olmaması durumu koşullu varyanstan kaynaklanıyorsa, varsyansta doğrusal olmayan yöntemlerle (ARCH modeli ve türevleri) incelenmekte; serisinin doğrusal olmaması durumu hem koşullu ortalamadan hem de koşullu varyanstan kaynaklanıyorsa istatistiki olarak en anlamlı sonuç veren yöntem kullanılarak incelenmektedir (Hasanov ve Omay, 2008: 2645).

#### 4.2.1. Doğrusal ve Doğrusal Olmama Kavramları

Zaman serilerinin doğrusal olma veya olmama durumları çeşitli parametrelere baęlı olarak belirlenmektedir. Bu parametreler aşıęıda açıklanmaktadır (Tsay, 2002: 126-128):

Doęrusal formdaki stokastik zaman serileri Denklem 4.1'deki gibi gösterilebilmektedir:

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i a_{t-i} \quad (4.1)$$

Denklem 4.1'de  $\mu$  terimi, sabit terimi ifade etmekte;  $\Psi$  terimi için “  $\Psi_0 = 1$  “ reel sayıları göstermekte;  $a_t$  terimi, baęımsız ve eő daęılımlı tesadüfi deęişkenleri nitelendirmektedir.

Denklem 4.1'de gösterilen formüldeki  $X_t$ , fonksiyonel formda olarak Denklem 4.2'deki gibi ifade edilmektedir:

$$X_t = f ( a_t, a_{t-1} \dots \dots ) \quad (4.2)$$

Denklem 4.2'deki  $f (...)$ 'nin fonksiyonel formunun sonucuna göre modelin doğrusal olduęu veya doğrusal olmadıęı sonucuna ulaşılmaktadır.

$(X_{t-1}, X_{t-2}, X_{t-3} \dots X_{t-n})$  ve  $(a_{t-1}, a_{t-2}, a_{t-3} \dots)$  'nin doğrusal kombinasyonlarının toplamı  $F_{t-1}$  olarak ifade edildiğinde  $X_t$ 'nin koşullu ortalama ve varyansı sırasıyla Denklem 4.3 ve Denklem 4.4'de olduğu gibi gösterilebilmektedir:

$$\mu_t = E \left( \frac{X_t}{F_{t-1}} \right) \equiv g (F_{t-1}) \quad (4.3)$$

$$\sigma_t^2 = Var \left( \frac{X_t}{F_{t-1}} \right) \equiv h (F_{t-1}) \quad (4.4)$$

Denklem 4.3 ve Denklem 4.4'deki  $g(\dots)$  ve  $h(\dots)$  tam belirlenmemiş fonksiyonlar olup  $h(\dots) > 0$  'dır. Buna göre model Denklem 4.5'de gösterildiği gibi ifade edilebilir:

$$x_t = g (F_{t-1}) + \sqrt{h (F_{t-1})} \varepsilon_t \quad (4.5)$$

Denklem 4.5'deki  $g(\dots)$  doğrusal olmayan formdaysa bu durum ortalama da doğrusal olmama durumu,  $h(\dots)$  doğrusal olmayan formdaysa bu durum varyansta doğrusal olmama durumu olarak nitelendirilmektedir (Tsay, 2002: 126-127).

#### 4.2.2. Finansal Zaman Serilerinde Doğrusallık Testleri

Zaman serileri ile doğrusal olmayan modeller kurulmadan önce doğrusallığın test edilmesi gerekmektedir. Çok sayıda değişken içeren, karmaşık yapıdaki doğrusal olmayan modellerin kullanılması modelin tahmin ve temsil gücünü artırabilmektedir. Ancak artan değişken sayısı ile birlikte modelin tahmin gücü yanıltıcı olabilmektedir. Bunun sonucunda ise yapılan tahminlerin doğruluğu ve modelin açıklayıcılığı azalabilmektedir. Bu nedenle doğrusal olmayan modeller ile çalışırken en doğru modelin seçimi büyük önem taşımaktadır. Finansal literatürde kullanılan çok sayıda doğrusal olmayan model bulunmaktadır. Buna bağlı olarak da doğrusallığın veya doğrusal dışılığın tespiti için farklı testler önerilmiştir. Ancak farklı veri setleriyle uyum gösteren ve araştırmacıların çoğunluğu tarafından kabul görmüş tek bir doğrusallık testi bulunmamaktadır.

Finansal piyasalardaki enstrümanların getirilerini inceleyen finansal literatürde, 1980'li yıllara kadar büyük ölçüde doğrusal modeller kullanılmıştır. 1980'li yıllardan itibaren özellikle bilgisayar ve yazılım teknolojilerindeki gelişmelerle birlikte çok

sayıda deęişkenin aynı anda analiz edilebilmesi kolaylaşmıştır. Buna baęlı olarak 1980'lerin sonlarından itibaren doęrusal olmayan modellerin kullanımı büyük ölçüde artmıştır. Doęrusal olmayan modellerle yapılan çalışmalar sonucunda doęrusal olmayan modellerin, doęrusal modellere göre çoęunlukla daha açıklayıcı olduęu ve daha iyi tahminde bulunabildięi tespit edilmiştir. Bunun başlıca sebebi, finansal zaman serilerinin doęrusal olduęu ön kabulüyle yapılan birim kök testlerinin gerçekte doęrusal olmayan karakteristikteki zaman serilerinde hatalı sonuçlar verdięinin kanıtlanması olmuştur. Bu nedenle bir zaman serisinin doęrusal olup olmadıęının test edilmesi, doęrusal olmayan modellerle yapılacak çalışmanın ilk adımı olmalıdır. Eęer incelenen zaman serisinin doęrusal olmadığına dair yeterli kanıt bulunamazsa doęrusal modeller kullanılmalıdır (Hatipoęlu, 2015: 63; Mermi, 2017: 13-14)

Guhathakurta vd. 2011 tarihli çalışmalarında, bir finansal zaman serisini modellenmeden önce ilgili serinin doęrusallıęını veya doęrusal dıőı özelliklerinin tespit edilmesi gerektięini belirtmişlerdir. Bu amaçla finansal literatürde doęrusallıęı inceleyen farklı testler geliştirilmiştir. Bir serinin doęrusal olmaması çeşitli sebeplerden kaynaklanabileceęi için bir testin bir dięer teste göre belirgin bir üstünlüęü bulunmamaktadır.

#### **4.2.2.1. BDS Testi**

BDS testi ilk kez 1987'de yılında Brock vd. tarafından ortaya konmuş, daha sonra 1996 yılında Brock vd. tarafından geliştirilmiştir. BDS testi, finansal literatürde zaman serilerinin doęrusal olup olmadıęının tespit edilmesi amacıyla yaygın olarak kullanılmaktadır. BDS testinin uygulama aşamasında herhangi bir ön kabul şartı gerekmemesi nedeniyle zaman serilerinin doęrusallıęının sınanmasında en fazla tercih edilen testlerden biri olmuştur.

BDS testi uygulanırken hipotezler Őu şekilde oluşturulmaktadır:

$H_0$  = Hata terimleri baęımsız ve özdeş dağılıma sahiptir.

$H_1$  = Hata terimleri baęımsız ve özdeş dağılıma sahip değildir.

Veri setine uygun bir modelin belirlenmesi, BDS testinin uygulanmasındaki ilk aşamadır. Belirlenen modelden elde edilen hata terimleri  $H_0$  hipotezi varsayımı altında

test edilir.  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi durumunda hata terimleri arasında korelasyon olduğu ve bu korelasyonun doğrusal olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır (Mermi, 2017: 15).

Sewell ve Stansell'in 1993 tarihli çalışmalarına göre BDS testi dört aşamada gerçekleştirilmektedir:

- İncelenen zaman serisinde otokorelasyon olup olmadığı incelenir. Eğer otokorelasyon varsa ya verilerin farkları alınır yada ARMA modelleri yardımıyla bilgi kriterlerine göre seçilen modelin hata terimleri elde edilir.
- m sayıda geçmişten elde edilen filtrelenmiş veriler elde edilir:

$$m_1 : X_t^1 = X_t$$

$$m_2 : X_t^2 = (X_t, X_{t+1})$$

$$m \text{ geçmiş} : X_t^m = (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t-(m-1)})$$

“m geçmiş” kavramı , m sayıdaki uzay boyutunu göstermektedir.

- İncelenen serinin korelasyon integrali hesaplanır.
- Tablo değerleri ve istatistiki veriler hesaplanır.

BDS testi, korelasyon integraline dayanmaktadır. Bu korelasyon integrali, incelenen seride tekrarlanan düzensiz hareketlerin frekansını ölçmek amacıyla kullanılmaktadır.  $X_t$  zaman serisi incelenirken ve bu zaman serisinin m tane geçmişi,  $X_t^m = (X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-(m-1)})$  olarak tanımlandığında, m boyutlu korelasyon integrali Denklem 4.6'daki gibi hesaplanmaktadır (Zivot ve Wang, 2006: 651):

$$C_{m,\epsilon} = \frac{2}{T_m(T_m-1)} \sum \sum_{m > s > t > T} l(X_t^m, X_s^m; \epsilon) \quad (4.6)$$

Denklem 4.6'daki  $T_m = T - m - 1$  ve  $l(X_t^m, X_s^m; \epsilon)$  öncü fonksiyon olarak 1'e eşittir.  $|x_{t-i} - x_{t-s}| < \epsilon$  ve her  $i = 0, 1, 2, \dots, m - 1$  için aksi durum olursa fonksiyon 0'a eşit kabul edilir.

Böylelikle korelasyon integralinin herhangi bir  $m$  geçmişteki iki noktanın terimine olan uzaklığının olasılığı hesaplanmaktadır. Olasılık fonksiyonu ise Denklem 4.7'deki gibi gösterilmektedir:

$$\Pr ( | x_t - x_s | < \epsilon , | x_{t-1} - x_{s-1} | < \epsilon , \dots , | x_{t-m+1} - x_{s-m+1} | < \epsilon ) \quad (4.7)$$

Eğer  $x_t$  normal ve özdeş dağılım gösteriyorsa Denklem 4.7'deki fonksiyon Denklem 4.8 limit fonksiyonuna eşit olmaktadır.

$$C_{1,\epsilon}^m = \Pr( |x_t - x_s| < \epsilon )^m \quad (4.8)$$

Denklem 4.8'i temel alan Brock vd.'nin 1996 yılında yayınladıkları çalışmalarında, BDS test istatistiğini Denklem 4.9'daki gibi ifade etmişlerdir:

$$V_{m,\epsilon} = \sqrt{T} \frac{C_{m,\epsilon} - C_{1,\epsilon}^m}{S_{m,\epsilon}} \quad (4.9)$$

$(C_{m,\epsilon} - C_{1,\epsilon}^m)$  teriminin standart sapması  $S_{m,\epsilon}$  olmak üzere, Brock vd.'nin 1996'daki çalışmalarında ispatladıkları normal dağılım doğrultusunda Denklem 4.10'daki gibi istatistiksel özelliklere sahiptir:

$$V_{m,\epsilon} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (4.10)$$

Buna göre BDS test istatistiği,  $N(0,1)$  dağılımına dönüşmektedir. “Hata terimleri bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir” i öneren  $H_0$  hipotezi, %5 anlamlılık düzeyinde,  $|V_{m,\epsilon}| > 1.96$  olduğu zaman red edilmektedir.

BDS testinin başlıca dezavantajı,  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi durumunda incelenen zaman serisinin doğrusal stokastik süreç mi, yahut doğrusal olmayan stokastik süreç mi, veyahut doğrusal olmayan deterministik sistem mi olduğunu göstermemesidir. Bu nedenle BDS test süreci, serinin doğrusal dışılığının stokastik veya deterministik olup olmadığını ve çarpımsal veya toplamsal olup olmadığını ayırt edememektedir (Lim vd., 2003: 43-44; Lim, 2011: 93).

#### 4.2.2.2. Keenan Testi

1985'de Keenan'ın doğrusallıktan sapmaları tespit edebilmek için geliştirdiği Keenan testi, doğrusal olmayan pek çok yapıyı tespit edebilen, uygulanması oldukça



pratik olan ve parametrik olmayan bir testtir. Bu test uygulanırken her bir işlem adımında, doğrusal AR (otoregressif) modeline sırasıyla farklı değişkenler eklenerek ulaşılan modellerin artıklarında doğrusal olmayan dinamiklerin olup olmadığı incelenmektedir.

Keenan testinin hipotezleri şu şekilde oluşturulmaktadır:

$H_0 =$  Süreç doğrusaldır

$H_1 =$  Süreç doğrusal değildir

Keenan testi Denklem 4.11’de gösterildiği gibi ifade edilmektedir:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=-\infty}^{\infty} \theta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i,j=-\infty}^{\infty} \theta_{ij} \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-j} + \sum_{i,j,k=-\infty}^{\infty} \theta_{ijk} \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t-k} + \dots, \quad (4.11)$$

Denklem 4.11’deki  $y_1, y_2, \dots, y_n$ ’ler gözlem verileri ve  $\varepsilon_t$ ’ler  $(-\infty < t < \infty)$  sıfır ortalama ile birbirinden bağımsız dağılmış özdeş rasgele değişkenler serisidir. Denklem sağ tarafındaki değerlerin toplamı sıfıra eşit ise  $Y_t$  süreci doğrusal bir süreç olarak kabul edilmektedir (Mermi, 2017: 17).

Denklem 4.12’de Keenan test istatistiği gösterilmektedir:

$$\hat{F} = \frac{\eta^2(n-2m-2)}{HKT - \eta^2} \quad (4.12)$$

1 ve  $n-2m-2$  serbestlik derecelerinde F dağılımına ulaşılmaktadır (Mermi, 2017: 17).

#### 4.2.2.3. Tsay Testi

Doğrusallığı inceleyen bir diğer test, 1986 yılında Tsay tarafından geliştirilmiştir. Tsay testinin hipotezleri şu şekilde oluşturulmaktadır:

$H_0 =$  Süreç doğrusaldır

$H_1 =$  Süreç doğrusal değildir

Keenan testinin daha gelişmiş bir versiyonu olan Tsay testinin aşamaları aşağıda gösterilmektedir (Hatipoğlu, 2015: 66):

- $y_t$  zaman serisi olarak düşünülduğünde, öncelikle kendi gecikmeli değerleri ile regresyon analizi yapılarak  $\varepsilon$  hata terimleri bulunur.
- $y_t$  'nin her gözlem değeri için çapraz elemanlarıyla  $Z_t$  vektörü oluşturulur.
- $Z_t$  vektörü, açıklayıcı değişkenler ile regresyon analizi yapılarak  $\eta$  hata terimleri bulunur.
- $\varepsilon$  hata terimleri bağımlı değişkenler,  $\eta$  hata terimleri ise bağımsız değişkenler olarak regresyon yapılır:

$$\varepsilon_t = \delta_0 + \delta_1 \eta_{t-1} + \delta_p \eta_{t-p} + \xi_t$$

- Son olarak Tsay test istatistiği hesaplanır:

$$F = \frac{(\varepsilon^T \eta)^T (\eta^T \eta)^{T-1} (\eta^T \varepsilon)^T / m}{(\xi^T \xi) / (n-p-m-1)} \quad (4.13)$$

$m=p(p+1)/2$  olmak şartıyla  $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_p = 0$  'dır.

#### 4.2.2.4. Mcleod-Li Testi

Mcleod ve Li'nin 1983'de yayınladıkları çalışmaları sonucunda geliştirdikleri Mcleod-Li testi temelde ARMA modellerinin tahmin yeteneğini analiz etmeyi amaçlamaktadır. Mcleod-Li testi, ARMA modelinin tahmininin sonucunda elde edilen kalıntı kareleri otokorelasyon fonksiyonuna dayanmaktadır (Güriş, 2020: 96).

Mcleod-Li test istatistiği Denklem 4.14'de gösterildiği gibi ifade edilmektedir:

$$Q(m) = n(n+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2(a_t^2)}{n-i} \quad (4.14)$$

Denklem 4.14'de belirtilen  $n$  ifadesi gözlem sayısı;  $m$ , otokorelasyon fonksiyonunun gecikme sayısı;  $a_t$ , modelin kalıntıları;  $\hat{\rho}_i^2(a_t^2)$  ise  $a_t$  kalıntılarının karelerinin  $i$ 'nci gecikmeli otokorelasyon fonksiyonudur (Kurtuluş, 2008: 15-16).

### 4.2.3. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller

Denklem 4.5’de belirtildiği üzere  $g(\dots)$  doğrusal olmayan formda ise incelenen seri için ortalama da doğrusal olmama durumunun geçerli olduğu kabul edilmektedir. Bu durumda ise ortalama da doğrusal olmayan modeller kullanılarak incelemeler gerçekleştirilmektedir.

#### 4.2.3.1. Eşiksel Otoregresif (TAR) Modeller

Eşiksel otoregresif modeli (TAR) ilk kez 1978 yılında Tong tarafından finansal literatüre kazandırılmıştır. Eşiksel otoregresif modeller, doğrusal olmayan pek çok durumu tespit edebilme özelliği nedeniyle doğrusal olmayan modeller arasında en çok kullanılan yöntemlerden biri olmuştur.

Eşiksel otoregresif modeller daha sonra özellikle Tong ve Lim (1980), Tsay (1989), Tong (1990), Chan (1993) ile Hansen’in (1999) hem teorik hem de ampirik çalışmaları ile geliştirilmiştir.

Model iktisat bilimi, çevre bilimleri, nöral bilim, su bilimleri, nüfus ve finansal alanlar gibi yaygın bir çevrede kullanılmaktadır. Eşiksel otoregresif modellerin pek çok alanda yaygın olarak kullanılmasının sebebi, hem farklı durumlara uyum gösterebilmesi hem de modelin yorumlama açısından nispeten sade bir yapıda olmasıdır. (Fan ve Yao, 2003: 551).

Eşiksel otoregresif modellerde bir eşik değer (threshold) belirlenmekte ve zaman serilerindeki rejim değişimleri bu eşik değer referans alınarak belirlenmektedir. Eşik değerinin teorik olarak önceden belirlenmesi veya tahmin edilmesi mümkün olmaktadır. Eşik değeri tarafından ayrılan her bir rejim kendi içinde doğrusal olarak kalırken, incelenen zaman serisi bütün olarak doğrusal olmayan özellikler gösterebilmektedir. Bir başka deyişle, modelde koşullu ortalama değerini daha doğru bir şekilde tahmin edebilmek için birden fazla parçaya ayrılmış doğrusal modeller kullanılmaktadır. Böylece her bir rejim kendi içerisinde doğrusal bir yapıya sahip olurken, modelin bütünü doğrusal olmayan özellikler sergileyebilmektedir. Eşiksel otoregresif modeller, eşik değer düzeyinin aşılması durumunda rejimin aniden değiştiğini varsaymaktadır. İki rejimli bir eşiksel otoregresif model  $AR(1)$  parametreleri ile Denklem 4.15’de gösterilmektedir (Franses ve Van Dijk, 2002: 71):

$$y_t = \begin{cases} \emptyset_{0,1} + \emptyset_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_t \leq c, \\ \emptyset_{0,2} + \emptyset_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_t > c, \end{cases} \quad (4.15)$$

$\varepsilon_t$  hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağıldığı, incelenen serinin beyaz gürültü (white noise) özelliklerine sahip stokastik bir seri olduğu varsayımı altında Denklem 4.15'deki  $\emptyset_{0,1}$  ve  $\emptyset_{1,1}$  terimleri, birinci rejimin parametrelerini göstermekte;  $\emptyset_{0,2}$  ve  $\emptyset_{1,2}$  terimleri, ikinci rejimin parametrelerini göstermekte; c terimi ise modeldeki eşik değerini göstermektedir (Franses ve Van Dijk, 2002: 71).

Eşiksel otoregresif modelini oluştururken öncelikle eşik parametresi ile eşik değişkenin belirlenmesi gerekmektedir. Bu iki unsur belirlendikten sonra eşiksel otoregresif modelin, doğrusal en küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilmesi mümkün olmaktadır. Bahsedilen modelin tahmini, aşağıdaki işlemlerin sırayla yapılması ile gerçekleştirilmektedir (Tsay, 1991: 431-451):

- Zaman serisi için uygun otoregresif modelin (AR(p)) oluşturulması,
- Serinin doğrusallık testinin yapılması,
- Seçilen eşiksel otoregresif modeldeki parametrelerin tahmin edilmesi,
- Değerlendirme testleri yardımıyla eşiksel otoregresif modelin değerlendirilmesi,
- Gerekliyse modelde değişikliklerin yapılması ve modelin yeniden tahmin edilmesi,
- Elde edilen nihai modelin tahmin için kullanılması.

Süreç sonunda elde edilen şimdiki değer, p dönem önceki değerlerin de yardımıyla bulunması sebebiyle oluşturulan model, p'inci dereceden otoregresif bir süreç olarak tanımlanmakta ve AR(p) olarak gösterilmektedir. p derecesini tespit edebilmek için AIC, SBC veya BIC gibi bilgi kriterleri yahut kısmi otokorelasyon fonksiyonları kullanılmaktadır. Eşik değerleri ise Tsay, Chan veya Bruce Hansen metotlarından biri kullanılarak belirlenmektedir. Eşik değerlerinin bulunmasından sonra her bir dönem ve model için ayrı ayrı en küçük kareler yöntemiyle öngörude bulunmaktadır.

En küçük kareler yöntemi normalde doğrusal modellerde kullanılmakla beraber, eşiksel otoregresif modellerin eşik değerleri ile ayrılmış ayrı ayrı doğrusal modellerden oluşması nedeniyle en küçük kareler yönteminin kullanılmasında bir sakınca olmamaktadır (Kurtuluş, 2008: 26-28).

#### 4.2.3.2. Kendinden Uyarımlı Eşiksel Otoregresif Modeli (SETAR)

Tong ve Lim tarafından 1980 yılında geliştirilen kendinden uyarımlı eşiksel modeller (SETAR), eşiksel otoregresif modellerinin özel bir durumudur. SETAR olarak da bilinen parçalı doğrusal modeller, doğrusal olmayan modellerin en basit sınıfını oluşturur. Bu model, eşiksel otoregresif modellere *beyaz gürültülü* standart sapma parametresinin de dahil edildiği bir yöntemdir.

İki rejimli bir SETAR (1,1) modeli Denklem 4.16'da gösterilmektedir (Mingming, 2010, 14) :

$$y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \sigma_1\varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} \leq r \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1} + \sigma_2\varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} > r \end{cases} \quad (4.16)$$

Denklem 4.16'daki  $\phi_{0,1}$  ve  $\phi_{1,1}$  terimleri, birinci rejimin parametrelerini göstermekte;  $\phi_{0,2}$  ve  $\phi_{1,2}$  terimleri, ikinci rejimin parametrelerini göstermekte;  $\sigma$  terimi modeldeki beyaz gürültülü standart sapmaları göstermekte;  $r$  terimi modeldeki eşik değeri göstermektedir.  $y_{t-1}$  parametresi ise  $y_t$ 'nin bir gecikmeli değerini ifade etmektedir.

#### 4.2.3.3. Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif Model (STAR)

Eşiksel otoregresif modellerde, geçiş değişkeni önceden belirlenmiş geçiş değeriyle çakıştığı zaman ani bir rejim değişikliği meydana gelmektedir. Ancak gerçek hayatta bu değişim kırılma şeklinde aniden olmamakta, gözlemlenen değişim zaman içinde daha yumuşak bir şekilde olmaktadır.

Bahsedilen rejim kavramı, finansal piyasaların yapısındaki değişimleri ifade etmektedir. Rejim değişimine örnek olarak ekonomide görülen düşüş veya yükselme trendleri, finansal piyasaların korumacı karakteristiktan atak karakteristiğe geçişi gibi durumlar gösterilebilmektedir. Bu değişimler ve geçişler ise aniden

gerçekleşmemekte, kademeli olarak gerçekleşmektedir. Bu nedenle yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif modeller, eşiksel otoregresif modellere göre reel piyasalara dair daha gerçekçi sonuçlar vermektedir.

İncelenen zaman serilerindeki doğrusal olmayan dinamikler, eşiksel otoregresif modeller ile belirlenebilmekle birlikte piyasalardaki ekonomik ve finansal zaman serilerindeki rejim değişimleri hemen gerçekleşmemekte ve kademeli olarak gerçekleşmektedir. Eşiksel otoregresif modellerde rejim değişimleri, kırılma noktası eşik değeri olmak üzere aniden gerçekleşmektedir. Ancak yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif modellerde bir eşik değeri yerine geçiş fonksiyonu kullanılmaktadır (Hatipoğlu, 2015: 70). Yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif modellerde geçiş fonksiyonu üstel, lojistik veya kümülatif dağılım fonksiyonu olabilmektedir.

Yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif modeller ilk kez 1988'de Luukkonen vd. tarafından literatüre sunulmuştur. Daha sonra Terasvirta ve Anderson'nın 1992'da, Granger ve Terasvirta'nın 1993'da, Terasvirta'nın da 1994'da yaptıkları çalışmalarının öncülüğünde yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif modellerin dinamik özelliklerinin tanımlanması ve öngörü süreçlerinin belirlenmesine yönelik pek çok araştırmalar yapılmıştır.

Zivot ve Wang 2006 yılında yayınladıkları kitaplarında yumuşak geçişli otoregresif modeli Denklem 4.17'deki gibi ifade etmektedirler:

$$y_t = X_t \phi^{(1)} (1 - G(z_t)) + X_t \phi^{(2)} G(z_t) + \epsilon_t \quad (4.17)$$

Denklem 4.17'deki model, biri doğrusal diğeri doğrusal olmayan iki bölümden oluşmaktadır. Denklem "  $X_t \phi^{(1)} (1 - G(z_t))$  " bölümü doğrusal olan kısım, "  $X_t \phi^{(2)} G(z_t)$  " bölümü ise doğrusal olmayan kısımdır. Doğrusal olan kısım, modelin geçiş fonksiyonundan doğrudan etkilenmemektedir. Geçiş fonksiyonu, doğrusal olmayan kısımdan doğrudan etkilenmektedir (Mermi, 2017: 42-43).

Yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif modeller, kendi içerisinde Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif (LSTAR) model ve Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif (ESTAR) model olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

Yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif model spesifikasyonu aşağıdaki sırayla yapılmaktadır (Terasvirta, 1994: 210):

- Doğrusal AR model spesifikasyonu belirlenir.
- Farklı gecikme parametreleri için doğrusallık durumu test edilir. Test sonucuna göre doğrusal reddediliyorsa ilgili gecikme parametreleri belirlenir.
- Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif (LSTAR) model veya Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif (ESTAR) modelden biri tercih edilerek işleme devam edilir.

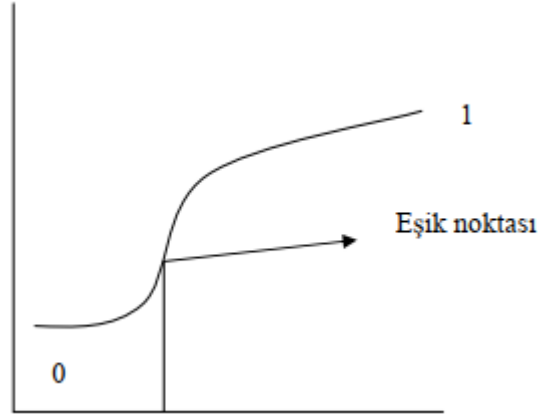
#### 4.2.3.3.1. Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Modeller (LSTAR)

Terasvirta 1994 tarihli çalışmasında Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif modelin, ekonominin küçülme ve büyüme dönemlerinde farklı dinamiklerde hareket ettiğini ve bu dönemler arasındaki geçişin yumuşak olması gerektiğini savunmaktadır.

Franses ve Dijk 2002’de yayınladıkları çalışmaların, Lojistik yumuşak geçişli otoregresif modeli (LSTAR) Denklem 4.18’de olduğu gibi ifade etmişlerdir:

$$G(y_{t-1}, y, \theta) = (1 + \exp(-y[y_{t-1} - \theta]))^{-1} \quad (4.18)$$

Denklem 4.18’deki  $\theta$  terimi,  $G(y_{t-1}, y, \theta) = 1$  ile  $G(y_{t-1}, y, \theta) = 0$  fonksiyonu arasındaki eşik değer olarak ifade edilebilmektedir. Bu modele göre geçiş fonksiyonu ya 1 yada 0 değerlerinden biri olmaktadır.  $y$  parametresi ise rejimler arasındaki geçiş hızını ifade etmektedir.  $y$  parametresinin yüksek olması bir rejimden diğer rejime geçişin hızlı olduğunu;  $y$  parametresinin düşük değerli olması ise bir rejimden diğer rejime geçişin yavaş olduğunu göstermektedir.



**Kaynak:** Kurtuluş, (2008)

**Şekil 4.1.** Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Model Fonksiyonu

Dijk van vd.'nin 2000'de yaptıkları çalışmalarında da belirttikleri ve Şekil 4.1.'de gösterildiği üzere,  $\gamma$  parametresi  $\infty$ 'a yaklaşırken rejimler arasındaki geçiş sertleşmekte;  $\gamma$  parametresi 0'a yaklaşırken ise rejimler arasındaki geçiş daha kademeli olacak şekilde yumuşamaktadır.

Geçiş parametresinin aldığı değer arttıkça rejimler arası geçişin şiddeti artmakta ve model, eşiksel otoregresif (TAR) modeline daha çok benzemektedir.

#### 4.2.3.3.2. Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif Modeller (ESTAR)

Terasvirta 1994' de yayınladığı makalesinde, lojistik yumuşak geçişli otoregresif modellerin (LSTAR) aksine üstel yumuşak geçişli otoregresif modellerde (ESTAR), ekonomideki küçülme ve büyüme dönemlerinin benzer dinamiklere sahip olduğunu, ancak iki dönem arası geçişte farklı dinamiklerin söz konusu olduğunu belirtmiştir.

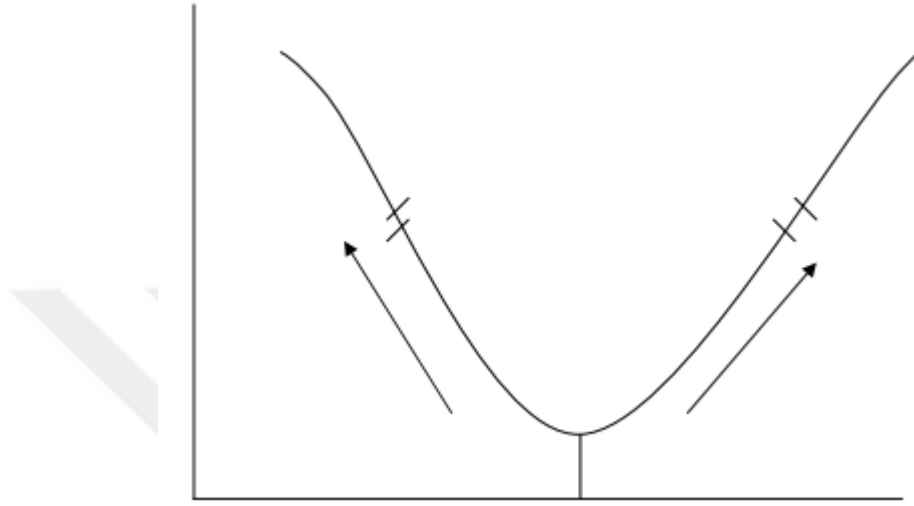
Üstel yumuşak geçişli otoregresif model, Denklem 4.19'da olduğu gibi ifade edilebilmektedir (Escribano ve Jordá, 2001: 7):

$$F(z_{t-d}, \gamma, c) = [1 - \exp\{-\gamma(z_{t-d} - c)^2\}] \quad (4.19)$$

Denklem 4.19'da gösterilen modeldeki rejim değişikliklerini gösteren geçiş fonksiyonu,  $z_{t-d}$  'nin eşik değeri olan  $c$  parametresine uzaklığına göre belirlenmektedir.  $\gamma$  parametresi, modelin yumuşaklık parametresidir.  $\gamma$  parametresi, bir



rejimden diğere rejime geçişin yumuřaklık derecesini göstermektedir. Dijk van vd.'nin 2000'de yaptıkları çalıřmalarında belirttikleri gibi,  $\gamma$  parametresi  $\infty$ 'a yaklařırken rejimler arasındaki geçiř sertleřmekte;  $\gamma$  parametresi 0'a yaklařırken ise rejimler arasındaki geçiř sertliđini kaybederek yumuřamaktadır.

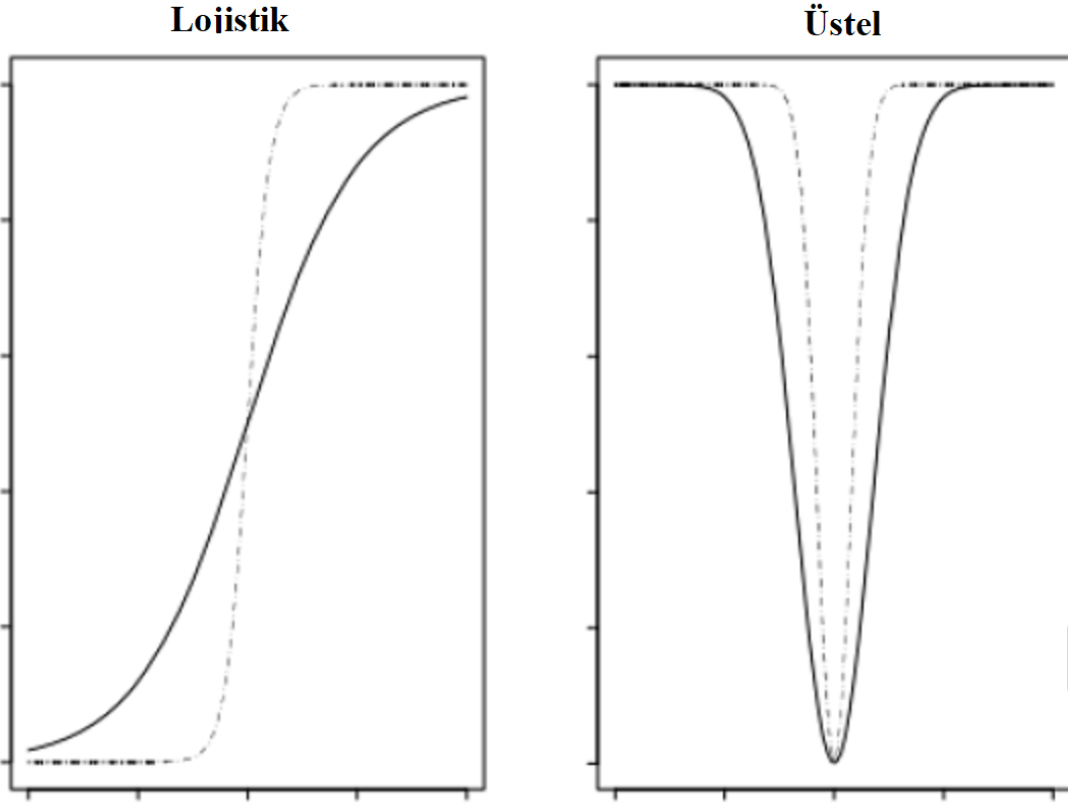


**Kaynak:** Kurtuluř, (2008)

**řekil 4.2.** Üstel Yumuřak Geçiřli Otoregresif Model Fonksiyonu

řekil 4.2.'de görüldüđü üzere, üstel yumuřak geçiřli otoregresif modelin fonksiyonu simetrik bir yapı sergilemektedir. Rejimler arası geçiřler eřik deđere bađlı olarak deđiřirken farklı yönlerde hareket edebilir ancak modelin denge noktasına dönüřü simetrik olmaktadır.

Lojistik yumuřak geçiřli otoregresif modelin geçiř fonksiyonunda yatırımcıların getirilerin pozitif ve negatif olması durumunu dikkate aldıkları varsayılmaktadır. Üstel yumuřak geçiřli otoregresif modelin geçiř fonksiyonunda ise yatırımcıların, getirilerin büyüklük veya küçüklük durumuna bakarak karar verdikleri varsayılmaktadır (Hasanov ve Omay, 2008: 20).



Kaynak: Mermi, (2017)

Şekil 4.3. Lojistik ve Üstel Geçiş Fonksiyonları

Lojistik yumuşak geçişli otoregresif modellerde ve üstel yumuşak geçişli otoregresif modellerde  $\gamma$  parametresi küçük ise rejimler arasındaki geçiş yumuşak ve kademeli olmaktadır.  $\gamma$  parametresinin değeri yükseldikçe iki rejim arasındaki geçiş de sertleşmekte ve aniden olmaktadır. Bu durum ise eşiksel otoregresif (TAR) modelleri hatırlatmaktadır.  $\gamma$  parametresinin değeri yükseldikçe model, eşiksel otoregresif (TAR) modeline evrilmektedir (Zivot ve Wang, 2006: 998).

#### 4.2.3.4. Markov Rejim Değişim Modeli

Daha önce incelenen eşiksel otoregresif (TAR) model ve bunun türev modellerinde rejimler arasında gerçekleşen geçişler, gözlemlenebilen bir parametreye bağlı olarak değişmektedir. Ancak Markov rejim değişim modelinde rejimler arasında gerçekleşen geçişler, eşiksel otoregresif (TAR) model ve bunun türev modellerden farklı olarak, gözlemlenemeyen rassal bir duruma bağlı olarak gerçekleşmektedir.

Markov rejim deęişim modellerinde, hangi rejimin hangi zamanda baskın olduęu kesin olarak bilinmemekte ancak herhangi bir zamanda bir rejimin baskın olma olasılıęı hesaplanabilmektedir.

Goldfeld ve Quant 1973 yılında yayınladıkları alıřmalarıyla, Markov rejim deęişim modellerini literatüre kazandırmıřlardır. Markov rejim deęişim modelinin 1989'da Hamilton tarafından irdelenmesinden sonra kullanımı artmıř ve farklı alanlarda kullanılmaya başlanmıřtır. Hamilton'un 1989 yılında yaptıęı alıřması, Goldfeld ve Quant 'ın 1973 yılında yaptıkları alıřmalarının geniřletilmiř formu niteliğindedir.

Markov rejim deęişim modeli, zaman serilerinin yapılarını karakterize edebilmek amacıyla farklı rejimleri ieren pek ok denklem iermektedir. Farklı rejimleri ieren bu denklemler kullanılarak, incelenen zaman serilerindeki daha karmařık olan yapının ortaya ıkarılması amalanmaktadır. Rejimler arası geiř parametresi olarak kullanılan Markov zincirindeki rejim geiř deęişkeninin deęeri, bir nceki dnemin geiř deęişkenine baęlı olarak belirlenmektedir (Kuan, 2002: 40).

İki rejimli bir Markov rejim deęişim modeli, Denklem 4.20'de gsterildięi gibi ifade edilmektedir (Mermi, 2017: 50):

$$y_t = \begin{cases} c_0 + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} y_{t-i} + \varepsilon_{t0} & \text{eęer } s_t = 1 \\ c_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} y_{t-i} + \varepsilon_{t1} & \text{eęer } s_t = 2 \end{cases} \quad (4.20)$$

Denklem 4.20'deki  $\phi_{1i}$  ve  $\phi_{2i}$  parametreleri, birinci ve ikinci rejimlerin otoregresif gecikme parametreleridir.  $\varepsilon_{t0}$  ile  $\varepsilon_{t1}$  parametreleri ise birbirlerinden baęımsız beyaz grlt serilerini ifade etmektedir.  $s_t$  terimi ise rejimler arasındaki geiř olasılıęını gsteren birinci dereceden Markov zincirini belirtmekte ve 0 veya 1 deęerlerinden birini almaktadır. İncelenen zaman serisi alt rejimde yer alıyorsa  $s_t$  deęeri 1, st rejimde yer alıyorsa  $s_t$  deęeri 2 olmaktadır.

Buna gre iki rejimli Markov zinciri geiř olasılıęları matrisi ařaęıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix}$$

Yukarıdaki matrise göre;

$P_{11} = [S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p$ ; alt rejimden yine alt rejime geçme olasılığını,

$P_{12} = [S_t = 2 | S_{t-1} = 1] = 1 - p$ ; alt rejimden bir üst rejime geçme olasılığını,

$P_{21} = [S_t = 1 | S_{t-1} = 2] = q$ ; üst rejimden bir alt rejime geçme olasılığını,

$P_{22} = [S_t = 2 | S_{t-1} = 2] = 1 - q$ ; üst rejimden yine üst rejime geçme olasılığını vermektedir.

Markov rejim değişim modelinin başlıca avantajı, modelin ekonomik trendlerdeki değişikliklere yoğunlaşması nedeniyle bir rejimin ne kadar zaman devam ettiğinden bağımsız olarak rejim geçiş noktalarını tespit edilebilmesidir (Karabulut, 2005: 2-8).

#### 4.2.3.5. MTAR Modeli

Ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modellerden biri olan MTAR modeli, ilk defa 1998'de Enders ve Granger tarafından ortaya konulmuştur. Daha sonra Enders ve Siklos tarafından 2001 yılında geliştirilen model Denklem 4.21'de gösterildiği gibidir:

$$\Delta y_t = I_t p_1 y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.21)$$

Denklem 4.21'deki  $I(\cdot)$ , gösterge fonksiyonunu ifade etmektedir.

MTAR modeli, Eşitlik 4.22 ve Eşitlik 4.23'den faydalanılarak hesaplanmaktadır (Tiwari ve Mutascu, 2016: 739):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{eğer } \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4.22)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{eğer } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4.23)$$

Eşitlik 4.22 ve Eşitlik 4.23'de yer alan  $\tau$  parametresi, modelin eşik değerini göstermektedir. MTAR modelindeki  $\tau$  parametresi, genellikle sıfır olarak kabul edilmektedir. Diğer TAR grubu modellerde gösterge fonksiyonu olarak  $y_{t-1}$  alınırken, MTAR modelinde gösterge fonksiyonu olarak  $\Delta y_{t-1}$  alınmaktadır.

#### 4.2.4. Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller

1960'lı yıllara kadar ekonomi, nispeten daha durağan ve öngörülebilir bir seyir izlemiştir. Ancak özellikle 1970'li yıllardan itibaren ekonominin kaotik bir karakteristiğe bürünmesi ile birlikte riskin tahmin ve tespit edilmesi büyük önem taşımaya başlamıştır. Riskin tespit edilebilmesi ve öngörülebilmesi amacıyla varyans modellenmesi, başta finans çalışmaları olmak üzere farklı alanlarda araştırılmıştır.

Varyans modellenmesinin genellikle üç amaçla yapıldığı görülmektedir (Kurtuluş, 2008: 53):

- Hataların varyansının modellenmesinde daha doğru güven aralıklarının tespiti amacıyla,
- Bir varlığı elde tutmanın riskinin ölçülebilmesi amacıyla,
- Hatalardaki değişen varyansın durumunu modelleyerek daha doğru tahminler elde edebilmek amacıyla.

Engle, 2004 yılında yayınladığı makalesinde varyansın modellenmesinin gerekliliğinden bahsetmiştir. Buna göre opsiyon alım ve satım işlemlerinde, merkez bankalarınca uygulanan kurların hedeflerinin tutturulmasına yönelik çalışmalarda, uluslararası yatırımcıların portföy çeşitlendirme tercihlerinde, Basel Kriterleri'nin uygulanmasında ve kriterlere uygunluk denetimlerinde, finansal piyasaların istikrara kavuşturulması çabalarında, menkul kıymetlerin fiyat tahmini işlemlerinde varyans modellemesinin hayati önem taşıdığını belirtmiştir.

İncelenen verilerin ve değişkenlerin doğrusal olmama durumu koşullu ortalamadan veya koşullu varyanstan kaynaklanabilmektedir. Doğrusal olmama durumu koşullu varyans nedeniyle oluşmuşsa, otoregresif koşullu heteroskedastisite (ARCH) modeli veya ARCH türevleri kullanılmaktadır.

ARCH modelleri üzerine pek çok çalışma yapan Robert F. Engle ve Clive Granger'ın 2003 Nobel Ekonomi Ödülü'nü alması, ARCH tipi modellere olan ilgiyi artırmıştır.

ARCH tipi modeller, finansal zaman serilerinin analizi yapılırken volatilitenin modellenmesi amacıyla kullanılmaktadır. ARCH tipi modeller, GARCH, GARCH-M,

EGARCH, TGARCH, AV-GARCH, APGARCH, C-GARCH gibi pekçok alt modelleri içermektedir.

#### **4.2.4.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli**

Finansal zaman serileri kullanılan klasik bir regresyon modelinde hataların varyansının homoskedastisitik özellik gösterdiği, bir başka deyişle sabit olduğu varsayılmaktadır. Eğer hataların varyansı sabit değil de heteroskedastisitik varyans (değişen varyans) ise klasik regresyon modeli ile elde edilen sonuçlar yanlış olacak ve standart hata tahminleri yanlış hesaplanacaktır.

Engle'in 1982 yılında gerçekleştirdiği ve İngiltere'deki enflasyon verilerini ele aldığı ampirik çalışmada, enflasyon verilerine ait hata terimlerinin varyansının sabit olmadığı ve hata terimlerinin varyansları arasında bir korelasyon olduğu tespit edilmiştir.

Engle 1982'deki çalışmasında, literatürde o döneme kadar yaygın olarak doğruluğu kabul edilen varsayımın aksine zaman serisi modellerindeki hata terimlerinin varyansının sabit olmadığını kanıtlayan ilk isim olmuştur. Engle, zaman serisi verileri kullanılarak yapılan çalışmalarda karşılaşılan ve tahmin yaparken gözlemlenen otokorelasyonun yeni bir teknikle modellenmesi gerektiğini söylemiştir. Bu yeni bir tekniği ise ARCH olarak adlandırmıştır.

Engle 1982'de yayınladığı eserde ARCH kelimesini "AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity" olarak ifade edilmektedir. Bu terim "Otoregresif Koşullu Değişen Varyans" olarak Türkçe literatürde kendine yer bulmuştur. "Otoregresif" kelimesi, volatilitenin önceki dönemlerin volatilitesiyle aynı şekilde ifade edildiği anlamına gelirken, "Koşullu Değişen Varyans" tabiri ise söz konusu varyansın zaman içerisinde değişime maruz kaldığını ifade etmektedir.

Finansal verilerin büyük kısmı sabit bir ortalama etrafında dağılım göstermemektedir. Konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsellik etkisi gibi nedenlerle seriler büyük ölçekte dalgalı seyir izlemektedir. Büyük ölçekte dalgalı seyrin gözlemlendiği durumlarda serinin hata terimlerinin varyansının sabit, yani homoskedastisitik, olduğu varsayımı geçerliliğini yitirmektedir (Kang, 2008: 64).

ARCH modelini elde etmek için rastgele seçilen bir değişkenin koşullu varyansı ( $u_t$ ) tanımlanmalıdır. Rastgele seçilen bir değişkenin koşullu ve koşulsuz varyanslarının aralarındaki fark, koşullu ve koşulsuz ortalamalarının arasındaki fark ile aynıdır.  $\sigma_t^2$ ,  $u_t$ 'nin koşullu varyansıdır. Buna göre (Özdemir, 2018: 54-55):

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (4.24)$$

$E(u_t)$  genellikle 0 olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle:

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (4.25)$$

olarak ifade edilmektedir.

Denklem 4.25'de normal dağılım gösteren, sıfır ortalamalı, rastgele seçilmiş olan  $u_t$  değişkeninin koşullu varyansı,  $u_t$ 'nin karesinin koşullu beklenen değerine eşittir. Buna göre volatilitedeki otokorelasyonun hata teriminin koşullu varyansına müsaade edilerek ARCH modeli oluşturulmaktadır.

Koşullu varyansı ifade eden  $\sigma_t^2$  ise karelerinin bir önceki değerine bağlıdır:

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 \quad (4.26)$$

Koşullu varyansın sadece bir gecikme ile kareli hataya bağlı olduğu ARCH(1) modeli Denklem 4.26'da gösterilmiştir.

ARCH modeli ile oluşturulan koşullu ortalama denklemi farklı biçimlerde yeniden düzenlenerek kullanılabilir. ARCH modelinin daha geniş zaman aralığını kapsayan bir denklem örneği:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4.27)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (4.28)$$

Denklem 4.27 ve Denklem 4.28'de verilen modelde hatanın varyansı, hata karelerinin  $q$  kadar gecikmesine bağlıdır. Bu modele ise ARCH( $q$ ) denilmektedir (Özdemir, 2018: 55).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (4.29)$$

Finans literatüründe  $\sigma_t^2$ 'nin yerine çoğunlukla  $h_t$  kullanılmaktadır. Buna göre model şu şekilde yazılabilir (Brooks, 2008: 386-388):

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad u_t \sim N(0, h_t) \quad (4.30)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (4.31)$$

Denklemdaki  $u_{t-q}^2$  parametrelerinin değeri büyük ise hesaplanan koşullu varyans büyük olacaktır.  $u_{t-q}^2$  parametrelerinin değeri küçük ise koşullu varyans da küçük olacaktır. Finansal piyasalardaki volatilité genellikle süreklilik gösterdiğinden dolayı  $q$  yüksek dereceli olmaktadır (Brooks, 2008: 386-388).

ARCH modeli literatürde sıklıkla kullanılmakla birlikte bu modelin bazı kısıtları ve zayıf yönleri de bulunmaktadır. ARCH modeli kullanılarak yapılan ampirik çalışmalarda görülen en temel kısıtlardan biri, ARCH( $q$ ) modeli kurulurken bazı durumlarda  $q$  gecikmesinin çok fazla olması ve bunun modele çok sayıda değişkenin eklenmesi gerekliliğini doğurmasıdır. Bu durum ise tek değişkenli zaman serilerinde gözetilen parsimony (cimrilik) prensibi ile çelişmektedir. (Kirchgässner ve Wolters, 2007: 247).

ARCH modeline getirilen bir diğer eleştiri ise ARCH( $q$ ) modeli kurulurken  $q$  gecikme sayısının optimum olarak belirlenmesi hususunda kabul edilmiş standart bir alt ve üst sınırın bulunmamasıdır.

Tsay 2002'de yayınladığı çalışmasında ARCH modeline ilişkin belirlediği dezavantajları şöyle sıralamıştır:

- ARCH modelinde olumlu ve olumsuz şokların, önceki dönemlerde gerçekleşen şokların kareleri ile bağlı olmalarından dolayı volatilité üzerinde de benzer bir etkiye yol açtıkları varsayılmaktadır. Bununla birlikte reel hayatta finansal varlıkların fiyatlarının olumlu ve olumsuz şoklara eşit ölçüde yanıt vermedikleri görülmektedir. Başka bir ifadeyle finansal varlıkların fiyatları, olumlu ve olumsuz şoklara asimetrik olarak karşılık vermektedir.



- ARCH modelinde yer alan katsayılar katı şartlar ile kısıtlamaya tabi tutulmaktadır. Bu kısıtlamalar, q derecesi yüksek olan ARCH(q) modellerinin anlaşılmasını zorlaştırmaktadır.
- ARCH modeli, finansal zaman serilerinde görülen değişimlerin nedenlerini açıklamamaktadır. Bu model sadece koşullu varyansın nasıl hareket edeceğine yönelik olarak yol göstermektedir.
- ARCH modelleri, finansal zaman serilerinin maruz kaldığı büyük ölçekli şoklara karşı yeterince hızlı tepki verememektedir. Bu gecikme sonucunda ise finansal zaman serilerinin volatilitelerini gerçekte olduğundan daha büyük olarak hesaplamaktadır.

#### 4.2.4.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

Ekonometrik zaman serisi analizlerinde kullanılan veri sayısı ne kadar fazla olursa modelin tahmin gücü de o denli güçlü olmaktadır. Zaman serisi analizlerinde uygulanmasının kolay olması nedeniyle ARCH modeli sıklıkla tercih edilmektedir. Ancak modelde, geçmiş verilerin şimdiki volatiliteye etkisinin tespit edilebilmesi için çok sayıda parametre kullanılması ve q gecikme sayısının büyük olması gerekmektedir.

ARCH(q) modelinde q gecikme sayısı, değişken sayısındaki artışa paralel olarak aşırı miktarda artmaya başlarsa ARCH modelinin pozitif olma koşulu sağlanamamaktadır. ARCH(q) modelinde karşılaşılan bu sorunu çözmek amacıyla 1986 yılında Bollerslev ve 1986'da Taylor daha dirençli bir otoregresif model geliştirmişlerdir. Bu model, genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyanslı GARCH(p,q) modeli olarak nitelendirilmiştir (Kirchgässner ve Wolters, 2007: 252).

Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli, ARCH modellerine göre hem daha fazla sayıda geçmiş veriyi içeren hem de daha esnek gecikme yapısı olan bir hesaplama metodudur (Bollerslev, 1986: 308). Bu yönüyle GARCH modeli, ARCH modelinin eksikliklerini gidermeye çalışan genelleştirilmiş bir ARCH modelidir.

ARCH modellerinden farklı olarak GARCH modeli, koşullu varyansın hata terimlerinin karelerinin gecikmeli değerleri ile kendi gecikmeli değerlerinin bağlı olduğu volatilitite modelidir (Jorion, 2005: 358). GARCH modelinde, hem otoregresif

hem de hareketli ortalamalara ait terimler koşullu varyansın modellenmesinde kullanılabilirler.

GARCH modeli Denklem 4.32'deki şekliyle gösterilmektedir:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (4.32)$$

$$a_0 \geq 0 \text{ ve } \beta_j \geq 0,$$

(j=1,2,3...q),  $a_0 \geq 0$  (i=1,2,3...p) ve  $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1$  koşullarının sağlanması GARCH modelinin anlamlı olabilmesi için gerek şartlardandır (Engle, 2001: 160).

Formülde yer alan  $\varepsilon_{t-i}^2$  parametresi ARCH modeline dair bir terimken,  $\sigma_{t-j}^2$  parametresi ise GARCH modelinin terimidir. Formülde yer alan p parametresi, ARCH modelinin hareketli ortalamasının derecesini belirtmektedir. Formüldeki q parametresi ise GARCH modelinin derecesini belirtmektedir (Demir ve Çene, 2012: 217).

GARCH(p,q) modelinde q terimi 1 olup p terimi ise 0 olduğunda model, ARCH modeline dönüşmekte ve GARCH(0,1) şeklinde gösterilmektedir. Bu durumda modeldeki tüm parametreler sıfıra eşit olmaktadır. Böylelikle GARCH(0,1) modeli ARCH(1) modeline eşit olmaktadır.

GARCH(1,1) modeli bu haliyle katsayıları geometrik olarak azalan sonsuz dereceli ARCH modeline dönüşmektedir. Bu sebeple sonsuz dereceli ARCH modelinin tahmin edilmesinden daha az parametresi olan GARCH(1,1) modelinin tahmin edilmesi hem daha kolay hem de daha mantıklıdır.

Basit GARCH(1,1) modeli, GARCH modelleri içerisinde en çok kullanılan modeldir. Basit GARCH(1,1) modelinin finansal zaman serilerinin volatilitelerini açıklamada yeterli olduğu düşünülmektedir (Hansen ve Lunde, 2005: 873; Poon ve Granger, 2003: 484).

GARCH(1,1) modeline ait varyans denklemi ise

$$\sigma_t^2 = a_0 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4.33)$$

formülü ile gösterilmektedir.

GARCH (1,1) modelinde sadece üç adet bilinmeyen parametre bulunmaktadır. GARCH(1,1) modelinin varyansının negatif olmaması için  $a_0 > 0, a_1 \geq 0, ve \beta_1 \geq 0$  kısıtlarının olması gerekmektedir.  $a_1 + \beta_1 < 1$  kısıtı ile de modelin durağanlık koşulunun sağlanmış olması gerekmektedir. Bir başka deyişle GARCH(1,1) modelinin anlamlı olabilmesi için modelin  $0, a_1 \geq 0, ve \beta_1 \geq 0$  ile  $a_1 + \beta_1 < 1$  kısıtlarını sağlaması gerekmektedir.

GARCH modelinin de ARCH modelinde olduğu gibi bazı zayıf yönleri bulunmaktadır (Sarioğlu, 2005: 52):

- GARCH modeli çok sayıda kısıt içermektedir. ARCH modelinde olduğu gibi GARCH modelinin de derecesi arttıkça kısıtlar daha da karmaşık hale gelmektedir.
- GARCH modeli koşullu varyansı mekanik bir yolla açıklamaya çalışırken, finansal zaman serilerindeki varyansın değişimine neden olan etmenleri araştırmayan bir modeldir.
- GARCH modelinde gerçekleşen şokların sadece büyüklüklerini dikkate alınmaktadır. Şokların pozitif ya da negatif mahiyette olması önemli değildir. Şokların mutlak değer cinsinden değerleri aynı ise volatiliteye aynı şekilde etki ettikleri varsayılmaktadır. Ancak daha önce yapılan çalışmalarda mutlak değerce benzer negatif şoklar ile pozitif şokların farklı sonuçlar verdiği görülmüştür.

GARCH modeli nasıl ki ARCH modelinin eksikliklerini ve zayıf yönlerini tamamlamak amacıyla geliştirildiyse, ihtiyaca göre pekçok GARCH modeli de geliştirilmiştir. İhtiyaçlar doğrultusunda özelleştirilmiş GARCH türevlerinden başlıcaları: EGARCH, GARCH-M, IGARCH, NAGARCH, GJR-GARCH, NGARCH, TGARCH, AV-GARCH, C- GARCH ve APGARCH modelleridir.

#### 4.2.4.3. Üstel GARCH (EGARCH) Modeli

Standart GARCH modellerinde piyasada görülen olumlu ve olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Ancak olumsuz gelişmelerin neden olduğu volatilité, olumlu gelişmelerin neden olduğu

volatiliteye göre daha belirgin ve uzun süreli olmaktadır. Bu durum ise olumlu ve olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinin simetrik olduğunu varsayan GARCH modelinde yanlış sonuç elde edilmesine neden olabilmektedir.

Black 1976’de yayınladığı çalışmasında, finansal piyasalardaki yukarı aşağı ani fiyat değişimlerin volatilité üzerindeki etkisi ile yukarı yönlü ani fiyat değişimlerinin volatilité üzerindeki etkisinin aynı olmadığını tespit etmiştir. Fiyat değişimlerinin volatilité üzerindeki bu asimetrik etkisini ise “Kaldıraç Etkisi” olarak isimlendirmiştir. Kaldıraç etkisi, ne ARCH modeli ne de GARCH modeli tarafından dikkate alınmaktadır.

GARCH modelinin kaldıraç etkisinin dikkate almamasından kaynaklanan zafiyetini giderebilmek amacıyla Nelson 1991’de Üstel GARCH (EGARCH) modelini geliştirmiştir. EGARCH modeli, finansal piyasalardaki olumlu veya olumsuz şokların neden olduğu fiyat hareketlerinin, finansal varlıkların fiyatlarındaki volatilité üzerinde farklı etkilere sahip olduğunu varsaymaktadır (Çil, 2018: 452).

Standart bir EGARCH (1, 1) modeli Denklem 4.34’de gösterilmektedir (Nelson, 1991: 347):

$$\ln h_t = a_0 + \beta_1 \ln h_{t-1} + \theta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| \quad (4.34)$$

Denklem 4.34’de varyans pozitif değer alacaktır çünkü modelde logaritmik dönüşüm yapılmaktadır. Bu nedenle bu modelde işaret kısıtına uyulmasına gerek duyulmamaktadır.

EGARCH modelinde, standart GARCH modelinde kullanılmakta olan  $\varepsilon_{t-1}^2$  ‘in yerine  $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$  parametresi kullanılmaktadır. Bunun nedeni, ani fiyat değişimlerinin kalıcılıklarını ve boyutlarını daha net ortaya koyabilmektir (Enders, 2004: 142).

#### 4.2.4.4. Ortalamada GARCH (GARCH-M) Modeli

Finans literatüründe bir yatırımcının daha yüksek getiri elde etmesi için daha yüksek riske maruz kalacağı varsayılmaktadır. Buna göre bir finansal varlığın

beklenen getirisi ile volatilitesi arasında pozitif yönlü kuvvetli bir korelasyon bulunmaktadır.

Beklenen getiri ve volatilité arasındaki bu iliřkiyi modellemek amacıyla Engle vd., 1987'de yayınladıkları çalışmada Ortalamada GARCH (GARCH-M) modelini geliřtirmişlerdir.

Koşullu ortalamanın içine koşullu varyansın da eklenmesi ile bu modeller oluşturulmaktadır. ARCH-M modeli Denklem 4.35'de gösterilmektedir (Gourieroux, 1997: 36):

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + \delta\sqrt{h_{t-1}} + \varepsilon_t \\ h_t &= a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (4.35)$$

Denklem 4.35'deki ARCH-M modelinin GARCH-M versiyonu ise Denklem 4.36'da gösterilmektedir:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + \delta\sigma_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2\sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (4.36)$$

GARCH-M modelinde, ARCH-M modelinden farklı olarak, koşullu varyansın gecikmeli deęerleri modele dahil edilmektedir.  $\delta$  parametresi ise riski ifade etmektedir.  $\delta$  parametresi pozitif deęerli ve istatistiki olarak anlamlı ise artan koşullu varyansın etkisiyle ortalama getiride de artış gerekleřecektir (Brooks, 2002: 486).

#### 4.2.4.5. Bütünleşik GARCH (IGARCH) Modeli

Standart bir GARCH(1,1) modelindeki  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin toplamının 1'den daha küçük olması, GARCH modelinin kısıtlarından biridir.  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin toplamının 1'den büyük olması, tahmin hatalarının etkisini kalıcı kılarak, sürecin duraęanlıęını kaybetmesine neden olmaktadır. Bu durumda modelde yer alan daha eski dönemli tahmin hatalarının koşullu varyans üzerindeki etkisi, daha yakın zamandaki tahmin hatalarının koşullu varyans üzerindeki etkisinden fazla olacaktır. Bu da modeli günceli yansıtabiliyor olmaktan uzaklařtıracaktır.

GARCH modelinin yüksek frekanslı zaman serilerine uygulanması sırasında  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin toplamının 1'e yakın çıkmasından yola çıkan Engle ve Bollerslev, 1986'da yayınladıkları çalışmalarında GARCH (1,1) modelindeki  $(\alpha+\beta)$ 'nin toplamının 1 olduğu varsayımını önkoşul olarak almışlar ve geliştirdikleri bu yeni modele Bütünleşik GARCH (IGARCH) modeli adını vermişlerdir. IGARCH modeli Denklem 4.37'de gösterilmektedir (Rachev vd., 2007: 302):

$$\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1 \quad (4.37)$$

Denklem 4.37'de gösterilen modelde  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerin toplamının 1'e eşitlenmesi ile sürecin durağan olması sağlanmaktadır.

#### 4.2.4.6. Doğrusal Olmayan Asimetrik GARCH (NAGARCH) Modeli

Volatilite serisindeki asimetrik ve doğrusal olmayan dinamikleri aynı zamanda ele alabilmek amacıyla finans literatüründe kullanılan Doğrusal Olmayan Asimetrik GARCH (NAGARCH) modeli 1993 yılında Engle ve Ng tarafından geliştirilmiştir.

$$\sigma_t^\delta = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i |\varepsilon_{t-1}^2|^{\delta/2} + \sum_{j=1}^p b_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (4.38)$$

NAGARCH modeli,  $\delta > 0$ ,  $a_i \geq 0$  ve  $\sum_{i=0}^q a_i = 1$  kısıtları dahilinde, Denklem 4.38'de gösterilmektedir (Bera ve Higgins, 1993: 331).

#### 4.2.4.7. GJR-GARCH Modeli

GJR-GARCH modeli, olumlu ve olumsuz şokların koşullu varyans üzerinde farklı etkilere sahip olmasından yola çıkılarak Glosten vd. tarafından 1993'de geliştirilmiştir.

1993 yılında Glosten vd. tarafından geliştirilen GJR-GARCH modelinde, standart GARCH modeline kaldıraç parametresi eklenerek volatilitede asimetri yakalanmaktadır. Denklem 4.39'da olumsuz şokları dikkate alan GJR-GARCH modeli gösterilmektedir (Wang, 2008: 38):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 d_{t-k} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4.39)$$

Denklem 4.39’da  $\varepsilon_t < 0$  ise gösterge fonksiyon  $\gamma k_{(\varepsilon_t < 0)} = 1$  olmaktadır.  $\varepsilon_t \geq 0$  ise gösterge fonksiyon  $\gamma k_{(\varepsilon_t < 0)} = 0$  olmaktadır. Böylelikle olumsuz şokların olumlu şoklara göre volatilité etkisi tespit edilmektedir (Mazıbaş, 2005: 8).

#### 4.2.4.8. Eşik GARCH (TGARCH) Modeli

Olumlu ve olumsuz gelişmeler neticesinde oluşan varyanstaki asimetriyi açıklama konusunda yetersiz kalan standart GARCH modeline kaldıraç değişkenini ekleyen Zakoian, 1994’de yayınladığı makalesi ile Eşik GARCH (TGARCH) modelini literatüre kazandırmıştır.

TGARCH modeli Denklem 4.40’da gösterildiği gibi ifade edilebilmektedir (Zivot, 2008: 18):

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i S_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p b_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4.40)$$

$$S_{t-i} = \begin{cases} 0 & \text{eğer } \varepsilon_{t-i} \geq 0 \\ 1 & \text{eğer } \varepsilon_{t-i} < 0 \end{cases}$$

olmaktadır.

Modelde kaldıraç etkisinin varlığından söz edebilmek için  $\gamma_i$  katsayısının 0’dan büyük olması gerekmektedir. Eğer  $\gamma_i$  katsayı 0’a eşit ise asimetri olmadığı anlaşılmaktadır. Bir başka deyişle Denklem 4.40’da ifade edilen modelde  $\gamma_i$  parametresi eşik değer parametresidir.  $\gamma_i$  parametresi 0’dan büyükse olumsuz şokların volatilité üzerindeki etkisi, olumlu şokların volatilité üzerindeki etkisine göre daha büyük olacaktır. Bu durum ise kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir (Hadsel, 2006: 897).

#### 4.2.4.9. AV-GARCH Modeli

Mutlak Değer GARCH anlamına gelen AV-GARCH modeli, zaman serilerinin kalın kuyruklu olmasını ve sahip oldukları asimetrik özellikleri aynı anda modelleyen bir başka GARCH türevidir.

AV-GARCH modelini ilk kez 1994 yılında Nelson ve Foster finans literatürüne kazandırmışlardır. Nelson ve Foster 1994'deki çalışmalarında AV-GARCH(1,1) modelini Denklem 4.41'deki gibi ifade etmişlerdir:

$$\sigma_t = a_0 + a_1|a_{t-1}| + \beta_1\sigma_{t-1} \quad (4.41)$$

Denklem 4.41'de görüldüğü üzere AV-GARCH modeli oluşturulurken standart bir GARCH modelindeki koşullu varyans parametresinin yerine standart sapma parametresi, hata terimlerinin karesi yerine de mutlak değer parametresi konulmaktadır (Kurtuluş, 2008: 73-74).

#### 4.2.4.10. C-GARCH Modeli

Engle ve Lee 1993 tarihinde yayınladıkları çalışmalarında finansal varlıkların fiyatlarına etki eden volatilitenin kısa ve uzun vadeli hareketlerini incelemek amacıyla standart bir GARCH modelindeki koşullu varyansı, geçici ve sürekli olmak üzere iki kısma ayırmışlardır.  $q_t$  parametresinin koşullu varyansın sürekli kısmını temsil ettiği C-GARCH modeli Denklem 4.42'de ifade edilmektedir (Ghalanos, 2020: 11) :

$$\sigma_t^2 = q_t \sum_{j=1}^q \alpha_j (\varepsilon_{t-j}^2 - q_{t-j}) + \sum_{j=1}^p \beta_j (\sigma_{t-j}^2 - q_{t-j}) \quad (4.42)$$

Denklem 4.42'de ifade edilen C-GARCH modelinde durağanlık koşulunun sağlanabilmesi için  $\alpha + \beta < 1$  olması gerekmektedir.

#### 4.2.4.11. Asimetrik Üslü GARCH (APGARCH) Modeli

Finansal zaman serilerinde görülen kalın kuyruklu olma, aşırı basıklık ve kaldıraç etkisini birlikte modelleyebilmek amacıyla Ding vd. 1993'de Asimetrik Üslü GARCH (APGARCH) modelini ortaya koymuşlardır. APGARCH modelinde geleneksel GARCH modellerinde uygulanan mutlak değer veya kare alma yöntemleri yerine, incelenen zaman serilerine uygulanan dönüşümlerin kaçınıcı kuvvet ile gerçekleştirildiği önem taşımaktadır (Hagerud, 1997: 5).

Ding vd., 1993'de yayınladıkları çalışmalarında APGARCH (p,q) modelini Denklem 4.43'deki gibi ifade etmişlerdir:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (4.43)$$



Denklemler 4.43’de ifade edilen modelde  $\alpha$  ve  $\beta$  parametreleri standart GARCH parametrelerini,  $\delta$  parametresi güç terimini,  $\gamma$  parametresi ise kaldıraç etkisini göstermektedir. Bu modellerde  $\gamma$  parametresinin +1 ile -1 değerleri arasında yer alması,  $\delta$  parametresinin 0’den büyük olması,  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin 0’a eşit veya 0’dan büyük olması kısıtları mevcuttur.  $\gamma$  parametresinin 0’dan büyük olması, olumsuz şokların olumlu şoklara göre volatilitiyi daha fazla arttırdığını göstermektedir (Mert, 2019: 72).

Denklemler 4.43’deki modele  $\beta_1 = 0$  kısıtı getirildiğinde bu model, APGARCH modeline dönüşmektedir.

#### **4.2.5. Piyasa Etkinliği Testleri**

Ulusal ve uluslararası finansal literatürde etkin piyasalar hipotezini inceleyen pekçok araştırma bulunmaktadır. Küreselleşme süreciyle birlikte uluslararası yatırımcıların farklı ülkelerin finansal piyasalarına olan ilgilerinin artması, finansal piyasalardaki yerel ve küresel krizler, yatırımcıların sistematik ve sistematik olmayan risklerden olabildiğince kaçınmaya çalışması, tasarruf sahiplerinin finansal okuryazarlık seviyelerinin artması sonucunda etkin piyasalar hipotezinin önemi artmıştır.

Çalışma kapsamında incelenen zaman serilerinin etkin piyasalar hipotezine göre etkinlikleri incelenmiştir. Bu amaçla çeşitli birim kök testleri kullanılarak ilgili serilerin analizi gerçekleştirilecektir. Bu testler: Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi, Phillips Perron (PP) testi ve Kwiatkowski Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testidir.

##### **4.2.5.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi**

Wayne A. Fuller tarafından 1976 yılında ortaya konan ve daha sonra Fuller ve Dickey tarafından 1979 ile 1981 yıllarında geliştirilen Dickey Fuller (DF) birim kök testi, zaman serilerinin durağan olup olmadığının tespit edilmesi amacıyla sıklıkla tercih edilen yöntemlerden biridir.

Rassal yürüyüş modelinin genelleştirilmesine dayanan Dickey Fuller (DF) birim kök testi süreci, parametrelerin en küçük kareler tahmin edicisinin dağılımı kullanılarak gerçekleştirilmektedir (Pesaran, 2015: 326).

Bu test için geliştirilmiş olan model en yalın haliyle Denklem 4.44'de ifade edildiği gibidir:

$$\gamma_t = \rho\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.44)$$

Denklem 4.44'de ifade edilen;

$\gamma_t$  : t zamanındaki gözlem değeri

$\gamma_{t-1}$  : t-1 zamanındaki gözlem değeri

$\varepsilon_t$  : ortalaması sıfır olan hata terimi

$\rho$  : gerçek sayıdır.

Denklem 4.44'deki modele sıfırdan farklı bir ortalama elde edilebilecek şekilde  $\beta_1$  sabit sayısı eklendiğinde oluşacak yeni model şöyle olacaktır:

$$\gamma_t = \beta_1 + \rho\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.45)$$

Dickey ve Fuller tarafından 1979 yılında geliştirilen bir diğer modelde ise Denklem 4.44'deki modele hem sıfırdan farklı bir ortalama elde edilebilecek şekilde bir sabit eklenmiş hem de bir zaman trendi eklenmiştir. Buna göre yeni model:

$$\gamma_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.46)$$

olmaktadır.

Denklem 4.46'daki model, " $\delta = \rho - 1$ " ile revize edildiğinde elde edilen yeni modeller aşağıda gösterilmektedir:

$$\text{(Sabitli ve trendsiz DF Denklemi)} \quad \Delta\gamma_t = \delta\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.47)$$

$$\text{(Sabitli ve trendsiz DF Denklemi)} \quad \Delta\gamma_t = \beta_1 + \delta\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.48)$$

$$\text{(Sabitli ve trendli DF Denklemi)} \quad \Delta\gamma_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.49)$$

Dickey Fuller (DF) birim kök testi, incelenen serinin birim kök içerdiğini varsayan sıfır hipotezine karşı, birim kök içermediği hipotezini ifade etmektedir. Buna göre:

$H_0: p = 1$ , seride birim kök vardır, seri durağan değildir.

$H_1: |p| < 1$ , seride birim kök yoktur, seri durağandır.

Dickey Fuller (DF) birim kök testinde hata terimleri ile ilgili varsayımların her zaman geçerli olmayabileceğinin görülmesi üzerine ilgili testin denklemi, 1981 yılında Dickey ve Fuller tarafından geliştirilerek Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök test denklemine dönüştürülmüştür. Bu yeni denklemi elde etmek için yukarıda belirtilen Denklem 4.47, Denklem 4.48 ve Denklem 4.49'a bağımlı değişkenin gecikme değerleri eklenmiştir.

Bu amaçla Dickey ve Fuller bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin eşitliğin sağ tarafında yer aldığı, bir diğer deyişle bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modelde bağımsız değişken olarak kullanıldığı yeni bir model oluşturmuşlardır (Erdoğan ve Beşballı, 2009: 33).

Elde edilen Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testine ait denklemler aşağıdaki gibidir (Tuna ve Öztürk, 2016: 552):

$$\Delta\gamma_t = \delta\gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta\gamma_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.50)$$

$$\Delta\gamma_t = \beta_1 + \delta\gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta\gamma_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.51)$$

$$\Delta\gamma_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta\gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta\gamma_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.52)$$

Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi, incelenen serinin birim kök içerdiğini varsayan sıfır hipotezine karşı birim kök içermediği hipotezini ifade etmektedir. Bir başka deyişle sıfır hipotezi, incelenen serinin durağan olmadığını ve birim kök içerdiğini ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise incelenen serinin durağan olduğunu ve bir kök içermediğini ifade etmektedir.

#### 4.2.5.2. Phillips - Perron (PP) Birim Kök Testi

Dickey Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) modellerinde hata teriminin normal dağılımlı, sabit varyanslı ve bağımsız oldukları varsayımı bulunmaktadır. Bir diğer ifadeyle Dickey Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) modellerinde hata terimlerinin arasındaki olası bir otokorelasyonun varlığı gözardı edilmektedir. Ancak pratikte hata terimlerinin arasında otokorelasyonun

varlığı görülebilmektedir. Phillips ve Perron 1988'de yayınladıkları makalelerinde, hata terimleriyle ilgili bu varsayımı geliştirerek birim kök üzerine parametrik olmayan yeni bir model ortaya koymuşlardır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2010: 364-365).

Phillips ve Perron, Dickey Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) yöntemlerinden farklı olarak parametrik olmayan düzeltme yaklaşımını önermişlerdir. Phillips-Perron (PP) testi ile birlikte parametrik olmayan yöntemin kullanılmasıyla hata terimlerinin heterojenliğine ve zayıf bağımlılığına izin veren, daha esnek bir birim kök testi ortaya konulmuştur (Phillips ve Perron, 1988: 335).

Phillips-Perron (PP) testi iki regresyon denklemi içermektedir (Phillips ve Perron, 1988: 338):

$$y_t = \mu + ay_{t-1} + \mu_t \quad (4.53)$$

$$y_t = \mu + \beta \left( t - \frac{T}{2} \right) + ay_{t-1} + \mu_t \quad (4.54)$$

Denklem 4.53 ve 4.54'deki  $\mu_t$  terimi hata terimlerinin dağılımını göstermekteyken, T terimi ise gözlem sayısını ifade etmektedir.  $\mu_t$  hata teriminin beklenen ortalaması sıfırdır. Bu bakımdan Dickey Fuller (DF) testinin bağımsızlık veya homojenite varsayımları Phillips-Perron (PP) testinde terk edilmiştir (Tarı, 2010: 400).

Phillips-Perron (PP) birim kök testinde hipotezlerin oluşumu aşağıdaki gibidir (Torun, 2015: 62):

$H_0$ :  $p = 0$  (seri birim kök içermektedir, seri durağan değildir).

$H_1$ :  $p < 0$  (seri birim kök içermemektedir, seri durağandır).

Phillips-Perron (PP) birim kök testinin istatistiklerinin limit dağılımları, Dickey Fuller (DF) testinin istatistiklerinin limit dağılımı gibidir. Başka bir ifade ile Dickey Fuller (DF) tabloları, Phillips-Perron (PP) test istatistikleri için de kullanılabilir (İğde, 2010: 21).

Phillips-Perron (PP) test istatistikleri Dickey Fuller (DF) test istatistiği için kullanılan tablo değerleri ile karşılaştırılarak sıfır hipotezi kabul edilmekte veya

reddedilmektedir. İncelenen zaman serilerinin durağanlıkları da buna göre tespit edilebilmektedir.

#### 4.2.5.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin 1992 yılında yayınladıkları makalede, zaman serilerinin incelenmesinde durağanlığın ve birim kök testlerinin birbirinin tamamlayıcısı olduğu yeni bir model geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu modelde incelenen zaman serisinin durağan olmadığı alternatif hipotezine karşı, serinin durağan olduğunu ileri süren sıfır hipotezin testi için Lagrange Çarpanının (LM) asimptotik olarak geçerli olduğu değiştirilmiş bir versiyonunu önermişlerdir (Yavuz, 2004: 241).

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) durağanlık testinde sıfır hipotezi, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testlerinin sıfır hipotezinin tersi olarak oluşturulmaktadır. KPSS testinde sıfır hipotezi ile incelenen serinin deterministik trend etrafında durağan olduğu öne sürülmektedir. KPSS testindeki amaç incelenen serideki deterministik trendin arındırılarak serinin durağanlaştırılmasıdır. Diğer birim kök testlerinin hipotezleri hem birim kökü hem de durağanlığı hesaba katarak yorumlarken, KPSS testindeki hipotezde yalnızca durağanlık hesaba katılmaktadır (Kwiatkowski, vd., 1992: 159-160).

KPSS testi modeli deterministik trend, rassal terim ve sabit bozucu terim olmak üzere üç bileşenden oluşmaktadır (Syczewska, 2010: 4). KPSS birim kök testinin regresyon denklemi aşağıda verilmiştir (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 376):

$$Y_t = \beta_1 + \varphi_t + \varepsilon_t \quad (4.55)$$

t deterministik trend,  $\varphi$  rassal süreç ve  $\varepsilon_t$  hata terimi olmak üzere KPSS birim kök testi Denklem 4.55'de belirtildiği şekliyle ifade edilmektedir. Denklem 4.55'deki rassal süreç  $\varphi_t$  ise Denklem 4.56'da gösterildiği gibi ifade edilmektedir:

$$\varphi_t = \varphi_{t-1} + u_t \quad (4.56)$$

Rassal süreç denkleminde yer alan  $u_t$  hata teriminin bağımsız ve eş dağılım özelliklerine sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda sıfır hipotezi ile serinin durağanlığı test edilir. Hipotezde de belirtildiği üzere  $u_t$  hata teriminin varyansının sıfıra eşit olması durumunda incelenen serinin rassal süreci durağandır denilebilir (Çelik, 2007: 41).

### 4.3. Veri ve Değişkenler

Bu bölümde, çalışmanın yöntem başlığı altında açıklanan ortalamada doğrusal olmayan ve varyansta doğrusal olmayan yöntemler ile etkinlik testleri kullanılarak BRICS-T ülke borsalarının seçilmiş endeksleri incelenmiştir. Söz konusu BRICS-T ülkeleri Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin Halk Cumhuriyeti, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye'den oluşmaktadır. İncelenen ülkelerin borsalarının seçilmiş endekslerine ait günlük frekanstaki yerel para birimi cinsinden fiyat serileri [www.investing.com](http://www.investing.com)'a ait veri tabanı kullanılarak elde edilmiştir.

Çalışmada Brezilya'nın BOVESPA Borsası'nın PIBB11 Endeksi, Rusya'nın MOEX Borsası'nın RTSI Endeksi, Hindistan'ın NSE Borsası'nın Nifty50 Endeksi, Çin Halk Cumhuriyeti'nin SSE Borsası'nın SSE50 Endeksi, Güney Afrika Cumhuriyeti'nin JSE Borsası'nın SA40 Endeksi ve Türkiye'den BİST Borsası'nın BİST100 Endeksi incelenmiştir. Söz konusu endeksler, ilgili borsaların market değeri en büyük olan endeksleri olmaları nedeniyle seçilmiştir. Söz konusu endekslerin her biri için 01.01.2011 ile 01.01.2021 tarihleri arasındaki günlük endeks kapanış verilerinden elde edilen verileri analiz edilmiştir. Bu tarih aralığının seçilme nedeni ise küresel ölçekteki olumsuz gelişmelerin etkilerinin daha az seviyede görüldüğü bir dönem olmasıdır. Mortgage Krizi'nin küresel ölçekte ekonomiler üzerindeki olumsuz etkilerinin azalmaya başladığı dönem olması nedeniyle 2011 yılı ve Covid-19 Salgını'nın ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerinin henüz ağır bir şekilde hissedilmeye başlanmadığı 2021 yılı öncesine ait veriler incelenmiştir. Ayrıca incelenen endekslerin tamamının verilerine sağlıklı bir şekilde ancak bu tarihler arasında ulaşılabilmesi nedeniyle de bu tarihler arasındaki seriler incelenmiştir.

**Tablo 4.4.** İncelenen Veri Setlerine Ait Tanımlayıcı Bilgiler

Ülke	Borsa	Endeks	İncelenen Gün Sayısı
Brezilya	BOVESPA	PIBB11	2473
Rusya	MOEX	RTSI	2513
Hindistan	NSE	NIFTY 50	2474
Çin	SSE	SSE50	2432
Güney Afrika	JSR	SA40	2497
Türkiye	BİST	BİST100	2516

Çalışmada öncelikle Anifowose ve Suleiman (2013), Al-Jafari ve Tliti (2013), Tapa ve Hussin'in (2016), Durgun (2019) ile Güngör'ün (2020) çalışmalarında da olduğu gibi günlük kapanış fiyatları kullanılarak logaritmik getiri serileri elde edilmiştir. Bu amaçla Denklem 4.59'daki formül kullanılmıştır.

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (4.57)$$

Çalışmadaki verilerin analizinde R istatistik programı ve Fırat Üniversitesi lisansıyla Microsoft Office Excel 2016 programı kullanılmıştır.

Elde edilen getiri serilerinin açıklayıcı istatistikleri ve birim kök analizleri gerçekleştirilmiştir. Sonraki aşamada incelenen veri serilerinin doğrusallıktan sapma durumları incelenmiştir. Nihayetinde de veri seti, ortalamada doğrusal olmayan ve varyansta doğrusal olmayan yöntemler ile analiz edilmiştir.

#### **4.4. Bulgular**

Çalışmanın bu bölümünde Brezilya'dan PIBB11 Endeksi, Rusya'dan RTSI Endeksi, Hindistan'dan Nifty50 Endeksi, Çin Halk Cumhuriyeti'nden SSE50 Endeksi, Güney Afrika Cumhuriyeti'nden SA40 Endeksi ve Türkiye'den BİST100 Endeksi incelenmiştir. BRICS-T ülke borsalarının seçilmiş endekslerinin 01.01.2011 ile 01.01.2021 yılları arasında gözlemlenen verileri analiz edilmiştir.

##### **4.4.1. Verilerin Açıklayıcı İstatistikleri**

İncelenen veri serilerinin her birine ait açıklayıcı istatistikler Tablo 4.5 ve Tablo 4.6'da yer almaktadır. Açıklayıcı istatistikler olarak aritmetik ortalama, standart sapma, çarpıklık, basıklık, JB (Jarque-Bera) ve ARCH etkisinin varlığını tespit edebilmek amacıyla ARCH LM test istatistikleri incelenmiştir. Tablo 4.6'da ARCH testi, incelenen serilerin birinci gecikmeleri için yapılmıştır.

**Tablo 4.5.** Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera (JB)	
					JB Test İstatistiği	p-Değeri
<b>Türkiye</b>	-0.000319	0.014668	0.799435	5.786789	3779.822	0.00
<b>Brezilya</b>	-0.000304	0.016176	1.153503	17.36507	31679.85321	0.00
<b>Rusya</b>	0.000095	0.017544	0.520639	5.661451	3477.963257	0.00
<b>Hindistan</b>	-0.000331	0.011576	0.589035	10.51665	11567.97922	0.00
<b>Çin</b>	-0.000241	0.014963	0.464736	6.996126	5059.161123	0.00
<b>Güney Afrika</b>	-0.000258	0.011485	0.555660	6.987487	5220.125231	0.00

İncelenen seriler günlük frekansta ele alındığı için getiri serilerinin ortalaması sıfıra yakın olmaktadır. Elde edilen verilere göre en riskli ülkeler Rusya ve Brezilya olurken, riski en düşük olan ülkeler ise Hindistan ve Güney Afrika Cumhuriyeti olmaktadır.

İncelenen ülkelerin serilerinin çarpıklık katsayıları dikkate alındığında katsayıların tamamının pozitif değerli olduğu görülmektedir. Çarpıklık katsayılarının pozitif olması, incelenen tarihlerde endekslerden elde edilen pozitif getirilerin negatif getirilerden fazla olduğu manasına gelmektedir.

Serilerin basıklık katsayılarının tamamının ise 3'den büyük olduğu görülmektedir. İncelenen serilerin tamamında gözlemlenen bu aşırı basıklık, ele alınan borsalarda volatilité kümelenmesinin yaşandığını göstermektedir.

Serilerin normal dağılımını inceleyen JB (Jarque-Bera) istatistiği ele alındığında elde edilen p değerlerinin tamamının 0,05'den küçük olduğu, bir başka deyişle istatistiki olarak anlamlı oldukları ve JB test istatistiklerinin ise sıfırdan pozitif yönlü olarak oldukça uzak oldukları görülmektedir. Buna göre incelenen bütün borsalar için normal dağılımın red edildiği söylenebilmektedir.

Değişen varyanslı araştırmak amacıyla ARCH-LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM test sonucuna göre değişen varyans sorunuyla karşılaşılmamıştır.



**Tablo 4.6.** ARCH LM Test İstatistiđi

	<b>ARCH LM Test İstatistiđi</b>	<b>p-Deđeri</b>
<b>Türkiye</b>	122.33	0.00
<b>Brezilya</b>	101.1	0.00
<b>Rusya</b>	136.15	0.00
<b>Hindistan</b>	122.21	0.00
<b>Çin</b>	48.693	0.00
<b>Güney Afrika</b>	60.127	0.00

İncelenen verilerin hiçbirinde %5 anlamlılık düzeyinde birinci dereceden otokorelasyona ve deđişen varyans sorununa rastlanılmamıştır.

#### **4.4.2. Birim Kök Analizi**

Birim kök testleri kullanılarak zaman serilerinin durađanlık özellikleri araştırılmaktadır. İncelenen serilerin durađan çıkmaması durumunda ilgili seriler için diđer analizler yapılamamaktadır. Bu nedenle öncelikle serilerin durađan olup olmadığı hususu incelenmiştir. Buna göre:

$H_0$  = Birim kök vardır. (Veri durađan deđildir)

$H_1$  = Birim kök yoktur. (Veri durađandır)

**Tablo 4.7.** ADF ve PP Birim Kök Testi İstatistikleri

	ADF			PP				
	Test İstatistiği	Güven Aralığı	P Değeri	Test İstatistiği	Güven Aralığı	P Değeri		
Türkiye	-34.4293	%1	-2.58	0.00	-52.485	%1	-3.435891	0.02132
		%5	-1.95			%5	-2.86319	
		%10	-1.62			%10	-2.567673	
Brezilya	-36.4411	%1	-2.58	0.00	-56.8321	%1	-3.435891	0.00
		%5	-1.95			%5	-2.86319	
		%10	-1.62			%10	-2.567673	
Rusya	-34.2998	%1	-2.58	0.00	-47.5246	%1	-3.435891	0.00392
		%5	-1.95			%5	-2.86319	
		%10	-1.62			%10	-2.567673	
Hindistan	-34.8915	%1	-2.58	0.00	-52.5926	%1	-3.435931	0.00384
		%5	-1.95			%5	-2.863209	
		%10	-1.62			%10	-2.567682	
Çin	-35.0657	%1	-2.58	0.00	-50.2825	%1	-3.435891	0.3486
		%5	-1.95			%5	-2.86319	
		%10	-1.62			%10	-2.567673	
Güney Afrika	-36.4814	%1	-2.58	0.00	-51.5974	%1	-3.435891	0.1046
		%5	-1.95			%5	-2.86319	
		%10	-1.62			%10	-2.567673	

Tablo 4.7.'deki veriler incelendiğinde ADF (Genişletilmiş Dickey-Fuller) birim kök testi istatistikleri, %1, %5 ve %10 kritik değerlerinden küçük olduğunu için tüm anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezi olan birim kök vardır hipotezi reddedilmiştir.

Tablo 4.7.'deki test sonuçlarına göre PP (Phillips-Perron) test istatistiklerinin %1, %5 ve %10 kritik değerlerinden küçük olması nedeniyle sıfır hipotezi olan birim kök vardır hipotezinin red edildiği görülmektedir. ADF ve PP test istatistiklerine göre incelenen serilerinin hepsi için durağanlık şartının sağlandığı tespit edilmiştir.

**Tablo 4.8.** KPSS Test İstatistikleri

	<b>KPSS</b>	
	<b>KPSS Seviyesi</b>	<b>p Deęeri</b>
<b>Türkiye</b>	0.07996	0.1
<b>Brezilya</b>	0.16242	0.1
<b>Rusya</b>	0.12234	0.1
<b>Hindistan</b>	0.097328	0.1
<b>Çin</b>	0.10754	0.1
<b>Güney Afrika</b>	0.046214	0.1

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testinde kurulan hipotezler, ADF ve PP testlerinde kurulan hipotezlerden farklı olarak sıfır hipotezde serinin durağan olduęu; alternatif hipotezde ise serinin durağan olmadığı öne sürülmektedir. Başka bir deyişle sıfır hipotezi seride birim kök olmadığını öne sürerken, alternatif hipotezde ise seride birim kök olduğunu öne sürmektedir.

İncelenen verilere uygulanan KPSS test sonucuna göre incelenen serilerin tamamı için birim kök olmadığı ve serinin durağan olduęu tespit edilmiştir. Dolayısıyla incelenen ülke borsaları için etkin piyasalar hipotezinin geçerli olmadığı belirlenmiştir. KPSS testinde elde edilen bulgular, ADF ve PP testlerinde ulaşılan bulguları destekler niteliktedir.

#### **4.4.3. Doğrusallık Testleri**

Bu bölümde ilgili verilerin doğrusallık testleri Tsay, BDS, Keenan ve McLeod-Li yöntemleri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Doğrusallık testlerinin test istatistikleri Tablo 4.9., Tablo 4.10., Tablo 4.11., Tablo 4.12., Tablo 4.13., Tablo 4.14. ve Tablo 4.15.'de sunulmuştur. Tsay, Keenan ve McLeod-Li yöntemlerindeki testlerin ortak özellięi,  $H_0$  hipotezinde serilerin doğrusal modeller ile analiz edilebileceęi;  $H_1$  hipotezinde ise serilerin doğrusal olmayan modeller ile analiz edilebileceęidir. Ancak BDS testinin  $H_0$  hipotezinin, serinin bağımsız ve özdeş dağılıyor olması önkabulü üzerinedir. Serinin bağımsız ve özdeş dağılıyor olması, incelenen deęişkenlerin her birinin aynı olasılık dağılımına sahip olması ve hepsinin birbirlerinden bağımsız olarak deęer almış almalarıdır. Bir serinin bağımsız ve özdeş dağılıyor olması, aynı zamanda

o serinin doğrusal olduğunu da ifade etmektedir. BDS testinin  $H_0$  hipotezinin, serinin bağımsız ve özdeş dağılıyor olması, bir diğer ifade ile serilerin doğrusal olmayan modeller ile analiz edilebileceği, önkabulü; alternatif hipotezinin ise serinin bağımsız ve özdeş dağılmıyor olması, bir başka deyişle hipotezinde serilerin doğrusal modeller ile analiz edilebileceği, önkabulü nedeniyle diğer testlerden ayrı olarak Tablo 4.10., Tablo 4.11., Tablo 4.12., Tablo 4.13., Tablo 4.14. ve Tablo 4.15.'de sunulmuştur.

**Tablo 4.9.** Tsay, Keenan ve Mc.Leod-Li Doğrusallık Testleri

	Tsay		Keenan		Mc.Leod.Li	
	Test İstatistiği	p Değeri	Test İstatistiği	p Değeri	Test İstatistiği	p Değeri
<b>Türkiye</b>	27.61	1.459e-17	18.70573	1.584843e-05	2518.001	0.00
<b>Brezilya</b>	14.53	2.33e-16	27.77911	1.477857e-07	2476.001	0.00
<b>Rusya</b>	54.49	2.117e-13	49.16048	3.020349e-12	2516.001	0.00
<b>Hindistan</b>	6.717	4.751e-44	18.84128	1.478223e-05	2477.001	0.00
<b>Çin</b>	2.807	1.296e-12	4.430219	0.035411	2435.001	0.00
<b>Güney Afrika</b>	3.173	1.209e-43	64.71389	2.963171e-07	2500.001	0.00

Tablo 4.9'daki Tsay, Keenan ve Mc.Leod-Li test sonuçlarının p değerlerine bakıldığında Türkiye, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika Cumhuriyeti'ne ait serilerin her üç test için de 0,05'den küçük olup bu nedenle doğrusal olmama bulguları içerdiği görülmektedir. Bu doğrultuda incelenen serilerin doğrusal olmayan yöntemlerle analiz edilmesinin daha doğru sonuçlar vereceği sonucuna ulaşılmaktadır.

BDS testi ile kurulacak hipotezlere göre;

$H_0$  = Hata terimleri bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir

$H_1$  = Hata terimleri bağımsız ve özdeş dağılıma sahip değildir.

Bu hipotezlere göre BRICS-T ülke borsalarından seçilmiş endekslerin BDS test istatistikleri Tablo 4.10., Tablo 4.11., Tablo 4.12., Tablo 4.13., Tablo 4.14. ve Tablo 4.15.'de verilmiştir.

**Tablo 4.10.** Türkiye Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları

	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
$\epsilon$	<b>Test İstatistikleri</b>				
<b>0,5</b>	5.3144	7.4645	8.8208	9.9655	10.6875
<b>1</b>	6.2913	8.3893	9.4452	10.1911	10.4989
<b>1,5</b>	7.1901	9.3854	10.2758	10.8642	10.9834
<b>2</b>	7.7109	9.8028	10.6195	11.1636	11.2490
	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
$\epsilon$	<b>p Değerleri</b>				
<b>0,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>2</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tablo 4.10.'da verilmiş olan BDS testi sonuçlarına göre p değerleri tüm boyutlarda 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük bulunduğu için Türkiye'ye ait serinin doğrusal olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Buna göre Türkiye'den seçilmiş borsa endeksine ait getiri serisinin doğrusal olmayan bir zaman serisi özelliği taşıdığı tespit edilmiştir.

**Tablo 4.11.** Brezilya Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları

	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>Test İstatistikleri</b>				
<b>0,5</b>	3.6986	5.9775	6.8228	7.3078	8.6742
<b>1</b>	5.5219	7.8409	8.9311	9.4377	10.4051
<b>1,5</b>	8.2836	10.7643	11.8771	12.3831	13.0692
<b>2</b>	11.1893	13.7325	14.7995	15.2397	15.6170
	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>p Değerleri</b>				
<b>0,5</b>	2e-04	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>2</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tablo 4.11.'de verilen BDS testi sonuçlarına göre p değerleri tüm boyutlarda 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük bulunduğu için Brezilya'ya ait serinin doğrusal olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla Brezilya'dan seçilmiş borsa endeksine ait getiri serisinin doğrusal olmayan bir zaman serisi özelliği taşıdığı tespit edilmiştir.

**Tablo 4.12.** Rusya Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları

	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>Test İstatistikleri</b>				
<b>0,5</b>	7.0783	9.6473	11.3299	13.2334	15.8052
<b>1</b>	8.8915	11.5197	13.0476	14.5853	16.5510
<b>1,5</b>	10.1948	13.0239	14.5534	15.8107	17.2108
<b>2</b>	11.1233	14.1420	15.6974	16.7383	17.7695
	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>p Değerleri</b>				
<b>0,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>2</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tablo 4.12.'de sunulan BDS testi sonuçlarına göre p değerleri tüm boyutlarda 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük bulunduğu için Rusya'ya ait serinin doğrusal olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bundan ötürü Rusya'dan seçilmiş borsa endeksine ait getiri serisinin doğrusal olmayan bir zaman serisi özelliği taşıdığı görülmüştür.

**Tablo 4.13.** Hindistan Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları

	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>Test İstatistikleri</b>				
<b>0,5</b>	8.7148	12.1605	14.5563	17.0302	19.2498
<b>1</b>	9.6627	13.0317	15.0875	16.7822	18.3842
<b>1,5</b>	11.3839	14.4136	16.0958	17.2346	18.3065
<b>2</b>	13.5324	16.0770	17.2805	17.9192	18.5496
	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>p Değerleri</b>				
<b>0,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>2</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tablo 4.13.'de verilen BDS testi sonuçlarına göre p değerleri tüm boyutlarda 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük bulunduğu için Hindistan'a ait serinin doğrusal olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bundan ötürü Hindistan'dan seçilmiş borsa endeksine ait getiri serisinin doğrusal olmayan zaman serisi özelliği taşıdığı sonucuna ulaşılmıştır.



**Tablo 4.14.** Çin Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları

	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>Test İstatistikleri</b>				
<b>0,5</b>	9.9505	11.7622	13.4639	15.6930	18.6270
<b>1</b>	10.6852	12.9669	14.0335	15.5960	17.6520
<b>1,5</b>	10.4182	13.1401	14.0436	15.2954	16.5595
<b>2</b>	9.9566	12.6983	13.7056	14.7604	15.5748
	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>p Değerleri</b>				
<b>0,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>2</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tablo 4.14.'de sunulan BDS testi sonuçlarına göre p değerleri tüm boyutlarda 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük bulunduğu için Çin'e ait serinin doğrusal olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu nedenle Çin'den seçilmiş borsa endeksine ait getiri serisinin doğrusal olmayan zaman serisi özelliği taşıdığı sonucu elde edilmiştir.

**Tablo 4.15.** Güney Afrika Verilerine İlişkin BDS Test Sonuçları

	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>Test İstatistikleri</b>				
<b>0,5</b>	6.7157	8.7293	10.6666	12.5891	15.0838
<b>1</b>	7.5209	10.0880	11.9930	13.7129	15.1716
<b>1,5</b>	8.1256	11.1236	12.7775	14.2297	15.3005
<b>2</b>	8.8125	11.9482	13.4057	14.4816	15.2047
	<b>Boyutlar</b>				
	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b><math>\epsilon</math></b>	<b>p Değerleri</b>				
<b>0,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>1,5</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>2</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tablo 4.15.'de sunulan BDS testi sonuçlarına göre p değerleri tüm boyutlarda 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük bulunduğu için Güney Afrika'ya ait serinin doğrusal olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bundan ötürü Güney Afrika'dan seçilmiş borsa endeksine ait getiri serisinin doğrusal olmayan bir zaman serisi özelliği göstermektedir.

BDS test sonuçlarının p değerlerine bakıldığında incelenen verilerin tamamı için, 0,05'den küçük olmaları nedeniyle, hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağıldığı sıfır hipotezi reddedilmiştir. Buna göre incelenen serilerin doğrusal olmayan yöntemlerle analiz edilmesinin daha sağlıklı sonuçlar vereceği kanaati desteklenmektedir.

#### 4.4.4.1. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller

Bu bölümde BRICS-T ülkelerinin en yüksek hacimli borsalarının seçilmiş endekslerinin getiri serilerinin volatilitesi, ortalama doğrusal olmayan modeller kullanılarak incelenmiştir. Ortalamada doğrusal olmayan modeller kullanılırken, ekonometrik araştırmalarda önem atfedilen cimrilik ilkesi gereği (Kirchgässner ve

Wolters, 2007: 252), gecikme uzunlukları mümkün olan en düşük düzeyde tutulmaya çalışılmıştır. Çalışmada rejimler, yatırımcıların yatırım kararı alma karakteristiklerinin bariz bir şekilde farklılık gösterdiği farklı dönemler olarak ifade edilmektedir.

#### 4.4.4.1.1. SETAR Modelinin Sonuçları

BRICS-T ülkelerinin en yüksek hacimli borsalarının seçilmiş endekslerinin getiri serilerinin volatilitesi SETAR ile incelenirken, rejimler arası geçişlerde kırılma noktası olan eşik değeri  $\delta$  parametresi ile gösterilmiştir. İncelenen her bir ülkenin günlük frekanstaki verileri, sınırları eşik değeriyle belirlenen alt veya üst rejimde bulunan gün sayıları  $n$  parametresi ile gösterilmiştir.  $c$  parametresi modelin sabit katsayısını gösterirken,  $\alpha$  parametresi ise modelin gecikme değerlerine bağlı değişkenidir. Tablo 4.16.'daki AIC parametresi ise modelin açıklayıcı olma gücünü göstermektedir. AIC parametresi ne kadar küçük ise modelin açıklayıcılığı da o ölçüde yüksek olmaktadır. Analiz sonucu elde edilen veriler, alt rejim ve üst rejim olmak üzere iki ayrı rejimde gösterilmiştir.

Tablo 4.16.'da SETAR modeline ait parametreler sunulmaktadır. Rejimler arasında geçişte kırılma noktasını ifade eden  $\delta$  parametresi ile gösterilen eşik değerler incelendiğinde Brezilya, Rusya ve Türkiye'nin  $\delta$  parametre değerinin %1'den büyük olduğu görülmektedir. Eşik değerin %1'den büyük olması, getirinin %1'i geçmesi durumunda yatırımcıların yatırım davranışlarını değiştirdikleri anlamına gelmektedir. Buna göre  $\delta$  parametresi pozitif değerli olduğu için Brezilya ve Rusya'daki seçilmiş endekslerin getirileri %1'den fazla arttığı;  $\delta$  parametresi negatif değerli olduğu için Türkiye'deki seçilmiş endeksin getirisi %1'den fazla kayba neden olduğunda bu ülkelerdeki yatırımcıların yatırım davranışlarının değiştiği görülmektedir.

Alt ve üst rejimlerdeki gözlem sayıları incelendiğinde Türkiye dışındaki diğer ülkelerin tamamında alt rejimdeki  $n$  parametresi ile ifade edilen gözlem sayılarının üst rejimdeki gözlem sayılarından daha fazla olduğu görülmektedir. Buna göre bu ülkelere ait endekste yatırımcıların alt rejimde daha uzun süre kalma eğiliminde oldukları, üst rejime daha geç geçtikleri sonucu elde edilebilmektedir. Bir başka ifade ile bu ülkelere ait yatırımcıların değişen koşullar karşısında hemen alım ve satım yapmadıkları, aynı rejimde uzun süre kaldıkları yorumu yapılabilmektedir. Alt rejimdeki gözlem sayılarının daha fazla olması nedeniyle Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney

Afrika'dan seçilmiş endekslerde işlem yapan yatırımcıların uzun vadeli yatırım yaptıkları sonucuna ulaşılabilmektedir. Türkiye için üst rejimdeki gözlem sayısının alt rejimdeki gözlem sayısından daha fazla olması ise Türkiye'den seçilmiş endekste yatırım yapan yatırımcıların değişen koşullar karşısında yatırım özelliklerini daha çabuk değiştirdikleri ve kısa vadeli alım-satım işlemleri yaptığını göstermektedir.

Türkiye'deki seçilmiş endekste alt rejime ait parametrelerin katsayıları istatistiki olarak anlamlı bulunamamıştır. Ancak üst rejime geçildiğinde tüm parametrelerin katsayıları anlamlı çıkmıştır. Bu durum ise Türkiye'deki seçilmiş endekste işlem yapan yatırımcıların vade tercihlerinin alt rejimden üst rejime geçildiğinde değiştiğini göstermektedir.

Brezilya'daki seçilmiş endekste alt rejime ait parametrelerin katsayılarının tamamının istatistiki olarak anlamlı olduğu; üst rejime ait parametrelerin katsayılarının ise  $\alpha_3$  ile ifade edilen 3. gecikme hariç tamamının istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre Brezilya'daki seçilmiş endekste işlem yapan yatırımcıların alt rejimden üst rejime geçmelerinde dahi yatırım kararlarında önemli bir değişiklik olmadığı yorumu yapılabilir.

Çin'deki seçilmiş endekste alt rejime ait parametrelerin katsayıları incelendiğinde  $\alpha_2$  ve  $\alpha_3$  ile ifade edilen 2. ve 3. gecikmelerde katsayıların istatistiki olarak anlamlı çıktıkları görülmektedir. Ancak üst rejime geçildiğinde hiçbir parametrenin katsayısının anlamlı çıkmadığı görülmektedir.

Rusya'daki seçilmiş endekste alt rejimden sadece  $\alpha_1$  ile gösterilen 1. gecikmenin anlamlı çıktığı görülürken üst rejime geçtiğinde sabit katsayının ve  $\alpha_2$  ile gösterilen 2. gecikmenin anlamlı çıktığı görülmektedir. Bu durum, eşik değer geçildiğinde yatırımcıların yatırım tercihlerinin değiştiğini ve üst rejimde daha fazla sayıda parametrenin anlamlı çıkması nedeniyle geçmiş döneme ait verilerin yatırım kararları üzerinde daha fazla etkili olduğunu gösterebilmektedir.

Hindistan'a ait parametrelerin katsayılarının istatistiki olarak anlamlılığının alt rejimden üst rejime geçtikten sonra kayda değer ölçüde arttığı görülmektedir. Bu durum ise Hindistan'daki seçilmiş endekste işlem yapan yatırımcıların, alt rejimden üst rejime geçildiğinde vade tercihlerinin de değiştiğini göstermektedir. Bununla

birlikte eşik değeri aşıldığında üst rejimde daha fazla sayıda parametrenin anlamlı çıkması nedeniyle geçmiş verilerin yatırımcıların karar alma sürecinde referans alındığını da göstermektedir.

Güney Afrika'daki seçilmiş endekste alt rejime ait parametrelerin katsayıları incelendiğinde  $\alpha_2$  ve  $\alpha_3$  ile ifade edilen 2. ve 3. gecikmelerde katsayıların istatistiki olarak anlamlı çıktığı görülmektedir. Üst rejime geçildiğinde ise sabit katsayının ve  $\alpha_2$  ile ifade edilen 2. gecikmenin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir.



**Tablo 4.16.** SETAR Modeli Sonuçları

	Alt Rejim					Üst Rejim					AIC	
	c	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	n	c	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	n		$\delta$
<b>Brezilya</b>	-0.001164**	-0.107162***	-0.079167*	0.045045*	1965	-0.003876**	-0.272692***	0.236387***	0.049699	508	0.01005	-20484
<b>Rusya</b>	-0.000058	0.055301*	-0.042048	0.027144	1980	-0.004941***	0.030909	0.20651***	0.002891	533	0.01082	-20331
<b>Hindistan</b>	-0.001134***	-0.033141	-0.078431*	0.032723	1871	-0.000859	-0.146124***	0.133227**	-0.031622	603	0.005502	-22088
<b>Çin</b>	-0.000852.	-0.060901*	-0.058967.	-0.029431	1550	-0.000516	0.039704	0.044865	-0.014014	882	0.003478	-20437
<b>Güney Afrika</b>	-0.000471.	-0.030469	-0.080189**	0.09328***	2057	-0.004622***	-0.054309	0.230604***	-0.05917	440	0.008528	-22336
<b>Türkiye</b>	-0.001398	-0.030069	-0.114516	0.002817	453	-0.001218***	-0.078203***	0.152764***	0.035787.	2063	-0.01203	-21268

“.”p<0.1, “\*”p<0.05, “\*\*”p<0.01, “\*\*\*”p<0.001 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4.16.'daki SETAR modelinin sonuçları incelendiğinde AIC parametresi en küçük değere sahip olması nedeniyle modelin açıklayıcılığının en yüksek olduğu ülkenin Güney Afrika olduğu görülmektedir. AIC parametresine göre açıklayıcılığın en yüksek olduğu ülkeler sırasıyla Güney Afrika, Hindistan ve Türkiye olmuştur. SETAR modelinin açıklayıcılığının en düşük olduğu ülkelerin ise Brezilya, Rusya ve Çin olduğu görülmektedir.

#### **4.4.4.1.2. STAR, LSTAR ve ESTAR Modellerinin Sonuçları**

Eşiksel otoregresif modellere göre geçiş değişkeni önceden belirlenen geçiş değeriyle çakıştığında ani bir rejim değişikliği meydana gelmektedir. Ancak gerçek hayatta bu değişim kırılma şeklinde biranda meydana gelmeyip zaman içerisinde daha yumuşak bir şekilde olmaktadır. Yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif modeller (STAR), kendi içerisinde Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif model (LSTAR) ve Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif model (ESTAR) olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

Modelin LSTAR veya ESTAR olması gerektiğine karar verebilmek amacıyla uygun geçiş fonksiyonunun belirlenmesi gerekmektedir. Bunun için Taylor açılımı kullanılarak kurulan yardımcı regresyon modeline  $F$  sıralı testleri uygulanmaktadır. Terasvirta'nın 1994'de yayınladığı çalışmaya göre elde edilen sonuçlar doğrultusunda eğer  $H_0$  hipotez testinin değeri en küçük çıkarsa ESTAR modeli kullanılmalı, bunun dışındaki diğer tüm durumlarda LSTAR modeli seçilmelidir.

**Tablo 4.17.** Geçiş Fonksiyonunun Yapısını Belirleme Testi Sonuçları

	H0		H01		H02		H03		Model Tipi
	Test İstatistiği (F)	p-Değeri	Test İstatistiği (F)	p-Değeri	Test İstatistiği (F)	p-Değeri	Test İstatistiği (F)	p-Değeri	
<b>Brezilya</b>	20.31345	≅ 0.00	19.16891	0.000013	24.84405	0.000001	16.46548	0.000051	LSTAR
<b>Rusya</b>	22.47577	≅ 0.00	54.50883	≅ 0.00	8.674054	0.003257	4.001979	0.045554	LSTAR
<b>Hindistan</b>	6.442686	0.000242	18.24342	0.00002	0.656446	0.499353	0.634967	0.425616	LSTAR
<b>Çin</b>	7.30841	0.000071	5.448217	0.019669	16.42579	0.000052	0.025422	0.873334	LSTAR
<b>Güney Afrika</b>	2.217128	0.084159	3.389671	0.065725	1.678194	0.195285	1.581416	0.208675	LSTAR
<b>Türkiye</b>	38.75537	≅ 0.00	57.98594	≅ 0.00	52.01535	≅ 0.00	4.913907	0.026731	LSTAR



İlgili ülkelere ait veri setleri kullanılarak elde edilen sıralı  $F$  testlerinin sonuçları Tablo 4.17.'de gösterilmektedir.  $H_0$  hipotezlerinin  $F$  test istatistik sonuçlarının hiçbirinin, diğer hipotezlerin  $F$  test istatistik sonuçlarında daha küçük olmadığı görülmektedir. Bu nedenle Tablo 4.17.'de geçiş fonksiyonunun yapısını belirlenebilmesi amacıyla gerçekleştirilen sıralı  $F$  testinin sonuçları dikkate alındığında, BRICS-T ülkelerinin en yüksek hacimli borsalarının seçilmiş endekslerinin getiri serilerinin volatilitésinin LSTAR ile incelenmesinin daha uygun olduğu görülmektedir.

LSTAR modeli ile incelenen veri setlerinin istatistik sonuçları Tablo 4.18.'de gösterilmektedir. Tablo 4.18.'de rejimler arası geçişlerde kırılma noktası olan eşik değeri  $\delta$  parametresi ile gösterilmiştir. İncelenen her bir ülkeye ait günlük frekanstaki getiri serileri, sınırları eşik değeriyle belirlenmiş olan alt veya üst rejimde yer bulunmasına göre ayrı ayrı incelenmiştir. İnceleme sonucu elde edilen verilere ait parametreler, alt rejim ve üst rejim olmak üzere iki ayrı bölümde gösterilmiştir.

$\gamma$  parametresi, rejimler arasındaki geçişin hızını göstermektedir.  $\gamma$  parametresinin değeri arttıkça bir rejimden diğerine geçişin hızı da artmakta ve  $\gamma \rightarrow \infty$  yaklaştıkça LSTAR, dolayısıyla STAR, modeli TAR modeline dönüşmektedir. Buna göre Tablo 4.18. incelendiğinde Brezilya ve Rusya'dan seçilmiş endekslerin  $\gamma$  parametrelerin diğer incelenen endekslere göre oldukça düşük olduğu görülmektedir. LSTAR modeli ile elde edilen  $\gamma$  parametresi, diğer ülkelerin  $\gamma$  parametrelerinden oldukça küçük olduğu için Brezilya ve Rusya'dan seçilmiş endekslerde rejim değişikliği görüldüğünde, yatırımcıların yatırım kararlarının karakteristikleri bir anda değişmeyip değişimin zamana yayıldığı yorumu yapılabilmektedir. Ancak Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslerde görülen rejim değişikliği durumunda, bu ülkelerin  $\gamma$  parametrelerinin oldukça yüksek olmasından da anlaşılacağı üzere, yatırımcıların yatırım kararlarının karakteristiklerinin oldukça hızlı bir şekilde değiştiği görülmektedir. Bu durum beklenmedik gelişmeler karşısında ilgili endekslerdeki yatırımcıların diğer endekslerdeki yatırımcılara göre güncel veriler doğrultusunda daha hızlı karar aldıkları anlamına gelebilmektedir.

**Tablo 4.18.** LSTAR Modeli Sonuçları

	Alt Rejim				Üst Rejim						AIC
	c	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	c	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\delta$	$\gamma$	
<b>Brezilya</b>	-0.010629 .	-0.011038	-0.242453 **	0.024333	0.207469 *	-2.365843 ***	-0.494814	0.2752570	0.1049	29.9	-20547
<b>Rusya</b>	-	-5.371940	1.737308	-1.261387	-	10.709675 ***	-3.418840	2.531198	-0.01891	1	-20367
<b>Hindistan</b>	0.004438	0.027807	-0.020646	0.108776	-0.006423	-0.132450 .	0.197540	-0.126976	-0.0164	100	-22085
<b>Çin</b>	-	-0.036055	-0.062269	0.11704 **	-	0.024281	0.083983 .	-0.18119 ***	-0.01056	2000	-20445
<b>Güney Afrika</b>	-	-0.074906 **	-0.006047	0.020000	-	0.10233 *	-0.027015	0.13695 **	0.01204	2000	-22314
<b>Türkiye</b>	-0.003753	-0.072993 **	-0.179595 .	0.010790	0.017341	0.048639	0.165272	0.084371	0.02367	77.1	-21265

“.”p<0.1, “\*”p<0.05, “\*\*”p<0.01, “\*\*\*”p<0.001 anlam düzeylerini göstermektedir.

BRICS-T ülkelerinin en yüksek hacimli borsalarından seçilmiş endekslerin getiri serilerine ait LSTAR modeli elde edilmiş doğrusal olmayan dinamikler Tablo 4.18.'de gösterilmektedir.

Brezilya ve Türkiye'den seçilmiş endekslerin eşik değerlerinin diğer ülkelerden daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum ilgili iki ülkeden seçilmiş endekslerde işlem yapan yatırımcıların risk algılarının diğer ülkelerden seçilmiş endekslerde işlem yapan yatırımcıların risk algılarından farklı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.18.'de gösterilen  $\delta$  parametrelerinin sonuçlarına göre Rusya, Hindistan ve Çin'den seçilmiş endekslerde görülen kaybın %1'i aşması durumunda yatırımcıların yatırım kararlarının değişim gösterdiği görülmektedir. Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye'den seçilmiş endekslerdeki  $\delta$  parametrelerinin sonuçlarına göre ise kazancın sırasıyla %10, %1.2 ve %2.4'ü aşması durumunda rejimde değişiklik meydana geldiği ve yatırımcıların karar alma karakteristiklerinin değiştiği görülmektedir.

Çin'den seçilmiş endekste sonuçları istatistiki olarak anlamlı olan parametrelerin katsayılarının pozitif iken rejim değişikliği olduğunda negatif değerler aldıkları görülmektedir. Bu durum ilgili endekste yatırımcıların alt rejimde iken alım yapma eğiliminde oldukları ancak üst rejime geçildiğinde satış yapma eğilimine geçtiklerini ifade edebilmektedir.

Güney Afrika'dan seçilen endekste, sonuçları istatistiki olarak anlamlı olan parametrelerin katsayılarının alt rejimdeyken negatif değerli oldukları, üst rejime geçildiğinde ise pozitif değer aldıkları görülmektedir. Bu durum ilgili endekste yatırımcıların alt rejimde iken getirinin düşeceğini düşünerek satış yapma eğiliminde oldukları ancak üst rejime geçildiğinde endeksin getirisi konusunda daha optimist bir yapıya bürünüp alım yapma eğilimine girdiklerini gösterebilmektedir.

Tablo 4.18.'de verilen parametrelerin katsayıları incelendiğinde Brezilya, Çin ve Güney Afrika'dan seçilen endekslere ait katsayıların anlamlı çıkmış olması nedeniyle hem alt rejimde hem de üst rejimde istatistiki olarak anlamlı bir şekilde LSTAR modeli ile modellenebileceği görülmektedir. Rusya ve Hindistan'dan seçilen endekslere ait katsayıların sadece üst rejimde anlamlı çıkmış olması nedeniyle üst

rejimde istatistiki olarak anlamlı bir şekilde LSTAR modeli ile modellenebileceği görülmektedir. Türkiye’den seçilen endekse ait katsayıların sadece alt rejimde anlamlı çıkmış olması sebebiyle alt rejimde istatistiki olarak anlamlı bir şekilde LSTAR modeli ile modellenebileceği görülmektedir.

Rusya, Çin ve Güney Afrika’dan seçilen endekslere ait parametreler incelendiğinde hem alt rejim için hem de üst rejim için sabit terimlerin olmadığı görülmektedir. Sabit terimlerin olmaması durumu, ilgili endekslerdeki getirilerin kendi ortalamalarının etrafında salınım göstermediği manasına gelmektedir.

Tablo 4.18. incelendiğinde alt rejimden üst rejime geçilmesi durumunda, yatırımcıların yatırım kararı alma karakteristiklerinde görülen en belirgin değişimin Güney Afrika’dan seçilen endekste olduğu görülmektedir. Güney Afrika’dan seçilen endekse ait istatistiki olarak anlamlı olan parametrelerin katsayıları alt rejimdeyken negatif değere sahip iken, üst rejime geçildiğinde istatistiki olarak anlamlı olan parametrelerin katsayılarının pozitif değer aldığı görülmektedir. Bu durum endekste meydana gelen rejim değişikliği sonucunda aynı zamanda trendin de değişeceği algısının yatırımcıların geneline hâkim olduğunu gösterebilmektedir.

#### **4.4.4.1.3. MTAR Modelinin Sonuçları**

Finansal piyasalardaki yükseliş ve düşüş dönemlerinde keskin asimetrik hareketleri modelleyebilen MTAR modelinin istatistiki sonuçları Tablo 4.19.’da gösterilmektedir.

Tablo 4.19. incelendiğinde Brezilya’dan seçilmiş endekste hem alt rejimde hem de üst rejimde istatistiki olarak anlamlı parametrelerin olduğu görülmektedir. Alt rejimde sabit terim ile birlikte birinci, ikinci, altıncı ve onbirinci parametrelerin katsayılarının anlamlı çıktığı görülmektedir. Üst rejime geçildiğinde ise sabit terim ile birlikte beş parametrenin katsayılarının da anlamlı oldukları görülmekle birlikte bu parametrelerin alt rejime göre güvenilirlik katsayılarının düştüğü görülmektedir. Bu durum ilgili endekste yatırımcıların yatırım kararlarının alt rejimden üst rejime geçişte değişiklik gösterdiğini göstermektedir.

Rusya’dan seçilmiş endekste alt rejimde sabit terim ile birlikte birinci, ikinci, yedinci ve sekizinci parametrelerin katsayılarının anlamlı çıktığı görülmektedir. Ancak

üst rejime geçildiğinde anlamlı çıkan parametre sayısında önemli bir düşüş görülmektedir. Üst rejimde sadece birinci ve sekizinci parametrelerin katsayılarının anlamlı çıktığı görülmektedir. Bu durum alt rejimden üst rejime geçişte yatırımcıların yatırım kararlarının önemli ölçüde değiştiğini ifade etmektedir. Üst rejimdeki istatistiki olarak anlamlı parametrelerin sayıca oldukça az olması yatırımcıların karar alma sürecinde geçmiş verilerden çok güncel gelişmeler doğrultusunda yatırım kararları aldıkları anlamına gelebilmektedir.

Hindistan'dan seçilmiş endekse ait MTAR modelinin sonuçları incelendiğinde sabit terim ile birlikte birinci, ikinci, üçüncü, dördüncü, beşinci, altıncı, yedinci ve onuncu parametrelerin katsayılarının anlamlı çıktığı görülmektedir. İncelenen ülkeler içerisinde bir rejimde istatistiki olarak anlamlı, en fazla sayıda parametreye sahip olan ülkenin Hindistan olduğu görülmektedir. Üst rejime geçildiğinde sabit terim ile birlikte yedinci ve sekizinci parametrelerin katsayılarının anlamlı çıktığı görülmektedir. Rejimler arasındaki anlamlı çıkan parametre sayısındaki bu büyük fark, alt rejimden üst rejime geçişte yatırımcıların yatırım kararlarında önemli ölçüde değişiklik olduğu anlamına gelmektedir. Üst rejimdeki parametrelerin sayıca oldukça az olması yatırımcıların karar alma sürecinde geçmiş verilerden çok güncel gelişmeler doğrultusunda yatırım kararları aldıkları anlamına gelebilmektedir.

Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslere ait MTAR modelinin sonuçları incelendiğinde hem alt rejim için hem de üst rejim için anlamlı çıkan parametrelerin birbirine yakın ve benzer olduğu görülmektedir. Buna göre ilgili endekslerdeki yatırımcıların alt ve üst rejimde aldıkları yatırım kararlarının benzer ve istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılabilmektedir.

Türkiye'den seçilmiş endeksin sonuçları incelendiğinde sabit terim ile birlikte birinci ve ikinci parametrelerin katsayılarının anlamlı olduğu görülmektedir. Üst rejime geçildiğinde ise sabit terim ile birlikte birinci, dördüncü ve altıncı parametrelerin katsayılarının anlamlı olduğu görülmektedir. Alt rejimden üst rejime geçişte anlamlı olan parametrelerin sayılarının arttığı görülmekle birlikte katsayıların anlamlılık derecelerinde düşüş görülmektedir. Üst rejimde katsayıları anlamlı çıkan daha çok sayıda parametre olması, ilgili endeks üst rejimdeyken, daha güvenilir bir MTAR modeli kurulabileceğini sonucunu verebilmektedir.

**Tablo 4.19. MTAR Modeli Sonuçları**

	Alt Rejim										Üst Rejim					Kesim	AIC	
	Türkiye		Güney Afrika		Çin		Hindistan		Rusya		Brezilya							
	c	p <sub>1</sub>	p <sub>4</sub>	c	p <sub>1</sub>	p <sub>6</sub>	c	p <sub>1</sub>	p <sub>7</sub>	c	p <sub>1</sub>	c	p <sub>1</sub>	p <sub>3</sub>	p <sub>8</sub>	p <sub>9</sub>		
	0.001922***	-0.127125*	0.065786**	-0.002857*	-0.227415***	-0.090633***	-0.002857*	-0.227415***	0.188287***	0.141643**	0.219166***	-0.000981**	-0.077134**	0.056867*	0.057035*	0.067467**	-0.01953	-20514
	-0.218607***	0.096114*	-0.090633***	0.188287***	0.141643**	0.219166***	0.188287***	0.141643**	0.219166***	-0.187148***	0.110893**	0.125633***	0.047568*	0.057035*	0.067467**	-0.0174	-20356	
	0.145505***	-0.178762***	0.050967*	-0.187148***	0.110893**	0.129409**	-0.187148***	0.110893**	0.129409**	0.108909**	-0.156609***	0.125633***	0.047568*	0.057035*	0.067467**	-0.0174	-20356	
	-0.003107***	-0.144499***	-0.055827*	0.110893**	0.129409**	-0.170669***	0.110893**	0.129409**	-0.170669***	0.108909**	-0.156609***	0.125633***	0.047568*	0.057035*	0.067467**	-0.0174	-20356	
	0.122789***	-0.079813**	0.124594*	-0.000831***	-0.049562*	0.083039***	-0.000831***	-0.049562*	0.083039***	0.108909**	-0.156609***	0.125633***	0.047568*	0.057035*	0.067467**	-0.0174	-20356	
	0.073889*	0.047859*	-0.149614***	-0.049562*	0.083039***	0.083039***	-0.049562*	0.083039***	0.083039***	0.108909**	-0.156609***	0.125633***	0.047568*	0.057035*	0.067467**	-0.0174	-20356	
	-0.070515*	0.057597**	-0.184784***	0.083039***	0.083039***	0.083039***	0.083039***	0.083039***	0.083039***	0.108909**	-0.156609***	0.125633***	0.047568*	0.057035*	0.067467**	-0.0174	-20356	
	0.003705	0.01425	0.0174	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	0.01313	-0.0174	-20356	
	-21279	-22352	-20478	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-22195	-20514	-20514	

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4.19.'daki rejimler arası geçişte kırılma noktasını ifade eden kesim katsayılarına bakıldığında, Brezilya ve Rusya'dan seçilmiş endekslerdeki kayıpların %1'i geçmesi durumunda yatırımcıların yatırım davranışlarının değiştiği görülmektedir. Hindistan, Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslerdeki kesim katsayılarına göre ise yatırımcıların yatırım kararlarının değişmesi için ise getirilerin

%1'i aşması gerektiği görülmektedir. Türkiye'den seçilmiş endeksin kesim katsayısına bakıldığında ise yatırım kararlarında değişikliğe yol açabilen eşik değerinin diğer ülkelerden oldukça düşük olduğu görülmektedir. Buna göre Türkiye'den seçilmiş endeksteeki yatırımcıların yatırım kararlarında değişikliğe gitmeleri diğer incelenen ülkelere göre oldukça kolay olmaktadır.

AIC parametrelerine göre MTAR modelinin getirilerin volatiliteleri üzerindeki açıklayıcılığının en fazla olduğu ülkelerin Hindistan, Türkiye ve Güney Afrika olduğu görülmektedir. Diğer ülkelerin için MTAR modelinin açıklayıcılığının birbirine yakın ve daha düşük olduğu görülmektedir.

#### **4.4.4.1.4. Markov Rejim Değişim Modelinin Sonuçları**

Tablo 4.20.'de Markov rejim değişim modelinin parametreleri sunulmaktadır. Markov rejim değişim modeli oluşturulurken öncelikle farklı rejim ve gecikme sayılar ile doğrusal olmama özelliği yansıtan olası modeller elde edilmiştir. Daha sonra bu olası modeller en düşük Akaike Bilgi Kriterine (AIC), en yüksek Log-Likelihood değerine ve rejim sayılarının BRICS-T ülkelerinin verilerine uygunluğu açısından en doğru sonuçları veren rejim-gecikme sayısına ait model seçilmiştir. Buna göre 3 rejimli bir modelin istatistiksel olarak uygun olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu 3 rejimli Markov rejim değişim modellerinin sonuçları Tablo 4.20. ve Tablo 4.21.'di karşılaştırılmalı olarak sunulmaktadır.

Tablo 4.20. incelendiğinde Brezilya'dan seçilen endekse ait Markov rejim değişim modelinin sonuç parametrelerinin rejim 1'de anlamlı çıktıkları görülmektedir. Rejim 2'de ve rejim 3'de sabit terimlerin istatistiki olarak anlamlı olmadığı ancak rejim 2'de bir adet, rejim 3'de ise iki adet parametrenin anlamlı olduğu görülmektedir. Rusya'dan seçilen endeksin sonuç parametrelerinde ise rejim 2'nin sabit teriminin ve rejim 3'ün  $p_1$  parametresinin anlamlı olduğu görülmektedir. Benzer şekilde Hindistan ve Çin'deki seçilmiş endekslere ait Markov rejim değişim sonuçlarına ait az sayıdaki parametrenin anlamlı çıktığı görülmektedir. Rusya, Hindistan ve Çin'den farklı olarak Güney Afrika ve Türkiye'den seçilmiş endekslere ait Markov rejim değişim modeli parametrelerinin rejimler arasında daha yaygın bir şekilde anlamlı çıktığı görülmektedir. İncelenen sonuçlar ışığında incelenen her bir ülkenin kendi özelinde rejimler arasında benzer karakteristiklere sahip olduğu söylenebilmektedir.

**Tablo 4.20.** Markov Rejim Değişim Modeli Sonuçları

		Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3	AIC	Log-Likelihood
<b>Brezilya</b>	<b>c</b>	-0.0022*	0.0010	-0.0001	-14022.47	7023.237
	<b>p<sub>1</sub></b>	-0.1007*	-0.1848**	-0.0928**		
	<b>p<sub>2</sub></b>	-0.4130***	0.1039	0.1062***		
	<b>p<sub>3</sub></b>	0.2109***	0.0745	-0.0277		
<b>Rusya</b>	<b>c</b>	0.0030	-0.0007.	0.0001	-13886.39	6955.193
	<b>p<sub>1</sub></b>	0.0483	0.0203	0.0670*		
	<b>p<sub>2</sub></b>	0.0397	0.0319	-0.0350		
	<b>p<sub>3</sub></b>	0.0581	0.0419	-0.0288		
<b>Hindistan</b>	<b>c</b>	0.0011	-0.0022	0.0007	-15707.23	7865.613
	<b>p<sub>1</sub></b>	-0.1139*	0.1073	-0.0642		
	<b>p<sub>2</sub></b>	0.0564	0.2927	-0.1759		
	<b>p<sub>3</sub></b>	-0.0025	0.1302	-0.0690		
<b>Çin</b>	<b>c</b>	0.0012	-0.0019*	0.0005.	-14298.47	7161.233
	<b>p<sub>1</sub></b>	-0.0322	-0.0023	-0.0234		
	<b>p<sub>2</sub></b>	-0.0356	0.1071.	-0.0472		
	<b>p<sub>3</sub></b>	-0.0560	-0.0283	0.0290		
<b>Güney Afrika</b>	<b>c</b>	0.0016***	-0.0020	-0.0006**	-15769.44	7896.718
	<b>p<sub>1</sub></b>	-0.0463	0.0272	0.0062		
	<b>p<sub>2</sub></b>	-0.2711***	0.7616***	-0.0555*		
	<b>p<sub>3</sub></b>	0.0299	0.1329	0.0246		
<b>Türkiye</b>	<b>c</b>	0.0005	-0.0023***	0.0064**	-14480.46	7252.228
	<b>p<sub>1</sub></b>	-0.1914*	0.0771*	-0.0993		
	<b>p<sub>2</sub></b>	0.1203**	-0.0012	0.0222		
	<b>p<sub>3</sub></b>	0.0159	0.0465	-0.0149		

. p<0.1, \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001 anlam düzeylerini göstermektedir.

Markov rejim değişim modelleri, cari dönemden sonraki veya önceki dönemlere geçme olasılıklarının tahmin edilebilmesine olanak tanımaktadır. Hesaplanan bu olasılıklar ise geçiş olasılıkları olarak adlandırılmaktadır.

İki değişkenli bir Markov rejim değişim modelinde ifade edilen rejimler, daralma ve genişleme dönemlerini göstermektedir. Üç rejimli bir Markov rejim değişim modelinde ise bu rejimler daralama dönemi, genişleme dönemi ve ılımlı dönem olarak ifade edilmektedir (Koy ve Karaca, 2018: 97-99)

Tablo 4.21.'de BRICS-T ülkeleri için elde edilen Markov rejim değişim modeline göre içinde bulunulan rejimden bir diğer rejime geçme veya aynı rejimde kalma olasılıkları ayrı ayrı verilmiştir.



Tablo 4.21. incelendiğinde Brezilya'dan seçilen endeksin rejim 1'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %25.3, rejim 1'den rejim 2'ye geçme olasılığının %5.7, rejim 1'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %20.7 olduğu görülmektedir.

Rusya'dan seçilen endeksin rejim 1'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %95, rejim 1'den rejim 2'ye geçme olasılığının oldukça düşük, rejim 1'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %1 olduğu görülmektedir. Buna göre Rusya'dan seçilen endeksin rejim 1'de kalma kararlılığının oldukça yüksek olduğu söylenebilmektedir.

Hindistan'dan seçilen endeksin rejim 1'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %95, rejim 1'den rejim 2'ye geçme olasılığının %0.4, rejim 1'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %1.6 olduğu görülmektedir. Buna göre Hindistan'dan seçilen endeksin rejim 1'de kalma kararlılığının oldukça yüksek olduğu sonucuna ulaşılabilmektedir.

Çin'den seçilen endeksin rejim 1'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %95.47, rejim 1'den rejim 2'ye geçme olasılığının %1.7, rejim 1'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %0.0047 olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda Çin'den seçilen endeksin rejim 1'de kalma kararlılığının oldukça yüksek olduğu söylenebilmektedir.

Güney Afrika'dan seçilen endeksin rejim 1'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %69.2, rejim 1'den rejim 2'ye geçme olasılığının %82.7, rejim 1'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %1.2 olduğu görülmektedir. Güney Afrika'dan seçilen endeksin rejim 1'den rejim 2'ye geçme olasılığının belirgin olarak yüksek olduğu görülmektedir.

Türkiye'den seçilen endeksin rejim 1'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %47, rejim 1'den rejim 2'ye geçme olasılığının %38.9, rejim 1'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %5.7 olduğu görülmektedir.

**Tablo 4.21.** Rejim Geçiř Olasılıkları Matrisi

		<b>Rejim 1</b>	<b>Rejim 2</b>	<b>Rejim 3</b>
<b>Brezilya</b>	<b>Rejim 1</b>	0.253300	0.057742	0.207673
	<b>Rejim 2</b>	0.030601	0.938963	0.000541
	<b>Rejim 3</b>	0.716099	0.003295	0.791786
<b>Rusya</b>	<b>Rejim 1</b>	0.950803	0.000000002	0.010780
	<b>Rejim 2</b>	0.000000005	0.986925	0.010077
	<b>Rejim 3</b>	0.049197	0.013075	0.979143
<b>Hindistan</b>	<b>Rejim 1</b>	0.950731	0.000458	0.016253
	<b>Rejim 2</b>	0.001097	0.462184	0.426878
	<b>Rejim 3</b>	0.048171	0.537358	0.556869
<b>Çin</b>	<b>Rejim 1</b>	0.954699	0.017852	0.000047
	<b>Rejim 2</b>	0.045127	0.628190	0.234856
	<b>Rejim 3</b>	0.000172	0.353959	0.765097
<b>Güney Afrika</b>	<b>Rejim 1</b>	0.692060	0.827374	0.012293
	<b>Rejim 2</b>	0.261874	0.148818	0.001867
	<b>Rejim 3</b>	0.046066	0.023807	0.985841
<b>Türkiye</b>	<b>Rejim 1</b>	0.470321	0.389232	0.057557
	<b>Rejim 2</b>	0.513810	0.582085	0.131441
	<b>Rejim 3</b>	0.015869	0.028683	0.811001

Tablo 4.21.'deki parametreler incelendiğinde Brezilya'dan seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %93.89, rejim 2'den rejim 1'e geçme olasılığının %3, rejim 2'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %0.05 olduğu görülmektedir. Brezilya'dan seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalmaya dair yüksek kararlılıkta olduğu görülmektedir.

Rusya'dan seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %98.69, rejim 2'den rejim 1'e geçme olasılığının oldukça düşük, rejim 2'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %1 civarında olduğu görülmektedir. Rusya'dan seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalmaya dair yüksek kararlılıklı bir karakteristiğe sahip olduğu söylenebilmektedir.

Hindistan'dan seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %46.2, rejim 2'den rejim 1'e geçme olasılığının %0.1, rejim 2'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %42.68 olduğu görülmektedir.

Çin'den seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %62.8, rejim 2'den rejim 1'e geçme olasılığının %4.5, rejim 2'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %23.48 olduğu görülmektedir.

Güney Afrika'dan seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %14.88, rejim 2'den rejim 1'e geçme olasılığının %26.18, rejim 2'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %0.18 olduğu görülmektedir. Bu veriler doğrultusunda Güney Afrika'dan seçilen endeksin rejimler arasında geçişin nispeten daha kolay olduğu sonucuna ulaşılabilmektedir.

Türkiye'den seçilen endeksin rejim 2'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %58.2, rejim 2'den rejim 1'e geçme olasılığının %51.38, rejim 2'den rejim 3'e geçme olasılığının ise %13.14 olduğu görülmektedir.

Tablo 4.21.'deki rejim geçiş olasılıklarına ait parametreler incelendiğinde Brezilya'dan seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %79.17, rejim 3'den rejim 1'e geçme olasılığının %71.6, rejim 3'den rejim 2'ye geçme olasılığının ise %0.3 olduğu görülmektedir. Buna göre Brezilya'dan seçilen endeksin rejim 1 ve rejim 3'e yatkınlıklarının olduğu söylenebilmektedir.

Rusya'dan seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %97.9, rejim 3'den rejim 1'e geçme olasılığının %4.9, rejim 3'den rejim 2'ye geçme olasılığının ise %1.3 olduğu görülmektedir. Rusya'dan seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalmaya dair yüksek kararlılıkta olduğu söylenebilmektedir.

Rusya'dan seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %97.9, rejim 3'den rejim 1'e geçme olasılığının %4.9, rejim 3'den rejim 2'ye geçme olasılığının ise %1.3 olduğu görülmektedir.

Hindistan'dan seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %55.68, rejim 3'den rejim 1'e geçme olasılığının %4.8, rejim 3'den rejim 2'ye geçme olasılığının ise %53.73 olduğu görülmektedir.

Çin'den seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %76.5, rejim 3'den rejim 1'e geçme olasılığının %0.017, rejim 3'den rejim 2'ye geçme olasılığının ise %35.39 olduğu görülmektedir.

Güney Afrika'dan seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %98.58, rejim 3'den rejim 1'e geçme olasılığının %4.6, rejim 3'den rejim 2'ye geçme olasılığının ise %2.3 olduğu görülmektedir. Buna göre Güney Afrika'dan

seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalmaya dair yüksek kararlılıkta olduğu görülmektedir.

Türkiye'den seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalma olasılığının %81.1, rejim 3'den rejim 1'e geçme olasılığının %1.58, rejim 3'den rejim 2'ye geçme olasılığının ise %2.86 olduğu görülmektedir. Bu veriler doğrultusunda Türkiye'den seçilen endeksin rejim 3'deyken aynı rejimde kalmaya direnç gösterdiği söylenebilmektedir.

#### **4.4.4.1.5. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modellerin Sonuçları**

Ortalamada doğrusal olmayan modeller bütüncül bir şekilde değerlendirildiğinde, incelenen ülkelerin en yüksek hacimli borsalarından seçilmiş endekslerin volatilitelerinin genel olarak getiri oranlarına ve endekslerin trend yönlerine bağlı olarak değişim gösterdiği tespit edilmiştir. Ayrıca ilgili endekslerdeki yatırımcıların kısa ve orta vadeli yatırım kararlarına etki eden volatil hareketlerin SETAR, LSTAR, MTAR ve Markov rejim değişimi modelleri ile açıklanabileceği bulguları elde edilmiştir.

Ortalamada doğrusal olmayan modeller ile yapılan çalışma sonucunda, çalışmanın amacına bağlı olarak en uygun olan modelin farklılık gösterdiği görülmüştür. Rejim değişikliğine neden olan kırılma parametreleri ile farklı rejimlerin zamansal uzunluğu incelendiğinde, bu parametreleri içermesi nedeniyle, SETAR modelinin kullanılması daha uygundur. Rejim değişikliğine neden olan kırılma parametreleri ile bu kırılmanın şiddeti incelendiğinde, bu parametreleri içermesi nedeniyle, LSTAR modeli daha uygundur. Farklı rejimlerde yatırımcıların karar mekanizmalarına etki eden değişkenler ve bu değişkenlerin ağırlıkları incelendiğinde, modelde ulaşılan değişkenlerin sayısı görece daha fazla olması sebebiyle, MTAR modeli daha uygundur. Yatırımcıların farklı rejimlerdeyken o rejimde kalma kararlılıkları ve rejim değiştirme yönelimleri incelendiğinde ise Markov rejim değişimi modelinin kullanılması daha uygundur.

#### **4.4.4.2 Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller**

Bu bölümde BRICS-T ülkelerinin en yüksek hacimli borsalarının seçilmiş endekslerinin getiri serilerinin volatilitesi, varyansta doğrusal olmayan modeller ile

incelenecektir. Veriler incelenirken, ekonometrik arařtırmalarda önem atfedilen cimrilik ilkesi geređi (Kirchgässner ve Wolters, 2007: 252), gecikme uzunlukları mümkün olan en düşük düzeyde tutulmaya çalıřılmıştır.

#### 4.4.4.2.1. GARCH Modelinin Sonuçları

İncelenen verilerin GARCH modeli sonuçları Tablo 4.22.'de sunulmuřtur. Elde edilen verilere göre incelenen tüm veri setlerinin GARCH(1,1) modeli kullanılarak modellenebileceđi görölmektedir. GARCH(1,1) modeli ile elde edilen parametreler incelendiđinde tüm veri setleri için  $\alpha$  ve  $\beta$  deđerlerinin toplamlarının 1'den küçük olduđu görölmektedir. Bu durum incelenen endekslerde görölen volatilitenin kısa dönemli olumlu veya olumsuz haberlerden kaynakladıđı anlamına gelmektedir.

Elde edilen GARCH(1,1) modelinin AIC parametresine göre, incelenen ölkeler bazında açıklama gücüne bakıldıđında en fazla açıklama gücünün Hindistan için geçerli olduđu; en düşük açıklama gücünün ise Rusya verilerinde olduđu görölmektedir.

**Tablo 4.22.** GARCH Modeli Sonuçları

	$\alpha$	$\beta$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.117061***	0.846333***	0.000009	-5.6700
<b>Rusya</b>	0.102778***	0.879982***	0.000006***	-5.4957
<b>Hindistan</b>	0.114598***	0.859120***	0.000004*	-6.3570
<b>Çin</b>	0.088007***	0.906208***	0.000002	-5.8324
<b>Güney Afrika</b>	0.091957***	0.882242***	0.000003**	-6.3377
<b>Türkiye</b>	0.138174***	0.752867***	0.000024***	-5.7148

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

GARCH(1,1) modeli kullanılarak yapılacak bir volatilité modellemesinde elde edilecek modelin açıklayıcılıđı yüksekten düşüđe dođru sırasıyla Hindistan, Güney Afrika, Çin, Türkiye, Brezilya ve Rusya řeklinde olacaktır.

Tablo 4.22.'deki sonuçlar incelendiđinde maruz kalınan řoklara verilen tepkileri ifade eden  $\alpha$  parametresi en yüksek olan Türkiye'nin, řoklara diđer ölkelerden daha fazla tepki verdiđi görölmektedir. Bu durum Türkiye'deki volatilitenin, řoklar

karşısında daha fazla tepki verdiğini ve bu tepki nedeniyle getiri değerlerindeki dalgalanmanın diğer incelenen ülkelerden daha fazla olduğunu göstermektedir.

Geçmiş dönemlerin volatilité üzerindeki etkisini ifade eden  $\beta$  parametreleri incelendiğinde ise Çin'de görülen volatilitenin daha önceki dönemde gerçekleşen beklenmeyen gelişmelerden kaynaklandığı tespit edilmektedir. Bu durum incelenen diğer ülkeler arasında beklenmeyen gelişmelerden en az oranda etkilenen ülke olduğunu göstermektedir. Beklenmeyen gelişmelerden kaynaklanan bu volatilitenin aniden gerçekleşmeyip zamana yayıldığı ve bu sebeple daha uzun sürdüğü yönünde yorumlanabilmektedir.

#### 4.4.4.2.2. EGARCH Modelinin Sonuçları

Finansal piyasalardaki volatilitéye dair yapılmış daha önceki çalışmalara bakıldığında beklenmeyen olumsuz gelişmelere verilen tepkilerin, beklenmeyen olumlu gelişmelere verilen tepkilerden daha fazla olduğu görülmektedir. Bu bulgu doğrultusunda GARCH(1,1) modeli geliştirilerek negatif yönlü etkilerin ağır bastığı asimetrik volatilitéyi inceleyen EGARCH modeli ortaya konmuştur.

**Tablo 4.23.** EGARCH Modeli Sonuçları

	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	-0.060239***	0.974811***	0.203068***	-0.207421***	-5.6733
<b>Rusya</b>	-0.076050***	0.988185***	0.151728***	-0.092885***	-5.5209
<b>Hindistan</b>	-0.067952***	0.981464***	0.188881***	-0.165431***	-6.3649
<b>Çin</b>	0.002013	0.988813***	0.167160***	-0.086995***	-5.8474
<b>Güney Afrika</b>	-0.094869***	0.992680***	0.113520***	-0.064558***	-6.3681
<b>Türkiye</b>	-0.077210***	0.952538***	0.206454*	-0.398329***	-5.7287

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

EGARCH modelinin sonuçlarını gösteren Tablo 4.23. incelendiğinde Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika'nın  $\gamma$  parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlılık düzeylerinin p<0.01 olduğu, Türkiye'nin ise p<0.1 olduğu görülmektedir. Türkiye'nin istatistiki olarak anlamlılık düzeyi düşük olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı kabul edilebilmektedir. Buna göre incelenen ülke borsalarının olumlu

gelişmelere nazaran olumsuz gelişmelerden daha fazla etkilendiği ve volatilitésinin daha fazla olduđu görülmektedir.

Elde edilen AIC parametrelerine göre EGARCH modelinin açıklayıcılığının en yüksek olduđu ülkenin Güney Afrika olduđu görülmektedir. Açıklayıcılığın en düşük olduđu ülkenin ise Rusya olduđu tespit edilmiştir. EGARCH modeli kullanılarak yapılacak bir volatilité modellemesinde elde edilecek sonuçların açıklayıcılığı yüksekten düşüğe doğru sırasıyla Güney Afrika, Hindistan, Çin, Türkiye, Brezilya ve Rusya şeklinde olmaktadır.

#### **4.4.4.2.3. GARCH-M Modellerinin Sonuçları**

GARCH-M modeli, risk ile getiri arasındaki ilişkiyi açıklamaktadır. GARCH-M modelinin istatistik sonuçlarını gösteren parametrelerden biri olan  $\xi$  parametresi, ilgili modeldeki getiri ve risk arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Bu nedenle risk ile getiri arasında pozitif yönlü kuvvetli bir ilişki olduğunu öne süren finans teorileri açısından bu parametre önem teşkil etmektedir.

GARCH-M modelinin sonuçlarının gösterildiği Tablo 4.24.'e göre Hindistan'da risk ile getiri arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif bir ilişkinin varlığı tespit edilebilmiştir. Buna göre Hindistan'daki seçilmiş endekste risk arttıkça getiri elde etme beklentisinin azaldığı öne sürülebilmektedir.

Getiri ile risk arasındaki ilişkiyi gösteren  $\xi$  parametresine bakıldığında, Hindistan dışındaki diğer ülkeler için risk ile getiri arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Hindistan'ın %5 anlam düzeyinde risk ile getiri arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişkisi olduğu görülmektedir.

**Tablo 4.24. GARCH-M Modeli Sonuçları**

	$\alpha$	$\beta$	$\xi$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.116057***	0.846448***	-0.027936	0.000009***	-5.6687
<b>Rusya</b>	0.102419***	0.880176***	0.006318	0.000006	-5.4952
<b>Hindistan</b>	0.111492***	0.859624***	-0.041404**	0.000004	-6.3526
<b>Çin</b>	0.087623***	0.906275***	-0.028179	0.000002	-5.8321
<b>Güney Afrika</b>	0.090024***	0.882895***	-0.023585	0.000003**	-6.3345
<b>Türkiye</b>	0.140148***	0.743769***	-0.029026	0.000025***	-5.7124

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

Şoklara verilen tepkileri ifade eden  $\alpha$  parametresine göre, incelenen ülkeler içerisinde Türkiye'nin en yüksek  $\alpha$  parametresine sahip olan ülke olduğu ve dolayısıyla beklenmeyen gelişmelere en fazla tepki veren endekse sahip olduğu görülmüştür. Geçmiş dönemlerin volatilité üzerindeki etkisini ifade eden  $\beta$  parametreleri incelendiğinde ise önceki dönemlerden kaynaklanan volatilité dalgalanmalarının ağırlığının en yüksek olduğu ülkeler ise sırasıyla Çin, Güney Afrika ve Rusya olduğu tespit edilmiştir.

GARCH-M modelinin parametreleri incelendiğinde modelin açıklayıcılığını ifade eden AIC parametrelerine göre en yüksek açıklayıcılığa sahip olan modelin Hindistan'a ait model olduğu görülmektedir. Hindistan'ı ise sırasıyla Güney Afrika ve Çin izlemektedir.

#### 4.4.4.2.4. IGARCH Modelinin Sonuçları

IGARCH modeli,  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin toplamının bire eşit olmasını sağlayarak süreci durağan hale getirmeyi amaçlamaktadır.

IGARCH modelinin test istatistiklerinin gösterildiği Tablo 4.25. incelendiğinde,  $\alpha$  parametrelerine göre Brezilya'nın beklenmeyen gelişmelere en fazla tepki gösteren ülke olduğu görülmektedir. Brezilya'yı ise sırasıyla Hindistan ve Rusya takip etmektedir.



$\beta$  parametreleri incelendiğinde IGARCH modeline göre Çin, Türkiye ve Güney Afrika borsalarındaki volatilitenin kaynağı, diğer incelenen ülkelere nazaran, önceki dönemlerde meydana gelen gelişmelerden kaynaklandığı tespit edilebilmektedir.

**Tablo 4.25.** IGARCH Modeli Sonuçları

	$\alpha$	$\beta$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.099869***	0.900131***	0.000000***	-5.6311
<b>Rusya</b>	0.080346***	0.919654***	0.000000***	-5.4744
<b>Hindistan</b>	0.088419***	0.911581***	0.000000***	-6.3243
<b>Çin</b>	0.060858***	0.939142***	0.000000***	-5.8161
<b>Güney Afrika</b>	0.071717***	0.928283***	0.000000***	-6.3131
<b>Türkiye</b>	0.0609***	0.9391***	0.000000***	-5.6751

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

IGARCH modelinin AIC parametreleri incelendiğinde modelin açıklayıcılığının en yüksek olduğu ülkenin Hindistan olduğu görülmektedir. Hindistan'ı ise sırasıyla Güney Afrika takip etmektedir. IGARCH modelinin açıklayıcılığının en düşük olduğu ülkelerin ise Rusya, Brezilya ve Türkiye olduğu görülmektedir.

#### 4.4.4.2.5. NAGARCH Modelinin Sonuçları

Volatil serilerdeki asimetrik yapıyı ve doğrusal olmayan dinamikleri tespit edebilmek amacıyla NAGARCH yöntemi kullanılabilir.

NAGARCH modelinin istatistik parametrelerini gösteren Tablo 4.26. incelendiğinde Brezilya, Rusya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye'nin seçilmiş endeks verilerinde asimetrik yapıyı gösteren  $\delta$  parametresinin istatistiksel olarak anlamlı çıktığı görülmektedir. Buna göre olumsuz gelişmelerin piyasa volatilitesi üzerindeki etkilerinin, olumlu gelişmelerin piyasa volatilitesi üzerindeki etkileriyle aynı olmayıp farklılık gösterdiği söylenebilmektedir. Ancak Çin'deki seçilmiş endeksin olumsuz gelişmelerin piyasa volatilitesi üzerindeki etkilerinin, olumlu gelişmelerin piyasa volatilitesi üzerindeki etkilerinden farklı büyüklükte olduğuna dair istatistiksel olarak anlamlı bir bulguya rastlanılamamıştır.

**Tablo 4.26. NAGARCH Modeli Sonuçları**

	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.109389***	0.851338***	0.220335***	0.000008***	-5.6709
<b>Rusya</b>	0.083684***	0.885165***	0.490182***	0.000004*	-5.5094
<b>Hindistan</b>	0.102985***	0.862028***	0.383823***	0.000003*	-6.3607
<b>Çin</b>	0.085691***	0.908469***	-0.103200	0.000002	-5.8318
<b>Güney Afrika</b>	0.058786***	0.885548***	0.895137***	0.000001	-6.3625
<b>Türkiye</b>	0.144188***	0.717066***	0.415502***	0.000024***	-5.7230

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

AIC parametrelerine bakıldığında NAGARCH modelinin asimetrik yapı ve doğrusal olmayan dinamiklere dair açıklayıcılığının en yüksek olduğu veri setlerinin Hindistan ve Güney Afrika olduğu görülürken, model açıklayıcılığının en düşük olduğu veri setinin ise Rusya olduğu görülmektedir.

#### 4.4.4.2.6. GJR-GARCH Modelinin Sonuçları

Volatil serilerdeki asimetrik yapının tespit edilmesinde kullanılan modellerden bir diğeri ise GJR-GARCH modelidir.

GJR-GARCH modelinin istatistik parametrelerini gösteren Tablo 4.27. incelendiğinde volatilitedeki asimetrik ilişkiyi gösteren  $\phi_1$  parametresinin Brezilya, Rusya, Hindistan ve Türkiye'den seçilmiş endekslerde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı çıktığı görülmektedir.

**Tablo 4.27. GJR-GARCH Modeli Sonuçları**

	$\alpha$	$\beta$	$\phi_1$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.087535***	0.870455***	0.325822***	0.000008***	-5.6786
<b>Rusya</b>	0.062095***	0.912075***	0.499072***	0.000004*	-5.5140
<b>Hindistan</b>	0.106012***	0.866307***	0.151731***	0.000003	-6.3565
<b>Çin</b>	0.086848***	0.907970***	-0.031210	0.000002	-5.8339
<b>Güney Afrika</b>	0.033296	0.920943***	0.999994	0.000001	-6.3587
<b>Türkiye</b>	0.124368***	0.767340***	0.346697***	0.000021***	-5.7248

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4.27. incelendiğinde  $\alpha$  parametrelerine göre beklenmeyen gelişmelerden en çok etkilenen endekslerin Türkiye ve Hindistan’da olduğu görülmektedir. Beklenmeyen gelişmeler karşısında kısa vadede en dirençli verilerin ise Rusya’ya ait olduğu görülmektedir. Ayrıca Rusya’nın  $\beta$  parametresine bakıldığında volatilitenin daha çok önceki dönemlerde gerçekleşen gelişmelerden kaynaklandığı görülmektedir. Bir başka deyişle olumlu veya olumsuz gelişmeler, Rusya’ya ait borsa endeksine gecikmeli olarak yansımaktadır.

#### 4.4.4.2.7. TGARCH Modelinin Sonuçları

TGARCH modeli zaman serilerindeki volatilitede görülen asimetrik etkileri inceleyen yöntemlerden biridir.

TGARCH modelinin istatistik parametrelerini gösteren Tablo 4.28’deki  $\alpha$  parametresi, beklenmedik olumlu gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisini göstermektedir. Tabloda yer alan  $\alpha + \Psi$  parametresi ise beklenmedik olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisini göstermektedir.

**Tablo 4.28.** TGARCH Modeli Sonuçları

	$\alpha$	$\beta$	$\Psi$	$\alpha + \Psi$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.100296***	0.897126***	0.258187***	0.358483	0.000375***	-5.6698
<b>Rusya</b>	0.080028***	0.927170***	0.495807***	0.575835	0.000189***	-5.5202
<b>Hindistan</b>	0.103334***	0.899848***	0.338524***	0.441858	0.000204***	-6.3641
<b>Çin</b>	0.087929***	0.926349***	-0.041088	0.046841	0.000130***	-5.8500
<b>Güney Afrika</b>	0.060168***	0.943563***	0.797292***	0.857452	0.000081**	-6.3634
<b>Türkiye</b>	0.114872***	0.857028***	0.356494***	0.471366	0.000772***	-5.7289

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4.28.’deki istatistik parametreler incelendiğinde araştırmaya konu olan endekslerin tamamında beklenmedik olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinin, beklenmedik olumlu gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinden daha fazla olduğu görülmektedir. Bununla birlikte Çin’deki seçilmiş endeksin  $\alpha + \Psi$  parametre değerinin diğer ülkelerdeki seçilmiş endekslerin  $\alpha + \Psi$  parametre değerlerinden oldukça düşük olduğu görülmektedir. Bu durum beklenmedik olumsuz gelişmelerin

volatilite üzerindeki etkisinin diğer ülkelere göre oldukça düşük olduğu anlamına gelmektedir. Bir başka deyişle Çin'deki incelenen endeksin olumsuz gelişmelere karşısında daha dirençli olduğu söylenebilmektedir.

AIC parametrelerine bakıldığında TGARCH modelinin, volatilitedeki asimetrik etkilere dair açıklayıcılığının en yüksek olduğu veri setinin Hindistan'da, en düşük olduğu veri setinin ise Rusya'da olduğu görülmektedir.

#### 4.4.4.2.8. AV-GARCH Modelinin Sonuçları

AV-GARCH modeli, incelenen zaman serilerinin kalın kuyruklu olmasını ve sahip oldukları asimetrik yapıyı aynı anda modellemektedir. AV-GARCH modelinde standart GARCH modelinden farklı olarak parametre kısıtları dikkate alınmamaktadır.

Tablo 4.29. AV-GARCH modelinin istatistiki parametrelerini göstermektedir. Tablo 4.29. incelendiğinde  $\alpha$  parametrelerine göre beklenmedik gelişmelerden en fazla etkilenen endeksin Brezilya'daki incelenen borsada yer aldığı görülmektedir.

**Tablo 4.29.** AV-GARCH Modeli Sonuçları

	$\alpha$	$\beta$	$\phi_1$	$\phi_2$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.148050***	0.904939***	0.826530***	-0.846016***	0.000590***	-5.6829
<b>Rusya</b>	0.084073***	0.934825***	0.690425***	-0.251208***	0.000209***	-5.5222
<b>Hindistan</b>	0.116745***	0.883864***	-0.039329	0.410451***	0.000200***	-6.3673
<b>Çin</b>	0.088999***	0.926011***	-0.098649	0.066551*	0.000132***	-5.8490
<b>Güney Afrika</b>	0.060357***	0.935157***	0.613021***	0.203253***	0.000077	-6.3626
<b>Türkiye</b>	0.114821***	0.857170***	0.357297***	-0.000826	0.000771**	-5.7281

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4.29.'daki AIC parametreleri incelendiğinde AV-GARCH modelinin açıklayıcılığının en yüksek olduğu ülke endeksinin Güney Afrika'da olduğu, modelin açıklayıcılığının en düşük olduğu ülke endeksinin ise Rusya'da olduğu görülmektedir.

#### 4.4.4.2.9. C-GARCH Modelinin Sonuçları

C-GARCH modeli, zaman serilerinde görülen volatilitiyi geçici ve sürekli olmak üzere ikiye ayırıp analiz etmektedir. Böylelikle finansal piyasalardaki volatil bir hareketin geçici mi olduğu yoksa daimi mi olduğu tespit edilebilmektedir. Modelde kalıcılık parametresi  $\rho$  ile gösterilmektedir.

Tablo 4.30. C-GARCH modelinin istatistik parametrelerini göstermektedir. Tablodaki  $\rho$  parametreleri incelendiğinde Hindistan ve Çin'deki seçilen endekslerde görülen volatilitenin diğer ülke endekslerine göre daha fazla kalıcı ve sürece yayılmış karakterli olduğu görülmektedir.

En küçük  $\rho$  parametresine sahip olan Brezilya'daki seçilmiş endekste görülen volatilitenin geçici karakteristik gösterdiği görülmektedir. Ayrıca önceki dönemlerin volatilitenin üzerindeki etki gücünü gösteren  $\beta$  parametreleri incelendiğinde, Brezilya'dan seçilen endeks için önceki dönemlerde gerçekleşen gelişmelerin etkisini sonraki dönemlere de yansıttığı söylenebilir.

**Tablo 4.30.** C-GARCH Modeli Sonuçları

	$\alpha$	$\beta$	$\rho$	$\varphi$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.065497***	0.886226***	0.961831***	0.009872**	0.000008***	-5.7045
<b>Rusya</b>	0.000000	0.069154	0.987540***	0.069142***	0.000004***	-5.4779
<b>Hindistan</b>	0.091652***	0.847074***	0.998053***	0.014650***	0.000000	-6.4620
<b>Çin</b>	0.044648	0.064758	0.995996***	0.060925***	0.000001**	-5.8873
<b>Güney Afrika</b>	0.000020	0.743436***	0.985645***	0.073090***	0.000002	-6.4049
<b>Türkiye</b>	0.099826**	0.436991*	0.989828***	0.025427***	0.000002*	-5.7708

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$  anlam düzeylerini göstermektedir.

Volatilitesi kalıcı karakteristik gösteren endeksler için önceki dönemlerde gerçekleşen beklenmedik gelişmelerin etkisini zamana yayarak hafiflettiği fakat sonraki dönemlerde bu gelişmelerin etkisini devam ettirdiğini söylenebilir. Volatilitesi geçici karakteristik gösteren endeksler için ise beklenmedik gelişmelerin volatilitiyi kısa vadede artırdığı ve yine kısa vadede dalgalanmanın durularak ortalamaya döndüğü söylenebilir. Ancak bu tepki kısa sürede ve aniden

gerçekleştiği için şiddeti de kalıcı karakteristik gösteren endekslere göre çok daha fazla olmaktadır.

Tablo 4.30.'daki AIC parametrelerine göre C-GARCH modelinin volatilitedeki hareketlerin kalıcı veya geçici karakteristiklerine dair açıklayıcılığının en yüksek olduğu veri setinin Hindistan'da olduğu görülmektedir.

#### 4.4.4.2.10. APGARARCH Modellerinin Sonuçları

APGARARCH modeli, zaman serilerinde görülebilen kalın kuyruk ve aşırı basıklık durumları ile kaldıraç etkisini birlikte modelleyebilmektedir.

APGARARCH modelinin istatistiki parametrelerini gösteren Tablo 4.31. incelendiğinde incelenen tüm ülke verileri için asimetriyi gösteren  $\lambda$  parametresinin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir.  $\lambda$  parametresinin istatistiki olarak anlamlı olması, incelenen endeksler için olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkilerinin olumlu gelişmelerin volatilité üzerindeki etkilerinden daha fazla olduğunu göstermektedir.

**Tablo 4.31.** APGARARCH Modeli Sonuçları

	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	$\lambda$	$\omega$	AIC
<b>Brezilya</b>	0.086152***	0.867950***	0.315055***	2.086175***	0.000005***	-5.6781
<b>Rusya</b>	0.080380***	0.922504***	0.479632***	1.233772***	0.000077	-5.5217
<b>Hindistan</b>	0.103492***	0.902371***	0.403130***	0.856832***	0.000354	-6.3710
<b>Çin</b>	0.072310***	0.934831***	-0.031007	0.476440***	0.001143***	-5.8540
<b>Güney Afrika</b>	0.051676***	0.943969***	0.999995***	1.208006***	0.000028	-6.3625
<b>Türkiye</b>	0.120004***	0.840505***	0.393604***	1.165447***	0.000453	-5.7279

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4.31. incelendiğinde, şokların volatilité üzerindeki etkisini gösteren  $\alpha$  parametrelerine göre beklenmeyen gelişmeler karşısında en dirençli endeksin Güney Afrika'da olduğu, beklenmeyen gelişmelerden en fazla etkilenen endeksin ise Türkiye'de olduğu görülmektedir.

AIC parametrelerine bakıldığında APGARÇH modelinin volatilitiyi açıklama konusunda en başarılı olduğu ülke endekslerinin Hindistan ve Güney Afrika'da olduğu görülmektedir. APGARÇH modelinin gerçekleşen volatilitiyi açıklama konusunda en zayıf kaldığı ülke endekslerinin ise Rusya ve Brezilya'da olduğu görülmektedir.

#### **4.4.4.2.11. Varyansta Doğrusal Olmayan Modellerin Sonuçları**

Varyansa doğrusal olmayan modellerin, incelenen ülkelere ait seçilmiş endekslere göre modelin açıklama gücü AIC test kriteri baz alınarak değerlendirilmiştir. AIC test sonucu ne kadar küçük ise o modelin açıklama gücünün o oranda yüksek olduğu kabul edilmektedir (Ucal, 2006: 46).

Varyansa doğrusal olmayan modellerin, incelenen ülkelere ait seçilmiş endekslere göre modellerin açıklama gücü Tablo 4.32.'de verilmiştir. Tablo 4.32.'ye bakıldığında incelenen ülkelerin seçilmiş endekslerine ait EGARCH, AV-GARCH ve APGARÇH modellerinin açıklayıcılığının, GARCH modelinin açıklayıcılığından yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum BRICS-T ülke borsalarında olumlu ve olumsuz beklenmedik gelişmelerin volatiliti üzerinde eşit ağırlıklı etki gücüne sahip olmadıklarını göstermektedir.

Tablo 4.32.'ye göre getiri ve volatiliti arasındaki ilişkiyi inceleyen GARCH-M ile yakın tarihli değişkenlerin model içindeki ağırlığını artıran IGARCH modellerinin açıklama güçlerinin GARCH modelinin açıklama gücünden daha az olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 4.32. incelendiğinde olumlu ve olumsuz beklenmedik gelişmelerin volatiliti üzerindeki asimetrik etkisini ve doğrusal olmama durumunu birlikte incelemeye olanak tanıyan NAGARCH modelinin Brezilya, Rusya, Çin, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslere dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. NAGARCH modelinin Hindistan borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir.

Olumlu ve olumsuz beklenmedik gelişmelerin volatiliti üzerindeki asimetrik etkisini incelemeye olanak tanıyan GJR-GARCH modelinin Brezilya, Rusya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslere dair

açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. GJR-GARCH modelinin Çin borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 4.32.'ye bakıldığında olumlu ve olumsuz beklenmedik gelişmelerin volatilité üzerindeki asimetric etkisini açıklayabilmek için modele kaldıraç deęişkenini dahil eden TGARCH modelinin Rusya, Çin, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslere dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. TGARCH modelinin Brezilya borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir.

Volatilitéyi geçici ve kalıcı olarak inceleyen C-GARCH modelinin Brezilya, Çin, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslere dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. C-GARCH modelinin Rusya borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir.



**Tablo 4.32.** Varyansta Doğrusal Olmayan Modellerin Açıklayıcılık Gücü Sonuçları

	<b>GARCH</b>	<b>EGARCH</b>	<b>GARCH-M</b>	<b>IGARCH</b>	<b>NAGARCH</b>	<b>GJR-GARCH</b>	<b>TGARCH</b>	<b>AV-GARCH</b>	<b>C-GARCH</b>	<b>APGARCH</b>
<b>Brezilya</b>	-5.6700	-5.6733	-5.6687	-5.6311	-5.6709	-5.6786	-5.6698	-5.6829	-5.7045	-5.6781
<b>Rusya</b>	-5.4957	-5.5209	-5.4952	-5.4744	-5.5094	-5.5140	-5.5202	-5.5222	-5.4779	-5.5217
<b>Çin</b>	-6.3570	-6.3649	-6.3526	-6.3243	-6.3607	-6.3565	-6.3641	-6.3673	-6.4620	-6.3710
<b>Hindistan</b>	-5.8324	-5.8474	-5.8321	-5.8161	-5.8318	-5.8339	-5.8500	-5.8490	-5.8873	-5.8540
<b>Güney Afrika</b>	-6.3377	-6.3681	-6.3345	-6.3131	-6.3625	-6.3587	-6.3634	-6.3626	-6.4049	-6.3625
<b>Türkiye</b>	-5.7148	-5.7287	-5.7124	-5.6751	-5.7230	-5.7248	-5.7289	-5.7281	-5.7708	-5.7279

#### 4.4.4.3. Piyasa Etkinliğine Dair Bulgular

Genel olarak ideal bir piyasada fiyatların kaynak dağılımını etkin olarak sağlayacak şekilde oluştuğunu belirten etkin piyasalar hipotezi, varsayımları altında birçok ekonomik olayı açıklamakta başarılı görülebilmektedir. Teorik güçlü alt yapısının yanında, deneysel kanıtlar da bu hipotezin gücünü desteklemektedir. Ancak, gerçek hayatta, söz konusu varsayımları geçerli kılmak çok da kolay olmamaktadır. Gerek varsayımları itibarıyla gerekse ekonomik olayları açıklamakta güç kaybetmesi etkin piyasalar hipotezinin de sorgulanabilir olduğunu ortaya koymaktadır.

İlk kez Bachelier'in 1900 yılında öne sürdüğü görüşe göre ideal bir piyasada geçmiş olayların, şu an gerçekleşmekte olan olayların ve gelecekte gerçekleşmesi beklenen olayların piyasa fiyatına zaten yansımış olduğu kabul edilmektedir. Temeli bu görüşe dayanan varsayımlar bütününe etkin piyasalar hipotezi denilmektedir. Etkin piyasalar hipotezi üzerine yapılan çok sayıda çalışma teoriyi desteklemektedir. Ancak özellikle 1990'lardan sonra yazılım teknolojisindeki gelişmenin ileri düzey ekonometrik araştırmalara olanak sağlaması ile birlikte piyasaların etkinliğine dair hem lehte hem de aleyhte yeni bulgular elde edilmiştir.

Finansal literatürde etkin piyasalar hipotezi üzerine yapılan çalışmalar, incelenen piyasaların pekçok benzer ve farklı yönü olduğunu göstermiştir. Etkin piyasalar hipotezinde, Fama'nın 1970 yılında yayınladığı çalışmasında da belirttiği gibi piyasalar, etkin formda, yarı etkin formda, zayıf formda veya etkin olmama durumunda olabilmektedirler. Piyasaların etkinlik durumunu araştırmak için çok sayıda birim kök testi ve farklı ekonometrik modeller ortaya konmuştur.

Piyasaların etkinlik durumunu araştırmak amacıyla çalışmada ADF testi, PP testi ve KPSS testi kullanılmıştır. Ayrıca BRICS-T ülkelerinden seçilmiş hisse senedi borsalarında geçmiş fiyat bilgileri kullanılarak geleceğe dair öngörüle bulunulup bulunulamayacağını tespiti için doğrusal olmayan ekonometrik modeller kullanılmıştır.

Çalışma kapsamında kullanılan birim kökü inceleyen ADF testi, PP testi ve KPSS testlerinin sonuçlarına göre serilerin tamamı için birim kök vardır hipotezi reddedilmiştir. Bir diğer ifade ile incelenen seriler birim kök içermemektedir.

Dolayısıyla BRICS-T ülkelerinden seçilmiş hisse senedi borsalarında geçmiş getiri verileri kullanılarak geleceğe dair öngörülebilir bulunulabileceği görülmüştür.

Çalışmada ekonometrik modeller ile yapılan incelemeler sonucunda, BRICS-T ülke borsalarından seçilmiş endekslere ait geçmiş veriler kullanılarak istatistiksel olarak anlamlı ekonometrik modellerin oluşturulabildiği tespit edilmiştir. BRICS-T ülkelerinin hisse senedi borsalarının gelecekteki hareketlerine yönelik ekonometrik modellerin oluşturulabilmesi, bu modellerden faydalanılarak piyasadaki getiri ortalamasının üzerinde kazanç elde edilebilmesine olanak sağlayacaktır. Geçmiş getiri serileri kullanılarak piyasadaki ortalama kazançtan daha fazla getiri elde edilebilmesi, BRICS-T ülke borsalarının etkin formda piyasalar olmadıklarını göstermektedir.



## GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Finansal piyasalardaki aşırı volatilité ve piyasa etkinliğinden uzaklaşma durumu, piyasadaki mevcut ve potansiyel yatırımcılarda güven kaybına sebebiyet vermekte, akabinde de fon arz ve talebinde aksaklıklar yaşanmaktadır. Bunun sonucunda faiz oranları yükselmekte, sermaye maliyetinin yükselmesiyle reel yatırımlar azalmakta, döviz likiditesi sağlayan yabancı kaynaklar gelmemekte veya yurtdışına çıkmakta, enflasyon artmakta, artan enflasyon karşısında gelirini aynı oranda artıramayan hane halkının alım gücü düşmektedir. Görüldüğü üzere volatilité ve piyasa etkinliği, sermaye piyasaları ve ekonomiler için büyük önem teşkil eden göstergelerdir.

Bu çalışmanın amacı, BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye) ülkelerindeki en yüksek hacimli borsalarından (BOVESPA, MOEX, NSE, SSE, JSE VE BİST) seçilmiş endekslerin (PIBB11, RTSI, NIFTY50, SSE50, SA40, BIST100) hisse senedi getiri volatilitelerinin doğrusal olmayan metotlarla incelenmesi ve piyasa etkinliklerinin araştırılmasıdır.

Çalışma kapsamında Brezilya'dan BOVESPA Borsası'nın PIBB11 Endeksi, Rusya'dan MOEX Borsası'nın RTSI Endeksi, Hindistan'dan NSE Borsası'nın Nifty50 Endeksi, Çin Halk Cumhuriyeti'nin SSE Borsası'ndan SSE50 Endeksi, Güney Afrika Cumhuriyeti'nin JSE Borsası'nın SA40 Endeksi ve Türkiye'nin BİST Borsası'ndan BİST100 Endeksi incelenmiştir. Söz konusu endekslerin her biri için 01.01.2011 ile 01.01.2021 tarihlerini kapsayan dönemin günlük frekanstaki verileri analiz edilmiştir.

İncelenen serilerin tanımlayıcı istatistiklerine göre standart sapmanın en yüksek olduğu, bir başka deyişle, en riskli ülkelerin Rusya ve Brezilya olduğu; Hindistan ve Güney Afrika'nın ise en düşük riske sahip ülkeler olduğu görülmüştür. Çarpıklık katsayılarına bakıldığında incelenen tüm ülke endekslerinin pozitif değerli olduğu görülmektedir. Buna göre incelenen dönemde ilgili endekslerin pozitif getirilerin negatif getirilerden fazla olduğu, yani elde edilen toplam kazancın toplam kayıptan daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Basıklık katsayılarına ve Jarque-Bera test istatistiklerine bakıldığında incelenen verilerin normal dağılım göstermediği sonucuna ulaşılmıştır.

Birim kökü inceleyen testlerin sonucuna göre incelenen serilerin tamamı için birim kök vardır hipotezi reddedilmiştir. Bir diğer ifade ile incelenen serilerin tamamı birim kök içermemektedir. Bu sonuç BRICS-T ülkelerinden seçilmiş hisse senedi borsalarında geçmiş getiri bilgileri kullanılarak geleceğe dair tahmin yapılabileceğini göstermektedir. Ayrıca çalışmada doğrusal olmayan ekonometrik modeller kullanılarak yapılan araştırmalar sonucunda, BRICS-T ülke borsalarından seçilmiş endekslere ait geçmiş veriler kullanılarak istatistiki olarak anlamlı ekonometrik modellerin kurulabildiği görülmüştür. BRICS-T ülkelerinin hisse senedi borsalarının gelecekteki hareketlerine yönelik ekonometrik modellerin oluşturulabilmesi, bu modeller kullanılarak incelenen piyasaların getiri ortalamalarının üzerinde kazanç elde edilebilmesine imkân sağlayacaktır. Geçmiş getiri serileri kullanılarak piyasadaki ortalama getiriden daha fazla kazanç elde edilebilmesi, BRICS-T ülke borsalarının etkin formda piyasalar olmadıklarını göstermektedir. Bu bulgular ışığında, incelenen ülke borsalarının etkin olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Antoniou (1997), Okay (1998), Mookerjee ve Yu (1999), Taş ve Dursunoğlu (2005), Saadi vd. (2006), Hasanov ve Omay (2008), Caraiani (2012), Shen ve Holmes (2014), Hatipoğlu (2015), Bhattacharjee vd. (2016), Bajo-Rubio vd. (2017), Emenogu (2020) tarafından elde edilen sonuçlar ile çalışmanın sonuçları benzer özellikler taşımaktadır. Çalışmanın sonucunda elde edilen bulgular Karan (2001), Atan vd. (2009), Gürel (2019) ve Karademir (2020)'in bulguları ile farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Karan (2001), Atan vd. (2009), Gürel (2019) ve Karademir (2020)'in çalışmalarının sonucunda, çalışmadan farklı olarak, incelenen ülke piyasalarının farklı boyutlarda etkin piyasa olma özellikleri tespit edilmiştir.

Çalışma sonucunda incelenen borsalardan seçilmiş endekslerin doğrusal olmayan özellikler taşıdığı tespit edilmiştir. Serilerin doğrusal olmama durumlarının varyans veya ortalama kökenli olduğu görülmüştür. Bu sonuç literatürdeki Harris ve Küçüközmen (2001), Saadi vd. (2006), Hasanov ve Omay (2008), Lim ve Brooks (2009), Hiremath ve Kamaiah (2010), Çinko (2011), Guhathakurta (2011), Oskooe (2012), Lim ve Sek (2013), Gökbulut ve Pekkaya (2014), Arouri vd. (2015), Emenogu vd. (2020) ile paralellik arz etmektedir.

BRICS-T ülkelerinden seçilmiş endekslerin getiri serileri kullanılarak yapılan SETAR modeli analizine göre incelenen endekslerdeki yatırımcıların farklı rejimlerde

farklı yatırım kararları aldıkları ve riske karşı yaklaşımlarının farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslerde işlem yapan yatırımcıların yatırım tercihlerinin uzun vadeli olduğu, Türkiye'den seçilmiş endekste yatırım yapan yatırımcıların ise kısa vadeli alım ve satım işlemleri yaptığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ortalamada doğrusal olmayan ekonometrik modellerden olan STAR modeli ile yapılan inceleme sonucunda ilgili veri setlerinin LSTAR modeli ile analiz edilmesinin daha uygun olduğu sonucuna varılmıştır. LSTAR modelinin analizine göre ilgili endekslerde bir rejimden diğer rejime geçişte, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Türkiye'den seçilmiş endekslerde işlem yapan yatırımcıların yatırım kararlarının karakteristiklerindeki değişimin aniden gerçekleşmeyip zamana yayıldığı görülmüştür. Ancak Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslerde gerçekleşen rejim değişikliği durumunda ilgili endekslerdeki yatırımcıların yatırım kararlarının karakteristiklerinin oldukça hızlı bir şekilde değiştiği görülmektedir. Bu durum beklenmedik gelişmeler karşısında Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslerdeki yatırımcıların diğer endekslerdeki yatırımcılara göre güncel veriler doğrultusunda daha hızlı karar aldıkları şeklinde yorumlanmıştır. Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslere ait LSTAR modelinin sonuçlarına bakıldığında gama parametresinin oldukça yüksek olmasından dolayı ilgili endeksler özelinde LSTAR modelinin TAR modeline yakınsadığı tespit edilmiştir.

MTAR modelinin analiz sonuçlarına göre araştırmaya konu olan endekslerdeki yatırımcıların farklı rejimlerde farklı yatırım kararları aldıkları ve risk karşısındaki yaklaşımlarının farklılaştığı tespit edilmiştir. MTAR modeline göre Rusya ve Hindistan'dan seçilmiş endekslerdeki yatırımcıların yatırım kararlarında geçmiş verilerin etkili olduğu, Çin ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslerde işlem yapan yatırımcıların farklı rejimlerde benzer davranış gösterdikleri, Türkiye'den seçilmiş endekste yatırımcıların ise döviz krizleri, bölgesel çatışmalar, siyasi gerilimler gibi güncel gelişmelerden önemli ölçüde etkilendikleri tespit edilmiştir.

Borsalardan seçilmiş endekslere ait doğrusal olmayan dinamikleri incelemek amacıyla kullanılan Markov rejim değişim modelinin sonuçlarına göre incelenen verilerin üç rejim halinde incelenmesinin daha doğru olduğu görülmüştür. Rejimler

arasında geiş ihtimalleri araştırıldığında kimi lkelerde iinde bulunulan rejimde kalma konusunda gl irade grlmş, kimi lkelerde iinde bulunulan rejimden bařka bir rejime geme konusunda gl irade grlmş, kimi lkelerde de rejimler arasında geişlerin nispeten kolay olduėu grlmřtr.

Ortalamada doėrusal olmayan ekonometrik modellerin sonuları genel olarak deėerlendirildiėinde, BRICS-T lkelerinin bařlıca hisse senedi borsalarından seilmiř endekslerde yatırımların yapısının ve yatırımcıların risk algısının farklılařtıėı rejimlerle karřılařılmıřtır. İ veya dıř dinamiklerden kaynaklanan beklenmedik geliřmelerin rejim deėiřikliklerini tetiklediėi grlmřtr. Rejim deėiřikliėi sonucunda ilgili endekslerdeki yatırımcıların yatırım karakteristiklerinde deėiřimler grlmřtr. Elde edilen bulgular literatrdeki Sarno (2000), Bonga-Bonga ve Makakabule (2010), Acatrinei ve Caraiani (2011), Yaya vd. (2013), Liu vd. (2013), Hatipoėlu (2015), Almonares (2019), Chadwick (2019) ile benzerlikler tařımaktadır.

BRICS-T lkelerinden seilmiř endeks getirilerinin varyanslarında tespit edilen doėrusal dıřılıėa istinaden incelenen lke verilerinin varyansta doėrusal olmayan ekonometrik modeller ile de analiz edilebileceėi tespit edilmiřtir.

BRICS-T lkelerinden seilmiř endeks verileri, varyansta doėrusal olmayan ekonometrik modellerden GARCH ile incelendiėinde volatilitenin kısa dnemli olumlu ve olumsuz haberlerden kaynakladıėı tespit edilmiřtir. Karřılařılan řoklara verilen tepkiler bakımından Trkiye'den seilmiř endeksin tepkisinin diėer lkelerde řoklar sonucu gerekleřen tepkilerden daha fazla olduėu grlmřtr. Bu durum Trkiye'den seilmiř endekste ki volatilitenin řoklar karřısında daha yksek deėerlere ulařtıėını ve bu tepki nedeniyle getirilerdeki dalgalanmanın diėer incelenen lkelerden seil endekslere gre daha fazla olduėunu gstermiřtir.

Olumlu ve olumsuz geliřmelerin volatilitte zerinde asimetric etkilerini farklı boyutları ile inceleyen EGARCH, TGARCH ve GJR-GARCH modellerinin sonuları incelendiėinde olumsuz geliřmelerin volatilitte zerindeki etkilerinin, olumlu geliřmelerin volatilitte zerindeki etkilerinden daha fazla olduėu tespit edilmiřtir. Gkcan (2000), Siourounis (2002), Floros (2008), Kksal (2009), Ahmed ve Suliman (2011), Gmrah vd. (2011), Tripathy ve Garg (2013), Lim ve Sek (2013, Emenogu vd.

(2020) tarafından elde edilen bulgular ile bu çalışmanın bulguları paralellik göstermektedir.

Risk ile getiri arasındaki ilişkiyi açıklamada kullanılan GARCH-M modeli sonuçlarına göre, risk-getiri ilişkisi Hindistan'dan seçilmiş endeks dışında istatistiki olarak anlamlı bulunmamıştır. Hindistan'da ise risk ile getiri arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif bir ilişkinin varlığı tespit edilebilmiştir. Buna göre Hindistan'daki seçilmiş endekste risk arttıkça getiri elde etme beklentisinin azaldığı öne sürülebilmektedir. Lee vd. (2001) tarafından gerçekleştirilen çalışmanın sonucu ile benzer sonuçlar elde edilmiştir.

İncelenen serileri durağan hale getirmeyi amaçlayan IGARCH modeli modelinin sonucuna göre Çin, Türkiye ve Güney Afrika'dan seçilmiş endekslerde karşılaşılan volatilitenin kaynağının önceki dönemlerde gerçekleşen olumlu veya olumsuz gelişmelerden kaynaklandığı görülmüştür.

İncelenen serilerdeki volatilitenin asimetric yapısını ve doğrusal olmayan dinamiklerini birlikte analize dahil edebilen NAGARCH ve APGARCH modellerine ait sonuçlar incelendiğinde APGARCH modelinde incelenen endekslerin tamamında olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinin olumlu gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinden daha fazla olduğu tespit edilmiştir. NAGARCH modelinde ise Çin'den seçilmiş endeks haricinde diğer endekslerde olumsuz gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinin olumlu gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisinden daha fazla olduğuna ilişkin istatistiki olarak anlamlı bulgular tespit edilmiştir. Ancak Çin'den seçilmiş endekste aynı etki istatistiki olarak anlamlı bulunamamıştır.

İncelenen zaman serilerinin kalın kuyruklu olması ile asimetric yapısını aynı anda modelleyebilen ve standart GARCH modelinin parametre kısıtlarından etkilenmeyen AV-GARCH modelinin sonuçlarına göre beklenmedik olumlu veya olumsuz gelişmelerden en fazla etkilenen endeksin Brezilya'daki incelenen borsada yer aldığı görülmektedir. Ayrıca Hindistan, Çin ve Türkiye'ye ait verilerin AV-GARCH modelinin kurulmasında başarısız olduğu görülmüştür.

Zaman serilerinde görülen volatilitéyi geçici ve sürekli olmak üzere ikiye ayırıp analiz eden C-GARCH modeli sonuçlarına göre Hindistan ve Çin'deki seçilen



endekslerde görülen volatilitenin kalıcı ve sürece yayılmış karakterli olduğu, Rusya ve Güney Afrika'dan seçilen endekslerde görülen volatilitenin kalıcı ve tepkisel karakterli olduğu, Türkiye ve Brezilya'dan seçilen endekslerde görülen volatilitenin geçici karakterli olduğu tespit edilmiştir. Volatilitesi kalıcı karakteristik gösteren Hindistan, Çin, Rusya ve Güney Afrika'dan seçilen endeksler için önceki dönemlerde gerçekleşen beklenmedik gelişmelerin volatilitite üzerindeki etkisini zamana yayarak hafiflettiği ancak sonraki dönemlerde bu gelişmelerin volatilitite üzerindeki etkisinin devam ettiği görülmüştür. Volatilitesi geçici karakteristik gösteren Türkiye ve Brezilya'dan seçilen endeksler için ise beklenmedik gelişmelerin volatilititeyi kısa vadede artırdığı ve dalgalanmanın yine kısa vadede durularak ortalamaya döndüğü tespit edilmiştir. Ancak bu tepki kısa sürede ve aniden gerçekleştiği için maruz kalınan şiddetin kalıcı karakteristik gösteren endekslere göre oldukça fazla olduğu söylenebilmektedir. Floros (2008), Gökbulut ve Pekkaya (2014), Hatipoğlu (2015) ile benzer sonuçlar elde edilmiştir.

Çalışma sonucunda elde edilen çıktılar genel olarak değerlendirilirse, incelemeye konu olan endekslere ait bulguların incelenen ülkeye ve kullanılan modele göre farklılık gösterdiği tespit edilmiştir.

Ortalamada doğrusal olmayan modeller sonucu elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde en uygun olan modelin, çalışmanın amacına bağlı olarak değişiklik gösterdiği tespit edilmiştir. Rejim değişikliğine neden olan kırılma parametreleri ile farklı rejimlerin zamansal uzunluğu incelendiğinde SETAR modelinin kullanılmasının daha doğru sonuçlar verdiği görülmüştür. Rejim değişikliğine neden olan kırılma parametreleri ile bu kırılmanın şiddeti incelendiğinde LSTAR modelinin kullanılmasının, istenen parametreleri içermesi nedeniyle daha uygun olduğu görülmüştür. Modelde kullanılan değişkenlerin sayısının nispeten fazla olması durumunda, yatırımcıların farklı rejimlerdeyken karar mekanizmalarına etki eden değişkenler ve bu değişkenlerin ağırlıklarının incelenmesinde MTAR modelinin kullanımının daha doğru sonuçlar verebileceği tespit edilmiştir. Yatırımcıların farklı rejimlerdeyken o rejimde kalma kararlılıkları ve rejim değiştirme yönelimleri incelendiğinde ise Markov rejim değişimi modelinin kullanılmasının daha uygun olduğu görülmüştür.

Varyansta doğrusal olmayan ekonometrik modeller genel olarak değerlendirildiğinde; incelenen tüm ülkelerin seçilmiş endekslerine ait EGARCH, AV-GARCH ve APGARCH modellerinin AIC test değerlerinin, GARCH modelinin AIC test değerlerinden küçük olduğu görülmektedir. Buna göre ilgili endekslere ait EGARCH, AV-GARCH ve APGARCH modellerinin açıklayıcılığının, GARCH modelinin açıklayıcılığından yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum BRICS-T ülke borsalarında olumlu ve olumsuz beklenmedik gelişmelerin volatilité üzerindeki etkisi incelenirken, standart GARCH modeli yerine EGARCH, AV-GARCH ve APGARCH modellerinin kullanılmasının daha doğru sonuçlar verebileceği şeklinde yorumlanabilmektedir.

Getiri ve volatilité arasındaki ilişkiyi inceleyen GARCH-M ile yakın tarihli değişkenlerin model içindeki ağırlığını artıran IGARCH modellerinin AIC test değerlerinin, GARCH modelinin AIC test değerlerinden yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum, getiri-volatilité arasındaki ilişki ve yakın tarihte gerçekleşmiş olayların volatilité üzerindeki etkisi incelenirken standart GARCH modelinin kullanılmasının daha doğru sonuçlar verebileceğini göstermektedir.

Şok mahiyetindeki gelişmelerin volatilité üzerindeki asimetrik etkisini ve ele alınan serilerin doğrusal olmama durumunu birlikte incelemeye olanak tanıyan NAGARCH modelinin Brezilya, Rusya, Çin, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslere ait AIC test değerlerinin, GARCH modelinin AIC test değerlerinden daha küçük olması nedeniyle NAGARCH modelinin açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Ancak NAGARCH modelinin Hindistan borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir. Bu durum, Brezilya, Rusya, Çin, Güney Afrika ve Türkiye hisse senedi borsalarının şoklar karşındaki tepkisini veri setlerinin doğrusallıkları ile birlikte incelenmesinde NAGARCH modelinin tercih edilmesinin daha uygun olduğu şeklinde yorumlanabilmektedir.

Şok mahiyetindeki gelişmelerin volatilité üzerindeki asimetrik etkisini incelemeye olanak tanıyan GJR-GARCH modelinin Brezilya, Rusya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslere ait AIC test değerlerinin,

GARCH modelinin AIC test değerlerinden daha küçük olması nedeniyle açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte GJR-GARCH modelinin Çin borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda, şokların volatilité üzerindeki asimetrik etkisi incelenirken Brezilya, Rusya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye için GJR-GARCH modelinin kullanılmasının daha güvenilir sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

Olumlu ve olumsuz beklenmedik gelişmelerin volatilité üzerindeki asimetrik etkisini açıklayabilmek için modele kaldıraç değişkenini dahil eden TGARCH modelinin Rusya, Çin, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslerin AIC test değerlerinin, GARCH modelinin AIC test değerlerinden daha küçük olması nedeniyle açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Ancak TGARCH modelinin Brezilya borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir. Rusya, Çin, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye hisse senedi borsaları için modele kaldıraç değişkeninin de dahil edilmesiyle şokların volatilité üzerindeki asimetrik etkisi incelenirken TGARCH modelinin kullanılmasının daha sağlıklı sonuçlar verebileceği yorumu yapılabilmektedir.

Volatilitéyi geçici ve kalıcı olma özelliklerine göre inceleyen C-GARCH modelinin Brezilya, Çin, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye borsalarından seçilmiş endekslere dair AIC test değerlerinin, GARCH modelinin AIC test değerlerinden daha küçük olması nedeniyle açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte C-GARCH modelinin Rusya borsasından seçilmiş endekse dair açıklayıcılığının GARCH modelinin açıklayıcılığından daha az olduğu tespit edilmiştir. Buna göre Brezilya, Çin, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye hisse senedi borsalarında volatilitenin geçici veya kalıcı karakteristikte olma durumunun incelenmesinde C-GARCH modelinin kullanılmasının daha doğru olduğu düşünülmektedir.

BRICS-T ülkelerinde hisse senedi borsalarının etkin formda piyasalar olmadıkları görülmüştür. Buna göre çalışmanın ilk hipotezi olan, BRICS-T ülke hisse senedi borsalarının etkin formda olduğu hipotezi reddedilmiştir. Etkin formda

olmayan piyasalarda getiriye maksimize edip riski minimize edebilmek amacıyla çeşitli ekonometrik modellerin kullanılmasının faydalı olduğu tespit edilmiştir.

Volatilitenin ortalama doğru olmayan modeller ve varyansta doğru olmayan modeller ile incelenmesi sonucunda olası volatil hareketlerden kaçınılabileceği ve incelenen piyasalardaki yatırımcıların yatırım kararları hakkında öngörülebilir bulunabileceği tespit edilmiştir. Bu doğrultuda çalışmanın ikinci hipotez olan, BRICS-T ülke hisse senedi borsalarındaki getirilerin volatilitenin doğru olmayan ekonometrik modeller ile modellenebileceği hipotezi kabul edilmiştir.

Çalışma sonucunda BRICS-T ülkelerindeki hisse senedi borsalarının etkin olmadığı, incelenen serilerin doğru olmama özellikleri taşıması, incelenen ülkelerin hisse senedi borsalarındaki volatilitenin ortalama doğru olmayan ekonometrik modeller ve varyansta doğru olmayan ekonometrik modeller ile incelenebileceğine dair elde edilen bulgular, literatürdeki Lee vd. (2001), Karan (2001), Siourounis (2002), Shin (2005), Saadi vd. (2006), Brooks (2007), Floros (2008), Hasanov ve Omay (2008), Altay ve Küçüközmen (2008), Atan vd. (2009), Köksal (2009), Alagidede ve Panagiotidis (2009), Hiremath ve Kamaiah (2010), Çağlı vd. (2011), Çinko (2011), Gümrah vd. (2011), Guhathakurta (2011), Oskooe (2012), Caraiani (2012), Tripathy ve Garg (2013), Lim ve Sek (2013), Shen ve Holmes (2014), Hatipoğlu (2015), Bhattacharjee vd. (2016), Bajo-Rubio vd. (2017), Gürel (2019), Topaloğlu ve Ege (2019), Karademir (2020), Emenogu (2020) ile genel olarak paralellik taşımaktadır.

Çalışma kapsamında BRICS-T ülkelerinin hisse senedi borsalarının getirilerinin volatilitenin ortalama doğru olmayan ekonometrik modeller ve varyansta doğru olmayan ekonometrik modeller ile incelenmiştir. Ayrıca BRICS-T ülkelerinin hisse senedi borsalarının etkin piyasa özellikleri taşıyıp taşımadıkları araştırılmıştır. Literatürde BRICS-T ülkelerinin hisse senedi borsalarının getirilerinin volatilitenin ortalama doğru olmayan ekonometrik modeller ile varyansta doğru olmayan ekonometrik modeller kullanarak inceleyen ve BRICS-T ülkelerinin hisse senedi borsalarının etkinlik düzeylerini birlikte araştıran başka bir eser olmaması nedeniyle çalışmanın literatürdeki bu boşluğu dolduracağı düşünülmektedir.

Etkin olmayan piyasalardaki volatil hareketlere dair ekonometrik modellere dayanan açıklayıcılığın ve öngörü gücünün artması piyasaların etkinliğinin artırılmasına yardımcı olacaktır. Piyasa etkinliğinin artırılması ile birlikte fon arz ve talep edenlerin piyasaya olan güvenleri artacak, piyasada daha sağlıklı bir fon transfer süreci oluşacak, faiz oranlarını düşmesine yardımcı olarak sermaye maliyetlerini düşürecek, sermaye maliyetlerinin düşmesi ile reel yatırımlar artacak, piyasalara ve ekonomiye artan güven ile birlikte ülke içi tüketim artacak, böylelikle ekonomik büyüme ivmelenecektir. Sermaye piyasalarının etkinliğini ve sermaye piyasalarındaki getirinin volatilitelerini doğrusal olmayan modeller ile araştıran bu çalışma, yukarıda belirtilen önemli sonuçlara binaen hem yatırımcılar hem de araştırmacılar için faydalı olacaktır.

İleride yapılacak çalışmalarda gelişen bilgi-işlem teknolojileri ve bilgisayar programları ile birlikte çok daha fazla ülkeyi ve bu ülkelere ait veriyi içeren çalışmalar yapılabilir. Ayrıca piyasa etkinliğine dair anomalilerden biri olan ve zaman serilerinin doğrusal dışılığına etkide bulunan “yatırımcıların rasyonel davranmaması” durumu, nöro-finans perspektifinde incelenerek yatırımcıların yatırım davranışlarına etki eden nöral bağlantılar araştırılabilir.

## KAYNAKÇA

- Acatrinei, C. M., P. Caraiani, “Modeling and Forecasting the Dynamics in Romanian Stock Market Indices Using Threshold Models”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2011/2, ss. 42-54.
- Adalı, S., (2006), “Piyasa Etkinliği ve İMKB: Zayıf Formda Etkinliğe İlişkin Ekonometrik Bir Analiz”, Yüksek Lisans Tezi, Kadir Has Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Adlığ, G. Ş., (2009), “Finansal Piyasalarda Ardışık Bağımlı Koşullu Varyans Etkileri, Oynaklık Tahmini ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, Yüksek Lisans Tezi. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Ahmed, E., ve Z. S. Suliman, “Modeling Stock Market Volatility Using GARCH Models Evidence From Sudan”, *International Journal of Business and Social Science*, 2011/2(23), ss. 114-128.
- Ait-Sahalia, Y., J. Fan, Y. Li, "The Leverage Effect Puzzle: Disentangling Sources of Bias at High Frequency", *Journal of Financial Economics*, 2011/109(1), ss. 224-249.
- Ajayi, R. A., S. Mehdian, M. J. Perry, “The Day-Of-The-Week Effect In Stock Returns: Further Evidence From Eastern European Emerging Markets”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 2004/40(4), ss. 53-62.
- Akçalı, Y., Mollaahmetoğlu, B. E., Altay, E., (2019), “Borsa İstanbul ve Küresel Piyasa Göstergeleri Arasındaki Volatilité Etkileşiminin DCC-GARCH Yöntemi İle Analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2019/14 (3), ss. 597-614.
- Akel, V., (2011), *Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilité Yayılma Etkisi*, 1. Basım, Detay Yayıncılık, Ankara.
- Akgün, E., (2016), “Türkiye Risk Primi Göstergelerinde Dalgacık Bazlı Parçalı Durağanlık Analizi ve Volatilité Modelleri”, Yüksek Lisans Tezi, Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Antalya.

- Akhtar, M. A., S. R. Hilton, “Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade”, *FRBNY Quarterly Review*, 1994, ss. 7–16.
- Akkoç, U., I. Civcir, “Dynamic Linkages Between Strategic Commodities and Stock Market in Turkey: Evidence from SVAR-DCC-GARCH Model”, *Resources Policy*, 2019/62, ss. 231-239.
- Aksoy, D., (2017), “*Türkiye’de Merkez Bankası Müdahaleleri İle Döviz Kuru Arasındaki İlişki (1 Ocak 2014-30 Haziran 2015)*”, Doktora Tezi, Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Aktan, C., (2018), “*Avrupa Pay Senedi Piyasalarında Zayıf Formda Piyasa Etkinliğinin Test Edilmesi*”, Doktora Tezi, Türk Hava Kurumu Üniversitesi, Ankara.
- Al Freedi, A., A. Shamiri, Z. Isa, (2012), “A Study on the Behavior of Volatility in Saudi Arabia Stock Market Using Symmetric and Asymmetric GARCH Models”, *Journal of Mathematics & Statistics*, 2012/8(1), ss. 98-106.
- AL-Jafari, M. K., A. Tliti, “An Empirical Investigation of the Relationship between Stock Return and Trading Volume: Evidence from the Jordanian Banking Sector”, *Journal of Applied Finance & Banking*, 2013/3(3), ss. 45-64.
- Alagidede, P., T. Panagiotidis, “Modelling Stock Returns in Africa's Emerging Equity Markets”, *International Review of Financial Analysis*, 2009/18(1), ss. 1-11.
- Alatefi, M., Ahmad, S., Alkahtani, M., “Performance Evaluation Using Multivariate Non-Normal Process Capability”, *Processes*, 2019/7(11), ss. 833-857.
- Aliyev, F., (2016), “*Etkin Piyasa Hipotezinin Doğrusal Olmayan Yöntemlerle Test Edilmesi: Borsa İstanbul Üzerine Uygulama*”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Almonares, R. A. L., “Markov Switching Model of Philippine Stock Market Volatility”, *DLSU Business & Economics Review*, 2019/29(1), ss. 24-30.
- Altaş, G., (2008), “Güney Afrika Sermaye Piyasası”, Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşlar Birliği (TSPAKB) Gündem, 68.

- Altay, S., C. Küçüközmen, “Linear and Non-Linear Dependence in the Stock Market Returns: Validity Check of the Weak-Form Efficient Market Hypothesis”, *Yapı Kredi Economic Review*, 2008/19(2), ss. 45-62.
- Altıntaş, A., (2006), Bankacılıkta Risk Yönetimi ve Sermaye Yeterliliği, Turhan Kitabevi Yayınları, Ankara.
- Altun, O., (1992), “Sermaye Piyasalarında Etkinlik: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Fiyat Etkinliği Testi”, Yeterlik Etüdü, Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Dairesi, Ankara.
- Altıntaş, S. T., F. D. Çolak, “BİST-100 Endeksinde Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesinde ARCH Modelleri”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadi Enstitüsü Yönetim Dergisi*, 2015/26(79), ss. 208-223.
- Amihud, Y., H. Mendelson, “Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation”, *Journal of Finance*. 1987/42, ss. 533–555.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, P. Christoffersen, F. X. Diebold, “Volatility Forecasting”, *NBER Working Paper*, 2005, ss. 778-878.
- Anderson, N., F. Breedon, F., (1996), UK Asset Price Volatility Over The 1st 50 Years, Bank of England, London.
- Anifowose, M., S. Suleiman, “An Analysis of Causal Relation between Stock Return and Trading Volume in Nigerian Capital Market”, *International Journal of Social Sciences and Humanities Reviews*, 2013/4(2), ss. 137-147.
- Antoniou, A., N. Ergül, P. Holmes, “Market Efficiency, Thin Trading and Nonlinear Behaviour: Evidence from an Emerging Market”, *European Financial Management*, 1997/3(2), ss. 175-190.
- Arnold, I. J. M., E. B. Vrugt, “Treasury Bond Volatility and Uncertainty about Monetary Policy”, *The Financial Review*, 2010/45, ss. 707–728.
- Arouri, E. H. M., A. Lahiani, D. K. Nguyen, “World Gold Prices and Stock Returns in China: Insights for Hedging and Diversification Strategies”, *Economic Modelling*, 2015/44, ss. 273-282.



- Atakan, T., “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak Ayı Anomalilerinin ARCH-GARCH Modelleri İle Test Edilmesi”, *Istanbul University Journal of the School of Business*, 2008/37(2), ss. 98-110.
- Atan, S. D., Z. A. Özdemir, M. Atan, “Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2009/24(2), ss. 33-48.
- Ateş, A., (2007), “*Finansal Yatırımların Davranışsal Finans Açısından Değerlendirilmesi Üzerine Bir Araştırma*”, Yüksek Lisans Tezi, Selçuk Üniversitesi, Konya.
- Aydın, N., (2012), *Borsa, Menkul Kıymet Borsaları ve İMKB*, Edt: Murat Ertuğrul, Borsaların Yapısı ve İşleyişi, Anadolu Üniversitesi Yayını, Eskişehir.
- Azmaç, A., (2014), “*Döviz Kurundaki Oynaklığın Cari Açık Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği (2003-2014)*”, Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Bachelier, L., (1900), çeviri, Boness, J., (1964), *Theory of Speculation*, Cootner, ss. 17-78.
- Baffour, A. A., J. Feng, E. K. Taylor, “A Hybrid Artificial Neural Network-GJR Modeling Approach to Forecasting Currency Exchange Rate Volatility”, *Neurocomputing*, 2019/365, ss. 285-301.
- Bajo-Rubio, O., B. Berke, D. McMillan, “The Behaviour of Asset Return and Volatility Spillovers in Turkey: A Tale of Two Crises”, *Research in International Business and Finance*, 2017/41, ss. 577–589.
- Balaban, E., (1995), *Informational Efficiency Of The Istanbul Securities Exchange And Some Rationale For Public Regulation*, The Central Bank of The Republic of Turkey Research Department Discussion Paper, 9502.
- Ball, R., “The Global Financial Crisis and The Efficient Market Hypothesis: What Have We Learned?”, *Journal of Applied Corporate Finance*, 2009/21(4), ss. 8-16.

- Barone, E., "The Italian Stock Market: Efficiency And Calendar Anomalies", *Journal of Banking & Finance*, 1990/14, ss. 483-510.
- Becketti, S., H. S. Gordon, "Has Financial Market Volatility Increased?", *Economic Review of Federal Bank of Cansas City*, 1989, ss. 17–30.
- Beechey, M., D. W. Gruen, J. Vickery, (2000), *The Efficient Market Hypothesis: A Survey*, Research Discussion Paper, Sydney: Reserve Bank of Australia, Economic Research Department.
- Bell, T., G. Farrell, R. Cassim, (1999), *Competitiveness, International Trade and Finance in a Minerals-rich Economy: The Case of South Africa, IDRC Project*, South Africa.
- Bera, A., M. Higgins, "ARCH Models: Properties, Estimation and Testing", *Journal Of Economic Surveys*, 1993/7(4), ss. 305-366.
- Bhattacharjee, B., S. Dave, S. Sondhi, "Relevance of Efficient Market Hypothesis: A Study of Present Scenario in India", *Journal of Management Research and Analysis*, 2016/3(2), ss. 82-87.
- Black, F., "Noise", *The Journal of Finance*, 1986/ 41(3), ss. 528-543.
- Black, F., "Studies of Stock Price Volatility Changes. Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Sectio", *American Statistical Association*, 1976, ss. 177-181.
- Bollen, B., "What Should The Value Of Lambda Be In The Exponentially Weighted Moving Average Volatility Model?", *Applied Economics*, 2015/47(8), ss. 853-860.
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 1986/31(3), ss. 307-327.
- Bonga-Bonga, L., M. Makakabule, "Modeling Stock Returns in the South African Stock Exchange: A Nonlinear Approach", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 2010/19, ss. 168-177.

- Bouras, C., C. Christou, R. Gupta, T. Suleman, “Geopolitical Risks, Returns, and Volatility in Emerging Stock Markets: Evidence from a Panel GARCH Model”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 2018/55(8), ss. 1841-1856.
- Brock, W. A., W. Dechert, J. Scheinkman, (1987), A Test For Independence Based on the Correlation Dimension, University of Wisconsin at Madison, Department of Economics Working Paper.
- Brock, W. A., J. A. Scheinkman, W. D. Dechert, B. LeBaron, “A Test for Independence Based on the Correlation Dimension”, *Econometric Reviews*, 1996/15(3), ss. 197-235.
- Brooks, C., (2002), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Brooks, C., (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd ed. Cambridge University Press, Cambridge.
- Brooks, R., “Power Arch Modelling of the Volatility of Emerging Equity Markets”, *Emerging Markets Review*, 2007/8(2), ss. 124-133.
- Caiado, J., “Modelling and Forecasting The Volatility of the Portuguese Stock Index PSI-20”, *Portuguese Journal of Management Studies*, 2004/9(1), ss. 3-21.
- Canbaş, S., H. Doğukanlı, (2001), *Finansal Pazarlar*, Beta Basım, İstanbul.
- Caraiani, P., “Nonlinear Dynamics in CEE Stock Markets Indices”, *Economics Letters*, 2012/114(3), ss. 329-331.
- Ceylan, A., T. Korkmaz, (2013), *İşletmelerde Finansal Yönetim*, Ekin Yayınevi, Bursa.
- Chadwick, M. G., “Dependence of the “Fragile Five” and “Troubled Ten” Emerging Market Financial Systems on US Monetary Policy And Monetary Policy Uncertainty”, *Research in International Business and Finance*, 2019/49, ss. 251–268.

- Chan, K. S., “Consistency and Limiting Distributions of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model”, *The Annals of Statistics*, 1993/21(3), ss. 520.
- Chan, K. S., H. Tong, “On Estimating Thresholds in Autoregressive Models”, *Journal of Time Series Analysis*, 1986/7(3), ss. 178-190.
- Chaudhuri, K., Y. Wu, “Random Walk Versus Breaking Trend in Stock Prices: Evidence From Emerging Markets”, *Journal of Banking & Finance*, 2003/7(4), ss. 575-592.
- Chelley-Steeley, P. L., “Modeling Equity Market integration Using Smooth Transition Analysis: A Study of Eastern European Stock Markets”, *Journal of International Money and Finance*, 2005/24(5), ss. 818-831.
- Chiang, T. C., D. Shuh-Chyi, D., “Empirical Analysis of Stock Returns and Volatility: Evidence From Seven Asian Stock Markets Based on TARGARCH Model”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2001/17(3), ss. 301-318.
- Choudhry, T., “Stock Market Volatility and The Crash of 1987: Evidence From Six Emerging Markets”, *Journal of International Money and Finance*, 1996/15(6), ss. 969-981.
- Christie, A. A., “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects”, *Journal of Financial Economics*, 1982/10, ss. 407-432.
- Chuang, W., L. Y. Ou-Yang, W. C. Lo, “Nonlinear Market Dynamics Between Stock Returns and Trading Volume: Empirical Evidences From Asian Stock Markets”, *Analele Stiintifice ale Universitatii Alexandru Ioan Cuza din Iasi-Stiinte Economice*, 2009/56, ss. 621-634.
- CIA, (2020a), <https://www.cia.gov/library/publications/resources/the-world-factbook/geos/br.html> e.t. 22.02.2020
- CIA, (2020b), <https://www.cia.gov/library/publications/resources/the-world-factbook/geos/rs.html> e.t. 25.02.2020

- CIA, (2020c), <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/attachments/summaries/IN-summary.pdf> e.t. 04.03.2020
- CIA, (2020d), <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/attachments/summaries/CH-summary.pdf> e.t. 06.03.2020
- CIA, (2020e), <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/attachments/summaries/SF-summary.pdf> e.t.10.03.2020
- CIA, (2020f), <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/tu.html> e.t. 16.03.2020
- Cowles, A., E. H. Jones, "Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action", *Econometrica*, 1937/5(3), ss. 280-294.
- Çağıl, G., M. Okur, "Küresel Krizin İMKB Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkilerinin GARCH Modelleri ile Analizi", *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2010/28(1), ss. 573-585.
- Çağlaırmak, U. N., (2002)., "Finansal Piyasalarda Etkinlik Ve Etkinliğin Zayıf Formda Test Edilmesi", Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.
- Çağlı, Ç., P. E. Mandacı, H. Kahyaoğlu, "Volatility Shifts and Persistence in Variance: Evidence from the Sector Indices of Istanbul Stock Exchange", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 2011/4(3), ss. 119-140.
- Çavuş, I., (2019), "Growing Multipolarity in The Globalized World: The Political Economy of The BRICS", Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Uluslararası İlişkiler Enstitüsü, Ankara.
- Çelik, T. T., (2007), "Etkin Piyasa Hipotezi Ve Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasalarında Eşhareketlilik", Doktora Tezi, İstanbul Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Çil, N., (2018), Finansal Ekonometri, Der Yayınları, İstanbul.
- Çinko, M., "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksinin Doğrusallık Testi", *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, 2011/3, ss. 23-31.

- Çolak, F. D., (2013), “*Volatilitenin Modellenmesi Ve Öngörülmesinde Arch Modelleri: İmkb-100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama*”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Çöllü, A. D., (2014), “*Hisse Senedi Getirileri Üzerinde Etkili Olan Kesitsel Anomalilerin Borsa İstanbul’da Araştırılması*”, Doktora Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Trabzon.
- Dağlı, H., (2000), *Sermaye Piyasası ve Portföy Analizi*, Derya Kitabevi, Trabzon.
- Dahir, M. A., F. Mahat, N. H. A. Razak, A. N. Bany-Arifin, “Revisiting The Dynamic Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices in BRICS Countries: A Wavelet Analysis”, *Borsa Istanbul Review*, 2018/18(2), ss. 101–113.
- De Bondt, W. F. M., R. Thaler, “Does the Stock Market Overreact?”, *The Journal of Finance*, 1985/40(3), ss. 793-805.
- De Santis, G., S. İmrohoğlu, “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets”, *Journal of international Money and Finance*, 1997/16(4), ss. 561-579.
- Değertekin, E. A., “Rusya Sermaye Piyasası”, *Sermaye Piyasasında Gündem, Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşları Birliği*, 2008/65.
- Değirmenci, N., (2015), “*Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı: Kırılgan Sekizli Ülkeler*”, Doktora Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Trabzon.
- Demir, İ., E. Çene, “İMKB-100 Endeksindeki Kaldıraç Etkisinin ARCH Modelleriyle İki Alt Dönemde İncelenmesi”, *Istanbul University Journal of the School of Business Administration*, 2012/41(2), ss. 214-226.
- Demireli, E., (2007), “*Etkin Pazar Kuramından Sapmalar ve Ekonomik Faktörlere Dayalı Anomalilerin Hisse Senedi Getirilerine Etkileri (İMKB’de Bir Uygulama)*,” Doktora Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı, İzmir.

- Diebold, F.X., P. Christoffersen, “How Relevant is Volatility Forecasting for Financial Risk Management”, *Review of Economics and Statistics*, 2000/18, ss. 1–11.
- Dijk van, D. J. C., T. Terasvirta, P. H. Franses, “Smooth Transition Autoregressive Models: A Survey of Recent Developments”, *Econometric Institute Research Report*, 2000/EI2000(23/A).
- Dimson, E., M. Mussavian, “A Brief History of Market Efficiency”, *European Financial Management*, 1998/4(1), ss. 91-193.
- Ding, Z., C. W. J. Granger, R. F. Engle, “A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model.” *Journal Of Empirical Finance*, 1993/1(1), ss. 83-106.
- Du, J., S. J. Wei, “Does Insider Trading Raise Market Volatility?”, *The Economic Journal*, 2004/114, ss. 916–942.
- Durgun, F., (2019), “Türkiye’de Döviz ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: Ms-Var Yaklaşımı”, Doktora Tezi, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Eaves, J., J. Wiliam, “Are Intraday Volume And Volatility U-Shaped After Accounting For Public Information?”, *Agricultural and Applied Economics*, 2010/92(1), ss. 212–227.
- Eken, M. H., (2002), “Temel Yatırım Analizi ve Hisse Senedi Değerleme Yöntemleri”, Marmara Üniversitesi Ders Notları, İstanbul.
- Emenogu, N. G., M. O. Adenomon, N. O. Nweze, “On The Volatility of Daily Stock Returns of Total Nigeria Plc: Evidence From GARCH Models, Value-At-Risk and Backtesting”, *Financial Innovation*, 2020/6(18), ss. 1-25.
- Enders, W., (2004), *Applied Econometric Time Series*, Second Edition, Jon Wiley and Sons.
- Enders, W., C. W. J. Granger, “Unit Root Tests and AsymMetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1998/16(5), ss. 304-311.

- Enders, W., P. Siklos, "Cointegration and Threshold Adjustment", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2001/19(2), ss. 166-176
- Engle, F. R., "Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice", *American Economic Review*, 2004/94(3), ss. 405-420.
- Engle, F. R., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 1982/50(4), ss. 987-1007.
- Engle, F. R., T. Bollerslev, "Modelling the Persistence of Conditional Variances", *Econometric Reviews*, 1986/5, ss. 1-50.
- Engle, R., D. M. Lilien, R. P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1987/55(2), ss. 391-407.
- Engle, F. R., G. GJ. Lee, (1993), A Permanent and Transitory Component Model of Stock Return Volatility, Economics Working Paper Series, University of California, San Diego.
- Engle, F. R., V. K. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *The Journal Of Finance*, 1993/48(5), ss. 1749-1778.
- Engle, F. R., "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", *Journal of Economic Perspectives*, 2001/14(4), ss. 157-168.
- Engle, F. R., M. E. Sokalska, "Forecasting Intraday Volatility in the US Equity Market. Multiplicative Component GARCH", *Journal of Financial Econometrics*, 2012/10(1), ss. 54-83.
- Er, Ş., N. Fidan, "Modeling Istanbul Stock Exchange-100 Daily Stock Returns: A Nonparametric Garch Approach", *Journal of Business Economics and Finance*, 2013/2 (1), ss. 36-50.
- Erdoğan, S., S. G. Beşballı, "Türkiye'de Banka Kredileri Kanalı'nın İşleyişi Üzerine Ampirik Bir Analiz", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 2009/11(1), ss. 28-41.



- Ergör, Z. B., (2013), “*Efficient Market Hypothesis: New Evidence from Euro Area Countries*”, Yüksek Lisans Tezi, Çankaya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Escribano, A., O. Jordá, “Testing Nonlinearity: Decision Rules for Selecting Between Logistic and Exponential STAR Models”, *Spanish Economic Review*, 2001/3(3), ss. 1-17.
- Fama, E. F. “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works”, *The Journal of Finance*, 1970/25(2), ss. 383–417.
- Fama, E. F., “The Behavior of Stock-Market Prices”, *Journal of Business*, 1965/38(1), ss. 34-105.
- Fama, E., (1991), “Efficient Capital Markets: II”, *Journal of Finance*, 1991/46(5), ss. 1575-617.
- Fama, E. F., “Market Efficiency, Long-term Returns, and Behavioral Finance”, *Journal of Financial Economics*, 1998/49, ss. 283-306.
- Fama, E., W. Schwert, “Asset Returns and Inflation”, *Journal of Financial Economics*, 1977/5, ss. 115-146.
- Fan, J., Q. Yao, (2003), *Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods*, Springer-Verlag, New York.
- Floros, C., ”Modelling Volatility Using GARCH Models: Evidence from Egypt and Israel”, *Middle Eastern Finance and Economics*, 2008/2(2), ss. 31-41.
- Franses, P. H., D. Van Dijk, (2002), *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge University Press, Cambridge.
- French, K. R., R. Roll, “Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders”, *Journal of Financial Economics*, 1986/17, ss. 5-26.
- Frenkel, J. A., M. Goldstein, “Exchange Rate Volatility and Misalignment: Evaluating Some Proposals for Reform”, *Financial Market Volatility, Federal Bank of Kansas City*, 1989, ss. 185-219.

- Ghalanos, A., (2020), Introduction to the Rugarch Package, (Version 1.4-3), [https://cran.r-project.org/web/packages/rugarch/vignettes/Introduction\\_to\\_the\\_rugarch\\_package.pdf](https://cran.r-project.org/web/packages/rugarch/vignettes/Introduction_to_the_rugarch_package.pdf) Eriřim:25.08.2020
- Glosten, L., R. Jagannathan, D. E. Runkle, “On the Relation Between the Expected Value and The Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, *The Journal of Finance*, 1993/48(5), ss. 1779-1801.
- Goldfeld, S. M., E. R. Quant, “A Markov Model for Switching Regressions”, *Journal of Econometrics*, 1973/1, ss. 3-16.
- Gourieroux, C., (1997), ARCH Models and Financial Applications, Springer Verlag, New York.
- Gökbulut, R., İ., M. Pekkaya, “Estimating and Forecasting Volatility of Financial Markets Using Asymmetric GARCH Models: An Application on Turkish Financial Markets”, *International Journal of Economics and Finance*, 2014/6(4), ss. 23-35.
- Gökcan, S., “Forecasting Volatility of Emerging Stock Markets: Linear Versus Nonlinear GARCH Models”, *Journal of Forecasting*, 2000/19(6), ss. 499-504.
- Gökçe, A., “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi”, *Gazi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2001/3(1), ss. 1-23.
- Granger, C. W., T. Terasvirta, (1993), Modelling Nonlinear Economic Relationships, Oxford University Press, Oxford.
- Grossman, S. J., J. E. Stiglitz, “On the Impossibility of Informationally Efficient Markets”, *The American Economic Review*, 1980/70(3), ss. 393-408.
- Guhathakurta, K., (2011), ” *Nonlinearity in Indian Stock & Commodity Markets: a Pre-Diagnostic Investigation*”. Doktora Tezi, Department of Physics, Jadavpur University, Kolkata.

- Guhathakurta, K., B. Bhattacharya, A. R., Chowdhury, (2011), “Nonlinearity in Indian Stock & Commodity Markets: A Pre-Diagnostic Investigation”. Eriřim: 14.07.2020 [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1934587](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1934587)
- Gümrah, Ü., R. İ. Gökbulut, S. D. Köseođlu, “Modelling the Volatility in Istanbul Stock Exchange: Shifting From Box-Jenkins to ARCH Type Models”, *Journal of the School of Business Administration, Istanbul University*, 2011/40(2), ss. 251-266.
- Güngör, S., (2020), “*Hisse Senedi Getiri Oynaklıđı ile İşlem Hacmi Oynaklıđı Arasındaki Nedensellik İliřkisi: Geliřmiş ve Geliřmekte Olan Ülke Karşılařtırması*”, Doktora Tezi, Tokat GaziOsmanpařa Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Tokat.
- Gürel, C. A., (2019), “*Geliřmekte Olan Döviz Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Test Edilmesi Üzerine Bir İnceleme*”, Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Güriř, B., (2020), R Uygulamalı Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi, DER Yayınları, İstanbul.
- Gürsakal, S., “GARCH Modelleri ve Varyans Kırılması: İMKB Örneđi”, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2011/20(3), ss. 161-178.
- Güven, G., (2010), “*Döviz Kuru Oynaklıđının Modellenmesi ve Öngörülmesi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama*”, Yüksek Lisans Tezi, Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Hadsel, L., “A TARARCH Examination of The Return Volatility-Volume Relationship in Electricity Futures”, *Applied Financial Economics*, 2006/16(12), ss. 893-901.
- Hagerud, G. E., (1997), Specification Tests for Asymmetric GARCH, Working Papers in Economics and Finance, No:163, Stockholm School of Economics, Stockholm.
- Haibin, N., (2012), BRICs in Global Governance, Friedrich Ebert Stiftung Global Policy and Development, New York.

- Hakkio, C. S., (1990), Exchange Rate Policy and Federal Reserve Policy, ed. Thomas E. Davis, Financial Market Volatility and the Economy, Federal Bank of Kansas City, ss. 51–65.
- Hamilton, J. D., “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and Business Cycle”, *Econometrica*, 1989/57(2), ss. 357-384.
- Hansen, B. E., “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference”, *Journal of Econometrics*, 1999/93, ss. 345-368.
- Hansen, P., A. Lunde, “A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH (1, 1)?”, *Journal of Applied Econometrics*, 2005/20(07), ss. 839-889.
- Haque, M., M. K. Hassan, N. Maroney, “An Empirical Examination of Stability, Predictability and Volatility of Middle Eastern and African Emerging Stock Markets”, *Review of Middle East Economics and Finance*, 2004/2(1), ss. 19-42.
- Harris, L., “A Day-End Transaction Price Anomaly”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1989/24, ss. 29-45.
- Harris, R., C. Küçüközmen, “Linear and Nonlinear Dependence in Turkish Equity Returns and its Consequences for Financial Risk Management”, *European Journal of Operational Research*, 2001/134(3), ss. 481-492.
- Hasanov, M., T. Omay, “Nonlinearities in Emerging Stock Markets: Evidence From Europe's Two Largest Emerging Markets”, *Applied Economics*, 2008/40(20), ss. 2645-2658.
- Hatipoğlu, M., (2015), “Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Modelleri ve Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Üzerine Bir Uygulama”, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.
- Hayırsever, B. F., (2004), F/K Oranı ve Firma Büyüklüğü Anomalilerinin Bir Arada Ele Alınarak Portföy Oluşturulması ve Bir Uygulama Örneği, Anadolu Üniversitesi Yayınları, Eskişehir.

- Henry, T. O., "Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility", *Applied Financial Economics*, 1998/8(2), ss. 145-153.
- Hermann, J., (2002), "Financial Structure and Financing Models: The Brazilian Experience Over the 1964-1997 Period", Institute of Economics Federal University of Rio de Janeiro, Brazil.
- Hien, M. T. T., (2008), "*Modelling and Forecasting Volatility by GARCH Type Models: the Case of Vietnam Stock Market*", Doktora Tezi, Nottingham University, School of Business and Management, England.
- Hillary, M., K., (2008), *Building a Future with BRICs: The Next Decade for Offshoring*, Springer-Verlag, Berlin.
- Hiremath, G., B. Kamaiah, "Non-Linear Dependence in Stock Returns: Evidences from India", *Journal of Quantitative Economics*, 2010/8(1), ss. 69-85.
- Hsu, K., J. Li, Y. Lin, C. Hong, Y. Huang, "A SETAR Model for Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index: Non-linearities and Forecasting Comparisons", *Chaoyang University of Technology Publications*, 2010/13, ss. 74-88.
- <https://www.borsaistanbul.com/docs/default-source/endeksler/bist-pay-endeksleri-temel-kurallari.pdf?sfvrsn=16> Erişim Tarihi:08.07.2020
- Huang, A.Y., "Volatility Forecasting in Emerging Markets with Application of Stochastic Volatility Model". *Applied Financial Economics*, 2011/21(9), ss. 665-681.
- Hull, J. C., (2009), *Options, Futures, And Other Derivatives*, Upper Saddle River, N.J: Pearson/Prentice Hall.
- Hull, J. C., (2015), *Options, Futures And Other Derivatives*, 9th edition, Pearson.
- İğde, E., (2010), "*Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar*", Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.

- Jain, K., Mathur, N., Classification and Predictive Analysis of the Stocks Listed with NIFTY50”, ICVISIP 2019: Proceedings of the 3rd International Conference on Vision, Image and Signal Processing, August 2019, Makale No:38, ss. 1-7.
- Jain, S., (2011), New Waves of Growth for India: Unlocking Opportunities, Accenture Institute Report.
- Jegadeesh, N., S. Titman, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, *The Journal of Finance*, 1993/48(1), ss. 65-91.
- Jorion, P., (2005), Financial Risk Manager-Handbook, Wiley Finance, Third Edition, GARP (Global Association of Risk Professionals), Canada.
- Joyo, A.S., L. Lefen, “Stock Market Integration of Pakistan with Its Trading Partners: A Multivariate DCC-GARCH Model Approach”, *Sustainability*, 2019/11(303) ss. 1-23.
- Kadıođlu, E., (2014), “*Borsa İstanbul’un Mikro Yapısındaki Deđişikliklerin Gün İçi Getiri, Volatilite ve Kapanış Fiyatına Etkisi*”, Doktora Tezi, Bařkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Kalaycı, ř., “ Borsa ve Ekonomide Volatilite İliřkisi: İMKB’de Bir řartlı Varyans Analizi”, *Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2005/10(1), ss. 241-250.
- Kalotychou, E., S. K. Staikouras, (2009), An Overview of the Issues Surrounding Stock Market Volatility, Edt: Greg N. Gregoriou, Stock Market Volatility, Chapman & Hall/CRC Finance Series, NewYork.
- Kang, S. H., (2008), “*Empirical Analyses of Long Memory in the Korean Stock Market*”, School of Commerce Division of Business and Enterprise University of South Australia, Doktora Tezi, Adelaide.
- Karabıyık, L., A. Anbar, “Volatilite ve Varyans Swapları”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 2007/35, ss. 62-76.

- Karabulut, G., “Konjonktürün Dönüm Noktalarının Tahmini için Bir Probit Modeli: Türkiye Örneği”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2005/20(2), ss. 1-9.
- Karademir, F., (2020), “*Borsa İstanbul’da Zayıf Formda Piyasa Etkinliğinin Test Edilmesi: Sektörel Çerçeve Bir Analiz*”, Yüksek Lisans Tezi, Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Osmaniye.
- Karan, M. B., “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Anomalileri”, *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 2001/1(2), ss. 280-281.
- Karan, M. B., (2013), *Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi*, Gazi Kitabevi, Ankara.
- Karmakar, M., “Modelling Conditional Volatility of Indian Stock Market”, *Vikalpa*, 2005/30(3), ss. 21-37.
- Kassouri, Y., H. Altıntaş, “Threshold Cointegration, Nonlinearity, and Frequency Domain Causality Relationship Between Stock Price and Turkish Lira”, *Research in International Business and Finance*, 2020/52, ss.1-18.
- Keenan, D. M., ”A Tukey Nonadditivity-Type Test for Time Series Nonlinearity”, *Biometrika*, 1985/72(1), ss. 39-44.
- Kendall, M., "The Analysis of Economic Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 1953/96, ss. 11-25.
- Kılınç, K., (1995), *200 Soruda A’dan Z’ye Borsa*, Alfa Yayınevi, İstanbul.
- Kıran, B., “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda İşlem Hacmi ve Getiri Volatilitesi”, *Dogus University Journal*, 2010/11(1), ss. 98-108.
- Kısava, Z. S., (2018), “*Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Finansal Piyasalardaki Balonların ve Çöküşlerin Analizi: BRICS Ülkeleri Örneği (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika)*”, Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Kıyılar, M., (1996), *Etkin Pazar Kuramının İMKB’de Test Edilmesi*, Sermaye Piyasası, Ankara.
- Kıyılar, M., (1997), *Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB’de İrdelenmesi: Test Edilmesi*, Sermaye Piyasası Kurulu, Ankara.

- Kilic, R., “On the Long Memory Properties of Emerging Capital Markets: Evidence From Istanbul Stock Exchange”, *Applied Financial Economics*, 2004/14(13), ss. 915-922.
- Kirchgässner, G., J. Wolters, (2007), *Introduction to Modern Time Series Analysis*, Springer, Berlin.
- Klenke, A., (2014), *Probability Theory: A Comprehensive Course*, Springer, Berlin.
- Konak, F., (2016), “2008 Finansal Krizi Sonrası Şirket Birleşme ve Devralmalarının Firma Performansı Üzerindeki Etkisi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Piyasalar İçin Karşılaştırmalı Bir Analiz”, Doktora Tezi, Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.
- Konuralp, G., (2001), *Sermaye Piyasaları, Analizler, Kuramlar ve Portföy Yönetimi*, Alfa Yayınları, İstanbul.
- Korkmaz, T., A. Ceylan, (2007), *Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi*, Ekin Yayınevi, Bursa.
- Kovacic, Z. J., “Forecasting Volatility: Evidence From Macedonian Stock Exchange” *International Research Journal of Finance and Economics*, 2008/18, ss. 182-212.
- Koy, A., Karaca, S. S., (2018). “Daralma ve Genişleme Dönemlerinde Uluslararası Portföy Yatırımları Nasıl Etkileniyor?”, *Marmara Üniversitesi Öneri Dergisi*, 2018/13(50), ss. 90-105.
- Köksal, B., “A Comparison of Conditional Volatility Estimators for the ISE National 100 Index Returns”, *Journal of Economic and Social Research*, 2009/11(2), ss. 1-29.
- Kuan, C. M., (2002), *Lecture On The Markov Switching Model*, Institute of Economics Academia Sinica, Taipei.
- Kulikova, M., D. R. Taylor, “A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Certain South African Stock Price Returns”, *Investment Analysts Journal*, 2010/72, ss. 43-52.



- Kurtuluş, B., (2008), “*Zaman Serisi Analizlerinde Doğrusal Olmayan Modeller ve Türkiye Ekonomisine Uygulaması*”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Küden, M., (2014), “*Davranışsal Finans Açısından Bireysel Yatırım Tercihlerinin Değerlendirilmesi*”, Yüksek Lisans Tezi, Gediz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Kyle, A. S., “Continuous Auctions and Insider Trading”. *Econometrics*, 1985/53(6), ss. 1315-1335.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of A Unit Root:How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 1992/54, ss. 159-178.
- Ladokhin, S., (2009), "*Volatility Modelling in Financial Markets*", Yüksek lisans tezi, University of Amsterdam, Holland.
- Lee, C. F., C. Gong- Meng, M. R. Oliver “Stock Returns and Volatility on China's Stock Markets”, *Journal of Financial Research*, 2001/24(4), ss. 523-544.
- Lim, C. M., S. K. Sek, “Comparing the Performances of GARCH-Type Models in Capturing the Stock Market Volatility in Malaysia”, *Procedia Economics and Finance*, 2013/5, ss. 478-487.
- Lim, K.P., “The Evolution of Stock Market Efficiency Over Time: A Survey of the Emprical Literature”, *Journal of Economic Surveys*, 2011/25(1), ss. 69-108.
- Lim, K. P., M. Azali, H. A. Lee, “Is MYR/USD a Random Walk? New Evidence from the BDS Test”, *Peranika J. Soc. Sic & Hum*, 2003/11(1), ss. 41-49.
- Lim, K.P., K. S. Liew, “Nonlinear Mean Reversion in Stock Prices: Evidence From Asian Markets”, *Applied Financial Economics Letters*, 2007/3(1), ss. 25-29.
- Lim, K. P., R. D. Brooks, “Are Chinese Stock Markets Efficient? Further Evidence from a Battery of Nonlinearity Tests”, *Applied Financial Economics*, 2009/19(2), ss. 147-155.

- Lima, J. C. C. O., (2002), Fractional Integration And Long Memory Models Of Stock Price Volatility: The Evidence Of The Emerging Markets, Department of Economics McGill University, Canada.
- Liu, T., S. Hammoudeh, M. A. Thompson, "A Momentum Threshold Model of Stock Prices and Country Risk Ratings: Evidence from BRICS Countries", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2013/27, ss. 99-112.
- Lo, A., C. MacKinlay, "Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies*, 1988/1(1), ss. 41-66.
- Luukkonen, R., P. Saikkonen, T. Terasvirta, "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models", *Biometrika*, 1988/75, ss. 491-499.
- MacFarlane, S. N., "R in The BRICS: Is Russia an Emerging Power?", *International Affairs*, 2006/82(1), ss. 41-57.
- Malik, F., "Estimating The Impact of Good News On Stock Market Volatility", *Applied Financial Economics*, 2011/21(8), ss. 545-554.
- Malkiel, B. G., "The Efficient Market Hypothesis and Its Critics", *Journal of Economic Perspectives*, 2003/ 17(1), ss. 59-82.
- Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices", *Journal of Business*, 1963/36, ss. 394-419.
- Marelli, E., M. Signorelli, "China and India: Openness, Trade and Economic Growth", *The European Journal of Comparative Economics*, 2011/8(1), ss. 129-154.
- Markowitz, H., "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, 1952/7(1), ss. 77-91.
- Mazıbaş, M., (2004), İMKB Piyasasındaki Volatilitenin ve Asimetrik Fiyat Hareketlerinin Modellenmesi ve Öngörülmesi: GARCH Uygulaması, 8. Ulusal Finans Sempozyumunda Sunulan Sempozyum Bildiri Kitabı, 27-28 Ekim 2004, İstanbul.

- Mazıbaşı, M., (2005), İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile Bir Uygulama, VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 26 - 27 Mayıs, İstanbul.
- McLeod, A. I., W. K. Li, “Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations”, *Journal of Time Series Analysis*, 1983/4, ss. 269-273.
- McMillan, D., A. Speight, O. Ap Gwilym, “Forecasting UK Stock Market Volatility”, *Applied Financial Economics*, 2000/10(4), ss. 435-448.
- Mera, N., (2017), “Döviz Kuru Volatilitesi Ekseninde Ticaret Dengesini Etkileyen Faktörler: Türkiye ve BRICS Ülkeleri İçin Ampirik Bir Analiz”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. İstanbul.
- Mermi, S., (2017), “Doğrusal Olmayan Zaman Serilerinin Modellemesi: Karşılaştırmalı Bir Çalışma”, Yüksek Lisans Tezi, Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Muğla.
- Mert, M., (2019), “Yapısal Kırılmaların Varlığında Doğalgaz ve Petrol Fiyatlarının Oynaklık Modellemesi”, Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Mills, T. C., R. N. Markellos, (2008), *The Econometric Modelling of Time Series*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mingming, H., (2010), “*Financial Time Series Models and Applications*”, Yüksek Lisans Tezi, University of Manitoba, Kanada.
- Miron, D., C. Tudor, “Asymmetric Conditional Volatility Models: Empirical Estimation and Comparison of Forecasting Accuracy”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2010/13(3), ss. 74-92.
- Mishra, A., V. Mishra, “Is the Indian Stock Market Efficient? Evidence from a TAR Model with an Autoregressive Unit Root”, *Applied Economics Letters*, 2011/18(5), ss. 467-472,

- Mookerjee, R., Q. Yu, "An Empirical Analysis of the Equity Markets in China", *Review of Financial Economics*, 1999/8(1), ss. 41-60.
- Muradođlu, G., H. Berument, "Financial Crisis and Changes in Determinants of Risk and Return: An Empirical Investigation of an Emerging Market (ISE)", *Multinational Finance Journal*, 1999/3(4), ss. 223-252.
- Nassif, A., C. Feijo, E. Araújo, "The BRICS's Economic Growth Performance Before and After The International Financial Crisis", *International Journal of Political Economy*, 2016/45(4), ss. 294-314.
- Nelson, B., "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, 1991/59, ss. 347-370.
- Nelson, D. B., D. P. Foster, "Asymptotic Filtering Theory for Univariate ARCH Models", *Econometrica*, 1994/62, ss. 1-41.
- Odabaşı, A., C. Asku, V. Akgiray, "The Statistical Evolution of Prices on The Istanbul Stock Exchange", *European Journal of Finance*, 2004/10(6), ss. 510-525.
- Okay, N., (1998a), "Asymmetric Volatility Dynamics: Evidence from the Istanbul Stock Exchange", *Business & Economics for the 21st Century-Volume II, Selected Papers: 1998 Business & Economics Society International Conference*.
- Okay, N., "Türkiye'de Hisse Senetleri Getirilerinin Şartlı Deđişken Varyans Modeli Üzerine Bir Çalıřma", *Endüstri Mühendisliđi*, 1998b/9(4), ss. 35-39.
- Onoh, J. O., "Semi-Strong Market Efficiency Studies of The Nigerian Capital Market Using Dividend Announcements", *Journal of Business and African Economy*, 2016/2(1), ss. 22-42.
- Orhunbilge, N., (2000), Tanımsal İstatistik Olasılık ve Olasılık Dađılımları, İřletme Fakóltesi Yayın No:279, Avcıol Basım Yayın, İstanbul.
- Oskooe, S., "Emerging Stock Market Efficiency: Nonlinearity and Episodic Dependences Evidence from Iran Stock Market", *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2012/2(11), ss. 11370-11380.

- Özcan, Y. A., (2013), Sağlık Kurumları Yönetiminde Sayısal Yöntemler: Teknikler ve Uygulamalar, Siyasal Kitapevi, Ankara.
- Özdemir, A., (2018), “Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması”, Doktora Tezi, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Burdur.
- Özgül, A. U., D. Kök, “Londra Metal Borsası Volatilite Analizi: 1995-2013”, *Pamukkale Journal of Eurasian SocioEconomic Studies*, 2014/1(1), ss. 23-43.
- Öztürk, B., (1999), Yatırım Fonu Performanslarının Yatırım Fonu Endekslerinin Oluşturulması Yoluyla Ölçülmesi, SPK, Ankara.
- Panagiotidis, T., “Market Capitalization and Efficiency. Does it Matter? Evidence from the Athens Stock Exchange”, *Applied Financial Economics*, 2005/15(10), ss. 707-713.
- Pearson, K., "Das Fehlergesetz und seine Verallgemeinerungen durch Fechner und Pearson. A Rejoinder," *Biometrika*, 1905/4, ss. 169-212.
- Pesaran, M., (2015), Time Series and Panel Data Econometrics, Oxford University Press, Oxford.
- Phillips, P. C. B., P. Perron, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 1988/75(2), ss. 335-346.
- Phiri, A., “Efficient Market Hypothesis in South Africa: Evidence from Linear and Nonlinear Unit Root Tests”, *Managing Global Transitions*, 2015/13(4), ss. 369-387.
- Poon, S. H., C. W. Granger, “Practical Issues in Forecasting Volatility”, *Financial Analysts Journal*, 2005/61(1), ss. 45-56.
- Poon, S. H., C. W. Granger, “Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review”, *Journal of Economic Literature*, 2003/41, ss. 478–539.
- Puxty, A. G., J. C. Dodds, (1991), Financial Management: Method and Meaning, Chapman & Hall, London.

- Rachev, S., F. Fabozzi, S. Focardi, T. Jašić, S. Mittnik, (2007), *Financial Econometrics: From Basics to Advanced Modelling Techniques*, Wiley, New York.
- Redhead, K., (2008), *A Behavioural Finance Perspective*, Personal Finance and Investments, Routledge, New York.
- Ren, W., T. Cunzhi, “An Empirical Study Of Securities Investment Fund Holdings Behaviors Impacting On The Stability Of Stock Market”. *International Conference On Information Management, Innovation Management And Industrial Engineering*, 2012/1, ss. 166-169.
- RiskMetrics Technical Document (1996), 4th Edition, J.P.Morgan & Co., Reuters, New York.
- Roberts, H. V., "Stock Market 'Patterns' and Financial Analysis: Methodological Suggestions." *Journal of Finance*, 1959/14(1), ss. 1-10
- Saadi, S., G. Devinder, D. Shantanu, “Testing for Nonlinearity & Modeling Volatility in Emerging Capital Markets: The Case of Tunisia”, *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 2006/9(7), ss. 1021-1050.
- Salman, F., “Risk-Return-Volume Relationship in an Emerging Stock Market”, *Applied Economics Letters*, 2002/9(8), ss. 549-552.
- Samuelson, P., "Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly", *Industrial Management Review*, 1965/6, ss. 41-49.
- Sarıoğlu, S. E., (2005), “Değişkenlik Modelleri ve İMKB Hisse Senetleri Piyasası 'nda Değişkenlik Modellerinin Kesitsel Olarak İrdelenmesi”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Sarno, L., “Real Exchange Rate Behavior in the Middle East: A re-Examination”, *Economics Letters*, 2000/66(2), ss. 127–136.
- Satış, B., (2011), “Dolar-Tl Opsiyonlarında Zımnî Volatilite ve Tarihsel Volatilite Arasındaki İlişki”, Yüksek Lisans Tezi, TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.

- Savva, C. S., "International Stock Markets Interactions and Conditional Correlations", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2009/19, ss. 645-661.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" *Journal of Finance*, 1989/44(5), ss. 1115-1153.
- Riske Maruz Değer ve Portföy Optimizasyonu, (2006), SPK Yayınları, Ankara.
- Sevil, G., (2001), Finansal Risk Yönetimi Çerçevesinde Piyasa Volatilitésinin Tahmini Portföy Var Hesaplamaları, Anadolu Üniversitesi Yayınları, Eskişehir.
- Sevüktekin, M., M. Çınar, (2017), Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, 5. Basım, Dora Yayıncılık, Bursa.
- Sevüktekin, M., M. Nargeleçekenler, (2010), Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Sewell, S., S. R. Stansell, "Nonlinearities in Emerging Foreign Capital Markets", *Journal of Business Finance & Accounting*, 1993/20(2), ss. 237- 248.
- Sharma, A. J., "The Behavioural Finance: A Challenge or Replacement to Efficient Market Concept", *The SIJ Transactions on Industrial, Finance & Business Management (IFBM)*, 2014/2(6), ss. 273-277.
- Shen, X., M. J. Holmes, "Do Asia-Pacific Stock Prices Follow a random Walk? A Regime-Switching Perspective", *Applied Economics Letters*, 2014/21(3), ss. 189-195.
- Shin, J., "Stock Returns and Volatility in Emerging Stock Markets", *International Journal of Business and Economics*, 2005/4(1), ss. 31-43.
- Siber, Z. P., (2019), "Finansal Piyasalardaki Oynaklık Yayılımı: BRICS Ülkeleri", Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Simon, D. F., C. Cao, "China's Future: Have Talent, Will Thrive," *Issues in Science & Technology*, 2009/26(1), ss. 29-42.

- Siourounis, G. D., “Modelling Volatility and Testing for Efficiency in Emerging Capital Markets: The Case of The Athens Stock Exchange”, *Applied Financial Economics*, 2002/12(1), ss. 47-55.
- Songül, H., (2010), “*Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri: Döviz Kurları Üzerine Uygulama*”, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Staszkievicz, P., S. L. Staszkievicz, (2015), “Financial Information (Vol. 5)”, Finance, Academic Press, ss. 72-100.
- Stoll, H., R. Whaley, “Stock Market Structure and Volatility”, *Review of Financial Journal*, 1990/5, ss. 231-258.
- Subbotin, A., T. Chauveau, (2010), “Volatility Models: From GARCH to Multi-Horizon”, *Financial Markets and the Global Recession*, Ed. B. Naas vd., Nova Science Publishers, ss. 103-159.
- Syczewska, E. M., (2010), Empirical Power of the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test, Warsaw School of Economics Institute of Econometrics, Department of Applied Econometrics Working Papers, No:3-10, ss. 1-27
- Syriopoulos, T., E. Roumpis, “Dynamic Correlations and Volatility Effects in the Balkan Equity Markets”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2009/19, ss. 565-587.
- Tan, S.H., M. M. Lai, E. X. Tey, L. L. Chong, “Testing The Performance Of Technical Analysis And Sentiment-TAR Trading Rules in The Malaysian Stock Market”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 2020/51.
- Taner, A. T., K. Kayalidere, “1995-2000 Döneminde İMKB’de Anomali Araştırması”, *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2002/9(1), ss. 1-24.
- Tapa, A., M. Hussin, “The Relationship between Stock Return and Trading Volume in Malaysian ACE Market”, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2016/6(7), ss. 271-278.



- Tarı, R., (2010), Ekonometri, Genişletilmiş 6. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Taş, O., Dursunoğlu, S., (2005), “Testing Random Walk Hypothesis for Istanbul Stock Exchange”, International Trade and Finance Association Conference Papers.
- Taylor, S., (1986), Modelling Financial Time Series, Wiley and Sons, New York.
- Telçeken, N., (2014), “*Volatilite Endeksleri, Önemi ve Türkiye Volatilite Endeksi*”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Terasvirta, T., “Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 1994/89, ss. 208-218.
- Terasvirta, T., H. M. Anderson, “Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 1992/7, ss. 119-136.
- Thupayagale, P., “Long Memory in The Volatility of an Emerging Fixed- Income Market: Evidence from South Africa”, *South African Journal of Economics*, 2011/79(3), ss. 290-300.
- Tiwari, A., M. Mutascu, “The Revenues-Spending Nexus in Romania: a TAR and MTAR Approach”, *Economic Research*, 2016/29(1), ss. 735-745.
- Tong, H., (1978), On Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing, Sijhoff and Noordhoff, Holland.
- Tong, H., (1990), Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach, Oxford University Press, New York.
- Tong, H., K. S. Lim, “Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 1980/42(3), ss. 245-292.
- Topaloğlu, G. (2013), “*İMKB’de Etkin Piyasa Hipotezinin A-Figarch Model İle Testi: Sektör Endeksleri Üzerine Uygulama*”, Yüksek Lisans Tezi, Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Zonguldak.

- Topalođlu, T. N., İ. Ege, “Pay Piyasalarında Volatilite Tahminlemesi: Borsa İstanbul Mali ve Sınai Endeksleri Üzerine Bir Uygulama”, *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2019/6(3), ss. 618-633.
- Torun, N., (2015), “Birim Kök Testlerinin Performanslarının Karşılaştırılması”, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Tripathy, N., A. Garg, ” Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Six Emerging Markets”, *Journal of International Business and Economy*, 2013/14(2), ss. 69-93.
- Tsay, R. S., “Nonlinearity Tests for Time Series”. *Biometrika*, 1986/73(2), ss. 461-466.
- Tsay, R. S., “Testing and Modelling Threshold Autoregressive Process”, *Journal of the American Statistical Association*, 1989/84(405), ss. 231-240.
- Tsay, R. S., “Detecting and Modelling Nonlinearity in Univariate Time Series Analysis”, *Statistica Sinica*, 1991/1(2), ss. 431-451.
- Tsay, R. S., (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley and Sons, Hoboken.
- Brezilya Sermaye Piyasası (2008), TSPAKB (Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşlar Birliği), Gündem, No. 70.
- Hindistan Sermaye Piyasası (2009a), TSPAKB (Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşlar Birliği), Gündem, No. 80.
- Çin Halk Cumhuriyeti Sermaye Piyasası (2009b), TSPAKB (Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşlar Birliği), Gündem, No. 78.
- Tuna, K., İ. İsaetli, “Finansal Piyasalarda Volatilite ve Bist-100 Örneđi”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2014/27(1), ss.21-31.
- Tuna, G., M. Öztürk, “Piyasa Etkinliđinin Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri ile İncelenmesi”, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 2016/ICAFR 16 Özel Sayısı, ss. 548-559.

- Türkay, K., (2016), “*BIST 100 Endeksi ile BRICS ve MIST Ülkeleri Borsa Endeksleri Arasındaki Uzun Vadeli İlişkinin İncelenmesi*”, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Ucal, M. Ş., “*Ekonometrik Model Seçim Kriterleri Üzerine Kısa Bir İnceleme*”, C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 2006/7(2), ss. 41-57.
- Ural, M., (2010), *Yatırım Fonlarının Performans ve Risk Analizi*, Detay Yayıncılık, Ankara.
- Üçay, K., (2012), “*İMKB’de Doğrusal Olmayan Yapıların Analizi*”, Doktora Tezi, Sakarya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Sakarya.
- Vardar, G., G. Aksoy, C. Emre, “*Effects of Interest and Exchange Rate on Volatility and Return of Sector Price Indices at Istanbul Stock Exchange*”, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 2008/11, ss. 126-135.
- Yavuz, N. Ç., (2004), “*Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri: İMKB Ulusal100 Endeksi ile Bir Uygulama*”, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 2004/54(1), ss. 239-247.
- Wang, P., (2008), *Financial Econometrics Methods and Models*, 2. Baskı, Routledge, New York.
- Watsham, T. J., K. Parramore, (1996), *Quantitative Methods in Finance*, Thomson Business Press.
- Worldbank,  
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=IN> e.t.  
06.02.2020
- Yaman, B. O., (2014), “*Hisse Senedi Endeks Getirileri Üzerinde Temel Makroekonomik Değişkenlerin Etkilerinin Ölçülmesi: Bazı Avrupa Birliği Üyesi Ülkeler İle Türkiye Örneği*”, Yüksek Lisans Tezi, Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Tokat.

- Yaya, O., S. Ismail, M. M. Tumala, “Estimates of Bull and Bear parameters in Smooth Threshold Parameter Nonlinear Market model: A Comparative Study between Nigerian and Foreign Stock Markets”, *European Journal of Business and Management*, 2013/5(7), ss. 107-123.
- Yelghi, A., (2014), “*Borsa İstanbul ve BRIC Ülkeleri Borsalarının Karşılaştırmalı Analizi*”, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, İstanbul.
- Yümlü, M. S., (2015), “*Bayesian Change Point And Time-Varying Parameter Learning In Regime Switching Volatility Models*”, Doktora Tezi, Boğaziçi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İstanbul.
- Zafar, N., S. F. Urooj, T. K. Durrani, “Interest Rate Volatility and Stock Return and Volatility”, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 2008/14, ss. 135-140.
- Zakoian, J. M., “Threshold Heteroskedastic Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1994/18(5), ss. 931-955.
- Zhang, J., Y. Lai, J. Lin, “The Day-Of-The-Week Effects of Stock Markets in Different Countries”, *Finance Research Letters*, 2017/20, ss. 47-62.
- Zivot, E., (2008), Practical Issues in the Analysis of Univariate GARCH Models, Working Papers, University of Washington, Department of Economics, Washington.
- Zivot, E., J. Wang, (2006), Modelling Financial Time Series with S-PLUS, 2. Baskı, Springer Science+Business Media, ABD.