



**HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDA YAYILMA ETKİSİNİN
İNCELENMESİ: G-20 ÜLKELERİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA**

Serhat SEZEN

Doktora Tezi

İktisat Anabilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Emrah İsmail ÇEVİK

2021

T.C.
TEKİRDAĞ NAMIK KEMAL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
DOKTORA TEZİ

HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDA YAYILMA
ETKİSİNİN İNCELENMESİ: G-20 ÜLKELERİ ÜZERİNE BİR
UYGULAMA

Serhat SEZEN

İKTİSAT ANABİLİM DALI
DANIŞMAN: Doç. Dr. Emrah İsmail ÇEVİK

TEKİRDAĞ-2021
Her hakkı saklıdır.

BİLİMSEL ETİK BİLDİRİM BEYANI

Hazırladığım Doktora Tezinin çalışmasının bütün aşamalarında bilimsel etiğe ve akademik kurallara riayet ettiğimi, çalışmada doğrudan veya dolaylı olarak kullandığım her alıntıya kaynak gösterdiğimi ve yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuğunu, yazımda enstitü yazım kılavuzuna uygun davranıldığını taahhüt ederim.



... / ... / 20...

Serhat SEZEN



ÖZET

Kurum, Enstitü : Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü
ABD : İktisat Anabilim Dalı
Tez Başlığı : Hisse Senedi Piyasaları Arasında Yayılma Etkisinin İncelenmesi:
G-20 Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama
Tez Yazarı : Serhat SEZEN
Tez Danışmanı : Doç. Dr. Emrah İsmail ÇEVİK
Tez Türü, Yılı : Doktora Tezi, 2021
Sayfa Sayısı : 150

Bu çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla 2 Ocak 1995-29 Ocak 2021 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatları kullanılarak, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin olası varlığı Hong (2001) tarafından geliştirilen ortalama ve varyansta nedensellik testi ile araştırılmıştır. Ortalama nedensellik sonuçlarına göre, ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Meksika'dan Türkiye'ye doğru ve Türkiye'den de Çin, Hindistan ve Güney Afrika'ya doğru tek yönlü; Japonya, Avustralya, Güney Kore, Brezilya, Arjantin ve Endonezya ile Türkiye arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Varyansta nedensellik test sonuçlarına göre ise çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü ve güçlü volatilité yayılımı olduğu belirlenmiştir. Çalışmada ayrıca, iki piyasa arasındaki aşırı risk durumlarının tahmin edilebilmesi amacıyla Hong vd. (2009) tarafından geliştirilen risk durumunda nedensellik testi uygulanmıştır. Nedensellik testi sonuçlarına göre, ABD, İtalya, Brezilya, Arjantin ve Meksika'dan Türkiye'ye doğru tek yönlü; Japonya, Almanya, Fransa, Kanada, Avustralya, Çin, Güney Kore, Rusya, Endonezya, Rusya ve Güney Afrika ile Türkiye arasında çift yönlü risk durumunda nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Yayılma Etkisi, GARCH Modeller, Hong Nedensellik Testi, Risk Durumunda Nedensellik

ABSTRACT

Institution, Institute : Tekirdağ Namık Kemal University, Institute of Social Sciences
Department : Department of Economics
Title : Analysis of the Spillover Effect among Stock Markets: An Analysis on G-20 Countries
Author : Serhat SEZEN
Adviser : Assoc. Prof. Emrah İsmail Çevik
Type of Thesis, Year : PhD Dissertation, 2021
Total Number of Pages : 150

In this study, it is aimed to determine the possible existence of spillover effect among the stock markets of G-20 countries. For this purpose, between January 2, 1995 and January 29, 2021, using the daily closing prices, the possible existence of the spillover effect between the stock markets of the G-20 countries was investigated with the causality test in the mean and variance developed by Hong (2001). According to the causality results in mean, it is unidirectional from USA, England, Germany, France, Canada, Russia and Mexico to Turkey and from Turkey to China, India and South Africa; A bidirectional causality relationship was found between Turkey and Japan, Australia, South Korea, Brazil, Argentina and Indonesia. According to the causality test results in variance, it was determined that there was a strong bidirectional volatility spread among all stock markets in the study. In the study, causality test in case of risk developed by Hong et al (2009) was applied. According to the causality test results, it is unidirectional from USA, Italy, Brazil, Argentina and Mexico to Turkey; A bidirectional causality relationship was found between Turkey and Japan, Germany, France, Canada, Australia, China, South Korea, Russia, Indonesia, Russia and South Africa in case of risk.

Keywords: Spillover Effect, GARCH Models, Hong Causality Test, Causality in Risk Situations

ÖNSÖZ

Tez çalışmamın her aşamasında desteğini, bilgisini ve yardımlarını esirgemeyen değerli hocam ve tez danışmanım Sayın Doç. Dr. Emrah İsmail ÇEVİK'e sonsuz saygı ve teşekkürlerimi sunarım.

Doktora ders döneminde akademik alandaki bilgi, birikim ve tecrübelerini her zaman aktaran değerli hocalarım Sayın Prof. Dr. Durmuş Çağrı YILDIRIM ve Sayın Doç. Dr. Nüket KIRCI ÇEVİK'e teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca tez jürisinde yer alan ve değerli fikirleriyle çalışmama önemli katkılar sağlayan hocalarım Sayın Prof. Dr. Turhan KORKMAZ ve Sayın Dr. Öğr. Üyesi Mehmet Fatih BUĞAN'a da çok teşekkür ederim.

Tezin düzenlenmesinde ve özellikle üstün bilgisayar bilgi ve becerisini kullanarak bana her zaman yardımcı olan değerli meslektaşım Sayın Öğr. Gör. Osman Burak AKALAN'a çok teşekkür ederim. Ayrıca doktora eğitimi sürecinde güler yüzünü, enerjisini ve desteğini her zaman hissettiren değerli meslektaşım Arş. Gör. Özge YÜKSEL'e, tüm dostlarıma ve meslektaşlarıma teşekkür ederim.

Son olarak hayatım boyunca maddi ve manevi her türlü desteği benden esirgemeyen, yetişmemde sonsuz emeği geçen başta sevgili annem Şaziye SEZEN olmak üzere tüm aileme sonsuz teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

BİLİMSEL ETİK BİLDİRİM BEYANI	i
TEZ ONAY SAYFASI	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
KISALTMALAR LİSTESİ	xi
GİRİŞ	1
1. PORTFÖY TEORİSİ VE YAYILMA ETKİSİ	4
1.1. Geleneksel Portföy Teorisi	4
1.2. Modern Portföy Teorisi	6
1.2.1. Portföyün Beklenen Getirisi	8
1.2.2. Portföyün Riski	9
1.2.3. Markowitz Ortalama Varyans Modeli	10
1.2.4. Ortalama Varyans Ölçütü	12
1.2.5. Etkin Sınır ve Optimal Portföy Seçimi	13
1.2.5.1. Pozitif Tam Korelasyon (+1) Olması Durumu.....	13
1.2.5.2. Negatif Tam Korelasyon (-1) Olması Durumu	14
1.2.5.3. Sıfır Korelasyon Olması Durumu	14
1.2.5.4. Etkin Sınır	14
1.2.5.5. Optimal Portföy Seçimi.....	15
1.3. Etkin Piyasalar Hipotezi	16

1.3.1. Beklenen Getiri veya (Fair Game) Modeli	19
1.3.2. Submartingale Modeli	20
1.3.3. Rassal Yürüyüş (Random Walk) Modeli.....	20
1.3.4. Piyasa Etkinlik Türleri	21
1.3.4.1. Zayıf Formda Etkinlik	21
1.3.4.2. Yarı Güçlü Formda Etkinlik.....	22
1.3.4.3. Güçlü Formda Etkinlik.....	22
1.4. Yayılma Etkisi	24
1.4.1. Yayılma Mekanizmaları	27
2. LİTERATÜR İNCELEMESİ	29
2.1. Türkiye’de Yapılan Çalışmalar	29
2.2. Yurt Dışında Yapılan Çalışmalar	36
3. EKONOMETRİK METODOLOJİ VE UYGULAMA	60
3.1. Birim Kök Testleri.....	60
3.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	61
3.1.2. Phillips-Perron Birim Kök Testi.....	62
3.1.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi.....	64
3.2. GARCH Modeller	65
3.2.1. GARCH (p, q) Modeli	67
3.2.2. EGARCH Modeli	69
3.2.3. GJR-GARCH Modeli	70
3.2.4. APARCH Modeli	71
3.2.5. Kesirli Bütünleşik GARCH (FIGARCH) Modeli	71
3.2.6. FIEGARCH Modeli.....	72
3.2.7. FIAPARCH Modeli	73
3.2.8. HYGARCH Modeli	73

3.2.9. Yapısal Kırılma Testleri	74
3.2.9.1. Inclan ve Tiao Varyansta Kırılma Testi	75
3.2.9.2. Sanso, Arrago ve Carrion Varyansta Kırılma Testi	76
3.3. Yayılma Etkisinin Belirlenmesinde Kullanılan Yöntemler.....	76
3.3.1. Cheung ve Ng Testi	77
3.3.2. Hong Nedensellik Testi	79
3.3.3. Risk Durumunda Nedensellik Testi	79
3.4. Uygulama	83
3.4.1. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı	83
3.4.2. Veri Seti	84
3.4.3. Tanımlayıcı İstatistikler	85
3.4.4. Analiz Sonuçları	87
3.4.4.1. Birim Kök Testlerinin Sonuçları	88
3.4.4.2. Varyansta Yapısal Kırılma Testlerinin Sonuçları	89
3.4.4.3. GARCH Modeller Tahmin Sonuçları	94
3.4.4.4. Ortalama ve Varyansta Nedensellik Testi Sonuçları.....	101
3.4.4.5. Risk Durumunda Nedensellik Testi Sonuçları	104
SONUÇ.....	109
KAYNAKÇA	116
ÖZGEÇMİŞ.....	132
EKLER.....	133

TABLolar LİSTESİ

Tablo 3.1: Hisse Senedi Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	85
Tablo 3.2: Hisse Senedi Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	86
Tablo 3.3: Getiri Serilerinin Birim Kök Testi Sonuçları	88
Tablo 3.4: Varyansta Kırılma Testi Sonuçları	89
Tablo 3.5: Varyansta Kırılma Testi Sonuçları	90
Tablo 3.6: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları.....	95
Tablo 3.7: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları.....	97
Tablo 3.8: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları.....	98
Tablo 3.9: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları.....	100
Tablo 3.10: Hong (2001) Ortalamada Nedensellik Testi Sonuçları.....	101
Tablo 3.11: Hong (2001) Varyansta Nedensellik Testi Sonuçları.....	103
Tablo 3.12: Farklı Risk Düzeylerine Göre Beklenmedik Kayıpların Gerçekleştiği Gün Sayısı.....	104
Tablo 3.13: Kuyrukta Nedensellik Testi Sonuçları.....	107
Tablo 3.14: Nedensellik Testlerine İlişkin Sonuçlar.....	108

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1: Portföydeki Varlık Sayısı ve Portföyün Riski	5
Şekil 1.2: Alternatif Portföyler ve Etkin Sınır Eğrisi	15
Şekil 1.3: Optimal Portföy Seçimi	16
Şekil 1.4: Piyasa Etkinlik Türleri	24
Şekil 3.1: Hisse Senetleri Getiri Serileri	91
Şekil 3.2: Hisse Senetleri Getiri Serileri	92
Şekil 3.3: Hisse Senetleri Getiri Serileri	93



KISALTMALAR LİSTESİ

ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
APARCH	: Asimetrik Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
AR	: Otoregresif
ARCH	: Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama
ASEAN	: Malezya, Endonezya, Tayland, Filipinler ve Singapur
BEKK	: Baba-Engle-Kraft-Kroner Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
BIST	: Borsa İstanbul Endeksi
BRIC	: Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin
CCC-GARCH	: Sabit Korelasyonlu Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
CCF	: Çapraz Korelasyon Fonksiyonu
CIVETS	: Kolombiya, Endonezya, Vietnam, Mısır, Türkiye ve Güney Afrika
DCC-GARCH	: Dinamik Korelasyonlu Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ECM	: Hata Düzeltme Modeli
E-GARCH	: Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
FED	: Amerika Birleşik Devletleri Merkez Bankası
FIAPARCH	: Kesirli Bütünleşik Asimetrik Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
FIEGARCH	: Kesirli Bütünleşik Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
FIGARCH	: Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
FIVAR	: Kesirli Bütünleşik Vektör Otoregresif
GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GED	: Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
GIPSI	: Yunanistan, İrlanda, Portekiz, İspanya ve İtalya

GCC	: Körfez Arap Ülkeleri İşbirliği Konseyi
GJR-GARCH	: GJosten-Jagannathan-Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
HYGARCH	: Hiperbolik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ICSS	: Yinelemeli Kümülatif Kareler Toplamı
İİT	: İslam İşbirliği Teşkilatı
İMKB	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
KPSS	: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
LM	: Lagrange çarpanları
MARMA	: Çok Değişkenli Otoregresif Hareketli Ortalama
MENA	: Orta Doğu ve Kuzey Afrika Bölgesi
M-GARCH	: Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
MSCI	: Morgan Stanley Capital International Endeksleri
NIMPT	: Nijerya, Endonezya, Meksika, Filipinler ve Türkiye
OEKK	: Olağan En Küçük Kareler
PP	: Phillips-Perron
RMD	: Riske Maruz Değer
SIC	: Schwarz Bilgi Kriteri
T-GARCH	: Eşik Değerli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
VAR-GARCH	: Vektör Otoregresif Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
VARMA	: Vektör Otoregresif Hareketli Ortalama
VIX	: Volatilite Endeksi

GİRİŞ

1980’li yılların sonlarından itibaren teknoloji ve iletişim araçlarındaki gelişmenin de etkisiyle küreselleşme artmış ve ülkeler birbirlerine daha çok yaklaşmıştır. Bu yaklaşma, ülkeler arasındaki ekonomik işbirliklerinin ve ticari anlaşmaların artmasına neden olarak uluslararası yatırımların artması sonucunu doğurmuştur. Sermayenin serbest ve sınırsız bir biçimde ülkeler arasındaki akışının hızlanması aynı zamanda daha fazla getiri elde etmek isteyen yatırımcıları da alternatif piyasalara yönlendirmiştir. Yaşanan tüm bu gelişmeler ülkeler arasındaki ekonomik faaliyetlerin artmasına ve özellikle de artan sermaye akımları gelişen ekonomilerde istihdam, büyüme ve refah artışında olumlu gelişmelere yol açmıştır.

Ancak finansal sermaye akımlarındaki önemli miktarda artış, sağladığı bu avantajlarının yanında bazı riskleri de beraberinde getirmiştir. Bu risklerin başında, temel finansal piyasalara olan bağımlılığın önemli ölçüde artması gelmektedir. Bu durum; ABD başta olmak üzere gelişmiş herhangi bir ülkede yaşanabilecek olan finansal krizin, ticari krediler, doğrudan yabancı sermaye yatırımları veya diğer sermaye akımları yoluyla diğer ülkeleri de etkilemesi şeklinde açıklanabilir. Nitekim 2008 yılında ABD’de başlayarak etkisi tüm Dünya’ya yayılan küresel finansal kriz, sadece gelişmekte olan ekonomileri etkilemekle kalmayıp en gelişmiş ekonomileri de etkisi altına alarak hem reel hem de finansal piyasaların çok ciddi biçimde olumsuz olarak etkilenmesine neden olmuştur.

Finans literatüründe; küresel çapta yaşanan finansal krizlerin temel finansal piyasalardan gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarını etkilemesi volatilitedeki yayılma kavramıyla açıklanmaktadır.

Volatilité ya da oynaklık; bir değışkene ait ortalama bir değerin çok yüksek artış veya azalış göstermesi şeklinde ifade edilmekte ve bu kavramın özellikle de finansal piyasalar için kullanıldığı dikkati çekmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006, s. 244). Dolayısıyla hisse senedi piyasalarındaki oynaklık, bir menkul kıymetin fiyatında görülen ani değışkenlik olarak ifade edilmektedir. Hisse senedi piyasalarında yaşanan ani değışkenlikler, yatırımcıların karar alma süreçlerinde belirsizliklere yol açmaktadır. Bu bağlamda oynaklığın yatırımcılar açısından dikkate

alınması karar alma süreçlerinde ve özellikle de finansal varlıklara ait getirilerin tahmin edebilmesi açısından oldukça önem taşımaktadır.

Volatilitedeki yayılma ise, bir piyasada meydana gelen şokun diğer piyasalardaki volatilitiyi artırması olarak tanımlanmaktadır (Edwards ve Susmel, 2001). Piyasalarda meydana gelen volatilitate yayılımı menkul kıymetlerin fiyat ve getirilerini etkilediği görülmektedir. Bu etkilerin sonucu olarak da yatırımcılar portföy kararlarını değiştirmektedir.

Volatilitedeki yayılma genellikle finansal piyasalarda görülmekte ve yatırımcıların yatırım stratejileri ve karar alma süreçlerinde belirgin bir etkiye neden olmaktadır. Yatırımcıların özellikle volatilitedeki yayılmanın uluslararası piyasalarda yarattığı etkileri finansal varlıkların getirilerinin tahmini için dikkate aldığı, aynı zamanda ülkelerin politika yapıcılarının da piyasalar arasındaki ilişkilerin değerlendirilmesi ve bu kapsamda uygun politikalar ürettikleri görülmektedir. Dolayısıyla gerek volatilitate ve gerekse de volatilitenin ülkeler arasındaki yayılım etkisinin belirlenebilmesi ve finansal varlıklara ait getirilerin tahmini oldukça önemli bir konudur. Bu durumlardan dolayı piyasalarda etkin yatırım kararlarının alınması ancak bu piyasaların volatilitelerinin modellenmesiyle gerçekleşebilmektedir.

Literatürde volatilitedeki yayılma ile ilgili çalışmalar incelendiğinde, özellikle hisse senedi piyasalarında görülen volatilitenin modellenmesi amacıyla Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelleri ve türevlerinin öne çıktığı ve yaygın bir şekilde kullanıldığı görülmektedir. Yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçların volatilitedeki yayılmanın ülke borsalarını önemli ölçüde etkilediği ve özellikle de başta ABD olmak üzere gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasalarındaki değişimlerin diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerinin incelendiği görülmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye'nin de yer aldığı G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında volatilitedeki yayılma etkisi ayrıntılı olarak inceleneceğinden, gerek yatırımcıların ve portföy yöneticilerinin yatırımlarını çeşitlendirmek, risk ölçümü yaparak riskten korunma stratejilerini ve buna bağlı olarak portföy

dağılımlarını belirlemek gerekse de piyasalardaki sermaye girişleriyle ilgili ülke politikalarının oluşturulmasında önemli katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışmada, dünya ekonomisinin %85'ini oluşturan, dünya ticaretinin %80'ini gerçekleştiren ve dünya nüfusunun üçte ikisine denk gelmesi nedeniyle elde edilecek bulguların küresel çapta finansal piyasalar arasındaki ilişkiler hakkında önemli sonuçlar sağlayabileceği düşünüldüğünden G-20 ülkeleri tercih edilmiş ve bu bağlamda G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında volatilitedeki yayılmanın olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla öncelikle her ülkenin hisse senedi getiri serileri için en uygun GARCH modeli belirlenerek getiri serileri arasında yayılma etkisinin varlığı Hong (2001) tarafından geliştirilen ortalama ve varyansta nedensellik testiyle araştırılmıştır. Ayrıca çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında risk yayılımının incelenmesi amacıyla da Hong vd., (2009) tarafından geliştirilen risk durumunda nedensellik testi uygulanmıştır.

Çalışmada incelenen dönem içerisinde gerek bölgesel gerekse de küresel çapta finansal krizlerin yaşanmış olması, krizlerin finansal piyasalar üzerinde önemli etkiler yaratmasına neden olduğundan varyansta yapısal kırılmalar da dikkate alınmaktadır. Bu bağlamda, varyansta yapısal kırılmaların tespit edilebilmesi amacıyla Inclan ve Tiao (1994) ve Sanso vd., (2004) varyansta kırılma testleri kullanılmıştır.

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde, geleneksel ve modern olmak üzere portföy teorisi, etkin piyasalar hipotezi, yayılma etkisi ve yayılma mekanizmaları teorik olarak açıklanmıştır. İkinci bölümde, yayılma etkisinin incelendiği ulusal ve uluslararası çalışmalardan örnekler verilmiştir. Üçüncü bölümde, öncelikle çalışmada kullanılan ekonometrik metodoloji hakkında teorik bilgiler verilmiş ve uygulamalara ilişkin analiz sonuçları teorik çerçeveye uygun olarak yorumlanarak, elde edilen bulgular sonuç bölümünde genel olarak değerlendirilmiştir.

1. PORTFÖY TEORİSİ VE YAYILMA ETKİSİ

Portföy, yatırımcıların elinde bulundurduğu hisse senetleri, tahviller, bonolar, nakit paralar, maddi değeri olan varlıklar gibi araçların bileşkesine denilmektedir. Başka bir ifadeyle, portföy, belirli sayıda kişi veya grubun kazanç elde etmek için elinde tuttuğu ve genellikle hisse senetleri veya tahviller gibi menkul kıymetlerden oluşan sepete denilmektedir (Moles ve Terry, 1999, s. 426). Portföy yönetimi ise, bir yatırımcının hedeflerinin portföy yöneticisinin gelecekle ilgili beklentileriyle dengelenmesi sürecidir. Bu dinamik süreçte yatırımcılar kazanç sağlamayı amaçlamaktadır. Portföy yönetiminde, bireysel varlıklar veya yatırımlar, bir yatırımcının portföyünden dışlanmak yerine riski ve getirilerine göre değerlendirilir. Buna portföy perspektifi denir. Bu süreçte çeşitlendirilmiş bir portföy oluşturan portföy yöneticisi, tek bir varlığa yatırım yapmakla karşılaştırıldığında beklenen getiri düzeyi riskini azaltabilir (Baker ve Filbeck, 2013, s. 1).

Finans literatüründe portföy yönetimine ilişkin geliştirilen teoriler tarihsel açıdan değerlendirildiğinde ikiye ayrılmaktadır. 1900'lü yılların başlarından 1952 yılında Harry Markowitz'in modern portföy teorisini açıkladığı zamana kadar yatırımcılar portföylerini basit çeşitlendirmeye dayanan geleneksel portföy teorisine göre oluşturmuşlardır. Ancak geleneksel portföy teorisi, temelde portföye alınan menkul kıymetlerin çok sayıda olup olmadığıyla ilgilenirken; örneğin, 50 farklı menkul kıymetten meydana gelen bir portföyün, 10 farklı menkul kıymetten meydana gelen portföye göre daha iyi çeşitlendirilmiş olduğu kabul edilirken, menkul kıymetlerin getirileri arasındaki ilişki dikkate alınmamaktadır. Bunun gibi bazı eksik yanlarından dolayı yatırımcılar, 1952 yılından itibaren portföylerini istatistiksel temellere dayanarak geliştirilen modern portföy teorisinin varsayımlarını dikkate alarak oluşturmaktadır (Korkmaz vd., 2013, s. 71).

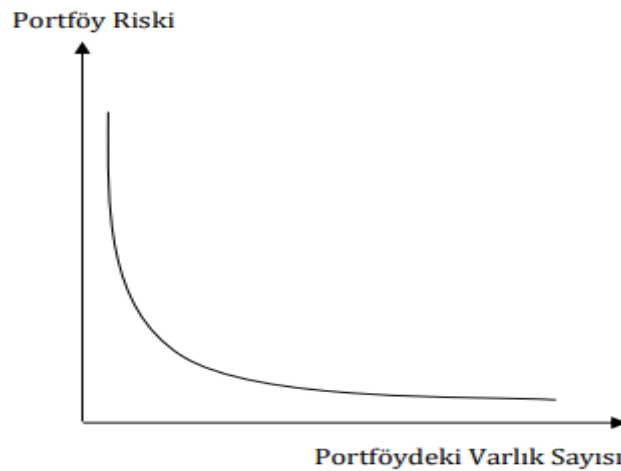
1.1. Geleneksel Portföy Teorisi

Geleneksel portföy teorisi, portföy yöneticilerinin kendi sezgi ve tecrübelerine dayanarak kararlar aldığı, bilimsel bir altyapısı olmamasına rağmen 1950'li yıllara kadar yaygın bir şekilde kullanılmış olan bir yöntemdir (Civan, 2010, s. 298). Bu teoriye göre optimum portföy, farklı menkul kıymetlerin bir araya

getirilmesiyle oluşturulmaktadır. Farklı sektörler içerisinde yer alan ve yüksek getirileri olduğuna inanılan varlıkların portföye dahil edilmesiyle portföy çeşitlendirilmekte ve uygulanan bu durumun portföy riskini azalttığı düşünülmektedir. Ancak, portföye dahil edilen bu varlıkların aralarındaki ilişkiler dikkate alınmamaktadır (Ceylan ve Korkmaz, 1998, s. 89).

Geleneksel portföy teorisine göre, portföy yönetimi bir sanat olup, bu sanatın kendine has kuralları mevcuttur. Teorik bir altyapısı olmamakla birlikte her bir portföy yöneticisi yetenek ve tecrübelerine dayanarak portföy araçlarını etkili bir şekilde kullanabilme özgürlüğüne sahiptir. Geleneksel portföy teorisi, yatırımcıların faydalarını maksimize etmeyi amaçlamaktadır. Geleneksel portföy teorisinde, portföyün getirisini portföyde yer alan menkul kıymetlerin kar payı dağıtım ve belirli bir dönem içerisindeki değer artışları oluşturmaktadır. Bu durum yatırımcıların, menkul kıymetlerin gelecekte alacağı değerleri tahmin etmesini gerektirmektedir. Ayrıca, portföyün çeşitlendirilmesi sonucunda oluşabilecek riskler de dikkate alınmalıdır. Ancak portföyde yer alan menkul kıymetlerin tamamının getirileri farklılık göstereceğinden, çeşitlendirilmiş portföy riskinin tek bir menkul kıymetten oluşan portföye göre daha düşük olacağı söylenebilir. Başka bir ifadeyle, geleneksel portföy teorisi, portföy riskinin azaltılması için portföyün çok sayıda menkul kıymetten oluşturulması gerektiğini savunmakta ve bu duruma da "bütün yumurtaları aynı sepete koymamak" denilmektedir (Koç, 2011, s. 37).

Şekil 1.1: Portföydeki Varlık Sayısı ve Portföyün Riski



Kaynak: Ramazan Aktaş, Mete M. Doğanay, Yunus Gökmen ve Kartal Somuncu, *Finansal Yönetim*, Beta Yayıncılık, İstanbul 2017.

Geleneksel portföy teorisi göre çeşitlendirme yapılırken aşağıdaki stratejiler izlenebilir (Taner ve Akkaya, 2016, s. 165):

- Farklı endüstrilerde yer alan şirketlerin hisse senetleri alınabilir.
- Çeşitli ürünleri olan şirketlerin hisse senetleri alınabilir.
- Farklı ülke ve bölgelerde faaliyet gösteren şirketlerin hisse senetleri alınabilir.
- Hisse senedi haricindeki farklı yatırım araçları portföye dahil edilebilir.

Geleneksel portföy teorisinde, portföyü oluştururken aşırı çeşitlendirmeye gitmenin avantajlarının yanında bazı dezavantajlarının da olduğunu belirtmek gerekmektedir. Bu dezavantajlar şunlardır (Korkmaz vd., 2013, s. 87):

- Satın alınması planlanan menkul kıymetlerin riskleri dikkate alınmaksızın, getirisi düşük menkul kıymetler de portföye dahil edilebilir.
- Çok sayıda menkul kıymetten oluşan portföyü yönetmek zordur.
- Portföyde yer alan menkul kıymet sayısı arttıkça, yapılacak analiz sayısı da artacağından, araştırma maliyetleri yükselecektir.
- Az miktarda ve sıklıkla satın alınan menkul kıymetler, çok miktarda ve seyrek satın alınan menkul kıymetlere göre daha fazla komisyon ödenmesine neden olmaktadır.

1.2. Modern Portföy Teorisi

1950’li yıllara kadar yatırımcılar, portföylerini oluştururken “basit çeşitlendirme” diye adlandırılan geleneksel teoriyi kullanarak menkul kıymetlerin kendi aralarındaki ilişkilerini dikkate almadan, portföye çok sayıda menkul kıymet dahil ederek riski azaltacaklarına inanmaktaydılar. Ancak bu yöntemle oluşturulan portföyler sadece yatırımcıların sezgi ve geçmiş tecrübelerine dayanmakta olup hiçbir bilimsel dayanağı olmamaktadır.

1952 yılında Harry Markowitz yayınlamış olduğu “Portfolio Selection” adlı makalesinde, sadece çeşitlendirme yaparak riskin düşürülemeyeceğini; bunun sebebinin portföyü meydana getiren menkul kıymet getirilerinin farklı yönde hareket edebileceklerini ileri sürerek modern portföy teorisinin temellerini atmıştır (Markowitz, 1952, s. 77).

Markowitz, yayınlamış olduđu makalesiyle geleneksel teoriye üç noktada katkıda bulunmuştur. Bunlardan ilki ve belki de en önemli olanı; portföy yönetiminde, parçaların toplamının bütüne eşit olmadığını ispatlamıştır. Bu durum, portföyün toplam riskinin portföyü meydana getiren menkul kıymetlerin risklerinden daha düşük olabileceğini göstermektedir. Markowitz'in ikinci katkısı, yatırımcıların bazı portföyleri benzer getiriye sahip olmakla birlikte yüksek risk taşımaları nedeniyle, bazılarını da benzer riske sahip olmakla birlikte düşük getirili olmaları nedeniyle tercih etmedikleridir. Markowitz, bazı portföylerin diğerleriyle kıyaslandığında daha üstün olarak görüldüğü bu duruma “üstünlük ilkesi” adını vermiştir. Markowitz'in üçüncü önemli katkısı da menkul kıymetlerin seçiminde etkin sınırın olduđu ve bu etkin sınırın da kuadratik programlamayla hesaplanabileceğidir (Korkmaz vd., 2013, s. 95).

Markowitz'e göre, portföy seçim süreci iki aşamaya ayrılmaktadır. İlk aşama, gözlem ve deneyimlerle başlayıp menkul kıymetlerin gelecekteki performansları hakkındaki kararlarla sonlanırken; ikinci aşama, menkul kıymetlerin gelecekteki performanslarıyla ilgili kararlarla başlayıp portföy seçimiyle sona ermekte olduğunu ifade etmiş ve çalışmanın ikinci aşamaya ilgilendiğini belirtmiştir (Markowitz, 1952, s. 77). Markowitz, yatırımcıların portföylerini oluştururken portföyün beklenen getirisi ve riskinin hesaplanması ve menkul kıymetlerden meydana gelen portföyün ortalama ve varyansına göre seçilmesi gerektiğini ifade etmiştir. Buna göre Markowitz, teorisini tahvil, hazine bonosu ve türevleri gibi sabit riskli menkul kıymetler arasından yüksek beklenen getiriye ve sabit beklenen getirili menkul kıymetler arasından da düşük riske sahip olanların seçilmesi gerektiğine dayandırmıştır (Elton ve Gruber, 1997, s. 1744).

Markowitz, yatırımcıların portföyelerine dahil edecekleri menkul kıymetleri seçerken sadece geçmişe bakarak karar vermemelerini ayrıca menkul kıymetlerin aralarındaki korelasyona da dikkat edilmesi gerektiğini belirterek, menkul kıymetlerinde diğer pek çok değişken gibi durağan olmadıklarını vurgulamıştır. Buna göre, ekonomi ya da siyasette görülebilecek farklı durumlara bağlı olarak ortaya çıkabilecek değişimlerin menkul kıymetlerin aralarındaki korelasyon seviyesinin yükselmesine neden olabileceğini ifade etmiştir. Markowitz, bu gibi durumlarla karşılaşılma ihtimalinden dolayı menkul kıymetleri, aralarındaki korelasyon seviyesine göre tercih ederek, farklı bileşimde çok sayıda portföy oluşturup, aralarında

en az riskli ve en çok getiriye sahip olan bileşimi verecek portföyün oluşturulmasını savunmuştur (Markowitz, 1959, s. 3-4).

Markowitz portföy teorisi bazı varsayımlara dayanmaktadır (Reilly ve Brown, 2011, s.183):

- Yatırımcılar, her yatırım alternatifinin elde tutulan süre boyunca sağlayacağı beklenen getirilerin olasılık dağılımına göre belirlendiğini düşünmektedirler.
- Yatırımcılar, beklenen faydalarını maksimize etmeyi amaçlarlar ve fayda eğrileri azalan marjinal fayda yasasına uygunluk gösterir.
- Yatırımcılar, portföyün riskini beklenen getirinin değişkenliğine göre tahmin etmektedir.
- Yatırımcılar, kararlarını sadece beklenen getiri ve riske göre vermektedirler. Bu nedenle fayda eğrileri, beklenen getirinin ve sadece getirilerin beklenen varyansının (veya standart sapmasının) bir fonksiyonudur.
- Yatırımcılar, belirli bir risk düzeyinde yüksek getirileri düşük getirilere tercih ederler. Benzer şekilde, belirli bir beklenen bir getiri düzeyinde yatırımcılar düşük riski daha yüksek riske tercih etmektedirler.

Bu varsayımlara göre, tek bir varlığın veya varlıklardan oluşan portföyün aynı (veya daha düşük) risk düzeyinde daha yüksek beklenen getiri sunmaması ya da aynı (veya daha yüksek) beklenen getiri düzeyinde daha düşük riske sahip olması durumunda, tek bir varlığın veya varlıklardan oluşan portföyün etkili olduğu kabul edilmektedir.

1.2.1. Portföyün Beklenen Getirisi

Bir portföyün beklenen getirisi, portföyü oluşturan tüm menkul kıymetlerin beklenen getirilerinin ağırlıklı ortalamasına eşittir. Bir menkul kıymetin portföy içindeki ağırlığı, portföydeki payıyla ölçülmektedir. Portföyde N tane menkul kıymetin olduğunu varsayarsak; portföyün beklenen getirisini şu şekilde ifade edebiliriz (Markowitz, 1952, s. 78):

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n w_i E(R_i) \quad (1.1)$$

Burada,

$E(R_p)$: Portföyün beklenen getirisi

w_i : i varlığının portföydeki ağırlığı

$E(R_i)$: i varlığının beklenen getirisi

1.2.2. Portföyün Riski

Bir portföyün riski, portföyün gerçekleşen getirisinin beklenen getirisinden muhtemel sapması olup, standart sapmayla hesaplanmaktadır (Sharpe vd., 1998, s.151). Markowitz portföyün riskini, portföyü oluşturan tüm menkul kıymet getirilerinin kovaryansı ile hesaplamaktadır. Buna göre portföy riskinin hesaplanmasında; portföydeki menkul kıymetlerin toplam riskinin değil, getiri oranlarının birlikte hareketini gösteren kovaryans önemli olmaktadır (Markowitz, 1952: 80-81).

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j Cov(i, j)} \quad (1.2)$$

Burada,

σ_p : Portföyün riski

w_i : i. varlığın portföydeki ağırlığı

w_j : j. varlığın portföydeki ağırlığı

$Cov(i, j)$: i ve j varlıklarının getirileri arasındaki kovaryansı göstermektedir.

İki menkul kıymetten oluşan portföyün beklenen getirisi ve riskini şu şekilde gösterebiliriz:

$$E_p = \sum_{i=1}^2 w_i E(r_i) = w_1 E(r_1) + w_2 E(r_2) \quad (1.3)$$

E_p : Portföyün beklenen getirisi

w_i : Hisse senetlerinin portföydeki ağırlıkları

$E(r_i)$: Hisse senetlerinin bireysel beklenen getirileri

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^2 w_i^2 \sigma_i^2} = \sqrt{w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + 2w_1 w_2 \text{Cov}(1,2)} \quad (1.4)$$

σ_p : Portföyün riski

σ_i : Hisse senetlerinin bireysel riskleri

$\text{Cov}(1,2)$: Hisse senetlerinin aralarındaki kovaryansı göstermektedir.

N adet menkul kıymetten oluşan portföyün beklenen getirisi ve riskini ise şu şekilde gösterilir:

$$E_p = \sum_{i=1}^n w_i E(r_i) \quad (1.5)$$

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \text{Cov}(i,j)} \quad (1.6)$$

1.2.3. Markowitz Ortalama Varyans Modeli

Markowitz tarafından geliştirilen portföy seçiminin ortalama varyans optimizasyon modeli, finans alanında en iyi bilinen modellerden biridir. Modelin temelini, önceden belirlenen bir beklenen getiri seviyesinde riski en aza indiren bir varlık portföy bileşimi oluşturmaktadır. Dolayısıyla Markowitz'in modeli, hedeflenen beklenen getiri seviyesine ulaştıran ve minimum riske sahip portföyü bulmayı amaçlamaktadır (Crama ve Schyns, 2003, s. 547).

Ortalama varyans modelinde, öncelikli olarak aralarında tercih yapılacak olan finansal varlıkların beklenen getirileri ve bu getirilerin riskleri hesaplanmalıdır. Daha sonra hesaplanan beklenen getiri ve risk değerlerine göre hangi varlıkların portföye dahil edileceği kararı verilerek, yatırım tutarlarının ağırlıkları hesaplanarak portföy optimizasyonu tamamlanır. Burada, portföye dahil edilecek varlıkların getirileri arasındaki ilişki, yani kovaryans değerleri optimizasyonun temelini oluşturmaktadır. Kovaryans değerleri, varlıkların piyasada ortaya çıkabilecek beklenmedik bir değişikliğe hangi yönde cevap vereceğini göstermektedir. Bundan dolayı, olabildiğince aralarında ters yönlü kovaryans olan varlıklar seçilerek, portföyde yer

alan varlıkların ortaya çıkabilecek beklenmedik değişikliklere farklı yönde tepki vermeleri sağlanmalıdır. Eğer portföyde yer alan varlıkların getirileri arasında aynı yönlü bir ilişki söz konusuysa, portföyün riski de yüksek olacaktır. Çünkü portföyde yer alan varlıkların aynı yönde hareket etmesi; kazanç olması durumunda, varlıkların tümünde aynı anda kazanç oluşmasını sağlarken, kayıp olması durumunda, varlıkların tümünün aynı anda kayıp olmasına neden olacaktır. Bu durumda çeşitlendirme yaparak riski azaltmak mümkün olabilmekle birlikte, riskin tamamen ortadan kaldırılması olanaksızdır (Markowitz, 1959, s. 5).

Markowitz, yatırımcının amacının önceden belirlenmiş bir beklenen getiri seviyesinde riski en aza indiren bir portföy tasarlamak olduğunu varsaymaktadır. Modelde amaç fonksiyonu, minimize edilecek portföy varyansı olup, amaç fonksiyonunu çözmek içinde üç farklı kısıtlayıcı kullanılmaktadır. Buna göre model şu şekilde gösterilir (Crama ve Schyns, 2003, s. 548):

Amaç Fonksiyonu:

$$Min. \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \sigma_{ij} \quad (1.7)$$

Burada,

N : Mevcut varlık sayısını

σ_{ij} : i ve j varlıkları arasındaki kovaryansı

x_i : Karar değişkenleri

x_j : Karar değişkenlerini göstermektedir.

Amaç fonksiyonu şu şekilde de yazılabilir:

$$Min. \sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N x_i x_j \sigma_{ij} \quad (1.8)$$

Üstteki ifadenin ilk kısmı varlıkların varyanslarını, ikinci kısmı ise varlıklar arasındaki ilişkinin ölçüsü olan kovaryansları göstermektedir. Böylece amaç fonksiyonunda, portföyün riski minimize edilirken, varlıkların içsel riski ve birlikte hareket edip etmedikleri de dikkate alınarak çeşitlendirmeye gidilmektedir.

Markowitz modelinde, portföy getirisinin beklenen getiriyi sağlaması, portföydeki varlıkların ağırlık toplamlarının 1 olması ve varlık ağırlıklarının 0'a eşit veya büyük olması olmak üzere üç kısıtlayıcı vardır. Bu kısıtlayıcılar matematiksel olarak şu şekilde gösterilir (Markowitz, 1956, s. 125):

Kısıtlayıcılar:

$$\sum_{i=1}^N x_i \mu_i \geq R \quad (1.9)$$

$$\sum_{i=1}^N x_i = 1 \quad (1.10)$$

$$0 \leq x_i \leq 1, i = 1, \dots, N$$

Burada,

R : Hedeflenen beklenen getiri düzeyini

x_i : i varlığının portföydeki ağırlığını

μ_i : i varlığının beklenen getirisini göstermektedir.

1.2.4. Ortalama Varyans Ölçütü

Ortalama varyans modeli kullanılarak yapılan yatırım analizlerinde beklenen getiri ve varyans değişkenleri alternatif portföyler arasında seçim yapmak için kullanılmaktadır. Yatırımın karlılığını ölçmek için beklenen getiri, riski için ise varyans hesaplanmaktadır (Korkmaz vd., 2013, s. 100):

$$E(R_X) \geq E(R_Y) \quad (1.11)$$

$$\sigma_X^2 \leq \sigma_Y^2 \quad (1.12)$$

X ve Y iki farklı portföy olmak üzere, X portföyünün Y portföyüne tercih edilmesi için, 1.11 ve 1.12 numaralı eşitsizliklerden ikisinin de sağlanması ve bu eşitsizliklerden en az birinin mutlak eşitsizlik olması (yani eşitlik olmaması) gerekmektedir (Bodie, Kane ve Marcus, 2011, s. 192).

1.2.5. Etkin Sınır ve Optimal Portföy Seçimi

Markowitz ortalama varyans modeline göre, bir yatırımcı yapmayı planladığı yatırımdan beklediği getiri için, portföyüne dahil ettiği menkul kıymetlerin varyans ve kovaryans değerlerini tahmin etmelidir. Yatırımcı beklenen getirisinin yüksek, riskinin yani varyansın ise düşük olmasını istemektedir. Bu kombinasyonu sağlamak için getiri ve risk yapıları farklı portföyler arasından etkin olanları seçmesi gerekmektedir (Münyas, 2018, s. 361).

Alternatif portföy seçenekleri arasından etkin portföy seçilirken, portföyün getirisi feda edilmeden portföy riskini azaltmak için aralarında negatif ilişki olan menkul kıymetler bir portföyde toplanmalıdır. Markowitz çeşitlendirmesi adı verilen bu yöntemde, portföye dahil edilen menkul kıymetlerin aralarındaki korelasyona dikkat edilmektedir. Menkul kıymetler arasında korelasyon azaldıkça, risk de azalacak; eğer menkul kıymetler arasındaki korelasyon katsayısı -1 ise, portföyün riski sifıra inecektir (Korkmaz vd., 2013, s. 101).

Menkul kıymetler arasındaki ilişkiyi gösteren korelasyon katsayısı -1 ile +1 arasında değerler almaktadır. İki menkul kıymet arasında tam ve aynı yönlü bir ilişki varsa +1, tam ve ters yönlü bir ilişki varsa -1 değerini alır. Menkul kıymetler arasındaki korelasyon katsayısı şu şekilde hesaplanabilir (Berk, 2015, s. 351):

$$Cor_{xy} = \frac{Cov(x,y)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (1.13)$$

1.2.5.1. Pozitif Tam Korelasyon (+1) Olması Durumu

Portföyde yer alan menkul kıymetlerin getirileri arasındaki korelasyonun tam olması, korelasyon katsayısının maksimum değer alması demektir. Bu durum portföydeki menkul kıymetlere ait getirilerin birbirleriyle tam ilişki içinde olduklarını gösterirken; portföyün standart sapması, portföydeki menkul kıymetlerin ağırlıklı standart sapmalarının toplamına eşit olacaktır. Bu koşullarda seçilen bir portföyün varyansı (riski) da maksimum olacaktır (Münyas, 2018, s. 362).

1.2.5.2. Negatif Tam Korelasyon (-1) Olması Durumu

Korelasyon katsayısının -1 olması durumunda, menkul kıymet getirileri arasında tamamen negatif yönde bir ilişki söz konusu olacaktır. Diğer bir ifadeyle, portföyde yer alan bir menkul kıymetlerden bir tanesi belirli bir oranda artış gösterdiğinde, diğer menkul kıymet aynı oranda azalış gösterecektir. Bu durumda, iki menkul kıymet birbirini güvence altına almış olacak ve portföy riski, belirli bir menkul kıymet bileşiminde sıfır olacaktır (Perold, 2004, s. 7).

1.2.5.3. Sıfır Korelasyon Olması Durumu

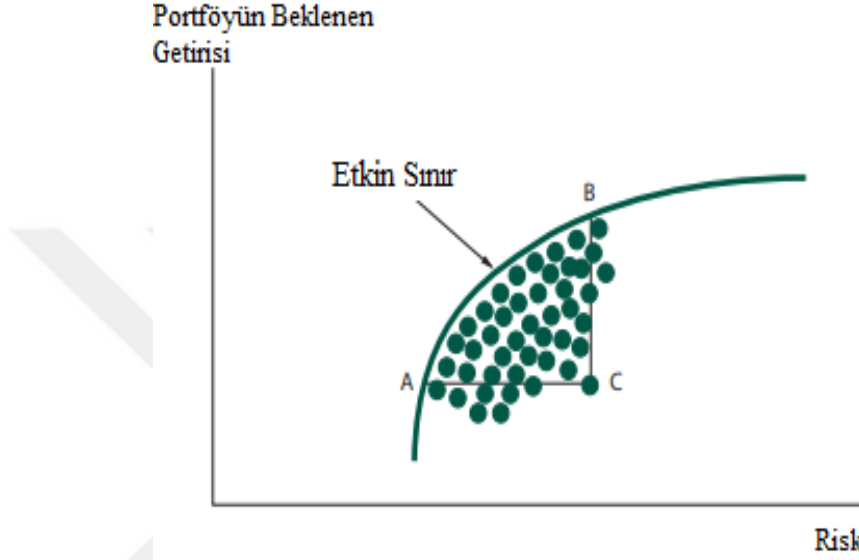
Korelasyon katsayısının sıfır olması, portföyde yer alan menkul kıymetlerin getirileri arasında ilişki olmadığını göstermektedir. Bu durumda bir menkul kıymetin getirisini bilmek, diğerinin getirisini tahmin etmenize yardımcı olmayacaktır. Bununla birlikte, portföyde yer alan menkul kıymetlerin getirileri arasında herhangi bir ilişki bulunmuyorsa, çeşitlendirme yoluyla risk azaltılabilir (Perold, 2004, s. 7).

1.2.5.4. Etkin Sınır

Çok sayıda menkul kıymetten oluşan bir portföyde yatırımcı menkul kıymetlere farklı ağırlıklar vererek sonsuz sayıda portföy kombinasyonu oluşturabilir. Tüm bu olası kombinasyonların en iyisini içeren zarf eğrisi etkin sınır olarak adlandırılır. Etkin sınır, her bir risk düzeyi için maksimum getiri oranını veya her getiri düzeyi için minimum riske sahip portföy grubunu temsil etmektedir. Etkin sınırdaki yer alan her portföy, aynı risk düzeyinde daha yüksek bir getiri oranına veya sınırın altındaki bazı portföylere göre aynı getiri düzeyinde daha düşük risk oranına sahiptir. Örneğin, Şekil 1.2.'de A portföyünün C portföyüne göre üstün olduğu görülmektedir. Bunun nedeni, A portföyü C portföyüyle aynı getiri düzeyine sahip olmakla birlikte önemli ölçüde daha düşük risk taşımaktadır. Benzer şekilde, B portföyü de C portföyüne göre üstün görülmektedir. Çünkü aynı risk düzeyinde olmakla birlikte daha yüksek beklenen getiri oranına sahiptir. Riskli bir şekilde ilişkilendirilen varlıklar arasındaki çeşitlendirmenin yararları nedeniyle, etkin sınırın bireysel menkul kıymetler yerine yatırım portföylerinden oluşturulması beklenir. En yüksek getirisi ve en düşük riski olan varlıkların temsil edildiği noktalarda iki olası istisna ortaya çıkmaktadır. Bu istisnalardan ilki, yatırımcının faydasının maksimuma ulaştığı etkin

sınır boyunca riske karşı tutumunu yansıtan bir noktayı hedeflemelidir. İkincisi de etkin sınırdaki hiçbir portföy, etkin sınırdaki başka hiçbir portföyden üstün olamaz (Reilly ve Brown, 2011, s.198-199).

Şekil 1.2: Alternatif Portföyler ve Etkin Sınır Eğrisi



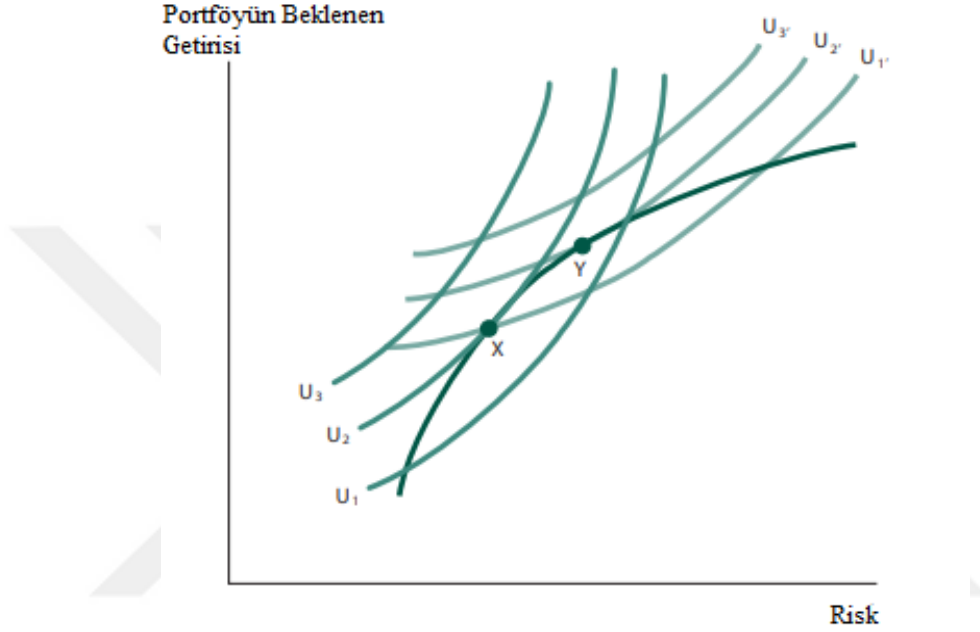
Kaynak: Frank K. Reilly ve Keith C. Brown, *Investment Analysis and Portfolio Management*, Cengage Learning, Boston 2011.

1.2.5.5. Optimal Portföy Seçimi

Bir yatırımcının farksızlık eğrilerini, beklenen getiri ile risk arasında yapmak istediği takas belirlemektedir. Farksızlık eğrileri, etkin sınırdaki hangi portföyün bireysel bir yatırımcıya en uygun olduğunu belirler. İki yatırımcı aynı portföyü etkin setten sadece farksızlık eğrileri aynı olduğunda seçecektir. Şekil 1.3, etkin bir yatırım sınırının yanı sıra iki farksızlık eğrisi setini göstermektedir. U_1 , U_2 ve U_3 farksızlık eğrileri riskten kaçan bir yatırımcı için çok risklidir. Bu farksızlık eğrileri oldukça diktir ve bu da yatırımcının ek getiri elde etmek için fazladan bir riski kabul edemeyeceğini göstermektedir. U'_1 , U'_2 , U'_3 farksızlık eğrileri, daha az riskten kaçan bir yatırımcıyı tanımlamaktadır. Böyle bir yatırımcı daha yüksek beklenen getiri elde etmek için biraz daha fazla riski kabul etmeye isteklidir. Optimal portföy, bir yatırımcı için en yüksek faydayı sağlayan etkin portföydür ve etkin sınır ile mümkün olan en yüksek faydaya sahip U_1 farksızlık eğrisi ile teğet olan noktadır. Riski sevmeyen bir yatırımcının en yüksek faydası, U_2 farksızlık eğrisinin etkin sınırla kesiştiği X

noktasıdır. Riskten daha az kaçınan bir yatırımcının en yüksek faydası ise; U'_2 farksızlık eğrisinin etkin sınırla kesiştiği Y noktası olup, bu noktada portföyün beklenen getirisi ve riski daha yüksektir (Reilly ve Brown, 2011, s.200).

Şekil 1.3: Optimal Portföy Seçimi



Kaynak: Frank K. Reilly ve Keith C. Brown, *Investment Analysis and Portfolio Management*, Cengage Learning, Boston 2011.

1.3. Etkin Piyasalar Hipotezi

Ulusal kalkınma için kaynak seferberliği, uzun yıllardır kalkınma ekonomistlerinin ana ilgi odağı olmuştur. Bu nedenle literatürde ekonomik büyüme ile ilgili yapılan çalışmalarda yatırım ve tasarruflara büyük önem verilmiştir. Ekonominin büyümesi ve sürdürülebilir kalkınmanın sağlanabilmesi için kaynakları etkin bir şekilde harekete geçirmek ve bu kaynakların işletmelere yatırım yapmalarını teşvik edecek şekilde tahsis etmek gerekmektedir. Finansal sistemin sorunsuz işleyişi, ekonomik büyümeyi kolaylaştırırken; maliyetler ve riskleri azaltıp, istihdam ve üretimi artıracaktır. Ekonomiler geliştikçe daha fazla kaynağa ihtiyaç duyulacak ve etkin sermaye piyasaları sayesinde tasarruflar güvenli bir şekilde işletmelere tahsis edilecektir. Bu nedenlerden dolayı piyasaların etkinliği hem yatırımcılar hem de düzenleyici kurumlar için önem taşımaktadır (Manasseh vd., 2016, s. 1474).

Sermaye piyasalarının etkinliđi hakkındaki arařtırmalar, 1950'lerin bařında, Kendall ve Hill (1953)'in hisse senetleri ve temel madde fiyatlarının rassal dalgalanma eđiliminde olduđunu keřfederek bařlamıřtır. Daha sonra 1960'larda Samuelson (1965) ve Mandelbrot (1966) yaptıkları alıřmalarda, etkin bir piyasa iin u temel faktör olduđunu keřfetmiřlerdir. Bunlar: (1) Yatırımcılar rasyonel bir řekilde hareket eder, bu da hisse senetlerinin rasyonel bir řekilde deđerlenmesine yol aar. (2) Bir yatırımcı risk alarak hareket etse de yapmıř olduđu iřlemlerin piyasa fiyatları üzerinde bir etkisi olmayacaktır. (3) Riskli hareket eden bir yatırımcının potansiyel etkisi rasyonel yatırımcılar tarafından elimine edilecektir (Lawrence, McCabe ve Prakash, 2007, s.161).

Finansal piyasaların etkinliđi ile ilgili yapılan alıřmalar Eugene Fama'nın 1970 yılında yayınladıđı "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works" adlı alıřmayla bařka bir boyut kazanmıřtır. Fama (1970) yılında yayınladıđı alıřmasında, sermaye piyasasının temel rolünün ekonomideki sermaye stokunun yatırımcılara tahsis edilmesini sađlamak olduđunu belirtmiřtir. Buna göre ideal bir piyasa, fiyatların kaynak tahsisi iin dođru sinyaller veren bir piyasadır. Yani, menkul kıymet fiyatlarının herhangi bir zamanda mevcut tüm bilgileri tamamen yansıttıđı varsayımı altında firmaların üretim-yatırım kararları alabileceđi ve yatırımcıların, řirketlerin faaliyetlerini temsil eden menkul kıymetler arasından seçim yapabilmesidir. Buna göre fiyatların her zaman mevcut bilgileri "tamamen yansıttıđı" bir piyasayı "etkin piyasa" olarak adlandırmıřtır (Fama, 1970, s.383).

Etkin piyasanın, menkul kıymet fiyatlarının mevcut bilgileri tamamen yansıttıđı piyasa olarak ifade edilmesi iki aıdan büyük önem tařımaktadır. Bunlardan ilki, toplumsal düzeyde piyasa kaynaklarının dađıtılmasında mevcut tüm bilgilerin kullanıldıđı anlamına gelmektedir. Bu durum, sermayenin piyasa ekonomisinde toplumun deđerlerinin bir yansıması olarak en karlı yatırımlara akmasına neden olacaktır. İkinci önemli durum ise, etkinlik kořulları altında hibir yatırımcı, mevcut olan bilgileri kullanarak, deđer biilmemiř (veya ok deđerli) menkul kıymetleri sistematik olarak tespit edemeyecek ve bundan dolayı da normalin üstünde bir getiri elde edemeyecektir (Saari, 1977, s. 1035).

Etkin piyasa hipotezinin yatırımcılar ve firmalar üzerinde bazı etkileri vardır. Bunlar (Ross vd., 2012, s. 438):

- Bilgi hemen fiyatlara yansdığından, yatırımcılar sadece normal getiri elde etmeyi beklemelidir. Yeni gelen bilgi hemen piyasaya ulaşacağından yatırımcının normal üstü getiri elde etmesi mümkün değildir; çünkü fiyatlar yeni bilginin gelmesiyle yatırımcı işlem yapmadan ayarlanacaktır.
- Firmalar sattıkları menkul kıymetlerin adil değer almasını beklemelidir. Adil değer, menkul kıymet ihraç etmekten elde ettikleri bedelin bugünkü değer olduğu anlamına gelmektedir. Bu nedenle, riskli yatırımcılardan kaynaklanan finansman fırsatları etkin sermaye piyasalarında mevcut değildir.

Etkin piyasa hipotezi, piyasanın işleyişi ve yatırımcıların davranışlarıyla ilgili bazı varsayımlara sahiptir. Piyasa etkinliğinin gerçekleşebilmesi için bu varsayımların geçerli olması gerekmektedir. Söz konusu varsayımlar şunlardır (Redhead, 2008, s. 483-484):

- Yatırımcılar rasyoneldir. Bu tüm yatırımcıların rasyonel olmasını gerektirmez. Ancak rasyonel yatırımcıların sayısı rasyonel olmayanlara göre çok daha fazladır.
- Menkul kıymetlerle ilgili gelen her yeni bilgi anında menkul kıymet fiyatlarına yansımaktadır. Ayrıca piyasadaki tüm yatırımcılar, menkul kıymetlerle ilgili her türlü bilgiye herhangi bir maliyete katlanmaksızın kolaylıkla erişebilmektedir.
- Rasyonel yatırımcıların piyasaların etkin olduğuna inanmadıklarıdır. Bu bir paradokstur. Piyasa etkinliğinin varlığı, rasyonel yatırımcıların var olduğunu fark etmemelerine bağlıdır. Eğer rasyonel yatırımcılar piyasaların etkin olduğuna inanıyorlarsa yatırım analizi yapmazlar ve dolayısıyla da yatırım yapmayacaklardır. Çünkü yatırım analizi, rasyonel yatırımcılar tarafından hisse senetlerinin yanlış fiyatlandırılacağı inancına dayanarak yapılmakta; böylelikle doğru fiyatı tahmin ederek ve buna göre alış veya satış yaparak kâr elde etmek amaçlanmaktadır.
- Komisyon, alım-satım, damga vergisi gibi masraflardan kaynaklanan işlem maliyetleri önemszenmeyecek kadar düşüktür.

Etkin piyasalar hipotezine göre bir piyasanın etkin olup olmadığını öğrenmek için test edilmesi gerekmektedir. Buna göre etkin bir piyasada fiyatların oluşum sürecinin açıklanması amacıyla Fama (1970) “Fair Game” modelini geliştirmiştir (Fama, 1970, s. 384). Ayrıca ampirik çalışmalarda fiyatların oluşum sürecinin açıklanması amacıyla “Fair Game” modelinin özel durumlarını gösteren “Submartingale ve Random Walk (Rassal Yürüyüş)” modelleri de uygulanmaktadır.

1.3.1. Beklenen Getiri veya (Fair Game) Modeli

Mevcut bilgilerin tamamen yansıtıldığını tanımlayan etkin bir piyasada fiyatlar ampirik olarak rahatlıkla test edilebilir. Ancak modeli test edilebilir hale getirmek için, fiyat oluşturma süreci ayrıntılı bir şekilde açıklanmalı; “tamamen yansıtılmak” ifadesiyle neyin kast edildiği açıkça belirtilmelidir. Yapılan çalışmaların çoğu, piyasa denge koşullarının sadece beklenen getiriye göre belirlendiği varsayımına dayanmakta olup “fair game” ya da beklenen getiri modelleri şu şekilde gösterilmektedir (Fama, 1970, s. 384):

$$E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)]p_{jt} \quad (1.14)$$

Burada; j menkul kıymeti ve t zamanı ifade etmektedir. Buna göre;

$E(\tilde{p}_{j,t+1})$: Beklenen getiriyi,

$\tilde{p}_{j,t}$: j menkul kıymetinin t zamandaki fiyatını,

$\tilde{p}_{j,t+1}$: j menkul kıymetinin $t+1$ zamanındaki fiyatını,

$\tilde{r}_{j,t+1}$: j menkul kıymetinin bir dönemlik yüzde getirisini $(\tilde{p}_{j,t+1} - \tilde{p}_{j,t})/\tilde{p}_{j,t}$

Φ_t : t zamanda menkul kıymet fiyatına tamamen yansıtıldığı kabul edilen bilgi setinin sembolü,

$\tilde{p}_{j,t+1}$ ve $\tilde{r}_{j,t+1}$ rassal değişkenlerdir.

“Fair game” modellerinde beklenen getiri teorilerinden hangileri uygulanırsa uygulansın, denge fiyatının oluşumunda Φ_t bilgi setinden tamamen faydalanıldığı varsayılmakta; yani Φ_t bilgi setinde yer alan tüm bilgiler, $\tilde{p}_{j,t}$ fiyatına tamamen yansımıştır (Fama, 1970, s. 384).

1.3.2. Submartingale Modeli

“Fair game” modelinin özel bir durumudur. 1.14 nolu formülde yer alan tüm t ve Φ_t ’ler için şu ifade kabul edilebilir (Fama, 1970, s. 386):

$$E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) \geq p_{jt} \text{ veya } E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) \geq 0 \quad (1.15)$$

Burada;

p_{jt} : j menkul kıymetine ilişkin fiyat dizisini, Φ_t bilgi dizisiyle ilgili olarak bir submartingale modeli izlemektedir. Yani, Φ_t bilgi dizisine dayanarak belirlenen gelecek dönemin fiyatının beklenen değeri, cari fiyata eşit veya büyük olacaktır. Diğer bir ifadeyle submartingale modeli, Φ_t bilgi dizisini yansıtacak $t+1$ zamanındaki fiyatın ($\tilde{p}_{j,t+1}$) cari fiyat (p_{jt})’den daha büyük ya da (p_{jt})’ye eşit olacağını ifade etmektedir. Buna göre model, sıradan bir yatırımcının “satın al elde tut” stratejisinin, genel olarak çeşitli işlem stratejileri tarafından yenilenemeyeceğini ifade eder.

Modele göre, bir menkul kıymete sahip olan yatırımcı açık pozisyonda ise menkul kıymeti ya nakit olarak tutmalı ya da satmalıdır. Φ_t bilgi dizisine dayalı beklenen getirilerin olumsuz olmadığı varsayımı altında yapılan alım-satımların, gelecek dönem boyunca daima “satın al elde tut” politikasından daha fazla beklenen getiri elde edilemeyeceğini göstermektedir (Fama, 1970, s. 386).

1.3.3. Rassal Yürüyüş (Random Walk) Modeli

Etkin piyasalar modelinin ilk uygulamalarında, bir menkul kıymetin cari fiyatının mevcut bilgiyi "tamamen yansıttığı" şeklindeki ifade de ardışık fiyat değişikliklerinin (veya daha genel olarak ardışık bir dönemlik getirilerin) bağımsız olduğu; ayrıca, ardışık fiyat değişiklikleri ya da getirilerin de aynı dağılımı gösterdiği varsayılmıştır. Bu iki hipotez birlikte “Random Walk” modelini oluşturur. Random walk modeli şu şekilde gösterilebilir (Fama, 1970, s. 386):

$$f(r_{j,t+1}|\Phi_t) = f(r_{j,t+1}) \quad (1.16)$$

Modelde, bağımsız rassal değişken ($r_{j,t+1}$)’in koşullu ve marjinal olasılık dağılımları aynıdır. Ayrıca, yoğunluk fonksiyonu f , tüm t ’ler için aynı olmalıdır. J

menkul kıymetinin beklenen getirisinin zaman içinde sabit olduğu varsayılırsa, 1.16'daki eşitliğin limiti alınırsa aşağıdaki formül elde edilir (Fama, 1970, s. 387):

$$E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) = E(\tilde{r}_{j,t+1}) \quad (1.17)$$

Bu ifade, $r_{j,t+1}$ 'nin dağılım ortalamasının Φ_t 'den bağımsız olduğunu söylemektedir. Oysa "Random Walk" modelinde ise, tüm dağılımın Φ_t 'den bağımsız olduğu ifade edilmektedir. Buradan da "Random Walk" modeli "Fair Game" modelinin devamını oluşturduğu görülmektedir (Fama, 1970, s. 387).

1.3.4. Piyasa Etkinlik Türleri

Fama (1970) piyasanın etkinliğine yönelik zayıf formda, yarı güçlü formda ve güçlü formda olmak üzere üç farklı etkinlik formunun olduğunu belirtmiş ve piyasa etkinliği ile ilgili sınıflandırma yaparken bilgiyi ön planda tutmuştur (Çevik ve Erdoğan, 2009, s. 28).

1.3.4.1. Zayıf Formda Etkinlik

Zayıf formda etkin piyasalarda, yatırımcıların geçmiş fiyat bilgisini kullanarak ortalamanın üzerinde getiri elde edemeyeceği varsayılmaktadır. Teoriye göre, cari hisse senedi fiyatları geçmiş hisse senedi fiyatlarındaki değişikliklerle ilgili tüm bilgileri yansıtır. Bu bilgiler önceki fiyatlar, işlem hacmi vb. verileri içermektedir. Bu nedenle piyasada ortalamanın üzerinde getiri elde etmek imkansız hale gelir (Degutis ve Novickyte, 2014, s. 8; Titan, 2015, s. 443).

Zayıf formda etkin olan piyasada fiyatlar rassal yürüyüş özelliği göstermekte; yani fiyat değişimleri birbirlerinden bağımsız olarak gerçekleşmektedir (Fama, 1970, s. 388). Bu nedenle, eğer piyasa zayıf formda etkinse gerek teknik gerekse de zaman serileriyle yapılan analizlerin hiçbir faydası yoktur, çünkü fiyatlar rassal yürüyüş özelliği gösterdiğinden teknik analizler dahil hiçbir yöntem uzun dönemde fayda sağlamamaktadır (Maymin, 2011:2). Sonuç olarak, yatırım kararlarını verirken fiyat çizelgeleri ve hacim verilerini kullananlar, zayıf formda etkin bir piyasada tutarlı bir şekilde pozitif anormal getiri elde edemezler (Hodnett ve Hsieh, 2012, s. 850).

Piyasa etkinliğinin zayıf formda olması durumunda bugünün fiyatlarının geçmiş fiyatlarda yer alan tüm bilgileri yansıttığı ve bu durumdan dolayı da

yatırımcıların piyasada ortalamanın üzerinde bir getiri edemeyeceği varsayılmaktadır. Ancak bu etkinlik formu, piyasaya gelen yeni bilgilerin yatırımcılara eş zamanlı olarak ulaşmaması, halka açıklanmamış bazı bilgilerin önceden yatırımcıların bazıları tarafından bilinmesi gibi ek bilgiye sahip olan bir yatırımcı için aktif yatırım olanaklarının varlığına izin verir ve böylece piyasadaki daha yüksek bir getiri elde etmesini sağlayacaktır (Amenc ve Sourd, 2003, s. 12).

1.3.4.2. Yarı Güçlü Formda Etkinlik

Yarı güçlü formda etkin piyasalarda hisse senedi fiyatları, kamuya açık tüm bilgileri tamamen yansıttığı varsayılmakta ve piyasanın bilgiye ulaşma konusundaki tepkisinin hızı ve doğruluğu ile ilgilenilmektedir (Phiri, 2015, s. 370; Alekneviciene vd., 2018, s. 496). Dolayısıyla yatırımcılar, yayınlanmış bilgileri kullanarak piyasa ortalamasının üzerinde kar elde edemeyecekler; çünkü hisse senetleri ile ilgili bilgiler kamuya açıklandığında, hisse senedi fiyatları derhal bu bilgileri yansıtacaktır (Mallikarjunappa ve Dsouza, 2013, s. 60; Fama, 1970, s. 404).

Bilgi etkinliği olarak da bilinen yarı güçlü piyasa etkinliği formunda, şirketlerin bilançoları, yıllık satış hacimleri, karlılık durumları, finansal yapıları, hisse senetlerinin bölünmeleri vb. gibi bilgilerin kamuya açıklanmasıyla birlikte yatırımcılar, hisse senetlerinin gerçek değerini belirleyeceklerinden, bu etkinlik formunda temel analiz yapılarak ortalamanın üzerinde getiri sağlanamayacaktır (Ayodele ve Maxwell, 2017, s. 140).

Yarı güçlü formda etkin piyasalarda hisse senedi fiyatları, kamuya açıklanmış olan tüm bilgileri tamamen yansıttığı gibi aynı zamanda geçmiş fiyatlara ilişkin tüm bilgileri de yansıtmaktadır. Bu bağlamda, yarı güçlü formda piyasa etkinliği aynı zamanda zayıf formda piyasa etkinliğini de kapsamaktadır (Atan vd., 2009, s. 35; Hawaldar vd., 2017, s. 376). Yarı güçlü formda etkin bir piyasada yatırımcılar, ancak şirket içinden aldıkları ve kamuya açıklanmamış olan ek bilgilerden faydalanarak piyasada ortalamanın üzerinde bir getiri elde edebilirler (Bildik, 2000, s. 7).

1.3.4.3. Güçlü Formda Etkinlik

Güçlü formda etkin bir piyasada, halka açık olmayan şirket içindeki tüm bilgilerin de hisse senedi fiyatlarına yansıdığı varsayılmaktadır. Ayrıca bu formdaki

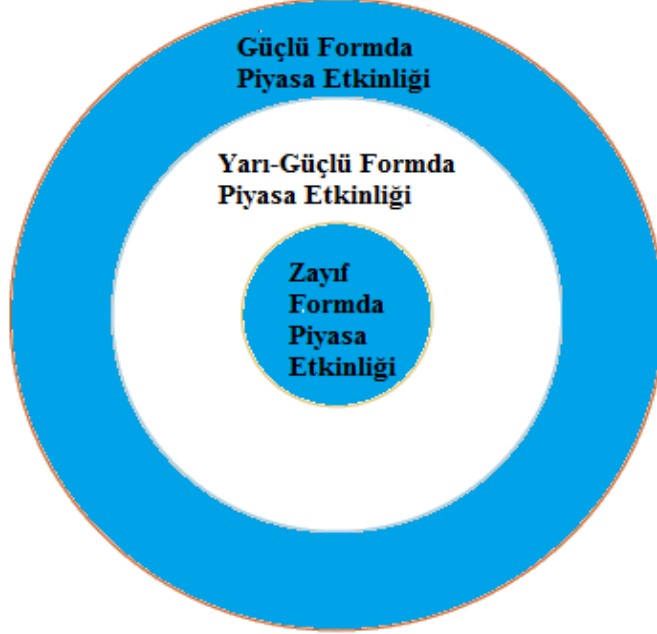
piyasa aynı zamanda zayıf formda etkin ve yarı güçlü formda etkin piyasaların da tüm özelliklerini (hisse senetlerinin geçmiş fiyatlarına ilişkin tüm bilgiler ve kamuya açıklanmış olan bilgiler) kapsadığından, hisse senetleri hakkındaki tüm bilgiler tüm yatırımcılar tarafından aynı anda ve hızda elde edilmektedir (Khan ve Ikram, 2010, s. 374; Zeren vd., 2013, s. 143).

Güçlü formda etkin piyasada tam bilgi mevcut olduğundan hiçbir yatırımcı başka bir yatırımcıdan fazla bir bilgiye sahip olamayacak, dolayısıyla piyasada hisse senedi fiyatlarının değişimine ilişkin soru işaretleri ortadan kalkacaktır (Altunöz, 2016, S. 1620). Bu bağlamda ne geçmiş fiyatlara ilişkin bilgileri kullanarak yapılan teknik analizler ne de kamuya açıklanmamış olan bilgileri kullanarak yapılan temel analizlerin piyasada ortalamanın üstünde bir getiri sağlaması imkanı olmayacaktır (Potocki ve Swist, 2012, s. 160; Hepsağ ve Akçalı, 2015, s. 75).

Sonuç olarak, etkin piyasa hipotezinin en gelişmiş formu olan güçlü formda etkin piyasada, fiyatların, menkul kıymetler piyasasının fiyatlandırma etkinliğinden ziyade bilgi piyasasının ifşa etme etkinliğiyle daha fazla ilgilenildiği görülmekte ve böylece hem kamu hem de özel bilgileri yansıtması beklenmektedir. Bu nedenle, güçlü formdaki etkin piyasada şu durumlar geçerlidir (Sheefeni, 2015, s. 477):

- Hisse fiyatları tüm bilgileri yansıtır ve hiç kimse ortalamanın üzerinde getiri elde edemez.
- Güçlü formda etkinliğinin test edilmesi, yatırımcıların sürekli olarak fazla kazanamayacağı bir piyasanın varlığını gerektirir ve bu durum uzun bir süre boyunca devam eder.
- Piyasayı sürekli olarak yenen fon yöneticileri varsa, o zaman güçlü formda pazar etkin değildir.

Şekil 1.4: Piyasa Etkinlik Türleri



Kaynak: Ross, S., Westerfield, R. ve Jaffe, J, *Corporate Finance*. McGraw-Hill/Irwin, New York 2012.

1.4. Yayılma Etkisi

Finansal piyasalar açısından volatilité yayılma etkisinin anlaşılabilmesi için öncelikle bulaşma kavramının açıklanması gerekmektedir (Akel, 2011, s. 53). Bunun nedeni, literatürde yapılan çok sayıda çalışmada volatilité yayılımı ile bulaşma kavramının karıştırıldığı görülmektedir. Volatilité yayılımı genellikle finansal, ticari ve ekonomik bağlantılardan kaynaklanırken; bulaşmada, şoklar ve krizlerin yayılımı beklentilerde değişmelere yol açmaktadır (Özdemir, 2013, s. 131-132).

Bulaşma, finans literatürü açısından oldukça yeni bir kavram olup, 1990'lı yıllardan itibaren tanınmaya başlanmıştır. Özellikle 1990'lı yılların sonlarından itibaren yaşanan Güneydoğu Asya, Meksika ve Rusya krizlerinin küresel çapta etkilerinin görülmesi bu kavrama olan ilgiyi artırmış ve bu alanda yapılan çalışmaların sayısı hızla artmaya başlamıştır.

Bulaşma etkisine ilişkin yapılan çalışmalar incelendiğinde, bulaşma kavramı üzerinde uzlaşma sağlanmış bir tanımlama olmamakla birlikte literatürde çok sayıda tanım bulunmaktadır. Bazı araştırmacılar bulaşmayı bir hastalık metaforu olarak benimseyerek; bulaşmayı, başlangıçta sadece birkaç kurum veya ekonominin belirli

bir bölgesini etkileyen küçük şokların, finans sektörünün geri kalanına bulaşarak yayılan ve sonra da ekonominin daha büyük bir kısmını etkileyen bir olgu olarak tanımlarken (Allen ve Gale, 2000, s. 2); bazı araştırmacılar da bulaşmayı, bir ülkedeki finansal sıkıntıların aynı bölgede yer alan diğer ülkelere yayılması süreci olarak tanımlamaktadır (Caramazza vd., 2004, s. 51).

Moser (2003), bulaşma kavramını bir ülkedeki krizin diğer ülkelerde krizlere neden olduğu ya da en azından onları daha olası hale getirdiği şeklinde tanımlamaktadır (Moser, 2003, s. 160). Forbes ve Rigobon (2002) ise, bulaşmayı bir ülkede veya ülke grubunda yaşanan şok sonrasında piyasalar arası bağlantılarda önemli bir artış olarak tanımlamaktadır. Bu tanıma göre, eğer iki piyasa istikrar dönemlerinde yüksek derecede birlikte hareket ediyorsa; piyasalar, bir piyasaya şoktan sonra yüksek düzeyde korelasyon göstermeye devam etseler bile bu durumun bulaşıcılık olmayabileceğini ileri sürmektedirler. Daha açık bir ifadeyle, piyasaların birlikte hareketi ancak şoktan sonra önemli ölçüde artıyorsa bunun bir bulaşma olduğunu ifade etmektedirler (Forbes ve Rigobon, 2002, s. 2224).

Bulaşmanın nedenlerinin araştırıldığı çalışmalar incelendiğinde, en temel nedenlerin arasında uluslararası ölçekte yansımaları olan makroekonomik ortak şoklar, ticaret bağlantıları, rekabetçi devalüasyonlar ve finansal bağlantılar yoluyla iletilen yerel şokların olduğu görülmektedir (Dornbusch vd., 2000, s. 180).

Ortak şoklar, uluslararası bağlamda piyasa uyarlamalarını tetikleyebilecek çeşitli küresel şoklar olarak tanımlanmaktadır. Ortak bir nedenden dolayı bazı ülkeler bir küresel veya bölgesel dış şoktan etkilenmektedir. Özellikle gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde ödemeler dengesi zorlukları yaratma potansiyeli olan bu tür olumsuz şoklara; küresel faiz oranlarındaki değişiklikler, başlıca para birimleri arasında ve emtia fiyatlarındaki dalgalanmalar veya büyük sanayi ülkelerindeki durgunluklar örnek olarak verilebilir (Moser, 2003, s. 159).

Bulaşmanın diğer nedenleri arasında ülkeler arasındaki ticari bağlantılar ve rekabetçi devalüasyonlar gelmektedir. Bir ekonomideki kriz gibi yaşanan yerel şoklar, ticaret bağlantıları ve para devalüasyonları yoluyla diğer ülkelerin ekonomik temellerini etkileyebilir. Bir ülkenin büyük ticari ortaklarından birinde yaşanan bir

finansal kriz devalüasyona neden olmuşsa; o ülkede varlık fiyatlarının azalmasına yol açabileceği gibi ülkeden büyük miktarda yabancı sermaye çıkışlarının yaşanmasına ya da ülkenin spekülasyon saldırılarının hedefi olmasına yol açabilmektedir (Dornbusch vd., 2000, s. 180). Ticari bağlantılar gibi finansal bağlantılarda bulaşıcılığın nedenleri arasında yer almaktadır. Bir ülkenin dünya pazarına ekonomik entegrasyonu tipik olarak hem ticaret hem de finansal bağlantıları içerir. Bu nedenle, bir ülkedeki finansal kriz, ticari kredilerdeki düşüşler, doğrudan yabancı yatırımlar ve yurtdışındaki diğer sermaye akışları da dahil olmak üzere doğrudan finansal etkilere yol açabilir (Dornbusch vd., 2000, s. 181).

Bulaşmanın nedenleri arasında yukarıda bahsedilenlere ilave olarak yatırımcı davranışları da gösterilebilir. Bir krizin yayılması finansal piyasa entegrasyonunun derecesine bağlıdır. Bir ülke küresel finansal piyasalara yakından entegre olmuşsa veya bir bölgedeki finansal piyasalar sıkı bir şekilde birbirleriyle entegre olursa, varlık fiyatları ve diğer ekonomik değişkenler birlikte hareket edecektir. Entegrasyon derecesi ne kadar yüksek olursa, ortak veya gerçek bir şokun başka bir ülkeye bulaşıcı etkileri de o kadar geniş olabilir. Diğer taraftan, sermaye kontrolleri veya uluslararası finansmana erişim eksikliği nedeniyle finansal olarak entegre olmayan ülkeler tanım gereği bulaşmaya karşı bağımsızdır. Bu bağlamda, finansal piyasalar gerçek veya ortak şokların iletilmesini kolaylaştırır, ancak bunlara neden olmaz. Bireysel olarak rasyonel olduğu kadar kolektif olarak da rasyonel olan yatırımcıların hareketliliği, bulaşmaya ve politika değişikliğine neden olabilmekte; bu durum da yatırımcıların gerek rasyonel gerekse de irrasyonel davranışları sonucunda şokların bir ülkeden başka bir ülkeye bulaşmasına yol açabilmektedir (Dornbusch vd., 2000, s. 181).

Bulaşma kavramıyla ilgili olarak yapılan tüm açıklamalara ilave olarak literatürde bulaşmayı volatilité yayılma etkisinden ayıran üç temel unsur önerilmektedir. Birincisi, uluslararası sermaye girişlerinde bir gerileme. Bulaşma genellikle uluslararası sermaye girişlerindeki artışla birlikte balonun “şişmesine” yardımcı olduğunda gerçekleşir. Sermaye girişlerinin sert bir şekilde tersine dönmesi anlamına gelen “ani duruş” problemi, balonun sönmeye ve genellikle sonrasında ortaya çıkan krizlerin daha da kötüleşmesine neden olur. İkincisi, zincirleme reaksiyonları başlatan “beklenmedik” bir duyurudur. Duyurunun beklenmedik olması

nedeniyle yatırımcılar portföylerini beklentilerine göre ayarlayamazlar. Üçüncüsü de ticari bankalar, finansal riskten korunma fonları, tahvil sahipleri veya bulaşmanın yayılmasına yardımcı olan diğer herhangi bir alacaklı gibi kaldıraçlı bir ortak olacaktır (Porras, 2016, s. 175).

Finansal krizlerin bulaşma etkisinin incelendiği çalışmalarda yaygın olarak kullanılmakta olan yaklaşım ise volatilité yayılma etkisi olarak adlandırılmaktadır. Buna göre volatilité yayılım etkisi, bir ülkenin hisse senedi piyasasındaki volatilitenin başka bir ülkenin hisse senedi piyasasındaki volatilitéyi artırmasıdır (Korkmaz ve Çevik, 2009, s. 88; Çiçek, 2010, s. 2). Volatilité yayılma etkisi, yatırımcıların portföylerini oluştururken optimal varlıkların seçimi, korunma stratejileri ve varlıkların fiyatlandırılması gibi finansal kararlarında ve finansal piyasalar arasındaki entegrasyonun belirlenmesinde önemli bir yere sahiptir (Korkmaz ve Çevik, 2009, s. 88).

1.4.1. Yayılma Mekanizmaları

1990'lı yıllardan itibaren finans literatüründe tanınmaya başlanan bulaşma ve beraberinde volatilité yayılma etkisi kavramlarının açıklanmasına ilişkin yapılan çalışmalarda özellikle volatilité yayılma mekanizmalarının neler olabileceği üzerinde durulduğu görülmektedir.

İki ya da daha fazla ülke arasındaki ticari ilişkilerin, önemli bir volatilité yayılma mekanizması olduğu yapılan çalışmalar sonucunda kabul edilmekle birlikte, tek başına ticari ilişkilerin her türlü şok yayılımını açıklayamadığı görülmektedir. Örneğin, 1997 yılında başlayan Güneydoğu Asya Krizi, krizin çıktığı ülkelerle önemli bir ticari ilişkisi olmayan Rusya ve Brezilya'ya da yayılmıştır. Bu nedenle pek çok araştırmacı finansal bağlantıların çok daha önemli bir yayılma mekanizması olduğuna inanmaktadır. Finansal piyasa entegrasyonunun derecesi, bir ülkedeki finansal şokun başka bir ekonominin reel sektörüne yayılmasını açıklamak için önemli bir unsurdur. (Kröger vd., 2010, s. 32).

Literatürde finansal bağlantılar yoluyla yayılma mekanizması doğrudan ve dolaylı olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Doğrudan finansal bağlantıların söz konusu olduğu durumda, bir ülkedeki finansal kriz sermaye akımlarının veya ticari kredilerin

azalması yoluyla diğer ülkelere de yayılabilir. Dolaylı finansal bağlantıların etkileri ise, çokuluslu şirketlerin dünya çapında işgücü piyasasında önemli işverenler olmaları ve yerel ticari bağlantıların geliştirilmesinde önemli olabilecek tedarik kanallarına sahip olmaları nedeniyle ortaya çıkmaktadır (Kröger vd., 2010, s. 32).

Finansal bağlantıların diğer bir dolaylı etkisi bankacılık kanalından kaynaklanmaktadır. Bankacılık kanalı, doğrudan sınır ötesi bankacılık yoluyla ya da dolaylı olarak "ortak borç veren" kanalı yoluyla çalışabilir. İkinci durum olan dolaylı etkiye göre, iki ülkede de kredi veren kilit öneme sahip uluslararası bir bankanın ülkelerden birinde görülen gerçek bir şok karşısında sermaye pozisyonu zayıflarsa, genel risk düzeyini azaltarak (örneğin diğer ülkede verdiği krediyi kısıtlayarak) düzeltebilir. Bu durum, finans sektöründen reel sektöre doğru yayılmaya neden olmaktadır (Jansen ve Stokman, 2004, s. 9).

Ticari ilişkiler ve finansal bağlantılara ilave olarak likidite bağlantısı da yayılma mekanizması içerisinde yer almaktadır. Son yıllarda finansal piyasalar arasında türev ürünlere ilişkin işlem hacimlerinin çok yükseldiği görülmektedir. Türev ürünler piyasasında, ileri bir tarihte işlem yapılacak bir ürünün fiyatı şimdiden belirlenmekte, ödeme ise gelecekte yapılmaktadır. Böyle bir işlemin yapılabilmesi için başlangıç teminat ücretinin yatırılması gerekmektedir. Bu durum kaldıraç etkisine neden olurken ve spekülörlerin spot piyasalar yerine vadeli piyasalarda pozisyon almasına yol açmaktadır. Bir ülkede yaşanan kriz vadeli piyasaları düşüreceğinden, bu piyasalarda alınan uzun pozisyonlar sonucunda ortaya çıkan zararlar teminatların düşmesine ve teminatın da sürdürme teminatının altına düşmesiyle teminat tamamlama çağrısı yapılmaktadır. Bu durumda büyük miktarlarda pozisyon alan yatırımcılar teminat tamamlama çağrısına cevap verip eksik kalan teminatlarını tamamlayabilmek için krizin yaşanmadığı ülkelerdeki varlıklarını satmak zorunda kalacaklardır. Bu ülkelerdeki varlıklara gelen satış haberleri ise fiyatların düşmesine ve krizin diğer ülkelere de yayılmasına yol açabilmektedir (Kuusk ve Paas, 2010, s. 9-10).

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

1990'lı yıllardan itibaren tanınmaya başlanan ve özellikle de Güney Doğu Asya, Rusya ve Meksika krizlerinin küresel ölçekte etkilerinin hissedilmesiyle literatürde giderek popüler bir konu haline gelen hisse senedi piyasaları arasında volatilité yayılma etkisini inceleyen çok sayıda çalışma vardır. Bu çalışmalarda gerek gelişmiş gerekse de gelişmekte olan ülkeler arasında volatilité yayılma etkisinin olup olmadığı farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmanın bu kısmında gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında volatilité yayılma etkisini genellikle GARCH temelli modeller kapsamında inceleyen yurtiçi ve yurtdışında yapılan çalışmalarla ilgili bilgilere yer verilmektedir.

2.1. Türkiye'de Yapılan Çalışmalar

Korkmaz ve Çevik (2009), 02.01.2004–17.03.2009 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD Chicago opsiyon borsası tarafından S&P 500 hisse opsiyon fiyatlarıyla öncül bir gösterge olması amacıyla oluşturulan VIX endeksinin, gelişmekte olan on beş ülke (Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika, Peru, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Rusya, Türkiye, Endonezya, Kore, Malezya, Tayvan ve Tayland) borsaları üzerindeki volatilité yayılma etkisini GJR-GARCH modelini kullanarak incelemiş ve sonuçları iki ayrı başlıkta açıklamışlardır. Bu başlıklardan ilki olan VIX endeksinde yapısal kırılma dikkate alınmadan oluşturulan model sonuçlarına göre, Peru haricindeki tüm ülkelerin hisse senedi endekslerinin koşullu varyansında kaldıraç etkisinin olduğu belirlenmiş; bu etkinin bir sonucu olarak piyasaya gelen kötü haberlerin volatilitéyi daha fazla arttırdığı sonucuna varılmıştır. Bununla birlikte, zımni volatilité endeksinin Brezilya, Peru, Şili, Türkiye, Çek Cumhuriyeti, Rusya, Güney Kore, Tayvan, Tayland ve Endonezya hisse senedi piyasalarında etkili olmasından dolayı, bu piyasalardaki volatilitenin artmasına neden olduğu belirlenmiştir. VIX endeksinde yapısal kırılmanın dikkate alınarak düzeltildiği ikinci model sonuçlarına göre ise, ilk model sonuçlarının benzeri olarak, kaldıraç etkisinin Peru haricindeki tüm ülkelerin hisse senedi piyasalarında geçerli olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, zımni volatilité endeksinin ilk model sonuçlarında olduğu gibi Brezilya, Şili, Peru, Türkiye, Tayland ve Endonezya hisse senedi piyasalarının

volatilitesini arttırmasının yanı sıra ilk model sonuçlarından farklı olarak da Arjantin, Meksika, Polonya, Macaristan ve Malezya hisse senedi piyasalarının da volatilitesini arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Korkmaz vd., (2012), 24.07.2002-29.12.2010 tarihleri arasında haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak CIVETS diye adlandırılan genç ve büyüyen nüfusu ile dinamik ve oldukça esnek ekonomiler olarak gösterilen (Kolombiya, Endonezya, Vietnam, Mısır, Türkiye ve Güney Afrika) ülkeleri arasında getiri ve volatilité yayılma ilişkisini Cheung ve Ng (1996) ortalamada nedensellik ve varyansta nedensellik testlerinin versiyonu olan Hong'un (2001) testini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, eş zamanlı getiri ve volatilité yayılma etkilerinin genellikle düşük olduğunu; bununla birlikte, zaman içinde değişen yapıları nedeniyle CIVETS borsalarının zaman zaman daha yüksek derecede ortak hareketler sergileyebildiğini göstermiştir. Öte yandan, ortalamada nedensellik testi sonuçlarına göre, getiri yönünden sadece Endonezya ve Mısır'ın karşılıklı olarak birbirlerini etkiledikleri tespit edilmiş; varyansta nedensellik testi sonuçlarına göre ise, altı ülke arasından sadece Vietnam ve Güney Afrika arasında volatilité yayılma etkisinin olduğu saptanmıştır. Son olarak, uluslararası yatırımcıların portföy kararlarını verirken CIVETS borsaları arasındaki yayılma bağlantılarının gücünü, istikrarını ve nedensel dinamiklerini dikkate almaları gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Taşdemir ve Yalama (2014), 09.04.1993-08.03.2013 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak farklı bölgelerde bulunan, ticaret ve mali etkileşimi farklı olan iki gelişmekte olan ülke Brezilya (BOVESPA) ve Türkiye (İMKB) borsası arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığını çapraz korelasyon temelli varyansta nedenselliğin ölçüldüğü VAR-GARCH modelini kullanarak üç büyük krizden önceki ve sonraki dönemlere odaklanarak analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar, BOVESPA ile İMKB arasındaki volatilitenin finansal krizlerden etkilendiğini göstermiştir. Ayrıca, örneklem dönemi içerisindeki tüm alt dönemlerde Brezilya'dan Türkiye'ye doğru volatilité yayılmalarının olduğu, buna karşılık Türkiye'den Brezilya'ya doğru volatilité yayılmalarının sadece kriz sonrası dönemlerde gözlemlendiği tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre araştırmacılar, iki ülke arasında dolaylı da olsa finansal bağlantıların olduğu ve bu bağlantıların uluslararası

yatırımcılar veya bankalar gibi ortak kredi verenlerden kaynaklandığını belirtmişlerdir.

Toraman vd., (2016), çalışmalarında 02.01.2012-31.12.2015 tarihleri arasında piyasaların günlük kapanış fiyatlarını kullanarak uluslararası piyasalardan İslam İşbirliği Teşkilatı üyesi (Endonezya, Malezya, Katar, Türkiye, Birleşik Arap Emirlikleri, Ürdün, Kuveyt, Pakistan, Bahreyn ve Umman) ülkelerin oluşturduğu İslami finans piyasalarına doğru volatilité yayılma etkisi olup olmadığını test etmek istemişlerdir. Bu amaçla, uluslararası pazarların göstergesi olarak geleneksel ABD, AB ve ASYA endeksleri (USA Standard, EUROPE Standard ve ASIA APEX 50 Standard) ile İslam İşbirliği Teşkilatı üyesi olan 10 ülkenin endekslerini kullanarak piyasalar arasındaki bilgi aktarımı ve volatilité yayılma etkisi olup olmadığını Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen ortalama ve varyansta nedensellik testiyle ve gelişmiş piyasalar ile İslami piyasalar arasındaki korelasyonun dinamik yapısını da değişken korelasyon ile analiz etmişlerdir. Buna göre ortalamada nedensellik test sonuçları, İİT ülkelerinin piyasaları üzerindeki en baskın geleneksel piyasanın ABD piyasası olduğunu ve bu piyasayı sırasıyla AB ve ASYA piyasalarının izlediğini göstermiştir. Öte yandan varyansta nedensellik sonuçlarında ise geleneksel piyasalardan İslami piyasalara doğru sınırlı bir yayılma etkisinin olduğu görülmüştür. Ayrıca değişken korelasyon katsayıları incelendiğinde, gelişmiş piyasalar ile İİT ülkelerinin piyasaları arasındaki korelasyonun zaman içinde değişen bir davranışa sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bayramođlu ve Abasız (2017), 12.03.2013–30.12.2016 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Brezilya, Meksika, Rusya, Türkiye hisse senedi piyasaları ile (MSCI EM) genel endeksi arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığını ve bu piyasaların şoklara karşı verdiği tepkileri VAR-EGARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, MSCI EM Endeksinin gecikmeli olarak tüm piyasaları etkilediđi belirlenerek, EM endeksinin incelenen endeksler arasında öncül endeks olduğunu göstermiştir. Buna göre, EM endeksinin sadece Brezilya piyasasından etkilendiđi ve bu nedenle de EM endeksi ile Brezilya piyasası arasında iki yönlü olarak, EM endeksi ile diđer piyasalar arasında ise tek yönlü volatilité yayılma etkisi olduğu saptanmıştır. Bununla birlikte, Brezilya ile Türkiye

arasında ve Brezilya ile Meksika piyasaları arasında iki yönlü, Rusya'dan Brezilya ve Türkiye'ye doğru ise tek yönlü volatilité yayılma etkisinin olduđu tespit edilmiştir. Öte yandan, borsalar arasında şoklardan en fazla etkilenen ülkelerin sırasıyla; Türkiye, Brezilya, Rusya ve Meksika piyasaları olduđu gözlenmiştir. Dolayısıyla, bu ülkelerin şoklara verdiđi tepkilerin yüksekliđi, bu piyasalardaki yatırımcılarının elde ettikleri pozitif ya da negatif getirilerin yüksek olmasına yol açacaktır. Son olarak, öncül endeks olduđu saptanan EM endeksinde meydana gelen negatif şokların, Meksika ve Rusya piyasalarının getiri varyansları üzerindeki etkisinin pozitif şoklara göre daha yüksek olmasından dolayı, EM endeksiyle Meksika ve Rusya piyasaları arasında asimetric bir ilişkinin olduđu sonucuna ulaşılmıştır.

Deđirmenci ve Abdiođlu (2017), Ocak 2006-Haziran 2015 tarihleri arasında haftalık hisse senetleri kapanış fiyatlarını kullanarak (ABD, Çin, Japonya, Almanya, İngiltere, Kanada, Güney Kore, İsviçre ve Yunanistan) hisse senedi piyasalarından kırılğan sekizli ülkeler olarak adlandırılan (Türkiye, Hindistan, Brezilya, Polonya, Endonezya, Güney Afrika, Macaristan ve Şili) ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru volatilité yayılma etkisinin varlığını asimetric etkileri de dikkate alan EGARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, Amerika, Asya ve Avrupa ülkeleri arasından seçilen ülkelerin tümünün hisse senedi getirilerinde kaldıraç etkisinin olduđu görülmüş, kırılğan sekizli ülkelerin asimetric etkileri incelendiğinde ise, Endonezya dışındaki diđer tüm ülkelerin hisse senedi getirilerinde asimetric etkinin varlığı tespit edilmiştir. Bu durum hisse senedi piyasası fiyatlarında beklenmeyen bir düşüş gerçekteştiğinde, volatilitenin aynı büyüklükteki beklenmeyen bir fiyat artışından daha fazla etkilenmesine yol açmaktadır. Öte yandan volatilité yayılma etkisine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, kırılğan sekizli ülkeler arasında en fazla yayılma etkisi Polonya ve Brezilya'da görülmüş; Polonya'ya Japonya haricindeki tüm borsalardan volatilité yayılması olduđu belirlenmiştir. Geriye kalan kırılğan sekizli ülkelere olan volatilité yayılmalarına bakıldığında; Brezilya'ya, ABD, Çin, İngiltere ve Kanada hisse senedi piyasalarından, Macaristan'a, ABD, Çin, İngiltere, Kanada, Güney Kore ve Almanya hisse senedi piyasalarından, Şili'ye, ABD, Çin, Kanada ve İsviçre hisse senedi piyasalarından, Endonezya'ya, Kanada, Çin, Japonya, Güney Kore ve İngiltere hisse senedi piyasalarından, Hindistan'a, Japonya,

Kanada ve Güney Kore hisse senedi piyasalarından, Güney Afrika'ya, Kanada, Çin, Güney Kore, İngiltere ve Yunanistan hisse senedi piyasalarından ve Türkiye'ye ise İngiltere, İsviçre ve Güney Kore'den volatilité yayılması olduđu tespit edilmiştir.

Gökbulut (2017), 01.07.1997-14.03.2013 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak Türkiye hisse senedi piyasası ile beş gelişmiş (ABD, İngiltere, Almanya, Fransa ve Japonya) ve beş gelişmekte olan (Güney Kore, Brezilya, Arjantin, Rusya ve Çin) piyasaları arasında volatilité yayılma etkisini VAR (p) - GARCH (1,1) -BEKK modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, BIST (Türkiye) ile DAX30 (Almanya) arasında zayıf bir piyasa bağımlılığına işaret ederken; RTSI (Rusya) ile güçlü çift yönlü bir volatilité yayılımının olduğunu göstermiştir. Ayrıca, Türkiye hisse senedi piyasasının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan piyasalarla bütünleştiđi ve diđer piyasalardan gelen haberlere yanıt verdiđi ifade edilmiştir. Son olarak çalışmanın sonuçları itibariyle, finansal piyasa katılımcıları ve uygulayıcılar için risk yönetimi ve optimal bir portföy oluşturma açısından çok önemli olduđu sonucuna ulaşılmıştır.

Ađırman vd., (2018), Mayıs 2010-Ekim 2017 tarihleri arasında varlık getiri serilerinden toplanan volatilité yayılma endeksi kullanılarak Türkiye, Mısır, Tunus ve Fas hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığını çok deđişkenli VARMA-BEKK GARCH modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre, finansal getirilere ait volatilité yayılımının özellikle 2015'ten sonra artış gösterdiđi, Mısır, Fas ve Tunus borsalarında ortak bir eğilimin olduđu görülmüştür. Ayrıca, örneklem dönemi içerisinde en yüksek ortalama getirinin Mısır borsasında olduđu ve bu borsayı sırasıyla Türkiye ve Tunus borsalarının izlediđi tespit edilmiştir. Öte yandan borsaların standart sapmaları incelendiğinde, Türkiye diđer borsalardan daha fazla dalgalandıđı belirlenmiştir. Bununla birlikte hem iç hem de dış olaylar, Fas haricindeki diđer borsa getirilerini olumsuz olarak etkilemiştir. Türkiye borsası diđer ülkelerin hisse senedi getirilerinden etkilenmezken; Mısır borsasının getirisi Türkiye ve Tunus borsaları getirilerinden olumlu yönde etkilenmiştir. Son olarak, Türkiye ve Mısır borsaları 2010 ortalarında başlayan Arap Baharı'ndan etkilenmiş ve bu durumun sonucu olarak yatırımcıların, bunun gibi siyasi ve ekonomik

istikrarsızlıklardan dolayı Türkiye ve Mısır borsalarından çekilerek başka bir ülkelere gittikleri görülmüştür.

Bozma ve Başar (2018), Ocak 2011-Aralık 2016 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Türkiye, Romanya, Polonya, Macaristan ve Ukrayna hisse senedi piyasaları arasında volatilitte yayılma etkilerinin varlığını çok değişkenli VAR(1) M-GARCH-BEKK modelini kullanarak incelemiştir. Araştırmacılar, hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitte yayılma etkilerini incelemeye önce, borsalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını Johansen-Juselius eşbütünleşme testiyle analiz etmişlerdir. Elde edilen eşbütünleşme testi sonuçları, borsaların eşbütünleşik olduğunu ve uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermiştir. Borsalar arasındaki volatilitte yayılma etkilerine ilişkin sonuçlarda ise, incelenen beş ülkenin borsaları arasında doğrudan ve dolaylı ilişkiler bulunmuştur. Buna göre Polonya borsası, dolaylı olarak Macar borsalarının yanı sıra kendi uzun dönemli volatilittesinden ve Türkiye'nin kısa vadeli şoklarından; Macaristan borsası, kısa dönemde kendisinden ve doğrudan ve dolaylı olarak da Polonya borsasından etkilenirken, Polonya ve Türkiye borsaları arasındaki kısa dönemli şoklar da Macaristan borsalarındaki volatilitteyi azaltmıştır. Türkiye borsası, Polonya ve Macar borsalarının kısa dönemli şoklarının yanı sıra kendi kısa dönemli şoklarından da doğrudan ve dolaylı olarak etkilenirken, ayrıca Romanya borsasının da uzun dönemde Türkiye borsasını doğrudan ve dolaylı olarak etkilediği görülmüştür. Geriye kalan ülkelerden Ukrayna borsası, kısa dönemde dolaylı olarak Macaristan borsasında etkilenirken; son olarak Romanya borsası, kısa dönemde Polonya ve Türkiye borsalarından dolaylı olarak, uzun dönemde ise yine Polonya ve Türkiye borsalarından hem doğrudan hem de dolaylı olarak etkilendiği tespit edilmiştir.

Çelik vd., (2018), 28.01.2013-26.01.2017 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak NIMPT ülkelerin olarak adlandırılan beş ülkenin (Nijerya, Endonezya, Meksika, Filipinler ve Türkiye) piyasaları arasındaki getiri ve volatilitte yayılma etkisinin varlığını çok değişkenli VAR-EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, NIMPT ülkeleri arasındaki korelasyonun düşük olduğunu ve bu durumun uluslararası portföy çeşitlendirmesi açısından uygunluğunu göstermiştir. Piyasa etkinliği ve bilginin faydalı kullanımı

açısından NIMPT ülkelerinden hiçbirinin birbirine üstünlük sağlayamadığı belirlenmiştir. Ortalama denklem sonuçlarına göre en dikkat çekici noktanın, ülkelerin geçmiş getirileriyle diğer ülkelerin koşullu ortalamalarını etkileyen tek ülkenin Türkiye olduğu anlaşılmıştır. Öte yandan, ülkeler arasında çok yönlü olarak bilgi şoklarının asimetrik olarak yayılmış olduğu ve bunların önemli bir kısmının da istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Nijerya dışındaki tüm diğer borsalarda negatif bilgilerin yer aldığı şokların daha etkili olduğu yani piyasaya gelen her olumsuz haberin piyasalardaki olumlu haberlere göre volatilitiyi daha fazla arttırdığı ve kaldıraç etkisi olarak adlandırılan bu durumun en çok Türkiye ve Meksika borsalarında görüldüğü belirlenmiştir. Ayrıca NIMPT ülkeleri arasında volatiliti kalıcılığının en yüksek olduğu ülkenin Meksika, diğer yandan şok kalıcılığının en düşük olduğu ülkenin ise Türkiye olduğu tespit edilmiştir.

Karğın vd., (2018), 02.01.2004-06.02.2017 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Almanya (DAX 30), Fransa (CAC 40), Amerika (S&P 500) ve Türkiye (BİST100) hisse senedi piyasaları arasında volatiliti yayılma etkisinin varlığını E-GARCH(1,1) modelini kullanarak incelemiştir. Çalışmada ayrıca, risk açısından farklılık gösteren piyasaların tercih edilmesi beraberinde farklı volatiliti yayılma davranışı gösterebilmesinden dolayı, bu durumu dikkate alan Threshold VAR (TVAR) modeli de kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, küresel kriz riskinin düşük olduğu rejimde BİST 100 endeksi üzerindeki yayılma etkisinin, kriz riskinin yüksek olduğu rejime göre daha düşük olduğu gözlemlenmiştir. Öte yandan gelişmiş ülke endeksleri arasından (S&P 500) endeksinin BİST 100 endeksi üzerinde en fazla etkiye sahip olduğu, özellikle de küresel kriz dönemlerini içerecek şekilde oluşturulan alt dönemlerde volatiliti yayılma etkilerinin daha da belirginleştiği görülmüştür. Amerika (S&P 500) endeksinin BİST 100 endeksi üzerinde en büyük etkiye sahip olmasının nedeninin, Amerikan dolarının küresel rezerv para birimi olması ve Amerika Merkez Bankası FED'in para politikaları kararlarının uluslararası faiz oranları üzerinde doğrudan etkili olmasından kaynaklandığı ifade edilmiştir. Bu nedenlerden dolayı S&P 500 gibi Amerikan hisse senedi piyasalarındaki herhangi bir hareket BİST 100 endeksi üzerinde sadece küresel kriz riskinin yüksek olduğu

rejimlerde değil aynı zamanda kriz riskinin düşük olduğu rejimlerde de etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

2.2. Yurt Dışında Yapılan Çalışmalar

Koutmos ve Booth (1995), 03.09.1986-01.12.1993 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak New York (ABD), Londra (İngiltere) ve Tokyo (Japonya) borsa endeksleri arasında fiyat, volatilitedeki yayılma ve asimetrik etkiyi çok değişkenli Üstel Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Heteroskedastisite (EGARCH) modelini kullanarak incelemiştir. Araştırmacılar bu çalışmada özellikle volatilitate yayılım mekanizmasında bulunabilecek potansiyel asimetrisi, yani belirli bir piyasadaki kötü haberlerin, bir sonraki piyasadaki ticaret getirilerinin volatilitesi üzerinde daha büyük bir etkiye sahip olması olasılığını tamamen dikkate almıştır. Elde edilen sonuçlar, New York borsasından Tokyo ve Londra borsalarına ve Tokyo borsasından da Londra borsasına doğru volatilitate yayılmaları olduğunu tespit etmişlerdir. Öte yandan çalışma sonuçlarına göre, her durumda volatilitate yayılma mekanizması asimetriktir, yani belirli bir piyasadaki olumsuz yeni bilgiler, bir sonraki piyasadaki olumlu bilgilerin yarattığı etkiden önemli ölçüde daha fazla volatilitateyi artırır. Bu sonuçlar, borsaların, özellikle haberler olumsuz olduğunda, diğer piyasalardan gelen haberlere duyarlı olduğunu göstermiştir.

Theodossiou vd., (1997), 04.05.1984-21.10.1994 tarihleri arasında haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD, Japonya ve İngiltere borsa endeksleri arasında volatilitate yayılma etkisini M-GARCH modeliyle ve volatilitenin tersine çevrilmesi konusunu da Kalman filtre istatistiksel yöntemini kullanarak bu piyasalardaki getirilerin korelasyon yapısının zamanla değişen davranışını incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, ABD'den ve daha az bir ölçüde Japonya'dan İngiltere'ye doğru tek yönlü volatilitate yayılma etkisinin olduğunu, İngiltere'deki koşullu volatilitenin yurt dışından ve ağırlıklı olarak da ABD'den ithal edildiğini ve her üç piyasadaki volatilitenin, uzun vadeli denge seviyesinden ayrıldığında, o seviyeye tekrar geri dönme eğiliminde olduğunu göstermiştir. Öte yandan, çok değişkenli GARCH modelinin standartlaştırılmış kalıntılarının çarpaz çarpımı olarak uygulanan Kalman filtre testlerine ilişkin sonuçlarda ise üç piyasadaki eş zamanlı getiri korelasyonlarının zamanla değişmediği tespit edilmiştir. Bu sonuçlar,

korelasyonların ortalama deęerlerinden sapmalarının tesadüfi olduęunu ve bu nedenle GARCH modeline uygulanan sabit korelasyon varsayımının geçerli olmadığını göstermiştir.

Miyakoshi (2003), 01.01.1998-30.04.2000 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD ve Japonya ile yedi Asya ülkesi (Hong Kong, Güney Kore, Tayvan, Singapur, Malezya, Endonezya ve Tayland) arasındaki getiri ve volatilitte yayılma etkilerini EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Asya piyasasının getirileri üzerinde sadece ABD'nin önemli etkisinin olduęu, buna karşılık volatilitesinin ise ABD'den ziyade Japon piyasasından etkilendięi görülmüştür. Bununla birlikte, Asya piyasasından Japon piyasasına doğru olumsuz bir volatilitte yayılma etkisi olduęu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, Japonya'nın Asya volatilitesi üzerinde bölgesel etkisinin ABD'nin etkisinden daha büyük olduğunu göstermiştir. Öte yandan bulgular, Asya hükümetlerinin ve uluslararası yatırımcıların zamansal anlamda daha önce açılan bir piyasadaki gelen sinyalleri kullanarak karlarını arttırmabileceklerini, ancak getirilerinden kar elde edebilmeleri için, öncelikle ABD'ye dikkat etmeleri gerektięi sonucuna ulaşılmıştır.

Choudhry (2004), 01.01.1991-30.06.2001 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak, son on yıldaki potansiyel dost ve düşman ülkeler, İsrail-Ürdün, Hindistan-Pakistan, Yunanistan-Türkiye ile bu altı ülkeye geleneksel olarak dostça davranan ABD arasındaki getiri ve volatilitte yayılma etkisinin varlığını doğrusal olmayan GARCH-t modeliyle incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, potansiyel olarak düşman olan ülkeler arasında volatilitte yayılmasına rastlanıldığı, özellikle de bu yayılmanın çoğunlukla daha büyük bir piyasadaki daha küçük bir piyasa doğru olduğunu göstermiştir. Öte yandan, getiri yayılmalarının daha çok, küçük piyasalardan daha büyük piyasalara doğru olduęu görülmüştür. Bu sonuçlar, yakın ticaret bağlantılarının olduęu ülkelerin yanı sıra potansiyel olarak düşman olan ülkeler arasında bile volatilitte yayılmasının olabileceğini göstermiştir. Ayrıca, gelişmekte olan altı küçük ülke ile onların dostu olan ABD arasındaki sonuçlara göre de ekonomik bağlantıya sahip dost ülkeler arasında volatilitte ve ortalama getiri yayılmasının mevcut olduğunu, bu yayılmaların ABD'den gelişmekte olan ülkelere doğru olduğunu ulaşılmıştır.

Fujii (2005), 01.01.1990-14.10.2001 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak dört Asya ülkesi (Hong Kong, Malezya, Filipinler, Tayland) ile dört Güney Amerika ülkesi (Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika) arasında nedensel bir ilişkinin varlığını ve volatilité yayılma etkisinin olup olmadığını CCF (Cross Correlation Function) çapraz korelasyon fonksiyonu testi ve M-GARCH modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, gelişmekte olan borsalar arasında gerçekten de önemli nedensel etkileşimler olduğunu göstermiştir. Buna göre, piyasalar arasındaki nedensel bağlantıların örnekleme dönemi boyunca önemli ölçüde değiştiği; özellikle de bağlantıların 1994-95 Meksika ve 1997-98 Asya krizleri gibi büyük finansal krizler sırasında güçlendiğine dair önemli göstergeler tespit edilmiştir. Bu göstergelerin Asya piyasaları arasında hem ortalama hem de varyansta, Güney Amerika piyasaları arasında ise sadece varyansta olduğu görülmüştür. Öte yandan, Asya ve Güney Amerika piyasaları arasında kriz koşulları altında ortaya çıkan borsalar arasındaki etkileşimlerin istikrarlı zamanlardakinden farklı olduğu, kriz dönemlerinde her bölgedeki piyasaların birbirine daha fazla bağımlı hale geldikleri; bununla birlikte, Güney Amerika ülkelerinden Asya ülkelerine doğru tek yönlü olarak volatilité yayılma etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Piesse ve Hearn (2005), Ocak 1993-Ocak 2000 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Sahra Altı Afrika (SSA) ülkeleri (Botswana, Gana, Kenya, Malawi, Mauritius, Namibya, Nijerya, Güney Afrika, Zambiya ve Zimbabwe) arasındaki getiri ve volatilité yayılma etkilerini EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, Güney Afrika ve Nijerya hisse senedi piyasalarının incelenen ülkeler arasında baskın piyasalar olduklarını ve bu iki ülke piyasalarından diğer ülkelerin piyasalarına doğru tek yönlü olarak volatilité yayılma etkisinin olduğunu göstermiştir. Araştırmacılar, bu etkinin özellikle güçlü ticaret bağlantıları sağlanması ve borsa ticaretinin gelişebilmesi için ortak bir mekanizmanın kurulması gerektiği sonucuna varmışlardır.

Bhar ve Nikolova (2007), Ocak 1995- Aralık 2004 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak BRIC ülkeleri olarak adlandırılan Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin ekonomilerinin bölgesel ve küresel bazda entegrasyon düzeyini ölçebilmek amacıyla BRIC ülkelerinde getiri ve volatilité yayılma etkilerini

iki aşamalı M-GARCH modeliyle test etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar, BRIC ülkelerinin koşullu ortalama getirilerinin ve volatilitésinin dünyadan etkilendiğini göstermiştir. Bununla birlikte, dünyadan ortalamada yayılma etkileri tüm BRIC ülkeleri için pozitifken, volatilité yayılma etkileri Brezilya, Rusya ve Hindistan için pozitif, Çin için ise negatif ve anlamlı olmuştur. Bu sonuçlar, Dünya hisse senedi endeks getirileri ile Çin hisse senedi endeks getirileri arasında negatif korelasyonun olduğu anlamına gelmekte ve bu durum uluslararası yatırımcılar ve portföy yöneticileri açısından portföy çeşitlendirme fırsatlarının varlığını göstermektedir. Tüm BRIC ülkeleri için katsayıların istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu düşünüldüğünde, bölgesel pazarların dünyaya kıyasla tüm BRIC ülkelerinde hisse senedi fiyat yaratma süreci üzerinde daha fazla etkili olduğunu göstermiş; hisse senedi fiyatları yaratma açısından tüm BRIC ülkelerinin bölgesel olarak entegre oldukları tespit edilmiştir.

Badhani (2009), Ocak 1996-Kasım 2008 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD (S&P 500)'den Hindistan (S&P CNX Nifty) hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkilerinin asimetrik özellikler gösterip göstermediğini AR(1)-TGARCH(1,1) modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar hem getiri hem de volatilité yayılma etkilerinde önemli asimetrik tepkilerin bulunduğunu göstermiştir. Buna göre, Hindistan piyasa getirilerinin, olumlu şoklardan çok ABD piyasasındaki olumsuz şoklara karşı daha hassas olduğu görülmüştür. Bu bağlamda, ABD piyasasındaki olumlu şoklar Hindistan piyasasındaki volatilitéyi etkilememiş; ancak olumsuz şoklar volatilitéyi önemli ölçüde arttırmıştır. Son olarak, ABD piyasasındaki aşağı ve yukarı yönlü trendlerde, getiri ve volatilité yayılması açısından önemli bir fark olmadığı görülmüş; ancak piyasa trendleri ile olumlu ve olumsuz şoklara verilen asimetrik tepki arasında bazı etkileşimlerin olduğu tespit edilmiştir.

Lee (2009), 01.01.1985-31.12.2004 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak altı Asya ülkesi ve temsili hisse senedi endeksleri, Tayvan (TWI), Japonya (NIKKEI), Singapur (STI), Hindistan (BSE Sensex), Hong Kong (Hang Seng) ve Güney Kore (KOSPI) arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığını iki değişkenli VAR(p)-GARCH (1,1) modelini kullanarak incelemiştir. Elde

edilen sonuçlar, bu ülkelerde önemli volatilité yayılma etkileri olduğunu ve toplam büyüklüğü düşük olmakla birlikte, Hindistan dışındaki coğrafi olarak yakın beş ülkenin aralarında daha fazla bağlantı olduğunu ortaya koymuştur. Öte yandan, Singapur'dan Hong Kong'a doğru gecikmeli ve tek yönlü olarak volatilité yayılmasının olduğu ve Hong Kong borsasının incelenmekte olan ülke borsalarından herhangi birinin şokuna yanıt verme olasılığı en yüksek hisse senedi piyasası olduğu sonucuna varılmıştır.

Ergun ve Nor (2010), 04.01.1988-01.06.2008 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Türkiye (İMKB) ve ABD (NASDAQ) borsaları arasındaki dinamik ilişki ve volatilité yayılma etkisini iki değişkenli eşbütünleşme, Hata Düzeltme Modeli (ECM), CGARCH ve Threshold eşbütünleşme modellerini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, eşik ve negatif hata düzeltme etkilerinin tüm örneklem dönemi boyunca devam ettiğini göstermiştir. Öte yandan, tüm örneklem dönemi boyunca ABD (NASDAQ) borsasından Türkiye (İMKB) borsasına doğru tek yönlü olarak önemli volatilité yayılmalarının olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre araştırmacılar, politika yapımcılar ve portföy yatırımcılarının kısa ve uzun vadeli yatırım kararları verirken bu bulgulardan yararlanabileceklerini ifade ederek, Türkiye borsasının tüm örneklem dönemi boyunca ABD borsası ile güçlü bir ilişkisi olduğunu belirlemişlerdir. Ayrıca İMKB'nin son yıllarda, AB üyesi olan ülkelerde mali çalkantı yaşayan uluslararası portföy yatırımcıları için daha az risk taşıyan borsalardan biri olduğu belirtilmiştir.

Ke vd., (2010), 11.07.2005-10.07.2009 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Çin (Şanghay) hisse senedi piyasaları ile başlıca gelişmiş ülke piyasaları ABD (New York), Japonya (Tokyo), İngiltere (Londra) ve Almanya (Frankfurt) ile gelişmekte olan ülke piyasaları Hong Kong ve Kore arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığını GARCH ve asimetric etkileri de açıklayabilmek için EGARCH modelleriyle incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, Şangay piyasasının kaldıraç etkisi derecesinin Temmuz 2007'de finansal kriz başladıktan sonra diğer piyasaların çoğuna göre ters yönde değiştiği belirlenmiş; bu değişiklik, Şangay piyasasındaki yatırımcıların kötü haberleri yakından takip ettiğini göstermiştir. Öte yandan, Şangay-A hisse senedi piyasasına genellikle Şangay-B ve New York hisse

senedi piyasalarından, Şangay-B hisse senedi piyasasına da genellikle Tokyo hisse senedi piyasasından olmak üzere tek yönlü olarak volatilité yayılması olduđu tespit edilmiştir. Aynı zamanda, Şangay-A hisse senedi piyasasından da tek yönlü olarak New York ve Tokyo piyasalarına volatilité yayılımı olduđu belirlenmiştir. Gelişmekte olan piyasalar arasında ise, Şangay-A hisse senedi piyasasından Hong Kong ve Kore hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü olarak volatilité yayılması olduđu görülmüştür. Ayrıca finansal krizin başlamasından sonra gelişmiş ülke piyasalarının git gide birbirlerine yaklaştıkları ve birbirlerini çift yönlü olarak etkiledikleri görülmüştür. Son olarak, kriz öncesi döneme kıyasla belirgin şekilde farklı olan şey, Hong Kong ve Kore piyasalarının daha önce olduđu gibi Şangay-A hisse senedi piyasasından volatilité yayılımı almadığı ve gelişmekte olan bu piyasaların finansal krizin başlamasıyla birlikte tıpkı gelişmiş ülke piyasaları gibi birbirlerine yaklaştıkları sonucuna ulaşılmıştır.

Moon ve Yu (2010), 05.01.1999-12.06.2007 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD Standard & Poor (S&P) 500 hisse senedi endeksi ile Çin Şanghay Borsası (SSE) endeksi arasındaki hisse senedi getiri ve volatilité yayılma etkilerini tek deđişkenli simetrik M-GARCH ve asimetrik GJR-GARCH modellerini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre, S&P 500 hisse senedi getirisindeki beklenmedik volatilitenin, kriz sonrası dönemde Şanghay Borsası (SSE) getirilerindeki volatilité üzerinde hem simetrik hem de asimetrik olarak yayılma etkisine neden olduđu görülmüştür. Ayrıca ABD'den gelen kötü haberlerin Çin hisse senedi piyasasındaki beklentilerle tutarlı olarak hisse senedi getirilerindeki volatilitéyi artırdığı, buna karşılık ABD'den gelen iyi haberlerin ise Çin hisse senedi piyasasındaki volatilitéyi azalttığı tespit edilmiştir. Bu durum ABD'den gelen iyi haberlerin küresel sermayeyi Çin borsasına doğru çekerek hisse senedi getirilerindeki volatilitenin azalmasına yol açmıştır. Dünyadaki satın alma gücü bakımından iki en büyük ekonomi olan ABD ve Çin'in küresel sermaye piyasasına entegrasyonu ve rekabeti, küresel portföy yönetimi, riskten korunma ve küresel ticaretin gelişmesi açısından önem taşıdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Singh vd., (2010), 01.01.2000-22.02.2008 tarihleri arasında günlük hisse senedi açılış ve kapanış fiyatlarını kullanarak Kuzey Amerika, Avrupa ve Asya

kıtasındaki on beş ülkenin, Hindistan (BSE 30), Fransa (CAC 40), Almanya (DAX 30), Birleşik Krallık (FTSE 100), Hong Kong (Hang Seng), Endonezya (JSX Kompozit), Malezya (KLSE), Kore (KOSPI), Pakistan (KSE 100), Amerika Birleşik Devletleri (NASDAQ), Japonya (Nikkei 225), Çin (SSE Kompozit), Singapur (STI), Kanada (S & P / TSX 60) ve Tayvan (TSEC) hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılma etkisinin varlığını VAR ve AR-GARCH modellerini kullanarak incelemiřlerdir. Elde edilen sonuçlara göre hem getiri hem de volatilité yayılmasında, belirli bir endeksin çoğunlukla kendisinden hemen önce açılan veya kapanan endekslerden etkilendiđi tespit edilmiřtir. Bu bağlamda, Asya endekslerinin çoğunun Avrupa ve ABD endekslerinin gecikmeli getirilerinden etkilendiđi; bunun nedeninin de Avrupa ve ABD endekslerinin tüm Asya endekslerinden sonra açılıp kapanmasından dolayı baskın hale gelen etkilerinden kaynaklandıđı belirlenmiřtir. Bununla birlikte, diđer endekslerden önce açılan endekslere aynı gün etkileri de dahil edildiđinde, getiri ve volatilité yayılmasının benzer sonuçlar vererek, ABD piyasasından Japon, Kore, Singapur, Tayvan, Hong Kong ve Avrupa piyasalarına kadar gerçekteřtiđi görülmüřtür.

Xiao ve Dhesi (2010), 05.01.2004-01.10.2009 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanıř fiyatlarını kullanarak geliřmiř dört ülkenin İngiltere (FTSE 100), Fransa (CAC), Almanya (DAX) ve ABD (S&P 500) hisse senedi piyasaları arasında zamanla deđiřen korelasyon ve volatilité yayılma etkisinin varlıđını çok deđiřkenli BEKK-GARCH ve DCC-GARCH modellerini kullanarak incelemiřlerdir. Elde edilen sonuçlar, incelenen hisse senedi piyasaları arasında önemli ve asimetric volatilité yayılma etkilerinin olduđunu göstermiřtir. Bu bağlamda, Ocak 2004'ten Ekim 2009'a kadar ABD (S&P 500) endeksi volatilité yayılımında dünya çapında ana borsa olurken, İngiltere (FTSE 100) endeksi de Avrupa piyasası için ana volatilité vericisi olmuřtur. Öte yandan, Avrupa borsaları arasında kořullu korelasyonun zaman içinde deđiřtiđi; buna karřılık, ABD borsasından gelen korelasyondaki řokun Avrupa borsalarında uzun süre devam etme eđiliminde olduđu tespit edilmiřtir. Bu tespitler, ABD'den Avrupa piyasalarına dođru etkili volatilité yayılması ve ABD ile Avrupa piyasaları arasındaki korelasyon deđiřimlerinin güçlü bir řekilde devam ettiđini ve Avrupa ve

ABD piyasaları arasındaki karşılıklı bağımlılık hakkında eksik bilgiye sahip olduğunu göstermiştir.

Abou-Zaid (2011), 02.01.1997- 25.09.2007 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak (ABD) New York ve (İngiltere) Londra Menkul Kıymetler Borsalarından, gelişmekte olan piyasalar olan Mısır, İsrail ve Türkiye'ye doğru volatilitte yayılmalarını M-GARCH modeliyle test etmiştir. Elde edilen sonuçlar, ABD'den Türkiye haricinde Mısır ve İsrail hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü bir volatilitte yayılımı olduğunu, ayrıca İngiltere hisse senedi piyasasının Mısır, İsrail ve Türkiye hisse senedi piyasalarını etkilemediğini göstermiştir. Bu sonuçların özellikle yatırımcıların portföy oluşturma ve ticaret kararları üzerinde çok önemli etkileri vardır. Bu bağlamda, piyasa katılımcılarının uluslararası borsalar ile yerel borsa performansı arasındaki ilişkinin farkında olması gerektiği belirtilmiştir. Çalışmanın sonuçları, Mısır ve İsrail'deki uluslararası portföy çeşitlendirme ve ticaret kararlarında hem yerel hem de ABD piyasalarının performansının dikkate alınması gerektiğini göstermiş; ayrıca piyasa katılımcılarının, yerel piyasa koşullarına özellikle bu iki piyasadaki (Mısır ve İsrail) uluslararası koşullardan daha fazla dikkat etmesi gerektiği ifade edilmiştir.

Joshi (2011), 02.02.2007-20.02.2010 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Hindistan, Hong Kong, Japonya, Çin, Cakarta ve Kore hisse senedi piyasaları arasındaki şok, getiri ve volatilitte yayılma etkilerinin varlığını asimetrik GARCH-BEKK modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Çin'den Cakarta'ya ve Cakarta'dan Kore'ye çift yönlü, Hong Kong'dan Hindistan'a ve Cakarta'ya, Japonya'dan Hong Kong'a, Cakarta'dan Japonya'ya, Kore'den Hindistan'a ve Hong Kong'dan Cakarta'ya doğru da tek yönlü bir getiri yayılması olduğu görülmüştür. Öte yandan, Hong Kong'dan Hindistan'a ve Cakarta'ya, Japonya'dan Hong Kong ve Cakarta'ya, Cakarta'dan Çin'e, Kore'den Japonya ve Çin'e doğru tek yönlü şok yayılması tespit edilmiştir. Ayrıca, Hindistan ile Hong Kong, Cakarta, Japonya ve Kore arasında, Hong Kong ile Japonya arasında ve Cakarta ile Kore arasında çift yönlü, Cakarta'dan Çin ve Kore'ye doğru, Hong Kong'dan Çin'e doğru ve Çin'den de Hindistan'a doğru tek yönlü volatilitte yayılma etkisinin varlığı saptanmıştır. Son olarak, Hong Kong ve Çin dışındaki piyasaların

kendi olumsuz şoklarına asimetrik tepkiler verdiği ve Hindistan'dan Kore'ye, Hong Kong'dan Hindistan'a, Japonya'dan Hindistan'a ve Çin'den Kore'ye doğru tek yönlü olarak çapraz piyasalar arasında asimetrik tepkilerin yayıldığı belirlenmiştir.

Neaime (2012), 01.01.2007-31.12.2010 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD, İngiltere, Fransa hisse senedi piyasaları ile MENA ülkeleri olarak adlandırılan Kuveyt, Suudi Arabistan, Mısır, Ürdün, Fas, Tunus, Birleşik Arap Emirlikleri hisse senedi piyasaları arasında hem küresel ölçekte hem de MENA ülkelerinin finansal piyasaları arasındaki getiri ve volatilitedeki yayılma etkisini Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen varyansta nedensellik testini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, Suudi Arabistan hisse senedi piyasasından Kuveyt ve Birleşik Arap Emirlikleri hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü getiri ve volatilité yayılması olduğunu, Mısır hisse senedi piyasasının Ürdün, Fas ve Tunus hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olduğunu göstermiştir. Ayrıca ABD hisse senedi piyasasından MENA ülkeleri hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü getiri ve volatilité yayılması olduğu, MENA ülkeleri arasında Birleşik Arap Emirlikleri hisse senedi piyasası ile ABD borsası arasında en güçlü bağa sahip olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada ayrıca, petrol üretmeyen MENA ülkeleri arasında Mısır'ın, petrol üreten MENA ülkeleri arasında da Suudi Arabistan'ın baskın piyasa olduğu ve yatırımcıların portföy çeşitlendirmesi açısından Suudi Arabistan piyasasının hem bölgesel hem de uluslararası ölçekte diğer MENA ülkelerine göre daha avantajlı görüldüğü ve olası bir finansal krizden en az etkilenecek piyasanın olduğu belirtilmiştir. Son olarak, Mısır, Ürdün, Fas, Tunus ve Birleşik Arap Emirlikleri borsalarının dünya piyasalarının geri kalanıyla entegre olduğu, bu nedenle de yatırımcıların gelişmekte olan bu piyasalara girerek istedikleri çeşitlendirme faydalarını bulamayacakları sonucuna varılmıştır.

Zhou vd., (2012), 01.02.1996-30.12.2009 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak on bir ülke (Çin, Fransa, Almanya, Hong Kong, Hindistan, Japonya, Kore, Singapur, Tayvan, İngiltere ve ABD) hisse senedi piyasaları arasında Diebold ve Yılmaz'ın (2012) genelleştirilmiş vektör otoregresif çerçevesi içinde öngörü-hata varyans ayrıştırımlarına dayanan bölgesel ve yönlü volatilité yayılmalarını incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, 1996'dan 2009 yılına kadar Çin

piyasaının volatilité yayılımı aısından dnya piyasalarından pek etkilenmediđini gstermiřtir. zellikle 2005 yılından sonra, in piyasasından diđer piyasalara dođru olumlu bir volatilité yayılma etkisi olduđu grlmř; bu durum in piyasasının etkisini o yıllarda byk lde arttıđı řeklinde nitelendirilmiřtir. Bu bađlamda in, Hong Kong ve Tayvan piyasaları arasındaki volatilité etkileřimlerinin, in, Batı ve diđer Asya piyasaları arasındaki etkileřimlerinden daha byk olmuř ve bu da in blgesindeki finansal piyasa entegrasyonunun etkisini dođrulamıřtır. Ayrıca in, Japon ve Hint piyasaları arasındaki dalgalanmaların, in, ABD ve İngiltere piyasalarındaki dalgalanmalardan daha belirgin olduđu grlmř; bu durum, Asya piyasaları arasındaki bađlantı ve korelasyonların son yıllarda giderek daha belirgin hale geldiđini gstermiřtir. te yandan, ABD piyasası zellikle subprime krizi sırasında volatilité etkileri aısından diđer piyasalarla yksek derecede entegre olmuř; bununla birlikte, aynı dnemde diđer piyasalar kt haberlerin etkisiyle ok deđiřken olsalar da byk dalgalanmaları ABD piyasasına geri aktarmıřlardır. Son olarak, yabancı yatırımlardaki kısıtlamalar nedeniyle in piyasası 2008 kresel finansal krizi sırasında piyasa volatilitésinden byk lde etkilenmemiřtir.

Gilenko ve Fedorova (2014), 14.04.2003-27.07.2012 tarihleri arasında gnlk hisse senedi kapanıř fiyatlarını kullanarak BRIC lkeleri (Brezilya, Rusya Hindistan ve in) hisse senedi piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılma etkisinin varlıđını, ayrıca ABD, Almanya ve Japonya hisse senedi piyasaları ve MSCI Geliřen piyasa endeks getirilerinin finansal kriz ncesi ve sonrası dnemde BRIC lkeleri zerindeki etkilerini drt boyutlu BEKK-GARCH modelini kullanarak incelemiřlerdir. Elde edilen sonular, kriz ncesi dnemde, piyasaların getirileri arasında nispeten dřk fakat istatistiksel olarak anlamlı ve ift ynl korelasyonların olduđunu gstermiřtir. Ayrıca BRIC borsaları arasında, zellikle Brezilya'dan Rus ve in borsalarına dođru gecikmeli ortalamada yayılmaların olduđu grlmř; aynı zamanda bu borsalar arasında volatilité yayılmaları da tespit edilmiřtir. te yandan, krizden sonra da Brezilya'nın (ortalamada yayılma etkisi) gecikmeli etkisinin Rusya ve in'in borsaları zerinde devam ettiđi, ancak volatilité yayılmalarının neredeyse kaybolduđu belirlenmiřtir. Aynı dnemde BRIC lkelerinin borsa getirileri arasındaki eř zamanlı ift ynl korelasyonlar, en az iki kat daha gl hale gelmiřtir. Diđer

tarafından, ABD, Almanya ve Japonya'nın gelişmiş borsalarının ve gelişmekte olan piyasaların dış yayılmalarının etkisi kriz öncesi dönemde; ABD piyasasının dış yayılmalarının sadece Çin piyasası üzerinde etkisinin olduğu, aynı dönemde Almanya'nın da Brezilya ve Çin üzerinde olumlu, Rusya üzerinde olumsuz bir etkisinin olduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte Japonya piyasasının ise hiçbir BRIC ülkesini etkilemediği görülmüştür. Kriz döneminde, ABD piyasasının Brezilya piyasasına ve Japon piyasasının da Hint piyasasına etkisi dışında, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasaların BRIC piyasaları üzerinde neredeyse hiçbir etkisi tespit edilememiştir. Son olarak, kriz sonrası iyileşme döneminde gelişmiş ve gelişmekte olan ülke piyasaları ile BRIC piyasaları arasındaki bağlantıların önemli ölçüde değiştiği vurgulanmıştır.

Majdoub ve Mansour (2014), Ocak 2008-Ocak 2013 tarihleri arasında haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Amerika Birleşik Devletleri ile beş gelişmekte olan İslami ülke piyasaları (Türkiye, Endonezya, Pakistan, Katar ve Malezya) arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığını çok değişkenli GARCH-BEKK, CCC-GARCH ve DCC-GARCH modellerini kullanarak incelemiştir. Çalışma da modellere ilişkin tahminlerde, ticari faaliyetlerin İslam hukuku yönergelerine uygun olması ve faiz getiren yatırımlar ile kaldıraç oranları üst sınırlarının aşılmasını kısıtlarının sağlanabilmesi amacıyla MSCI (Morgan Stanley Capital International) İslami hisse senedi endeksi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, hem ABD ve İslami yükselen hisse senedi piyasaları arasında hem de İslami piyasalarının kendi aralarında zayıf bir korelasyonun olduğunu göstermiştir. Öte yandan, koşullu korelasyon tahminleri hemen hemen tüm vakalarda istatistiksel olarak anlamlı olmakla birlikte, çok düşük çıkmıştır. Bu sonuç, incelenen piyasalar arasında şokların yayılma hızının düşük olduğunu göstermektedir. Ayrıca, yatırımcıların gelişmekte olan İslami hisse senedi piyasalarına yatırım yaparken ve risklerini en aza indirmek için portföylerini çeşitlendirirken dikkatli olmaları gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Nikmanesh vd., (2014), Ocak 1990-Mayıs 2013 tarihleri arasında haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD (S&P 500), Japonya (NIKKEI 225) ve Malezya (KLCI) borsaları arasındaki getiri ve volatilité yayılma etkilerinin varlığını

Cheung ve Ng (1996) varyansta nedensellik ve serideki yapısal kırılmaların etkisine de izin veren Hong (2001) tarafından sunulan CCF (Cross Correlation Function) çapraz korelasyon fonksiyonu modellerini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, ABD ve Japonya borsalarından Malezya borsasına doğru tek yönlü bir nedensellik olduğunu, Malezya borsasındaki volatilitenin ABD borsasından Japon borsasına göre daha fazla etkilendiğini ve Malezya borsasının hisse senedi getirilerinde ABD ve Japonya borsalarından gelen şoklara hemen tepki verdiğini göstermiştir. Bu sonuçlar hem ABD hem de Japonya'nın Malezya için önemli ticaret ortakları olmalarına rağmen, ABD Malezya'da Japonya'dan daha yüksek bir yatırım seviyesine sahip olmasından dolayı Malezya borsasının ABD borsasındaki değişikliklere daha duyarlı olduğu görülmüştür. Çalışmanın bulguları ayrıca, yatırım kararları alırken fon yöneticileri ve yatırımcıların risk ve getiri unsurları hakkında da önemli bilgiler vermektedir. Bulgular, yatırımcıların ve fon yöneticilerinin Malezya borsasından daha erken açılan piyasalardan gelen sinyalleri kullanarak Malezya borsasında daha fazla kar elde edebileceklerini göstermiş olmasına rağmen, Malezya hisse senedi getirilerinden kar elde etmek isteyen uluslararası yatırımcıların, yatırım kararları vermeden önce ABD borsasına dikkat etmesi gerektiği belirtilmiştir. Ayrıca, riskten korunma araçlarını kullanarak riskten korunma stratejilerini geliştirirken de ABD borsasındaki dalgalanmayla ilgili bilgileri dikkate almaları tavsiye edilmiştir.

Chirila vd., (2015), 31.12.2004-22.04.2015 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak beş Doğu Avrupa ülkesi borsaları (Romanya, Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Bulgaristan ve Polonya) ile on iki Euro Bölgesi borsaları (Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz ve İspanya) arasındaki volatilitate yayılma etkilerinin varlığını çok değişkenli GARCH-BEKK modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, Euro bölgesi borsalarından Doğu Avrupa ülkeleri borsalarına doğru tek yönlü volatilitate yayılma etkisi olduğu tespit edilmiştir. Sonuçlar aynı zamanda, Doğu Avrupa borsaları arasından Macaristan, Çek Cumhuriyeti ve Polonya borsaları arasında iki yönlü volatilitate yayılmalarının olduğunu ve Doğu Avrupa piyasalarının, yerel şoklardan ve yeni gelen haberlerden Euro bölgesi piyasasında meydana gelen şoklara göre daha fazla etkilendiğini

göstermiştir. Bu bağlamda, Doğu Avrupa borsalarına yapılan yatırımlar, portföylerin uluslararası çeşitlendirilmesi olasılığını sunduğu için hisse senedi portföylerinin yönetiminde bir alternatif oluşturduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Golosnoy vd., (2015), 05.01.1996-26.02.2009 tarihleri arasında eşzamanlı olarak işlem görmeyen ABD Dow Jones, Japonya Nikkei ve Almanya DAX borsa endekslerinin gerçekleşen varyans ve kovaryanslarını dikkate alan koşullu otoregresif Wishart çerçevesine dayanan yeni bir dört fazlı model kullanarak subprime krizinden önce ve kriz sırasında ABD, Almanya ve Japon borsaları arasında gün içindeki volatilitate yayılma etkisini incelemiştir. Elde ettikleri sonuçlara göre, krizden önce Japon piyasasının, Alman ve ABD piyasasından daha büyük bir yayılma etkisine sahip olduğu gözlenmiştir. Bununla birlikte, kriz sırasında ABD piyasasından diğer piyasalara doğru tek yönlü olarak volatilitate yayılımlarının olduğu; ayrıca krizin, uluslararası borsalardaki volatilitate şoklarının genel sürekliliğinde önemli bir azalmaya yol açtığı tespit edilmiştir. Bu durum, kriz sırasında volatilitateyi artıran yeni haberlerin kriz öncesine göre etkisinin daha hızlı kaybolduğunu göstermiştir.

Kim ve Ryu (2015), Ocak 2003-Aralık 2012 tarihleri arasında haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Amerika Birleşik Devletleri (S&P 500 endeksi) ile Güney Kore (KOSPI 200 endeksi) hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilitate yayılma etkisinin yanı sıra beklenmedik şoklara yanıt olarak iki piyasa arasındaki tepkileri de yakalamak amacıyla ortak sıçrama davranışının olup olmadığını asimetrik BEKK-GARCH modeli ve CPR sıçrama tespit testini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, iki piyasa arasında önemli bir getiri ve volatilitate yayılımının olduğunu, ortak sıçrama davranışıyla ilgili olarak ise, iki piyasanın boyutu ve yoğunluğu arasında bir işbirliğinin olduğu, özellikle finansal kriz sırasında iki piyasanın yoğunluklarından daha büyük bir korelasyona sahip olduklarını göstermiştir. Bu bağlamda, dünya çapındaki birçok finansal kurumun ve küresel yatırımcının geniş portföylerini en büyük ve en etkili finansal piyasa olan ABD piyasası ve önde gelen gelişmekte olan piyasalar arasında yer alan Kore piyasasını kullanarak yönettiği düşünüldüğünde, söz konusu borsaların getirilerindeki sıçrama bilgisi ve aşırı şoklara verdiği tepkilerin anlaşılabilmesinin, yatırımcılar ve politika yapıcılar açısından önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Li ve Giles (2015), 01.01.1993-31.12.2012 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD, Japonya ve altı gelişmekte olan Asya ülkesinin (Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Tayland ve Filipinler) hisse senetleri arasında şok ve volatilité yayılma etkisini VAR-GARCH ve BEKK-GARCH modellerini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, ABD hisse senedi piyasasından hem Japonya hem de Asya'nın gelişmekte olan piyasalarına doğru önemli ölçüde tek yönlü olarak şok ve volatilité yayılımının olduğunu; özellikle, 1997 Asya krizi sırasında ABD piyasası ile Asya piyasaları arasındaki dalgalanmaların daha güçlü ve çift yönlü olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte son 5 yılı kapsayan örneklem döneminde Japonya piyasası ile Asya'nın gelişmekte olan piyasaları arasındaki bağlantıların daha belirgin hale geldiği ve bu dönemde şok yayılımlarının önemli ölçüde çift yönlü olduğu görülmüştür. Çalışmada ayrıca hem uzun vadede hem de kısa vadede gelişmekte olan Asya piyasalarının, gelişmiş diğer piyasalara kıyasla kendi geçmiş şoklarından daha fazla etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır.

Mohammadi ve Tan (2015), 02.01.2001-08.02.2013 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD, Hong Kong ve Çin'in Şangay ve Şenzhen hisse senedi piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılma dinamiklerini Vektör Otoregresif (VAR), çok değişkenli GARCH-BEKK, GARCH-CCC ve GARCH-DCC modellerini kullanarak incelemişlerdir. VAR modeli sonuçlarına göre, ABD'den diğer üç piyasaya doğru tek yönlü olarak getiri yayılmalarının olduğunu, buna karşılık Çin ve Hong Kong piyasa getirilerinin birbirleri üzerinde hiçbir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Öte yandan, BEKK model sonuçlarına göre de ABD'den diğer üç piyasaya doğru tek yönlü olarak volatilité yayılması görülmüştür. CCC model sonuçları da Çin ankarasının iki hisse senedi piyasasının, %93,5'lik korelasyonla yüksek derecede korelasyonlu olduğunu göstermiş; buna karşılık, Çin'in iki piyasası ile Hong Kong arasındaki korelasyonlar %30 civarındayken, Çin'in iki piyasası ile ABD arasındaki korelasyonlar sırasıyla %6.4 ve %7.2 olarak bulunmuştur. Son olarak DCC modelinden gelen dinamik koşullu korelasyon sonuçları ise 2007 finansal krizinden bu yana Çin ile diğer piyasalar arasındaki koşullu korelasyonda ılımlı bir artış olduğu gözlenmiştir. Böylece çalışmada uygulanan modellerden elde edilen tüm bulgular değerlendirildiğinde, uluslararası yatırımcıların varlıklarını Çin'in hisse

senedi piyasalarına tahsis ederek çeşitlilikten yararlanabilecekleri sonucuna ulaşılmıştır.

Jebran ve Iqbal (2016), 04.01.1999-01.01.2014 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Pakistan, Hindistan, Sri Lanka, Çin, Japonya ve Hong Kong arasındaki volatilité yayılma dinamiklerini GARCH modeliyle inceleme girişiminde bulunmuşlardır. Elde edilen ampirik sonuçlar, Asya ülkelerinin borsaları arasında önemli bir getiri ve volatilité yayılımının olduğunu göstermiştir. Yapılan analizlerde, getirilerin çift yönlü olarak sadece Çin ve Japonya borsaları arasında yayıldığı; tek yönlü olarak ise Sri Lanka'dan Hindistan'a, Çin'den Hong Kong'a, Hong Kong ve Çin'den Pakistan'a, Hindistan'dan Japonya ve Hong Kong'a yayıldığı görülmüştür. Analizler ayrıca, Hong Kong ve Sri Lanka, Çin ve Sri Lanka, Çin ve Japonya arasında çift yönlü volatilité yayılımının olduğunu, Hindistan'dan Çin'e, Sri Lanka'dan Japonya'ya, Hong Kong'dan Hindistan'a, Pakistan'dan Sri Lanka'ya ve Hong Kong'dan Japonya'ya doğru ise tek yönlü volatilité yayılımının olduğu, ancak seçilen borsaların hiçbirinden Pakistan borsasına doğru volatilité yayılımının olmadığı tespit edilmiştir. Bu durum, Çin ve Japonya borsaları arasında hem getiri hem de volatilité açısından çift yönlü yayılmanın olduğunu göstermiştir. Çalışmanın, politika yapıcılar ve yatırımcılar açısından da önemli çıkarımlara sahip olduğu belirtilerek, politika yapıcılar için, finansal piyasalar arasındaki volatilité yayılımı hakkındaki bilgilerin ekonomik istikrar açısından önemli olduğu; çünkü finansal piyasa entegrasyonlarının finansal sektör entegrasyonunu gerektirdiği belirtilmiştir. Bu bağlamda, politika yapıcıların finans sektörünü uluslararası finansal şoklardan koruyacak politikaları tasarlamaları gerektiği ifade edilmiştir. Öte yandan, sonuçların yatırımcılar açısından önemi ise, risklerini azaltacak ve getirilerini artıracak olan ilişkisiz piyasalara yatırım yaparak portföy çeşitlendirmesinden yararlanabilecekleri sonucuna ulaşılmıştır.

Lee ve Goh (2016), 02.01.2002-30.12.2011 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ASEAN ülkeleri (Malezya, Endonezya, Tayland, Filipinler ve Singapur) ile Hong Kong ve ABD hisse senedi piyasaları arasında küresel finansal krizden önceki ve sonraki dönemlere de odaklanarak getiri ve volatilité yayılma etkilerinin varlığını çok değişkenli BEKK-GARCH modelini kullanarak

incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre kriz öncesi dönemin aksine ASEAN borsaları arasındaki getiri yayılmalarının kriz sonrası dönemde neredeyse olmadığı belirlenmiştir. Bununla birlikte, getiri yayılmaları bağlamında ABD piyasasından Hong Kong piyasası dışında tüm ASEAN piyasalarına doğru pozitif getiri yayılmasının olduğu tespit edilmiştir. Öte yandan volatilité yayılma etkileri açısından sonuçlar değerlendirildiğinde, geçmişteki volatilité yayılmasının krizden sonra da azalmasına rağmen varlığını sürdürdüğü, özellikle ABD ve Hong Kong piyasalarının volatilité yayılma etkilerinin ASEAN piyasalarının kendi aralarındaki etkilerinden daha büyük olduğu görülmüştür. Ayrıca kriz sonrası dönemde, geçmiş şok yayılmalarının daha az etki gösterdiği, Hong Kong piyasasının bu yayılmanın asıl kaynağı olduğu, şoklara karşı asimetrik cevapların kriz öncesi ve kriz sonrası dönemlerde belirgin olarak verilmesine rağmen, krizden sonraki yayılma etkilerinin çok daha güçlü olduğunu vurgulayarak; bu durumun, özellikle ABD piyasasından ASEAN piyasalarındaki volatilitenin artmasına neden olan kötü haberlerden kaynaklanan şoklar için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yavas ve Dedi (2016), 09.11.2010-30.01.2015 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Almanya, Avusturya, Polonya, Rusya ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılmasının varlığını çok değişkenli otoregresif hareketli ortalama (MARMA) ve genelleştirilmiş otoregresif koşullu heteroskedastisite (GARCH) modellerini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, incelenen ülkeler arasında önemli bir getiri koalisyonunun varlığı saptanmıştır. Örnekleme yer alan ülkeler arasında gelişmekte olan piyasalardaki (Türkiye, Rusya ve Polonya) volatilitenin, gelişmiş piyasalardan (Almanya ve Avusturya) daha yüksek olduğu görülmüştür. Ancak, Rusya ve Türkiye'deki volatilitelerin çok uzun sürmediği belirlenmiş; volatilitedeki artışın, sadece Polonya piyasasının gelecekteki getirilerinde artışa yol açtığını göstermiştir. Bu bağlamda GARCH-M modeli, volatilitedeki bir artışın Polonya piyasası dışındaki piyasalarda gelecekteki getiri artışına yol açacağı hipotezini doğrulayamamıştır. Son olarak, Türkiye dışındaki diğer hisse senedi piyasalarının, örnekleme yer alan diğer piyasalardan volatilité yayılması yaşadığı tespit edilmiştir.

Gamba-Santamaria vd., (2017), 02.01.2003-27.01.2016 tarihleri arasında günlük hisse senetleri kapanış fiyatlarını kullanarak ABD ve dört Latin Amerika ülkesi (Brezilya, Şili, Kolombiya ve Meksika) hisse senedi piyasalarının getirileri arasında volatilité yayılma etkisinin varlığını DCC-GARCH modelini kullanarak test etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar, örneklem döneminin çoğunda Brezilya'dan diğer Latin Amerika ülkeleri Şili, Kolombiya ve Meksika'ya doğru volatilité yayılması olduğunu, özellikle 2012 yılından itibaren bu ülkenin bölgedeki birçok finansal piyasayı olumsuz etkileyen politik istikrarsızlık sorunlarının gelişmesine neden olduğunu göstermiştir. Öte yandan ABD'deki subprime ve Avrupa'daki tahvil kriziyle birlikte özellikle 2008 yılı üçüncü çeyrek ile 2012 ikinci çeyrek arasındaki dönemde geniş bir finansal dalgalanmaya bağlı olarak ABD'den diğer dört Latin Amerika ülkesine doğru şok yayılımının önemli ölçüde arttığı tespit edilmiştir.

Kırkulak-Uludağ ve Ezzat (2017), çalışmalarında 01.01.2007-31.07.2013 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak Mısır, Türkiye, Suudi Arabistan ve İsrail hisse senedi piyasalarının getirileri arasında volatilité yayılma etkisini test etmişlerdir. Bu amaçla dört ülkenin hisse senedi piyasalarının getirileri arasındaki volatilité yayılmasını test etmek için BEKK-GARCH ve DCC-GARCH modellerini kullanmışlardır. Çalışmada, hisse senedi getirilerinin volatilité yayılması üzerinde Mısır Devriminin etkisini anlamak için; örnekleme, devrim öncesi (1 Ocak 2007- 31 Aralık 2010) ve devrim sonrası dönem (1 Ocak 2011-31 Temmuz 2013) olmak üzere ikiye ayrılmıştır. Buna göre, Mısır hisse senedi piyasasındaki volatilitenin çok yüksek olduğu ve özellikle devrim sonrası dönemde hisse senedi getirilerinin dramatik bir şekilde düştüğü; ayrıca, BEKK-GARCH ve DCC-GARCH sonuçları da devrim öncesi ve sonrası dönemde Mısır'dan Türkiye'ye, Suudi Arabistan'a ve İsrail'e güçlü bir şok geçişinin olduğu tespit edilmiştir. Özellikle de devrim sonrası dönemde, Mısır hisse senedi piyasasındaki volatilitenin Türkiye, Suudi Arabistan ve İsrail hisse senedi piyasalarındaki getiri volatilitelerini olumsuz yönde etkilediği belirtilmiştir.

Mensi vd., (2017), 02.01.2002-04.05.2016 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak küresel üç büyük endeks, (ABD S&P 500 endeksi, Avrupa stoxx600 endeksi ve Asya / Pasifik Dow Jones endeksi) ile Yunanistan, İrlanda, Portekiz, İspanya ve İtalya (GIPSI ülkeleri) hisse senedi piyasaları arasındaki

risk ve volatilité yayılma etkisini asimetrik DCC-GARCH modelini kullanarak incelemiřlerdir. Elde edilen sonuçlar, yařanan son krizlerin volatilité yayılmasını hızlandırdığını ve finansal bulařma etkilerini desteklediğini göstermiřtir. Ayrıca incelenen piyasalar arasında asimetrik kořullu korelasyonların varlığı ile borsalar arasında önemli risk yayılımlarının olduđu tespit edilmiřtir. Bu bağlamda, Avrupa ve Asya / Pasifik piyasaları ile İřpanya ve Yunanistan piyasaları diđer piyasaların net řok alıcıları iken, geri kalan GIPSI ülkeleri piyasaları ve ABD piyasası řokların diđer piyasalara net aktarıcıları olduđunu göstermiřtir. Bu sonuçların yatırım çeřitliliđi ve ařađı yönlü risk açasından önemli etkilerinin olduđu; örneđin, portföy yöneticileri ve spekülátörlerin, varlık tahsisi ve portföyleri tasarlamak için bilgi aktarımını (net alıcılar ve net vericiler) kullandıkları ifade edilmiřtir. Öte yandan Avrupa finansal sistemi istikrarının sađlanması amacıyla, politika reformları arasında yer alan finansal reformların ve makroekonomik temelini canlandırılması için ekonomi politikalarının formüle edilmesinin çok önemli olduđu sonucuna ulařılmıřtır.

Rejeb (2017), 01.01.2001-18.01.2016 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanıř fiyatlarını kullanarak Dow Jones İřlami piyasa (DJIM) endeksinin yanısıra (DJIM) geliřmekte olan piyasalar endeksi, (DJIM) Arap piyasası endeksi, (DJIM) Suudi Arabistan haricindeki Arap piyasaları endeksi, (DJIM) Körfez Arap Ülkeleri İřbirliđi endeksi, (DJIM) Kanada endeksi, (DJIM) İngiltere endeksi, (DJIM) Avrupa endeksi, (DJIM) Asya/Pasifik endeksi ve (DJIM) Dünya Geliřmiř Piyasa Endeksi arasındaki getiri ve volatilité yayılma etkisinin varlığını üç ekonometrik yöntemle incelemiřtir. İlk olarak, farklı volatilité serilerini üretmek için standart bir AR-GARCH modelini, daha sonra kırılma dönemlerinin tespiti için Bai ve Perron (1998, 2003) testlerini ve son olarak da özellikle yüksek frekanslı finansal seriler söz konusu olduđundan, bađımlılık analizi bağlamında en alakalı tahmin tekniklerinden birini temsil eden kantil regresyon tekniđini kullanmıřtır. Elde edilen sonuçlar, geleneksel hisse senedi piyasalarının İřlami muadilleriyle karřılařtırıldıđında volatilitelerinin daha yüksek olduđunu ve geleneksel piyasalarda görüldüđu gibi daha yüksek getirili piyasaların volatilitésinin daha yüksek olması durumunun İřlami piyasalar için de geçerli olduđunu göstermiřtir. Öte yandan, kırılma dönemlerinin tespiti için yapılan test sonuçları, volatilité yayılmasının İřlami piyasalar arasında ve bunlar ile geleneksel

muadilleri arasında etkili olduğunu belirlemiş; bu iki piyasa türünün kırılma tarihleri arasında bazı benzerlikler bulmuştur. Özellikle, kırılma tarihlerinin son subprime kriz dönemine denk gelmesi nedeniyle İslami borsaların küresel finansal krize karşı tamamen bağışık olmadığı da belirtilmiştir. Kantil regresyon modelinin sonuçları ise, geleneksel piyasalardan İslami piyasalara, özellikle de geleneksel gelişmiş piyasalardan İslami yükselen ve Arap piyasalarına doğru çok güçlü bağımlılıklar göstermiştir. Son olarak, geleneksel piyasalardan İslami piyasalara doğru oluşan bağımlılıkların daha sonra İslami piyasalar arasında da yayıldığı kanıtlanmıştır.

Shahzad vd., (2017), 15.07.1996-30.06.2016 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Dow Jones İslami piyasa endeksi ile üç büyük geleneksel hisse senedi piyasası (ABD, İngiltere ve Japonya) arasındaki getiri ve volatilité yayılma etkisinin varlığını ARMA-TGARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, küresel İslami hisse senedi piyasası ile geleneksel hisse senedi piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılımı açısından güçlü etkileşimlerin olduğunu göstermiştir. Özellikle de volatilité yayılmalarının, getiri yayılmalarından daha yüksek olduğu görülmüştür. Bunun anlamı, İslami ve geleneksel hisse senedi piyasaları arasında bilgi aktarımının ve volatilité yoluyla seçilen risk faktörlerinin getirilerden daha yoğun olduğudur. Ayrıca, küresel finansal krizin başlangıcından bu yana yayılma etkileri artmış, bu da küresel İslami borsa ile geleneksel borsalar arasında artan bir entegrasyon derecesinin olduğunu göstermiştir. Son olarak, İslami hisse senetlerinin de dünya finansal sistemini etkileyen olumsuz şoklara ve geleneksel piyasalarda olduğu gibi finansal krizler sırasında bulaşma riskine maruz kaldığı tespit edilmiş; bu nedenle, İslami hisse senedi piyasasına yatırımların önemli çeşitlendirme faydaları sunduğuna ve geleneksel borsalarda, özellikle finansal stres dönemlerinde, risk ve istikrarsızlığa karşı iyi bir yastık görevi görebileceğine dair yaygın algıya karşı çıkılmıştır. Bu bağlamda, İslami (Şeriat) kurallara tam uyumun, küresel İslami hisse senedi endekslerini geleneksel hisse senedi piyasalarının dinamiklerinden önemli ölçüde farklı kılabilecek kadar kısıtlayıcı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Bissoondoyal-Bheenick vd., (2018), çalışmalarında 02.07.2007-27.05.2016 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak Amerika Birleşik

Devletleri (S&P 500 endeksi), Çin (CSI 300 endeksi) ve Avustralya (ASX 200 endeksi) arasındaki volatilité yayılma etkisini FIVAR modelini kullanarak test etmişlerdir. Araştırmacılar, çalışmalarında piyasa endekslerine dayalı olarak piyasalardaki volatilité yayılımını incelemek yerine, piyasalar arasındaki volatilité yayılımını değerlendirmek için her sektörü ayrı ayrı incelemişlerdir. Buna göre çalışmada, hangi endüstrilerin borsalar arasındaki volatilité yayılmasını nasıl etkiledikleri açıklanmaya çalışılmıştır. Elde edilen sonuçlar, tüm örnekleme döneminde piyasa endeksi düzeyinde ve endüstrilerin çoğunda ülkeler arasında önemli bir ikili nedensellik olduğunu göstermiştir. Buna göre, finansal hizmetler, endüstriler, tüketici tercihleri ve kamu hizmetleri endüstrisinde ABD'den Çin'e doğru tek yönlü volatilité yayılması olduğu; finansal hizmetler, telekomünikasyon ve enerji endüstrilerinde Avustralya'dan Çin borsalarına doğru tek yönlü volatilité yayılmasının görüldüğü ve Küresel Finansal Krizin etkisi kaldırıldığında, üç ülkedeki tüm endüstriler arasında önemli bir ikili ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçların, yatırımcılar ve fon yöneticilerinin portföy tercihleri açısından hisse senedi seçimlerinde yardımcı olabilmesi ve politika yapıcıların volatilité yayılma mekanizmasını belirledikten sonra uygun eylemlerle borsa türbülansını azaltmaları açısından katkı sağlayacağı düşünülmüştür.

Lien vd., (2018), 03.07.1995-30.07.2009 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Amerika Birleşik Devletleri ile sekiz Doğu Asya ülkesi (Japonya, Hong Kong, Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland) arasında 1997-1998 Asya para krizi ile 2007-2009 ABD subprime kredi krizi öncesi ve esnasında volatilité yayılma etkisinin varlığını GARCH ve türevleri modellere göre daha iyi istatistiksel özelliklere sahip olduklarını düşündükleri kopula tabanlı vektör çarpımsal hata modelini (vMEM) kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, kriz dönemlerinde volatilitenin her zaman doğrudan etkilenen piyasalardan çevre piyasalara yayılmadığını, Asya para krizi esnasında krizden doğrudan etkilenen Doğu Asya piyasalarına aynı zamanda diğer piyasalardan da volatilité yayılımının olduğunu göstermiştir. Öte yandan her iki kriz döneminde de ABD'den diğer piyasalara doğru tek yönlü volatilité yayılmaları olduğu gözlenmiştir. Ayrıca sonuçlarımız, üç büyük Asya finans merkezi olan (Japonya, Hong Kong ve Singapur) piyasalarına, subprime

kredi krizi döneminde diğer birçok ülkeden tek yönlü olarak volatilité yayılmasının olduğunu ortaya koymuştur.

Rim ve Setaputra (2018), Ocak 2005 ve Haziran 2012 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Asya'dan üç ülke (Hong Kong, Japonya ve Singapur), Avrupa'dan altı ülke (Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, İspanya ve İngiltere) ve Kuzey Amerika'dan da iki ülke (Kanada ve Amerika Birleşik Devletleri) olmak üzere 11 ülke arasında karşılıklı bağımlılık ve volatilité yayılma etkisinin varlığını GARCH (1,1) modelini kullanarak incelemiştir. Çalışmanın yapıldığı örneklem döneminde Amerika Birleşik Devletleri ve Yunanistan'da yaşanan krizlerin de Asya, Avrupa ve Kuzey Amerika borsaları üzerindeki etkilerini de dikkate alarak elde edilen sonuçlara göre, ABD piyasasının, Asya ve Yunan piyasalarıyla karşılaştırıldığında Avrupa piyasalarıyla daha bütünleşmiş bir durumda olduğu tespit edilmiştir. Öte yandan, ABD krizi sırasında, ABD piyasasından diğer piyasalara doğru güçlü volatilité yayılması ve finansal bulaşma görülmüş; krizden sonra, ABD piyasasının Asya piyasalarına nazaran Avrupa piyasalarında daha baskın olduğu belirlenmiştir. Ayrıca kriz sonrası dönemde çoğu Avrupa ve Asya piyasasında, krizler nedeniyle piyasalarda oluşan şoklara ve yeniliklere uyum sağlama hızı önemli ölçüde artmıştır. Son olarak çalışmanın bulguları yatırımcılar açısından değerlendirildiğinde, bu bölgelerdeki yatırımcıların portföyleri için çeşitlendirme fırsatları sunduğu, risk yönetimi uygulamalarını geliştirmek ve riskten korunma stratejilerinin uygulanmasında büyük yararlar sağlayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Roni vd., (2018), çalışmalarında 02.01.2002-30.12.2016 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak altı gelişmekte olan Asya ülkeleri (Bangladeş, Çin, Hindistan, Malezya, Filipin ve Güney Kore) arasında birbirlerine bağımlılık ve yayılma etkisinin olup olmadığını incelemiştir. Araştırmacılar, inceledikleri örnekleme dönemini 2007-2008 küresel finansal krizi dikkate alarak (kriz öncesi, kriz ve kriz sonrası) olarak üçe ayırmışlar ve her bir dönem için getiri ve volatilité yayılma etkilerini GARCH (1,1) modeli, ikili granger nedensellik testi ve VAR modelini uygulayarak analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar, küresel kriz ve kriz sonrası dönemlerde Asya'nın gelişmekte olan piyasaları arasında korelasyonun arttığı ve bu durumun 2007-2008 küresel finansal krizinin Asya'nın gelişmekte olan

borsalarının birbirlerine daha fazla entegre olmalarına yol açtığını göstermiştir. Öte yandan, ikili granger nedensellik test sonuçlarına göre, Bangladeş borsalarının büyük ölçüde Asya'nın gelişmekte olan borsalarının nedeni olmadığı belirlenmiş; buna karşılık Hindistan piyasalarında kriz ve kriz sonrası dönemde Hindistan'dan Bangladeş piyasalarına doğru çift yönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde diğer gelişmekte olan piyasalar arasında, kriz ve kriz sonrası dönemde tek ve çift yönlü nedenselliklerin olduğu görülmüştür. Öte yandan, getiri ve volatilité yayılmaları kriz öncesi, kriz ve kriz sonrası dönemlerde çok farklı sonuçlar vermiştir. Özellikle, 2007-2008 yılları arasında Çin, Hindistan, Malezya borsalarının volatilité yayılımı açısından küresel finansal krizden pek etkilenmediği, ancak aynı ülkelerle birlikte Güney Kore ve Bangladeş'in kriz öncesinde bölgesel piyasalardan etkilendiği görülmüştür. Hatta Bangladeş borsası 2002-2006 kriz öncesi dönemlerinde volatilité yayılmasının artmasıyla diğer ülkelere oranla daha bağımlı hale gelmiştir.

Alfreedi (2019), 02.03.2003-09.12.2010 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere ve Çin ile Körfez Arap Ülkeleri İşbirliği Konseyi (GCC) altı ülke (Kuveyt, Birleşik Arap Emirlikleri, Katar, Suudi Arabistan, Umman ve Bahreyn) arasında şok, getiri ve volatilité yayılma etkilerinin varlığını çok değişkenli MGARCH-BEKK modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, GCC piyasaları arasında pozitif korelasyonun olduğu ve piyasaları aynı yöne doğru yönlendiren ortak bir faktörün varlığı tespit edilmiştir. Dahası sonuçlar, tüm GCC piyasaları ile ABD, İngiltere ve Çin piyasalarının kendi şokları ve volatilité yayılmalarından oldukça etkilendiklerini göstermiştir. Getiri, şoklar ve volatilité yayılma etkisi açısından sonuçlar değerlendirilmeye devam edildiğinde; ortalama getirilerde ABD'nin, Kuveyt ve Bahreyn hariç geriye kalan tüm GCC piyasaları üzerinde önemli etkisinin olduğu görülürken; şoklar açısından, BAE ile negatif olması haricinde diğer GCC piyasaları üzerinde hiçbir etkisi bulunamamıştır. Ayrıca volatilité yayılma etkisi açısından da ABD'nin, BAE ve Umman piyasalarındaki volatilitéyi etkilediği görülmüştür. Öte yandan, İngiltere'nin ortalama getirilerde Umman ve Katar piyasalarının, şoklarda da BAE ve Bahreyn piyasaları üzerinde etkili olduğu gözlemlenmiştir. Bunun dışında, BAE piyasalarındaki şok veya volatilité yayılma etkisi haricinde Çin'in GCC

piyasaları üzerinde hiçbir etkisi bulunamamıştır. Sonuçlar GCC piyasaları arasında getiri, şok ve volatilité yayılma etkileri bakımından değerlendirildiğinde, sadece BAE, Umman ve Katar piyasaları arasında ortalama getirilerde karşılıklı etkinin görüldüğü; volatilité yayılma etkisi açısından da BAE'den Bahreyn'e, Suudi Arabistan'dan Kuveyt'e ve Bahreyn'den Suudi Arabistan'a doğru tek yönlü olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca GCC piyasaları arasında etkisini gelişmiş bir piyasaya yayan tek piyasanın Suudi Arabistan piyasası olduğu ve bu piyasanın İngiltere üzerinde önemli etkilerinin görüldüğü sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak, Kuveyt'in diğer GCC piyasaları üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı görülmüştür.

Habiba vd., (2019), 01.01.2002-29.12.2017 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak sekiz gelişmekte olan Asya borsaları Çin (SSE), Hindistan (NIFTY 50 index), Endonezya (JSX), Güney Kore (KOSPI), Malezya (KLCI), Pakistan (PSX), Filipinler (PSE) ve Tayvan (TWSE) arasındaki getiri ve asimetrik volatilité yayılma etkilerini tahmin etmek için genişletilmiş EGARCH modelini kullanmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, kriz durumunda Asya'nın gelişmekte olan piyasaları arasındaki entegrasyonun arttığı ve çalışmada seçilen ülkelere ait borsaların tamamının geçmiş dönemlerdeki dalgalanmalardan önemli ölçüde etkilendiği görülmüştür. Ayrıca, örneklem dönemindeki sonuçlar Çin'den Hindistan, Pakistan ve Endonezya'ya, Pakistan'dan Çin, Endonezya, Güney Kore ve Tayvan'a doğru asimetrik volatilité yayılmasının olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuçların özellikle, Asya'daki gelişmekte olan piyasalar bağlamında portföy yöneticileri, küresel yatırımcılar, finansal kurumlar ve politika yapıcılar için, entegre olmayan piyasalara yatırım yaparak portföy çeşitlendirmesinin potansiyel faydalarını en üst düzeye çıkarmak, yatırım riskini en aza indirmek ve finansal piyasa entegrasyonları hakkında bilgi sahibi olunması kaydıyla, finansal sektör istikrarını uluslararası borsalardan kaynaklanabilecek olan gelecekteki şoklardan koruyacak politikaları yapabilmeleri açısından önemli olduğu ifade edilmiştir.

Kumar (2019), Ocak 2000-Mart 2017 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Asya'nın dört ana hisse senedi piyasası olan Hindistan, Çin, Hong Kong ve Japonya arasında getiri ve volatilité yayılma etkisinin varlığını VAR-GARCH modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, seçilen tüm

piyasaların kendi koşullu volatilitelerine ait gecikmelerin, yeni gelen haberlerin oluşturduğu şoklara birlikte yanıt verdiğini göstermiştir. Ayrıca, hata terimleri ve volatilitelerinin gecikmeli değerlerinin borsalardan elde edilen getiriler üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın ülkeler arasındaki volatilitelerine ilişkin sonuçları değerlendirildiğinde ise Çin Şanghay Menkul Kıymetler Borsası volatilitesi ile Japonya ve Hong Kong piyasalarındaki şokların Hindistan hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde önemli etkilerinin olduğu görülmüştür. Öte yandan, Japonya ve Çin borsalarındaki volatiliteler, çapraz piyasa volatiliteleri ve Hindistan'dan gelen şokların yayılmasından etkilenmediği; buna karşılık, Hong Kong piyasasının volatilitesinin ise Hindistan hisse senedi piyasasının şoklarından ve volatilitelerinden etkilendiği belirlenmiştir. Bu sonuçlar, seçilen piyasalar arasında Hong Kong borsasının şoklar ve volatiliteler yayılmaları açısından en duyarlı piyasa olduğunu göstermiştir.

Vo ve Tran (2020), Ağustos 2001-Aralık 2016 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD hisse senedi piyasasından ASEAN ekonomilerinin hisse senedi piyasalarına volatiliteler yayılmalarını, öncelikle ABD hisse senedi piyasasının getirilerindeki volatilitenin kırılma noktalarını Inclan and Tiao (1994) tarafından önerilen ICSS algoritmasıyla belirleyip, daha sonra da genişletilmiş EGARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, ABD hisse senedi piyasasından ASEAN ekonomilerinin hisse senedi piyasalarına volatilitenin güçlü bir şekilde yayıldığını göstermiştir. Küreselleşme ve finansal serbestleşme, sınır ötesi sermaye hareketlerinin kolaylaşmasına neden olmuş; bu eğilim, gelişmişten gelişmekte olan piyasalara volatiliteler yayılmasını da kolaylaştırmıştır. Son olarak elde edilen bulgular, aşırı volatiliteler yayılmalarını izlemek ve kontrol etmek açısından, portföy yatırımları ve risk yönetimindeki yatırımcılar ve politika yapıcılar için önemli olduğu sonucuna varılmıştır.

3. EKONOMETRİK METODOLOJİ VE UYGULAMA

Hisse senetleri arasında yayılma etkisinin inceleneceği bu bölümde, çalışmada kullanılacak olan yöntemlere ilişkin teorik bilgiler verilecektir. Bu bağlamda çalışmada zaman serileri kullanılacağından ilk olarak değişkenlerin durağanlık durumlarının test edilmesi gerekmektedir. Bu nedenle, öncelikle değişkenlerin durağanlık durumlarının tespit edildiği birim kök testlerinin teorik altyapıları ile ilgili bilgi verilecektir.

3.1. Birim Kök Testleri

Zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda öncelikle durağanlık kavramının açıklanması gerekmektedir. Durağanlık kavramı, basitçe zaman serisi verilerinin belirli bir zaman sürecinde sürekli artma veya azalma eğiliminin olmadığı, verilerin zaman boyunca bir yatay eksen üzerinde saçılım göstermesi şeklinde tanımlanır (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 239). Durağanlık, zaman serisi verilerinin ortalama, varyans ve kovaryanslarının gerçek gözlem zamanına göre değişmez olmasını gerektirir. Durağanlığı anlamamanın bir başka yolu da serinin herhangi bir öngörülebilir ve tekrarlayan kalıp olmadan sabit ortalama ve sabit varyansa sahip olmasıdır. Durağan bir zaman serisinin popüler bir örneği, sıfır ortalamalı normal bir dağılımdan üretilen örneklerin bir koleksiyonu olan sıfır ortalamalı seridir. (Pal ve Prakash, 2017, s. 56).

Durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlar etkin ve güvenilir olmayacaktır. Özellikle regresyon analizlerinde bu duruma Granger ve Newbold (1974)'ün ifadeleriyle “sahte regresyon” denilmektedir. Bu sahte regresyonda yüksek bir R^2 ve değişkenlerin t-istatistikleri anlamlı bulunsa bile, parametre tahmin sonuçları ekonomik yorum bakımından anlamsızdır. Regresyon denkleminde elde edilen sonuçlar iyi bir görüntü vermesine karşın, OEKK tahminleri tutarsız ve geleneksel istatistiksel çıkarımsal testler için geçerli değildir (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 324).

Çalışmada yer alan serilerin durağanlık durumlarının belirlenmesinde birim kök testlerinden Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleri kullanılacaktır.

3.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen birim kök testleri sadece birinci dereceden otoregresif süreçlere ilişkin uygulamalarla sınırlı olmayıp daha yüksek dereceden otoregresif süreçlerde de uygulama imkanı sağlamaktadır. p-ninci dereceden standart bir otoregresif AR(p) süreci şu şekilde yazılmaktadır:

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \mu_t \quad (3.1)$$

Burada zaman serisi modelinin denklem (3.1) ile kurulması gerekmektedir. Ancak, varsayımsal denklem bir AR(1) modeli şeklinde kurulmuş ise;

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.2)$$

Birinci dereceden bir otoregresif süreç modelinin hata terimi μ_t temiz-dizi olmayıp, aksine otokorelasyonlu olacaktır. Bu durumda denklem (3.2)'deki hata teriminin korelasyonlu olmasından dolayı Dickey-Fuller test süreci geçersiz olacaktır. Bunun nedeni, denklem (3.2)'deki hata terimi $\mu_t = \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + v_t$ olarak tanımlanmıştır. Böyle bir durumda, kalıntılardaki otokorelasyon ortadan kaldırılmalıdır. Bu nedenle değişkenin gecikmeli değerleri veya $\mu_t = \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + v_t$ olarak almış olduğu değerler modele ilave edilerek hatalarda oluşan korelasyonun ortadan kaldırılmasına çalışılır. Sonuç olarak, $\mu_t = \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + v_t$ denklem (3.2)'ye eklendiğinde elde edilen yeni modelin denklem (3.1)'e eşit olduğu görülecektir. Böylece DF testinde uygulanan prosedür burada da geçerli olacaktır. Bu durumda uygulanmakta olan testler “Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri” olarak adlandırılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 335).

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau \text{ istatistiği} \quad (3.3)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau_\mu \text{ istatistiği} \quad (3.4)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau_\tau \text{ istatistiği} \quad (3.5)$$

Yukarıda verilen denklem (3.3), (3.4.) ve (3.5) DF denklemlerindeki bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin, bağımsız değişken olarak modele dahil edilmesiyle genişletilmiş hali olup aynı τ , τ_μ ve τ_τ istatistikleri $\gamma=0$ hipotezinin test edilmesinde kullanılır (Enders, 2015, s. 207).

Bu işlemlerle birlikte kalıntılardaki otokorelasyon problemi ortadan kalkmış olacaktır. Buna göre, birim kök testinin uygulanabilmesi için kullanılacak olan bir denklemin gecikme seviyesi genellikle Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterleri ile belirlenmektedir. Bununla birlikte kalıntılardaki otokorelasyonun varlığının tespiti içinde Breusch-Godfrey ya da Lagrange çarpanları (LM) testleri kullanılabilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 336).

3.1.2. Phillips-Perron Birim Kök Testi

Dickey-Fuller birim kök testinde hata teriminin istatistiksel olarak bağımsız ve varyansının da sabit olduğu varsayılırken; hata terimindeki otokorelasyon sorunu, sıfır hipotezinin geçerliliğinin test edildiği regresyon denkleminde bağımlı değişkenin gecikmeli değeri eklenerek çözülmektedir. ADF testinin bu parametrik yaklaşımına karşı Phillips ve Perron (1988) yaptıkları çalışmada, serinin birim köke sahip olduğu boş hipotezi altında zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı zaman serilerinde birim kökün incelenmesine izin veren parametrik olmayan yeni bir test geliştirmişlerdir (Phillips ve Perron, 1988, s. 335).

Phillips-Perron (PP) testi de Dickey-Fuller testindeki gibi üç farklı regresyon modeliyle kullanılabilir. PP testi için en basit AR(1) modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilmektedir.

$$Y_t = \alpha + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$(1 - \phi_1 L)Y_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Burada, $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ve modelin birim kökü $1 / \phi_1$ işlemiyle bulunmaktadır. $\phi_1 = 1$ ise seride birim kök vardır. Ayrıca, $\hat{\phi}_1, \phi_1$ 'in $T-1$ serbestlik derecesinde en küçük kareler tahmincisi olup, $T(\hat{\phi}_1 - 1)$ dağılıma sahiptir. Buna göre PP test istatistiği (Z_α):

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (3.8)$$

Burada, CF, düzeltme faktörünü göstermektedir. Düzeltme faktörü aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 379).

$$CF = \frac{0.5(s_{Tl}^2 - s_\varepsilon^2)}{\sum_{t=2}^T (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1})^2 / T^2} \quad (3.9)$$

Düzeltme faktöründe öncelikle hata teriminin varyansı (σ_ε^2) hesaplanmaktadır. Ancak varyansı hesaplamak mümkün olmadığından tutarlı tahmincisi (s_ε^2) hesaplanmaktadır.

$$s_\varepsilon^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \quad (3.10)$$

Benzer şekilde diğer tahmincilerde (s_{Tl}^2, \bar{Y}_{-1} ve $\hat{\varepsilon}_t$) aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 379-380).

$$s_{Tl}^2 = s_\varepsilon^2 + 2 \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} / T \quad (3.11)$$

$$\bar{Y}_{-1} = \sum_{t=2}^T Y_t / (T - 1) \quad (3.12)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\phi}_1 Y_{t-1} \quad (3.13)$$

Burada, s_{Tl}^2 uzun dönem varyans tahmincisidir. PP testinde test istatistiklerine ait asimptotik dağılımın, otokorelasyonun değişkenlerin katsayılarını etkilememesi için dönüştürülmüş t-istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$Z_t = \left(\sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{s_{Tl}} - \left(\frac{1}{2} \right) \frac{(s_{Tl}^2 - s_\varepsilon^2)}{\left[s_{Tl}^2 (T^{-2} \sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2)^{1/2} \right]} \quad (3.14)$$

3.1.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi

Bir zaman serisinin birim kök içerip içermediğini araştırmak amacıyla Dickey-Fuller testine alternatif olarak Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından bir birim kök testi geliştirilmiştir. Bu test prosedürüne göre, sıfır hipotezi serinin durağan olduğunu buna karşılık alternatif hipotez ise serinin durağan dışı olduğunu göstermektedir (Greene, 2018, s. 1038).

KPSS testinde amaç gözlemlenen serideki deterministik trendin arındırılmasıyla serinin durağan hale getirilmesidir (Kwiatkowski vd., 1992, s. 159). Bu yaklaşımda serinin durağan olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, Lagrange Çarpımı (LM) testi kullanılarak, deterministik bir trend etrafında durağanlığı göstermektedir. Bu bağlamda KPSS testinde üç ana bileşene odaklanılır. Bu bileşenler bir deterministik trend, bir rassal yürüyüş ve bir durağan hatadır. KPSS testine göre, trend durağanlık koşulunun sıfır olması, rassal yürüyüşün varyansının sıfıra eşit olduğu hipotezine eşdeğerdir. Kwiatkowski vd. (1992), normal rassal yürüyüş, durağan hata ve normal beyaz gürültü gibi ek varsayımlar altında, hipotez için hesaplanacak LM test istatistiklerinin yerel olarak en iyi değişmez (LBI) test istatistiklerine yaklaşacağını belirtmişlerdir (Kwiatkowski vd., 1992, s. 161). Bununla birlikte, hatanın beyaz gürültü olduğu varsayımı, sıfır hipotezi altında değişkenin trendden sapmalara sahip olması gerektiği anlamına gelmesinden dolayı pek çok çalışma sonucuna göre gerçekçi bulunmamaktadır. Bu nedenle Kwiatkowski vd. (1992), durağan hata ile ilgili genel koşullar altında LM istatistiklerinin değiştirilmiş bir versiyonunu sağlayarak test istatistiklerinin asimptotik dağılımını üretmişlerdir.

$$Y_t = \beta_t + w_t + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (3.16)$$

Burada, w_t rassal yürüyüşü, t deterministik trendi, ε_t durağan hatayı göstermektedir. Bunun yanında, $u_t \sim (0, \sigma_u^2)$ ve ε_t de durağan ve $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dir. Buna göre, KPSS testi için sıfır hipotezi Y_t serisinin trend durağan olduğunu varsaymaktadır (Kwiatkowski vd., 1992, s. 162).

KPSS test istatistiğinin hesaplanabilmesi için öncelikle Y_t , kesme terimi ve trend üzerine regres edilmeli ve ardından da hata terimleri toplanmalıdır.

$$S_t = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (3.17)$$

Seride deterministik trend bulunmaması durumunda $\{\varepsilon_t\}$, Y_t 'nin sadece kesme terimi üzerine regres edilmesiyle bulunabilir. Buna göre LM istatistiği:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (3.18)$$

Burada, $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \sum \varepsilon_t^2 / T$ şeklinde hesaplanır ve $\{\varepsilon_t\}$ 'ninde varyansdır. Ancak hata terimleri arasında otokorelasyon korelasyon olabilir. Bu nedenle $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, $s^2(l)$ 'nin hataları yardımıyla hesaplanırsa, LM test istatistiği aşağıdaki gibi olacaktır.

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (3.19)$$

Burada,

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-s} \quad (3.20)$$

ve $w(s, l)$ opsiyonel ağırlıklandırılmış fonksiyondur. Buna göre, $w(s, l)$ aşağıdaki gibi hesaplanabilir.

$$w(s, l) = 1 - s / (l + 1) \quad (3.21)$$

Tüm bu hesaplamaların sonunda KPSS test istatistiği şu şekilde elde edilecektir (Kwiatkowski vd., 1992, s. 165).

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (3.22)$$

3.2. GARCH Modeller

Geleneksel zaman serileri ve ekonometrik modeller, bir dönemlik tahmini varyansın sabit olduğunu varsaymaktadır. Engle (1982), bu varsayımın mantıksız olduğunu ifade ederek otoregresif koşullu heteroskedastisite (ARCH) diye adlandırılan bir stokastik süreci tanıtmıştır. Bu stokastik süreç kısaca, geçmişte değişen koşullu varyanslara sahip olmakla birlikte koşulsuz varyansları sabit,

ortalaması sıfır olan serisel korelasyonsuz süreçler olarak ifade edilmektedir (Engle, 1982, s. 987).

ARCH modelleri, zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda hata terimlerinin varyanslarının sabit olmayabileceğini göstermesi açısından önemlidir. Bununla birlikte, bu modellerin tahmin sürecinde çok sayıda parametreye ihtiyaç duyulması, şoklara geç tepki vermesi ve asimetrik etkilerin dikkate alınmaması açısından eleştirilmiştir (Kayral, 2017, s. 168). ARCH modellerindeki bu eksikliklerin giderilmesi amacıyla Bollerslev (1986), geçmiş dönemde hata terimleriyle birlikte, geçmiş dönem koşullu varyans değerlerinin de yer aldığı, çok daha esnek bir gecikme yapısına izin veren Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelini geliştirmiştir. GARCH modeli, standart AR (otoregresif) sürecinin genel ARMA (otoregresif-hareketli ortalama) sürecine doğru genişlemesine benzemektedir (Bollerslev, 1986, s. 308).

GARCH modelinin az sayıda parametre kullanarak, ARCH modelinden daha iyi performans göstermesine rağmen hem ARCH hem de GARCH modelinin simetrik modeller olması nedeniyle, bu modellerin volatilitelerine gelen pozitif ya da negatif şokları ayırtabilmeleri mümkün değildir (Kayral, 2017, s. 169). Özellikle finansal piyasalarda ve varlık getirilerine ait serilerin varyanslarının sabit olmaması ve son derece kalıcı volatiliteleri gibi nedenlerle GARCH modelleri pek çok açıdan geliştirilmiştir (Paolella, 2019, s. 448). Örneğin, Nelson (1991) finansal piyasalarda pozitif ve negatif şokların volatiliteler üzerindeki etkilerinin farklı olduğunu ifade etmiş, bu durumda ortaya çıkan asimetrik etkinin modellenebilmesi için Üssel GARCH (EGARCH) modelini geliştirmiştir. Diğer yandan, volatilitedeki uzun dönemli bağımlılığın modellenebilmesi içinde FIGARCH modeli geliştirilmiştir. Ayrıca getiri serilerinin varyanslarında ortaya çıkan yapısal kırılmalar nedeniyle GARCH modellerinin tahmin edilen parametrelerin daha yüksek çıkması ve sahte durağan süreçlerle karşılaşılması gibi nedenlerle İteratif Kümülatif Kareler Toplamına (ICSS) dayanmakta olan ICSS-GARCH modeli geliştirilmiştir (Çevik ve Sezen, 2020, s. 340).

3.2.1. GARCH (p, q) Modeli

Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyans (GARCH) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (3.23)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3.24)$$

$$h_t = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad (3.25)$$

Burada, ε_t , gerçek değerli kesikli-zaman stokastik süreci ve ψ_t t zamanındaki tüm bilgi setini ifade etmektedir. Ayrıca aşağıda verilen koşullarında sağlanması gerekmektedir:

$$p \geq 0, q > 0$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q,$$

$$\beta_i \geq 0, i = 1, \dots, p$$

$p = 0$ için süreç ARCH(q) sürecine indirgenir ve $p = q = 0$ için ε_t , basitçe beyaz gürültüdür. ARCH sürecinde koşullu varyans, sadece geçmişteki örnek varyanslarının lineer bir fonksiyonu olarak belirtilirken, GARCH (p, q) süreci gecikmeli koşullu varyansların da girmesine izin vermektedir (Bollerslev, 1986, s. 309).

GARCH (p, q) regresyon modeli, ε_t 'nin lineer bir regresyondaki yeniliklere izin verilerek elde edilir:

$$\varepsilon_t = y_t - x_t' b, \quad (3.26)$$

Burada, y_t bağımlı değişken, x_t açıklayıcı değişkenlerin bir vektörü ve b bilinmeyen parametrelerin bir vektörüdür. Eğer $1 - B(z)$ 'nin tüm kökleri birim çemberin dışında ise:

$$h_t = \alpha_0(1 - B(1))^{-1} + A(L)(1 - B(L))^{-1}\varepsilon_t^2 \quad (3.27)$$

$$= \alpha_0 \left(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i \right) + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (3.28)$$

Buna göre, denklem GARCH (p, q) sürecinin sonsuz boyutlu bir ARCH (∞) süreci olarak görülebileceğini ifade etmektedir. δ_i 'ler $D(L) = A(L)(1 - B(L))^{-1}$ denkleminin çözümüyle bulunur.

$$\begin{aligned}\delta_i &= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \delta_{i-j}, & i = 1, \dots, q, \\ &= \sum_{j=1}^n \beta_j \delta_{i-j}, & i = q + 1, \dots,\end{aligned}\tag{3.29}$$

Burada, $n = \min\{p, i - 1\}$ 'dir. Sonrasında, $B(1) < 1$ ise, δ_i , $m = \max\{p, q\}$ 'dan daha büyük i için azalacaktır. Böylece, eğer $D(1) < 1$ ise, GARCH (p, q) süreci, yeterince büyük bir Q değeri için durağan bir ARCH (Q) ile herhangi bir doğruluk derecesine yaklaştırılabilir. Ancak ARMA analogunda olduğu gibi, GARCH süreci muhtemelen Wald'un ayrıştırma tipi argümanlarıyla daha cimri bir açıklama ile gerekçelendirilebilir.

(3.23), (3.24) ve (3.25) nolu denklemler ile tanımlanmış olan GARCH(p, q) süreci, $E(\varepsilon_t) = 0$, $var(\varepsilon_t) = \alpha_0(1 - A(1) - B(1))^{-1}$ ve $t \neq s$ için $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ 'dır. Ancak, $A(1) + B(1) < 1$ olması durumunda süreç durağan olacaktır (Bollerslev, 1986, s. 310).

Sastry Pantula ve anonim bir referansın işaret ettiği gibi, GARCH(p, q) sürecinin eşdeğer bir temsili aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2 - \sum_{j=1}^p \beta_j v_{t-j} + v_t,\tag{3.30}$$

ve

$$v_t = \varepsilon_t^2 - h_t = (\eta_t^2 - 1)h_t,\tag{3.31}$$

Burada, $\eta_t \sim N(0,1)$ 'dir. v_t , ortalaması sıfır ve serisel korelasyonsuz olarak tanımlanır. Bu nedenle, GARCH (p, q) süreci, sırasıyla $m = \max\{p, q\}$ ve p derecelerinin ε_t^2 'sinde otoregresif hareketli ortalama bir süreç olarak yorumlanabilir (Bollerslev, 1986, s. 310).

3.2.2. EGARCH Modeli

GARCH modellerinin temel kısıtlamalarından biri, pozitif ve negatif şoklara volatilitenin simetrik bir tepki uyguladığı varsayımdır. Bunun anlamı, gelen olumlu ya da olumsuz haberlerin volatilitenin üzerinde aynı etkiyi yarattığıdır. Bu durum, denklem (3.24)'teki gibi koşullu varyansın, hata terimlerinin işaretlerinin değil, gecikmeli büyüklüklerinin bir fonksiyonu olduğu için ortaya çıkarmaktadır. Başka bir deyişle, koşullu varyansın değeri hesaplanırken, gecikmeli hata teriminin karesi alındığından, hata teriminin pozitif ya da negatif işaretli olmasının önemi ortadan kalkar. Bununla birlikte, finansal zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda negatif bir şokun (olumsuz bir haber) volatilitenin aynı büyüklükteki pozitif bir şoktan (olumlu bir haber) daha fazla artırdığı bilinmekte olup, literatürde bu durum kaldıraç etkisi olarak adlandırılmaktadır (Brooks, 2008, s. 404).

Standart GARCH modellerinde karşılaşılan bu durum gibi bazı zayıflıkların üstesinden gelmek için Nelson (1991) üstel GARCH (EGARCH) modelini önermektedir. Özellikle, pozitif ve negatif varlık getirileri arasındaki asimetrik etkilere izin vermek için ağırlıklı inovasyonu değerlendirmektedir (Tsay, 2010, s. 143). Buna göre, Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH modelinde koşullu varyans aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\mu_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|\mu_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3.32)$$

EGARCH modeli, standart GARCH spesifikasyonuna göre çeşitli avantajlara sahiptir. İlk olarak, koşullu varyans logaritmik olarak $\ln(\sigma_t^2)$ modellendiğinden, parametreler negatif olsa bile, koşullu varyans σ_t^2 daima pozitif olacaktır. Bu nedenle, model parametrelerinin negatif olmama koşulunun sağlanabilmesi için yapay kısıtlayıcılar belirlenmesine gerek yoktur. İkinci olarak, eğer volatilitenin ve getirilerin arasındaki ilişki negatif ise, γ negatif olduğundan EGARCH formülü altında asimetrilere izin verilmiş olacaktır (Brooks, 2008, s. 406).

Denklem (3.32)'de $\frac{\mu_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$ pozitif ise, koşullu varyanstaki şokun etkisi $\gamma + \alpha$ toplamına, negatif ise $-\gamma + \alpha$ toplamına eşit olacaktır. Ayrıca tahmin edilen α

parametresinin istatistiki olarak anlamlı bulunması durumunda, modelde kaldıraç etkisinin olduğu kabul edilmektedir (Korkmaz ve Çevik, 2009, s. 29).

Orjinal EGARCH formülasyonunda Nelson, hatalar için Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalised Error Distribution, GED) yapısını varsaymıştır. GED, çok sayıda seri türü için kullanılabilen çok geniş bir dağılım ailesine sahip olmasına rağmen, hesaplama kolaylığı ve sezgisel yorumlanması nedeniyle hemen hemen tüm EGARCH uygulamalarında GED yerine koşullu normal hataları kullanılmaktadır (Brooks, 2008, s. 406).

3.2.3. GJR-GARCH Modeli

GARCH modellerinin başlıca kısıtlamalarından biri, pozitif ve negatif şoklara karşı simetrik bir volatilité tepkisi uygulamaktadır. Bu, denklemlerdeki koşullu varyansın işaretlerinin değil, gecikmeli kalıntıların büyüklüklerinin bir fonksiyonu olduğu için ortaya çıkmaktadır (Başka bir deyişle, gecikmeli hatanın karesi alındığından işareti kaybolmaktadır). Bununla birlikte, finansal zaman serilerine yönelik negatif bir şokun, volatilitéyi aynı büyüklükteki bir pozitif şoktan daha fazla artırdığı iddia edilmektedir. Özellikle hisse senedi getirileri söz konusu olduğunda, bu tür asimetriler genellikle kaldıraç etkilerine atfedilmekte; bu nedenle, bir firmanın hissesinin değerindeki bir düşüş, firmanın borç / öz sermaye oranının yükselmesine neden olmaktadır. Bu durum, firmanın kalıntı riskini üstlenen hissedarların, gelecekteki nakit akışlarını nispeten daha riskli olarak algılamalarına yol açmaktadır (Brooks, 2008, s. 404).

Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993), simetrik bir volatilité tepkisini dayatan GARCH modellerinin aksine pozitif ve negatif şoklara karşı getirilerin koşullu varyans üzerinde farklı etkilere sahip olduğunu; aynı zamanda hisse senedi getirilerinin koşullu ortalama ile koşullu varyansı arasında negatif bir ilişki olduğunu öne sürmüşlerdir (Glosten vd., 1993, s. 1799).

Glosten vd., (1993) tarafından geliştirilen GJR modeli, olası asimetrileri dikkate almak için ilave edilen bir terimle GARCH modelinin genişletilmiş halidir. Buna göre, koşullu varyans aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \mu_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (3.33)$$

Burada, $\mu_{t-1} < 0$ ise $I_{t-1} = 1$ iken $\mu_{t-1} > 0$ ise $I_{t-1} = 0$ 'dır. γ , asimetri terimi olup, kaldıraç etkisi için $\gamma > 0$ 'dır. Ayrıca, negatif olmama koşulunun $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 > 0, \beta \geq 0$ ve $\alpha_1 + \gamma \geq 0$ şeklinde olması gerektiğine dikkat edilmelidir. Bununla birlikte, $\alpha_1 + \gamma \geq 0$ olması koşuluyla $\gamma < 0$ olsa bile model hala kabul edilebilir (Brooks, 2008, s. 405).

3.2.4. APARCH Modeli

Ding vd. (1993) ARCH modelinde asimetri etkisinin tespit edilmesi amacıyla asimetrik üslü ARCH modelini geliştirmişlerdir. APARCH modeliyle, kalın kuyruklu, aşırı basıklık ve kaldıraç etkisi tespit edilmektedir. Bu modelde, volatilité ölçümü koşullu varyans yerine koşullu standart sapma ile belirlenmektedir.

Buna göre APARCH (p, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (3.34)$$

Burada, $\alpha_0 > 0$, $\delta \geq 0$, $\alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, p$, $-1 < \gamma_i < 1, i = 1, \dots, p$, $\beta_j \geq 0, j = 1, \dots, q$.

Modeldeki α_i ve β_j GARCH parametreleri olup, γ kaldıraç etkisini ve δ üs parametresini göstermektedir. Asimetrik üslü ARCH modelinde üs parametresi olan δ model içinde hesaplanmaktadır. Modelde asimetri etkisi olabilmesi için $\gamma \neq 0$ olmalıdır. Eğer $\gamma > 0$ ise kaldıraç etkisinin olduğunu, yani piyasaya gelen kötü haberin volatilitéyi iyi haberden daha fazla etkilediğini göstermektedir (Ding, 2011, s. 6).

3.2.5. Kesirli Bütünleşik GARCH (FIGARCH) Modeli

Son yıllarda finansal zaman serileri kullanılarak koşullu varyansları modellemek için yapılan ampirik çalışmalar sonucunda volatilitenin etkisinin hemen kaybolmadığı, aksine uzun süre devam ettiği gözlenmiştir. Finans literatüründe volatilitenin uzun süreli kalıcılık etkisi göstermesi uzun hafıza olarak adlandırılmaktadır. Baillie vd. (1996) volatilitéde uzun hafızanın varlığının tespiti ve modellenmesi amacıyla FIGARCH modelini geliştirmişlerdir. Bu yeni yaklaşımın temel amacı, finansal piyasa volatilitesinde gözlemlenen zamansal bağımlılıkları daha

iyi açıklayabilen ve temsil edebilen, koşullu varyans için daha esnek bir süreçler sınıfı geliştirmektedir (Baillie vd., 1996, s. 5).

FIGARCH (p, d, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (3.35)$$

Burada, $0 < d < 1$, $\phi(L)$ ve $[1 - \beta(L)]$ 'nin tüm kökleri birim çemberin dışındadır. Eğer $d = 0$ olursa model GARCH modeline, $d = 1$ olursa model IGARCH modeline dönüşmektedir. FIGARCH (p, d, q) modeli alternatif olarak şu şekilde de yazılabilir:

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (3.36)$$

Böylece, ε_t 'nin koşullu varyansı kısaca şu şekilde verilebilir:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\phi(L)(1-L)^d\}\varepsilon_t^2 \\ &\equiv \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \end{aligned} \quad (3.37)$$

Burada, $\lambda(L) = \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots$. Denklemdaki FIGARCH (p, d, q) süreci için, denklem (3.33)'ün iyi tanımlanmış ve koşullu varyans tüm t değerleri için neredeyse kesin olarak pozitif olmalıdır. Ayrıca, denklem (3.35)'teki sonsuz ARCH temsilindeki tüm katsayıların negatif olmaması gerekir (Baillie vd., 1996, s. 8).

3.2.6. FIEGARCH Modeli

Bollerslev ve Mikkelsen (1996), volatilitede uzun hafıza ve kaldıraç etkisini birlikte değerlendirmek amacıyla EGARCH ve IEGARCH modellerini birleştirerek FIEGARCH modelini geliştirmişlerdir. FIEGARCH (p, d, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \phi(L)^{-1}(1-L)^{-d}[1 + \psi(L)]g(z_{t-1}) \quad (3.38)$$

Burada FIEGARCH (p, d, q) modeli, $d = 0$ için geleneksel EGARCH modelini ve $d = 1$ için IEGARCH modelini birleştirerek oluşturmuşlardır. Koşullu ortalama için ARFIMA sınıfı modellere benzer şekilde, $\{\ln(\sigma_t^2)\}$ kovaryans-durağandır ve “d” -0.5 ile 0.5 aralığında tersine çevrilebilir. Bununla birlikte, $\ln(\sigma_t^2)$ 'nin gelecekteki değerleri için optimal tahminlere yönelik şoklar, tüm $d < 1$ değerleri için dağıtılacaktır. Ayrıca, FIGARCH modelinin aksine FIEGARCH modeli

parametrelerinin, modelin iyi tanımlanabilmesi için negatif olmama kısıtlarını karşılaması gerekmemektedir (Bollerslev ve Mikkelsen, 1996, s. 160).

3.2.7. FIAPARCH Modeli

Tse (1998) koşullu varyanstaki asimetri etkisini belirleyebilen APARCH modelini uzun hafıza özelliğini de dikkate alıp genelleştirerek kesirli bütünleşik APARCH (FIAPARCH) modelini önermiştir. Buna göre FIAPARCH (p, d, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1 - L)^d\} (|\varepsilon_t| - \gamma \varepsilon_t)^\delta \quad (3.39)$$

Burada, δ , γ ve d sırasıyla modelin üs, asimetri ve uzun hafıza parametreleridir. Asimetri parametresi γ , $-1 < \gamma < 1$ koşulunu karşılamaktadır. $\gamma > 0$ ise, negatif şokların volatilité üzerinde eşit boyutlu pozitif şoklardan daha etkili olduğunu göstermektedir. FIGARCH modelinde olduğu gibi, d uzun hafıza parametresi $0 < d < 1$ aralığında olduğunda koşullu varyans serisinin uzun hafızaya sahip olduğu söylenebilir. Bu durum, beklenmeyen bir şokun koşullu varyans üzerindeki etkisinin hiperbolik bir oranda azaldığı anlamına gelmektedir (Demireli, 2010, s. 221).

3.2.8. HYGARCH Modeli

Davidson (2004) kesirli bütünleşik GARCH (FIGARCH) modelini genelleştirerek koşullu varyansta uzun hafıza özellikleri için hiperbolik olarak azalan etki-tepki katsayılarını da kapsayan Hiperbolik GARCH (HYGARCH) modelini önermiştir. Buna göre HYGARCH (p, d, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= z_t \sqrt{h_t}, \\ z_t &\sim iid(0,1), \\ \Phi(L)[(1 - \tau) + \tau(1 - L)^d] \varepsilon_t^2 &= \omega + [1 - \beta(L)] v_t \end{aligned} \quad (3.40)$$

Burada, $0 \leq d \leq 1$, $\tau \geq 0$; $\beta(L)$ ve $\Phi(L)$ FIGARCH modelinde olduğu gibi tanımlanmıştır. HYGARCH modeli $\tau = 0$ veya $d = 0$ olduğunda GARCH modeline, $\tau = 1$ olduğunda FIGARCH modeline indirgenir. Eğer $d = 1$ değerini alırsa,

HYGARCH modeli ya durağan bir GARCH ($\tau < 1$), ya da IGARCH ($\tau = 1$) veya patlayan koşullu varyanslara sahip bir GARCH ($\tau > 1$) olacaktır.

Eğer $\Phi(L)$ ve $[1 - \beta(L)]$ 'nin tüm kökleri birim çemberin dışında kalıyorsa, HYGARCH modeli aşağıdaki gibi bir ARCH (∞) modeli olarak yeniden düzenlenebilir:

$$\begin{aligned} h_t &= \frac{\omega}{1-\beta(1)} + \Psi^{HY}(L)\varepsilon_t^2, \\ &= \omega^* + \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i^{HY} \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (3.41)$$

Burada, $\Psi^{HY}(L) = \tau\Psi^{FI}(L) + (1 - \tau)\Psi^{GA}(L)$ ile $\Psi^{GA}(L) = 1 - \frac{\Phi(L)}{\beta(L)}$, dir. Bu ifade, HYGARCH modelinin ARCH (∞) katsayılarının, sırasıyla τ ve $(1 - \tau)$ ağırlıklarıyla GARCH ve FIGARCH modelinden ARCH (∞) katsayılarının ağırlıklı ortalaması olarak yapılandırıldığını ima eder. Bu nedenle, HYGARCH modelinin koşullu varyans denklemi şu şekilde yeniden yazılabilir:

$$h_t^{HY} = \tau h_t^{FI} + (1 - \tau)h_t^{GA} \quad (3.42)$$

Denklem (3.42) 'den HYGARCH modelinin koşullu varyans denkleminin, kısa dönem bir GARCH bileşenine ve uzun dönem bir FIGARCH bileşenine sahip olduğu görülebilir. Genel olarak, HYGARCH modeli herhangi bir $0 \leq \tau < 1$ ve $\Phi(1) > 0$ için kovaryans durağan olacaktır (Shi ve Yang, 2018, s. 4-5).

3.2.9. Yapısal Kırılma Testleri

Finans alanında zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda örneklem dönemi arttıkça serilerin varyansındaki yapısal kırılmaların arttığı görülmektedir. Özellikle GARCH modellerinde parametre değerlerinin yükseldiği, sahte durağandışılık olarak ifade edilen sürecin yaşandığı ve bu yapısal kırılmaların serilerde sahte uzun hafızaya neden olduğunu gösteren çok sayıda çalışma literatürde yer almaktadır (Çevik ve Sezen, 2020, s. 341). Bu çalışma, 1995-2021 yılları arasında uzun bir dönemi kapsadığından ve incelenen bu dönem içerisinde dünya çapında çok sayıda beklenmedik ekonomik olayların yaşanmasından dolayı, serilerin varyansında yapısal kırılmaların ortaya çıkması beklenmektedir. Bu nedenle çalışmada yapısal

kırılmaların varlığı, Inclan ve Tiao (1994) ve Sanso, Arago ve Carrion (2004) varyansta kırılma testleriyle araştırılacaktır.

3.2.9.1. Inclan ve Tiao Varyansta Kırılma Testi

Inclan ve Tiao (1994), finansal zaman serisi analizlerinde kullanılan koşulsuz varyanstaki yapısal kırılmaları tespit etmek için Yinelemeli Kümülatif Kareler Toplamına (ICSS) dayalı bir test prosedürü önermiştir. Bu test prosedürüne göre, varlık getiri serisinin beklenmeyen finansal ve ekonomik olaylar nedeniyle varyansında yapısal değişimin olabileceği varsayılmaktadır (Inclan ve Tiao, 1994, 913).

Inclan ve Tiao (1994), serinin koşulsuz varyansındaki bir kırılmanın alternatif hipotezine karşı sabit koşulsuz varyans boş hipotezini test etmek için aşağıda yazılı test istatistiğini önermiştir:

$$C_k = \sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.43)$$

Burada, C_k , ortalaması sıfır ve varyansları σ_t^2 olan korelasyonsuz rassal değişkenler serisinin $\{\alpha_t\}$ kümülatif kareleri toplamıdır.

$$D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{k}{T}, \quad k = 1, \dots, T, \quad D_0 = D_T = 0 \quad (3.44)$$

Denklem, normalleştirilmiş kümülatif kareler toplamını göstermektedir. D_k 'nin k 'ya göre grafiği, sabit varyanslı seriler için sıfır civarında salınacaktır. Varyansta ani bir değişiklik olduğunda, D_k 'nin grafiği, büyük olasılıkla bazı belirlenmiş sınırların dışına çıkan bir model sergileyecektir. Bu sınırlar, sabit varyans varsayılarak D_k 'nin asimptotik dağılımından elde edilebilir (Inclan ve Tiao, 1994, 913-914).

Serinin sabit varyanslı olduğu H_0 hipotezinin test istatistiği:

$$IT = \sqrt{T/2D_k} \quad (3.45)$$

şeklinde formüle edilmektedir. Belirli bir örneklem için IT değeri, belirtilen kritik değerden büyükse sıfır hipotezi reddedilir (Inclan ve Tiao, 1994, s. 914).

3.2.9.2. Sanso, Arrago ve Carrion Varyansta Kırılma Testi

Finansal zaman serileri analizlerinde, serilerin koşullu değişen varyans özelliği göstermesinden dolayı, serilerde çok sayıda kırılmanın olduğu görülmüştür. Bu nedenle Sanso vd. (2004), ICSS testini koşullu değişen varyansları da dikkate alarak geliştirmişler ve test istatistiğini aşağıda yazılı şekilde formüleştirmişlerdir:

$$K_2 = \sup_k |T^{-1/2} G_k| \quad (3.46)$$

burada, $G_k = \hat{\omega}_4^{-1/2} \left(C_k - \frac{k}{T} C_T \right)$ şeklinde ve $\hat{\omega}$, ω 'nin tutarlı bir tahmincisidir.

$$\hat{\omega}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2) + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^m w(l, m) \sum_{l=l+1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\varepsilon_{t-1}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (3.47)$$

burada $w(l, m)$, Bartlett gibi bir gecikme olup, $w(l, m) = 1 - l/(m + 1)$ veya kuadratik spektral olarak tanımlanmaktadır (Sanso vd., 2004, s. 36-37).

3.3. Yayılma Etkisinin Belirlenmesinde Kullanılan Yöntemler

Literatürde finansal piyasalar arasındaki nedensellik ilişkisinin incelendiği çok sayıda çalışma vardır. Yapılan bu çalışmalarda nedensellik ilişkisi, genellikle geleneksel Granger nedensellik testi ve varyansta nedensellik testleriyle incelenmiştir. Geleneksel Granger nedensellik testi yalnızca iki değişkenin ortalamasındaki değişikliklere odaklanır, ancak finansal değişkenler arasında ortalama nedensellik kadar varyanstaki nedenselliğin de belirlenmesi gerekmektedir. Çünkü finansal piyasalar arasında volatilité yayılma etkilerinin görülmesi durumunda genel bir modelin kurulması gerekmektedir. Varyanstaki nedenselliği incelemek için oluşturulan model, ekonomik ve finansal fiyatların özellikleri ve dinamikleri hakkında önemli bilgiler sağlamaktadır. Dahası elde edilen bu bilgiler ışığında zaman serilerinin zamansal dinamiklerini tanımlayan daha iyi ekonometrik modellerin oluşturulmasına zemin hazırlayacaktır (Okur ve Çevik, 2013, s. 102).

Hisse senetleri arasındaki yayılma etkisinin incelendiği bu çalışmada, değişkenler arasındaki ortalama ve varyansta nedensellik ilişkisinin varlığı, Cheung

ve Ng (1996) ve Hong (2001) testleri kullanılarak incelenecektir. Çalışmada ayrıca, risk durumunda nedensellik ilişkisi de Hong vd. (2009) testiyle incelenecektir.

3.3.1. Cheung ve Ng Testi

Cheung ve Ng (1996), zaman serileri arasındaki nedensel ilişkiyi incelemek için iki aşamalı bir test prosedürü önermiştir. Bu testin temel avantajı, inovasyon sürecinin esnek özelliği ve bağımlı olmamasıdır. Bu prosedür, GARCH modelinin standartlaştırılmış kalıntılarının Çapraz Korelasyon Fonksiyonuna (CCF) dayanmaktadır (Korkmaz vd., s. 1675). Test istatistiği şu şekilde tanımlanır:

X_t ve Y_t gibi iki durağan zaman serisine ait bilgi seti, $I_t = \{X_{t-j}, J \geq 0\}$ ve $J_t = \{X_{t-j}, Y_{t-j}, J \geq 0\}$ şeklinde tanımlanmıştır. Y_t 'nin X_{t+1} 'in varyansta nedeni olabilmesi için;

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | I_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t\} \quad (3.48)$$

yukarıda yazılı olan eşitsizliğin gerçekleşmesi gerekmektedir. Burada, $\mu_{x,t+1}$, I_t 'ye koşullu olarak bağlı olan X_{t+1} 'in ortalamasıdır. Varyansta geri bildirim X Y'nin ve Y'de X'in nedeni ise gerçekleşmektedir. X_t ve Y_t değişkenlerinin aralarında varyansta anlık nedenselliğin oluşabilmesi için aşağıdaki eşitsizliğin gerçekleşmesi gerekmektedir (Cheung ve Ng, 1996, s. 35):

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | I_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t + Y_{t+1}\} \quad (3.49)$$

Y_t 'den X_{t+1} 'e doğru ortalama nedensellik şu şekilde tanımlanabilir:

$$E\{X_{t+1} | I_t\} \neq E\{X_{t+1} | J_t\} \quad (3.50)$$

İki değişkenin ortalaması ve varyansında nedenselliği test edebilmek için, X_t ve Y_t değişkenlerinin ortalama denklemleri şu şekilde formüleleştirilebilir:

$$X_t = \mu_{x,t} + \sqrt{h_{x,t}}\varepsilon_t \quad (3.51)$$

$$Y_t = \mu_{y,t} + \sqrt{h_{y,t}}\zeta_t \quad (3.52)$$

Burada, $\{\varepsilon_t\}$ ve $\{\zeta_t\}$ ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan iki bağımsız hata terimini göstermektedir. Koşullu ortalama ve varyansları ise şu şekilde gösterilebilir:

$$\mu_{z,t} = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{z,i}(\theta_{z,\mu}) Z_{t-i} \quad (3.53)$$

$$h_{z,t} = \varphi_{z,0} \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{z,i}(\theta_{z,h}) \{(Z_{t-i} - \mu_{z,t-1})^2 - \varphi_{z,0}\} \quad (3.54)$$

burada, $\theta_{z,w}$, bir $p_{z,w} \times 1$ boyutlu olan parametre vektörüdür. $W = \mu, h$: $\varphi_{z,i}(\theta_{z,\mu})$ ve $\varphi_{z,i}(\theta_{z,h})$; $\theta_{z,\mu}$, $\theta_{z,h}$ ve $Z = X, Y$ 'nin benzersiz olarak tanımlanmış fonksiyonlarıdır. X_t ve Y_t değişkenleri için standartlaştırılmış kalıntı kareleri şu şekilde tanımlanabilir:

$$U_t = \{(X_t - \mu_{x,t})^2 / h_{x,t}\} = \varepsilon_t^2 \quad (3.55)$$

$$V_t = \{(Y_t - \mu_{y,t})^2 / h_{y,t}\} = \zeta_t^2 \quad (3.56)$$

burada, ε_t^2 ve ζ_t^2 standartlaştırılmış kalıntı karelerini göstermektedir. $r_{UV}(k)$, k 'nci gecikme için standartlaştırılmış kalıntı karelerinin çapraz korelasyon katsayılarını, $r_{\varepsilon\zeta}(k)$ ise standartlaştırılmış kalıntıların çapraz korelasyon katsayılarını göstermektedir. $r_{UV}(k)$ ve $r_{\varepsilon\zeta}(k)$ çapraz korelasyon fonksiyonu (CCF) varyans ve ortalamada nedenselliğin belirlenebilmesi için kullanılmaktadır. Buna göre, varyansta ve ortalamada nedenselliğin belirlenebilmesi için test istatistikleri şu şekilde hesaplanabilir:

$$\text{Varyansta Nedensellik Testi} = \sqrt{T} x r_{UV}(k)$$

$$\text{Ortalamada Nedensellik Testi} = \sqrt{T} x r_{\varepsilon\zeta}(k)$$

Ortalamada nedensellik standartlaştırılmış kalıntılar arasındaki çapraz korelasyon katsayılarının kullanılmasıyla; varyansta nedensellik ise standartlaştırılmış kalıntı kareleri arasındaki çapraz korelasyon katsayılarının kullanılmasıyla hesaplanabilmektedir. Buna göre, nedenselliğin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında, farklı gecikmelerde hesaplanan korelasyon katsayıları büyük örneklerde normal dağılım göstermektedir (Cheung ve Ng, 1996, s. 35-36).

3.3.2. Hong Nedensellik Testi

Hong (2001), Cheung ve Ng (1996) yönteminde her gecikmeye aynı ağırlık verilmesinden dolayı çapraz korelasyonların tam olarak verimli olmayacaklarını belirterek, her gecikmeye kernel ağırlık fonksiyonunu kullanarak farklı ağırlıklar vermiş ve S test istatistiğini yeniden tanımlamıştır (Köseoğlu ve Çevik, 2013, s. 71). Buna göre Hong (2001) test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$Q_1 = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}_{UV}^2(j) - C_{1T}(k) \right\} / \{2D_{1T}(k)\}^{1/2} \quad (3.57)$$

burada, $k(j/M)$ bir ağırlık fonksiyonudur.

$$C_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M) \quad (3.58)$$

$$D_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) \{1 - (j + 1)/T\} k^4(j/M) \quad (3.59)$$

$C_{1T}(k)$ ve $D_{1T}(k)$ yaklaşık olarak ortalama ve varyanstır. Q-istatistiği testi tek taraflı bir testtir ve kalın kuyruklu normal dağılım kritik değerleri kullanılır (Hong, 2001, s. 191). Buna göre, Hong (2001) tarafından özetlenen test prosedürü şu şekilde verilmiştir:

İlk olarak, tek değişkenli GARCH (p; q) modelleri tahmin edilir ve koşullu varyans tahmincileri kaydedilir. Sonra, merkezi standartlaştırılmış kalıntı kareleri arasındaki örneklem çapraz korelasyon fonksiyonu tahmin edilir. Daha sonra, M gibi tam sayı seçilir ve $C_{1T}(k)$ ve $D_{1T}(k)$ hesaplanır. Son olarak, test istatistiği Q_1 hesaplanır ve hesaplanan Q_1 , kritik değer ile karşılaştırılır. Eğer Q_1 kritik değerden büyükse, sıfır hipotezi reddedilir (Hong, 2001, s. 193).

3.3.3. Risk Durumunda Nedensellik Testi

Finansal riskin kontrol edilmesi ve izlenmesi son zamanlarda iş dünyasının, politika yapımcıların ve akademik araştırmacıların artan ilgisini çekmiştir. Finansal risk yönetimi ve yatırım / portföy çeşitlendirmesi için, farklı piyasalarda risk yayılmasının

nasıl gerçekleştiğinin mekanizmasını anlamak önemlidir. Finansal risk izlenirken, büyük çaplı olumsuz bir piyasa hareketi olasılığı, uygulayıcılar için her zaman daha büyük bir endişe kaynağı olmuştur. Ani ve aşırı piyasa hareketleri meydana geldiğinde, piyasa katılımcıları arasında büyük miktarda sermayenin el değiştirmesine neden olurken, kaçınılmaz olarak da çeşitli olumsuz kısıtlamalar nedeniyle iflaslara yol açmaktadırlar (Hong vd., 2009, s. 271).

Risk açısından nedensellik ilişkisini araştıran mevcut literatürde, yapılan çalışmaların büyük çoğunluğunda tek ya da çok değişkenli GARCH modellerinin tercih edildiği görülmekte, riski ölçebilmek içinde volatilitate kullanılarak, volatilitede yayılma etkisine odaklanılmaktadır (Çevik, 2017, s. 85). Bununla birlikte, Hong vd. (2009) volatilitate, finans ve makroekonomide önemli bir araç olmasına rağmen, pratikte yalnızca küçük riskleri açıklamakta yeterli olduğunu ifade etmiştir. Dahası, volatilitenin tek başına ani ve aşırı piyasa hareketlerinin meydana geldiği durumlarda riski tatmin edici bir şekilde yakalayamadığını belirtmiştir. Örneğin, Longin (2000) ve Bali (2000), varlık getiri dağılımlarına dayanan volatilitate önlemlerinin, piyasada değişkenliğin arttığı dönemlerde piyasa risklerine ilişkin doğru tahminler üretilmediğine işaret etmişlerdir. Ayrıca, Hong vd. (2004, 2007) finansal riskin açık bir şekilde yalnızca kayıplarla ilgilendiğini, ancak volatilitenin hem kazançları hem de kayıpları simetrik bir şekilde içerdiğini ifade etmiştir (Hong vd., 2009, s. 271-272).

Hong vd. (2009) iki zaman serisi arasındaki büyük değişimleri araştırmak ve seriler arasındaki aşağı yönlü riskler için nedenselliği belirleyebilmek amacıyla ekonometrik bir yöntem geliştirmişlerdir. Literatürde bu yöntem, “Risk durumunda Granger nedensellik” ya da “aşağı yönlü nedensellik” olarak adlandırılmaktadır.

Risk durumunda Granger nedensellik testinde, öncelikle serilerin gerçekleşen ve beklenen kayıpları hesaplanacağından dağılımın sol kuyruk olasılıkları dikkate alınmaktadır. Buna göre, yöntemin ilk aşamasında zaman değişkenli Riske Maruz Değer (RMD) hesaplanmaktadır. RMD, önceden belirlenmiş bir olasılık ve belirli bir süre içinde bir portföyün maksimum ne kadar kaybedebileceğini ölçmektedir. İstatistiksel olarak ifade edersek RMD, $V_t \equiv V(I_{t-1}, \alpha)$ olarak gösterilirse, Y_t gibi bir zaman serisinin negatif α kantilli koşullu olasılık dağılımı aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Hong vd., 2009, s. 272):

$$P(Y_t < -V_t | I_{t-1}) = \alpha \quad (3.60)$$

burada, $I_{t-1} \equiv \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$ $t - 1$ zamanında mevcut olan bilgi setidir. Finansal risk yönetiminde, denklem (3.55) 'teki sol kuyruk olasılığı genellikle eksiklik olasılığı olarak adlandırılır. Pratikte, yaygın olarak kullanılan risk düzeyleri %1, %5 ve %10'dur.

Hong vd. (2009), seriler arasındaki aşağı yönlü nedensellik testinin hipotezlerini şu şekilde tanımlamışlardır:

$$H_0 = P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{1(t-1)}) = P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \quad (3.61)$$

$$H_1 = P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{1(t-1)}) \neq P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \quad (3.62)$$

burada, $I_{t-1} \equiv (I_{1(t-1)}, I_{2(t-1)})$, $I_{1t-1} = \{Y_{1(t-1)}, \dots, Y_{11}\}$, $I_{2t-1} = \{Y_{2(t-1)}, \dots, Y_{21}\}$ ve sıfır hipotezi, I_{t-1} bilgi setine göre α risk düzeyinde, $\{Y_{2t}\}$ serisinin $\{Y_{1t}\}$ 'nin Granger nedeni olmadığını ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise, $\{Y_{2t}\}$ serisinden $\{Y_{1t}\}$ 'ye doğru nedensellik ilişkisi olduğunu belirtmektedir (Hong vd., 2009, s. 273).

Granger nedensellik testinde aşağı yönlü risk göstergesi şu şekilde tanımlanabilir:

$$Z_{lt} \equiv \mathbf{1}(Y_{lt} < -V_{lt}), \quad l = 1,2 \quad (3.63)$$

burada, $\mathbf{1}(\cdot)$ gösterge fonksiyonudur. Z_{lt} , gerçekleşen kayıp RMD değerini aştığında 1 değerini, aksi takdirde 0 değerini almaktadır. Daha sonra aşağı yönlü eşdeğer sıfır ve alternatif hipotez şu şekilde ifade edilebilir:

$$H_0 = E(Z_{1t} | I_{1(t-1)}) = E(Z_{1t} | I_{t-1}) \quad (3.64)$$

$$H_1 = E(Z_{1t} | I_{1(t-1)}) \neq E(Z_{1t} | I_{t-1}) \quad (3.65)$$

Böylece $\{Y_{1t}\}$ ve $\{Y_{2t}\}$ arasındaki risk durumunda Granger nedenselliği, $\{Z_{1t}\}$ ve $\{Z_{2t}\}$ serileri arasında ortalamada Granger nedenselliği olarak görülebilir. Ayrıca, $\{Y_{1t}, Y_{2t}\}$ için T boyutlu rassal bir örneklemimiz ve $\hat{\theta}_1$ gibi bir tahminimiz olduğunu varsayalım. Buna göre tahmin değerleri şu şekilde elde edilir:

$$\hat{Z}_{lt} \equiv Z_{lt}(\hat{\theta}_l), \quad l = 1,2 \quad (3.66)$$

burada, $Z_{1t}(\theta_1) \equiv \mathbf{1}[Y_{1t} < -V_{1t}(\theta_1)]$ 'dir. Daha sonra $\{\hat{Z}_{1t}\}$ ve $\{\hat{Z}_{2t}\}$ arasındaki örnek çapraz kovaryans fonksiyonunu şu şekilde tanımlanabilir (Hong vd., 2009, s. 274):

$$\hat{C}(j) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=1+j}^T (\hat{Z}_{1t} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2(t-j)} - \hat{\alpha}_2), & 0 \leq j \leq T-1 \\ T^{-1} \sum_{t=1-j}^T (\hat{Z}_{1(t+j)} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2t} - \hat{\alpha}_2), & 0 \leq j \leq T-1 \end{cases} \quad (3.67)$$

burada, $\hat{\alpha}_1 \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{Z}_{1t}$ 'dir. $\{\hat{Z}_{1t}\}$ ve $\{\hat{Z}_{2t}\}$ arasındaki örnek çapraz korelasyon fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\hat{\rho}^2 \equiv \hat{C}(j) / \hat{S}_1 \hat{S}_2, \quad j = 0, \pm 1, \dots, \pm(T-1) \quad (3.68)$$

burada, $\hat{S}_l^2 \equiv \hat{\alpha}_l(1 - \hat{\alpha}_l)$, $\{\hat{Z}_{1t}\}$ 'nin örnek varyansıdır. Buna göre H_0 ile H_1 hipotezi arasındaki Q_1 test istatistiğinin kuadratik biçimde standartlaştırılmış bir modeli aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$Q_1(M) \equiv \left[T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{1T}(M) \right] / D_{1T}(M)^{\frac{1}{2}} \quad (3.69)$$

Denklem (3.64)'de yer alan $C_{1T}(M)$ ve $D_{1T}(M)$ aşağıdaki formüller yardımıyla hesaplanmaktadır (Hong vd., 2009, s. 274):

$$C_{1T}(M) \equiv \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M) \quad (3.70)$$

$$D_{1T}(M) \equiv 2 \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T)(1 - (j+1)/T) k^4(j/M) \quad (3.71)$$

Burada, $(1 - j/T)$ ve $[1 - (j+1)/T]$ faktörleri sonlu örnek düzeltmeleridir. Denklemler (3.65) ve (3.66)'da M gecikme sayısını, $k(j/M)$ ağırlık fonksiyonunu göstermektedir. Hong vd. (2009) Monte Carlo simülasyon çalışmalarında tekdüze olmayan ağırlıklandırma sonuçlarının daha iyi olduğunu ifade ederek, çalışmalarında Daniell kernel $k_D(z) = \sin(\pi z) / \pi z$ ağırlık yöntemini dikkate almışlardır (Hong vd., 2009, s. 276).

Ayrıca, Hong vd. (2009) denklem (3.61)'de tanımlanmış olan $\{\hat{Z}_{1t}\}$ ve $\{\hat{Z}_{2t}\}$ değişkenleri yardımıyla serilerin aralarındaki eşanlı aşağı yönlü nedenselliğin belirlenebilmesi için Q_2 test istatistiğini geliştirmişlerdir. Buna göre Q_2 test istatistiği şu şekilde gösterilebilir:

$$Q_2(M) \equiv \left[T \sum_{|j|=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{2T}(M) \right] / D_{2T}(M)^{\frac{1}{2}} \quad (3.72)$$

burada, $C_{2T}(M)$ ve $D_{2T}(M)$ merkezileştirme ve ölçekleme faktörleri olarak şu şekilde tanımlanabilir:

$$C_{2T}(M) = \sum_{|j|=1}^{T-1} (1 - |j|/T) k^2(j/M) \quad (3.73)$$

$$D_{2T}(M) = 2[1 + \hat{\rho}^4(0)] \sum_{|j|=1}^{T-1} (1 - |j|/T)(1 - (|j| + 1)/T) k^4(j/M) \quad (3.74)$$

Q_1 ve Q_2 test istatistikleri tek yanlı istatistiklerdir. Kritik değerlerde, normal dağılımın sağ tarafındaki değerler dikkate alınmaktadır. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden daha yüksek çıkması durumunda aşağı yönlü nedenselliğin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir (Çevik, 2017, s. 88).

3.4. Uygulama

Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle teorik olarak açıklanan testler uygulanarak her ülkenin hisse senedi getiri serileri için en uygun GARCH modeli belirlenerek, getiri serileri arasında yayılma etkisinin varlığı Hong (2001) tarafından geliştirilen ortalamada ve varyansta nedensellik testiyle araştırılacaktır. Çalışmada ayrıca, hisse senetleri getirileri arasında risk durumunda nedensellik ilişkisinin varlığı da Hong vd. (2009) tarafından geliştirilen “Risk Durumunda Nedensellik” testi uygulanarak araştırılacaktır.

3.4.1. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı

Çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla çalışmada yer

alan ekonometrik modellerden elde edilen sonuçlar çerçevesinde, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilere dikkat edilerek söz konusu piyasalar arasında yayılma etkisinin olup olmadığı, eğer varlığı tespit edilirse; hangi yönde olduğu ve ülkeler arasındaki birliktelikler hakkında bilgiler sunulmaya çalışılacaktır. Ayrıca uluslararası piyasalarda yatırım yapma amacıyla olan yatırımcılar için birlikte hareket ettiği tespit edilen ülkelerin hisse senetlerini aynı anda portföylerine dahil edip etmeme kararını verebilmeleri ve gerektiğinde portföylerinde çeşitlendirmeye giderek risklerini azaltmaları ve ülkelerin politika yapıcılarının karar alırken uluslararası piyasalardaki bağımlılıklara göre politikalarını belirleyip ekonominin gelişmesinde fayda sağlaması amaçlanmaktadır.

3.4.2. Veri Seti

Hisse senedi getirileri arasındaki yayılma etkisinin varlığının araştırıldığı çalışmada, G-20 ülkeleri hisse senedi piyasaları arasından verisi bulunan 18 ülkenin (Amerika Birleşik Devletleri, Çin, Almanya, Japonya, İngiltere, Fransa, İtalya, Rusya, Kanada, Avustralya, Brezilya, Arjantin, Meksika, Güney Afrika, Endonezya, Güney Kore, Hindistan ve Türkiye), 2 Ocak 1995 ile 29 Ocak 2021 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarının oluşturduğu 6804 adet gözlem kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan hisse senedi verilerinin tamamı Morgan Stanley Capital International (MSCI) endeksi olarak msci.com sitesinden elde edilmiştir. Fiyat endekslerine ilişkin getiri serileri $r_t = 100 * \ln(P_t / P_{t-1})$ formülü kullanılarak hesaplanmıştır. Burada, r_t ; t zamanındaki endeks getirisi, P_t ; t zamanındaki endeks kapanış fiyatını ve P_{t-1} ; t-1 zamanındaki endeks kapanış fiyatını göstermektedir.

Zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda ve özellikle de yüksek frekanslı verilerin kullanıldığı ARMA tipi modellerde, “sapan değer” olarak adlandırılan, veri seti içerisinde gözlem değerlerinden büyük farklılıklar gösteren değerlerle karşılaşılabilir. Bu sapan değerler, hatalı veri girişinden kaynaklı olabileceği ve tek bir gözlem değerini etkileyebileceği gibi, beklenmeyen bir şok nedeniyle ortaya çıkan ve kendisinden sonraki gözlem değerlerinin de etkilenmesine neden olabilmektedir (Fox, 1972). Bununla birlikte Perron (1990), sapan gözlemlerin yer aldığı veri setleri kullanılarak yapılan ARMA modellerinde, en küçük kareler yöntemiyle elde edilen parametre tahminlerinin sapmalı olacağını, model tahmin

sonuçlarının tutarsız ve öngörü performansının düşük olacağını ifade etmiştir. (Perron, 1990, s. 161).

Çalışmada, yüksek frekanslı verilerin kullanılması ve ayrıca incelenen dönem içerisinde çok sayıda krizin yaşanması gibi nedenlerle, krizlerden kaynaklanan şoklar karşısında ortaya çıkabilen sapan değerlerden dolayı $r_t = 100 * \ln(P_t/P_{t-1})$ formülüyle elde edilen getiri serileri, (Bruffaerts vd., 2014; Verardi ve Vermandele, 2016) tarafından geliştirilen çarpıklık ve kalın kuyruklu dağılım gösteren serilerde genelleştirilmiş kutu grafiği yöntemi, STATA program kodları kullanılarak sapan değer analizi yapılmıştır (Verardi ve Vermandele, 2018, s. 526). Analiz sonucunda ortaya çıkan sapan değerler için gerekli düzeltme işlemi gerçekleştirilmiştir. Ayrıca, çalışmada yapılan tüm analizlerde Gauss10, OxMetrics7, Stata16, EViews10 ve Ms.Excel programları kullanılmıştır.

3.4.3. Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 3.1 ve Tablo 3.2’de G-20 ülkeleri hisse senedi piyasa getirilerine ait ortalama, maksimum, minimum, standart sapma, çarpıklık, basıklık, Jarque-Bera gibi bazı tanımlayıcı istatistikler verilmiştir.

Tablo 3.1: Hisse Senedi Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	ABD	Japonya	İngiltere	Almanya	Fransa	İtalya
Gözlem	6804	6804	6804	6804	6804	6804
Ortalama	-2.084	-0.001	-0.003	-0.018	-0.009	-0.032
Medyan	0.029	0.000	0.007	0.038	0.015	0.000
Maksimum	3.703	4.472	3.115	4.030	3.896	3.916
Minimum	-6.382	-5.691	-4.379	-6.833	-5.719	-6.762
Std. Sapma	1.045	1.202	0.983	1.299	1.221	1.341
Çarpıklık	-0.710	-0.258	-0.363	-0.667	-0.503	-0.554
Basıklık	6.281	4.594	4.588	5.382	4.875	5.001
Jarque-Bera	3626.467 [0.000]	796.323 [0.000]	865.452 [0.000]	2115.731 [0.000]	1283.842 [0.000]	1483.602 [0.000]
Q(20)	109.31 [0.000]	18.837 [0.532]	25.746 [0.174]	76.466 [0.000]	39.771 [0.000]	61.241 [0.000]
Qs(20)	4249.4 [0.000]	1481.8 [0.000]	3094.5 [0.000]	4758.3 [0.000]	3471.8 [0.000]	2995.1 [0.000]
LM(5)	719.398 [0.000]	334.302 [0.000]	667.5 [0.000]	831.042 [0.000]	622.328 [0.000]	545.770 [0.000]

Tablo 3.2: Hisse Senedi Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	Kanada	Avustralya	Çin	Kore	Rusya	Brezilya
Gözlem	6804	6804	6804	6804	6804	6804
Ortalama	-0.006	-0.001	-0.039	-0.034	-0.030	0.028
Medyan	0.029	0.010	0.000	0.000	0.038	0.000
Maksimum	2.889	2.518	5.608	5.829	7.507	5.551
Minimum	-5.084	-3.653	-7.781	-8.330	-12.384	-6.347
Std. Sapma	0.936	0.865	1.604	1.572	2.156	1.537
Çarpıklık	-0.744	-0.367	-0.379	-0.495	-0.727	-0.214
Basıklık	5.564	4.026	5.004	6.042	6.955	4.222
Jargue-Bera	2492.837 [0.000]	452.104 [0.000]	1302.162 [0.000]	2901.581 [0.000]	5036.810 [0.000]	475.593 [0.000]
Q(20)	75.865 [0.000]	42.486 [0.000]	183.59 [0.000]	68.727 [0.000]	211.27 [0.000]	63.654 [0.000]
Qs(20)	3465.4 [0.000]	1699.2 [0.000]	2965.8 [0.000]	3546.7 [0.000]	4225.1 [0.000]	1931.0 [0.000]
LM(5)	612.039 [0.000]	305.428 [0.000]	673.760 [0.000]	655.573 [0.000]	787.767 [0.000]	425.783 [0.000]

	Türkiye	Arjantin	Endonezya	Hindistan	Meksika	Güney Afrika
Gözlem	6804	6804	6804	6804	6804	6804
Ortalama	0.074	-0.0906	-0.007	0.017	0.015	0.011
Medyan	0.008	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Maksimum	7.147	5.176	5.692	4.586	4.154	3.426
Minimum	-7.741	-11.901	-7.653	-5.726	-5.264	-4.613
Std. Sapma	1.962	1.979	1.564	1.298	1.196	1.108
Çarpıklık	-0.090	-0.716	-0.426	-0.361	-0.206	-0.309
Basıklık	4.406	5.577	5.529	4.859	4.538	3.968
Jargue-Bera	570.035 [0.000]	2465.866 [0.000]	2020.628 [0.000]	1128.598 [0.000]	719.688 [0.000]	374.917 [0.000]
Q(20)	50.799 [0.000]	149.34 [0.000]	129.38 [0.000]	129.86 [0.000]	104.17 [0.000]	62.606 [0.000]
Qs(20)	1913.2 [0.000]	1038.4 [0.000]	2287.1 [0.000]	3423.4 [0.000]	2115.8 [0.000]	1558.8 [0.000]
LM(5)	435.220 [0.000]	327.331 [0.000]	580.300 [0.000]	668.113 [0.000]	450.962 [0.000]	378.577 [0.000]

Tablo 3.1 ve Tablo 3.2’deki sonuçlara göre, örneklem dönemi içinde günlük ortalama getirilerin Brezilya, Türkiye, Hindistan, Meksika ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarında pozitifken diğer ülkelerde negatif olduğu, en yüksek ve en düşük yüzde getirinin ise en yüksek %7.507 (10.07.1998 tarihinde), en düşük %-12.384 (30.10.1997 tarihinde) Rusya hisse senedi piyasasında olduğu görülmektedir. Bunun yanında standart sapma değeri en yüksek (2.156) getiri serisine sahip olan Rusya iken

en düşük standart sapma değeri (0.865) ile Avustralya'dır. Bu sonuçlar, volatilitenin en yüksek, dolayısıyla en riskli piyasanın Rusya hisse senedi piyasası olduğunu göstermektedir. Çarpıklık ve basıklık değerleri incelendiğinde, tüm getiri serilerinin çarpıklık değerlerinin negatif olması serilerin sola asimetrik, basıklık değerlerinin de üçten büyük olması serilerin aşırı basık ve dolayısıyla tüm getiri serilerinin kalın kuyruklu bir dağılıma sahip olduklarını göstermektedir. Jargue-Bera normallik test sonuçları incelendiğinde, getiri serilerinin normal dağılım gösterdiğini ifade eden sıfır hipotezinin tüm getiri serileri için %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Hem getiri serisi hem de getiri serisinin karesi için hesaplanan Box-Pierce Q istatistikleri, ortalamada Japonya ve İngiltere haricindeki diğer ülkelerde, varyansta ise tüm ülkelerde otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Ayrıca, koşullu değişen varyansın varlığını tespit etmek için hesaplanan ARCH-LM test sonuçları, tüm getiri serilerinin varyanslarının sabit olmadığını ve ARCH etkisi gösterdiğini işaret etmektedir.

3.4.4. Analiz Sonuçları

Çalışmada veri seti olarak zaman serileri kullanıldığı için getiri serilerinin durağanlık durumlarının belirlenmesi gerekmektedir. Bilindiği üzere, zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda durağan olmayan serilerle kurulan denklemlerde sahte regresyon diye ifade edilen gerçekte olmayan ilişkilerin varlığı ortaya çıkabilmektedir. Bu nedenle çalışmada yer alan getiri serileri öncelikle birim kök testleri olarak adlandırılan, serilerin durağan olup olmadığını inceleyen ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlardan sonra, çalışmanın örneklem döneminin oldukça uzun olması ve bu örneklem dönemi içerisinde gerek küresel gerekse de bölgesel olarak büyük krizlerin yaşanması; yaşanan bu krizlerin yarattığı etkilerin volatilitiyi artırması nedeniyle çalışmada yer alan tüm getiri serilerinin varyanslarında yapısal kırılmaların varlığı Inclan ve Tiao (1994) ve Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testleri ile araştırılmıştır.

3.4.4.1. Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Çalışmada getiri serilerinin durağanlık durumları Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri ile incelenmiş ve sonuçları Tablo 3.3’de verilmiştir.

Tablo 3.3: Getiri Serilerinin Birim Kök Testi Sonuçları

Getiri Serileri	ADF		PP		KPSS	
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
ABD	-55.210*	-55.210*	-84.354*	-84.343*	0.191*	0.189*
Japonya	-80.496*	-80.507*	-80.500*	-80.507*	0.184*	0.041*
İngiltere	-82.006*	-82.005*	-82.038*	-82.037*	0.105*	0.095*
Almanya	-80.935*	-80.929*	-82.021*	-82.016*	0.199*	0.198*
Fransa	-80.493*	-80.488*	-80.507*	-80.502*	0.205*	0.203*
İtalya	-80.534*	-80.534*	-81.785*	-81.777*	0.183*	0.141*
Kanada	-78.659*	-78.654*	-80.693*	-80.687*	0.110*	0.110*
Avustralya	-81.055*	-81.066*	-82.126*	-82.110*	0.286*	0.179*
Çin	-72.516*	-72.606*	-73.689*	-73.573*	0.733*	0.088*
Kore	-77.465*	-77.601*	-78.095*	-77.996*	0.211*	0.139*
Rusya	-74.502*	-74.529*	-79.557*	-79.345*	0.213*	0.069*
Brezilya	-77.524*	-77.521*	-77.595*	-77.591*	0.078*	0.070*
Türkiye	-77.967*	-78.023*	-78.395*	-78.377*	0.526*	0.093*
Arjantin	-42.947*	-42.944*	-77.161*	-77.156*	0.097*	0.097*
Endonezya	-75.092*	-75.110*	-76.625*	-76.600*	0.344*	0.191*
Hindistan	-74.557*	-74.562*	-76.137*	-76.120*	0.104*	0.058*
Meksika	-74.127*	-74.122*	-74.125*	-74.120*	0.054*	0.053*
Güney Afrika	-76.835*	-76.832*	-76.758*	-76.755*	0.076*	0.046*

Not: (*), %1 anlamlılık düzeyinde serilerin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 3.3’teki sonuçlara göre, ADF ve PP birim kök testlerinde serinin birim köke sahip olduğunu ifade eden sıfır hipotezi tüm getiri serileri için %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Ayrıca, KPSS birim kök testinin seri durağandır şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi de tüm getiri serileri için %1 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir. Bu sonuçlar, tüm getiri serilerinin düzey değerlerinde durağan olduğunu göstermektedir.

3.4.4.2. Varyansta Yapısal Kırılma Testlerinin Sonuçları

Çalışmada örneklem dönemi 1995-2021 yılları arasını kapsamakta ve bu dönem içinde 1997 Güney Doğu Asya Krizi, 1998 Rusya Krizi, 2000 ve 2001 yıllarında ülkemizde yaşanan krizler, 2002 Arjantin Krizi, 2008 Küresel Finansal Kriz ve her ne kadar finansal kriz olarak ortaya çıkmamış olsa da hala tüm dünyayı etkilemeye devam eden Covid 19 Pandemik Krizi gibi gerek bölgesel gerekse de küresel çapta çok sayıda kriz yaşanmıştır. Yaşanan bu krizlerin finansal piyasalar üzerindeki etkileri çok kısa zaman içerisinde hissedilmiş ve bu durum ülkelerin finansal piyasalarındaki volatilitenin önemli ölçüde artması sonucunu doğurmuştur. Krizlere bağlı olarak finansal piyasalardaki volatilitenin artışı beraberinde örneklem dönemi içerisinde getiri serilerinin varyansında yapısal kırılmaların yaşanmasını kaçınılmaz hale getirmiştir. Bu nedenle, getiri serilerinin varyansında yapısal kırılmaların varlığı Inclan ve Tiao (1994) ve Sanso vd., (2004) tarafından geliştirilmiş olan testler yardımıyla araştırılmış ve sonuçlar Tablo 3.4 ve Tablo 3.5'te verilmiştir.

Tablo 3.4: Varyansta Kırılma Testi Sonuçları

Seri	Kırılma Sayısı Inclan ve Tiao (1994)	Kırılma Sayısı Sanso vd., (2004)	Kırılma Tarihleri				
ABD	35	15	15.12.1995	26.03.1997	02.02.1998	31.05.2002	17.10.2002
			02.04.2003	01.10.2003	09.07.2007	03.09.2008	19.11.2008
			01.06.2009	19.05.2010	10.06.2010	02.04.2020	30.06.2020
Japonya	33	7	21.10.1997	17.12.2003	09.08.2007	28.08.2008	19.05.2009
			03.01.2013	10.09.2013			
İngiltere	41	11	30.06.1997	11.06.2002	30.10.2002	14.07.2003	17.07.2007
			01.12.2009	11.07.2016	29.01.2018	21.02.2020	01.05.2020
Almanya	35	10	21.09.2020				
			04.12.1996	13.06.2002	30.10.2002	16.05.2003	03.11.2003
Fransa	35	10	27.10.2004	10.05.2006	19.06.2008	15.07.2009	22.07.2010
			04.12.1996	13.06.2002	30.10.2002	19.05.2003	03.11.2003
İtalya	34	6	27.10.2004	10.05.2006	19.06.2008	15.07.2009	22.07.2010
			30.09.1997	20.08.1998	19.07.2007	14.07.2016	23.01.2020
Kanada	45	12	24.06.2020				
			04.11.1996	28.07.1998	06.04.2001	25.06.2002	09.01.2003
			03.10.2005	23.07.2007	01.09.2008	25.06.2009	08.08.2012
			01.04.2020	29.06.2020			

Tablo 3.5: Varyansta Kırılma Testi Sonuçları

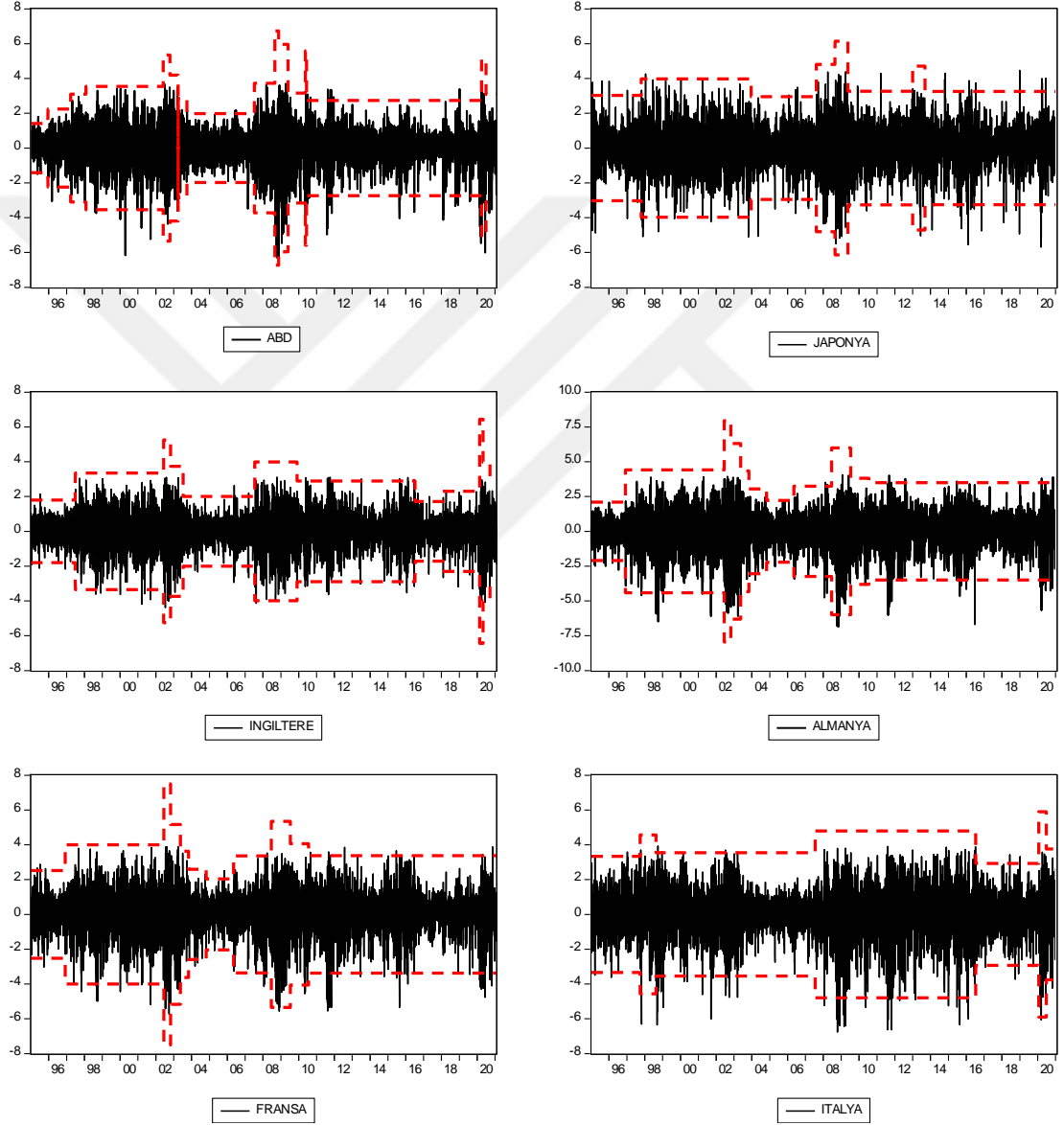
Seri	Kırılma Sayısı Inclan ve Tiao (1994)	Kırılma Sayısı Sanso vd., (2004)	Kırılma Tarihleri				
Avustralya	45	12	04.11.1996	28.07.1998	06.04.2001	25.06.2002	09.01.2003
			03.10.2005	23.07.2007	01.09.2008	25.06.2009	08.08.2012
			31.03.2020	26.06.2020			
Çin	29	7	15.11.1996	15.11.2001	04.07.2003	21.07.2004	17.04.2006
			26.07.2007	17.08.2009			
Kore	31	10	23.08.1996	14.10.1997	19.06.1998	05.02.2001	29.04.2003
			15.12.2004	22.09.2005	14.09.2012	20.12.2017	27.01.2020
Rusya	46	4	22.10.1997	30.04.1999	15.03.2001	03.07.2012	
Brezilya	27	11	26.04.1995	07.03.1996	10.07.1997	29.07.1998	08.02.1999
			05.11.2002	23.07.2007	03.09.2008	10.03.2009	26.02.2020
Türkiye	29	6	27.05.2020				
			29.09.1997	14.04.2003	18.07.2007	08.06.2009	08.08.2016
Arjantin	23	1	16.04.2018				
			24.04.2018				
Endonezya	41	6	05.08.1997	19.11.1998	14.06.2000	04.06.2004	26.07.2007
			12.12.2008				
Hindistan	31	9	03.10.1996	17.12.1999	05.06.2000	10.10.2001	26.07.2007
			24.08.2009	27.12.2012	29.01.2020	20.05.2020	
Meksika	38	16	21.12.1995	22.10.1997	10.04.2001	19.06.2002	17.10.2002
			10.05.2006	24.07.2006	23.07.2007	01.04.2008	12.09.2008
			01.12.2008	03.08.2009	01.09.2010	21.02.2020	12.06.2020
Güney Afrika	32	9	28.08.2020				
			29.10.1997	09.06.1998	04.12.1998	24.08.2004	05.10.2005
			12.12.2007	15.07.2009	26.01.2018	14.08.2018	

Tablo 3.4 ve Tablo 3.5'teki sonuçlara göre, Inclan ve Tiao (1994) tarafından önerilen test yöntemi tüm getiri serilerinin varyansında çok sayıda kırılma tespit etmiştir. IT testi, serilerin koşulsuz varyanstaki kırılmaları tespit etmesi ve serilerin normal dağıldığı varsayımlarından dolayı elde edilen sonuçlar yanıltıcı olabilmektedir. Sanso vd., (2004) bu durumun serilerin normal dağılmamasından ve dağılımın, normal dağılıma göre daha kalın kuyruk özelliği göstermesinden kaynaklandığını, dolayısıyla IT testinin gerekenden çok daha fazla kırılma tespit ettiğini belirtmişlerdir.

Çalışmada yer alan tüm getiri serilerinin Tablo 3.1 ve Tablo 3.2 'deki tanımlayıcı istatistiklerden de görüleceği üzere koşullu değişen varyans özelliği göstermesi ve özellikle de serilerin normal dağılmaması ve dağılımın, normal dağılıma

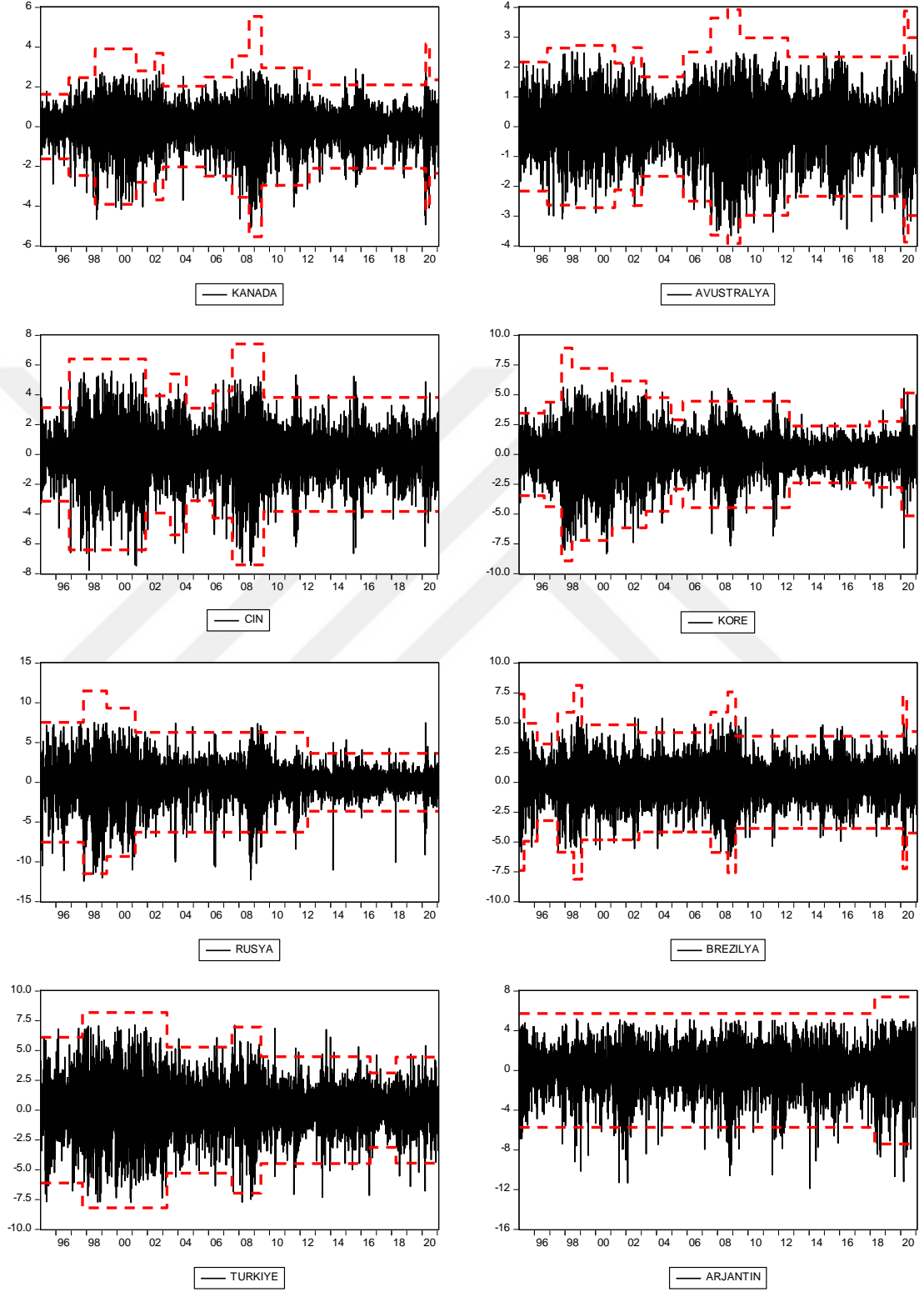
göre daha kalın kuyruk özelliği göstermesinden dolayı, serilerin varyansındaki kırılmaların tespiti açısından Sanso vd., (2004) tarafından önerilen modifiye edilmiş test istatistiği tercih edilmiştir. Elde edilen test sonuçlarına göre getiri serilerinin varyansında daha az sayıda kırılma tespit edilmiştir.

Şekil 3.1: Hisse Senetleri Getiri Serileri



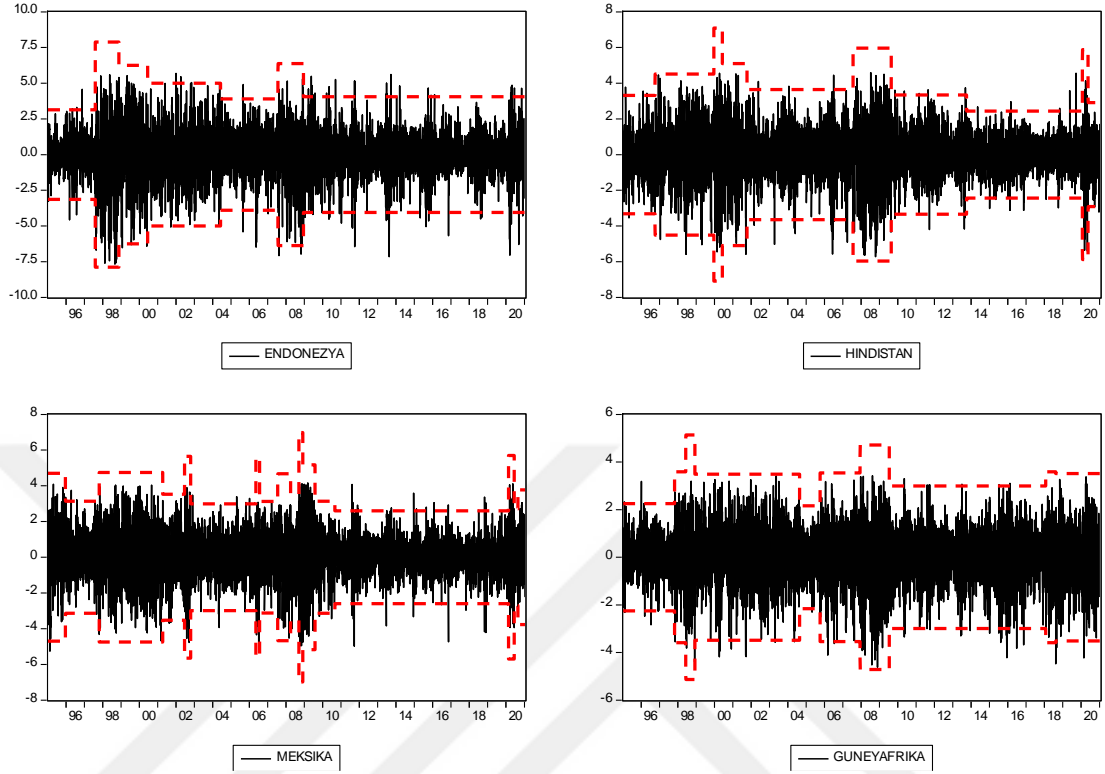
Not: Kesikli çizgiler getiri serileri için ± 3 standart sapmayı gösteren güven sınırlarıdır.

Şekil 3.2: Hisse Senetleri Getiri Serileri



Not: Kesikli çizgiler getiri serileri için ± 3 standart sapmayı gösteren güven sınırlarıdır.

Şekil 3.3: Hisse Senetleri Getiri Serileri



Not: Kesikli çizgiler getiri serileri için ± 3 standart sapmayı gösteren güven sınırlarıdır.

Tablo 3.4, Tablo 3.5, Şekil 3.1, Şekil 3.2 ve Şekil 3.3'teki sonuçlar tüm getiri serilerinin varyansında en az bir tane yapısal kırılmanın olduğunu göstermektedir. Özellikle 2008-2009 yıllarında ABD'de başlayıp kısa zaman içerisinde tüm dünyaya yayılan küresel finansal krizin etkisinin çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasalarındaki volatilitiyi artırdığı ve bu durumun 2009 yılının sonuna kadar sürdüğü görülmektedir. Bununla birlikte, 2019 yılının sonlarına doğru Çin'de başlayıp tüm dünyaya yayılan Covid 19 Pandemik krizinin de neredeyse tüm hisse senedi piyasalarının volatilitisini artırdığı ve bu durumun da 2020 yılının son çeyreğine kadar etkisini sürdürdüğü görülmektedir. Ayrıca, küresel çaplı etkileri olan krizlerin haricinde bölgesel ölçekte yaşanan 1997 Güney Doğu Asya Krizi, 1998 Rusya Krizi, 2000 ve 2001 yıllarında ülkemizde yaşanan kriz dönemlerinde de krizlerin yaşandığı ülkelerin hisse senedi piyasalarında volatilitenin arttığı görülmektedir.

Varyansta kırılma testiyle elde edilen sonuçlar, çalışmada yer alan getiri serilerinin yapısal kırılmaları dikkate alınmadan modellenmemesini gerektirmektedir. Aksi halde, GARCH modellerinde yer alan volatilité parametreleri tahmin değerlerinin

olması gerekenden daha yüksek çıkmasına neden olacağından, modellerin parametre sonuçları sapmalı olacaktır.

3.4.4.3. GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

Çalışmada yer alan getiri serilerini modelleyebilmek için öncelikle ARMA modeli tahmin edilerek, ortalama denklemi için en uygun ARMA yapısı belirlenmelidir. Bu bağlamda, en fazla ARMA (3,3) modeli için tahmin yapılmış ve tüm getiri serileri için en uygun ARMA yapısının belirlenmesinde Schwarz bilgi kriteri dikkate alınmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, ABD, Japonya, İngiltere, Almanya, Fransa, İtalya, Avustralya ve Kore için ARMA (0,0), Kanada, Çin, Rusya, Brezilya, Türkiye, Arjantin, Hindistan, Meksika ve Güney Afrika için ARMA (1,0) ve Endonezya için ARMA (2,0)'ın en uygun model olduğu belirlenmiştir.

Getiri serileri için tespit edilen en uygun ARMA modellerinden elde edilen hata terimlerinde ARCH etkisi görüldüğünden en uygun ARMA-GARCH model formu belirlenmelidir. Bu nedenle, tüm getiri serileri için en iyi sonuçları veren modelleri belirleyebilmek amacıyla GARCH modelinin yanı sıra, ARMA-EGARCH, ARMA-GJR-GARCH, ARMA-APARCH, ARMA-FIGARCH, ARMA-FIEGARCH, ARMA-FIAPARCH ve ARMA-HYGARCH modelleri de tahmin edilmiş ve sonuçları çalışmanın ekler kısmında verilmiştir. Son olarak, tüm getiri serilerinde en az bir tane yapısal kırılmanın olması nedeniyle tercih edilen en uygun GARCH modeli, yapısal kırılmaların etkisinin de dikkate alınması amacıyla varyanstaki olası kırılmaları tespit etmek için ICSS testi de en iyi sonuç veren modellere dahil edilerek, kırılma dönemlerine denk gelecek şekilde kukla değişkenler oluşturulmuş ve bu değişkenler modellerin varyans denklemlerine dahil edilerek tahmin edilmiştir. GARCH modellere ilişkin tahmin sonuçları Tablo 3.6, Tablo 3.7, Tablo 3.8 ve Tablo 3.9'da verilmiştir.

Tablo 3.6: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

	ABD	JAPONYA	İNGİLTERE	ALMANYA	FRANSA
	ICSS-EGARCH	ICSS-FIEGARCH	ICSS-FIEGARCH	ICSS-FIEGARCH	ICSS-EGARCH
Ortalama					
μ	0.040 [0.000]	0.008 [0.396]	0.023 [0.099]	0.043 [0.000]	0.025 [0.016]
Φ_1	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-
Varyans					
ω	-0.973 [0.000]	0.125 [0.000]	-0.848 [0.000]	-0.836 [0.000]	-0.295 [0.052]
α	0.035 [0.799]	0.189 [0.001]	-0.328 [0.038]	-0.305 [0.016]	-0.093 [0.484]
β	0.942 [0.000]	0.719 [0.000]	0.792 [0.000]	0.854 [0.000]	0.967 [0.000]
θ_1	-0.166 [0.000]	-0.105 [0.000]	-0.137 [0.000]	-0.141 [0.000]	-0.130 [0.000]
θ_2	0.099 [0.000]	0.111 [0.000]	0.107 [0.000]	0.125 [0.000]	0.108 [0.000]
γ	-	-	-	-	-
Δ	-	-	-	-	-
d	-	0.289 [0.000]	0.375 [0.000]	0.313 [0.003]	-
v	1.307 [0.000]	1.306 [0.000]	1.552 [0.000]	1.422 [0.000]	1.496 [0.000]
$\alpha + \beta$	-	0.908	0.464	0.549	-
ω_1	-	-	-	-	-
ω_2	0.576 [0.009]	0.689 [0.000]	0.926 [0.000]	1.496 [0.000]	0.937 [0.000]
ω_3	1.233 [0.000]	-	1.656 [0.000]	2.055 [0.000]	1.286 [0.000]
ω_4	1.108 [0.000]	0.969 [0.000]	0.770 [0.001]	1.338 [0.000]	0.621 [0.054]
ω_5	1.557 [0.000]	1.443 [0.000]	-	1.239 [0.000]	0.758 [0.015]
ω_6	1.582 [0.000]	0.387 [0.000]	1.067 [0.000]	0.619 [0.026]	-
ω_7	1.115 [0.000]	1.454 [0.000]	0.368 [0.038]	-	-
ω_8	-	-	-0.487 [0.039]	0.848 [0.001]	-
ω_9	1.130 [0.000]	-	-	1.313 [0.000]	0.957 [0.000]
ω_{10}	2.171 [0.000]	-	2.055 [0.000]	0.969 [0.000]	0.699 [0.002]
ω_{11}	2.027 [0.000]	-	1.133 [0.000]	0.621 [0.002]	-
ω_{12}	1.121 [0.000]	-	0.715 [0.028]	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-
ω_{15}	1.894 [0.000]	-	-	-	-
ω_{16}	1.309 [0.000]	-	-	-	-
$Q(150)$	168.191 [0.147]	158.463 [0.302]	169.694 [0.129]	165.570 [0.181]	179.587 [0.049]
$Q_5(150)$	167.559 [0.129]	145.493 [0.542]	180.698 [0.034]	175.483 [0.061]	204.903 [0.001]
ARCH (5)	0.990 [0.421]	1.023 [0.402]	1.225 [0.294]	1.468 [0.196]	1.350 [0.246]
Ln(L)	-8652.196	-10240.574	-8634.229	-10348.511	-10105.103
AIC	2.549	3.014	2.543	3.047	2.975
SBC	2.571	3.029	2.562	3.065	2.992
H-Q	2.557	3.019	2.550	3.053	2.981

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_5 sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. ARCH(5) değişen varyans test sonuçlarını göstermektedir. ω_i yapısal kırılma tarihlerine göre oluşturulmuş kukla değişkenlerin katsayılarını göstermektedir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.

Tablo 3.6'daki beş ülkenin varyans denklemi sonuçlarına göre, volatilitedeki kalıcılığın ölçüsü olan GARCH (β) parametresinin tahmin edilen tüm modellerde pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bu durum, volatilitedeki kalıcılığın yüksek olduğuna ve şokların volatilitedeki etkilerinin hemen kaybolmadıklarına işaret etmektedir. Bunun yanında, piyasaya gelen haberlerin volatilité üzerindeki asimetric etkilerini gösteren (kaldıraç etkisi) θ_1 parametresinin işaretinin negatif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Bu sonuç, piyasaya gelen kötü haberlerin volatilitéyi, iyi haberlere göre daha fazla artırdığını göstermektedir. Benzer şekilde, haberlerin etkisinin büyüklüğünü gösteren θ_2 parametresinin de pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca, Japonya, İngiltere ve Almanya için tahmin edilen modellerde, volatilitedeki uzun hafızanın varlığını gösteren d parametresi (sırasıyla 0.289, 0.375 ve 0.313) pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuçlar, üç ülkenin getiri serileri volatilitésinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu, dolayısıyla etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

Tablo 3.7'deki sonuçlara göre, volatilitedeki kalıcılığın ölçüsü olan GARCH (β) parametresi, Kore haricindeki diğer dört ülkenin model tahminlerinde pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum, volatilitedeki kalıcılığın yüksek olduğunu ve şokların volatilitedeki etkilerinin hemen kaybolmadıklarını göstermektedir. Bununla birlikte, kaldıraç etkisi olarak adlandırılan, piyasaya gelen haberlerin volatilité üzerindeki asimetric etkilerini gösteren EGARCH ve FIEGARCH modellerinde θ_1 ve FIAPARCH modelinde ise γ parametrelerinin işaretlerinin θ_1 için negatif ($\theta_1 < 0$) ve γ parametresi için ise pozitif ($\gamma > 0$) ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı oldukları bulunmuştur. Bu sonuçlar, Tablo 3.7'de yer alan beş ülkenin hisse senedi piyasalarına gelen kötü haberlerin iyi haberlere göre volatilitéyi daha fazla artırdığını göstermektedir. Ayrıca, İtalya, Çin ve Kore için tahmin edilen modellerde, volatilitedeki uzun hafızanın varlığını gösteren d parametresi (sırasıyla 0.258, 0.225 ve 0.133) pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuş, dolayısıyla bu üç ülkenin

getiri serileri volatilitésinin uzun hafıza özelliđi gösterdiđi ve tahmin edilebilir bir yapıda olduđu belirlenmiřtir.

Tablo 3.7: GARCH Modeller Tahmin Sonuları

	İTALYA	KANADA	AVUSTRALYA	İN	KORE
	ICSS- FIAPARCH	ICSS- FIEGARCH	ICSS- EGARCH	ICSS- FIAPARCH	ICSS- FIAPARCH
Ortalama					
μ	0.019 [0.090]	0.036 [0.000]	0.024 [0.001]	0.011 [0.405]	0.011 [0.299]
Φ_1	-	0.047 [0.000]	-	0.095 [0.000]	-
Φ_2	-	-	-	-	-
Varyans					
ω	0.322 [0.000]	-0.660 [0.008]	-0.577 [0.000]	0.253 [0.000]	0.643 [0.000]
α	0.239 [0.000]	-0.181 [0.269]	-0.139 [0.411]	0.123 [0.076]	0.104 [0.299]
β	0.436 [0.000]	0.880 [0.000]	0.967 [0.000]	0.296 [0.000]	0.212 [0.064]
θ_1	-	-0.104 [0.000]	-0.089 [0.000]	-	-
θ_2	-	0.099 [0.000]	0.088 [0.000]	-	-
Υ	0.798 [0.000]	-	-	0.401 [0.000]	0.953 [0.000]
Δ	1.335 [0.000]	-	-	1.491 [0.000]	1.438 [0.000]
d	0.258 [0.000]	0.248 [0.122]	-	0.225 [0.000]	0.133 [0.000]
v	1.510 [0.000]	1.523 [0.000]	1.620 [0.000]	1.382 [0.000]	1.248 [0.000]
$\alpha + \beta$	0.675	-	-	0.419	-
ω_1	-0.122 [0.021]	-0.524 [0.083]	-	-0.118 [0.020]	-0.357 [0.013]
ω_2	-	-	-	0.417 [0.001]	-
ω_3	-0.236 [0.000]	1.074 [0.000]	0.333 [0.054]	-	0.929 [0.098]
ω_4	-0.145 [0.007]	-	-	0.442 [0.010]	-
ω_5	-0.234 [0.000]	0.591 [0.050]	-	-	-
ω_6	-0.191 [0.019]	-	-0.542 [0.002]	0.186 [0.046]	-
ω_7	-	-	-	0.737 [0.002]	-0.464 [0.008]
ω_8	-	0.904 [0.000]	0.634 [0.005]	-	-0.289 [0.037]
ω_9	-	1.398 [0.000]	0.759 [0.003]	-	-0.478 [0.001]
ω_{10}	-	-	0.340 [0.044]	-	-0.392 [0.006]
ω_{11}	-	-0.579 [0.000]	-	-	-
ω_{12}	-	0.832 [0.016]	0.700 [0.044]	-	-
ω_{13}	-	-	0.509 [0.032]	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-
$Q(150)$	191.045 [0.013]	175.683 [0.066]	130.392 [0.874]	174.243 [0.077]	184.485 [0.029]
$Q_s(150)$	148.433 [0.474]	140.951 [0.647]	120.631 [0.951]	150.214 [0.433]	174.899 [0.064]
ARCH (5)	0.194 [0.964]	0.956 [0.442]	0.784 [0.561]	0.918 [0.467]	1.887 [0.093]
Ln(L)	-10769.377	-8108.737	-8128.162	-11911.905	-11375.743
AIC	3.169	2.389	2.394	3.506	3.349
SBC	3.183	2.410	2.413	3.522	3.367
H-Q	3.174	2.396	2.401	3.511	3.355

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin deđerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. ARCH(5) deđişen varyans test sonuçlarını göstermektedir. Köşeli parantez içindeki deđerler p-deđeridir.

Tablo 3.8: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

	RUSYA	BREZİLYA	TÜRKİYE	ARJANTİN	ENDONEZYA
	ICSS- FIAPARCH	ICSS- GJR-GARCH	ICSS- FIAPARCH	ICSS- FIAPARCH	ICSS- FIAPARCH
Ortalama					
μ	0.046 [0.017]	0.048 [0.001]	0.068 [0.000]	0.003 [0.770]	0.025 [0.001]
Φ_1	0.068 [0.000]	0.028 [0.013]	0.032 [0.004]	0.072 [0.000]	0.050 [0.000]
Φ_2	-	-	-	-	-0.027 [0.006]
Varyans					
ω	0.499 [0.001]	0.404 [0.008]	1.189 [0.000]	0.804 [0.000]	0.173 [0.006]
α	0.143 [0.013]	0.017 [0.014]	-0.057 [0.553]	0.169 [0.105]	0.271 [0.066]
β	0.470 [0.000]	0.878 [0.000]	0.048 [0.654]	0.306 [0.009]	0.360 [0.021]
θ_1	-	-	-	-	-
θ_2	-	-	-	-	-
γ	0.193 [0.000]	0.085 [0.000]	0.401 [0.000]	0.511 [0.000]	0.354 [0.000]
Δ	1.623 [0.000]	-	1.613 [0.000]	1.475 [0.000]	1.685 [0.000]
d	0.412 [0.000]	-	0.168 [0.000]	0.223 [0.000]	0.241 [0.000]
v	1.266 [0.000]	1.493 [0.000]	1.432 [0.000]	1.272 [0.000]	1.179 [0.000]
$\alpha + \beta$	0.613	0.895	-	-	0.631
ω_1	-	-	-	-0.370 [0.031]	-
ω_2	-	-0.235 [0.099]	0.832 [0.024]	-	0.903 [0.035]
ω_3	-	-0.319 [0.029]	-0.416 [0.031]	-	-
ω_4	-0.270 [0.049]	-	-	-	0.238 [0.023]
ω_5	-0.372 [0.008]	-	-0.663 [0.003]	-	0.111 [0.071]
ω_6	-	-0.240 [0.083]	-0.876 [0.000]	-	0.465 [0.040]
ω_7	-	-0.278 [0.050]	-0.575 [0.008]	-	-
ω_8	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-0.311 [0.030]	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-0.259 [0.069]	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-
$Q(150)$	142.172 [0.641]	151.111 [0.436]	140.036 [0.688]	184.009 [0.027]	193.578 [0.007]
$Q_5(150)$	124.064 [0.924]	178.828 [0.042]	145.035 [0.553]	119.323 [0.959]	165.825 [0.150]
ARCH (5)	0.243 [0.943]	1.447 [0.203]	0.406 [0.844]	0.801 [0.548]	0.861 [0.505]
Ln(L)	-13286.705	-12010.788	-13510.238	-13623.735	-11664.787
AIC	3.909	3.535	3.975	4.007	3.433
SBC	3.922	3.553	3.990	4.017	3.449
H-Q	3.913	3.542	3.980	4.011	3.439

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_5 sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. ARCH(5) değişen varyans test sonuçlarını göstermektedir. ω_i yapısal kırılma tarihlerine göre oluşturulmuş kukla değişkenlerin katsayılarını göstermektedir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.

Tablo 3.8 ve Tablo 3.9'daki sonuçlara göre, Rusya, Brezilya, Arjantin, Hindistan, Meksika ve Güney Afrika için %1, Endonezya için %5 anlamlılık düzeyinde GARCH (β) parametresi, istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasalarının volatilitelerindeki kalıcılığın yüksek olduğunu ve şokların volatilitedeki etkilerinin hemen kaybolmadıklarını göstermektedir. Bununla birlikte, piyasaya gelen haberlerin volatilitte üzerindeki asimetrik etkilerini gösteren, EGARCH ve FIEGARCH modellerinde θ_1 , FIAPARCH ve GJR-GARCH modellerinde ise γ parametrelerinin işaretlerinin θ_1 için negatif ($\theta_1 < 0$) ve γ parametresi için ise pozitif ($\gamma > 0$) ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı oldukları bulunmuştur. Bu sonuçlara göre, çalışmada yer alan tüm ülkelerin hisse senedi piyasalarında kaldıraç etkisinin varlığı tespit edilmiş ve bu bağlamda söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasalarına gelen kötü haberlerin volatilitteyi, iyi haberlere göre daha fazla artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ayrıca, Rusya, Türkiye, Arjantin, Endonezya, Hindistan ve Meksika için tahmin edilen modellerde, volatilitedeki uzun hafızanın varlığını gösteren d parametresi (sırasıyla 0.412, 0.168, 0.223, 0.241, 0.197 ve 0.206) pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuş, dolayısıyla bu altı ülkenin getiri serileri volatilitesinin bundan önceki Tablo 3.6 ve Tablo 3.7'de yer alan Japonya, İngiltere, Almanya, İtalya, Çin ve Kore hisse senedi piyasalarındaki gibi uzun hafıza özelliği gösterdiği ve tahmin edilebilir bir yapıda oldukları belirlenmiştir.

Tablo 3.9: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

	HİNDİSTAN	MEKSİKA	GÜNEYAFRİKA
	ICSS-FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	ICSS-EGARCH
Ortalama			
μ	0.043 [0.001]	0.027 [0.020]	0.032 [0.010]
Φ_1	0.098 [0.000]	0.086 [0.000]	0.064 [0.000]
Φ_2	-	-	-
Varyans			
ω	0.245 [0.000]	0.416 [0.000]	0.308 [0.028]
α	0.219 [0.000]	0.200 [0.014]	-0.135 [0.401]
β	0.351 [0.000]	0.363 [0.000]	0.962 [0.000]
θ_1	-	-	-0.074 [0.000]
θ_2	-	-	0.116 [0.000]
Υ	0.901 [0.000]	0.726 [0.000]	-
Δ	1.148 [0.000]	1.281 [0.000]	-
d	0.197 [0.000]	0.206 [0.000]	-
v	1.453 [0.000]	1.477 [0.000]	1.612 [0.000]
$\alpha + \beta$	0.570	0.563	-
ω_1	-	-	-0.971 [0.000]
ω_2	0.187 [0.000]	-0.169 [0.053]	-
ω_3	0.729 [0.000]	-	0.564 [0.025]
ω_4	-	-0.166 [0.073]	-
ω_5	-	-	-0.764 [0.000]
ω_6	0.328 [0.000]	-0.179 [0.038]	-
ω_7	-	-	-
ω_8	-0.072 [0.053]	-0.169 [0.075]	-0.485 [0.001]
ω_9	0.419 [0.016]	-	-
ω_{10}	-	-0.194 [0.076]	-
ω_{11}	-	-	-
ω_{12}	-	-	-
ω_{13}	-	-0.267 [0.015]	-
ω_{14}	-	-0.264 [0.005]	-
ω_{15}	-	0.379 [0.053]	-
ω_{16}	-	-0.364 [0.003]	-
$Q(150)$	140.922 [0.669]	181.803 [0.034]	169.862 [0.116]
$Q_s(150)$	165.924 [0.148]	148.192 [0.480]	165.558 [0.153]
ARCH (5)	0.364 [0.873]	0.937 [0.455]	0.553 [0.735]
Ln(L)	-10485.543	-10079.334	-9828.652
AIC	3.087	2.970	2.894
SBC	3.105	2.995	2.911
H-Q	3.093	2.978	2.899

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. ARCH(5) değişen varyans test sonuçlarını göstermektedir. ω_i yapısal kırılma tarihlerine göre oluşturulmuş kukla değişkenlerin katsayılarını göstermektedir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.

3.4.4.4. Ortalama ve Varyansta Nedensellik Testi Sonuçları

Hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin araştırıldığı çalışmanın bu kısmında, hisse senedi getiri ve volatiliteleri arasında nedensellik ilişkisinin var olup olmadığının tespit edilmesi amacıyla Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen nedensellik testinin modifiye edilmiş hali olan Hong (2001) nedensellik testi uygulanmıştır. Hong (2001) testi uygulanmadan önce, çalışmada yer alan tüm getiri serileri için seçilen en uygun GARCH modellerinden elde edilen standardize hataların kareleri kullanılarak Q istatistikleri hesaplanmış ve hisse senedi getiri ve volatilitelerine ilişkin nedensellik ilişkilerini gösteren sonuçlar, ortalamada nedensellik için Tablo 3.10 ve varyansta nedensellik için de Tablo 3.11’de verilmiştir.

Tablo 3.10: Hong (2001) Ortalamada Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu				
	M = 5	M = 10	M = 15	M = 20	M = 25
ABD→TÜRKİYE	78.799*	60.396*	50.697*	44.560*	40.213*
TÜRKİYE→ABD	-0.709	-0.643	-0.437	-0.244	-0.086
JAPONYA→TÜRKİYE	0.823	1.767**	1.885**	1.714**	1.468***
TÜRKİYE→JAPONYA	57.274*	43.857*	36.569*	31.958*	28.661*
İNGİLTERE→TÜRKİYE	8.575*	6.369*	5.297*	4.830*	4.476*
TÜRKİYE→İNGİLTERE	-0.894	-1.205	-1.327	-1.474	-1.542
ALMANYA→TÜRKİYE	7.851*	6.598*	5.580*	4.876*	4.376*
TÜRKİYE→ALMANYA	-0.167	0.071	-0.018	-0.131	-0.237
FRANSA→TÜRKİYE	7.200*	5.856*	4.999*	4.600*	4.346*
TÜRKİYE→FRANSA	-0.800	-0.943	-1.097	-1.183	-1.218
İTALYA→TÜRKİYE	5.587*	4.581*	3.918*	3.613*	3.449*
TÜRKİYE→İTALYA	0.774	0.700	0.639	0.620	0.710
KANADA→TÜRKİYE	42.996*	32.584*	27.331*	24.056*	21.692*
TÜRKİYE→KANADA	-0.194	-0.198	0.011	0.169	0.301
AVUSTRALYA→TÜRKİYE	0.109	0.518	1.482***	2.036**	2.226**
TÜRKİYE→AVUSTRALYA	33.587*	25.636*	21.358*	18.618*	16.742*
ÇİN→TÜRKİYE	-0.348	-0.625	-0.473	-0.098	0.177
TÜRKİYE→ÇİN	13.492*	10.504*	8.784*	7.633*	6.879*
KORE→TÜRKİYE	0.123	0.886	1.918**	2.454*	2.666*
TÜRKİYE→KORE	62.100*	47.907*	40.688*	36.024*	32.724*
RUSYA→TÜRKİYE	1.693**	1.766**	1.606***	1.420***	1.291***
TÜRKİYE→RUSYA	-0.112	-0.136	0.269	0.661	0.851
BREZİLYA→TÜRKİYE	63.335*	48.942*	41.377*	36.629*	33.203*
TÜRKİYE→BREZİLYA	-0.205	-0.045	0.793	1.367***	1.700**

Tablo 3.10: Hong (2001) Ortalamada Nedensellik Testi Sonuçları (Devamı)

Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu				
	M = 5	M = 10	M = 15	M = 20	M = 25
ARJANTİN→TÜRKİYE	22.326*	16.991*	14.820*	13.651*	12.759*
TÜRKİYE→ARJANTİN	1.183	1.718**	1.629***	1.513***	1.672**
ENDONEZYA→TÜRKİYE	1.207	1.297***	1.095	0.870	0.701
TÜRKİYE→ENDONEZYA	34.119*	27.659*	24.101*	21.937*	20.298*
HİNDİSTAN→TÜRKİYE	0.303	0.608	0.443	0.237	0.075
TÜRKİYE→HİNDİSTAN	8.528*	8.507*	7.842*	7.169*	6.521*
MEKSİKA→TÜRKİYE	54.131*	41.438*	35.143*	31.324*	28.587*
TÜRKİYE→MEKSİKA	-0.775	-0.496	-0.348	-0.300	-0.223
G. AFRİKA→TÜRKİYE	0.329	0.049	-0.036	-0.083	-0.180
TÜRKİYE→G. AFRİKA	1.039	2.405*	4.153*	5.205*	5.704*

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. M maksimum gecikmeyi temsil etmektedir.

Tablo 3.10'daki sonuçlara göre, hisse senedi getirilerinde ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Meksika'dan Türkiye'ye doğru ve Türkiye'den de Çin, Hindistan ve Güney Afrika'ya doğru tek yönlü, bununla birlikte Japonya, Avustralya, Kore, Brezilya, Arjantin ve Endonezya ile Türkiye arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Literatürde gelişmiş piyasalardan gelişmekte olan piyasalara doğru getiri anlamında yayılımın olduğunu gösteren çok sayıda çalışma bulmak mümkündür. Ancak, gelişmekte olan iki piyasa arasında tek ya da çift yönlü olarak nedensellik ilişkisine pek rastlanılmamaktadır. Bu bağlamda, Türkiye'den Çin, Hindistan ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü nedenselliğe ilişkin elde edilen bulgular, özellikle Türkiye hisse senedi piyasasının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan hisse senedi piyasalarıyla entegre olduğu sonucuna ulaşan literatürdeki benzer çalışmaları destekler niteliktedir (Gökbulut, 2017; Akel, 2015; Korkmaz ve Çevik, 2008).

Tablo 3.11'deki sonuçlara göre ise çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü ve güçlü volatilité yayılımı olduğu söylenebilir. Elde edilen sonuçlar yatırımcıların portföy çeşitlendirmesi ve risklerden korunma stratejilerini belirleyebilmeleri açısından önem arz etmektedir. Çalışmayı kapsayan dönemin oldukça uzun olması uluslararası piyasalar arasındaki finansal entegrasyonun sağlanmış olduğunu ve teknolojideki gelişmelere bağlı olarak piyasalar arasındaki bilgi akışının hızlı ve kolay olarak elde edilebildiğini göstermesi açısından önemlidir.

Bu sonuçlar, özellikle uluslararası yatırımcıların, hisse senetlerine ilişkin yatırım kararlarında borsalar arasındaki volatilité yayılımının yüksek olması nedeniyle çeşitlendirme imkanlarını azaltmaktadır.

Tablo 3.11: Hong (2001) Varyansta Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönu	Gecikme Uzunluđu				
	M = 5	M = 10	M = 15	M = 20	M = 25
ABD→TÜRKİYE	470.607*	647.272*	784.581*	903.906*	1009.646*
TÜRKİYE→ABD	385.770*	569.711*	710.938*	828.594*	932.211*
JAPONYA→TÜRKİYE	532.510*	761.258*	929.184*	1067.219*	1186.544*
TÜRKİYE→JAPONYA	538.938*	746.309*	903.740*	1034.565*	1150.846*
İNGİLTERE→TÜRKİYE	534.123*	777.981*	968.386*	1128.183*	1267.762*
TÜRKİYE→İNGİLTERE	535.123*	772.858*	947.833*	1098.564*	1232.398*
ALMANYA→TÜRKİYE	464.150*	700.804*	882.576*	1030.409*	1160.121*
TÜRKİYE→ALMANYA	484.184*	697.559*	858.097*	998.292*	1123.416*
FRANSA→TÜRKİYE	490.366*	736.134*	928.082*	1084.722*	1219.645*
TÜRKİYE→FRANSA	487.609*	708.826*	883.213*	1033.050*	1166.014*
İTALYA→TÜRKİYE	502.972.*	754.296*	945.310*	1102.689*	1239.176*
TÜRKİYE→İTALYA	492.869*	727.241*	898.336*	1045.061*	1177.475*
KANADA→TÜRKİYE	586.564*	817.487*	1001.607*	1154.528*	1286.467*
TÜRKİYE→KANADA	529.554*	754.896*	928.994*	1075.629*	1204.686*
AVUSTRALYA→TÜRKİYE	587.143*	845.277*	1038.012*	1199.604*	1340.632*
TÜRKİYE→AVUSTRALYA	605.278*	841.622*	1024.651*	1181.440*	1319.472*
ÇİN→TÜRKİYE	516.078*	741.552*	919.830*	1071.915*	1206.135*
TÜRKİYE→ÇİN	520.437*	741.505*	913.966*	1058.228*	1184.311*
KORE→TÜRKİYE	528.464*	759.248*	934.372*	1078.324*	1203.874*
TÜRKİYE→KORE	560.434*	770.226*	937.862*	1078.645*	1201.369*
RUSYA→TÜRKİYE	280.382*	407.063*	506.010*	585.847*	655.940*
TÜRKİYE→RUSYA	281.025*	397.248*	485910*	558.983*	622.882*
BREZİLYA→TÜRKİYE	632.177*	864.475*	1048.931*	1209.545*	1349.561*
TÜRKİYE→BREZİLYA	616.546*	855.818*	1046.325*	1202.197*	1338.243*
ARJANTİN→TÜRKİYE	476.705*	660.828*	801.949*	919.402*	1022.136*
TÜRKİYE→ARJANTİN	446.527*	620.258*	755.699*	871.037*	974.794*
ENDONEZYA→TÜRKİYE	498.224*	705.040*	856.032*	976.728*	1080.100*
TÜRKİYE→ENDONEZYA	510.478*	701.414*	848.649*	970.303*	1075.905*
HİNDİSTAN→TÜRKİYE	513.218*	752.924*	932.803*	1085.847*	1222.802*
TÜRKİYE→HİNDİSTAN	544.398*	788.928*	965.080*	1113.233*	1245.247*
MEKSİKA→TÜRKİYE	582.614*	838.235*	1025.189*	1178.231*	1311.884*
TÜRKİYE→MEKSİKA	555.992*	800.197*	990.270*	1149.478*	1288.818*
G. AFRİKA→TÜRKİYE	599.964*	845.535*	1037.301*	1204.177*	1354.264*
TÜRKİYE→G. AFRİKA	589.761*	846.042*	1046.294*	1214.133*	1360.466*

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. M maksimum gecikmeyi temsil etmektedir.

3.4.4.5. Risk Durumunda Nedensellik Testi Sonuçları

Hong vd, (2009) tarafından geliştirilen ve risk durumunda nedensellik testi olarak adlandırılan test yöntemi, iki piyasa arasındaki aşırı risk durumlarına odaklanarak, nedensellik ilişkisini Granger bağlamında tanımlamaktadır. Test yöntemi aşırı risk durumunu, gerçekleşen kayıpların beklenen kayıpları aşması şeklinde ifade etmektedir. Bu bağlamda, risk durumunda nedensellik testinde getiri serilerindeki kayıplarla ilgilenilmektedir.

Buna göre, risk durumunda nedensellik testinin ilk aşamasında, çalışmada yer alan tüm getiri serilerinin belirli bir risk düzeylerinde zaman değişkenli riske maruz değerlerinin (RMD) hesaplanması gerekmektedir. Bu bağlamda öncelikle, her getiri serisi belirlenen en uygun GARCH modeli (1. ve 2. moment) tahmin edilerek %1, %5 ve %10 risk düzeylerinde RMD değerleri hesaplanmış ve sonuçlar Tablo 3.12’de verilmiştir.

Tablo 3.12: Farklı Risk Düzeylerine Göre Beklenmedik Kayıpların Gerçekleştiği Gün Sayısı

	ABD	Japonya	İngiltere	Almanya	Fransa	İtalya
%1 RMD	69	69	69	69	69	69
%5 RMD	341	341	341	341	341	341
%10 RMD	681	681	681	681	681	681
	Kanada	Avustralya	Çin	Kore	Rusya	Brezilya
%1 RMD	69	69	69	69	69	69
%5 RMD	341	341	341	341	341	341
%10 RMD	681	681	681	681	681	681
	Türkiye	Endonezya	Arjantin	Hindistan	Meksika	Güney Afrika
%1 RMD	69	69	69	69	69	69
%5 RMD	341	341	341	341	341	341
%10 RMD	681	681	681	681	681	681

Tablo 3.12’deki sonuçlara göre, gerçekleşen kayıpların beklenen kayıpları aştığı gün sayısının risk hassasiyetinin artmasıyla (%10’dan %1’e doğru azaldıkça) RMD değerini aşan kayıp gün sayısının önemli ölçüde azaldığı görülmektedir. Ayrıca Tablo 3.12’de dikkati çeken başka bir önemli durum daha söz konusudur. Bu durum ise, tüm getiri serilerinin farklı risk düzeylerindeki RMD değerlerinde aynı sonuçların elde edilmesidir. Bu sonuçlar, çalışmada yer alan hisse senedi piyasalarındaki

beklenmedik kayıpların yaşandığı günlerin aynı ya da birbirine çok yakın günler olduğunu göstermektedir.

Getiri serileri için farklı risk düzeylerinde RMD değerlerini aşan günlerin belirlenip, söz konusu günler için “1” diğer günler için ise “0” değerleri verilecek şekilde iki değerli değişkenlere dönüştürülen getiri serilerine ilişkin nedensellik testi sonuçları Tablo 3.13’te verilmiştir.

Tablo 3.13’teki hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik testi sonuçlarına göre, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ABD, Fransa, Kanada, Avustralya ve Meksika hisse senedi piyasaları Türkiye hisse senedi piyasasının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bunun yanında, %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde Japonya, Kore ve Rusya hisse senedi piyasaları, %1 anlamlılık düzeyinde Çin, Endonezya ve Güney Afrika hisse senedi piyasaları, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Almanya, Brezilya ve Arjantin ve %10 anlamlılık düzeyinde İtalya hisse senedi piyasaları açısından da Türkiye hisse senedi piyasasının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir. Ayrıca, Türkiye hisse senedi piyasası için test sonuçları incelendiğinde, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Kore ve Endonezya hisse senedi piyasaları, %1 anlamlılık düzeyinde Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Güney Afrika hisse senedi piyasaları, %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde Çin ve Hindistan ve %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Japonya ve Avustralya hisse senedi piyasalarının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, ABD, İtalya, Brezilya, Arjantin ve Meksika hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Bu sonuç, bu piyasalarda beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günleri Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günlerin takip ettiğini göstermektedir. Ayrıca Japonya, Almanya, Fransa, Kanada, Avustralya, Çin, Kore, Rusya, Endonezya, Rusya ve Güney Afrika hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında çift yönlü risk durumunda nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Son olarak, İngiltere hisse senedi piyasası ile herhangi bir risk durumunda nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Tablo 3.13'te ayrıca gerçekleşen kazançların beklenen kazançları aştığı gün sayısına göre risk hassasiyetlerini de gösteren (%90, %95 ve %99) sağ kuyruk olasılıklarına ilişkin sonuçlar da verilmiştir. Buna göre, %90, %95 ve %99 anlamlılık düzeyinde Brezilya ve Meksika, %90 ve %95 anlamlılık düzeyinde Japonya ve Avustralya, %90 anlamlılık düzeyinde İtalya ve Arjantin, %99 anlamlılık düzeyinde Fransa ve Kanada, %95 ve %99 anlamlılık düzeyinde Endonezya ve %95 anlamlılık düzeyinde Çin hisse senedi piyasaları Türkiye hisse senedi piyasasının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bunun yanında, Türkiye hisse senedi piyasası için sonuçlar incelendiğinde, %90, %95 ve %99 anlamlılık düzeyinde Japonya, %90 ve %95 ile %95 ve %99 anlamlılık düzeylerinde Kore ve Brezilya, %90 anlamlılık düzeyinde Avustralya, Arjantin ve Endonezya, %99 anlamlılık düzeyinde Fransa ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Gerçekleşen kazançların beklenen kazançları aştığı gün sayılarına göre risk hassasiyetlerinin belirlendiği sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, İtalya, Kanada, Çin ve Meksika hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Bu sonuç, bu piyasalarda beklenmedik kazançların gerçekleştiği günleri Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kazançların gerçekleştiği günlerin takip ettiğini göstermektedir. Bunun yanında Türkiye hisse senedi piyasasından, Kore ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarına doğru da tek yönlü nedenselliğin olduğu görülmekte ve bu sonucun da Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kazançların gerçekleştiği günleri Kore ve Güney Afrika piyasalarında beklenmedik kazançların gerçekleştiği günlerin takip ettiği anlamına gelmektedir. Ayrıca Japonya, Fransa, Avustralya, Brezilya, Arjantin ve Endonezya hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Son olarak, ABD, İngiltere, Almanya, Rusya ve Hindistan hisse senedi piyasası ile herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Tablo 3.13: Kuyrukta Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	%1 Risk Düzeyi	%5 Risk Düzeyi	%10 Risk Düzeyi	%90 Risk Düzeyi	%95 Risk Düzeyi	%99 Risk Düzeyi
ABD→TÜRKİYE	2.376*	13.547*	17.457*	1.155	1.279	0.283
TÜRKİYE→ABD	-0.661	-0.583	0.104	0.823	-0.898	0.043
JAPONYA→TÜRKİYE	5.492*	2.472*	1.044	1.931**	2.775*	0.559
TÜRKİYE→JAPONYA	0.113	1.552***	5.204*	6.799*	4.948*	1.742**
İNGİLTERE→TÜRKİYE	0.419	-0.183	0.788	0.175	0.280	0.025
TÜRKİYE→İNGİLTERE	-0.443	-1.313	-1.242	-0.632	0.529	-1.285
ALMANYA→TÜRKİYE	-0.032	1.793**	1.936**	1.059	-0.047	-0.500
TÜRKİYE→ALMANYA	2.290**	0.732	-0.692	-1.463	-0.811	-0.641
FRANSA→TÜRKİYE	2.819*	2.234**	1.768**	-0.270	-0.109	2.397*
TÜRKİYE→FRANSA	2.009**	-0.390	-1.207	-1.063	0.590	1.752**
İTALYA→TÜRKİYE	-0.640	0.123	2.538*	1.980**	0.587	-0.254
TÜRKİYE→İTALYA	0.077	-0.749	-0.859	0.205	0.649	-0.795
KANADA→TÜRKİYE	2.703*	7.901*	8.629*	1.497***	1.042	1.589***
TÜRKİYE→KANADA	8.603*	-0.272	-0.915	0.179	-1.735	-0.757
AVUSTRALYA→TÜRKİYE	3.375*	1.428***	4.363*	1.695**	2.103**	1.147
TÜRKİYE→AVUSTRALYA	-0.083	3.839**	4.406*	5.111*	-0.341	-0.595
ÇİN→TÜRKİYE	3.133*	0.849	1.040	-0.581	2.172**	-1.384
TÜRKİYE→ÇİN	2.882*	3.301*	1.081	0.652	-0.097	-1.182
KORE→TÜRKİYE	2.270**	4.356*	0.677	0.984	1.130	-0.610
TÜRKİYE→KORE	9.392*	5.087*	4.664*	5.389*	6.240*	0.321
RUSYA→TÜRKİYE	4.772*	1.654**	0.446	-0.704	-0.665	0.210
TÜRKİYE→RUSYA	4.520*	0.922	0.750	-0.283	-0.710	1.062
BREZİLYA→TÜRKİYE	0.894	4.168*	10.410*	7.999*	2.627*	2.810*
TÜRKİYE→BREZİLYA	0.965	0.022	0.572	0.278	1.500***	1.399***
ARJANTİN→TÜRKİYE	0.267	3.922*	6.975*	2.832*	0.569	-0.619
TÜRKİYE→ARJANTİN	-0.856	-0.602	-0.475	3.602*	-0.100	-1.063
ENDONEZYA→TÜRKİYE	3.858*	1.108	-0.251	0.843	1.961**	2.948*
TÜRKİYE→ENDONEZYA	5.687*	3.257*	7.598*	2.222**	-0.733	-1.642
HİNDİSTAN→TÜRKİYE	-0.244	-0.779	0.306	-0.139	0.412	-0.889
TÜRKİYE→HİNDİSTAN	2.118**	3.352*	1.118	0.716	0.029	-1.384
MEKSİKA→TÜRKİYE	7.302*	2.172**	14.369*	4.918*	3.199*	1.496***
TÜRKİYE→MEKSİKA	1.264	-1.083	1.255	0.949	0.020	0.990
G. AFRİKA→TÜRKİYE	1.301***	-0.127	1.148	-1.131	0.479	-0.555
TÜRKİYE→G. AFRİKA	3.921*	0.115	-0.647	1.176	0.571	1.987**

Tablo 3.14: Nedensellik Testlerine İlişkin Sonuçlar

Nedenselliğin Yönü	Ortalamada Nedensellik	Varyansta Nedensellik	Kuyrukta Nedensellik	
			Sol Kuyruk	Sağ Kuyruk
ABD→TÜRKİYE	✓	✓	✓	
TÜRKİYE→ABD		✓		
JAPONYA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→JAPONYA	✓	✓	✓	✓
İNGİLTERE→TÜRKİYE	✓	✓		
TÜRKİYE→İNGİLTERE		✓		
ALMANYA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	
TÜRKİYE→ALMANYA		✓	✓	
FRANSA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→FRANSA		✓	✓	✓
İTALYA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→İTALYA		✓		
KANADA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→KANADA		✓	✓	
AVUSTRALYA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→AVUSTRALYA	✓	✓	✓	✓
ÇİN→TÜRKİYE		✓	✓	✓
TÜRKİYE→ÇİN	✓	✓	✓	
KORE→TÜRKİYE	✓	✓	✓	
TÜRKİYE→KORE	✓	✓	✓	✓
RUSYA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	
TÜRKİYE→RUSYA		✓	✓	
BREZİLYA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→BREZİLYA	✓	✓		✓
ARJANTİN→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→ARJANTİN	✓	✓		✓
ENDONEZYA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→ENDONEZYA	✓	✓	✓	✓
HİNDİSTAN→TÜRKİYE		✓		
TÜRKİYE→HİNDİSTAN	✓	✓	✓	
MEKSİKA→TÜRKİYE	✓	✓	✓	✓
TÜRKİYE→MEKSİKA		✓		
G. AFRİKA→TÜRKİYE		✓	✓	
TÜRKİYE→G. AFRİKA	✓	✓	✓	✓

SONUÇ

1980’li yılların sonlarından itibaren internetin ortaya çıkması, gelişimi ve hızla ticarileşmesinin de etkisiyle özellikle iletişim araçlarında hızlı teknolojik gelişmeler yaşanmaya başlanmış ve bu gelişmeler beraberinde bilgiye erişimin süresini ve maliyetini oldukça azaltmıştır. Yaşanan bu gelişmelere bağlı olarak “uluslararası bütünleşme süreci” olarak da ifade edilebilen küreselleşme büyük bir ivme kazanarak ülkelerin artan bir hızda birbirlerine yaklaşmalarına neden olmuştur. Bu yakınlaşmayla birlikte uluslararası sermaye akımlarında benzeri görülmemiş bir artış yaşanmıştır. Ayrıca, ülkeler arasında yapılan ekonomik anlaşmalar, ticari işbirlikleri, finansal serbestleşme politikaları olarak da adlandırılan finansal piyasalar üzerindeki devlet müdahalelerinin kaldırılması da uluslararası sermaye akımlarında yaşanan artışı pozitif yönde etkilemiştir.

Ülkeler arasındaki sermaye akımlarında yaşanan sınırsız miktardaki artış aynı zamanda daha fazla getiri elde etmek isteyen yatırımcıları, başta gelişen piyasalar olmak üzere alternatif piyasalara yönlendirmiştir. Hem ülkeler arasındaki ekonomik ve ticari işbirliklerinin artması hem de getirilerini daha da artırmak isteyen yatırımcıların sermayelerini gelişen piyasalara yönlendirmesiyle birlikte bu ülkelerdeki yabancı sermaye miktarları hızla artarak, gelişen ülkelerdeki istihdam, büyüme ve refah artışında olumlu gelişmelere yol açmıştır.

Serbest ve sınırsız sermaye akımlarının özellikle temel piyasalardan gelişen piyasalara doğru hızla artan miktarda akışı, yatırım-istihdam-büyüme dengesine yapmış olduğu olumlu katkılarının yanında bazı riskleri de beraberinde getirmiştir. Bu risklerin başında, gelişen piyasaların gitgide temel piyasalara olan bağımlılığının artması gelmektedir. Bu bağımlılık gelişen piyasalardaki yabancı kaynak ihtiyacının sürekli artmasına neden olmuştur. Bunun yanında, temel piyasalara olan bağımlılığın gelişen piyasalar üzerinde yarattığı en önemli risk, finans literatüründe volatilité yayılması olarak adlandırılan, bir hisse senedi piyasasında yaşanan şokun başka bir hisse senedi piyasasındaki volatilitéyi artırması durumuna yol açmasıdır.

Genellikle finansal piyasalarda görülen volatilité yayılma etkisi, yatırım kararlarını risk-getiri ilişkisi çerçevesinde değerlendiren yatırımcılar açısından portföy

çeşitlendirmesi yapabilmeleri için hangi piyasaların birbirleriyle ilişkili olduklarını bilmelerini gerektirmektedir. Özellikle uluslararası yatırımcılar, portföylerini oluştururken aralarında volatilité yayılma etkisinin olmadığı hisse senedi piyasalarına yatırım yaparak risklerini azaltma yoluna gitmektedirler. Çünkü volatilité yayılma etkisinin olduğu hisse senedi piyasalarına yatırım yapmaları durumunda, birlikte hareket eden piyasaların getiri ve riskleri de benzerlik göstereceğinden iyi çeşitlendirilmiş bir portföy oluşturulamayacaktır.

Bu bağlamda finansal varlıklardan oluşan bir portföy meydana getirilirken, yatırımcıların karar alma aşamasında finansal varlık getirilerinin tahmini ve piyasalar arasındaki volatilité yayılma etkisinin belirlenebilmesi oldukça önemli bir konu haline gelmiştir. Buna göre, iyi çeşitlendirilmiş bir portföy oluşturabilmek için piyasaların volatilitelerinin modellenmesi gerekmektedir.

Literatürde volatilité yayılması ile ilgili yapılan çalışmalar incelendiğinde, özellikle hisse senedi piyasaları arasındaki yayılma etkisinin gelişmiş ülkelerden gelişmekte olan ülkelere doğru olduğu yönünde sonuçlarla karşılaşılmaktadır. Çalışmalarda kullanılan yöntemler ağırlıklı olarak Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelleri ve türevlerinin olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, volatilité yayılımında asimetrik etkinin varlığını hem gelişmiş ülkelerin hem de gelişmekte olan ülkelerin kendi aralarında volatilité yayılma etkisinin olup olmadığını ve risk durumlarında piyasalar arasındaki yayılma etkisini araştıran çalışmaların oldukça az sayıda olduğu görülmektedir.

Bu çalışmada G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla çalışmada yer alan ekonometrik modellerden elde edilen sonuçlar çerçevesinde, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilere dikkat edilerek söz konusu piyasalar arasında yayılma etkisinin olup olmadığı, eğer varlığı tespit edilirse; hangi yönde olduğu ve ülkeler arasındaki birliktelikler hakkında bilgiler sunulmaya çalışılmıştır.

Çalışmada G-20 ülkeleri hisse senedi piyasaları arasından verisi bulunan 18 ülkenin (Amerika Birleşik Devletleri, Çin, Almanya, Japonya, İngiltere, Fransa, İtalya, Rusya, Kanada, Avustralya, Brezilya, Arjantin, Meksika, Güney Afrika, Endonezya,

Güney Kore, Hindistan ve Türkiye), 2 Ocak 1995 ile 29 Ocak 2021 tarihleri arasındaki hisse senedi günlük kapanış fiyatları kullanılmış olup, verilerin tamamı Morgan Stanley Capital International (MSCI) endeksi olarak msci.com sitesinden elde edilmiştir.

Çalışmada, yüksek frekanslı verilerden oluşan ARMA tipi modellerin kullanılması ve incelenen dönem içerisinde çok sayıda krizin yaşanması gibi nedenlerle, krizlerden kaynaklanan şoklar karşısında ortaya çıkabilen sapan değerlerden dolayı getiri serileri için sapan değer analizi yapılmış ve analiz sonucunda ortaya çıkan sapan değerler için gerekli düzeltme işlemi gerçekleştirilmiştir.

Buna göre endeks getirilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, örneklem dönemi içinde günlük ortalama getirilerin Brezilya, Türkiye, Hindistan, Meksika ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarında pozitifken diğer ülkelerde negatif olduğu, en yüksek ve en düşük yüzde getirinin ise en yüksek %7.507 (10.07.1998 tarihinde), en düşük %-12.384 (30.10.1997 tarihinde) Rusya hisse senedi piyasasında olduğu görülmüştür. Bunun yanında standart sapma değeri en yüksek (2.156) ile Rusya iken en düşük standart sapma değeri (0.865) ile Avustralya'dır. Bu sonuçlar, volatilitenin en yüksek, dolayısıyla en riskli piyasanın Rusya hisse senedi piyasası olduğunu göstermiştir. Getiri serilerinin çarpıklık ve basıklık durumlarına ilişkin sonuçlara bakıldığında, tüm getiri serilerinin çarpıklık değerlerinin negatif ve basıklık değerlerinin de üçten büyük olduğu belirlenerek, tüm getiri serilerinin kalın kuyruklu bir dağılıma sahip oldukları tespit edilmiştir. Bununla birlikte, getiri serilerinin normal dağılıp dağılmadığının belirlenebilmesi için yapılan Jargue-Bera normallik test sonuçlarına göre, getiri serilerinin normal dağılım gösterdiğini ifade eden sıfır hipotezi tüm getiri serileri için %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiş ve böylece getiri serilerinin normal dağılmadığı kararı verilmiştir. Ayrıca, getiri serilerinin ortalama ve varyansında otokorelasyonun varlığı için Box-Pierce Q istatistiği ve koşullu değişen varyansın varlığını tespit etmek içinde ARCH-LM testi uygulanmış, elde edilen sonuçlara göre de ortalamada Japonya ve İngiltere haricindeki diğer tüm getiri serilerinde, varyansta ise tüm getiri serilerinde otokorelasyonun var olduğu ve getiri serilerinin varyanslarının sabit olmayıp ARCH etkisi gösterdiği tespit edilmiştir.

Çalışmada yer alan getiri serilerinin durağanlık durumları ADF, PP ve KPSS birim kök testleriyle incelenmiş ve üç birim kök testinden elde edilen sonuçlara göre tüm getiri serilerinin düzey değerlerinde durağan olduğu belirlenmiştir. Durağanlık analizinden sonra, çalışmanın örneklem döneminin uzun olması ve bu örneklem dönemi içerisinde büyük krizlerin yaşanması nedeniyle getiri serilerinin varyanslarında kırılmaların olabileceği varsayılarak yapısal kırılma testleri uygulanmış ve test sonuçlarına göre tüm getiri serilerinin varyansında en az bir adet yapısal kırılma tespit edilmiştir. Varyansta kırılma testleri sonucunda tüm getiri serilerinde yapısal kırılmalara rastlanıldığından modellemeler yapılırken bu durum dikkate alınmıştır.

Getiri serilerinin modellenebilmesi için öncelikle ARMA modeli tahmin edilerek, ortalama denklemi için en uygun ARMA yapısı Schwarz bilgi kriteri dikkate alınarak belirlenmiştir. Tüm getiri serileri için en uygun ARMA modeli belirlendikten sonra, en iyi sonuçları veren farklı formlardaki ARMA-GARCH modelleri yapısal kırılmaların etkileri de dikkate alınarak tahmin edilmiştir. Modellerden elde edilen tahmin sonuçlarına göre, volatilitedeki kalıcılığın yüksek olduğuna ve şokların volatilitedeki etkilerinin hemen kaybolmadıklarına işaret etmekte olan GARCH (β) parametresinin ABD, Japonya, İngiltere, Fransa, Almanya, İtalya, Kanada, Avustralya, Çin, Rusya, Brezilya, Arjantin, Hindistan, Meksika ve Güney Afrika için pozitif ve %1, Endonezya için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte, çalışmada yer alan tüm ülkelerin hisse senedi piyasalarında kaldıraç etkisinin varlığı tespit edilmiş, buna göre söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasalarına gelen kötü haberlerin volatilitiyi, iyi haberlere göre daha fazla artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, Japonya, İngiltere, Almanya, İtalya, Çin, Kore, Rusya, Türkiye, Arjantin, Endonezya, Hindistan ve Meksika için tahmin edilen modellerde, volatilitedeki uzun hafızanın varlığını gösteren d parametresi pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuş, dolayısıyla bu on iki ülkenin getiri serileri volatilitelerinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve tahmin edilebilir bir yapıda oldukları belirlenmiştir.

Getiri serileri için seçilen en uygun ARMA-GARCH formundaki modellerin tahmin sonuçlarından sonra, çalışmanın asıl konusu olan hisse senedi piyasaları

arasında yayılma etkisinin olası varlığının tespit edilebilmesi amacıyla Hong (2001) nedensellik testi uygulanmıştır. Buna göre, çalışmada yer alan tüm getiri serileri için seçilen en uygun GARCH modellerinden elde edilen standardize hataların kareleri kullanılarak Q istatistikleri hesaplanmış ve hisse senedi getiri ve volatilitelerine ilişkin nedensellik ilişkilerini gösteren sonuçlara ulaşılmıştır. Ortalamada nedensellik sonuçlarına göre, ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Meksika'dan Türkiye'ye doğru ve Türkiye'den de Çin, Hindistan ve Güney Afrika'ya doğru tek yönlü, bununla birlikte Japonya, Avustralya, Kore, Brezilya, Arjantin ve Endonezya ile Türkiye arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, literatürde sıklıkla karşılaşılan gelişmiş piyasalardan gelişmekte olan piyasalara doğru getiri anlamında yayılımın olduğunu gösteren çalışmaları destekler niteliktedir. Bununla birlikte, test sonuçlarında literatürde pek sık karşılaşılmayan gelişmekte olan iki piyasa arasında tek ya da çift yönlü olarak nedensellik ilişkisine de rastlanılmıştır. Buna göre, Türkiye'den Çin, Hindistan ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiş ve böylece Türkiye hisse senedi piyasasının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan hisse senedi piyasalarıyla entegre olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Varyansta nedensellik test sonuçlarına göre ise çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü ve güçlü volatiliteler yayılımı olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar yatırımcıların portföy çeşitlendirmesi ve risklerden korunma stratejilerini belirleyebilmeleri açısından önem arz etmekte olup, özellikle son otuz yıl içerisinde iletişim teknolojilerinde yaşanan gelişmelere bağlı olarak piyasalar arasındaki bilgi akışının hızlı ve kolay olarak elde edilebilmesi, uluslararası piyasalar arasındaki finansal entegrasyonun sağlanmasına neden olmuş; bu durum, özellikle uluslararası yatırımcıların, hisse senetlerine ilişkin yatırım kararlarında borsalar arasındaki volatiliteler yayılımının yüksek olması nedeniyle çeşitlendirme imkanlarını azaltmıştır.

Çalışmanın son kısmında, iki piyasa arasındaki aşırı risk durumlarının tahmin edilmesinde kullanılan ve aşırı risk durumunu, gerçekleşen kayıpların beklenen kayıpları aşması şeklinde ifade eden risk durumunda nedensellik testi uygulanmıştır. Hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik testi sonuçlarına göre, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ABD, Fransa, Kanada, Avustralya ve Meksika, %1 ve %5

anamlılık düzeyinde Japonya, Kore ve Rusya, %1 anlamlılık düzeyinde Çin, Endonezya ve Güney Afrika, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Almanya, Brezilya ve Arjantin ve %10 anlamlılık düzeyinde İtalya hisse senedi piyasaları Türkiye hisse senedi piyasasının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bununla birlikte, Türkiye hisse senedi piyasası için test sonuçları incelendiğinde, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Kore ve Endonezya, %1 anlamlılık düzeyinde Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Güney Afrika, %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde Çin ve Hindistan ve %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Japonya ve Avustralya hisse senedi piyasalarının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, ABD, İtalya, Brezilya, Arjantin ve Meksika hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar, bu piyasalarda beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günleri Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günlerin takip ettiğini göstermektedir. Ayrıca Japonya, Almanya, Fransa, Kanada, Avustralya, Çin, Kore, Rusya, Endonezya, Rusya ve Güney Afrika hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında çift yönlü risk durumunda nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiş, İngiltere hisse senedi piyasası ile herhangi bir risk durumunda nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Risk durumunda nedensellik testinde getiri serilerindeki kayıplarla, dolayısıyla dağılımın sol kuyruk olasılıklarıyla ilgilenilmektedir. Bununla birlikte çalışmada, gerçekleşen kazançların beklenen kazançları aştığı gün sayısına göre risk hassasiyetlerini de gösteren sağ kuyruk olasılıklarına ilişkin sonuçlara da yer verilmiştir. Buna göre, %90, %95 ve %99 anlamlılık düzeyinde Brezilya ve Meksika, %90 ve %95 anlamlılık düzeyinde Japonya ve Avustralya, %90 anlamlılık düzeyinde İtalya ve Arjantin, %99 anlamlılık düzeyinde Fransa ve Kanada, %95 ve %99 anlamlılık düzeyinde Endonezya ve %95 anlamlılık düzeyinde Çin hisse senedi piyasaları Türkiye hisse senedi piyasasının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir. Türkiye hisse senedi piyasası için sonuçlar incelendiğinde, %90, %95 ve %99 anlamlılık düzeyinde Japonya, %90 ve %95 ile %95

ve %99 anlamlılık düzeylerinde Kore ve Brezilya, %90 anlamlılık düzeyinde Avustralya, Arjantin ve Endonezya, %99 anlamlılık düzeyinde Fransa ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, İtalya, Kanada, Çin ve Meksika hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Bu sonuç, bu piyasalarda beklenmedik kazançların gerçekleştiği günleri Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kazançların gerçekleştiği günlerin takip ettiğini göstermektedir. Benzer şekilde, Türkiye hisse senedi piyasasından Kore ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarına doğru da tek yönlü nedenselliğin olduğu görülmektedir. Bu sonuç da Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kazançların gerçekleştiği günleri Kore ve Güney Afrika piyasalarında beklenmedik kazançların gerçekleştiği günlerin takip ettiği anlamına gelmektedir. Ayrıca Japonya, Fransa, Avustralya, Brezilya, Arjantin ve Endonezya hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiş, ABD, İngiltere, Almanya, Rusya ve Hindistan hisse senedi piyasası ile herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Bu konuyla ilgili olarak gelecekte yapılacak çalışmalarda hem gelişmiş hem de gelişen piyasaların kendi aralarında getiri ve volatilité yayılma etkileri, küresel çapta yaşanan krizlerin neden olduğu yapısal değişimler de dikkate alınarak araştırılabilir. Bununla birlikte, krizlerin piyasalar üzerinde yarattığı etkilerin belirlenebilmesi amacıyla kriz öncesi ve kriz sonrası şeklinde alt dönemler oluşturularak piyasalar arasındaki yayılma etkileri incelenebilir. Ayrıca, kıymetli metaller, döviz kurları, hisse senedi piyasaları gibi alternatif yatırım araçları arasındaki volatilité yayılımı kriz dönemlerini de içerecek şekilde araştırılarak özellikle yatırımcılar açısından önemli bilgiler elde edilebilir.

KAYNAKÇA

- Abou-Zaid, A. S. (2011). Volatility Spillover Effects in Emerging Mena Stock Markets. *Review of Applied Economics*, 7(1-2), 107-127.
- Ađırman, E., Bozma, G. ve Ahmid, A. B. (2018). The volatility spillovers between Turkey and North Africa (ETM) stock markets: VARMA-BEKK GARCH model. *MANAS Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 7(4), 181-191.
- Akel, V. (2011). *Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilite Yayılma Etkisi*, Ankara: Detay Yayıncılık.
- Akel, V. (2015). Kırılgan Beřli Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eřbütünleřme Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(24), 75-96.
- Aktař, R., Dođanay, M. M., Gökmen, Y. ve Somuncu, K. (2017). *Finansal yönetim*, İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Aleknevicene, V., Kviedaraitiene, L. ve Alekneviciute, E. (2018). Semi-Strong Form Efficiency in the Baltic Stock Markets under Changing Economic Situation. *Inzinerine Ekonomika Engineering Economics*, 29(5), 495-506.
- Alfreedi, A. A. (2019). Shocks and Volatility Spillover Between Stock Markets of Developed Countries and GCC Stock Markets. *Journal of Taibah University for Science*, 13(1), 112-120.
- Allen, F. ve Gale, D. (2000). Financial Contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33.
- Altunöz, U. (2016). Borsa İstanbul'da Zayıf Formda Etkin Piyasa Hipotezinin Testi: Bankacılık Sektörü Örneđi. *Uluslararası Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 9(43), 1619-1625.
- Amenc, N. ve Sourd, V. (2003). *Portfolio Theory and Performance Analysis*. UK: Wiley Finance Series.

- Atan, S. D., Özdemir, Z. A. ve Atan, M. (2009). Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2), 33-48.
- Ayodele, A. J. ve Maxwell, O. O. (2017). Test of the Semi-Strong Efficiency Theory in the Nigerian Stock Market: An Empirical Analysis. *Journal of Finance and Accounting*, 5(4), 139-146.
- Badhani, K. N. (2009). Response Asymmetry in Return and Volatility Spillover from the US to Indian Stock Market. *The IUPJournal of Applied Finance*, 15(9), 22-45.
- Bai, J. ve Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66 (1), 47-78.
- Bai, J. ve Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74 (1), 3-30.
- Baker, H. K. ve Filbeck, G. (2013). *Portfolio Theory and Management*. UK: Oxford University Press.
- Bali, T.G. (2000). Testing the Empirical Performance of Stochastic Volatility Models of the Short Term Interest Rate. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 191-215.
- Bayramoğlu, M. F. ve Abasız, T. (2017). Gelişmekte Olan Piyasa Endeksleri Arasında Volatilite Yayılım Etkisinin Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 74, 183-200.
- Berk, N. (2015). *Finansal Yönetim*. İstanbul: Türkmen Kitabevi
- Bhar, R. ve Nikolova, B. (2007). Analysis of Mean and Volatility Spillovers Using BRIC Countries, Regional and World Equity Index Returns. *Journal of Economic Integration*, 22(2), 369-381.

- Bildik, R. (2000). *Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma*. İstanbul: İMKB Yayınları.
- Bissoondoyal-Bheenick, E., Brooks, R., Chi, W. ve Do, H.X. (2018). Volatility spillover between the US, Chinese and Australian stock markets. *Australian Journal of Management*, 43(2), 263-285.
- Bodie, Z., Kane, A. ve Marcus, A. (2011). *Investments and Portfolio Management*. New York: McGraw-Hill.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1), 151-184.
- Bozma, G. ve Başar, S. (2018). Analyzing volatility transmission between stock markets of Turkey, Romania, Poland, Hungary and Ukraine using M-GARCH model. *Hacettepe University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 36(4), 1-16.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance (Second Edition)*. New York: Cambridge University Press.
- Bruffaerts, C., Verardi, V. ve Vermandele, C. (2014). A generalized boxplot for skewed and heavy-tailed distributions. *Statistics and Probability Letters*, 95, 110-117.
- Caramazza, F., Ricci, L. ve Salgado, R. (2004). International Financial Contagion in Currency Crises. *Journal of International Money and Finance*, 23, 51-70.
- Ceylan, A. ve Korkmaz, T. (1998). *Borsada Uygulamalı Portföy Yönetimi*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- Cheung, Y. ve Ng, L. K. (1996). A Causality-in Variance Test and Its Applications to Financial Market Prices. *Journal of Econometrics*, 72, 33-48.

- Chirila, V., Turturean, C.I. ve Chirila, C. (2015). Volatility Spillovers between Eastern European and Euro Zone Stock Markets. *Transformations in Business & Economics*, 14(2), 464-477.
- Choudhry, T. (2004). International Transmission of Stock Returns and Volatility: Empirical Comparison Between Friends and Foes. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(4), 33-52.
- Civan, M. (2010). *Sermaye Piyasası Analizleri ve Portföy Yönetimi*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- Crama, Y. ve Schyns, M. (2003). Simulated Annealing for Complex Portfolio Selection Problems. *European Journal of Operational Research*, 150, 546-571.
- Çelik, İ., Özdemir, A. ve Demir-Gülbahar, S. (2018). Gelişmekte Olan Ülkelerde Getiri ve Volatilite Yayılımı: NIMPT Ülkelerinde VAR-EGARCH Uygulaması. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 55(636), 9-24.
- Çevik, E. İ. ve Erdoğan, S. (2009). Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasasının Etkinliği: Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(1), 26-40.
- Çevik, E. İ. (2017). Pay Piyasası ile Döviz Kurları Arasında Risk Durumlarında Nedensellik İlişkisi. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(12), 82-94.
- Çevik, E. İ. ve Sezen, S. (2020). Bankacılık Sektörü İçin Etkin Piyasalar Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri İle Analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 18(1), 332-351.
- Çiçek, M. (2010). Türkiye’de Faiz, Döviz ve Borsa: Fiyat ve Oynaklık Yayılma Hareketleri. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65(2), 1-28.
- Davidson, J. (2004). Moment and Memory Properties of Linear Conditional Heteroscedasticity Models, and a New Model. *Journal of Business & Economics Statistics*, 22(1), 16-29.
- Degutis, A. ve Novickyte, L. (2014). The Efficient Market Hypothesis: A Critical Review of Literature and Methodology. *Ekonomika*, 93(2), 7-23.

- Değirmenci, N. ve Abdiođlu, Z. (2017). Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 54, 104-125.
- Demireli, E. (2010). Value at Risk (VAR) Analysis and Long Memory: Evidence from FIAPARCH in Istanbul Stock Exchange. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(4), 217-228.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Diebold, F.X. ve Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Ding, Z., Granger, C.W.J. ve Engle, R.F. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83–106.
- Ding, D. (2011). Modeling of Market Volatility with APARCH Model. *U.U.D.M. Project Report*. 6, 1-50.
- Dornbusch, R., Park, Y. C. ve Claessens, S. (2000). Contagion: Understanding How It Spreads. *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
- Edwards, S. ve Susmel, R. (2001). Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets. *Journal of Development Economics*, 66, 505-532.
- Elton, E. ve Gruber, M. (1997). Modern Portfolio Theory, 1950 to Date. *Journal of Banking & Finance*, 2, 1743-1759.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. NJ: Wiley.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Ergun, U. ve Nor, A. H. S. M. (2010). The Stock Market Relationship Between Turkey and The United States under Unionisation. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 6(2), 19-33.

- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Forbes, K. J. ve Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *Journal of Finance*, 57 (5), 2223–2261.
- Fox, A. J. (1972). Outliers in Time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 55, 559-567.
- Fujii, E. (2005). Intra and Inter regional Causal Linkages of Emerging Stock Markets: Evidence from Asia and Latin America in and out of Crises. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 315-342.
- Gamba-Santamaria, S., Gomez-Gonzalez,, J. E., Hurtado-Guarin, J. L. ve Melo-Velandia, L. F. (2017). Stock Market Volatility Spillovers: Evidence for Latin America. *Finance Research Letters*, 20, 207-216.
- Gilenko, E. ve Fedorova, E. (2014). Internal and external spillover effects for the BRIC countries: Multivariate GARCH-in-mean approach. *Research in International Business and Finance*, 31, 32-45.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. ve Runkle, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Golosnoy, V., Gribisch, B. ve Liesenfeld, R. (2015). Intra-daily volatility spillovers in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 53, 95–114.
- Gökbulut, R. İ. (2017). An Empirical Analysis of Volatility Transmission Between BIST and International Stock Markets. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 13(1), 141-159.
- Granger, C.W.J ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
- Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis*. New York, NY: Pearson.

- Habiba, U. E., Peilong, S., Hamid, K. ve Shahzad, F. (2019). Stock Returns and Asymmetric Volatility Spillover Dynamics Between Asian Emerging Markets. *Global Business Review*, <https://doi: 10.1177/0972150919838433>.
- Hawaldar, I. T., Rohit, B. ve Pinto, P. (2017). Testing of Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Evidence From The Bahrain Bourse. *Investment Management and Financial Innovations*, 14(2), 376-385.
- Hepsağ, A. ve Akçalı, B. Y. (2015). Zayıf Formda Piyasa Etkinliğinin Asimetrik Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi ile Analizi: G-7 ve E-7 Ülkeleri Örneği. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 9(2), 73-90.
- Hodnett, K. ve Hsieh, H. H. (2012). Capital Market Theories: Market Efficiency Versus Investor Prospects. *International Business & Economics Research Journal*, 11(8), 849-862.
- Hong Y. (2001). A Test for Volatility Spillover with Application to Exchange Rates. *Journal of Econometrics*, 103, 183-224.
- Hong, Y., Li, H. ve Zhao, F. (2004). Out-of-Sample Performance of Discrete-Time Short-Term Interest Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(4), 457-473.
- Hong, Y., Li, H. ve Zhao, F. (2007). Can the Random Walk Model Be Beaten in Out-Of-Sample Density Forecasts? Evidence From Intraday Foreign Exchange Rates. *Journal of Econometrics*, 141(2), 736-776.
- Hong, Y., Liu, Y. ve Wang, S. (2009). Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover Between Financial Markets. *Journal of Econometrics*, 150, 271-287.
- Inclan, C. ve Tiao, G. (1994). Use of Cumulative Sums of Squares Retrospective Detection of Changes in Variance. *Journal of the American Statistic Association*, 89, 913-923.
- Jansen, W. J. ve Stokman, A. C. J. (2004). Foreign direct investment and international business cycle comovement. *ECB Working Paper*, 401, 4-33.

- Jebran, K. ve Iqbal, A. (2016). Examining volatility spillover between Asian countries' stock markets. *China Finance and Economic Review*, 4(6), 1-13.
- Joshi, P. (2011). Return and Volatility Spillovers Among Asian Stock Markets. *SAGE Open*, 1(1), 1-8.
- Karğın, S., Kayalidere, K., Güleç, T. C. ve Erer, D. (2018). Spillovers Of Stock Return Volatility To Turkish Equity Markets From Germany, France, And America. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(2), 171-187.
- Kayral, İ. E. (2017). Koşullu Değişen Varyans Modelleri İle Türkiye Altın Piyasası Endeksi Volatilitelerinin Tahmin Edilmesi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 15(2), 163-181.
- Ke, J., Wang, L. ve Murray, L. (2010). An empirical analysis of the volatility spillover effect between primary stock markets abroad and China. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 8(3), 315-333.
- Kendall, M. ve Hill, B. (1953). The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 116, 11-34.
- Khan, A. Q. ve Ikram, S. (2010). Testing Semi-Strong Form of Efficient Market Hypothesis in Relation to the Impact of Foreign Institutional Investors (FII's) Investments on Indian Capital Market. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 1(4), 373-379.
- Kırkulak-Uludağ, B. ve Ezzat, H. (2017). Volatility Spillover Effect in MENA Stock Markets: Evidence from Pre-and Post-Egyptian Revolution. *Journal of Yaşar University*, 12(45), 32-47.
- Kim, J. S. ve Ryu, D. (2015). Return and Volatility Spillovers and Cojump Behavior Between the U.S. and Korean Stock Markets. *Emerging Market Finance & Trade*, 51(1), 3-17.
- Koç, İ. Ö. (2011). *Portföy Yönetimi ve Sigortacılık Sektörü*. İstanbul: Yalın Yayıncılık.
- Korkmaz, T., Aydın, N. ve Sayılğan, G. (2013). *Portföy Yönetimi*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayını.

- Korkmaz, T. ve Çevik, E. İ. (2008). Türkiye ve Uluslararası Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi ve Portföy Tercihleri. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 2(1), 59-84.
- Korkmaz, T. ve Çevik, E. İ. (2009). Zımnî Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 3(2), 87-105.
- Korkmaz, T. ve Çevik, E. İ. (2009). Reel Kesim Güven Endeksi ile İMKB 100 Endeksi arasındaki dinamik nedensellik ilişkisi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 38(1), 24-37.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ., Birkan, E. ve Özataç, N. (2011). Causality in mean and variance between ISE 100 and S&P 500: Turkcell case. *African Journal of Business Management*, 5(5), 1673-1683.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ. ve Atukeren, E. (2012). Return and Volatility Spillover among CIVETS Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 13(2), 230-252.
- Koutmos, G. ve Booth, G. G. (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
- Köseoğlu, S. D. ve Çevik, E. İ. (2013). Testing for Causality in Mean and Variance between the Stock Market and the Foreign Exchange Market: An Application to the Major Central and Eastern European Countries. *Czechs Journal of Economics and Finance*, 63(1), 65-86.
- Kröger, J., Kuhnert, S. ve McCarthy, M. (2010). *Contagion and Spillovers: New Insights from the Crisis*. Vienna: SUERF The European Money and Finance Forum.
- Kumar, A. (2019). Shock and Volatility Spillovers between Stock Markets of India and Select Asian Economies. *Review of Professional Management*, 17(1), 46-57.

- Kuusik, A. ve Paas, T. (2010). Contagion of Financial Crises with Emphasis on CEE Economies: A Meta Analysis. *The University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Working Paper*, 66, 3-46.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lawrence, E, McCabe, G. ve Prakash, A. (2007). Answering Financial Anomalies: Sentiment Based Stock Pricing. *Journal of Behavioral Finance*, 8(3), 161-171.
- Lee, S. J. (2009). Volatility spillover effects among six Asian countries. *Applied Economics Letters*, 16(5), 501-508.
- Lee, S. S. P. ve Goh, K. L. (2016). Regional and International Linkages of the ASEAN-5 Stock Markets: A Multivariate GARCH Approach. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 12(1), 49-71.
- Li, Y. ve Giles, D. E. (2015). Modelling Volatility Spillover Effects Between Developed Stock Markets and Asian Emerging Stock Markets. *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 155-177.
- Lien, D., Lee, G., Yang, L. ve Zhang, Y. (2018). Volatility spillovers among the US and Asian stock markets: A comparison between the periods of Asian currency crisis and subprime credit crisis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 46, 187-201.
- Longin, F.M. (2000). From Value at Risk to Stress Testing: The Extreme Value Approach. *Journal of Banking and Finance*, 24(7), 1097–1130.
- Majdoub, J. ve Mansour, W. (2014). Islamic equity market integration and volatility spillover between emerging and US stock markets. *North American Journal of Economics and Finance*, 29, 452-470.
- Mallikarjunappa, T. ve Dsouza, J. J. (2013). A Study of Semi-Strong Form of Market Efficiency of Indian Stock Market. *Amity Global Business Review*, 8, 60-68.

- Manasseh, C. O., Ozuzu, C. K. ve Ogbuabor, J. E. (2016). Semi Strong Form Efficiency Test of The Nigerian Stock Market: Evidence From Event Study Analysis of Bonus Issues. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(4), 1474-1490.
- Mandelbrot, B. (1966). Forecasts of Future Prices, Unbiased Markets and 'Martingale' Models. *Journal of Business*, 39, 242– 255.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Markowitz, H. (1956). The optimization of a quadratic function subject to linear constraints. *Naval Research Logistics*, 3(1-2), 111-133.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection; Efficient Diversification of Investment*. New York: John Wiley & Sons.
- Maymin, P. Z. (2011). Markets are Efficient if and Only if P = NP. *Algorithmic Finance*, 1(1), 1-11.
- Mensi, W., Boubaker, F.Z., Al-Yahyaee, K.H. ve Kang, S.H. (2017). Dynamic Volatility Spillovers and Connectedness between Global, Regional and GIPSI Stock Markets. *Finance Research Letters*, 25, 230-238.
- Miyakoshi, T. (2003). Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13, 383-399.
- Mohammadi, H. ve Tan, Y. (2015). Return and Volatility Spillovers across Equity Markets in Mainland China, Hong Kong and the United States. *Econometrics*, 3, 215-232.
- Moles, P. ve Terry, N. (1999). *The Handbook of International Financial Terms*. UK: Oxford University Press.
- Moon, G. H. ve Yu, W. C. (2010). Volatility Spillovers between the US and China Stock Markets: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approaches. *Global Economic Review*, 39(2), 129–149.

- Moser, T. (2003). What is International Financial Contagion?. *International Finance*, 6(2), 157-178.
- Münyas, T. (2018). *Finansal Yönetim ve Portföy Yönetim Teorisi*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Neaime, S. (2012). The Global Financial Crisis, Financial Linkages and Correlations In Returns and Volatilities In Emerging MENA Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 13, 268–282.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Nikmanesh, L., Nor, A.H.S.M., Sarmidi, T. ve Janor, H. (2014). Return and Volatility Spillovers Between the US, Japanese and Malaysian Stock Markets. *Jurnal Pengurusan*, 41, 101-111.
- Okur, M. ve Çevik, E. İ. (2013). Testing Intraday Volatility Spillovers in Turkish Capital Markets: Evidence from Ise. *Ekonomika Istraživanja-Economic Research*, 26(3), 99-116.
- Özdemir, B. K. (2013). *Finansal krizler ve küreselleşme*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Pal, A. ve Prakash, P. (2017). *Practical Time Series Analysis: Master Time Series Data Processing, Visualization, and Modeling using Python*. Birmingham: Packt Publishing.
- Paolella, M. S. (2019). *Linear Models and Time-Series Analysis: Regression, ANOVA, ARMA and GARCH*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Perold, A. F. (2004). The Capital Asset Pricing Model. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 3-24.
- Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(2), 153-162.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

- Phiri, A. (2015). Efficient Market Hypothesis in South Africa: Evidence from Linear and Nonlinear Unit Root Tests. *Managing Global Transitions*, 13(4), 369-387.
- Piesse, J. ve Hearn, B. (2005). Regional Integration of Equity Markets in Sub-Saharan Africa. *South African Journal of Economics*, 73(1), 36-53.
- Porras, E. R (2016). *Bubbles and Contagion in Financial Markets, Volume 1: An Integrative View*. London: Palgrave Macmillan.
- Potocki, T. ve Swist, T. (2012). Empirical Test of The Strong Form Efficiency of The Warsaw Stock Exchange: The Analysis of WIG 20 Index Shares. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2, 155-172.
- Redhead, K. (2008). *Personal Finance and Investments: A Behavioural Finance Perspective*. New York: Routledge.
- Reilly, F. K. ve Brown, K. C. (2011). *Investment Analysis and Portfolio Management*. Boston: Cengage Learning.
- Rejeb, A.B. (2017). On the volatility spillover between Islamic and conventional stock markets: A quantile regression analysis. *Research in International Business and Finance*, 42, 794-815.
- Rim, H. ve Setaputra, R. (2018). Volatility Spillover and Comovement Between Stock Markets: Comparative Study for the US and Greek Crises. *International Journal of the Academic Business World*, 12(2), 25-32.
- Roni, B., Abbas, G. ve Wang, S. (2018). Return and Volatility Spillovers Effects: Study of Asian Emerging Stock Markets. *Journal of Systems Science and Informations*, 6(2), 97-119.
- Ross, S., Westerfield, R. ve Jaffe, J. (2012). *Corporate Finance*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Saari, C. P. (1977). The Efficient Capital Market Hypothesis, Economic Theory and The Regulation of The Securities Industry. *Stanford Law Review*, 29(5), 1031-1076.

- Samuelson, P. (1965). Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, 6, 41–49.
- Sanso, A., Arago, V. ve Carrion, J. L. (2004). Testing for Change in the Unconditional Variance of Financial Time Series. *Revista de Economia Financiera*, 4, 32-53.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Önraporlanması, Ankara Üniversitesi SBF Dergisi, 61(4), 244-265.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Basım-Yayın Dağıtım.
- Sharpe, W., Alexander, G. J. ve Bailey, J. W. (1998). *Investments*. New Jersey: Prentice Hall.
- Shahzad, S. J. H., Ferrer, R., Ballester, L. ve Umar, Z. (2017). Risk transmission between Islamic and conventional stock markets: A return and volatility spillover analysis. *International Review of Financial Analysis*, 52, 9–26.
- Sheefeni, J. P. S. (2015). Testing the Strong-Form Efficiency of the Namibian Stock Market. *International Review of Research in Emerging Markets and the Global Economy An Online International Research Journal*, 1(4), 474-486.
- Shi, Y. ve Yang, Y. (2018). Modeling High Frequency Data with Long Memory and Structural Change: A-HYEGARCH Model. *Risks MDPI*, 6(2), 1-28.
- Singh, P., Kumar, B. ve Pandey, A. (2010). Price and volatility spillovers across North American, European and Asian stock markets. *International Review of Financial Analysis*, 19, 55-64.
- Taner, B. ve Akkaya, C. (2016). *Sermaye Piyasası Faaliyet Alanı ve Menkul Kıymetler*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Taşdemir, M. ve Yalama, A. (2014). Volatility Spillover Effects in Interregional Equity Markets: Empirical Evidence from Brazil and Turkey. *Emerging Markets Finance & Trade*, 50(2), 190-202.

- Theodossiou, P., Kahya, E., Koutmos G. ve Christofi, A. (1997). Volatility Reversion and Correlation Structure of Returns in Major International Stock Markets. *The Financial Review*, 32(2), 205-224.
- Titan, A. G. (2015). The Efficient Market Hypothesis: Review of Specialized Literature and Empirical Research. *Procedia Economics and Finance*, 32, 442-449.
- Toraman, C., İğde, M., Buğan, M. F. ve Kılıç, Y. (2016). Volatility Spillover Effect from Conventional Stock Markets to Islamic Stock Markets. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 5(4), 264-281.
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series (Third Edition)*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Tse, Y.K. (1998). The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rate, *Journal of Applied Econometrics* , 13(1), 49-55.
- Verardi, V. ve Vermandele, C. (2016). Outlier identification for skewed and/or heavy-tailed unimodal multivariate distributions. *Journal de la Société Française de Statistique*, 157(2), 90-114.
- Verardi, V. ve Vermandele, C. (2018). Univariate and multivariate outlier identification for skewed or heavy-tailed distributions. *The Stata Journal*, 18(3), 517-532.
- Vo, X. V. ve Tran, T. T. A. (2020). Modelling volatility spillovers from the US equity market to ASEAN stock markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 59, 101246. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.101246>.
- Xiao, L. ve Dhesi, G. (2010). Volatility spillover and time-varying conditional correlation between the European and US stock markets. *Global Economy and Finance Journal*, 3(2), 148-164.
- Yavas, B. ve Dedi, L. (2016). An investigation of return and volatility linkages among equity markets: A study of selected European and emerging countries. *Research in International Business and Finance*, 37, 583-596.

Zeren, F., Kara H. ve Arı, A. (2013). Piyasa Etkinliđi Hipotezi: İMKB için Ampirik Bir Analiz. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 36, 141-148.

Zhou, X., Zhang, W. ve Zhang, J. (2012). Volatility spillovers between the Chinese and world equity markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 247-70.





EKLER

EK-1: Tüm Getiri Serileri İçin GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

	ABD								
	GARCH	EGARCH	ICSS-EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.059*	0.042*	0.040*	0.044*	0.040*	0.059*	0.050*	0.054*	0.059*
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.010*	-0.390*	-0.973*	0.014*	0.021*	0.021*	-0.828*	0.022*	0.021**
α	0.089*	-0.050	0.035	-0.002	0.072*	0.126*	0.142	0.134*	0.128*
β	0.905*	0.976*	0.942*	0.911*	0.920*	0.649*	0.548**	0.644*	0.646*
θ_1	-	-0.132*	-0.166*	-	-	-	-0.135*	-	-
θ_2	-	0.134*	0.099*	-	-	-	0.132	-	-
γ	-	-	-	0.145*	0.952*	-	-	0.938*	-
Δ	-	-	-	-	1.034*	-	-	1.264*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.002
d	-	-	-	-	-	0.579*	0.535*	0.475*	0.573*
v	1.229*	1.263*	1.307*	1.257*	1.266*	1.234*	1.280*	1.270*	1.233*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	0.576*	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	1.233*	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	1.108*	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	1.557*	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	1.582*	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	1.115*	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	1.130*	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	2.171*	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	2.027*	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	1.121*	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	1.894*	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	1.309*	-	-	-	-	-	-
Q(50)	56.152 [0.255]	56.888 [0.234]	58.505 [0.191]	56.099 [0.256]	56.376 [0.248]	54.087 [0.321]	56.790 [0.236]	57.050 [0.229]	54.051 [0.322]
Q _s (50)	45.562 [0.573]	31.300 [0.970]	49.773 [0.402]	32.281 [0.960]	33.254 [0.947]	42.086 [0.712]	49.323 [0.420]	57.971 [0.153]	42.087 [0.322]
Ln(L)	-8794.9	-8706.5	-8652.1	-8722.8	-8703.4	-8785.8	-8685.4	-8690.1	-8785.7
AIC	2.586	2.561	2.550	2.565	2.560	2.584	2.555	2.556	2.584
SBC	2.591	2.568	2.573	2.571	2.567	2.590	2.563	2.564	2.591
H-Q	2.588	2.563	2.557	2.567	2.562	2.586	2.558	2.559	2.587

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

JAPONYA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	ICSS-FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.013	0.005	0.005	0.003	0.015	0.010	0.008	0.004	0.015
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.016*	0.233*	0.029*	0.030*	0.054*	0.151	0.125*	-0.131**	0.021
α	0.063*	0.072	0.017*	0.066*	0.194*	0.241	0.189*	0.631**	0.193**
β	0.927*	0.972*	0.911*	0.918*	0.562*	0.565**	0.719*	0.987*	0.501*
θ_1	-	-0.079*	-	-	-	-0.088*	-0.105*	-	-
θ_2	-	0.125*	-	-	-	0.132*	0.111*	-	-
γ	-	-	0.103*	0.589*	-	-	-	0.668*	-
Δ	-	-	-	1.348*	-	-	-	1.493*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.078
d	-	-	-	-	0.416*	0.500*	0.289*	0.317*	0.329*
v	1.251*	1.271*	1.277*	1.276*	1.255*	1.266*	1.306*	1.280*	1.251*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	0.689*	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	0.969*	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	1.443*	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	0.387*	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	1.454*	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	52.172 [0.389]	53.496 [0.341]	55.428 [0.277]	54.639 [0.302]	54.252 [0.315]	57.261 [0.223]	51.957 [0.397]	57.467 [0.218]	54.504 [0.307]
Q _s (50)	64.621 [0.054]	63.818 [0.062]	57.045 [0.174]	60.569 [0.105]	64.026 [0.060]	104.108 [0.000]	62.067 [0.083]	78.729 [0.003]	64.883 [0.052]
Ln(L)	-10334.7	-10284.6	-	-	-10333.9	-10283.1	-10240.5	-10274.7	-10333.1
AIC	3.039	3.025	3.026	3.024	3.039	3.025	3.014	3.022	3.039
SBC	3.044	3.032	3.032	3.031	3.045	3.033	3.0309	3.0305	3.046
H-Q	3.041	3.027	3.028	3.026	3.041	3.027	3.020	3.025	3.041

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

İNGİLTERE									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	ICSS-FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.034*	0.017***	0.017**	0.015**	0.037*	0.027*	0.023***	0.002	0.037*
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.009*	-0.407*	0.009*	0.013*	0.022*	-0.715*	-0.848*	0.056*	0.019**
α	0.071*	-0.312*	-0.004	0.049*	0.218*	-0.371**	-0.328**	0.323*	0.222*
β	0.920*	0.987*	0.940*	0.945*	0.593*	0.721*	0.792*	0.552*	0.585*
θ_1	-	-0.127*	-	-	-	-0.125*	-0.137*	-	-
θ_2	-	0.126*	-	-	-	0.146*	0.107*	-	-
γ	-	-	0.101*	0.987*	-	-	-	0.898*	-
Δ	-	-	-	1.029*	-	-	-	1.356*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.010
d	-	-	-	-	0.454*	0.548*	0.375*	0.297*	0.438*
v	1.455*	1.500*	1.490*	1.501*	1.465*	1.498*	1.552*	1.298*	1.464*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	0.926*	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	1.656*	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	0.770*	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	1.067*	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	0.368**	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-0.487**	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	2.055*	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	1.133*	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	0.715**	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	51.297 [0.422]	56.800 [0.236]	55.531 [0.274]	57.119 [0.227]	52.607 [0.373]	61.848 [0.121]	61.591 [0.125]	57.481 [0.217]	52.676 [0.370]
Q _s (50)	64.913 [0.052]	67.613 [0.032]	59.763 [0.118]	62.511 [0.077]	53.212 [0.280]	72.800 [0.011]	71.534 [0.015]	73.125 [0.011]	53.234 [0.279]
Ln(L)	-8765.0	-8690.0	-8706.3	-8689.8	-8754.2	-8684.440	-8634.229	-8686.663	-8754.151
AIC	2.577	2.556	2.560	2.556	2.575	2.5550	2.543	2.5557	2.575
SBC	2.582	2.5634	2.566	2.5634	2.581	2.5631	2.5639	2.5637	2.582
H-Q	2.579	2.558	2.563	2.558	2.577	2.557	2.550	2.558	2.577

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

ALMANYA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	ICSS-FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.065*	0.043*	0.047*	0.042*	0.066*	0.054*	0.043*	0.044*	0.066*
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.014*	0.081	0.022*	0.025*	0.035*	-0.303	-0.836*	0.092*	0.034**
α	0.081*	-0.079	0.010	0.070*	0.123*	-0.328**	-0.305**	0.234*	0.124*
β	0.912*	0.978*	0.912*	0.921*	0.594*	0.792*	0.854*	0.534*	0.592*
θ_1	-	-0.104*	-	-	-	-0.117*	-0.141*	-	-
θ_2	-	0.138*	-	-	-	0.153*	0.125*	-	-
γ	-	-	0.116*	0.728*	-	-	-	0.738*	-
Δ	-	-	-	1.079*	-	-	-	1.264*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.002
d	-	-	-	-	0.521*	0.467*	0.313*	0.375*	0.517*
v	1.368*	1.402*	1.393*	1.406*	1.371*	1.391*	1.422*	1.404*	1.371*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	1.496*	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	2.055*	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	1.338*	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	1.239*	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	0.619*	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	0.848*	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	1.313*	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	0.969*	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	0.621*	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	53.670 [0.335]	56.764 [0.237]	55.964 [0.260]	56.318 [0.250]	55.171 [0.285]	56.979 [0.231]	61.860 [0.121]	57.050 [0.229]	55.156 [0.286]
Q _s (50)	46.815 [0.521]	49.631 [0.408]	42.964 [0.678]	49.912 [0.397]	38.186 [0.843]	65.231 [0.049]	80.933 [0.002]	57.971 [0.153]	38.141 [0.845]
Ln(L)	-10455.0	-10387.1	-	-	-10446.0	-10382.0	-10348.5	-10377.7	-10446.0
AIC	3.074	3.055	3.059	3.054	3.072	3.054	3.047	3.052	3.072
SBC	3.079	3.062	3.065	3.061	3.078	3.062	3.066	3.060	3.079
H-Q	3.076	3.057	3.061	3.057	3.074	3.056	3.054	3.055	3.075

Not: d volatilitéde uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

FRANSA									
	GARCH	EGARCH	ICSS-EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.048*	0.026**	0.025**	0.030*	0.026**	0.050*	0.033*	0.027*	0.050*
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.011*	0.049*	-0.295***	0.019*	0.022*	0.036*	-0.177	0.085*	0.029***
α	0.070*	-0.082	-0.093	0.004	0.063*	0.136*	-0.308	0.229*	0.137*
β	0.923*	0.979*	0.967*	0.921*	0.927*	0.561*	0.785*	0.489*	0.545*
θ_1	-	-0.107*	-0.130*	-	-	-	-0.116*	-	-
θ_2	-	0.128*	0.108*	-	-	-	0.142*	-	-
γ	-	-	-	0.112*	0.806*	-	-	0.819*	-
Δ	-	-	-	-	1.120*	-	-	1.338*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.015
d	-	-	-	-	-	0.466*	0.479*	0.323*	0.442*
v	1.432*	1.471*	1.496*	1.466*	1.472*	1.435*	1.458*	1.469*	1.433*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	0.937*	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	1.286*	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	0.621***	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	0.758*	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	0.957*	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	0.699*	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	57.541 [0.216]	68.298 [0.043]	68.758 [0.040]	67.082 [0.053]	68.810 [0.039]	59.244 [0.173]	71.511 [0.024]	70.552 [0.029]	59.400 [0.170]
Q _s (50)	60.828 [0.101]	78.107 [0.003]	78.189 [0.003]	64.099 [0.059]	80.571 [0.002]	58.754 [0.137]	120.743 [0.000]	113.949 [0.000]	59.221 [0.128]
Ln(L)	-10218.9	-10136.1	-10105.1	-	-10136.9	-10209.9	-10134.3	-10130.7	-10209.7
AIC	3.005	2.981	2.975	2.986	2.981	3.002	2.981	2.980	3.003
SBC	3.010	2.9885	2.993	2.992	2.9887	3.008	2.989	2.9882	3.010
H-Q	3.007	2.983	2.981	2.988	2.984	3.004	2.984	2.982	3.005

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

İTALYA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.036*	0.019**	0.021**	0.019**	0.038*	0.025**	0.050*	0.019*	0.038*
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.010*	0.246*	0.017*	0.019*	0.034*	0.043	0.067*	0.322*	0.019
α	0.067*	-0.178	0.029	0.069*	0.205*	-0.142	0.220*	0.239*	0.212*
β	0.928*	0.983*	0.921*	0.925*	0.615*	0.675*	0.496*	0.436*	0.589*
θ_1	-	-0.082*	-	-	-	-0.093*	-	-	-
θ_2	-	0.154*	-	-	-	0.155*	-	-	-
γ	-	-	0.075*	0.435*	-	-	0.481*	0.798*	-
Δ	-	-	-	1.363*	-	-	1.591*	1.335*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.029
d	-	-	-	-	0.468*	0.509*	0.346*	0.258*	0.424*
v	1.440*	1.462*	1.462*	1.462*	1.446*	1.465*	1.476*	1.510*	1.422*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-0.122**	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	-0.236*	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-0.145*	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-0.234*	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-0.191**	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	56.908 [0.233]	56.171 [0.254]	54.714 [0.300]	55.460 [0.276]	57.111 [0.227]	57.592 [0.214]	56.775 [0.237]	57.587 [0.214]	57.301 [0.222]
Q _s (50)	42.538 [0.695]	50.993 [0.356]	41.260 [0.743]	44.680 [0.609]	39.274 [0.811]	62.273 [0.080]	48.768 [0.441]	50.137 [0.388]	38.245 [0.842]
Ln(L)	-10862.1	-10819.1	-	-	-10855.0	-10807.9	-10804.0	-10769.3	-10854.4
AIC	3.194	3.182	3.184	3.182	3.192	3.179	3.178	3.170	3.192
SBC	3.199	3.189	3.190	3.189	3.198	3.187	3.186	3.185	3.199
H-Q	3.196	3.184	3.186	3.185	3.194	3.182	3.180	3.175	3.195

Not: d volatilitéde uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

KANADA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	ICSS-FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.051*	0.039*	0.041*	0.039*	0.052*	0.044*	0.036*	0.040*	0.052*
Φ_1	0.042*	0.045*	0.043*	0.046*	0.043*	0.046*	0.047*	0.044*	0.043*
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.005*	-0.594*	0.007*	0.011*	0.012*	-0.911*	-0.660*	0.037*	0.008
α	0.077*	-0.118	0.029*	0.065*	0.208*	-0.282	-0.181	0.271*	0.218*
β	0.918*	0.985*	0.922*	0.934*	0.655*	0.755*	0.880*	0.610*	0.637*
θ_1	-	-0.080*	-	-	-	-0.080*	-0.104*	-	-
θ_2	-	0.139*	-	-	-	0.137*	0.099*	-	-
γ	-	-	0.071*	0.145*	-	-	-	0.518*	-
Δ	-	-	-	1.034*	-	-	-	1.426*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.018
d	-	-	-	-	0.523*	0.541*	0.248	0.413*	0.489*
v	1.429*	1.463*	1.448*	1.465*	1.437*	1.466*	1.523*	1.465*	1.434*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-0.524***	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	1.074*	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	0.591***	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	0.904*	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	1.398*	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-0.579*	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	0.832**	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	81.859 [0.002]	85.777 [0.000]	85.552 [0.000]	85.177 [0.001]	83.495 [0.001]	88.488 [0.000]	82.525 [0.002]	88.141 [0.000]	83.809 [0.001]
Q _s (50)	63.376 [0.067]	59.786 [0.118]	57.006 [0.175]	60.290 [0.109]	51.397 [0.342]	60.342 [0.108]	53.280 [0.278]	60.951 [0.099]	51.026 [0.355]
Ln(L)	-8205.0	-8166.8	-8181.0	-8164.9	-8197.8	-8156.7	-8108.7	-8161.8	-8197.5
AIC	2.413	2.402	2.406	2.402	2.411	2.400	2.389	2.401	2.411
SBC	2.419	2.410	2.413	2.410	2.418	2.409	2.412	2.410	2.419
H-Q	2.415	2.405	2.409	2.405	2.414	2.403	2.397	2.404	2.414

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

AVUSTRALYA									
	GARCH	EGARCH	ICSS-EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.035*	0.022*	0.024*	0.024*	0.022*	0.036*	0.024*	0.014	0.036*
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.005*	-0.503*	-0.577*	0.007*	0.012*	0.015*	-0.537*	0.060*	0.011
α	0.049*	-0.284**	-0.139	0.004	0.042*	0.309*	-0.517*	0.373*	0.325*
β	0.944*	0.984*	0.967*	0.947*	0.947*	0.701*	0.908*	0.642*	0.687*
θ_1	-	-0.091*	-0.089*	-	-	-	-0.089*	-	-
θ_2	-	0.113*	0.088*	-	-	-	0.120	-	-
γ	-	-	-	0.068*	0.758*	-	-	0.735*	-
Δ	-	-	-	-	1.174*	-	-	1.268*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.021
d	-	-	-	-	-	0.455*	0.363*	0.333*	0.417*
v	1.544*	1.592*	1.620*	1.583*	1.592*	1.549*	1.590*	1.592*	1.548*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	0.333***	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-0.542*	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	0.634*	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	0.759*	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	0.340**	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	0.700**	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	0.509**	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	39.954 [0.844]	36.550 [0.922]	36.013 [0.931]	36.069 [0.930]	36.330 [0.926]	40.178 [0.838]	37.644 [0.900]	37.619 [0.901]	40.199 [0.837]
Q _s (50)	33.142 [0.949]	23.883 [0.998]	26.258 [0.995]	23.545 [0.998]	23.465 [0.998]	28.259 [0.989]	29.763 [0.982]	30.346 [0.978]	27.637 [0.991]
Ln(L)	-8198.8	-8150.4	-8128.1	-8161.2	-8151.3	-8196.6	-8152.2	-8154.0	-8196.4
AIC	2.411	2.397	2.395	2.400	2.398	2.411	2.398	2.399	2.411
SBC	2.416	2.404	2.415	2.406	2.405	2.417	2.406	2.407	2.418
H-Q	2.413	2.400	2.402	2.402	2.400	2.413	2.401	2.401	2.413

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

		ÇİN								
		GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.										
μ		0.024**	0.015	0.014	0.014	0.024**	0.017	0.014	0.011	0.024**
Φ_1		0.093*	0.091*	0.094*	0.093*	0.094*	0.093*	0.095*	0.095*	0.094*
Φ_2		-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.										
ω		0.018*	0.691*	0.024*	0.023*	0.070*	0.579*	0.085*	0.253*	0.051***
α		0.061*	-0.0009	0.042*	0.063	0.183*	0.365	0.184	0.123***	0.186*
β		0.932*	0.986*	0.927*	0.929*	0.556*	0.573*	0.494*	0.296*	0.537*
θ_1		-	-0.033*	-	-	-	-0.031*	-	-	-
θ_2		-	0.127*	-	-	-	0.117	-	-	-
γ		-	-	0.039*	0.186*	-	-	0.183*	0.401*	-
Δ		-	-	-	0.753*	-	-	1.944*	1.491*	-
$\ln(\alpha)$		-	-	-	-	-	-	-	-	0.028
d		-	-	-	-	0.421*	0.565*	0.365*	0.225*	0.387*
v		1.346*	1.341*	1.350*	1.349*	1.353*	1.339*	1.353*	1.382*	1.349*
ω_1		-	-	-	-	-	-	-	-0.118**	-
ω_2		-	-	-	-	-	-	-	0.417*	-
ω_3		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_4		-	-	-	-	-	-	-	0.442**	-
ω_5		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6		-	-	-	-	-	-	-	0.186**	-
ω_7		-	-	-	-	-	-	-	0.737*	-
ω_8		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}		-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}		-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)		93.999 [0.000]	93.842 [0.000]	93.918 [0.000]	93.943 [0.000]	95.705 [0.000]	91.884 [0.000]	94.553 [0.000]	85.601 [0.001]	95.501 [0.000]
Q _s (50)		71.101 [0.016]	69.038 [0.024]	65.561 [0.046]	65.809 [0.044]	62.548 [0.077]	69.575 [0.022]	60.711 [0.103]	67.700 [0.031]	62.257 [0.081]
Ln(L)		-11964.8	-11961.5	-11954.6	-11954.2	-11957.4	-11955.1	-11945.3	-11911.9	-11957.0
AIC		3.518	3.518	3.516	3.516	3.516	3.516	3.513	3.506	3.517
SBC		3.524	3.526	3.523	3.524	3.523	3.525	3.522	3.523	3.525
H-Q		3.520	3.521	3.518	3.519	3.519	3.519	3.517	3.512	3.519

Not: d volatilitide uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

KORE									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.017	0.011	0.010*	0.010*	0.020**	0.010	0.009	0.011	0.019
Φ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.006*	0.537*	0.008*	0.009*	0.042*	0.459*	0.065**	0.643*	0.024
α	0.048*	0.676	0.025	0.048*	0.215*	0.412	0.184**	0.104	0.226*
β	0.950*	0.993*	0.949*	0.950*	0.641*	0.538	0.357*	0.212***	0.594*
θ_1	-	-0.023**	-	-	-	-0.048*	-	-	-
θ_2	-	0.063**	-	-	-	0.085*	-	-	-
γ	-	-	0.042*	0.284*	-	-	0.552*	0.953*	-
Δ	-	-	-	1.688*	-	-	1.922*	1.438*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.051
d	-	-	-	-	0.445*	0.598*	0.199*	0.133*	0.369*
v	1.210*	1.210*	1.218*	1.218*	1.224*	1.214*	1.225*	1.248*	1.212*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-0.357**	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	0.929***	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-0.464*	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-0.289**	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-0.478*	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-0.392*	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	74.295 [0.014]	70.561 [0.029]	71.911 [0.022]	71.062 [0.026]	75.809 [0.010]	71.797 [0.023]	72.502 [0.020]	65.252 [0.072]	75.974 [0.010]
Q _s (50)	47.285 [0.502]	46.232 [0.545]	48.736 [0.443]	49.508 [0.412]	46.101 [0.550]	74.399 [0.008]	61.262 [0.094]	72.061 [0.013]	46.259 [0.544]
Ln(L)	-11443.3	-11433.1	-	-	-11438.0	-11417.4	-11403.2	-11375.7	-11436.3
AIC	3.365	3.362	3.360	3.360	3.363	3.358	3.354	3.349	3.363
SBC	3.370	3.369	3.366	3.367	3.369	3.366	3.362	3.368	3.370
H-Q	3.366	3.365	3.362	3.363	3.365	3.361	3.357	3.356	3.366

Not: d volatilitéde uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

RUSYA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.058*	0.049*	0.050*	0.050*	0.058*	0.044*	0.047*	0.046**	0.058*
Φ_1	0.067*	0.066*	0.068*	0.068*	0.068*	0.066*	0.069*	0.068*	0.068*
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.031*	1.102*	0.033*	0.033*	0.098*	1.169*	0.089**	0.499*	0.071***
α	0.093*	-0.122	0.074*	0.091*	0.142**	-0.119	0.141**	0.143**	0.124***
β	0.903*	0.986*	0.903*	0.903*	0.487*	0.654*	0.434*	0.470*	0.443*
θ_1	-	-0.033*	-	-	-	-0.042*	-	-	-
θ_2	-	0.208*	-	-	-	0.188	-	-	-
γ	-	-	0.035*	0.097*	-	-	0.146*	0.193*	-
Δ	-	-	-	1.978*	-	-	2.002*	1.623*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.038
d	-	-	-	-	0.430*	0.554*	0.378*	0.412*	0.391*
v	1.232*	1.207*	1.235*	1.235*	1.258*	1.234*	1.259*	1.266*	1.252*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-0.270**	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-0.372*	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	81.689 [0.002]	86.450 [0.000]	80.689 [0.002]	80.755 [0.002]	80.255 [0.003]	84.261 [0.001]	77.559 [0.005]	69.569 [0.028]	79.029 [0.004]
Q _s (50)	28.594 [0.988]	33.276 [0.947]	29.144 [0.985]	29.177 [0.985]	23.290 [0.999]	27.125 [0.993]	23.904 [0.998]	25.986 [0.996]	23.825 [0.998]
Ln(L)	-13326.1	-13341.7	-	-	-13307.7	-13313.9	-13296.7	-13286.7	-13306.6
AIC	3.918	3.924	3.917	3.917	3.913	3.916	3.911	3.909	3.913
SBC	3.924	3.932	3.924	3.925	3.9208	3.925	3.9201	3.923	3.921
H-Q	3.920	3.926	3.919	3.920	3.916	3.919	3.9142	3.9145	3.916

Not: d volatilitéde uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Qs sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

BREZİLYA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	ICSS-GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.059*	0.045*	0.044*	0.048*	0.044*	0.060*	0.043*	0.042*	0.060*
Φ_1	0.024**	0.027**	0.026**	0.028**	0.026**	0.025**	0.028**	0.028**	0.025**
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.029*	0.729*	0.042*	0.404*	0.043*	0.087*	0.762*	0.133*	0.091**
α	0.059*	0.083	0.026*	0.017**	0.050*	0.208*	0.104	0.203*	0.207*
β	0.928*	0.975*	0.923*	0.878*	0.922*	0.568*	0.667*	0.450*	0.573*
θ_1	-	-0.051*	-	-	-	-	-0.054*	-	-
θ_2	-	0.119*	-	-	-	-	0.115	-	-
γ	-	-	0.063*	0.085*	0.282*	-	-	0.351*	-
Δ	-	-	-	-	2.157*	-	-	1.837*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.006
d	-	-	-	-	-	0.405*	0.509*	0.295*	0.413*
v	1.443*	1.435*	1.459*	1.493*	1.460*	1.443*	1.441*	1.456*	1.443*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-0.235***	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	-	-0.319**	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-0.240***	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-0.278***	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-0.311**	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-0.259***	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	66.210 [0.051]	65.592 [0.056]	62.610 [0.091]	58.882 [0.157]	62.251 [0.096]	66.746 [0.046]	65.412 [0.058]	62.563 [0.092]	66.812 [0.046]
Q _s (50)	66.903 [0.036]	66.967 [0.036]	61.203 [0.095]	81.472 [0.001]	61.033 [0.098]	65.409 [0.047]	81.134 [0.001]	68.681 [0.026]	65.589 [0.046]
Ln(L)	-12065.6	-12060.2	-12042.9	-12010.7	-12042.4	-12064.8	-12053.7	-12038.6	-12064.7
AIC	3.548	3.547	3.542	3.536	3.542	3.548	3.545	3.541	3.548
SBC	3.554	3.555	3.549	3.555	3.550	3.555	3.554	3.550	3.556
H-Q	3.550	3.550	3.5444	3.542	3.5449	3.550	2.548	3.5445	3.551

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

TÜRKİYE									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.078*	0.074*	0.070*	0.070*	0.083*	0.074*	0.070*	0.068*	0.083*
Φ_1	0.030*	0.032*	0.031*	0.031*	0.030*	0.031*	0.031*	0.032*	0.029*
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.026**	1.209*	0.032**	0.029**	0.206*	1.205*	0.078	1.189*	0.048
α	0.056*	-0.155	0.048*	0.063*	0.172**	0.813***	0.069	-0.057	0.066
β	0.938*	0.989*	0.931*	0.932*	0.434*	0.210	0.234**	0.048	0.232***
θ_1	-	-0.024**	-	-	-	-0.036*	-	-	-
θ_2	-	0.140*	-	-	-	0.131	-	-	-
γ	-	-	0.026*	0.116*	-	-	0.175*	0.401*	-
Δ	-	-	-	1.833*	-	-	2.382*	1.613*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.333**
d	-	-	-	-	0.326*	0.577*	0.226*	0.168*	0.163*
v	1.388*	1.380*	1.387*	1.387*	1.407*	1.400*	1.408*	1.432*	1.402*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	0.832**	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	-0.416**	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-0.663*	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-0.876*	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-0.575*	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	55.973 [0.229]	57.522 [0.188]	57.750 [0.183]	57.828 [0.181]	53.202 [0.315]	53.151 [0.317]	52.912 [0.325]	46.013 [0.594]	51.331 [0.382]
Q _s (50)	59.897 [0.116]	60.270 [0.110]	49.569 [0.410]	50.582 [0.371]	42.026 [0.715]	45.831 [0.562]	42.627 [0.692]	48.754 [0.688]	39.881 [0.791]
Ln(L)	-13571.0	-13574.5	-	-13565.6	-13554.9	-13545.4	-13537.2	-13510.2	-13548.9
AIC	3.990	3.992	3.989	3.989	3.986	3.984	3.981	3.975	3.985
SBC	3.996	4.000	3.996	3.997	3.993	3.993	3.9908	3.9909	3.993
H-Q	3.992	3.995	3.992	3.992	3.988	3.987	3.984	3.980	3.987

Not: d volatilitéde uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin deęerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik deęerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki deęerler p-deęeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde deęişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

ARJANTİN									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.022	0.002	0.007	0.004	0.024***	0.002	0.003	0.003	0.024***
Φ_1	0.069*	0.069*	0.071*	0.071*	0.069*	0.071*	0.072*	0.072*	0.069*
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.115*	1.189*	0.151*	0.113*	0.267*	1.130*	0.395*	0.804*	0.212***
α	0.085*	-0.223	0.035*	0.076*	0.179**	-0.075	0.197**	0.169	0.170***
β	0.887*	0.957*	0.881*	0.887*	0.419*	0.613*	0.349*	0.306*	0.384*
θ_1	-	-0.093*	-	-	-	-0.092*	-	-	-
θ_2	-	0.176*	-	-	-	0.168	-	-	-
γ	-	-	0.080*	0.417*	-	-	0.493*	0.511*	-
Δ	-	-	-	1.441*	-	-	1.516*	1.475*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.056
d	-	-	-	-	0.334*	0.441*	0.240*	0.223*	0.292*
v	1.238*	1.244*	1.253*	1.252*	1.249*	1.264*	1.270*	1.272*	1.248*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-0.370**	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	85.279 [0.001]	80.021 [0.003]	77.795 [0.005]	78.002 [0.005]	85.996 [0.000]	79.731 [0.003]	76.590 [0.007]	76.759 [0.006]	86.132 [0.000]
Q _s (50)	44.860 [0.602]	41.448 [0.736]	43.469 [0.658]	43.210 [0.669]	38.170 [0.844]	32.890 [0.952]	33.859 [0.938]	34.689 [0.925]	37.550 [0.861]
Ln(L)	-13671.2	-13652.4	- 13651.4	- 13646.7	-13660.1	-13635.9	-13629.0	-13623.7	-13659.9
AIC	4.020	4.015	4.014	4.013	4.017	4.010	4.008	4.007	4.017
SBC	4.026	4.023	4.021	4.021	4.024	4.019	4.017	4.018	4.025
H-Q	4.022	4.018	4.017	4.016	4.019	4.013	4.0119	4.0116	4.020

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

ENDONEZYA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.031*	0.022**	0.024*	0.023*	0.034*	0.025*	0.025***	0.025*	0.034**
Φ_1	0.043**	0.046*	0.045*	0.045*	0.045*	0.048*	0.049*	0.050*	0.045*
Φ_2	-0.028*	-0.028**	-0.026*	-0.026*	-0.029*	-0.028*	-0.026*	-0.027*	-0.028**
Var.									
ω	0.032*	0.685*	0.041*	0.041*	0.087*	0.545*	0.081***	0.173*	0.033
α	0.086*	-0.574	0.056	0.087*	0.326*	-0.305	0.355*	0.271***	0.321*
β	0.904*	0.985*	0.898*	0.898*	0.554*	0.506**	0.467*	0.360**	0.478*
θ_1	-	-0.106*	-	-	-	-0.113*	-	-	-
θ_2	-	0.294*	-	-	-	0.288	-	-	-
γ	-	-	0.063*	0.199*	0.952*	-	0.294*	0.354*	-
Δ	-	-	-	1.869*	1.034*	-	2.020*	1.685*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.126
d	-	-	-	-	0.388*	0.525*	0.268*	0.241*	0.284*
v	1.130*	1.133*	1.133*	1.133*	1.158*	1.144*	1.167*	1.179*	1.151*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	0.903**	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	0.238**	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	0.111***	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	0.465**	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	98.718 [0.000]	91.732 [0.000]	95.279 [0.000]	95.430 [0.000]	97.263 [0.000]	94.701 [0.000]	90.260 [0.000]	84.042 [0.000]	96.910 [0.000]
Q _s (50)	61.765 [0.087]	71.104 [0.016]	53.699 [0.265]	53.740 [0.263]	39.653 [0.798]	49.979 [0.394]	45.479 [0.576]	49.445 [0.415]	40.812 [0.759]
Ln(L)	-11733.7	-11711.3	-	-	-11711.4	-11695.0	-11682.5	-11664.7	-11709.2
)			11718.3	11718.2					
AIC	3.451	3.445	3.446	3.447	3.444	3.440	3.436	3.433	3.444
SBC	3.458	3.454	3.454	3.456	3.452	3.450	3.446	3.450	3.453
H-Q	3.453	3.448	3.449	3.450	3.447	3.444	3.440	3.439	3.447

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

HİNDİSTAN									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.058*	0.044*	0.044*	0.043*	0.060*	0.046*	0.044*	0.043*	0.060*
Φ_1	0.089*	0.093*	0.093*	0.093*	0.090*	0.095*	0.096*	0.098*	0.090*
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.016*	0.262**	0.020*	0.020*	0.044*	0.141	0.055*	0.245*	0.036**
α	0.074*	-0.205	0.040	0.077*	0.216*	-0.188	0.242*	0.219*	0.218*
β	0.917*	0.984*	0.912*	0.915*	0.582*	0.659*	0.482*	0.351*	0.562*
θ_1	-	-0.068*	-	-	-	-0.076*	-	-	-
θ_2	-	0.180*	-	-	-	0.163*	-	-	-
γ	-	-	0.071*	0.288*	-	-	0.387*	0.901*	-
Δ	-	-	-	1.634*	-	-	1.812*	1.148*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.020
d	-	-	-	-	0.432*	0.542*	0.318*	0.197*	0.402*
v	1.375*	1.383*	1.389*	1.389*	1.392*	1.399*	1.410*	1.453*	1.389*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	0.187*	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	0.729*	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	0.328*	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-0.072***	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	0.419**	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	52.144 [0.352]	48.689 [0.485]	50.731 [0.405]	50.337 [0.420]	52.408 [0.343]	49.337 [0.459]	50.118 [0.428]	40.346 [0.805]	52.272 [0.348]
Q _s (50)	66.539 [0.039]	74.239 [0.008]	58.749 [0.137]	62.978 [0.072]	58.761 [0.137]	79.726 [0.002]	69.442 [0.023]	70.007 [0.020]	58.105 [0.150]
Ln(L)	-10584.9	-10560.8	-	-	-10574.9	-10540.0	-10536.2	-10485.5	-10574.6
AIC	3.113	3.106	3.105	3.105	3.110	3.100	3.099	3.087	3.110
SBC	3.119	3.114	3.112	3.113	3.117	3.109	3.108	3.106	3.118
H-Q	3.115	3.109	3.108	3.108	3.112	3.103	3.102	3.094	3.113

Not: d volatilitéde uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

MEKSİKA									
	GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	ICSS-FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.043*	0.025**	0.030*	0.029*	0.044*	0.020	0.029**	0.027*	0.044*
Φ_1	0.084*	0.083*	0.084*	0.085*	0.085*	0.084*	0.085*	0.086*	0.085*
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.009*	0.168	0.011*	0.012*	0.037*	0.295	0.039***	0.416*	0.019
α	0.062*	-0.051	0.027*	0.059*	0.234*	-0.174*	0.250*	0.200**	0.239*
β	0.932*	0.986*	0.933*	0.935*	0.601*	0.734*	0.523*	0.363*	0.556*
θ_1	-	-0.056*	-	-	-	-0.064*	-	-	-
θ_2	-	0.126*	-	-	-	0.123	-	-	-
γ	-	-	0.063*	0.341*	-	-	0.399*	0.726*	-
Δ	-	-	-	1.677*	-	-	1.847*	1.281*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.053
d	-	-	-	-	0.431*	0.537*	0.330*	0.206*	0.362*
v	1.404*	1.417*	1.423*	1.423*	1.411*	1.434*	1.436*	1.477*	1.408*
ω_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-0.169***	-
ω_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-0.166***	-
ω_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-0.179**	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-	-	-	-	-	-0.169***	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-0.194***	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-0.267**	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-0.264*	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	0.379***	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-0.364*	-
Q(50)	61.360 [0.110]	63.136 [0.084]	62.146 [0.098]	62.336 [0.095]	61.313 [0.111]	64.402 [0.069]	62.476 [0.093]	62.905 [0.087]	61.010 [0.116]
Q _s (50)	60.843 [0.100]	50.815 [0.363]	53.256 [0.279]	52.408 [0.306]	56.699 [0.182]	53.716 [0.264]	55.966 [0.200]	64.138 [0.059]	55.235 [0.220]
Ln(L)	-10165.0	-10142.7	-	-	-10160.9	-10129.2	-10128.0	-10079.3	-10159.8
AIC	2.989	2.983	2.982	2.982	2.988	2.980	2.979	2.970	2.988
SBC	2.995	2.991	2.989	2.990	2.995	2.989	2.988	2.996	2.996
H-Q	2.991	2.986	2.985	2.985	2.991	2.983	2.982	2.979	2.991

Not: d volatilitéde uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin deęerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik deęerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki deęerler p-deęeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde deęişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

GÜNEY AFRİKA									
	GARCH	EGARCH	ICSS-EGARCH	GJR-GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ort.									
μ	0.045*	0.030*	0.032**	0.032*	0.030*	0.046*	0.037*	0.031*	0.046*
Φ_1	0.061*	0.062*	0.064*	0.063*	0.062*	0.061*	0.061*	0.064*	0.061*
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Var.									
ω	0.013*	0.046	0.308**	0.017*	0.018*	0.040*	-0.097	0.061*	0.028
α	0.062*	-0.195	-0.135	0.027*	0.059*	0.242*	-0.331	0.288*	0.248*
β	0.927*	0.981*	0.962*	0.927*	0.933*	0.582*	0.792*	0.599*	0.562*
θ_1	-	-0.066*	-0.074*	-	-	-	-0.063*	-	-
θ_2	-	0.137*	0.116*	-	-	-	0.139	-	-
γ	-	-	-	0.058*	0.427*	-	-	0.368*	-
Δ	-	-	-	-	1.240*	-	-	1.611*	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.031
d	-	-	-	-	-	0.411*	0.492*	0.383*	0.373*
v	1.541*	1.566*	1.612*	1.562*	1.565*	1.539*	1.550*	1.562*	1.537*
ω_1	-	-	-0.971*	-	-	-	-	-	-
ω_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_3	-	-	0.564**	-	-	-	-	-	-
ω_4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_5	-	-	-0.764*	-	-	-	-	-	-
ω_6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_8	-	-	-0.485*	-	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Q(50)	55.370 [0.246]	52.883 [0.326]	52.668 [0.334]	54.396 [0.276]	53.716 [0.298]	56.699 [0.209]	54.704 [0.266]	55.099 [0.254]	56.441 [0.216]
Q _s (50)	59.481 [0.123]	73.871 [0.009]	69.868 [0.021]	62.972 [0.072]	71.485 [0.015]	61.411 [0.092]	86.278 [0.000]	74.334 [0.008]	61.518 [0.090]
Ln(L)	-9891.2	-9863.4	-9828.6	-9870.6	-9865.5	-9889.9	-9866.6	-9863.6	-9889.6
AIC	2.909	2.901	2.894	2.903	2.902	2.909	2.902	2.902	2.909
SBC	2.915	2.909	2.912	2.910	2.910	2.916	2.911	2.911	2.917
H-Q	2.911	2.904	2.900	2.905	2.905	2.911	2.906	2.905	2.912

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. Ln(L) log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin anlamlı olduğunu göstermektedir.