

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

FİNANSAL PİYASALAR ARASINDAKİ OYNAKLIK YAYILIMI:

KIRILGAN SEKİZLİ ÜLKELER

DOKTORA TEZİ

Nurdan DEĞİRMENCİ

Aralık – 2015

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

FİNANSAL PİYASALAR ARASINDAKİ OYNAKLIK YAYILIMI:

KIRILGAN SEKİZLİ ÜLKELER

DOKTORA TEZİ

Nurdan DEĞİRMENCİ

Tez Danışmanı: Doç. Dr. Zehra ABDİOĞLU

Aralık – 2015

TRABZON

ONAY

Nurdan DEĞİRMENCI tarafından hazırlanan “**Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı: “Kırılgan Sekizli” ler**” adlı bu çalışma **25/12/2015** tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda *oybirliđi* ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim dalında **doktora tezi** olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Rahmi YAMAK

(Başkan)

Doç. Dr. Zehra ABDİOĐLU

(Danışman)

Prof. Dr. Nebiye YAMAK

(Üye)

Prof. Dr. Selim BAŞAR

(Üye)

Doç. Dr. Seymur AĐAZADE

(Üye)

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduklarını onaylım. 25/12/2015

Enstitü Müdürü

Prof. Dr. Ahmet ULUSOY

BİLDİRİM

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını, aksinin ortaya çıkması durumunda her tür yasal sonucu kabul ettiğimi beyan ediyorum.

Nurdan DEĞİRMENCI

25.12.2015

ÖNSÖZ

Küreselleşme olgusuyla birlikte ülkelerin finansal piyasaları etkileşim içinde oldukları diğer ülkelerin piyasalarında ortaya çıkan çok sayıda faktörden önemli düzeyde etkilenebilmektedir. Bu doğrultuda özellikle ticari yönden birbiriyle etkileşim içinde bulunan ülkelerden birinin hisse senedi piyasasında oynaklığın artması ya da azalması ilgili ülkenin etkileşim içinde bulunduğu diğer ülke ya da ülkelerin hisse senedi fiyatlarını da etkileyebilmektedir. Hisse senedi fiyatlarında oynaklığın artması, hisse senedi piyasalarını ve dolayısıyla hisse senedi yatırımlarını riskli hale getirebilmektedir. Bu doğrultuda piyasalarda etkin yatırım kararları verebilmek için öncelikle bu piyasaların oynaklıklarının modellenmesi gerekmektedir. Bu çalışmada ABD, Asya ülkeleri ve Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasalarından kırılmalı sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru oynaklık yayılımının olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır.

Doktora eğitimim boyunca bilgi birikimi, zamanı ve katkıları ile her zaman bana büyük destek veren, manevi ilgisini hiçbir zaman esirgemeyerek benimle birebir ilgilenen, her zaman yanımda olan sayın danışmanım Doç. Dr. Zehra ABDİOĞLU' na sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Çalışma aşamasında ve öncesinde değerli bilgi birikimi ile akademik hayatıma katkı sağlayan, olumlu görüşleri ve desteği için sayın Prof. Dr. Rahmi YAMAK' a, ilgisini ve desteğini her zaman hissettiren sayın Prof. Dr. Nebiye YAMAK' a ayrıca teşekkür ederim. Değerli katkı ve eleştirileri için tez jüri üyesi sayın Prof. Dr.Selim BAŞAR'a ve sayın Doç. Dr. Seymur AĞAZADE'ye, yardımlarını, ilgilerini ve dostluklarını hiçbir zaman esirgemeyen sayın Doç. Dr. Tuba YAKICI AYAN' a, katkı ve önerilerini sunan, dostluklarını ve yardımlarını hiçbir zaman esirgemeyen saygıdeğer arkadaşlarım Yrd. Doç. Dr. Havvanur Feyza ERDEM'e ve Yrd. Doç. Dr. Hakan PABUÇCU' ya teşekkürü bir borç bilirim. Son olarak, her zaman her koşulda sevgileri ve hoşgörülerıyla, bana rahat ve huzurlu bir çalışma ortamı sağladıkları için aileme sonsuz teşekkür ederim.

Trabzon, Aralık 2015

Nurdan DEĞİRMENCİ

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	IV
İÇİNDEKİLER.....	V
ÖZET	VIII
ABSTRACT	IX
TABLOLAR LİSTESİ	X
GRAFİKLER LİSTESİ	XI
ŞEKİLLER LİSTESİ	XII
KISALTMALAR LİSTESİ	XIII
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

1.OYNAKLIK KAVRAMI	5-31
1.1. Oynaklık Sergileyen Serilerin Karakteristik Özellikleri	7
1.1.1. Aşırı Basıklık (Leptokurtic).....	7
1.1.2. Oynaklık Kümelenmesi (Volatility Clustering)	8
1.1.3. Kaldıraç Etkisi (Leverage Effect).....	9
1.1.4. İşlem Yapılan ve Yapılmayan Günlerin Etkisi.....	11
1.2. Oynaklık Hesaplama Yöntemleri	12
1.2.1. Rassal Yürüyüş	12
1.2.2. Tarihi Ortalama.....	12
1.2.3. Basit Hareketli Ortalama	13
1.2.4. Ağırlıklı Hareketli Ortalama.....	13
1.2.5. Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (EWMA)	14
1.2.6. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modelleri ve Türevleri...	15
.....	15

1.2.6.1.Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli.....	16
1.2.6.2.Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli	20
1.2.6.3.Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) Modeli	22
1.2.6.4.Eşikli Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (TGARCH) Modeli	24
1.2.6.5.Ortalamada Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M) Modeli	25
1.2.6.6.Glosten-Jagannathan-Runkle Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (GJR GARCH) Modeli	25
1.2.6.7.Bütünleşik GARCH (IGARCH) Modeli	26
1.2.6.8.Power ARCH Modeli	27
1.3. Oynaklık Yayılımı	29
1.3.1. Oynaklık Yayılımını Belirlemede Kullanılan Yaklaşımlar	31

İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR	32-55
2.1.Korelasyon ve Eşbütünleşme Analizleri Bazında Oynaklık Yayılımını İnceleyen Çalışmalar	32
2.2.ARCH-GARCH Modelleri ve Türevleri Bazında Oynaklık Yayılımını İnceleyen Çalışmalar	45

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM	56-70
3.1. Veri Seti.....	56
3.2. Ekonometrik Yöntem	65
3.2.1. Birim Kök Analizi	65
3.2.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi.....	65

3.2.1.2.Phillips-Perron (PP) Testi.....	66
3.2.2. EGARCH Modellerinin Tahmini	67
3.2.2.1.Uygun ARIMA Modelinin Seçilmesi.....	67
3.2.2.2.ARCH Etkisinin Tespiti	68
3.2.2.3.Uygun EGARCH Modelinin Belirlenmesi ve Asimetrik Etkinin Araştırılması	68
3.2.3.Oynaklık Yayılımının Test Edilmesi.....	69

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR	71-88
4.1. Tanımlayıcı İstatistikler.....	71
4.2. Birim Kök Testleri.....	75
4.3. EGARCH Modellerinin Tahmini	76
4.4. Oynaklık Yayılımı	82

SONUÇ ve ÖNERİLER.....	89-93
YARARLANILAN KAYNAKLAR	94
EKLER	105
ÖZGEÇMİŞ	115

ÖZET

Uluslararası sermaye hareketlerinin serbestliği ve bilişim sektöründeki ilerlemeyle birlikte uluslararası finansal piyasalar arasındaki etkileşim son zamanlarda önemli boyutlara gelmiştir. Uluslararası finansal piyasalar arasındaki etkileşim finans literatüründe oynaklık yayılımı kapsamında ele alınan bir konudur. Oynaklık yayılımı, bir piyasada meydana gelen şokun diğer piyasalardaki oynaklığı artırması şeklinde tanımlanmaktadır. Piyasalarda oluşan oynaklık yayılımı sonucunda menkul kıymetlerin getiri ve fiyatlarının da bu süreçten etkilenebildiği görülmektedir. Bu etkileşimin sonucunda yatırımcıların portföy kararları da değişebilmektedir.

Bu çalışmada ABD (S&P, DJI, Kanada), Asya ülkeleri (Çin, Japonya, Güney Kore) ve Avrupa ülkeleri (Almanya, İngiltere, İsviçre, Yunanistan, EuroStoxx50, EuroNext100) hisse senedi piyasalarından kırılğan sekizli ülkelerin (Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika, Macaristan, Polonya ve Şili) hisse senedi piyasalarına olan oynaklık yayılımının olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti 2006-2015 dönemine ilişkin haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kapsamaktadır. Ülkelere ilişkin piyasa endekslerinin asimetric etki gösterip göstermedikleri ve ülkeler arası oynaklık yayılımlarının varlığı EGARCH modelleri kullanılarak araştırılmıştır. Elde edilen bulgular kapsamında ABD, Asya ve Avrupa ülkelerine ilişkin her bir hisse senedi getirisi için kaldıraç etkisinin söz konusu olduğu ortaya koyulmuştur. Endonezya hisse senedi endeksi hariç diğer kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi endeksleri için asimetric etkinin geçerli olduğu belirlenmiştir. Oynaklık yayılımı değerlendirildiğinde, gelişmiş ülkelerin hisse senedi endekslerinden özellikle *Brezilya, Endonezya, Macaristan, Türkiye, Polonya, Hindistan* ve *Şili*'ye doğru bir yayılım olduğu ortaya koyulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Oynaklık, Oynaklık Yayılımı, GARCH, EGARCH, Asimetric Etki

ABSTRACT

The interaction between the international financial markets, together with advances in freedom of capital flows and information technologies sector has become significant in recent times. An issue discussed in the context of the volatility spillover between the international financial markets interact finance literature. Volatility of spillover is defined as the increase volatility in other markets shock occurred in the market. As a result of the volatility spillover in stock prices and returns on securities it can be seen in the markets affected by this process. Decisions of portfolio investors as a result of this interaction may change.

In this study, the US (S&P, DJ, Canada), Asian countries (China, Japan, South Korea) and European countries (Germany, Britain, Switzerland, Greece, Eurostoxx50, Euronext100) of the stock market fragile eight countries (India, Brazil, Indonesia, Turkey, South Africa, Hungary, Poland and Chile) the volatility of the stock market, which aimed to spillover the determination of the possible presence. Weekly stock data set used to 2006-2015 study period covers the closing price. Showing that the presence of asymmetric effect of volatility spillover between country and country market indices were investigated using EGARCH models. The scope of the findings in the US, Asia and the leverage effect for stock returns for each of the European countries has been revealed to be concerned. The eight countries examined the asymmetric impact of fragile Indonesia stock index of any other country except a fragile eight were determined to be effective asymmetrical current. The volatility spillover is evaluated, the stock indices of developed countries, especially Brazil, Indonesia, Hungary, Turkey, Poland, India and has been proven to be a true spread to Chile.

Key Words: Volatility, Volatility Spillover, GARCH, EGARCH, Asymmetric Effect

TABLolar LİSTESİ

<u>Tablo Nr.</u>	<u>Tablonun Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	Oynaklık Hesaplama Yöntemleri: Özet.....	28
2	Korelasyon ve Eşbütünleşme Analizleri Bazında Literatür Özeti.....	44
3	ARCH-GARCH Modelleri ve Türevleri Bazında Literatür Özeti.....	51
4	Ülkelere İlişkin Borsa Endeksleri ve İçerikleri	58
5	ABD Ülkeleri Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	72
6	Asya Ülkeleri Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	73
7	Avrupa Ülkeleri Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri....	74
8	Kırılgan Sekizli Ülkelerin Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	75
9	Getiri Serilerine İlişkin ADF ve PP Birim Kök Analizi.....	76
10	ABD Hisse Senedi Getirileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri.....	77
11	Asya Ülkelerinin Hisse Senedi Getirileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri.....	78
12	Avrupa Ülkelerinin Hisse Senedi Getirileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri	79
13	Kırılgan Sekizli Ülkelerin Hisse Senedi Getirileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri.....	80
14	Kırılgan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılımı ($ABD_{S\&P}$).....	83
15	Kırılgan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılımı (ABD_{DJI}).....	84
16	Kırılgan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılımı (EuroStoxx).....	85
17	Kırılgan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılımı (EuroNext).....	87

GRAFİKLER LİSTESİ

<u>Grafik Nr.</u>	<u>Grafğin Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	ABD Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri	59
2	Asya Ülkeleri Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri	60
3	Avrupa Ülkeleri Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri	61
4	Kırılgan Sekizli Ülkelerin Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri.....	63

ŞEKİLLER LİSTESİ

<u>Şekil Nr.</u>	<u>Şeklin Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	Normal ve Aşırı Basık Dağılım.....	8
2	BMW Hisse senedi Günlük Getiri Serisi.....	9
3	Kaldıraç Etkisi.....	10
4	GARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) Modeli Haber Etki Eğrileri.....	23

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Augmented Dickey-Fuller – Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
AR	: Otoregresif Süreç
ARCH	: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARCH-M	: ARCH- in-Mean – Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARDL	: Autoregressive Distributed Lag-Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış
ARMA	: Autoregressive Moving Average-Otoregresif Hareketli Ortalama
ARIMA	: Autoregressive Integrated Moving Average- Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama
ATHEX	: Yunanistan Borsası Endeksi
BIST100	: Borsa İstanbul Endeksi
BOVESPA	: Bolsa de Valores do Estado de São Paulo-Brezilya borsası endeksi
BUX	: Budapeşte Borsa Endeksi
DAX	: Deutscher Aktienindex Alman Birleşik Borsa Endeksi
DJI	: Dow Jones Industrial Average-Dow Jones Borsası Endüstri Endeksi
EGARCH	: Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic-Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans
ESTX 50	: Eurostoxx50 Borsa Endeksi
EWMA	: Exponentially Weighted Moving Average-Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama
FED	: Federal Reserve-ABD Merkez Bankası
FTSE250	: Londra Borsası Hisse Senedi Endeksi
FTSE/JSE	: Güney Afrika Borsası Endeksi
GARCH	: Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity–Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

GARCH-BEKK	: Baba-Engle-Kraft-Kroner Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity-BEKK Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GARCH-M	: GARCH in Mean – Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GB	: Gümrük Birliği
GJR-GARCH	: Glosten-Jagannathan-Runkle Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – Glosten-Jagannathan-Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
HANG-SENG	: Hong Kong Borsası endeksi
ICSS	: Iterated Cumulative Sums of Squares – İteratifli Kümülatif Kareler Toplamı
IGARCH	: Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
IPSA	: Şili Borsa Endeksi
JAKARTA	: Endonezya Borsası Endeksi
KOSPI	: Korea Composite Stock Price Index-Güney Kore borsası endeksi
LB	: Ljung-Box
LM	: Lagrange Multiplier-Lagrange Çarpanı
MA	: Moving Average-Hareketli Ortalamalar
MEM	: Çarpımsal Hata Modeli
N100	: Euronext 100 Borsası Endeksi
NIKKEI 225	: Japonya Borsası Endeksi
PARCH	: Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
PP	: Phillips-Perron
SCH	: Schwarz Bilgi Kriteri
SENSEX 30	: Hindistan Borsası Endeksi
SMI	: İsviçre Borsası Endeksi
S&P500	: Standart and Poors hisse senedi endeksi
S&P/TSX	: Standart and Poors
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası

TCMB-EVDS	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
TGARCH	: Threshold GARCH Modeli – Eşikli Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans Modeli
TVP	: Time Varying Parameter-Zamanla Değişen Parametre
VIX	: Zımnî Oynaklık Endeksi
WIG	: Varşova Borsa Endeksi

GİRİŞ

Oynaklık, herhangi bir deęişkenin belirli bir ortalama deęere gre ok yksek artıř veya azalıř gstermesi dięer bir ifadeyle deęişkenlik sergilemesi anlamına gelmektedir. Oynaklık kavramının zellikle finansal piyasalar iin kullanıldıęı dikkatleri ekmektedir. Hisse senedi piyasası oynaklıęı, herhangi bir menkul kıymetin fiyatında meydana gelen ani deęişkenlik olarak ifade edilmektedir. Oynaklık, ortaya ıkabilecek olası deęişkenlikler doęrultusunda finansal piyasalarda yatırımcıların karar alma srelerini etkileyen belirsizlięi de temsil etmektedir. Buna baęlı olarak oynaklıęın dikkate alınması yatırımcıların karar alma srelerinde zellikle finansal varlıkların getirilerini tahmin edebilmeleri iin olduka nemlidir.

Kreselleřme olgusuyla birlikte lkelerin finansal piyasaları etkileřim iinde oldukları dięer lkelerin piyasalarında ortaya ıkan ok sayıda faktrden nemli dzeyde etkilenebilmektedir. Bu doęrultuda zellikle ticari ynden birbiriyle etkileřim iinde bulunan lkelerden birinin hisse senedi piyasasında oynaklıęın artması ya da azalması ilgili lkenin etkileřim iinde bulunduęu dięer lke ya da lkelerin hisse senedi fiyatlarını da etkileyebilmektedir. Hisse senedi fiyatlarında oynaklıęın artması, hisse senedi piyasalarını ve dolayısıyla hisse senedi yatırımlarını riskli hale getirebilmektedir. Oynak piyasalarda etkin yatırım kararları verebilmek iin ncelikle bu piyasaların oynaklıklarının modellenmesi gerekmektedir.

Oynaklık yayılımı oęunlukla finansal piyasalarda oluřmakta ve yatırımcıların yatırım stratejilerini ve karar alma srelerini nemli dzeyde etkileyebilmektedir. zellikle yatırımcılar oynaklıęı ve oynaklıęın uluslararası piyasalarda gstermiř olduęu etkiyi finansal varlıkların getirilerini tahmin edebilmek iin dikkate almaktadırlar. Dolayısıyla gerek oynaklık gerekse de oynaklıęın lkeler arası yayılım etkisinin belirlenebilmesi yayılım etkisinin etkin olduęu piyasalar ve finansal varlık getirilerinin tahmin edilebilmesi aısından olduka nemli bir konudur. Bu srete bir piyasadaki řokların bařka piyasalardaki getiri ve oynaklıęı etkileyip etkilemedięi ya da bu piyasalara

yayıp yayılmadığının yatırımcılar açısından araştırılması gerekmektedir. Bu noktada oynaklık yayılımı kavramı son derece önem arz etmektedir. Oynaklık yayılımı, bir piyasada oluşan bir şokun diğer piyasalardaki oynaklığı arttırması olarak tanımlanmaktadır. Günümüzde sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi, hisse senedi piyasalarının uluslararası piyasalara açılması ve yabancı yatırımlar gibi faktörler nedeniyle finansal piyasaların karşılıklı olarak bağımlı hale gelmesi piyasalar arasında oynaklık yayılımına yol açmaktadır. Oynaklık yayılımı uluslararası finansal piyasalarda işlem yapan yatırımcılar tarafından belirlenen fiyatların bilgi akışından etkilenmesi sonucu oluşmaktadır.

Oynaklık yayılımı, yatırımcılar açısından arz ettiği önem itibariyle finans literatüründe geniş bir yer tutmaktadır. İlgili literatür incelendiğinde özellikle hisse senedi piyasalarındaki oynaklığın modellenmesinde Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelleri ve türevlerinin oldukça yaygın bir kullanım alanına sahip olduğu dikkatleri çekmektedir. Ükelere ilişkin hisse senedi piyasası oynaklığı yayılımının incelenmesinde de son derece esnek kullanım alanına sahip olan bu yaklaşımların yanı sıra eş bütünleşme analizlerinin de ülkeler arasındaki hisse senedi oynaklık yayılımının incelenmesi amacıyla sıklıkla kullanıldığı gözlenmektedir. Ükelere ilişkin hisse senedi piyasası oynaklık yayılımının incelendiği çok sayıda çalışmadan edinilen bulgular incelendiğinde oynaklık yayılımının ülke borsaları üzerinde önemli etkileri olduğu görülmektedir. Oynaklık yayılımlarının genellikle gelişmiş ülkelere gelişmekte olan ülkelere doğru olduğu dikkatleri çekmektedir. Literatürdeki çalışmalar değerlendirildiğinde genel anlamda ABD hisse senedi piyasasından diğer ülke hisse senedi piyasalarına doğru bir oynaklık yayılımının söz konusu olduğu gözlenmektedir. Asya piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru oynaklık yayılımı, Türkiye ile Brezilya arasında çift yönlü şok yayılımı, Arjantin'den Türkiye'ye ise tek yönlü oynaklık yayılımının söz konusu olduğu görülmektedir. Ayrıca Türkiye ile Fransa, İtalya ve Almanya borsaları arasında daha güçlü bir bütünleşmenin var olduğu literatürdeki çalışmalara ilişkin bulgular arasında yer almaktadır.

Yatırımcılar açısından uluslararası yatırım kararlarının verilmesinde riski azaltmak son derece önemlidir. Bir piyasada meydana gelen bir şokun başka piyasalara yayılıp yayılmadığının belirlenmesi yatırımcılara yatırım kararı alırken çok önemli bilgiler

sunacaktır. Bu kapsamda ülkelere ilişkin hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının incelenmesi başta yatırımcılara karar alma sürecinde yol gösterici olacaktır. Diğer taraftan politika uygulayıcılar açısından piyasalar arasındaki ilişkilerin değerlendirilmesi ve bu kapsamda politika üretilmesi noktasında yararlı bilgiler sunacaktır. Hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımına atfedilen bu önem çerçevesinde bu çalışmada ABD, Asya ve Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasalarından, Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika, Macaristan, Polonya ve Şili'nin oluşturduğu kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına oynaklık yayılımının olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır.

Financial Times gazetesinin, finans uzmanlarına ve raporlara dayanarak yaptığı analizde gelişmekte olan ekonomilerin kırılğan beşlisi (Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika) Şili, Macaristan ve Polonya'nın da eklenmesiyle kırılğan sekizli olmuştur. Financial Times'da yer alan habere göre likiditenin daraldığı bir dünyada sermayenin artık bu ülkelere gitmekten vazgeçmesi ve mevcut yabancı sermayenin çıkışları bu ekonomileri daha da kırılğan hale getirmiştir. Bu çalışmada ekonomileri kırılğan yapıda değerlendirilen ve Türkiye'nin de içinde bulunduğu ülkelere doğru gelişmiş ülke piyasalarından oynaklık yayılımının var olup olmadığının incelenmesi amacıyla Kanas (1998)'in çalışması temel alınmıştır. Kanas (1998), Londra, Paris ve Frankfurt borsalarındaki oynaklık yayılımını asimetrik etkiyi de kapsayacak biçimde incelemiştir. Üssel Otoresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) modellerini kullanarak Avrupa borsaları arasındaki oynaklık yayılımını araştırmıştır. Kanas (1998)'in çalışması özellikle oynaklık yayılımında iyi ve kötü haberin farklı etkilerinin araştırılmasına imkân tanıyan EGARCH modellerini kullanması nedeniyle önem arz etmektedir. EGARCH modelleri iyi ve kötü haberin hisse senedi piyasalarında yol açacağı asimetrik etkiyi diğer bir ifadeyle kaldıraç etkisini dikkate almasının yanı sıra katsayı kısıtları açısından son derece esnek bir yöntem olduğu için de tercih edilmektedir. Çalışmada ABD, Asya ve Avrupa ülkeleri ile kırılğan sekizli ülkelerin 2006-2015 dönemine ilişkin haftalık hisse senedi kapanış fiyatları temel alınmış ve EGARCH modelleri kullanılarak gelişmiş ülkelere doğru oynaklık yayılımlarının varlığı araştırılmıştır.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır: Çalışmanın birinci bölümünde oynaklık kavramı, oynaklık sergileyen serilerin karakteristik özellikleri, oynaklığın hesaplanmasında kullanılan yöntemler ve oynaklık yayılımı teorik olarak incelenmiştir.

İkinci bölümde oynaklık yayılımına ilişkin ampirik literatür ele alınmış ve iki grupta özetlenmiştir. Birinci gruptaki çalışmalar, korelasyon analizleri ve eşbütünleşme analizleri ile oynaklık yayılımını inceleyen çalışmalardan oluşmaktadır. İkinci grupta yer verilen çalışmalar ise ARCH-GARCH modelleri ve türevleri bazında oynaklık yayılımını inceleyen çalışmalar şeklinde özetlenmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, ülkeler arasındaki oynaklık yayılımının belirlenebilmesi için kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem tanıtılmıştır.

Son olarak ise çalışmanın dördüncü bölümünde ABD, Asya ve Avrupa ülkelerinin finansal piyasalarından kırılmalı sekizli ülkelerin finansal piyasalarına olan oynaklık yayılımı ampirik olarak test edilmiş ve çalışmanın bulgularına detaylı olarak yer verilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. OYNAKLIK KAVRAMI

Oynaklık herhangi bir değişkenin, belirli bir ortalama değere göre yüksek düzeyde artış veya azalış göstermesi anlamına gelmektedir. Genellikle bir hisse senedi, bono veya herhangi bir finansal varlığın fiyatında meydana gelen dalgalanmaların büyüklüğünü ve bu dalgalanmaların gerçekleşme sıklığını açıklamak amacıyla kullanılmaktadır.

Literatür incelendiğinde çeşitli oynaklık tanımları olduğu gözlenmektedir. Öncelikli olarak, günlük konuşma dilinde oynaklık kavramına bakıldığında, oynaklığın herhangi bir olguda gözlenen dalgalanma olarak ifade edildiği dikkatleri çekmektedir. Ekonomide zaman serisinin tesadüfi bileşenindeki değişkenlik anlamına geldiği ve finans alanında getirilerin standart sapması ya da varyansı ile ölçüldüğü gözlenmektedir. Hisse senedi piyasası oynaklığı finans literatüründe önemli bir konu olarak ele alınmaktadır. Çünkü dünya borsaları günümüzde daha fazla entegre ve oynak hale gelmiştir. Dahası, politikacılar genellikle ekonomi açığı ve finansal piyasaların bir belirleyicisi olarak finansal oynaklık tahminini yakından takip etmektedirler. Bu doğrultuda oynaklık kavramı önemli bir yere sahiptir.

Oynaklık finansal piyasalar açısından piyasa endeksi getirisinin yayılımını ifade eden istatistiksel bir ölçüdür ve zaman serilerindeki dalgalanmaların büyüklük ve hızını belirterek finansal karar almada belirsizliği simgelemektedir (Rachev ve diğerleri, 2008: 185). En basit anlamda oynaklık ise hisse senedi fiyatlarında ortaya çıkan ani hareketlerdir. Bir başka tanıma göre oynaklık, finansal piyasalarda zaman içinde oluşan değişimdir. Diğer bir tanımlamada, alınan zaman aralığında, bir finansal varlığın fiyatında beklenen değişikliklerin ölçülmesi olarak tanımlanmaktadır (Jorion, 2005: 360). Herhangi bir finansal varlığa ait getirinin değişkenliğini ifade eden oynaklık, finansal varlıkların getirilerini tahmin etmede de çok önemli bir yere sahiptir.

Oynaklık, endeks deęerindeki deęişikliklerin büyüklüęü ile risk olarak ifade edilen belirsizlik arasında ilgi kurmaktadır. Genellikle risk olumsuz bir durum yani tehlike olarak tanımlandığı için oynaklık her ne kadar riskle ilişkili olsa da tam anlamı ile aynı şey deęildir. Oynaklık olumlu sebeplerden dolayı da meydana gelebilir (Poon, 2005: 1).

Oynaklık bir varlığın risk derecesinin önemli bir göstergesi olduğu için son dönemlerde opsiyon ve türev fiyatlamalarında kullanılan bir parametre haline de gelmiştir (Eşrefođlu, 2002: 1). Black ve Scholes (1973) ile başlayan modern opsiyon fiyatlama teorisinde opsiyonun gerçek deęerini belirlemede oynaklığa yer verilmektedir. Söz konusu opsiyon fiyatlama formülünde, varlıkların getiri oynaklıkları önemli bir parametreyi oluşturmaktadır. Aynı zamanda yine aynı formülde, getirilere ait oynaklık doğrudan gözlenemeyen tek deęişken olduğu için ayrı bir öneme sahip olmaktadır (Daly, 1999: 10–11).

Piyasalarda oluşan yüksek oynaklık, endeksin geniş deęer aralığı içerisinde yayılacağını ve endeksin riskli olacağını ifade etmektedir ve fiyat endeksi de kısa sürede önemli ölçüde deęişim göstermektedir. Düşük oynaklık durumunda ise fiyatı endeksi zaman içerisinde istikrarlı bir yol izlemekte, zaman içerisinde aşırı deęişimler göstermemektedir.

Herhangi bir deęişkenin ortalama deęerine göre çok yüksek artış veya azalışlar gerçekleştirmesi anlamına da gelen oynaklık, hisse senedi, döviz kuru ve özellikle de gelişmekte olan ülkelerde enflasyon ve benzeri deęişkenler için de oldukça rastlanan bir durumdur (Güneş ve Saltođlu, 1998: 14).

Mutlak getiriler ve getirilerin karesi oynaklığı temsil etmektedir. Taylor (1986), hisse senedi getirilerinin mutlak deęerlerine ilişkin otokorelasyonlarının çok yavaş azalma eğiliminde olduğunu tespit etmiştir. Oynaklık belirli özelliklere baęlı olarak gizli ya da gözlenen olabilmektedir. Gizli modeller, koşullu oynaklık modelleri ve stokastik oynaklık modellerini içermektedir. Burada parametreler ve gizli deęişkenler aynı anda tahmin edilebilmektedir (Caporin ve McAleer, 2009:4).

Finans piyasalarında yüksek oynaklığın risk artışını da beraberinde getirmesi, belirsizlik ve riskin artan önemi oynaklığın modellenmesini oldukça gerekli hale getirmiştir. Bir anlamda riskin de bir ölçüsü olduğundan oynaklığın modellenenebilmesi, riske karşı tutumları konusunda yatırımcılara fayda sağlamaktadır. Hisse senedi fiyat oynaklığının yüksek olması, söz konusu hisse senedinin fiyatının büyük miktarda yükselebileceği gibi düşebileceğini de göstermektedir. Burada risk, yüksek kazanç beklentisi içinde olan yatırımcının büyük zarara girebileceğini de ifade etmektedir. Finansal piyasa oynaklığı artarsa, yatırımcılar ve politika yapıcılar için önemli bir sonuç ortaya çıkmaktadır. Yatırımcılar, daha yüksek riskle yüksek oynaklığın aynı anlama geldiğini düşünüp, artan oynaklığa bakarak yatırım kararlarını değiştirebilirler. Politika yapıcılar ise finansal piyasa oynaklığının reel ekonomiye yayılacağını veya ekonomik performansa zarar vereceğini düşünebilirler.

Oynaklık dikkate alınmadığında, birçok zamansal ve mekânsal değişkenler tamamen sabit durumda kabul edilecektir. Dolayısıyla oynaklık belirlenmeye, test ve tahmin edilmeye ihtiyaç duyulan önemli bir konudur (Caporin ve Mcaleer, 2009: 2).

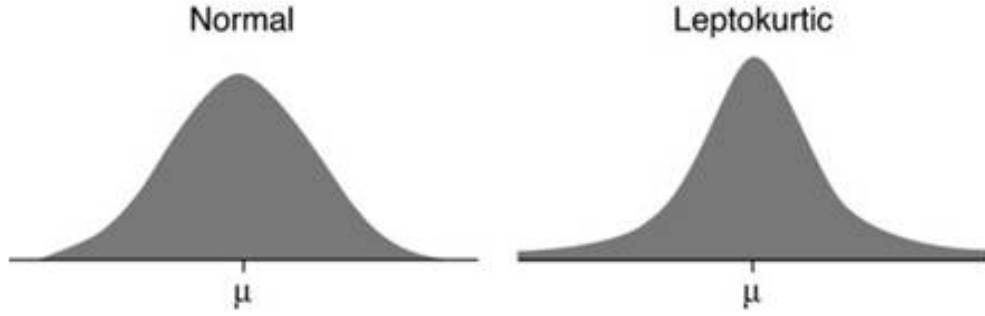
1.1. Oynaklık Sergileyen Serilerin Karakteristik Özellikleri

Finansal seriler genellikle aşırı basıklık (leptokurtosis), oynaklık kümelenmesi (volatility clustering), kaldıraç etkisi (leverage effects) ve işlem yapılan ve yapılmayan günlerin etkisi gibi özellikleri göstermektedir. Finansal verilerin sahip olduğu bu özellikler kısaca şu şekilde özetlenebilir.

1.1.1. Aşırı Basıklık (Leptokurtic)

Pek çok zaman serisi için normal dağılım varsayımı kabul edilirken, finansal zaman serilerinin normal dağılım sergilemediği gözlenmektedir. Normal dağılıma sahip bir değişken için çarpıklık (skewness) 0, basıklık (kurtosis) ise 3'tür.

Şekil 1: Normal ve Aşırı Basık (Leptokurtic) Dağılım

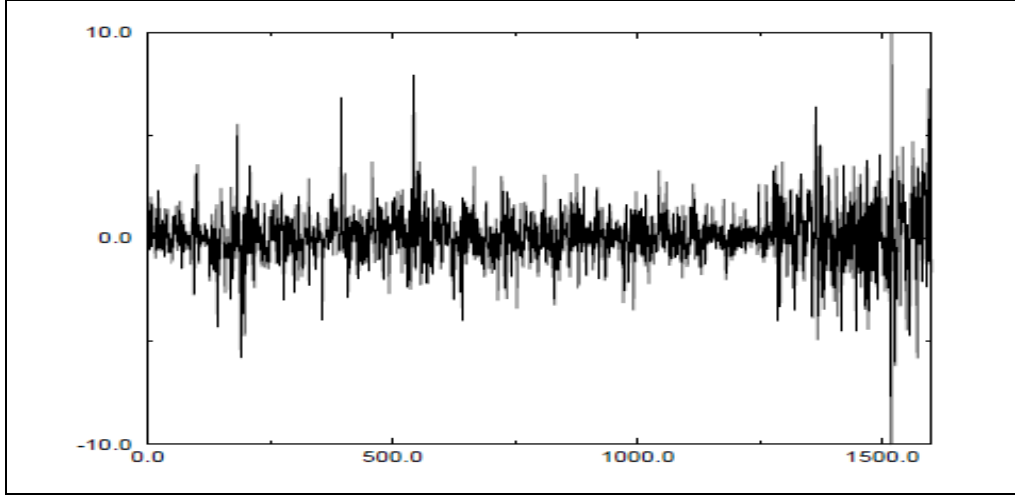


Basıklık değerinin 3'ten büyük olması durumu sivriliği (leptokurtosis) ifade etmekte, aşırı basıklık ise finansal varlık getirilerinin dağılımlarının genellikle kalın kuyruk (fat-tail) ve ortalamada yüksek sivrilik (excess peakedness) özellikleri göstermesini ifade etmektedir. Buna göre, finansal varlık getirilerinin dağılımları normal dağılıma göre ortalamada daha sivri ve kuyrukta ise normal dağılıma oranla daha kalın dağılım özellikleri göstermektedir. Dolayısıyla getiri serileri normal dağılıma uygunluk göstermemektedir. Şekil 1'de normal ve aşırı basık dağılım görülmektedir.

1.1.2. Oynaklık Kümelenmesi (Volatility Clustering)

Oynaklık kümelenmesi, finansal zaman serilerinin temel özelliklerinden biri olan, bu serilerin statik olmayıp dinamik olmasını yani zaman içinde değişme özelliğini ortaya koymaktadır. İlk olarak Mandelbrot (1963) tarafından ortaya koyulmuştur. Mandelbrot (1963) büyük fiyat değişikliklerinin büyük fiyat değişimlerini küçük fiyat değişikliklerinin ise küçük fiyat değişimlerini takip etme eğiliminde olduğunu ifade etmiştir. Yani bu durum oynaklık kümelenmesini açıkça göstermektedir. Diğer bir deyişle, yüksek getirileri (artı veya eksi) yüksek getiriler takip etmekte, düşük getirileri de düşük getiriler takip etmektedir. Oynaklık kümelenmesi, getirilerin zamana karşı grafiklerinin çizilmesi halinde gözlemlenebilmektedir. Hem pozitif hem de negatif değişikliklerde tespit edilme özelliği vardır. Serilerde oynaklık kümelenmesinin varlığı sabit varyans varsayımının geçerliliğinin kaybolması anlamına gelmektedir. Zamana göre kümeleme arttıkça oynaklık aktarımı azalmaktadır (Enders, 2003: 38).

Şekil 2: BMW Hisse Senedi Günlük Getiri Serisi



Kaynak: Cont, 2005:4.

Günlük getirilerin oynaklık kümelenmesi Şekil 2'deki BMW hisse senedinin günlük getiri serisine ilişkin grafikte açıkça görülmektedir. Oynaklık kümelenme özelliği yüksek veya düşük getirinin birbirini izleyen dönemlerde varlığını göstermektedir (Cont, 2005: 3).

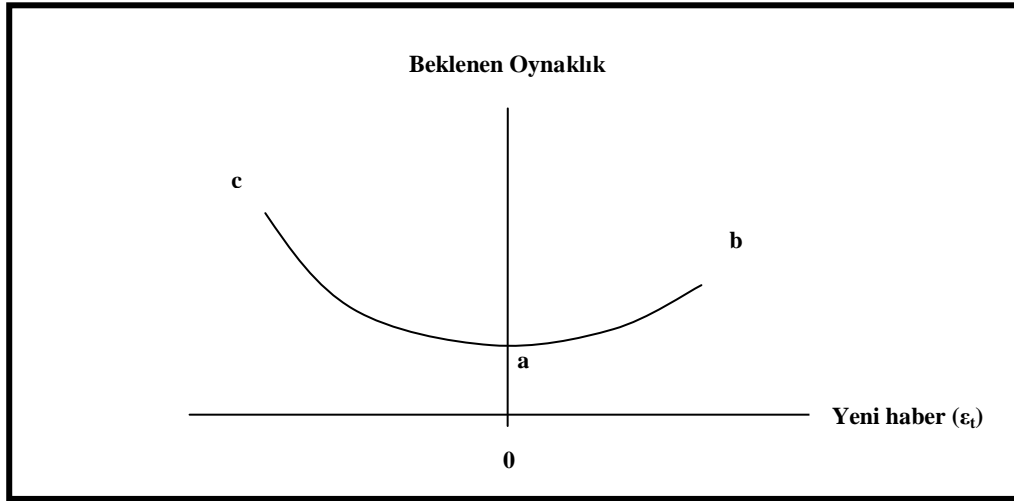
1.1.3. Kaldıraç Etkisi (Leverage Effect)

Varlık fiyatlarının ilginç özelliği kötü haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin iyi haberlerden daha etkili olmasıdır. Çoğu hisse senetleri için cari getiri ve gelecek oynaklık arasında güçlü bir negatif ilişki vardır. Oynaklığın getiriler arttığında (iyi haber) azalma ve getiriler azaldığında (kötü haber) artma eğilimi kaldıraç etkisi olarak adlandırılır. Büyük fiyat düşüşleri, aynı miktarda fiyat yükselişlerinden daha yüksek oynaklığa neden olmaktadır.

Yapılan çalışmalar, olumlu ve olumsuz haberlerin borsa üzerinde asimetrik bir etki yarattığını göstermektedir. Asimetrik oynaklık, oynaklık modellemesinde dikkate alınan önemli bir faktördür. Pozitif ve negatif şokların oynaklığa aynı ölçüde etkide bulunmaması olarak tanımlanan asimetrik oynaklık sık karşılaşılan bir durumdur. Birçok çalışmada negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla oynaklığa yol açtığı belirlenmiştir. Bu da

oyunaklığın pozitif ve negatif şoklara asimetrik tepkide bulunduğunu göstermektedir. Asimetrik oyunaklık için yapılan bir başka açıklama ise kaldıraç etkisidir. Kaldıraç etkisi ilk kez Black (1976) tarafından ortaya konulmuştur. Black (1976) çalışmasında bir hisse senedinin fiyatı azaldığında (arttığında) hisse senedi getirisi oyunaklığının arttığını (azaldığını) ortaya koymuştur. Başka bir ifadeyle, hisse senedi piyasasında, fiyatlarda beklenmeyen bir düşüş benzer büyüklükte beklenmedik bir artışa göre oyunaklığı daha fazla arttırmaktadır. Bununla kötü haberlerin oyunaklık üzerindeki etkisinin iyi haberlerin oyunaklık üzerindeki etkisinden daha büyük olduğu ifade edilmektedir (Yalçın, 2007: 358).

Şekil 3: Kaldıraç Etkisi



Kaynak: Enders, 2004: 142.

Kaldıraç etkisinin gösterildiği Şekil 3'te yeni bilgi ε_t 'nin büyüklüğü ile ölçülmektedir. Eğer $\varepsilon_t = 0$ ise, beklenen oyunaklık $0a$ 'ya kadar olur. Eğer haberler iyi ise (ε_t pozitif ise) oyunaklık ab boyunca artış sergiler. Eğer haberler kötü ise (ε_t negatif ise) oyunaklık ac boyunca artar. ac eğrisi ab 'den daha uzunsa bu pozitif bir ε_t şokunun oyunaklık üzerindeki etkisinin negatif bir şoka göre daha küçük olduğunu gösterir (Enders, 2003: 141).

1.1.4. İşlem Yapılan ve Yapılmayan Günlerin Etkisi

Fama (1965) ve French ve Roll (1986) çalışmalarında işlem günlerinin ve işlem yapılmayan günlerin piyasa oynaklığı üzerinde etkili olduğunu tespit etmişlerdir. Örneğin, pazartesi günleri için hisse senetleri piyasası oynaklığı haftanın diğer günlerine göre daha yüksektir. Pazartesi günleri için hisse senetlerinin gösterdiği fiyat hareketleri, 72 saatlik bir dönemde piyasaya ulaşan bilgileri yansıtırken, haftanın diğer işlem günleri genellikle 24 saatlik bir zaman periyodu içindeki bilgileri yansıtmaktadır. Bu durum hisse senedi getirilerinin Pazartesi günlerinde diğer işlem günlerine göre daha hareketli olmasına neden olmaktadır.

Yukarıda bahsedilen özelliklerin yanı sıra hisse senedi piyasalarının oynaklığı, resesyon, bankacılık krizleri gibi finansal ve ekonomik kriz dönemlerinde yükselme eğilimindedir. Schwert (1989), aylık hisse senedi getiri serilerinin oynaklığını konjonktür ve finansal kriz dönemlerinde araştırarak finansal krizlerin hisse senedi oynaklığını arttırdığını tespit etmiştir. Bunun yanı sıra, finansal kriz esnasında farklı hisse senedi piyasaları arasında oynaklık yayılımını inceleyerek oynaklık yayılımının finansal krize göre ve finans piyasalarının büyüklüklerine göre farklılık arz ettiğini vurgulamıştır (Karunanayake, 2009: 1).

Oynaklığı etkileyen bir diğer önemli konu da faiz oranlarıdır. Faiz oranı en önemli makro ekonomik değişkenlerden biridir. Merkez bankasının nominal faiz oranlarını düşürmesi, kısa vadeli piyasa faiz oranlarını aynı yönde değiştirmektedir. Bu değişim, gelecekteki ekonomik görünümle ilgili beklentilere bağlı olarak uzun vadeli faizlere yansımaktadır. Sermaye maliyetinin değişmesi sonucu, hisse senedi fiyatında meydana gelen değişim, servet etkisi kanalıyla tüketimi etkiler ve yatırımlar üzerinde bir etkide bulunur (Akay ve Nargeleçekenler, 2009: 130). Dolayısıyla, faiz oranları varlıkların fiyatlandırılmasında ve ekonominin genelinde şokların yayılması için önemli bir aktarım kanalı sağlamaktadır (Edwards, 1998: 1). İkinci dünya savaşı sonrası verileri kullanılarak Fama ve Schwert (1977), Christie (1982) ve Glosten ve diğerleri (1993) tarafından yapılan çalışmalarda yüksek nominal faiz oranlarının yüksek piyasa oynaklığı ile ilgili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, Fama ve Schwert (1977) yüksek enflasyon oranlarının yüksek piyasa oynaklığına neden olduğunu da tespit etmiştir.

1.2. Oynaklık Hesaplama Yöntemleri

Oynaklık hesaplanırken özellikle standart sapma dikkate alınsa da birçok farklı yaklaşım kullanılmaktadır. Bu yaklaşımlar rassal yürüyüş, basit hareketli ortalama, ağırlıklı hareketli ortalama, üssel düzleştirme ve üssel ağırlıklandırılmış hareketli ortalama ve Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH ve Bollerslev (1986) tarafından önerilen Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modellerini ve türevlerini kapsamaktadır. Bu modeller aşağıda kısaca açıklanacaktır.

1.2.1. Rassal Yürüyüş

Rassal yürüyüş nedeniyle değişen finansal fiyat serileri stokastik bir süreç olarak algılanabilir. Finansal serilerin Markov özelliği taşıyan özel bir stokastik süreci izlediği düşünülmektedir. Markov sürecinde gelecekteki değer için geçmişteki değerlerin hiçbir etkisi olmadığı ve sadece mevcut değer ile gelecekteki değer için bir öngöründe bulunabileceği varsayılmaktadır. Burada mevcut değer nasıl ve hangi şekilde oluştuğunun hiçbir önemi bulunmamaktadır (Hull, 2006: 326).

Bu durumda rassal yürüyüş varsayımı altında getiri serilerinin oynaklığı aşağıda (1) numaralı eşitlikteki gibi tahmin edilmektedir (Poon ve Granger, 2003: 507).

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

Burada $\hat{\sigma}_t$, t dönemi için tahmin edilecek standart sapmayı ve σ_{t-1} ise bir önceki dönemdeki standart sapma değerini göstermektedir. Bu durumda rassal yürüyüş modeline göre tahmin edilen oynaklık bir önceki dönemde gerçekleşmiş oynaklığa eşit olmaktadır.

1.2.2. Tarihi Ortalama

Oynaklığı hesaplamının en kolay ve en basit yolu olan tarihi ortalama, belirli bir dönem için (10, 30, 50, 100 günlük veya 1 yıllık) tarihi verilerin getirilerinin standart sapmalarının hesaplanmasına dayanmaktadır. Hesaplanan bu tarihi oynaklık, gelecekteki tüm dönemler için oynaklık tahmini olur. Tarihi ortalama, zaman serisi modellerinin

tahminlerinin karşılaştırılmasında faydalı bir gösterge olarak kullanılmaktadır (Akel, 2011: 11).

Tarihi ortalama ile öngörülen oynaklık, geçmiş dönemdeki gözlemlenmiş oynaklıkların ortalaması ile hesaplanmaktadır (Poon ve Granger, 2003: 507). Tarihi ortalama yaklaşımı ile oynaklık hesaplama yöntemi (2) numaralı eşitlikte gösterilmektedir.

$$\sigma_t = \frac{\sigma_{t-1} + \sigma_{t-2} + \dots + \sigma_1}{t-1} \quad (2)$$

Burada rassal yürüyüş modelinden farklı olarak t gözlem sayısını ifade etmekte ve sadece bir önceki dönemde gerçekleşmiş oynaklık yerine tüm geçmiş dönemlerin standart sapmalarının ortalaması oynaklığın tahmincisi olmaktadır.

1.2.3. Basit Hareketli Ortalama

Oynaklık hesaplamalarında gözlem döneminin tümünün değil sadece belli bir dönemin ortalamasının alınması ve bu gözlem döneminin veya bu gözlem penceresinin her hesaplamada bir gün kaymasıyla basit hareketli ortalama hesaplanmış olur (Poon ve Granger, 2003: 507). (3) numaralı eşitlikte basit hareketli ortalama formülü görülmektedir.

$$F_{t+1} = \frac{Y_t + Y_{t-1} + \dots + Y_{t-m+1}}{m} \quad (3)$$

Uygulamada analizcinin kaç dönemlik hareketli ortalama alacağına karar vermesi gerekmektedir. Bu yöntemde hata minimizasyonu için genellikle deneme-yanılma yöntemi kullanılır. Her yeni değer gerçekleşmesinde en eski değer hesaplamadan atılarak son m dönemin değerlerinin ortalaması alınır. Hesaplanan bu ortalama bir sonraki dönemin tahmini değeridir.

1.2.4. Ağırlıklı Hareketli Ortalama

Ağırlıklı hareketli ortalama ile standart sapma hesaplamak için geçmiş dönemlere azalan ağırlık verilip bir ortalama hesaplanmaktadır. Böylece geçmiş dönemlerin standart

sapması, ağırlıklı hareketli ortalama daha az etki etmektedir (SPK, 2006: 25). Ağırlıklı hareketli ortalama ile standart sapmayı hesaplamak için (4) numaralı denklemden faydalanılmaktadır.

$$F_{t+1}^w = \frac{W_m Y_t + W_{m-1} Y_{t-1} + \dots + W_1 Y_{t-m+1}}{W_m + W_{m-1} + \dots + W_1} \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte W değerleri ağırlıkları göstermektedir.

Yakın geçmişteki standart sapmaların, daha uzak geçmişteki standart sapmalara göre nispeten yüksek olması durumunda ağırlıklı hareketli ortalama ile hesaplanan standart sapma, basit hareketli ortalama ile hesaplanan standart sapmadan daha yüksek bir oynaklık tahmininde bulunmaktadır.

1.2.5. Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (EWMA)

Üssel ağırlıklı hareketli ortalama modeli, tarihi oynaklık yönteminin bir uzantısı olup geçmiş gözlemler üssel olarak ağırlıklandırılmaktadır. Böylece yakın geçmişteki gözlemlere daha çok ağırlık, uzak geçmişteki gözlemlere ise daha az ağırlık verilmektedir. EWMA yöntemi ile standart sapma aşağıdaki denklemlerden faydalanılarak hesaplanmaktadır (Hull, 2006: 471).

T dönemdeki tahmini varyans, geçmiş tahminlerin λ ağırlıklı ortalamasıdır. Varyans (5) nolu denklem yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$\sigma_t^2 = \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) r_{t-1}^2 \quad (5)$$

Herhangi bir t dönemi için standart sapma (σ_t), bir önceki döneme ($t-1$) ait standart sapma (σ_{t-1}) ve bir önceki döneme ait getiri (r_{t-1}) verilerinin karelerinin yukarıdaki (5) nolu denklemde yerine konulması ile hesaplanır. σ_{t-1} 'in değeri önceki verilerden hesaplanan değerinin yerine konulursa aşağıdaki (6) nolu denklem elde edilmektedir:

$$\sigma_t^2 = (1-\lambda)r_{t-1}^2 + \lambda(1-\lambda)r_{t-2}^2 + \lambda^2\sigma_{t-2}^2 \quad (6)$$

Bu işleme başlangıç değerine kadar devam edilirse aşağıdaki (7) nolu denkleme ulaşılmaktadır:

$$\sigma_t^2 = (1-\lambda)(r_{t-1}^2 + \lambda r_{t-2}^2 + \lambda^2 r_{t-3}^2 + \dots) \quad (7)$$

Burada, λ hem yakın geçmişteki gözlemlerin ağırlıklandırma derecesini, hem de oynaklığın büyük bir oynaklıktan sonra ne kadar hızlı bir şekilde düşük seviyeye geri döneceğini ifade etmektedir. Düşük bir ağırlıklandırma faktörü yakın geçmişteki gözlemlere daha çok ağırlık vermekte ve büyük bir hareketten sonra oynaklığın eski seviyesine dönmesini hızlandırmaktadır. t ise oynaklık hesaplanmasında kullanılacak gözlem dönemini ifade etmektedir. Teorik olarak sonsuz alınabilen gözlem dönemi, üssel ağırlıklandırmada hızlıca sıfıra gerilemektedir (RiscMetrics, 1996: 94). r_{t-j} ve r sırasıyla j dönem önceki gözlemi ve gözlemlerin ortalama değerini göstermektedir. Gecikme değeri j büyüdükçe λ^j küçülmekte yani ortalamadan sapma, daha küçük bir ağırlıkla varyans hesaplamasına dâhil edilmektedir. Finansal serilerde gözlenen yüksek artışların (azalışları) yine yüksek artışları (azalışları) takip etmesi, burada yakın geçmişli gözlemlere daha fazla ağırlık verilerek dikkate alınmıştır (Özgül ve Kök, 2014: 39).

1.2.6. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modelleri ve Türevleri

EKK modellerinin temelinde hata terimlerinin karelerinin beklenen değerinin herhangi bir anda aynı olduğu varsayımı vardır. Bu varsayım hata terimleri için sabit varyans (homoskedasticity) varsayımı olarak bilinir. Eğer hata terimleri varyansı birbirine eşit değilse bu durumda hata terimleri değişen varyanslı (heteroskedasticity) olarak tanımlanır. Hata terimleri değişen varyanslı ise bu hata terimlerinin ait olduğu regresyon katsayıları hala sapmasız ve tutarlıdır. Ancak minimum varyanslı yani etkin değillerdir. Etkin olmadıkları için katsayılara ilişkin t ve F istatistikleri güvenilir değildir. Bu da katsayıların anlamlılıkları açısından son derece önemli bir problemdir.

Değişen varyans önemli ölçüde yatay kesit verili regresyon modellerinde karşılaşılan bir problemdir. Örneğin eğer hane halkı bütçe verilerinden yararlanılarak gelir ve tüketim arasındaki yatay kesit ilişki araştırılacak olursa tüm hane halkı düşük ve yüksek gelir grupları ayırımı yapılmaksızın modele dahil edildiğinde değişen varyans problemi ile karşılaşılacaktır. Çünkü düşük gelirli hane halklarının tüketimi yüksek gelirli hane halklarının tüketim düzeyine göre gelire daha çok duyarlı olduğu için hata terimleri sistematik olarak yüksek gelirli hane halkları için düşük gelirli hane halklarına göre mutlak değer anlamında daha yüksek değere sahip olacaktır. Çünkü düşük gelirli hane halklarının tüketim düzeyini önemli ölçüde modelde yer alan gelir değişkeni açıklarken yüksek gelirli hane halklarının tüketim düzeyi gelir dışındaki diğer değişkenlere daha duyarlıdır. Böylece değişen varyans probleminin ortaya çıkması kaçınılmazdır.

Eğer hane halkları bazında tahmin edilen regresyon toplulaştırılmış zaman serileri üzerinden regresyona tabi tutulmuş olsaydı hata terimlerinin varyansının bu toplulaştırma dolayısıyla zamana göre değişmediği gözlemlenecektir. Zaman serilerinde de değişen varyans problemi ile karşılaşılabilir. Özellikle finansal zaman serilerinde çoğunlukla bağımlı değişkeni getiri olan finansal serilerde getirinin varyansı yani değişkenliği bu finansal varlığa yatırım yapanların risk düzeylerinin bir göstergesidir. Finansal bir verinin bazı periyotlarının diğerlerinden daha riskli olduğu gözlemlenebilir. Bu nedenle finansal analistler genellikle risklerin daha net ortaya koyulabileceği günlük getiri verilerini değerlendirirler. Getirilerin büyük bir kısmı zamanla değişiyorsa bu durum oynaklık olarak adlandırılır.

Aşağıdaki kısımda ARCH modelleri ve türevleri açıklanmıştır.

1.2.6.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

Engle (1982), makro ekonomik zaman serileri modellerinde varyansın varsayıldığı gibi sabit olmadığını ortaya koymuştur. Engle (1982) otoregresif koşullu değişen varyans (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity- ARCH) modelini geliştirmiştir. Engle (1982), koşulsuz varyans sabit iken koşullu varyansın zamana bağımlı olduğu durumlarda, bu koşullu varyansı hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olarak ele almıştır (Engle, 1982: 988). ARCH modelleri çerçevesinde değişen varyansı, ortadan kaldırılması gereken

bir problemde ziyade modelleneyecek bir varyans olarak ele alınmaktadır. Otoresif koşullu deęişen varyans modelleri regresyonun hata terimlerinin varyansını modelleyen yöntemlerdir. ARCH modelleri risk analizi, portföy seçimi ve türev fiyatlama ile ilgili finansal kararlarda yaygın olarak başvuru olan modellerdir.

Birinci dereceden otoresif model (8) numaralı denklemdede ifade edilmiştir.

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada ε_t , $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$ ile beyaz gürültülü hata terimini ifade etmektedir. y_t ' nin koşulsuz ortalaması sıfır iken koşullu ortalaması γy_{t-1} 'dir. Bilindięi gibi zaman serileri modelleri ile yapılan kestirimlerdeki başarı, koşullu ortalamasının kullanılmasından ileri gelmektedir. y_t ' nin koşullu varyansı σ^2 iken koşulsuz varyansı $\sigma^2 / 1 - \gamma^2$ ' dir.

Deęişen varyanslılığın standart yaklaşımı, varyans öngören bir x_t bağımsız deęişkeni ile ifade edilirse sıfır ortalama ile model (9) numaralı eşitlikteki gibi yazılabilir.

$$y_t = \varepsilon_t x_{t-1} \quad (9)$$

Burada ε_t ' nin varyansı yine yukarıda ifade edildięi gibi $V(\varepsilon) = \sigma^2$ ' dir. y_t ' nin varyansı ise $\sigma^2 = x_{t-1}^2$ 'dir ve bu nedenle öngörü aralığı, bağımsız deęişkenin deęişimine bağılıdır. Yetersiz gibi görünen bu standart çözüm, koşullu ortalamalar ve varyansların zaman içinde birlikte deęişebileceğini göz önünde bulundurmamak yerine, deęişen varyansın nedenlerinin bir özellięi olarak algılanır. Belki bu sorun nedeniyle, zaman serisi verilerinde deęişen varyanslılık düzeltmeleri nadiren ortaya çıkmaktadır (Aktaş ve Akkurt, 2006: 90).

Serilerin geçmişte gerçekleşen deęerlerine bağılı koşullu varyansı sağlayan model, basit bir ifade ile,

$$y_t = \varepsilon_t y_{t-1} \quad (10)$$

şeklinde yazılırsa koşullu varyans $\sigma^2 = y_{t-1}^2$ ' dir. Ancak, koşulsuz varyans sıfır veya sonsuz olacaktır ki bu uygun olmayan bir formülasyona neden olacaktır. Buna karşın küçük genellemelerle bu problemten kaçınılabılır. Daha uygun olan bir model aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$y_t = \varepsilon_t h_t^{1/2} \quad (11)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad (12)$$

(11) numaralı denklemde $V(\varepsilon) = 1$ 'dir. Bu otoregresif koşullu değişen varyans olarak isimlendirilen bir modeldir. Normallik varsayımı eklenerek $\psi_{t,t}$ zamanındaki mevcut bilgi seti açısından daha uygun ifade edilebilir. Koşullu yoğunluklar kullanıldığında (13) ve (14) numaralı eşitlikler elde edilir.

$$y_t / \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (13)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad (14)$$

Varyans fonksiyonu daha genel olarak (15) numaralı eşitlikte olduğu gibi gösterilebilir.

$$h_t = y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q}, \alpha \quad (15)$$

Burada q, ARCH sürecinin derecesi, α ise bilinmeyen parametreler vektörüdür (Engle, 1982: 987-988).

(16), (17) ve (18) numaralı eşitliklere göre ARCH modeli, y_t ' nin ortalaması β bilinmeyen parametreler vektörü ile ψ_{t-1} bilgi setinde yer alan gecikmeli dışsal ve içsel değişkenlerin bir doğrusal kombinasyonu (x_t, β) olarak elde edilir.

$$y_t / \psi_{t-1} \sim N(x_t \beta, h_t) \quad (16)$$

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}, \alpha) \quad (17)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta \quad (18)$$

Varyans fonksiyonu, şimdiki ve gecikmeli değerleri de içerdiğinde daha da geliştirilerek (19) numaralı denklemdeki gibi ifade edilebilir.

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}, x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}, \alpha) \quad (19)$$

Daha basit olarak (20) numaralı denklem biçiminde yazılabilir.

$$h_t = h(\psi_{t-1}, \alpha) \quad (20)$$

Eşitlik (20)' deki ARCH modeli, ARMA ya da en küçük kareler tekniklerine ait tahmin hatalarının karelerini kullanarak (21) numaralı denklemdeki gibi formüle edilebilir.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (21)$$

q. dereceden ARCH modeli olarak isimlendirilen bu model ile özellikle yüksek değişkenlik sergileyen birçok zaman serisinin modellenmesi yapılabilmektedir. Bu koşullu varyans serileri, kovaryansları sıfır, parametre toplamları birden küçük $(\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1)$ ve koşulsuz varyansı sonlu olduğu için beyaz gürültü sürecine sahip olacaklardır. ARCH dağılımına sahip bir koşullu varyans, tesadüfî bir değişkendir ve koşulsuz momenti hesaplanarak, değişen varyansı ihmal eden tahminlerde kullanılabilir.

ARCH modellerinde otoregresyon parametrelerine (α_0 ve α_i ' lere) ilişkin bazı kısıtlamalar söz konusudur. Koşullu varyans $(h_t), \varepsilon_t$ ' nin gerçekleşen bütün değerleri için

pozitif olmak zorundadır. Bu koşulun sağlanabilmesi için ARCH (q) denkleminde α_0 ve α_i parametreleri negatif olmayacaktır. Böylece,

$$\alpha_0 > 0 \quad \alpha_i \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, q$$

kısıtları yazılabilir. $\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2$ değerleri negatif olamayacağından bütün ε_t değerleri için koşullu varyans denklemi negatif değer almamalıdır. Eşitlik (8)'deki ARCH (q) süreci için fark denklemi kurallarını uygulayarak sürecin karakteristik denklemi oluşturulabilir:

$$1 - \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda^2 - \dots - \alpha_q \lambda^q = 0 \quad (22)$$

(22) numaralı eşitlikte kovaryans durağanlığın sağlanabilmesi için denklemin karakteristik köklerinin $(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_q)$ mutlak değer olarak birden büyük olması gerekmektedir. Denklem dinamik istikrarının sağlanabilmesi için gerekli koşul, α_i ' lerin toplamının birden küçük olmasıdır:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1 \quad (23)$$

ARCH (q) denkleminin parametrelerine getirilen bu son kısıtlama ihlal edildiğinde, yani α_i ' lerin toplamının birden büyük olduğu durumlarda, süreç sonsuz varyansa sahip olacaktır.

1.2.6.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

ARCH modelinin uygulamasında nispi olarak uzun gecikmeler kullanılması ve sabit gecikme yapısının önerilmesi nedeniyle, koşullu varyans denklemindeki parametrelere bazı kısıtlamalar konulmuştur. Bu kısıtlamaların sağlanamaması ve negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, Bollerslev (1986), Engle (1982)'in ARCH modelini geliştirerek genelleştirilmiş ARCH (GARCH)

modelini önermiştir. GARCH modeli, hem otoregresif hem de hareketli ortalamalar terimlerinin koşullu varyansın modellenmesinde kullanılabilmesini sağlamaktadır.

Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH (p,q) modelinde $\sigma_v^2 = 1$ ve ortalama sıfır olmak üzere hata süreci $\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$ şeklinde gösterilmiştir (Enders, 2003: 142). Genel bir GARCH (p,q) süreci $\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ olmak üzere aşağıdaki (24) numaralı eşitlikteki gibi ifade edilir.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (24)$$

Burada seri $|\psi_{t-1}$ bilgi kümesine bağlı olarak sıfır koşullu ortalama ve koşullu varyans değeri ile normal dağılım göstermektedir. GARCH (p,q) modelinde koşullu varyans hata terimlerinin karelerinin gecikmeleriyle birlikte kendi gecikmelerinin de bir fonksiyonudur. Model ARMA (p,q) süreciyle ifade edilmektedir. Bu modelin parametrelerinin kestiriminde “En Çok Olabilirlik” yöntemi kullanılmaktadır. Ayrıca GARCH (p,q) süreci, p=0 iken ARCH (q) sürecine indirgenmektedir. p=q=0 iken ε_t beyaz gürültü özelliğine sahip olmaktadır. GARCH (p,q) modelinin geçerli olabilmesi için aşağıdaki parametre kısıtlarının sağlanması gerekmektedir.

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{i=1}^q \beta_i < 1 \text{ ve } q > 0, p \geq 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$$

Uygulamalarda finansal varlık fiyatlarını modelleme ve oynaklık tahmini için en çok kullanılan model GARCH (1,1) modelidir. GARCH (1,1) süreci (25) numaralı eşitlikte ifade edilmiştir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (25)$$

GARCH (1,1) yalnızca üç bilinmeyen parametreye sahiptir. Varyansın negatif olmaması için, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$ ve $\beta_1 \geq 0$ kısıtlarının gerçekleşmesi gerekir. Durağanlık koşulu ise $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ şartı ile sağlanmaktadır (Verbeek, 2004: 281).

1.2.6.3. Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) Modeli

Hisse senedi piyasalarında gelecekteki getirilerin beklenmeyen artış veya azalışlarının oynaklık üzerinde asimetrik değişimlere yol açtığı bilinen bir gerçektir. Bu değişimleri yalnız büyüklük olarak ölçmek yeterli değildir ve aynı zamanda yönünün de belirlenmesi önem arz etmektedir. GARCH modelleri artıkların simetrik dağılıma sahip olduğu varsayımıyla kurulduklarından negatif veya pozitif yöndeki asimetriyi saptayamamaktadır. Ayrıca GARCH modeli, pek çok parametre kısıtı taşır ki, bu kısıtlamalar tahmin edilen parametreler tarafından çoğu kere ihlal edilmektedir. Üstelik koşullu varyans üzerindeki şokların kalıcı olup olmadığını tespit etmek de ARCH modeli ile oldukça güçtür. Oysa hisse senedi piyasalarında oynaklığı ölçmek için yapılan çalışmalarda temel sorun, şokların koşullu varyans üzerinde ne kadar süre ile kalıcı olduğunun belirlenmesidir (Yolsal, 1999: 43).

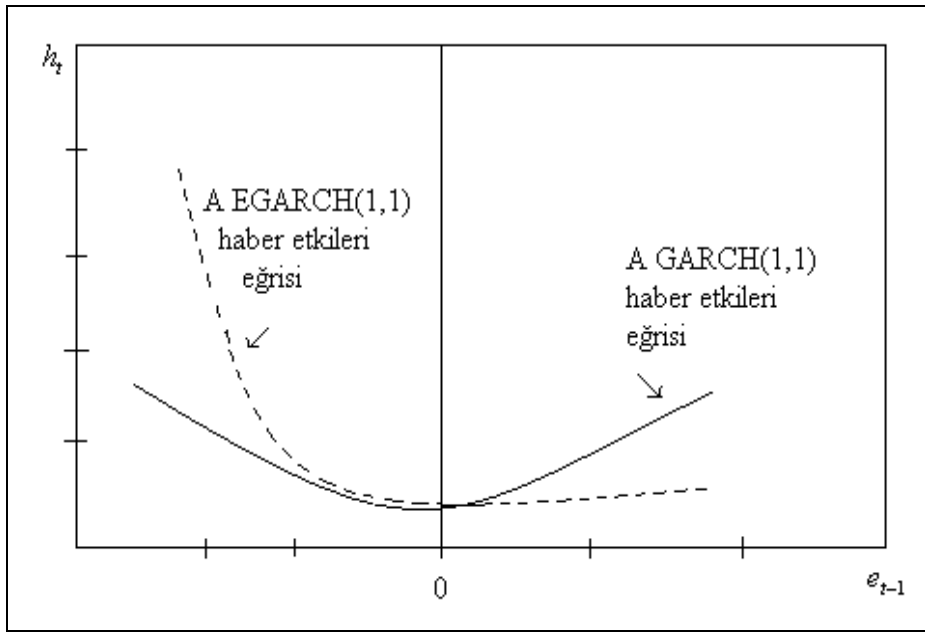
Nelson (1991) herhangi bir negatif olmama kısıtı içermeyen bir GARCH modeli geliştirmiştir. Haberlerin asimetrik etkisini inceleyen bu model EGARCH modelidir. EGARCH (1,1) modeli aşağıdaki (26) numaralı eşitlikte sunulmuştur.

$$\log h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \log(h_{t-1}) \quad (26)$$

Burada şartlı varyans denklemi log-linear formdadır. Logaritmik olduğu için h_t değerleri asla negatif olmayacaktır. Bu nedenle katsayı kısıtlamasına gerek yoktur. ε_{t-1} değerini kullanmaktan ziyade EGARCH modeli ε_{t-1} 'in standardize değerini kullanır. Nelson (1991) bu standardizasyonun şokların büyüklük ve yapışkanlıkları hakkında daha gerçekçi yorumların ortaya çıkmasını sağladığını ifade etmektedir.

Şekil 4'te EGARCH (1,1) ve GARCH (1,1)'in haber etkileri eğrileri $\gamma < 0$ ve $\alpha + \gamma > 0$ için karşılaştırılmıştır. Eğer eğri üssel ise, EGARCH modelinin eğrisi her iki yönde de yüksek varyansa sahip olmaktadır. Çünkü üssel eğri kuadratik eğrinin üstünde bulunmaktadır. GARCH (1,1)'in haber etkileri eğrisi $\alpha > 0$, $0 \leq \beta < 1$, $\sigma > 0$ ve $0 \leq \gamma < 1$, $\gamma + \beta < 1$ olmak üzere çizilmiştir.

Şekil 4: GARCH (1,1) ve EGARCH(1,1) Modeli Haber Etki Eğrileri



Kaynak: Engle ve Ng, 1993: 1754.

Böylece EGARCH modelinin haber etkileri eğrisi standart GARCH modelinden iki durumda farklılık göstermektedir (Engle ve Ng, 1993: 1753).

- i. EGARCH modeli iyi ve kötü haberlerin oynaklık üzerinde farklı bir etkiye sahip olmasına izin verirken GARCH modeli bu etkileri dikkate almaz.
- ii. EGARCH modeli standart GARCH modeline göre önemli haberlerin oynaklık üzerinde çok daha büyük bir etkiye sahip olmasına izin vermektedir.

EGARCH modeli kaldıraç etkilerinin izlenmesi açısından önemlidir. $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ pozitif ise logaritmik şartlı varyans üzerinde şokların etkisinin $\alpha_1 + \lambda_1$ 'e eşit olduğunu, eğer $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ negatif ise şartlı varyans üzerinde şokların etkisinin $-\alpha_1 + \lambda_1$ olduğunu gösterir (Enders, 2003: 142).

1.2.6.4. Eşikli Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (TGARCH) Modeli

Asimetrik etkiyi inceleyen bir diğer model eşikli GARCH (TGARCH) modelidir. Zakoian (1994) pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkilerinin farklı olup olmadığını belirlemek için eşikli GARCH modelini önermiştir (Mapa, 2004: 4). Asimetrik etkiyi incelemekte kullanılan bu model, farklı yönlerdeki ve büyüklüklerdeki yapıları modellemede kullanılmaktadır. TGARCH (p,q) modeli (27) numaralı denklemde gösterilmiştir.

$$h_t = w + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i D_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 \quad (27)$$

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

TGARCH modeli olumlu haberlerin (pozitif şokların, $\varepsilon_{t-i} > 0$) koşullu varyans üzerindeki etkisinin olumsuz haberlerin (negatif şokların, $\varepsilon_{t-i} < 0$) koşullu varyans üzerindeki etkisinden daha az olacağı varsayımına dayanmaktadır (Mapa, 2004: 4). TGARCH modelinde bu etki, modele D_{t-i} kukla değişkeni eklenerek dâhil edilmektedir. Böyle bir modelde eğer $\gamma_i \neq 0$ ise yeni haberlerin etkisinin asimetrik olduğunu ve kaldıraç etkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Diğer taraftan $\gamma_i = 0$ ise, bu yeni haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin asimetrik olmadığı anlamına gelir ve bu durumda TGARCH modeli GARCH modeline eşit olmaktadır. Bununla birlikte olumlu haberin etkisi α_i kadar olurken, olumsuz haberin etkisi $\alpha_i + \gamma_i$ kadar olacaktır. $\gamma_i > 0$ ise olumsuz haberin oynaklık üzerindeki etkisinin olumlu haberin etkisinden daha fazla olacağı yani i. düzeyden kaldıraç etkisinin olduğu söylenir (Hossain ve diğerleri: 2005: 419). Ayrıca,

TGARCH modeli ile EGARCH modeli arasındaki fark, TGARCH modelinde kaldıraç etkisinin kuadratik, EGARCH’da ise üstel olmasıdır (Mapa, 2004: 4).

1.2.6.5. Ortalamada Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M) Modeli

Bu model daha çok finansal varlık getirisinin ilgili varlığın beklenen riskiyle ilişkili olduğu finansal uygulamalarda kullanılmaktadır. Bir varlığın getirisi onun oynaklığı ile ilişkili ise bu model kullanılmaktadır. Finans literatüründe beklenen getiri ile varyans arasında açık bir pozitif ilişki olduğu iddia edilmektedir. Daha fazla risk daha fazla getiri anlamına gelir. ARCH-M modeli bu ilişkiyi göz önüne alarak koşullu varyans veya standart sapmayı ortalama denklemine dâhil edilerek Engle, Lilien ve Robbins (1987) tarafından GARCH-in-Mean (GARCH-M) modeli olarak geliştirilmiştir (Brooks, 2008: 410):

$$y_t = M_t + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (28)$$

λ risk katsayısını gösterir ve risk getiri ilişkisinin bir ölçütüdür.

Eğer $\lambda > 0$ ve aynı zamanda istatistiksel olarak anlamlı ise getiri ve şartlı varyansı arasında ödünleşme söz konusudur.

1.2.6.6. Glosten-Jagannathan-Runkle Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans (GJR GARCH) Modeli

Finansal zaman serilerinde sıkça gözlenen asimetrik etki veya kaldıraç etkisini modellemek üzere Gloesten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından geliştirilen ve yazarların soyadlarının ilk harfiyle anılan bu modele göre koşullu varyans denklemi (29) numaralı eşitlikteki gibidir (Brooks, 2008: 405).

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 + \gamma \mu_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (29)$$

Bu eşitlikte,

$$\mu_{t-1} < 0 \text{ ise } I_{t-1} = 1$$

$$\mu_{t-1} > 0 \text{ ise } I_{t-1} = 0$$

Kaldıraç etkisinin varlığı durumunda γ sıfırdan büyük olmalıdır. Negatif olmama koşulu dikkate alınacak olursa modeldeki parametrelerin değerlerinin $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 > 0$, $\beta \geq 0$, $\alpha_1 + \gamma \geq 0$ olması beklenir.

1.2.6.7. Bütünleşik GARCH (IGARCH) Modeli

Engle ve Bollerslev (1986) tarafından önerilen bütünleşik GARCH (IGARCH) süreci GARCH modelinin özel bir halidir.

$v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$ olduğu varsayılırsa, denklem (30) durağan bir ARMA modeli formunda (31) numaralı denklemdeki gibi yazılabilir.

$$h_t = w + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)h_t \quad (30)$$

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]\varepsilon_t^2 = w + [1 - \beta(L)]v_t \quad (31)$$

$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$ polinomu bir birim köke sahipse IGARCH (p, q) modeli (32) numaralı denklemdeki gibi ifade edilir.

$$\varphi(L)(1 - L)\varepsilon_t^2 = w + [1 - \beta(L)]v_t \quad (32)$$

Burada $\varphi(L) = [1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L)^{-1}$ 'dir ve $\varphi(L)$ ve $[1 - \beta(L)]$ kökleri birim çemberin dışında yer alır. IGARCH modelinde sonsuz bir hafızayı gösteren şokların etkisi zaman içinde yok olmamaktadır. Bu süreçte şoklar gelecekteki oynaklık üzerinde sonsuz bir etkiye sahiptir (Türkyılmaz ve Balıbey, 2014: 3).

1.2.6.8. PARCH Modeli

Power ARCH modeli Taylor (1986) ve Schwert (1989) tarafından geliştirilmiştir. Oynaklık kümelenmesinin varlığını yakalamak için bu modelde koşullu standart sapma hata terimlerinin gecikmeli mutlak değerlerinin bir dağılımı olarak ele alınmaktadır.

$$\sqrt{h_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{j=1}^q \beta_j \sqrt{h_{t-j}} \quad (33)$$

Bu model Ding ve diğerleri (1993) tarafından aşağıdaki şekilde geliştirilmiştir.

$$\sqrt{h_t^\delta} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| \delta_i \varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sqrt{h_{t-j}^\delta} \quad (34)$$

δ güç parametresini göstermektedir.

Yukarıda bahsedilen oynaklık hesaplama yöntemleri aşağıdaki Tablo 1'de özet olarak sunulmuştur.

Tablo 1: Oynaklık Hesaplama Yöntemleri: Özet

Rassal Yürüyüş

$$\hat{\sigma}_t = \sigma_{t-1}$$

Tarihi Ortalama

$$\sigma_t = \frac{\sigma_{t-1} + \sigma_{t-2} + \dots + \sigma_1}{t-1}$$

Basit Hareketli Ortalama

$$F_{t+1} = \frac{Y_t + Y_{t-1} + \dots + Y_{t-m+1}}{m}$$

Ağırlıklı Hareketli Ortalama

$$F_{t+1}^w = \frac{W_m Y_t + W_{m-1} Y_{t-1} + \dots + W_1 Y_{t-m+1}}{W_m + W_{m-1} + \dots + W_1}$$

Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli (EWMA)

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

ARCH Modeli (Engle(1982))

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

GARCH Modeli (Bollerslev (1986))

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

EGARCH Modeli (Nelson (1989))

$$\log h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \log(h_{t-1})$$

TGARCH Modeli (Zakoian (1994))

$$h_t = w + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i D_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2$$

GARCH-M Modeli (Engle, Lilien ve Robins (1987))

$$y_t = M_t + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$

GJR Modeli (Glosten, Jagannathan ve Runkle (1989), Zakoian (1990))

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 + \gamma \mu_{t-1}^2 I_{t-1}$$

Bütünleşik GARCH (IGARCH) Modeli (Engle ve Bollerslev, (1986))

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)] \varepsilon_t^2 = w + [1 - \beta(L)] v_t$$

PARCH Modeli (Taylor (1986) ve Schwert , (1989))

$$\sqrt{h_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{j=1}^q \beta_j \sqrt{h_{t-j}}$$

Oynaklık hesaplama yöntemlerinden sonra aşağıda oynaklık yayılımı hakkında kısaca bilgi verilecektir.

1.3. Oynaklık Yayılımı

Finansal piyasalar açısından oynaklık yayılma etkisinin ne anlama geldiğini anlamak için bulaşma kavramını iyi anlamak gerekmektedir (Akel, 2011: 53). Küreselleşme sonucunda finansal piyasalarda meydana gelen istikrarsızlıkların ülkeler arasında gerçekleştirilen ticari ve mali ilişkiler aracılığıyla yayılıp yayılmadığı konusunda yapılan değerlendirmeler, genel olarak bulaşıcılık ile ilgili söylemlerin alt yapısını oluşturmaktadır. Bulaşma kavramının üç temel tanımı yapılmaktadır. Bu tanımlardan ilki, geniş anlamda bulaşmadır ve geniş anlamda bulaşma ülkeler arasında şok yayılma süreci olarak tanımlanmaktadır. Bu tanım hem negatif şokları hem de pozitif oynaklık yayılma etkisini kapsamaktadır. İkinci tanıma göre bulaşma, iki ülkenin sadece genel şoklardan kaynaklanan birlikte hareket etme olgusudur. Dar anlamdaki son tanıma göre bulaşma ise finansal piyasaların çalkantılı olduğu çöküş dönemlerinde ortaya çıkan oynaklık yayılma mekanizmalarındaki değişim olarak tanımlanmakta ve piyasalar arasındaki çapraz korelasyon katsayılarında anlamlı artışlardan yola çıkarak ölçülmektedir (Akel, 2011: 53). Son tanım Forbes ve Rigobon (2002) tarafından önerilmiştir. Yazarlara göre bulaşma, bir ülkede ortaya çıkan şok veya olumsuz bir haberden sonra, iki ülke arasındaki birlikte hareket etme derecesinde görülen anlamlı bir yükseliş olarak tanımlanmıştır. Daha net bir ifadeyle, şoklardan sonra piyasaların birlikte hareket etme derecesi anlamlı bir şekilde yükseliyorsa, bu bir bulaşmadır ve burada bir yayılma etkisinden bahsetmek mümkündür (Forbes ve Rigobon, 2002: 2224).

Yapılan çalışmalara bakıldığında, bulaşmanın uluslararası bağlamda piyasa uyarlamalarını tetikleyebilen çeşitli küresel ortak şoklardan kaynaklandığı gözlenmektedir. (Dornbush ve diğerleri, 2000: 180; Hernandez ve Valdes, 2001:5). Ortak şoklar, bazı ülkelerin ortak bir küresel veya bölgesel dış şoka maruz kalmasıyla ortaya çıkmaktadır (Moser, 2003: 159-160). En yaygın küresel sebep olarak gelişmekte olan ülkelerdeki krizleri tetikleyen, sanayi ülkelerindeki büyük ekonomik değişimler, dünya faiz oranlarındaki, temel para birimleri arasındaki döviz kuru ve emtia fiyatlarındaki değişimler ya da büyük sermaye girişleri olarak gösterilmektedir (Dornbush ve diğerleri, 2000: 180;

Moser, 2003: 159-160). Bulaşmanın bir diğer nedeni ülkeler arasındaki ticari bağlantılardır. Bir ülkenin büyük ticaret ortaklarından birisinde bir finansal kriz devalüasyona neden olmuşsa, o ülkede varlık fiyatlarında düşüşler veya büyük sermaye çıkışları yaşanabilmekte ya da spekülasyon saldırılarıyla karşı karşıya kalınabilmektedir (Dornbush ve diğerleri, 2000: 180). Ticari bağlarla benzer şekilde finansal bağlantılar da bulaşmanın nedenlerinden biridir. Bir ülke ekonomisinin dünya piyasalarına entegre olması finansal ve ticari bağlantıları gerektirir ve bu bağlantılar yüzünden de tüm dünyada ya da entegre olunmuş bir bölgede görülen finansal kriz doğrudan diğer ülkeleri etkileyebilmektedir. (Dornbush ve diğerleri, 2000: 181). Bulaşıcılığın bir diğer nedeni de, eksik bilgi ve yatırımcı beklentilerindeki farklılıklardır. Bir ülke veya bölgede yaşanan finansal kriz, yatırımcılarda diğer ülkelerde de kriz yaşanacağı beklentisini ortaya çıkarmaktadır. Bu davranış rasyonel olduğu kadar irrasyoneldir. Eğer bir kriz bir ülkenin zayıf ekonomik temellerini işaret ediyorsa, yatırımcıların benzer özelliklere sahip ülkelerde de kriz yaşanacağı beklentisi rasyoneldir ve bulaşmaya neden olur. Bulaşıcılığın bu aktarım kanalı, yatırımcıların bütün ülkelerin özellikleri hakkında tam bilgiye sahip olmadığını ve kararlarını ülkeler hakkında aslında doğruları yansıtmayan bilinen bazı temel göstergelere göre aldıklarını varsayar. Yatırımcıların kullandıkları bilgiler, diğer yatırımcı davranışlarını içeren bilgiler olabilmekte ve bu durum bize yatırımcı davranışları arasındaki bilgi asimetrisini göstermektedir.

Oynaklık yayılımı şarta bağlı ve şarta bağlı olmayan ekonomilerde kısa dönemli birlikte hareketleri tanımlamayı amaçlayan bir kavramdır (İslam ve diğerleri, 2013: 80). Edwards ve Susmel (2001) tarafından oynaklık yayılması, bir piyasada görülen bir şokun diğer piyasa veya piyasalardaki oynaklığı artırması olarak tanımlanmaktadır. Oynaklık yayılma etkisi ise bir piyasada görülen bir şokun diğer bir piyasada neden olduğu oynaklık artışının anlamlı olup olmadığının ekonometrik modellerle test edilmesidir (Akel, 2011: 53).

Hisse senedi piyasalarının farklılık arz eden yapısı, büyüklüğü ve coğrafi konumu yüksek derecede bir birlikte hareket sergilemektedir. Birçok ülkenin riski kendine özgü olduğu için, bu birlikte hareket içsel şokların uluslararası iletiminin aracılığıyla yayılmanın varlığını ortaya koymaktadır (Forbes ve Rigobon, 1999:1).

Genel olarak değerlendirildiğinde ortak bir şok ülkeler arasında varlık fiyatlarında ya da nakit akımlarında birlikte harekete yol açabilmektedir (Dornbush ve diğerleri, 2000: 180). Bu doğrultuda oynaklık yayılımının etkisi hakkında bilgi sahibi olmak risk değerlendirmesinin uygulanması ve hedging stratejileri için çok faydalıdır. (Li ve Giles, 2013: 1).

1.3.1. Oynaklık Yayılımını Belirlemede Kullanılan Yaklaşımlar

Literatürde finansal piyasalarda ortaya çıkan bir ülkede ortaya çıkan bir şokun diğer finansal piyasalara nasıl yayıldığını ölçmede kullanılan 3 farklı yaklaşım ön plana çıkmaktadır. Bu yaklaşımlar aşağıda kısaca açıklanmıştır.

➤ **Korelasyon Katsayısı:** Bu yaklaşımda piyasalar arasındaki oynaklık yayılma ilişkisini ölçmek için piyasalar arasındaki korelasyon katsayılarını hesaplamak yeterlidir. Bu yöntem, oynaklık yayılma ilişkisine oldukça dar bir çerçeveden yaklaşmaktadır. Yönteme göre ilk olarak durağan, dengeli piyasa koşullarının geçerli olduğu dönemler için iki piyasa arasındaki korelasyon katsayısı hesaplanır. Daha sonra, bir şokun ardından hesaplanan bu korelasyon katsayısında belirgin bir artış olup olmadığı test edilir. Eğer korelasyon katsayısı anlamlı bir şekilde artmışsa bu durum şok sonrası dönemde söz konusu iki piyasa arasındaki oynaklık yayılma mekanizmasının güçlendiği şeklinde yorumlanır (Akel, 2011: 56).

➤ **Eşbütünleşme Analizi:** Eşbütünleşme analizi, uzun dönemde piyasalar arasındaki eşbütünleşme vektöründe meydana gelen değişimlerin test edilmesini kapsamaktadır. Buna göre eğer piyasalar arasında uzun dönemli bir ilişki varsa ya da diğer bir ifadeyle piyasalar eşbütünleşik ise piyasalar arasında oynaklık yayılımı söz konusu olduğuna karar verilir.

➤ **ARCH ve GARCH Modelleri:** Piyasaların birlikte hareket etme olgusunu analiz etmek için iki piyasa arasındaki varyans-kovaryans geçiş mekanizmalarını tahmin etmek amacıyla ARCH ve GARCH modelleri ve türevleri kullanılır.

İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR

Birinci bölümde bahsedildiği üzere, oynaklık yayılımı konusu literatürde geniş bir yer bulmaktadır. Özellikle yapılan çalışmalar yöntemler bazında ele alındığında oynaklık yayılımı konusu korelasyon, eşbütünleşme analizleri ve ARCH-GARCH modelleri ve türevleri çerçevesinde değerlendirilmiştir. Bu doğrultuda bu bölümde ampirik literatür iki sınıf altında incelenecektir. Ampirik literatür ilk olarak korelasyon analizleri ve eşbütünleşme analizleri bazında oynaklık yayılımını inceleyen çalışmalar ve ARCH-GARCH modelleri ve türevleri bazında oynaklık yayılımını inceleyen çalışmalar şeklinde sunulacaktır.

2.1. Korelasyon ve Eşbütünleşme Analizleri Bazında Oynaklık Yayılımını İnceleyen Çalışmalar

Oynaklık yayılımını korelasyon analizleri çerçevesinde ele alan çalışmalardan biri Sarıtaş (2007)'a aittir. Sarıtaş (2007), Türkiye'nin sermaye piyasası ile Avrupa Birliği üyesi 15 ülkenin sermaye piyasaları arasındaki ilişkiyi 1988-2006 dönemine ait aylık veri setlerini kullanarak korelasyon analizi ile incelemiştir. Türkiye ile AB ülkelerine ilişkin hisse senedi getirileri arasındaki korelasyon iki şekilde ortaya konulmuştur. Öncelikli olarak, 1988-1995, 1988-1999, 1988-2004, 1988-2005 ve 1988-2006 dönemleri itibariyle getiriler arasındaki korelasyon hesaplanmış ve korelasyondaki değişim belirlenmiştir. İkinci olarak, 1988-2006 dönemi için Türkiye'nin AB yolundaki ilerleme durumu temel alınarak ilgili dönem 3 alt döneme ayrılmıştır (1988-1995, 1996-1999, 2000-2006). Her bir dönem için ayrı ayrı korelasyon katsayıları hesaplanmış ve korelasyondaki değişim belirlenmiştir. Türkiye'nin AB'ye üyeliği yolundaki gelişmelerin Türkiye piyasaları ile AB piyasaları arasındaki korelasyona etkisi bulunmuştur. Çalışmanın sonucunda, Türkiye'nin AB'ye üyeliği yolunda yaşanan gelişmelerin Türkiye piyasaları ile AB piyasaları

arasındaki korelasyon düzeyini arttırdığı ve korelasyon katsayılarının 0,58 ile 0,77 arasında değiştiği gözlemlenmiştir. Çalışmanın sonuçlarında Sarıtaş (2007) ortaya çıkan bu yüksek korelasyonun AB ve Türkiye arasındaki uluslararası portföy yatırımlarının yatırımcılar açısından çeşitlendirme potansiyelinin azaldığı anlamına geldiğini ifade etmiştir.

Hamurcu ve Aslanoğlu (2013), 2000-2013 dönemi itibariyle hisse senedi fiyat endekslerinin günlük değerlerini kullanarak ABD ile Türkiye borsaları arasındaki etkileşimi incelemişlerdir. Çalışmada her iki borsada işlem gören Turkcell hisse senetleri arasındaki ilişki derecesinin ne olduğunu korelasyon analizi ile ölçmeye çalışmışlardır. Çalışmada, iki borsanın fiyat değişimleri arasındaki korelasyon katsayısı 0,75 olduğu belirlenmiştir. ABD ile Türkiye arasında pozitif yönde, yüksek düzeyde bir etkileşim olduğu görülmüştür. Ayrıca, her iki borsada işlem gören Turkcell hisse senetlerinin TL cinsinden fiyat değişimleri arasındaki korelasyon katsayısı 0,98 olarak bulunmuştur. Bu değer, iki borsa arasında pozitif yönde bir ilişki olduğunu ortaya çıkarmaktadır. Ayrıca ulaşılan 0,98 değeri, iki borsadaki Turkcell hisse senetleri arasında ciddi anlamda kuvvetli bir ilişki olduğunu da göstermektedir.

Oynaklık yayılımını eşbütünleşme analizleri kapsamında inceleyen çok sayıda çalışma söz konusudur. Eun ve Shim (1989), 1979-1985 dönemine ait günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak 9 ülkenin borsa endeksi arasındaki uluslararası etkileşimleri, bir piyasada meydana gelen yeniliğin diğer piyasalar üzerindeki etkisini VAR analizi ile araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına bakıldığında, bütün ülkeler arasında bir etkileşim olduğu görülmektedir. ABD borsa endeksinin dünyadaki diğer piyasalar üzerinde en etkili piyasa olduğu bulunmuştur. Bu etkinin en önemli sebebinin de ABD ekonomisinin dünyada baskın bir rolü olmasından kaynaklandığı ifade edilmiştir. Ayrıca, ABD’de ortaya çıkan bir şokta Avrupa ve Asya-Pasifik ülkelerinin borsa endekslerinin bu şoka bir gün içerisinde cevap verdikleri tespit edilmiştir.

Kasman ve Kasman (1997), Türkiye ile ABD borsası ve Avrupa’nın beş büyük borsası arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 1996 Gümrük Birliği (GB) öncesi ve sonrası olmak üzere 1986-2000 dönemi için aylık verileri kullanarak Johansen, Engle-Granger ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri ile incelemişlerdir. Çalışmada öncelikli olarak korelasyon sonuçları verilmiştir. Türkiye ve ABD borsaları dışında, bütün hisse senedi

getiri serilerinin korelasyon katsayılarının pozitif olduğu belirlenmiştir. Türkiye borsası ile olan korelasyon genellikle en düşük olmakla beraber AB'ye üye ülkeler arasındaki korelasyonların oldukça yüksek olduğu ortaya koyulmuştur. 1996'daki GB Anlaşması'ndan sonra Türkiye borsası ile AB'ye üye ülkeler arasındaki korelasyon katsayısında önemli artışların olduğu, GB Anlaşması'nın sonrasında ise korelasyon katsayısının artmasına rağmen, üye ülkeler arasındaki korelasyon ile kıyaslandığında, katsayıların önemli ölçüde düşük olduğu sonucuna varılmıştır. Eşbütünleşme test sonuçlarına bakıldığında ise Türkiye'deki borsa endeksinin, GB öncesinde ve sonrasında, Avrupa'nın beş büyük borsası ve ABD borsası ile entegre olmadığı, Gregory ve Hansen (1996) testi sonuçlarına göre ise yapısal kırılmaların dikkate alınması ile birlikte GB sonrasında Türkiye ile Fransa, İtalya ve Almanya'nın borsa endeksleri arasında daha güçlü bir entegrasyonun bulunduğu belirlenmiştir.

Sheng ve Tu (2000), yapmış oldukları çalışmada 1996-1998 dönemine ait günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Asya krizi öncesi ve sonrası olmak üzere 12 borsa endeksi arasındaki ilişkiyi Johansen Eşbütünleşme ve varyans ayrıştırma analizi ile araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına bakıldığında, Güney-Doğu Asya ülkeleri arasındaki ilişkinin Kuzey-Doğu Asya ülkeleri arasındaki ilişkiden daha güçlü olduğu bulunmuştur. Ayrıca piyasalar arasında kriz öncesinde hiçbir ilişki bulunamamıştır ve kriz dönemi boyunca ABD'ye ait borsa endeksinin Asya ülkeleri üzerinde baskın bir etkisi olduğu ortaya koyulmuştur. Kriz öncesinde en yüksek getiri ortalamasına sahip borsanın Rusya borsası, en düşük getiri ortalamasına sahip borsanın ise ABD borsası olduğu belirlenmiştir. Gelişmekte olan piyasalardaki oynaklığın ise kriz öncesinde gelişmiş piyasalara göre daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu durumun gelişmekte olan piyasaların dış şoklara karşı daha hassas olmasından kaynaklandığı belirtilmiştir. En yüksek oynaklığa sahip ülke borsası Rusya borsası (2.09) olurken en düşük oynaklık ABD borsasında (0.75) gözlemlenmiştir. Türkiye borsasındaki oynaklığın (1.94) ise Rusya borsasına çok yakın olduğu ortaya koyulmuştur. Kriz sonrasında Brezilya, Hindistan ve Türkiye borsaları pozitif getiri ortalamasına sahip iken Almanya, ABD, Japonya, Rusya ve Çin borsalarının negatif getiri ortalamasına sahip olduğu görülmüştür. Kriz öncesi dönemde olduğu gibi kriz sonrası dönemde de gelişmekte olan piyasalardaki oynaklığın gelişmiş piyasalara göre daha yüksek olduğu belirtilmiştir. Ancak, kriz sonrası dönemde gelişmiş ülkelerin borsalarındaki oynaklıkta da ciddi bir artış olduğu ortaya koyulmuştur. Varyans ayrıştırma

analizi sonuçlarına bakıldığında ise BIST için kriz öncesinde öngörü hata varyansının % 68,4'ü kendi getirilerindeki hareketlerden kaynaklanırken, bu oranın kriz sonrasında % 42,5'e düştüğü dikkatleri çekmektedir. Bu durum kriz sonrasında BIST üzerinde dış piyasaların etkisinin arttığını göstermektedir. Ayrıca krizden sonraki dönemde, analizde yer alan diğer borsaların toplam olarak Türkiye borsası üzerindeki etkilerinin %32'den %58'e yükseldiği belirlenmiştir.

Hussain ve Saidi (2000), Pakistan borsası ile ABD, İngiltere, Fransa, Almanya, Japonya, Hong Kong ve Singapur borsaları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 1988-1993 dönemine ait haftalık hisse senedi endekslerini kullanarak Engle-Granger yöntemi ile incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda, Pakistan borsası ile ABD, İngiltere ve Japonya borsaları arasında uzun dönemli ilişki tespit etmişlerdir. Çalışmada ayrıca bu borsalar arasındaki kısa dönemli ilişkiyi vektör hata düzeltme modeli ile araştırmışlar ve Pakistan borsasını dengeye getirmede İngiltere ve Japonya borsalarının etkili olduğu yönünde bulgular edinmişlerdir.

Berument ve İnce (2005), 1987-2004 dönemine ait günlük hisse senedi verilerini kullanarak ABD borsa endeksi ve Türkiye borsa endeksi arasındaki ilişkiyi VAR analiziyle incelemişlerdir. ABD borsasının Türkiye borsasından etkilenmediği fakat Türkiye'nin ABD borsasından etkilendiği yönünde bulgular edinmişlerdir. Türkiye borsasının ABD borsasından pozitif yönde etkilendiğini ve bu etkinin ilk dört günde ortaya çıktığını tespit etmişlerdir.

Ceylan (2006), G-7 ülkelerinin borsa endekslerinin Türkiye borsa endeksi üzerindeki etkisini borsaların günlük kapanış verilerini kullanarak 1988-2004 dönemi için yapısal VAR (SVAR) modeli ile incelemiştir. Ayrıca 11 Eylül 2001 tarihinde yaşanan olayların küreselleşmeden kaynaklanan etkilerini incelemek amacıyla yapılan analizler 2002-2004 dönemi için tekrarlanmıştır. Bunun yanı sıra, Türkiye'de yaşanan iki büyük finansal kriz arasındaki 1995-2000 dönemi için de aynı analizler gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgulara bakıldığında, 1988-2004 dönemini kapsayan analiz sonuçlarına göre, G-7 ülkelerine ait borsa endekslerinin (NIKKEI 225'in beşinci gündeki negatif yönlü etkisi hariç) BIST100 üzerinde pozitif yönlü etkileri olduğu gözlenmiştir. Çalışma iki büyük finansal kriz arası olan 1995-2000 dönemi için de ABD ve Japonya borsa endekslerinin

beşinci günde, İtalya borsa endeksinin ise üçüncü ve yedinci günlerde Türkiye borsa endeksi üzerinde negatif yönlü ve istatistiksel olarak önemli etkilerinin bulunduğu belirlenmiştir. Aynı dönemde ABD'nin birinci, İtalya'nın ikinci ve dördüncü, Japonya'nın da dördüncü günlerde Türkiye borsa endeksi üzerinde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak önemli etkilerinin bulunduğu da görülmüştür. 2002 yılı sonrası için yapılan analizde ise Japonya borsasının Türkiye borsası üzerinde hiç bir negatif yönlü etkisi olmadığı ortaya koyulmuştur. Araştırmacıya göre bu durum 2002 sonrasında, küreselleşmeyle birlikte şokların Türkiye borsası üzerindeki etkisinin arttığını göstermektedir. Ayrıca Japonya'nın Türkiye borsası üzerindeki negatif yönlü etkisi 11 Eylül 2001'den sonra ortadan kalkmıştır. G-7 ülkelerine ait borsa endeksleriyle Türkiye borsa endeksi arasında bulunan bu ilişkilerin sebebinin, yurt dışında borsaları etkileyebilecek şokların (örneğin petrol fiyatlarındaki hareket) Türkiye'yi ve G-7 ülkelerini aynı yönde etkileyebilmesinden kaynaklandığı ifade edilmiştir. Bulgular doğrultusunda, yurt dışındaki borsaların endeks değerleri düştüğünde (ya da çıktığında) yatırımcının risk seviyesini azaltmak amacıyla Türkiye borsasına girmesi (veya çıkması) öneri olarak sunulmuştur.

Çıtak ve Gözbaşı (2007), 1986-2006 dönemine ait aylık verileri kullanarak Türkiye borsası ile gelişmiş ABD, Almanya, İngiltere, Japonya ve gelişmekte olan Hindistan ve Malezya borsalarına ilişkin temel endeksler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi kapsamında incelemişlerdir. Ayrıca Türkiye borsası ile ülkelerin temel endekslerindeki eşbütünleşme 1986-2006 dönemi üç alt döneme ayrılarak da incelenmiştir. Ülkelerin temel endeksleri yanında, sanayi, mali ve hizmet endeksleri de 2000-2006 dönemi için analize dâhil edilerek eşbütünleşmenin ana sektör endeksleri temelinde farklılık gösterip göstermediği araştırılmıştır. Sektör endeksleri temelinde ayrıca İtalya, Fransa ve İspanya da uygulamaya dâhil edilmiştir. Analiz sonuçları incelendiğinde Türkiye ile İngiltere, ABD, Almanya ve Hindistan temel endeksleri arasında eşbütünleşme olduğu görülmektedir. Türkiye'nin en gelişmiş sermaye piyasaları ile uzun dönem ilişkiye sahip olduğu da ortaya koyulan sonuçlardandır. Araştırmacılar, bu eşbütünleşme ilişkilerinin, Türkiye'ye gelen portföy yatırımlarının daha çok ABD ve Avrupa Birliği üyesi İngiltere ve Almanya gibi ülkeler kaynaklı olmasından ileri geldiğini belirtmiştir. İncelenen alt dönemlerde ise BIST ile analize dâhil olan hiçbir ülkenin temel endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanılmadığı, İtalya'nın sanayi sektörü hariç Türkiye borsası ile hiçbir ülkenin sektör endeksleri arasında eşbütünleşme olmadığı ortaya koyulmuştur.

Kargın (2008), Türkiye'nin uluslararası çeşitlendirme fırsatları açısından konumunun ve Avrupa, ABD ve Asya/Pasifik ülke borsaları ile arasındaki finansal entegrasyon düzeyinin araştırılmasını amaçlamıştır. Bu doğrultuda 1997–2008 dönemini kapsayan menkul kıymet piyasası fiyat endekslerinin aylık kapanış verilerini kullanarak piyasalar arasındaki finansal entegrasyonu Johansen eşbütünleşme metodu ile analiz etmiştir. Türkiye borsasının, Brezilya, Meksika ve Mısır borsaları dışındaki diğer ülke borsaları ile uzun dönemde birlikte hareket etmediği, dolayısıyla finansal entegrasyonun henüz sağlanmadığı ortaya koyulmuştur.

Korkmaz ve diğerleri (2009a), 1995-2007 dönemi için aylık endeks değerlerini kullanarak Türkiye ile gelişmiş ve gelişmekte olan 23 ülkenin borsa endeksleri arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olup olmadığını Johansen ve Gregory- Hansen eşbütünleşme testleri ile incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre Türkiye borsa endeksinin gelişmiş ülkeler grubundan Avusturya, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Hong Kong, İsveç, İtalya, Japonya, Kanada, Norveç, Singapur, Yeni Zelanda ve Yunanistan borsa endeksleri ile eşbütünleşik olduğu tespit edilmiştir. Türkiye borsa endeksi ile gelişmekte olan ülkelerin borsa endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkiye bakıldığında ise Türkiye borsa endeksinin Hindistan, İsrail ve Mısır borsa endeksi ile eşbütünleşik olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Türkiye borsa endeksinin gelişmiş ülkeler grubundan 13 ülkenin borsa endeksi ile uzun dönemli ilişki içinde olduğu ortaya koyulmuştur. Gelişmekte olan ülkeler sınıfından ise Türkiye'nin 21 ülkenin borsa endeksi ile eşbütünleşik olduğu bulunmuştur. Uygulama sonucunda elde edilen ampirik bulgulara göre, piyasalar arasındaki entegrasyon hareketlerinin artmasına rağmen Türkiye'deki uluslararası portföy yöneticileri Türkiye borsası ile eşbütünleşik olmayan ülke piyasaları arasında portföy çeşitlendirmesine giderek toplam riskini azaltıp portföy getirisini arttırabileceklerdir.

Korkmaz ve diğerleri (2009b), bir diğer çalışmada Türkiye borsa endeksinin Avrupa Birliği üyesi 17 ülkenin borsa endeksleri ve Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip 10 ülkenin borsa endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmışlardır. 1995-2007 dönemi itibariyle aylık hisse senedi verilerinin kullanıldığı çalışmada ülkelere ait borsa endeks değerleri arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri ile araştırılmıştır. Yapılan analizler sonucunda Türkiye'nin borsa endeksinin Avrupa Birliği üyesi ülkelere Almanya, Danimarka, Fransa, Hollanda ve

İsveç borsa endeksleri ile eşbütünleşik olduğu belirlenmiştir. Bunun yanı sıra, Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip olan 10 ülkeden Almanya, Fransa ve Hollanda ile eşbütünleşik olduğu bulunmuştur. Ayrıca, Gregory-Hansen eşbütünleşme testine göre Türkiye ile Avrupa Birliği üyesi ülkelere Avusturya, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Finlandiya, Fransa, İsveç, İtalya, Polonya ve Yunanistan ile Türkiye'nin dış ticaret hacminin yüksek olduğu ilk 10 ülkeden ise Çin, Fransa, Güney Kore, İtalya ve Rusya borsası ile eşbütünleşik olduğu görülmektedir.

Diamandis (2009), Latin Amerika ülkeleri (Arjantin, Meksika, Şili ve Brezilya) borsa endeksleri ile ABD borsa endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 1988-2006 dönemine ait haftalık verileri kullanarak Johansen eşbütünleşme yöntemi kapsamında analiz etmiştir. Latin Amerika ülkeleri borsa endeksleri ile ABD borsa endeksi arasında entegrasyon olduğu sonucuna varılmıştır. Fakat 1994 -1996 Meksika krizi ve 2001 krizi dönemlerinde bu ortak trendden sapmaların söz konusu olduğu belirlenmiştir.

Gözbaşı (2010), Türkiye borsası ile gelişmekte olan yedi ülkenin borsa endeksleri arasındaki etkileşimi 1995-2008 dönemine ait haftalık verileri kullanarak otoregresif gecikmesi dağıtılmış (ARDL) eşbütünleşme, Granger ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri ile incelemiştir. Elde edilen sonuçlar Türkiye borsa endeksi ile gelişmekte olan Brezilya, Hindistan ve Mısır borsa endekslerinin eşbütünleşik olduğunu göstermiştir. Yatırımcıların uzun dönemde BIST ile birlikte söz konusu piyasalarda pozisyon almak suretiyle uluslararası portföy çeşitlendirmesinin faydalarından yararlanamayacağı ifade edilmiştir. Ayrıca, BIST ile diğer borsa endeksleri arasındaki kısa dönemli ilişkileri araştıran nedensellik analizleri sonuçları, Arjantin ve Malezya borsa endeksleri hariç, Türkiye borsa endeksi ile diğer gelişmekte olan borsa endeksleri arasında etkileşim olduğunu göstermiştir. Nedenselliğin yönünün daha çok diğer piyasalardan Türkiye'ye doğru olması Türkiye'nin daha çok diğer gelişmekte olan piyasaların etkisinde bulunduğunu göstermektedir. Bu sonuçlara göre aralarında uzun ve kısa dönemli ilişki tespit edilemeyen Arjantin ve Malezya piyasaları, Türkiye ile birlikte pozisyon alınarak uluslararası çeşitlendirme yapılabilecek en uygun piyasalardır. Araştırmacıya göre, Türkiye borsası uluslararası çeşitlendirmeye imkân tanıyan bir borsadır.

Vuran (2010), Türkiye borsa endeksi ile dünyanın gelişmiş ve gelişmekte olan bazı ülkelerinin borsa endeksleri arasındaki uzun dönem ilişkiyi 2006-2009 dönemine ait günlük kapanış verilerini kullanarak Johansen eşbütünleşme analizi çerçevesinde test etmiştir. Belirtilen dönem için Türkiye borsasının gelişmiş ülke borsaları ile ilişkisine bakıldığında, İngiltere ve Almanya borsa endeksleri ile eşbütünleşik olduğu görülmektedir. Her iki ülkenin de ülkemize doğrudan yabancı yatırım yapan ülkeler içerisinde üst sıralarda yer almaları Almanya ve İngiltere'nin Türkiye ile Avrupa bölgesinde dış ticareti en fazla olan ülkelere ikisi olmaları buna neden olarak gösterilmektedir. Ayrıca gelişmiş ülkelerde piyasa riski ve politik risk gelişmekte olan ülkelere göre daha düşük olduğundan, bu risklerin mümkün olduğunca minimize edilmesi için portföy yöneticilerine Türkiye borsa endeksi yerine bu iki borsaya yatırım yapmaları tavsiye edilmektedir. Gelişmekte olan ülke borsaları ile ilişkiye bakıldığında ise Türkiye ile Brezilya'nın, Arjantin'in ve Meksika'nın borsa endeksleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı ortaya koyulmuştur. Bunun sebebi olarak ise gelişmekte olan ülkelerin genel ekonomik yapılar açısından benzer özellikler taşımaları ve bu nedenle aynı risk grubunda algılanmaları, yabancı portföy yatırımlarının gelişmekte olan ülke borsalarını yüksek getiri için yoğun şekilde tercih etmeleri gösterilmektedir. Türkiye dışında Fransa'nın, Japonya'nın ve ABD'nin borsa endeksleri arasında uzun dönem ilişki söz konusu olduğu belirlenmiştir. Türkiye borsasına yatırım yapan bir yatırımcı için Fransa, Japonya veya ABD borsalarından birine yatırım yapılması arbitraj imkânını yatırımcılara sunmaktır. Ayrıca bahsedilen endeksler gelişmiş ülkelerin borsa endeksleri olduğundan, çeşitlendirme yoluyla piyasa riski ve politik riskin mümkün olduğunca minimize edilmesi açısından portföy yöneticilerine iyi alternatifler olarak sunulabileceği belirtilmektedir.

Bozoklu ve Saydam (2010), Brezilya, Çin, Hindistan, Rusya ve Türkiye gibi gelişmekte olan beş ülkenin sermaye piyasalarının birbirlerine ne oranda entegre olduğunu günlük hisse senedi kapanış fiyat endekslerini kullanarak 2005-2010 dönemine ait verilerle Johansen ve Bierens parametrik ve parametrik olmayan eşbütünleşme testleri kapsamında analiz etmişlerdir. Parametrik ve parametrik olmayan her iki yöntemle göre ele alınan ülkelerin sermaye piyasalarının entegre oldukları sonucuna ulaşıldığı ve uzun dönem kâr imkânının olmadığı belirlenmiştir.

Çelik ve Boztosun (2010), Türkiye borsa endeksi ile 10 Asya ülkesi borsa endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 1998-2009 dönemi için aylık veri setini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmada öncelikli olarak ülkeler arasındaki korelasyon matrisi hesaplanmıştır. Türkiye ile Japonya, Tayvan ve Çin borsaları hariç diğer 7 borsa arasında oldukça güçlü bir korelasyon olduğu ortaya koyulmuştur. Ayrıca Asya ülkeleri borsalarının da birbirleriyle olan korelasyonlarına bakıldığında ülkeler arasında Japonya ve Çin hariç oldukça güçlü bir ilişki olduğu bulunmuştur. Johansen eşbütünleşme testi sonuçları incelendiğinde ise Türkiye ile Singapur, Malezya, Tayvan ve Kore borsaları arasında 1998–2009 döneminde uzun dönemli anlamlı bir ilişki mevcut iken, Türkiye borsası ile Japonya, Çin, Hong Kong, Hindistan, Avustralya ve Endonezya borsaları arasında belirtilen dönem için anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre Türkiye borsa endeksinin eşbütünleşik olduğu Asya ülkeleri borsa endeksleri ile yapılan portföyün toplam riski azaltmayacağı ve getiri oranını arttıramayacağı ileri sürülmektedir. Bu doğrultuda bakıldığında, Türkiye borsası ile Japonya, Çin, Hong Kong, Hindistan, Avustralya ve Endonezya borsaları arasında ise uluslararası portföy çeşitlendirilmesinin oluşturulabileceği belirtilmiştir.

Tuna ve diğerleri (2011), ABD, Yunanistan ve Türkiye borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi bu ülkelerin ekin bir portföy çeşitlendirmesi için gerekli olan birbirinden bağımsız hareket etme koşulunu sağlayıp sağlayamadıklarını 2005-2009 dönemi için aylık verileri kullanarak korelasyon analizi, Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi kullanarak araştırmışlardır. Korelasyon analizi sonuçları üç ülke endeksinin güçlü bir ilişki içerisinde olmadığını göstermiştir. ABD borsa endeksi, Yunanistan ve Türkiye borsa endeksi ile düşük bir korelasyon derecesine sahiptir. Yunanistan ve Türkiye arasındaki ilişki ise, ABD borsa endeksine göre daha kuvvetlidir. ABD ve Türkiye borsa endeksinin korelasyon katsayısı 0,36 iken, ABD'nin Yunanistan ile 0,38'dir. ABD borsa endeksinin her iki piyasa ile yaklaşık olarak aynı düzeyde birlikte hareket etme derecesine sahip olduğu bulunmuştur. Türkiye ve Yunanistan borsa endeksi arasındaki korelasyon katsayısının 0,65 olduğu ve bu değer ABD borsa endeksi ile olan ilişki düzeyinin çok üzerinde bulunduğu belirlenmiştir. Nedensellik analizinin sonuçları incelendiğinde, Yunanistan borsa endeksinden Türkiye borsa endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu gözlenmiştir. ABD borsa endeksinin hem Türkiye hem de Yunanistan'ı etkilemekte olduğu ancak Yunanistan ve Türkiye borsa endeksinin ABD

borsa endeksini etkilemediği ortaya koyulmuştur. Piyasalar arasında söz konusu olan ilişkinin uzun dönemdeki varlığı incelenerek bu üç ülke arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir.

İbicioğlu ve Kapusuzoğlu (2011), Türkiye borsa endeksi ile Avrupa Birliği üyesi Akdeniz ülkelerinin borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi 2002–2010 dönemini kapsayan günlük verilerle Johansen eşbütünleşme testini kullanarak incelemiştir. Yapılan analizler sonucunda, tüm ülkelerin borsa endeksleri arasında incelenen dönem itibarıyla uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Bu sonuç Türkiye borsasının, AB üyesi Akdeniz ülkelerinin borsa endeksleri ile uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Granger nedensellik, varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri ile ulaşılan sonuçlar değerlendirildiğinde ise, Fransa'nın Türkiye dışındaki tüm Akdeniz ülke borsalarının endekslerinde meydana gelen değişimi açıklayıcı bir etkisinin bulunduğu belirlenmiştir. Bu doğrultuda, Fransa borsasının diğer borsaları etkileyen bir borsa olduğu ortaya koyulmuştur. Sonuç olarak elde edilen bu bulgular araştırmacı tarafından, uluslararası portföy yatırımları ve yatırımcıları açısından önemli bir sonuç olarak değerlendirilmektedir.

Boztosun ve Çelik (2011), Türkiye ile Avrupa ülkeleri borsa endekslerinin entegre olup olmadıklarını belirlemek için Türkiye borsa endeksi ile 10 Avrupa ülkesi borsa endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 2002-2009 dönemine ait aylık verileri kullanarak Johansen eşbütünleşme testi ile araştırmışlardır. Çalışmada öncelikli olarak Türkiye'nin Avrupa ülkeleri borsalarının birbirleriyle ilişkilerini belirlemeye yönelik olarak korelasyon matrisi hesaplanmıştır. Korelasyon sonucunda Türkiye borsa endeksinin Norveç, İsveç, İspanya, Avusturya ve Almanya borsa endeksleri ile oldukça güçlü bir ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Ayrıca Avrupa ülkeleri borsalarının da birbirleriyle olan korelasyonuna bakıldığında Hollanda hariç diğer ülkeler arasında oldukça güçlü bir ilişkinin olduğu bulunmuştur. Türkiye'nin Avrupa ülkeleri borsalarından Norveç, Hollanda, Belçika, Almanya ve İngiltere borsa endeksleri ile eşbütünleşme ilişkisi mevcut olmasına rağmen Türkiye ile Fransa, Avusturya, İsviçre, İsveç ve İspanya borsa endeksleri arasında anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. Sonuç olarak Türkiye ile Fransa, Avusturya, İsviçre, İsveç ve İspanya borsaları arasında eşbütünleşmenin

sağlanamadığı ve bu borsalar arasında uluslararası portföy çeşitlendirmesinin ve arbitraj imkanının var olduğu sonucuna varılmıştır.

Yılancı ve Öztürk (2011), Türkiye'nin toplam ihracat ve toplam ithalatında en büyük paya sahip 5 ülkenin borsa endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını 1997 Asya Finansal Krizi ve 2008 Dünya Ekonomik Krizini de dikkate alarak 1995-2009 yılları arasındaki aylık veri setini kullanarak Hatemi-J eşbütünleşme testi ile araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlar incelediğinde Granger testi Türkiye ile analize dahil edilen diğer finansal piyasalar arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ortaya koyarken, Hatemi-J eşbütünleşme testi ise Türkiye ile Hollanda, İngiltere ve ABD ülke borsaları arasında uzun dönemde bir ilişki olmadığını, dolayısıyla Türkiye'ye yatırım yapan yatırımcıların portföy çeşitlendirmesini yapıp aldığı riski azaltmak amacıyla bu piyasalara yatırım yapabileceğini ortaya koymuşlardır.

Bulut ve Özdemir (2012), 2001-2010 dönemi haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını temel alarak Türkiye ve ABD hisse senedi endeksleri arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ve Johansen eşbütünleşme analizleri ile araştırmışlardır. Eşbütünleşme analizinin sonuçlarına göre, Türkiye ve ABD hisse senedi endekslerinin uzun dönemde birlikte hareket ettiği yani eşbütünleşik olduğu bulunmuştur. Yapılan Granger nedensellik testi sonucunda ise ABD'nin Türkiye'nin Granger anlamında nedenseli olduğu yani ABD'nin Türkiye'yi etkilediği ortaya koyulmuştur.

Evlimoğlu ve Çondur (2012), Türkiye borsa endeksi ile Brezilya, Çin, Hindistan, Rusya, Japonya, Almanya ve Amerika borsa endeksleri arasındaki kısa dönemli ilişkileri, mortgage krizi öncesi (2004-2007) ve sonrası (2007-2010) dönem için korelasyon analizi ve sekiz değişkenli VAR modeli yardımıyla günlük hisse senedi verilerini kullanarak analiz etmişlerdir. Korelasyon testleri kriz öncesinde ve sonrasında en çok oynaklığa sahip ülke borsasının Rusya borsa endeksi olduğunu diğer gelişmekte olan piyasalardaki oynaklıkların da birbirlerine yakın düzeyde olduğunu göstermiştir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre ise krizin başlamasından sonraki dönemde Türkiye'deki getiriler üzerinde, gelişmiş ülke borsalarının etkileri artarken gelişmekte olan ülke borsalarının etkilerinin azaldığı belirlenmiştir.

Samırkaş ve Düzakın (2013), Türkiye borsa endeksi ile 11 Avrasya hisse senedi endeksi arasında uzun dönem ilişkisini 1987-2012 dönemi itibariyle aylık hisse senedi verilerini kullanarak Johansen eşbütünleşme testi ile araştırmışlardır. Çalışmada Türkiye ile seçilmiş Avrasya ülkelerinin uzun dönemde birlikte hareketi incelendiğinde Türkiye ile Mısır borsa endeksi arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğu saptanmıştır. Türkiye ile Birleşik Arap Emirlikleri, Bahreyn, Bulgaristan, Hırvatistan, Kazakistan, Pakistan, Romanya ve Ürdün borsa endeksi arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Bu sonuçlara göre Türkiye ile eşbütünleşik olduğu tespit edilen Mısır borsası ile yapılan portföyün toplam riski azaltmasının beklenmediği belirlenmiştir. Türkiye ile eşbütünleşik olmayan Birleşik Arap Emirlikleri, Bahreyn, Bulgaristan, Hırvatistan, Kazakistan, Pakistan, Romanya ve Ürdün borsalarından birisi ile portföy çeşitlendirmesinin olabileceği ise ortaya koyulan diğer sonuçlardandır.

Tablo 2. Korelasyon ve Eşbütünleşme Analizleri Bazında Literatür Özeti

Yazar	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Eun ve Shim (1989)	1979-1985 (günlük)	9 ülke	VAR analizi	ABD borsa endeksi dünyadaki diğer piyasalar üzerindeki en etkili piyasadır.
Kasman ve Kasman (1997)	1961- 1992 (aylık)	7 ülke	Gregory-Hansen eşbütünleşme testi	GB sonrasında Türkiye ile Fransa, İtalya ve Almanya'nın borsa endeksleri arasında daha güçlü bir entegrasyon vardır.
Sheng ve Tu (2000)	1996-1998 (günlük)	12 ülke	Johansen eşbütünleşme ve varyans ayrıştırma modeli	Güney-Doğu Asya ülkeleri arasındaki ilişki Kuzey-Doğu Asya ülkeleri arasındaki ilişkiden daha güçlüdür. Ayrıca piyasalar arasında kriz öncesinde hiçbir ilişki yoktur ve kriz dönemi boyunca ABD'ye ait borsa endeksi Asya ülkeleri üzerinde baskın bir etkiye sahiptir.
Hussain ve Saidi (2000)	1988-1993 (haftalık)	7 ülke	Engle-Granger eşbütünleşme testi	Pakistan borsası ile ABD, İngiltere ve Japonya borsaları arasında ilişki vardır.
Berüment ve İnce (2005)	1987-2004 (günlük)	ABD ve Türkiye	VAR analizi	ABD Türkiye BIST100 borsasından etkilenmemekte fakat Türkiye ABD borsasından etkilenmektedir.
Ceylan (2006)	1988-2004 (günlük)	8 ülke	VAR (SVAR) analizi	NIKKEI 225 hariç tüm endekslerin BIST-100 üzerinde önemli etkileri olduğu görülmektedir.
Çıtak ve Gözbaşı (2007)	1986-2006 (aylık)	7 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	Türkiye ile İngiltere, ABD, Almanya ve Hindistan temel endeksleri arasında bütünleşme vardır.
Sarıtaş (2007)	1988-2006 (aylık)	15 ülke	Korelasyon analizi	Türkiye'nin Avrupa Birliği'ne üyeliği yolunda yaşanan gelişmeler Türkiye piyasaları ile AB piyasaları arasındaki korelasyon düzeyini arttırmaktadır.

Tablo 2 (Devamı)

Yazar	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Kargın (2008)	1997–2008 (aylık)	21 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	BIST üç piyasa dışındaki diğer piyasalar ile uzun dönemde birlikte hareket etmemektedir.
Korkmaz ve diğerleri (2009a)	1995-2007 (aylık)	22 ülke	Johansen ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri	Türkiye borsa endeksinin gelişmiş ülkeler grubundan 13 ülkenin, gelişmekte olan ülkeler sınıfından ise 21 ülkenin borsa endeksi ile uzun dönemli ilişki içinde olduğu görülmektedir.
Korkmaz ve diğerleri (2009b)	1995-2007 (aylık)	28 ülke	Johansen ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri	Türkiye Avrupa Birliği üyesi ülkelerden 11 ülke; Türkiye'nin dış ticaret hacminin yüksek olduğu ülkelerden 7 ülke ile eşbütünleşiktir.
Diamandis (2009)	1988-2006 (haftalık)	5 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	Latin Amerika ülkeleri borsa endeksleri ile ABD borsa endeksi arasında entegrasyon vardır.
Gözbaşı (2010)	1995-2008 (haftalık)	8 ülke	ARDL eşbütünleşme testi	BIST ile Brezilya, Hindistan ve Mısır borsaları arasında uzun dönemli ilişki söz konusudur. Kısa dönemde ise söz konusu 3 ülkenin yanı sıra BIST ile Meksika ve Macaristan borsaları arasında etkileşim vardır.
Vuran (2010)	2006- 2009 (günlük)	9 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	BIST 100 endeksi FTSE 100, Dax, Bovespa, Merval ve IPC endeksleri ile uzun vadede ilişkilidir.
Bozoklu ve Saydam (2010)	2005-2010 (günlük)	5 ülke	Johansen ve Bierens eşbütünleşme testleri	Ülkelerin sermaye piyasaları entegredir.
Çelik ve Boztosun (2010)	1998-2009 (aylık)	10 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	Türkiye ile Singapur, Malezya, Tayvan ve Kore borsaları arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki vardır.
Tuna ve diğerleri (2011)	2005-2009 (aylık)	3 ülke	Korelasyon analizi ve Johansen eşbütünleşme testi	ABD borsa endeksi, hem Türkiye hem de Yunanistan borsa endeksinin etkilemektedir. Türkiye ve Yunanistan'a ait borsa endekslerindeki ilişki ise tek yönlü olup, Yunanistan'dan Türkiye'ye doğrudur.
İbicioğlu ve Kapusuzoğlu (2011)	2002–2010 (günlük)	7 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	Tüm ülkelerin borsa endeksleri arasında uzun dönemde bir ilişki mevcuttur.
Boztosun ve Çelik (2011)	2002-2009 (aylık)	11 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	Türkiye Avrupa ülkeleri borsalarından Norveç, Hollanda, Belçika, Almanya ve İngiltere ile eşbütünleşiktir.
Yılcı ve Öztürk (2011)	1995-2009 (aylık)	5 ülke	Hatemi-J eşbütünleşme testi	BIST 100 ile FTSE 100, SP 500 ve AEX borsaları arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur.
Bulut ve Özdemir (2012)	2001-2010 (haftalık)	Türkiye, ABD	Johansen eşbütünleşme testi	DJI BIST'in Granger nedenidir ve seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir.
Evlimoğlu ve Çondur (2012)	2004-2010 (günlük)	8 ülke	Korelasyon analizi ve VAR modeli	Mortgage krizi sonrası dönemde İMKB ile diğer seçilmiş borsalar arasındaki ilişki artmaktadır.
Samırkaş ve Düzakın (2013)	1987-2012 (aylık)	12 ülke	Johansen eşbütünleşme testi	Türkiye ile Mısır borsa endeksi arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki vardır.
Hamurcu ve Aslanoğlu (2013)	2000-2013 (günlük)	Türkiye ve ABD	Korelasyon analizi	NYSE ile İMKB arasında pozitif yönde, kuvvetli bir ilişki vardır.

2.2. ARCH-GARCH Modelleri ve Türevleri Bazında Oynaklık Yayılımını İnceleyen Çalışmalar

ARCH-GARCH modelleri ve türevleri kapsamında oynaklık yayılımını inceleyen bazı çalışmalar aşağıda verilmiştir.

Yapılan çalışmalar incelendiğinde Hamao ve diğerleri (1990), çalışmada 1985-1988 dönemine ait günlük hisse senedi fiyatlarını kullanarak 3 büyük uluslararası borsa endeksi olan Nikkei225, FTSE100 ve S&P500 endeksleri arasındaki ilişkiyi GARCH metodu ile analiz etmişlerdir. Bulgular incelendiğinde, piyasalar arasındaki oynaklık yayılımının S&P 500 piyasalarından Nikkei 225 ve FTSE piyasalarına, FTSE piyasalarından da Nikkei 225 piyasalarına doğru olduğu görülmektedir.

Koutmos ve Booth (1995), 1986-1993 dönemine ilişkin günlük kapanış fiyatlarını kullanarak ABD, Japonya ve İngiltere borsa endeksleri arasındaki fiyat ve oynaklık yayılımını ve asimetrik etkiyi EGARCH modeli ile incelemişlerdir. ABD'den Japonya'ya ve Japonya'dan İngiltere'ye yayılım olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca ABD'den Londra ve Japonya'ya, Londra'dan ABD ve Japonya'ya ve Japonya'dan ABD ve Londra'ya önemli oynaklık yayılımı olduğu yönünde bulgulara ulaşmışlardır. Aynı zamanda oynaklık aktarım kanallarında asimetrik bir etki olduğu yani bir piyasada meydana gelen olumsuz bir durumun diğer bir piyasayı iyi haberlere göre daha fazla etkilediği ortaya koyulmuştur. 1987 krizi öncesi ve sonrası değerlendirildiğinde ise ABD ve Londra borsa endekslerinin Japonya'ya göre oluşabilecek haberlere karşı çok daha duyarlı olduğu ortaya koyulmuştur.

Kim ve Rogers (1995), Japonya ve ABD borsa endekslerinin Kore borsa endeksi üzerinde herhangi bir oynaklık yayılımı etkisi olup olmadığını 1985-1992 dönemi için günlük açılış ve kapanış fiyatlarını temel alarak GARCH modeli ile incelemişlerdir. Ayrıca çalışmada liberilizasyon sonrası dönemi de ele alarak oynaklık yayılımının bu dönemde artış gösterip göstermediğini belirlemeye çalışmışlardır. Oynaklık yayılımının Kore borsa endeksi üzerinde etkili olduğunu, liberilizasyon sonrasında da yayılımın artış gösterdiğini, yayılım etkisinin Japonya borsa endeksinden Kore borsa endeksine doğru daha fazla olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca yayılımın açılış fiyatlarından ziyade kapanış fiyatları üzerinde daha etkili olduğunu tespit etmişlerdir.

Koutmos ve Tucker (1996), hisse senedi getirileri ve vadeli hisse senedi getirilerinin asimetrik oynaklık etkisini ve oynaklık yayılım etkisini 1984-1993 dönemine ait günlük kapanış fiyatlarını kullanarak E-GARCH modeli ile araştırmışlardır. Bu model iki piyasa arasındaki uzun dönem denge ilişkisini koruyarak kısa dönemli dinamikleri tanımlamaktadır. Borsa endekslerine göre vadeli piyasaların getiri oynaklığının derecesinin çok daha fazla olduğunu tespit etmişlerdir. Bu bulgular iki piyasanın da kısa vadeli dinamiklerinin çok benzer olduğunu göstermektedir. Çalışmada vadeli piyasalarda asimetrik etkinin söz konusu olduğu diğer bir ifadeyle kötü haberlerin oynaklığı iyi haberlere göre daha fazla etkilediği sonucuna varılmıştır. Ayrıca borsa endekslerinde meydana gelen herhangi bir yeni haberin vadeli piyasalar üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığı görülmüştür. Fakat vadeli piyasadan yayılım hesaplandığı zaman S&P 500 endeksindeki kaldıraç etkisinin azaldığı belirlenmiştir. Ayrıca 1987 krizi dönemi için iki piyasa arasındaki ilişkinin azaldığı ancak bunun kısa sürdüğü ortaya koyulmuştur. 1987 dönemi hariç krizden sonra başlatılan düzenlemelerdeki değişikliklere rağmen iki piyasa arasındaki ilişkinin oldukça durağan seyrettiği ortaya koyulmuştur.

Aggarwal ve diğerleri (1999), 1985-1995 dönemine ait günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak gelişmekte olan ülkelerin borsa endekslerinin oynaklık değişimlerini ve sebeplerini yinelenen birikimli kareler metodu (Iterated Cumulative Sums of Squares Method – ICSS) ve GARCH modeli ile incelemişlerdir. Dönem boyunca Arjantin’de önemli derecede oynaklık değişimleri olduğunu (en düşük %23, en yüksek %146) ve bu değişimlerin siyasi, politik ve ekonomik sebeplerden kaynaklandığını ileri sürmüşlerdir. Ayrıca bu değişimlerin en önemli sebeplerinden birinin 1987 yılında piyasalarda meydana gelen dalgalanmalar olduğu ortaya koyulmuştur.

Kanas (1998), Londra, Paris ve Frankfurt borsalarındaki oynaklık yayılımını ve asimetrik etkiyi 1984-1987 dönemine ait günlük verileri kullanarak EGARCH modeli ile analiz etmiştir. Ayrıca yazar ülke borsaları arasındaki oynaklık yayılımı etkisini kriz öncesi ve sonrası olmak üzere alt dönemlere bölerek incelemiştir. Londra ve Paris borsaları arasında karşılıklı oynaklık yayılımı olduğunu, Londra borsasından Frankfurt borsasına doğru ise tek yönlü bir oynaklık yayılımının olduğunu ve bütün yayılımların asimetrik olduğunu tespit etmiştir. Özellikle yayılımın kriz öncesinde değil kriz sonrasında daha fazla olduğunu ortaya koymuştur.

Ng (2000), 1975-1996 dönemine ait haftalık verileri kullanarak ABD ve Japonya borsa endekslerinden 6 Pasifik ülkesine (Hong Kong, Kore, Malezya, Singapur, Tayvan, Tayland) doğru getiri ve oynaklık yayılımını bölgesel ve dünya geneli bazında GARCH-BEKK modeli ile incelemiştir. Dünya piyasası etkilerinin çok daha fazla olmasına rağmen bölgesel bazda oynaklık yayılımının da piyasalar üzerinde etkili olduğu yönünde bulgular edinilmiştir.

Reyes (2001), Japonya borsasında 1970-1996 dönemine ilişkin aylık getiri oranları ile büyük ve küçük ölçekli endeksler arasındaki hisse senedi fiyat hareketlerinin iletimini EGARCH modeli ile belirlemeye çalışmıştır. Çalışmada büyük ölçekli endekslerden küçük ölçekli endekslere doğru asimetrik bir yayılım olduğu ortaya koyulmuştur.

Bala ve Premaratne (2003), 1992-2002 dönemine ait günlük getiri verilerini kullanarak Singapur borsası ve ABD, İngiltere, Hong-Kong ve Japonya borsaları arasındaki oynaklık hareketlerini GARCH modelleri ile araştırmışlardır. Sonuçlara bakıldığında, sırasıyla Singapur borsası ve Hong-Kong, ABD, Japonya ve İngiltere borsaları arasında yüksek derecede oynaklık yayılımı olduğu görülmektedir. Ayrıca yapılan diğer çalışmaların aksine 3 büyük önemli borsadan değil de çok küçükte olsa Singapur borsasından diğer borsalara doğru bir oynaklık yayılımının olduğu ortaya koyulmuştur.

Miyakoshi (2003), Japonya'dan, ABD ve 6 Asya ülke borsasına doğru oynaklık yayılımını 1998-2000 dönemine ait günlük verileri kullanarak EGARCH modeli ile incelemiştir. Çalışmada oynaklık yayılımının oluşturulmasında ABD şokları dışsal değişken olarak modelde kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda ilk olarak sadece ABD piyasaları etkisinin Asya piyasaları için önemli olduğu sonucuna varılmıştır. İkinci olarak, Asya borsaları oynaklığının ABD borsasından ziyade Japonya borsasından daha fazla etkilendiği belirlenmiştir. Son olarak Asya borsasından Japonya borsasına doğru yayılan oynaklığının olumsuz bir etkisinin var olduğu ortaya koyulmuştur.

Alper ve Yılmaz (2004), 1992-2001 dönemine ait haftalık hisse senedi açılış ve kapanış fiyatlarını kullanarak gelişmekte olan piyasalar (BIST 100, BOVESPA, KOSPI-100, OETEB) ve finans merkezleri (DJIA, FTSE-100, Hang Seng) arasındaki oynaklık

yayılımını GARCH modeli ile analiz etmişlerdir. Çalışmanın bulguları değerlendirildiğinde, özellikle Asya krizi sonrasında diğer finans merkezlerinden BIST'e doğru oynaklık bulaşma etkisi olduğu ortaya koyulmuştur.

Chancharoenchai ve Diboğlu (2006), kriz öncesi (1994-1996) ve tüm dönem (1994-1999) olmak üzere 6 Asya ülkesi ve ABD arasındaki oynaklık yayılımını günlük kapanış fiyatlarını kullanarak GARCH-M modeli ile incelemişlerdir. Çalışmada, Asya ülkelerindeki bulaşmanın Tayland krizi ile başlayarak diğer ülkelere doğru hızlıca yayıldığı belirlenmiştir.

Mishra ve diğerleri (2007), Hindistan borsası ve döviz piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını araştırmışlardır. Bu doğrultuda 1993-2003 dönemlerine ait günlük kapanış fiyatlarını E-GARCH modeli ile analiz etmişlerdir. Bulgulara bakıldığında, Hint borsası ve döviz piyasası arasında çift yönlü bir oynaklık yayılımının var olduğu ortaya koyulmuştur. İki piyasa arasında oynaklık yayılımının olması Hindistan borsa endeksi ile döviz piyasası arasında bilgi iletimi olduğunu, bir piyasada oluşan bir bilginin diğer piyasayı etkilediğini ve bu etkilerin asimetric olduğunu vurgulamışlardır. Bu bulgular doğrultusunda piyasaların entegre oldukları belirlenmiştir.

Christiansen (2007), ABD ve Avrupa tahvil piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını 1988-2002 dönemine ait haftalık veri seti ile GARCH modellerini kullanarak analiz etmiştir. Ülkeler küresel, bölgesel ve yerel olarak gruplandırılmıştır. Çalışmada, ABD'den Avrupa tahvil borsalarına doğru güçlü bir yayılımın olduğu belirlenmiştir. Ayrıca Avrupa ülkeleri için Danimarka hariç bölgesel etkilerin çok önemli olduğu, yerel etkilerin bölgesel etkiler kadar olmasa da yine de önemli olduğu sonucuna varılmıştır. Küresel etkilerin ise hemen hemen önemsiz olduğu tespit edilmiştir. AB üyesi ülkelerin özellikle Euro'ya geçiş sürecinden sonra daha fazla entegre olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca ele alınan dönem boyunca AB üyesi ülkelerin tahvil piyasalarının mükemmel derecede entegre olmaya yakın hale geldiği belirtilmiştir. Bu entegrasyonun temel sebebinin faiz oranlarındaki yakınsama olduğu ileri sürülmüştür.

Lee (2009), 1985-2004 dönemine ait günlük kapanış fiyatlarını kullanarak 6 Asya ülkesi borsasının (Tayvan, Japonya, Singapur, Hindistan, Hong Kong, Güney Kore) oynaklık yayılımını Asya krizi öncesi ve sonrası için GARCH modeli ile analiz etmiştir. Analiz sonuçlarına göre, ülke borsaları arasında oynaklık yayılımı olduğu ortaya koyulmuştur. Oynaklık yayılımının Asya krizinden sonra artış gösterdiği ve özellikle Asya ülkeleri arasında bu yayılımın daha kuvvetli olduğu görülmüştür. ABD'den diğer ülkelere olan oynaklık yayılımının önemli düzeyde olduğu belirlenmiştir.

Fedorova ve Saleem (2009), 1995-2008 dönemine ait haftalık verileri kullanarak Doğu Avrupa (Polonya, Macaristan ve Çek Cumhuriyeti) ile Rusya borsa endeksleri arasındaki oynaklık yayılımını GARCH-BEKK modeli ile incelemişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre, Doğu Avrupa ülke borsaları arasında oynaklık yayılımı olduğu ortaya koyulmuştur. Ayrıca Rusya borsa endeksinin Polonya, Macaristan ve Çek Cumhuriyeti borsa endeks getirilerini etkilediği belirlenmiştir.

Korkmaz ve Çevik (2009), ABD'de zımnî oynaklık endeksi olarak oluşturulan VIX (Zımnî Oynaklık)'in gelişmekte olan 15 ülkenin borsa endeksleri üzerindeki etkisini 2004-2009 dönemine ait günlük verileri kullanarak GJR-GARCH modeli ile araştırmışlardır. Gelişmekte olan ülkelerin borsa endekslerinin koşullu varyansında kaldıraç etkisi olduğunu belirlemişlerdir. Piyasaya gelen kötü haberlerin oynaklığı daha fazla arttırdığı sonucuna varmışlardır. Ayrıca analiz sonucunda zımnî oynaklık endeksinin Arjantin, Brezilya, Meksika, Şili, Peru, Macaristan, Polonya, Türkiye, Malezya, Tayland ve Endonezya borsa endekslerini etkileyerek bu endekslerin oynaklığını arttırdığı da belirlenmiştir.

Yorulmaz ve Ekici (2010) gelişmekte olan piyasalardan Türkiye, Arjantin ve Brezilya borsa endeksleri arasındaki karşılıklı oynaklık yayılımını, 2001-2008 dönemine ait günlük getiri verilerini kullanarak GARCH (MGARCH) yöntemi ile analiz etmişlerdir. Ele alınan dönem itibarıyla ülkelerin ortak işlem günleri esas alınarak her seri için kesişen tarihlerdeki gözlemlerle çalışılmıştır. Çalışmada öncelikle ülke borsa endekslerine ait korelasyon sonuçları verilmiştir. Korelasyon sonuçlarına göre, Türkiye borsa endeksinin özellikle Brezilya borsa endeksi ile daha güçlü bir ilişkiye sahip olduğu belirlenmiştir. MGARCH analiz sonuçlarına göre ise, Türkiye ile Brezilya borsa endeksleri arasında çift

yönlü oynaklık yayılımı, Brezilya'dan Arjantin'e ve Arjantin'den Türkiye'ye doğru ise tek yönlü oynaklık yayılımı olduğu tespit edilmiştir.

Todorov ve Bidarkota (2014), 2005-2010 dönemi için günlük hisse senedi verilerini kullanarak 21 sınır ülkesinin hisse senedi getirilerinin oynaklığını ve ABD hisse senedi getirileri oynaklık yayılımının etkisini zamana göre değişen parametre yaklaşımı (TVP) ve GARCH modeli ile araştırmışlardır. Bulgulara göre, ABD hisse senedi endeksindeki değişkenliğin ve ekonomik düzensizliğin en az 14 sınır ülkesi hisse senedi endeksleri üzerinde oynaklık etkisi gösterdiği ortaya koyulmuştur.

Abou-Zaid (2011), bir borsa endeksindeki oynaklığın diğer piyasalara yayılımını incelediği (Amerika, İngiltere, Mısır, İsrail ve Türkiye) çalışmasında 1997-2007 dönemine ait günlük finansal verileri GARCH-M metodu ile analiz etmiştir. Çalışmanın sonucunda, Mısır ve İsrail'e ait hisse senedi endekslerinin ABD hisse senedi endeksi tarafından önemli düzeyde etkilendiği fakat Türkiye hisse senedi endeksinin etkilenmediği ortaya koyulmuştur. İngiltere hisse senedi endeksinin ise Amerika, Mısır, İsrail ve Türkiye hisse senedi endekslerinden hiçbirini etkilemediği belirlenmiştir.

Yonis (2011), 2005-2011 dönemine ait günlük hisse senedi getiri serilerini kullanarak ABD ve Güney Afrika borsa endeksleri arasındaki oynaklık yayılımını GARCH ve VAR modelleri ile incelemiştir. Çalışmada ilk olarak piyasalar arasındaki getiri etkileri VAR analizi ile incelenmiş ve ABD'den Güney Afrika'ya doğru tek yönlü bir getiri yayılımı olduğu sonucuna varılmıştır. Yani, ABD finansal piyasalarında ortaya çıkan bir bilgi, Güney Afrika piyasalarına etki yapmaktadır. İkinci olarak piyasalar arasındaki oynaklık yayılımı GARCH modeli ile test edilmiştir. Her iki piyasanın bugünkü getiri dalgalanmaları üzerindeki geçmiş oynaklık sürekliliği etkisi ve kendi geçmiş şoklarında önemli etkiler bulunmuştur. Piyasalar arasındaki şartlı oynaklık dinamikleri farklı olmasına rağmen, bu iki piyasa arasında tek yönlü oynaklık yayılımı vardır. Bu da ABD'den Güney Afrika'ya doğru oynaklık yayılımından ve pozitif şokların varlığından kaynaklanmaktadır. Bu bulgulara dayanarak, ABD borsasının, Güney Afrika borsa endeksi getiri hareketi üzerinde önemli etkileri olduğu sonucuna varılmıştır.

Büberkökü (2013), Euro bölgesi, ABD ve yükselen piyasa ekonomileri arasındaki oynaklık yayılmasını araştırmıştır. Çalışma iki ayrı dönem dikkate alınarak incelenmiştir. İlk dönem kriz dönemi gelişmelerini içeren 2003-2013 dönemini, ikinci dönem ise kriz öncesi dönem olup 2003-2007 dönemini kapsamaktadır. Günlük hisse senedi getirilerini kullanarak endeksler arasındaki oynaklık yayılımı EGARCH modeline dayalı Cheung ve Ng (1996)'nın onar tsa nedensellik testi kapsamında incelenmiştir. Çalışma bulguları hem kriz öncesi hem de kriz dönemi gelişmeleri dikkate alınarak incelendiğinde ABD piyasalarındaki oynaklığın hem Euro bölgesi, hem Avrupa hem de yükselen piyasa ekonomileri üzerinde etkili olduğu fakat bu piyasalardan hiç birinden etkilenmediği belirlenmiştir. Ayrıca kriz öncesi dönemde Euro bölgesi ile yükselen piyasa ekonomileri arasında çift yönlü bir oynaklık yayılmasının söz konusu olduğu belirlenmiştir. Kriz dönemi ile birlikte Euro bölgesindeki oynaklığın Yükselen piyasa ekonomilerini etkilemediği fakat yükselen piyasa ekonomilerindeki oynaklıktan etkilendiği ortaya koyulmuştur. Analizlere Avrupa ve BRIC ülkelerinin dahil edilmesi durumunda da genel olarak benzer bulgulara ulaşılmıştır. Çalışma kapsamındaki tüm ülke ve bölge endeksleri için asimetrik etkiye bakıldığında ise asimetrik etkinin var olduğu yani negatif şokların koşullu varyansı pozitif şoklara göre daha fazla arttırdığı bulunmuştur.

Tablo 3. GARCH Modelleri Bazında Literatür Özeti

Yazar	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Hamao ve diğerleri (1990)	1985-1988 (günlük)	3 ülke	GARCH modeli	Oynaklık yayılımı S&P500 piyasalarından Nikkei225 ve FTSE piyasalarına, FTSE piyasalarından da Nikkei225 piyasalarına doğrudur.
Koutmos ve Booth (1995)	1974-1990 (günlük)	3 ülke	EGARCH modeli	Oynaklık yayılımı ABD borsasından Japonya ve İngiltere borsasına, Japonya borsasından ise İngiltere borsasına doğrudur. Ayrıca kötü haberler iyi haberlere göre hisse senedi fiyatlarını daha fazla etkilemektedir.
Kim ve Rogers (1995)	1986-1993 (günlük)	ABD	GARCH modeli	Liberilazyondan sonra kapanış fiyatları için oynaklık yayılımı artış göstermektedir.
Koutmos ve Tucker(1996)	1985-1992 (günlük)	ABD	EGARCH modeli	Kötü haberler oynaklığı iyi haberlere göre daha fazla etkilemektedir.

Tablo 3 (Devamı)

Yazar	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Kanas (1998)	1986-2000 (aylık)	3 ülke	EGARCH modeli	Londra ve Paris borsaları arasında karşılıklı oynaklık yayılımı bulunmaktadır. Londra borsasından Frankfurt borsasına doğru ise tek yönlü bir oynaklık yayılımı vardır.
Aggarwal ve diğerleri (1999)	1985-1995 (günlük)	16 ülke	Yinelenen Birikimli Kareler Metodu ve GARCH modeli	Arjantin borsasında önemli derecede oynaklık değişimleri vardır (en düşük %23, en yüksek %146) ve bu değişimler siyasi, politik ve ekonomik sebeplerden kaynaklanmaktadır.
Ng (2000)	1975-1996 (haftalık)	7 ülke	GARCH-BEKK modeli	Bölgesel bazda oynaklık yayılımı piyasalar üzerinde etkili olmaktadır.
Reyes (2001)	1970-1996 (aylık)	Japonya	EGARCH modeli	Büyük ölçekli endekslerden küçük ölçekli endekslere doğru asimetrik bir yayılım vardır.
Bala ve Premaratne (2003)	1992-2002 (günlük)	5 ülke	GARCH modelleri	Singapur borsası ve Hong-Kong, ABD, Japonya ve İngiltere borsaları arasında yüksek derecede oynaklık hareketi vardır.
Miyakoshi (2003)	1998-2000 (günlük)	9 ülke	EGARCH modeli	Asya borsaları oynaklığı en fazla Japonya borsasından etkilenmektedir.
Alper ve Yılmaz (2004)	1992-2001 (günlük)	7 ülke	GARCH modeli	Asya krizi sonrasında diğer finans merkezlerinden BIST' e doğru oynaklık yayılma etkisi vardır.
McAleer ve Veiga (2005)	1990-2004 (günlük)	4 ülke	VARMA-GARCH ve PS-GARCH modelleri	Oynaklık yayılımları da dahil, risk değerlendirme eşiği tahmini önemli olmamaktadır.
Mishra ve diğerleri (2007)	1993-2003 (günlük)	Hindistan	E-GARCH modeli	Hint borsası ve döviz piyasası arasında çift yönlü bir oynaklık yayılımı bulunmaktadır.
Christiansen (2007)	1988-2002 (haftalık)	10 ülke	GARCH modeli	ABD'den Avrupa tahvil borsalarına doğru bir yayılım vardır.
Lee (2009)	1985-2004 (günlük)	6 ülke	GARCH modeli	Ülke borsaları arasında oynaklık yayılımı vardır.
Fedorova ve Saleem (2009)	1995-2008 (haftalık)	4 ülke	GARCH-BEKK modeli	Doğu Avrupa ülkeleri arasında oynaklık yayılımı vardır.
Korkmaz ve Çevik (2009)	2004-2009 (günlük)	16 ülke	GJR-GARCH modeli	Gelişmekte olan ülkelerin borsa endekslerinin kaldıraç etkisi söz konusudur ve piyasaya gelen kötü haberler oynaklığı daha fazla arttırmaktadır.
Yorulmaz ve Ekici (2010)	2001-2008 (günlük)	3 ülke	GARCH (MGARCH) modeli	BIST ile BOVESPA arasında çift yönlü şok yayılımı, Merval'den BIST'e ise tek yönlü oynaklık yayılımı mevcuttur.

Tablo 3 (Devamı)

Yazar	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Todorov ve Bidarkota (2011)	2005-2010 (günlük)	22 ülke	TVP ve GARCH modeli	ABD borsa endeksindeki değişkenlik ve ekonomik düzensizlik birçok sınır ülkesi üzerinde oynaklık etkisi göstermektedir.
Abou-Zaid (2011),	1997-2007 (günlük)	5 ülke	GARCH-M modeli	Mısır ve İsrail'e ait borsa endeksleri ABD borsa endeksi tarafından önemli düzeyde etkilenmektedir.
Yonis (2011)	2005-2011 (günlük)	2 ülke	GARCH modeli	ABD'den Güney Afrika'ya doğru sürekli bir oynaklık yayılımı vardır.
Büberkökü (2013)	2003-2013 (günlük)	Euro Bölgesi, ABD ve yükselen piyasa ekonomileri	EGARCH modeli ve varyansta nedensellik testi	Kriz öncesi dönemde Euro Bölgesi ile yükselen piyasa ekonomileri arasında çift yönlü bir oynaklık yayılımı vardır. Kriz dönemi ile birlikte Euro Bölgesi'ndeki oynaklık yükselen piyasa ekonomilerini etkilememekte fakat yükselen piyasa ekonomilerindeki oynaklıktan etkilenmektedir.
Li ve Giles (2013)	1993-2012 (günlük)	8 ülke	VAR ve GARCH-BEKK modeli	ABD'den Japonya ve diğer Asya ülkelerine doğru tek yönlü oynaklık yayılımı vardır.

Li ve Giles (2013), ABD, Japonya ve altı gelişmekte olan Asya ülkesi (Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Tayland ve Filipinler) borsa endeksinin bağlantılarını inceledikleri çalışmada 1993-2012 dönemine ait günlük hisse senedi verilerini VAR ve GARCH-BEKK modeli ile analiz etmişlerdir. Yazarlar ABD'den Japonya ve diğer Asya ülke borsa endekslerine doğru tek yönlü oynaklık yayılımı olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, Asya krizi döneminde ABD ve Asya ülkeleri arasındaki oynaklık yayılımının çift yönlü ve güçlü olduğu da ortaya koyulan sonuçlardandır. Asimetrik etkinin de belirlendiği çalışmada iyi haberlerin borsa endeksleri üzerinde daha etkili olduğu belirlenmiştir.

Oynaklık yayılımının incelenmesinde ayrıca diğer farklı yöntemler kullanılarak yapılan bazı çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalardan biri Pantou ve diğerleri (1976) tarafından gerçekleştirilmiştir. Pantou ve diğerleri (1976), 1963-1972 dönemine ait haftalık hisse senedi verilerini kullanarak 12 büyük uluslararası piyasa arasında entegrasyon olup olmadığını varsa bu entegrasyon düzeyinin zamana göre değişip değişmediğini küme analizi ile belirlemeye çalışmışlardır. Çalışmada ABD, Kanada, Hollanda, İsviçre, Batı Almanya ve Belçika arasında yüksek düzeyde entegrasyon olduğu, ayrıca Fransa ve

Belçika, Almanya ve Hollanda, İngiltere ve Avustralya arasında da yine daha düşük seviyede de olsa bir entegrasyon olduğu ortaya koyulmuştur.

Hilliard (1979), finansal kriz döneminde uluslararası borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, 1973-1974 dönemi için sanayi endekslerine ait günlük hisse senedi kapanış verilerini kullanarak 10 büyük dünya borsası (Amsterdam, Paris, Londra, Milan, Frankfurt, New York, Sidney, Japonya, Toronto ve Zürih) arasındaki ilişkiyi Spektral analiz kapsamında incelemiştir. Çalışmanın bulgularına bakıldığında, piyasalar arasında saatlik dalgalanmalar olsa bile, fiyat hareketlerinin eş zamanlılığının en çok kıtalar arası ülkeler arasında olduğu görülmüştür.

Birg ve Lucey (2006), 1994-2004 dönemi itibarıyla aylık verileri kullanarak değişken zamanlı entegrasyon skor analizi yöntemi ile Avrupa ülkeleri borsa endeksleri arasındaki (Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya, Slovakya, Slovenya) entegrasyonu belirlemeye çalışmışlardır. Çalışmanın sonucuna göre entegrasyonun ülkeden ülkeye değişiklik gösterdiği ve entegrasyonun skor performansına göre farklı gruplara ayrıldığı ortaya koyulmuştur.

Chou ve diğerleri (2010), ABD ve Avrupa borsaları arasındaki oynaklık yayılımını 2001-2010 dönemine ait günlük verilerle Çarpımsal Hata Modeli (MEM) ile analiz etmişlerdir. Almanya ve İngiltere'den Fransa'ya doğru oynaklık yayılımı olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Ayrıca 2008 küresel krizi öncesi ve sonrası da dikkate alınarak yapılan analiz sonuçlarına göre, Fransa hariç bu dönemler arasında yapısal kırılmaların olduğu bulguları elde edilmiştir.

Genel olarak oynaklık yayılımı ile ilgili yapılan çalışmalar değerlendirildiğinde oynaklık yayılımının ülke borsaları üzerinde önemli etkileri olduğu görülmektedir. Oynaklık yayılımlarının genellikle gelişmiş ülkelere doğru gerçekleştiği gözlenmektedir. Türkiye borsası ile diğer ülkelerin borsa endeksleri arasında var olan yayılımlara genel olarak bakıldığında ise Asya borsa endekslerinden BIST'e doğru yayılım olduğu, Türkiye ile Brezilya arasında çift yönlü şok yayılımı, Arjantin'den Türkiye'ye ise tek yönlü oynaklık yayılımı söz konusu olduğu dikkatleri çekmektedir. Ayrıca Türkiye ile Fransa, İtalya ve Almanya borsa endeksleri arasında daha güçlü bir

entegrasyonun söz konusu olduđu gözlenmektedir. ABD ile Türkiye borsaları karşılaştırıldığında ise ABD borsasının Türkiye borsasından etkilenmediğı fakat Türkiye'nin ABD borsasından etkilenmekte olduđu bulgusu çalışmalardan edinilen genel bulgular arasında yer almaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu bölümde, öncelikle çalışmada kullanılan veri seti tanıtılarak analizlerde ele alınan ekonometrik yöntem hakkında detaylı bilgi verilecektir.

3.1. Veri Seti

Çalışmada Amerika Birleşik Devletleri (ABD) hisse senedi piyasaları, Asya ülkeleri hisse senedi piyasaları ve Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasalarından, Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika, Macaristan, Polonya ve Şili'nin oluşturduğu kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru oynaklık yayılımının incelenmesi amaçlanmıştır. Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika'nın oluşturduğu kırılğan beşli gruplandırması ABD Merkez Bankası'nın (Fed) tahvil alımlarını azaltacağına ilişkin açıklamasından sonra ortaya çıkmıştır. Fed'in bu açıklamasının ardından paraları en çok değer kaybeden yükselen piyasa ekonomileri bu beş ülke olmuştur. Bu ülkelerin böyle bir grubun içinde değerlendirilmesinin temel nedenleri arasında yüksek cari açık, yüksek enflasyon oranları ve büyüme performansındaki düşüşler yer almaktadır. Financial Times gazetesinin, finans uzmanlarına ve raporlara dayanarak ortaya koyduğu analizde ise yükselen piyasa ekonomilerin kırılğan beşlisi; Şili, Macaristan ve Polonya'nın da eklenmesiyle kırılğan sekizli olmuştur. Merkez bankalarının sıkılaşmaya gitmesiyle yatırımcıların bu ülkeleri riskli gördüğü düşünülmektedir. Financial Times'da yer alan habere göre likiditenin daraldığı bir dünyada sermayenin artık bu ülkelere gitmekten vazgeçmesi ve mevcut yabancı sermayenin çıkışları bu ekonomileri daha da kırılğan hale getirmektedir.

Bu çalışmada, kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına olan oynaklık yayılımının belirlenmesi amacıyla 01.2006-06.2015 dönemine ait haftalık veri seti

kullanılmıştır. Finansal zaman serilerindeki oynaklığın günlük veri seti ile çok daha açık bir biçimde ortaya konulabilmesi söz konusu olmakla birlikte günlük veri seti kullanımının analizlerde ortaya çıkardığı birtakım problemler dolayısıyla çalışmada haftalık veri seti kullanılması tercih edilmiştir. Günlük veri seti ile gerçekleştirilen analizlerde ARCH-GARCH modelleri tahmin edilirken özellikle ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) modellerinin seçim aşamasında hata terimleri arasındaki otokorelasyon uygun modelin belirlenmesi aşamasında güçlükler neden olmaktadır. Bunun yanı sıra, uluslararası düzeyde gerçekleştirilen bu tür analizlerde günlük veri kullanımıyla ilgili ortaya çıkabilecek bir diğer sorun ise ülkelerin işlem gün ve saatlerinin eş zamanlı olmamasıdır. Farklı bölgelerde yer alan ülkelerin farklı zaman dilimlerinde yer almaları ülke borsalarının açılış ve kapanış saatleri açısından eş zamanlı olmayan işlemlerin ortaya çıkmasına neden olmakta ve eş zamanlı olmayan işlem saatleri dikkate alınarak yapılan işlemlerde ise sahte yayılımların ortaya çıkması söz konusu olabilmektedir (Brooks ve Henry, 2000).

Günlük veri seti yerine aylık veri seti kullanımının tercih edilmesi durumunda ise oynaklık yayılımının incelenmesi amacıyla kullanılan ARCH-GARCH modellerinin tahmin edilmesi aşamasında verilerin toplulaştırılması sonucu bünyesinde barındırdığı ARCH etkisinin ortadan kalkması sorunu ile karşılaşmaktadır. Bu anlamda çalışmada haftalık veri seti ile çalışılmaya karar verilmiştir. Çalışmada kullanılan dönemin 2006 yılı ve sonrasını kapsamaması ise 2008 küresel krizinin başlangıcı dikkate alınarak seçilmiştir. Analizlere dâhil edilen ülkelere ilişkin hisse senedi endeksleri ve açıklamaları aşağıda Tablo 4’te gösterilmiştir. Uygulamada kullanılan veriler Yahoo. Finance ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Veri Dağıtım Sistemi’nden (TCMB-EVDS) elde edilmiştir.

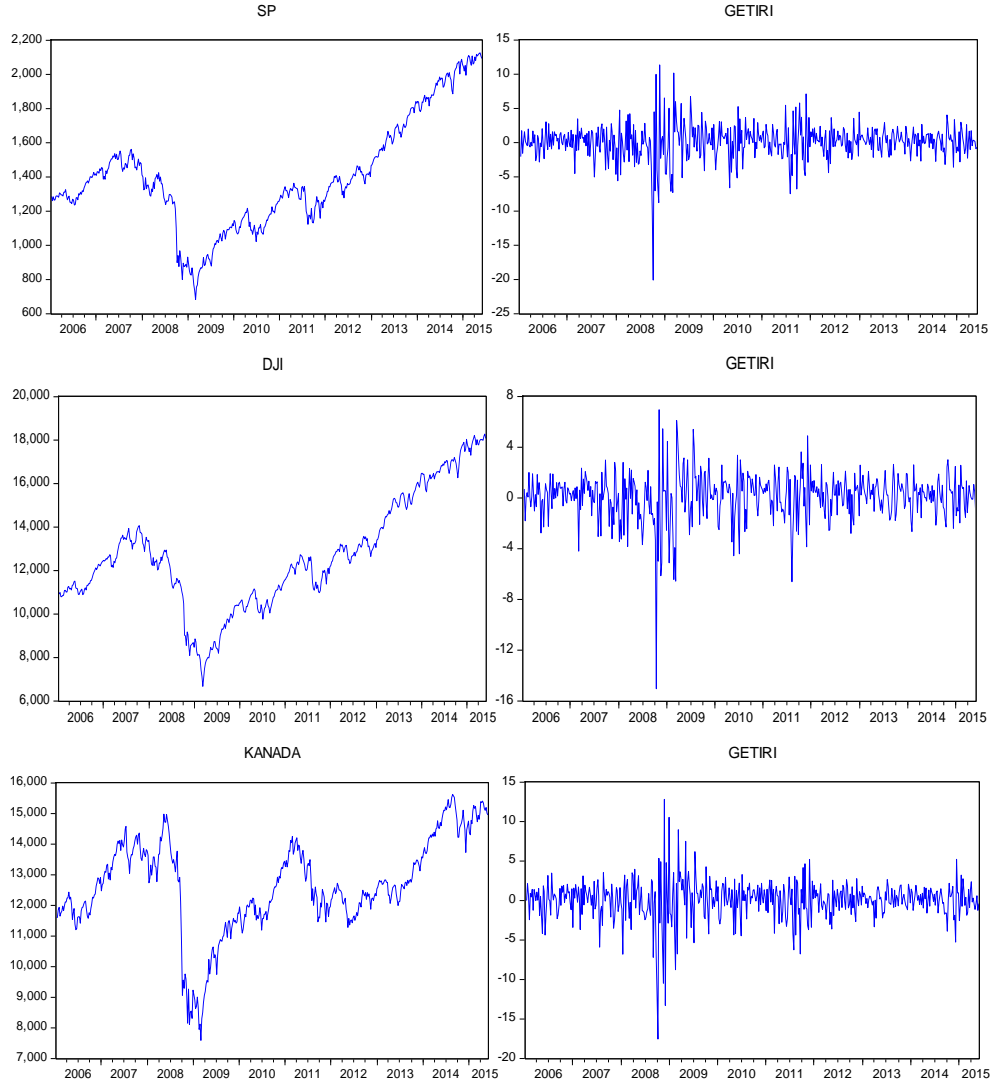
Ele alınan ülkelerin hisse senedi endeks değerleri, ülkelere özgü yerel para birimleri cinsinden analizlere dahil edilmiştir (Eun ve Shim, 1989; Kanas, 1998; Chanchaoenchai ve Dibooglu, 2006; Lee, 2009). Her bir ülkeye ilişkin hisse senedi endeks değerlerinden yararlanılarak getiri serileri $y_t = (\log p_t - \log p_{t-1}) * 100$ formülü ile hesaplanmıştır. Burada p_t , endeksin t dönemdeki kapanış fiyatını, p_{t-1} ise t-1 dönemindeki kapanış fiyatını ifade etmektedir.

Grafik 1, Grafik 2, Grafik 3 ve Grafik 4 sırasıyla ABD, Asya ve Avrupa ülkeleri ile kırılğan sekizli olarak ifade edilen ülkelere ilişkin borsa endeks serilerinin ve bu serilerden elde edilen getiri serilerinin grafiklerini göstermektedir.

Tablo 4. Ülkelere İlişkin Borsa Endeksleri ve İçerikleri

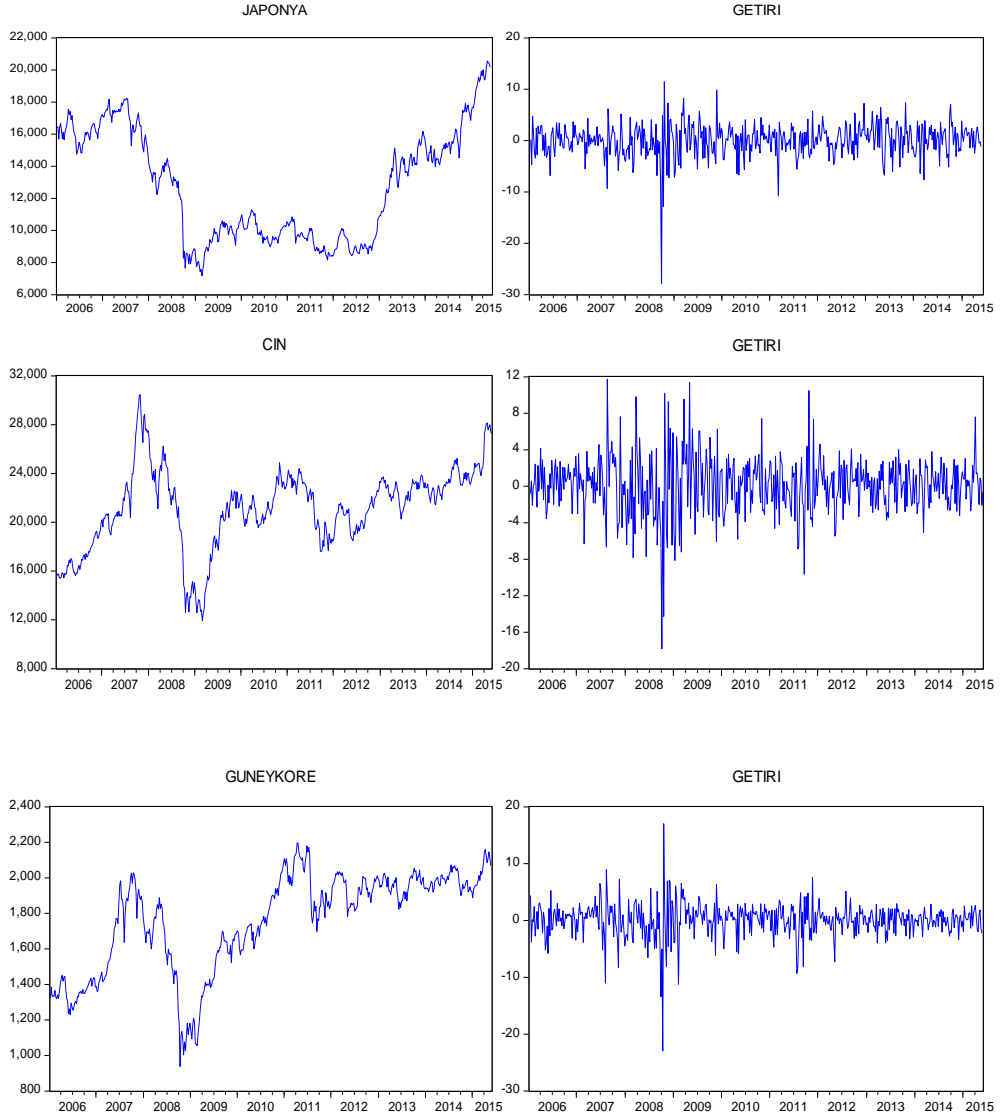
Ülke	Endeks Kısaltması	İçerik
ABD	DJI	ABD'nin önemli hisse senedi endekslerinden biridir. En büyük otuz şirketi içerir.
ABD	S&P 500	S&P 500 borsa endeksi, Standard & Poor's tarafından yapılmaktadır. 500 büyük Amerikan şirketini kapsamaktadır. Amerikan hisse senedi piyasasının yaklaşık %75'ini kapsamaktadır.
Kanada	S&P/TSX	S&P/TSX Bileşik Endeksi, Toronto Borsası'nda (TSX) en büyük şirketlerin hisse senedi fiyatlarının bir göstergesidir.
Brezilya	Bovespa	Bovespa Endeksi São Paulo hisse senedi piyasasında işlem gören yaklaşık 50 hisse senedinin bir göstergesidir. Bovespa bir toplam endekstir.
Şili	IPSA	En yoğun işlem gören 40 hisse senedinden oluşmaktadır.
Çin	Hang Seng	Hong Kong Borsası'nda işlem gören en büyük 41 şirketin toplam piyasa değeri ağırlıklı endeksidir.
Endonezya	Jakarta	Endonezya Borsası'nda işlem gören tüm hisse senetlerinin bir endeksidir.
Güney Kore	KOSPI	Güney Kore borsasında en çok işlem gören endekstir. Aynı zamanda ABD'deki DJI ve S&P500 endeksleri gibi, Güney Kore'yi temsil eden en önemli endekstir.
Japonya	Nikkei 225	Tokyo Borsası'nda işlem gören çeşitli alanlarda faaliyet gösteren ve sektörün en büyük 225 şirketinin hisse senetlerini içeren bir endekstir.
Hindistan	Sensex 30	Bombay Borsası'nda çeşitli sektörlerden en büyük ve en çok işlem gören 30 hisse senedinden oluşur.
Türkiye	BIST100	100 şirketin hisse senedi ile sınırlandırılmış bileşik endeks niteliği taşımaktadır.
Almanya	DAX	Frankfurt Borsası'nda işlem gören en büyük ve en fazla likiditeye sahip Alman şirketlerinden 30'unu temsil eden hisse senetleri endeksidir.
İngiltere	FTSE 250	Londra Borsası'nda işlem gören 350 büyük şirketten 101. Şirket itibari ile ağırlıklı ortalamasına göre hisselerin hesaplandığı endekstir.
İsviçre	SMI	En likit ve piyasa değerleri en yüksek 20 hisse senedinden oluşmaktadır.
Yunanistan	ATHEX Composite	Atina borsasında en aktif işlem gören 60 büyük hisse senedinden oluşur.
Güney Afrika	FTSE/JSE	FTSE/JSE endeksi tüm sermaye piyasası değerinin %99'unu temsil etmektedir.
Polonya	WIG	WIG endeksi 318 şirketin hisse senedinden oluşan en eski Varşova Menkul Kıymetler Borsası endeksidir.
Macaristan	BUX	BUX endeksi, Budapeşte Menkul Kıymetler Borsası'nda mavi çip hisse senedi listesinin resmi borsa endeksidir.
Eurozone	ESTX50	Euro Stoxx50 endeksi Euro Bölgesi içindeki borsalarda işlem gören fiili dolaşımdaki paylarının piyasa değerleri en yüksek olan şirketlerin hisseleri ile oluşturulmuş bir endekstir.
Euronext	N100	Euronext piyasasında işlem gören en büyük ve en likit hisse senetlerini içermektedir. Avrupa borsasındaki farklı ülkelerdeki büyük şirketlerin %80'ini kapsamaktadır.

Grafik 1: ABD Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri



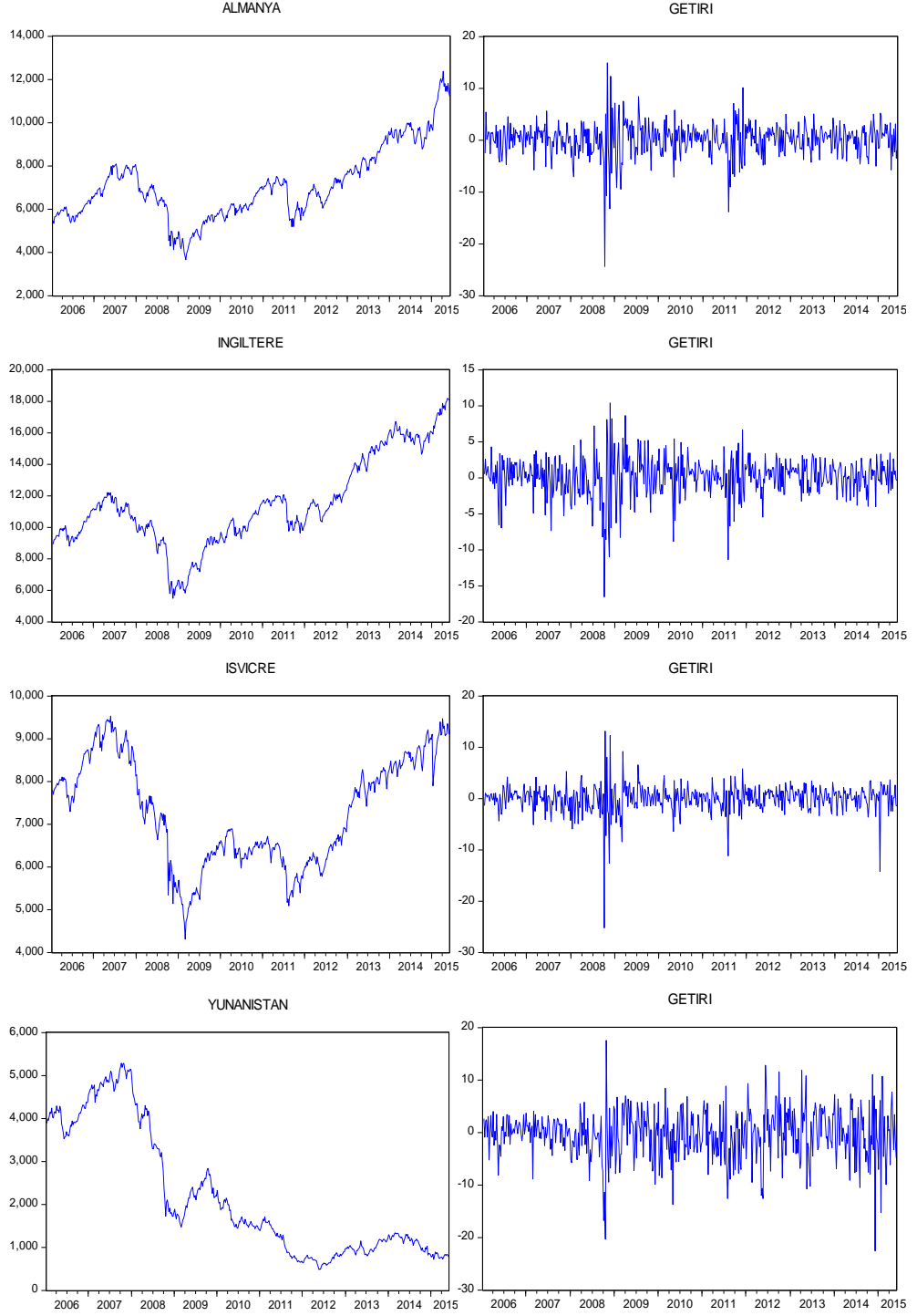
Grafik 1’de, ABD hisse senedi piyasalarının hisse senedi endekslerinin ve bu endekslerden elde edilen getiri serilerinin grafikleri sunulmuştur. Burada her bir serinin genel olarak benzer bir trende sahip olduğu söylenebilir. Piyasaların hisse senedi getiri endekslerine bakıldığında ise yine her bir piyasada özellikle 2008 yılında getirilerde ani düşüşler yaşandığı görülmektedir. 2008 yılından sonra krizin etkisinin de azalmasıyla piyasalarda tekrar bir yükseliş trendi gözlenmektedir.

Grafik 2: Asya Ülkeleri Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri

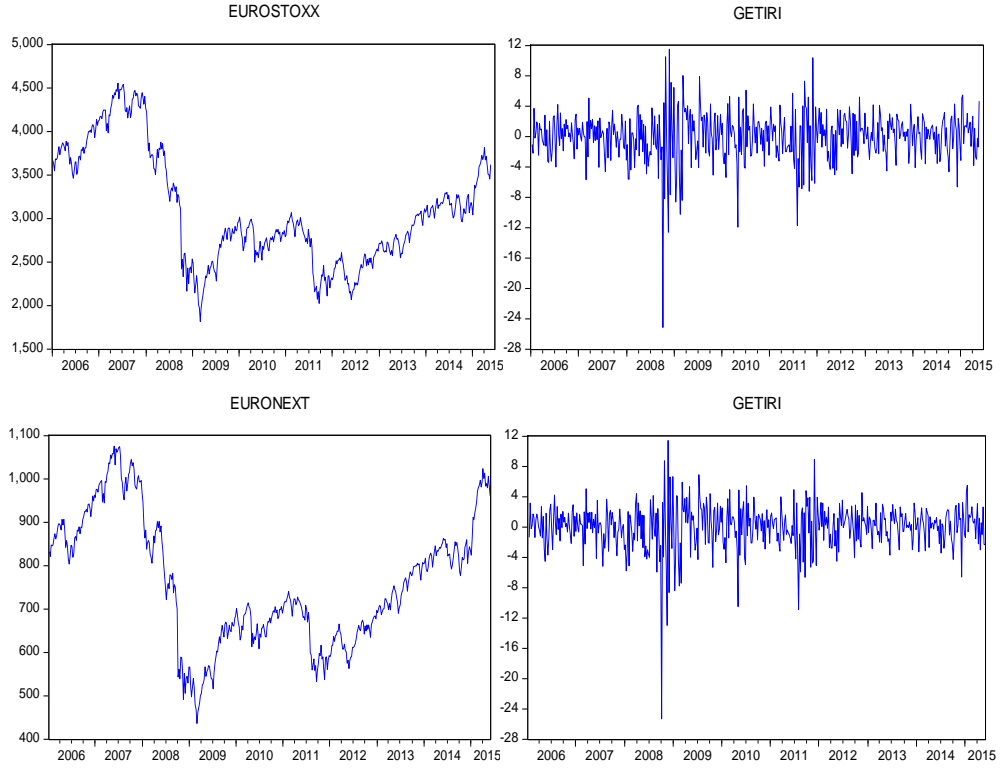


Grafik 2’de Asya ülkelerine ilişkin hisse senedi endeksi ve bu endekslerden yararlanılarak elde edilen getiri serileri yer almaktadır. Özellikle Hang-Seng (Çin) hisse senedi getirisinin 2008 ve 2011 yıllarında aşırı oynaklık sergilediği gözlenmektedir. Tüm Asya ülkeleri için 2008 yılının gelişmekte olan ülkelere olumsuz etkisi getiri serilerinden takip edilebilmektedir.

Grafik 3: Avrupa Ülkeleri Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri

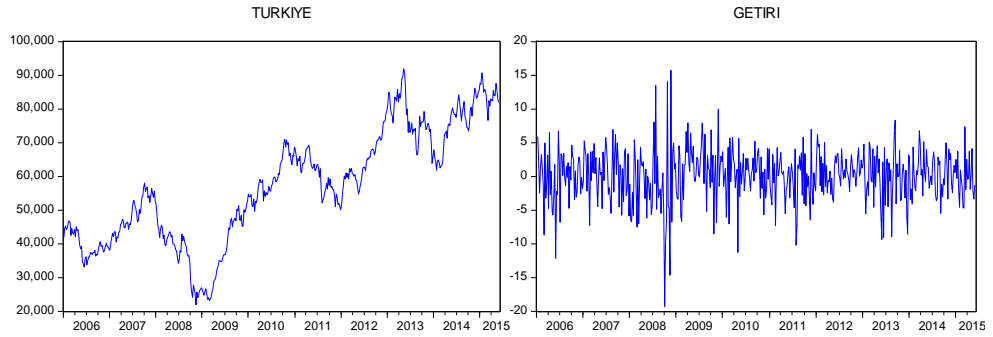
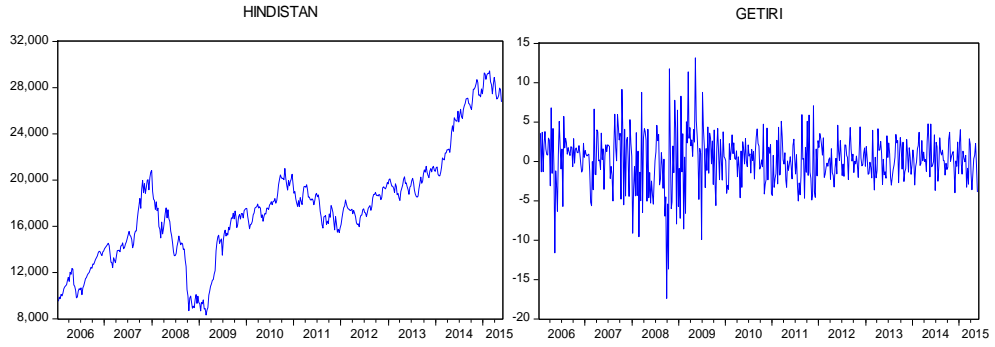
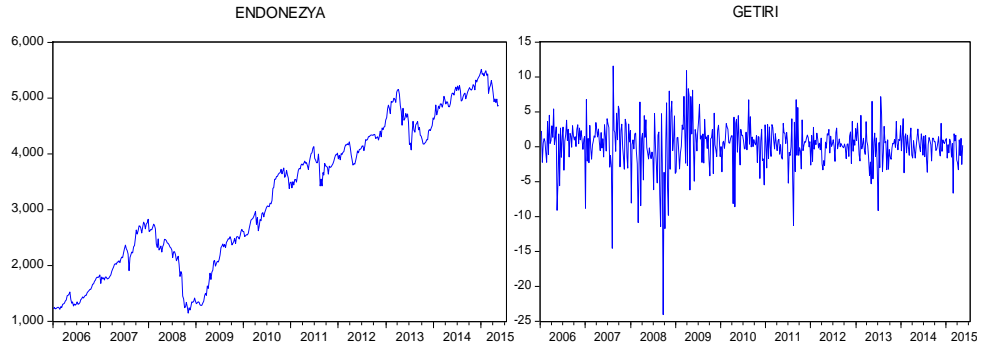
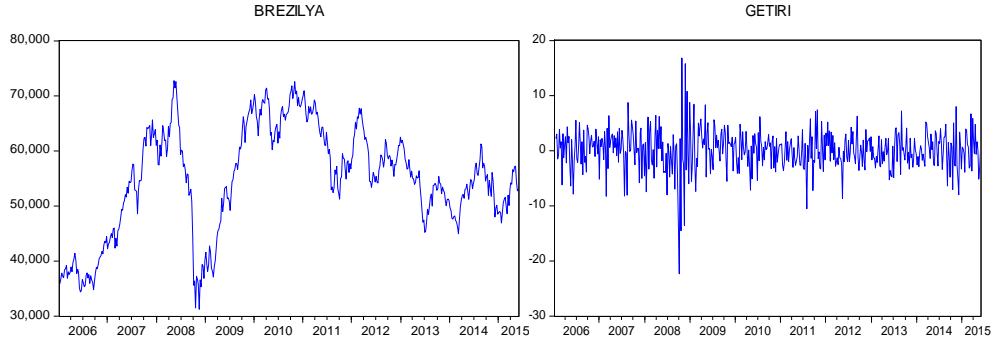


Grafik 3 (Devamı)

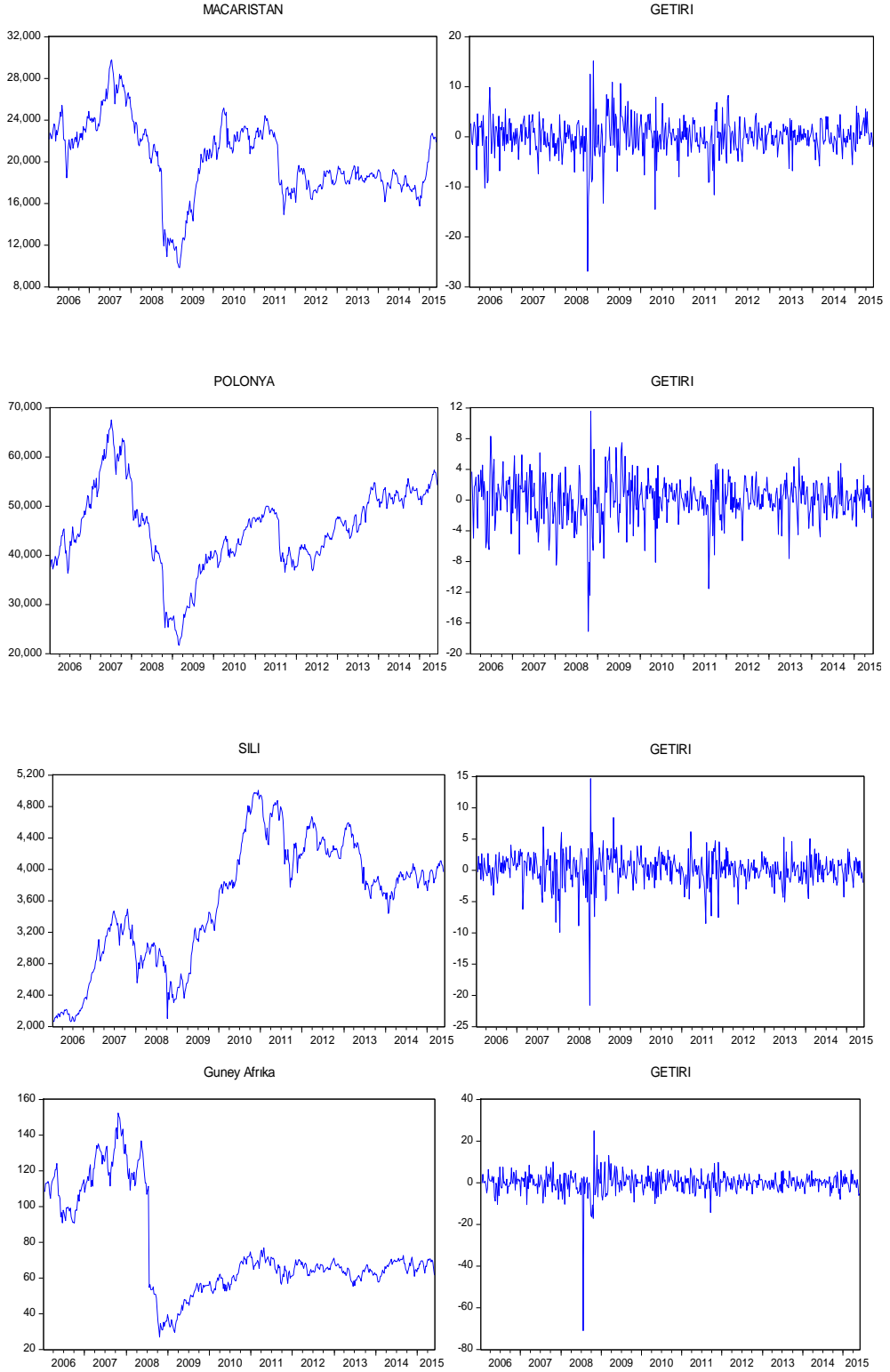


Grafik 3'te Avrupa ülkelerine ilişkin hisse senedi endeksi ve getiri grafikleri yer almaktadır. İngiltere, Almanya ve Fransa getiri serilerinin ve hisse senedi endeks serilerinin son derece benzer hareket sergilediği dikkatleri çekmektedir. İsviçre getiri serisinin 2008 yılı sonrası oynaklığının azaldığı gözlenmektedir. Getiri serileri açısından diğer ülke piyasalarında olduğu gibi 2008 yılının Avrupa piyasaları için de aşırı bir getiri oynaklığına neden olduğu açıktır. EuroStoxx50 ve EuroNext100 gibi toplulaştırılmış endeks ve bu endeksten elde edilen getiri serilerinde de bireysel ülke piyasalarındaki eğilimin çok benzeri bir eğilimin sergilendiği görülmektedir.

Grafik 4: Kırılgan Sekizli Ülkelerin Hisse Senedi Endeks ve Getiri Serileri



Grafik 4 (Devamı)



Grafik 4’te kırılmalı sekizli ülkeler ele alınmıştır. Getiri serileri 2008 yılındaki ani düşüşü açıkça göstermektedir. En oynak getiri serisinin Polonya, Hindistan ve Türkiye’ye ait olduğu görülmektedir.

3.2. Ekonometrik Yöntem

Çalışmada, ABD, Asya ve Avrupa finansal piyasalarından kırılmalı sekizli ülkelerin finansal piyasalarına doğru oynaklık yayılımını incelemek amacıyla Kanas (1998)'in çalışması temel alınmıştır. Kanas (1998), üç büyük Avrupa hisse senedi piyasası olan Londra, Frankfurt ve Paris arasındaki oynaklık yayılımını EGARCH metodu ile incelemiştir. Kanas (1998), kaldıraç etkisi olarak bilinen hisse senedi piyasasındaki şokların asimetrik etkisini belirlemek için Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH yöntemini kullanmıştır. EGARCH yöntemi birinci bölümde de bahsedildiği gibi hisse senedi piyasalarındaki asimetrik etkiyi ya da bir başka deyişle kaldıraç etkisini belirlemek amacıyla yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir.

ARCH-GARCH modellerinin ilk aşamasında serilerin durağan olup olmadıkları incelenmektedir. Bu amaçla öncelikle çalışmada ele alınan durağanlık yöntemleri kısaca tanıtılmıştır.

3.2.1. Birim Kök Analizi

Serilerin durağanlık analizlerinde çalışmada kullanılan testler Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve Phillips-Perron (PP) testi aşağıda açıklanacaktır.

3.2.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi

Dickey ve Fuller tarafından 1979 yılında ortaya atılmış olan ADF durağanlık testinde serilerin üç farklı model tahmini yapılarak durağan olup olmadıkları test edilmektedir.

ADF testi için (35) ve (36) numaralı denklemler kullanılmıştır. (35) numaralı denklem sabitli, (36) numaralı denklem ise sabitli ve trendli ADF denklemlerini göstermektedir. ADF denklemlerinde olası otokorelasyonun önlenmesi amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağ tarafına açıklayıcı değişken olarak ilave edilmektedir. ADF denklemlerinde bağımlı değişkenin optimal gecikme uzunluklarının belirlenmesi için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır.

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (35)$$

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta y_{t-i} + \gamma trend + v_t \quad (36)$$

(35) ve (36) numaralı denklemlerde y , durağanlığı incelenen değişkeni; β , δ , φ ve γ katsayıları; v , hata terimini; Δ , fark operatörünü; p ise optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. δ katsayısının t istatistiği MacKinnon tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir. Eğer t istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse seri seviyesinde durağandır. Eğer seri seviyesinde durağan değilse farkı alınarak durağanlaştırılır.

3.2.1.2. Phillips-Perron (PP) Testi

Serilerin durağanlığı konusunda ADF test sonuçlarını desteklemek amacıyla kullanılan Phillips-Perron testi, zaman serilerinin birim kök içerip içermediğinin belirlenmesinde kullanılan alternatif bir testtir.

Phillips ve Perron (1988) hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımlara sahip bir birim kök testi geliştirmişlerdir. ADF testi, hata terimlerini bağımsız ve homojen varsayarken, Phillips-Perron testi hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı olmasına imkan tanımaktadır.

PP testinde bağımlı değişken gecikmeleri söz konusu değildir. PP testinde Newey-West bağımlı değişken gecikmelerini tespit eden bir kriter değil, bir uyarılma tahmincisidir. PP testi için (37) ve (38) numaralı denklemler kullanılmıştır.

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + u_t \quad (37)$$

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \gamma trend + u_t \quad (38)$$

(37) ve (38) numaralı denklemlerde y , durağanlığı incelenen seriyi; β , δ ve γ katsayıları; u ise hata terimini ifade etmektedir. δ katsayısının t istatistiği MacKinnon tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir.

3.2.2. EGARCH Modellerinin Tahmini

Çalışmanın bundan sonraki kısmında EGARCH modelinin işlem basamakları açıklanacaktır. Bu doğrultuda öncelikle uygun ARIMA modellerinin nasıl belirlendiği, ARCH etkisinin tespiti, koşullu değişen varyansın elde edilmesi, asimetri etkisinin araştırılması ve oynaklık yayılımının nasıl belirlendiği anlatılacaktır.

3.2.2.1. Uygun ARIMA Modelinin Seçilmesi

Box-Jenkins (1970) tarafından ortaya konulan ARIMA modeli, zaman serileri analizinde sıklıkla kullanılan bir yöntemdir. Bu yöntemde üç tür modelleme vardır. Bunlar, Otoregresif (AR) Süreç, Hareketli Ortalamalar (MA) Süreci ve Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) Sürecidir.

Box-Jenkins yöntemi dört aşamadan oluşmaktadır;

- ✓ Belirleme: Zaman serisine uygun Box-Jenkins modeli belirlenir.
- ✓ Parametre Tahmini: Belirlenen modele ilişkin parametreler tahmin edilir.
- ✓ Tanı Koyma: Modelin, seriyi iyi açıklayıp açıklamadığını ortaya koymak için istatistiksel analizlerin yapılması aşamasıdır. Eğer kurulan model seriyi iyi açıklamıyorsa, yeniden başka bir model belirlenir.
- ✓ Kestirim: Model seriyi iyi açıklıyorsa, ileriye yönelik tahmin aşamasına geçilir.

Çalışmada, getiri serilerinin seviyesinde durağan olduğu tespit edildikten sonra, bütün seriler için uygun ARIMA modellerinin belirlenmesi için çeşitli ARIMA modelleri oluşturulmuş ve uygun olan model katsayı anlamlılıkları determinasyon katsayısı (R^2), Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SCH) gibi model performansını ölçen değerler ve LM, White testi gibi modelin uygunluğunu inceleme olanağı sağlayan testler

kapsamında çok sayıda model içinden bir model seçilmiştir. Uygun ARIMA modeli seçim aşaması (Ek)'de gösterilmiştir.

3.2.2.2. ARCH Etkisinin Tespiti

ARIMA modellerinin seçiminden sonra denklemlerdeki ARCH etkisinin testi ARCH-LM testi ile araştırılmıştır. ARCH etkisi belirlendikten sonra uygun ARCH-GARCH modeli belirlenmiştir. Birinci bölümde GARCH modellerine ilişkin gerekli bilgi verildiğinden aşağıda sadece özet olarak değinilecektir.

3.2.2.3. Uygun EGARCH Modelinin Belirlenmesi ve Asimetrik Etkinin Araştırılması

Finansal zaman serilerinde sabit varyans varsayımının geçerli olmadığı görülmektedir. Zaman serilerinde sabit varyans varsayımının sağlanamadığını ilk defa Engle (1982) ARCH modeli ile ortaya koymuştur.

ARCH modelinin uygulamasında, nispi olarak uzun gecikmeler kullanılması ve sabit gecikme yapısının önerilmesi nedeniyle, koşullu varyans denklemindeki parametrelere bazı kısıtlamalar konulmuştur. Bu kısıtlamaların sağlanamaması ve negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, Bollerslev (1986), Engle (1982)'ın ARCH modelini geliştirerek GARCH modelini önermiştir. GARCH modeli, hem otoregresif hem de hareketli ortalamalar terimlerinin koşullu varyansın modellenmesinde kullanılabilmesine imkan tanımaktadır. Bununla birlikte standart GARCH modelleri iyi ve kötü haberin oynaklık üzerinde neden olabileceği asimetrik etkiyi dikkate almamaktadır. Üstelik GARCH modellerine ilişkin parametre kısıtları çoğu zaman uygun modelin belirlenememesi problemine yol açmaktadır. Bu noktada finansal zaman serileri açısından son derece önem arz eden kaldıraç etkisinin araştırılması ve katsayı kısıtlarının minimize edilmesi amacıyla Nelson (1991) tarafından önerilen EGARCH modellerinin kullanılması uygun görülmüştür. Birinci bölümde açıklanan EGARCH modeli, asimetrik etkiyi yani iyi ve kötü haberlerin varyans üzerinde simetrik etkiye sahip olup olmadığını, diğer bir ifadeyle hisse senedi getirilerinde kaldıraç etkisinin söz konusu olup olmadığını araştırma imkanı tanımaktadır. Black (1976)' e göre,

oyunluk ve varlık fiyatları arasında negatif ilişki olabilir ve bu ilişki kaldıraç etkisi olarak bilinmektedir.

Nelson (1991)'in geliştirdiği herhangi bir negatif olmama kısıtı içermeyen, haberlerin asimetrik etkisini inceleyen EGARCH (1,1) modeli aşağıdaki (39) numaralı eşitlikteki gibi gösterilmektedir.

$$\log h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \log(h_{t-1}) \quad (39)$$

Burada şartlı varyans denklemi log-linear formdadır. Logaritmik olduğu için h_t değerleri asla negatif olmayacaktır. Bu nedenle katsayı kısıtlamasına gerek yoktur. ε_{t-1} değerini kullanmaktan ziyade EGARCH modeli ε_{t-1} 'in standardize değerini kullanır. Nelson (1991) bu standardizasyonun şokların büyüklük ve yapışkanlıkları hakkında daha gerçekçi yorumların ortaya çıkmasını sağladığını ifade etmektedir.

α parametresi asimetrik ARCH etkisini gösterir. Eğer $\alpha = 0$ ise bir pozitif şok aynı büyüklükteki bir negatif şok ile aynı etkiye sahiptir. Eğer $0 > \alpha > -1$ ise, bir negatif şok oynaklığı pozitif bir şoktan daha fazla artırır ve böylece α oynaklık üzerindeki asimetrik şokları gösterir. Eğer $\alpha < -1$ ise, negatif (pozitif) şok genellikle oynaklığı artırır (azaltır). Negatif ve istatistiksel olarak anlamlı α kaldıraç etkisinin varlığını gösterir. Gecikme uzunluklarının kesinliği, p ve q, alternatif özellikleri olan Likelihood Ratio (LR) testleri kullanılarak belirlenir. EGARCH modelinin belirlenmesinde p ve q gecikmeleri için tahmin edilen modellerin Ljung-Box ve Ljung-Box² istatistikleri dikkate alınmıştır. Bu model uygun EGARCH (p,q) modeline dayandırılarak test edilmiştir.

3.2.3. Oynaklık Yayılmının Test Edilmesi

Bu çalışmada EGARCH modeli ile,

- ✓ ABD_{S&P}, Asya ve Avrupa ülkelerinden kırılğan sekizli ülkelere,

- ✓ ABD_{DJI}, Asya ve Avrupa ülkelerinden kırılğan sekizli ülkelere,
- ✓ ABD_{S&P}, Asya ülkeleri ve EuroStoxx50'den kırılğan sekizli ülkelere,
- ✓ ABD_{S&P}, Asya ülkeleri ve EuroNext100'den kırılğan sekizli ülkelere,

oynaklık yayılımının olup olmadığı test edilmiştir. Bu testte oynaklık yayılımını belirlerken Kanas (1995)'in yaklaşımı dikkate alınmıştır. Bu yaklaşıma göre, yabancı piyasaların şartlı ortalama-şartlı varyans denklemlerinden elde edilen en son hata kareleri, yerel piyasanın şartlı varyans denkleminde dışsal değişken olarak konulmaktadır. Katsayı işaret ve anlamlılıklarına bakılarak oynaklık geçişkenliği olup olmadığına karar verilmektedir.

EGARCH (1,1) modelini ele alarak kırılğan sekizli ülkelerden biri olan Türkiye'ye ABD'den oynaklık yayılımının incelendiğini varsayalım.

$$\log h_{Türkiye,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{Türkiye,t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{Türkiye,t-1}}} \right| + \beta_1 \log(h_{Türkiye,t-1}) + \varphi_1 \log(U_{ABD,t}) \quad (40)$$

$U_{ABD,t}$, ABD için EGARCH modelinden elde edilmiş hata terimlerinin karelerini ifade etmektedir. Oynaklık yayılımının varlığı φ_1 katsayısının istatistiksel olarak anlamlılığına bakılarak belirlenir. Eğer istatistiksel olarak anlamlı katsayılar söz konusu ise ABD'den Türkiye'ye doğru hisse senedi getiri oynaklığı yayılımının var olduğu şeklinde yorum yapılır.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR

Bu bölümde, 2006-2015 dönemine ilişkin haftalık hisse senedi getirileri kullanılarak ABD, Asya ve Avrupa ülkelerinin finansal piyasalarından “kırılgan sekizli” lerin finansal piyasalarına doğru oynaklık yayılımının söz konusu olup olmadığı ampirik olarak test edilmiştir. Çalışmada öncelikle getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler sunulmuştur. Sonrasında getiri serilerinin uygun durağanlık analizi sonuçları verilmiştir. Serilerin durağan oldukları seviyeler belirlendikten sonra uygun ARIMA modelleri belirlenmiştir. Belirlenen uygun ARIMA modelleri kapsamında ARCH etkisi test edilerek asimetrik etkiyi de barındıran EGARCH modelleri seçilmiştir. Daha sonra seçilen modeller kapsamında Kanas (1998)’ın yaklaşımı kullanılarak oynaklık yayılımı test edilmiştir.

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 5’te ABD, Kanada, Tablo 6’da Japonya, Çin ve Güney Kore, Tablo 7’de Almanya, Fransa, İngiltere, İsviçre, Yunanistan, EuroStoxx50, EuroNext100 ve Tablo 8’de Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan, Macaristan, Polonya, Şili ve Türkiye için hisse senedi getirilerine ait ortalama, maksimum ve minimum değerler, standart sapma, çarpıklık ve basıklık gibi bazı tanımlayıcı istatistikler verilmiştir.

Tablo 5’te, DJI (ABD), S&P500 (ABD) ve S&P/TSX (Kanada) endekslerine ait ortalama getiri değerlerine bakıldığında tüm serilerin ortalamalarının pozitif ve en yüksek getirinin DJI (ABD), en düşük getirinin ise S&P/TSX (Kanada) endeksine ait olduğu görülmektedir. Maksimum değerlerde en yüksek getiri değerinin S&P/TSX (Kanada), en düşük getiri değerinin ise DJI (ABD) endeksine ait olduğu gözlenmektedir. Minimum değere bakıldığında ise S&P500 (ABD) endeksinin en düşük değeri aldığı tablodan izlenmektedir. Standart sapmalar karşılaştırıldığında, en yüksek standart sapmaya S&P 500

(ABD) endeksinin, en düşük standart sapmaya ise DJI (ABD) endeksinin sahip olduğu görülmektedir. Bu durum, S&P500 (ABD) getiri serisinin ele alınan dönem boyunca diğer getiri serilerine kıyasla daha oynak bir yapı sergilediği anlamına gelmektedir. Çarpıklık değerinin 0'dan büyük bir değer alması değişkenin sağa çarpık dağılıma sahip, basıklık değerinin 3'den büyük olması ise değişkenin aşırı basık yani normal dağılıma göre daha sivri olduğu anlamına gelmektedir. İncelenen hisse senedi getirilerinin çarpıklık katsayılarının çoğunlukla 0'dan küçük olduğu görülmektedir. Bu da getiri dağılımlarının sola çarpık olduğunu göstermektedir. Hisse senedi getiri dağılımlarının basıklık katsayıları ise 3'den büyüktür. Bu durum dağılımların sivri olduğunu göstermektedir. Getiri serilerinin otokorelasyon taşıyıp taşımadığı ise Ljung-Box (LB) istatistikleri ile sınanmıştır. LB istatistiği tüm endeks getirilerinin otokorelasyon sorunu taşıdığını göstermektedir. Bu durum da getiri serilerinin modellenmesinde ARCH-GARCH yaklaşımının kullanılmasının uygun olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 5. ABD Ülkeleri Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	ABD _{S&P}	ABD _{DJI}	Kanada
Ortalama	0.099	0.102	0.0517
Medyan	0.217	0.343	0.326
Maksimum	11.355	6.955	12.816
Minimum	-20.083	-15.037	-17.541
Standart Sapma	2.611	1.882	2.557
Çarpıklık	-0.956	-1.365	-1.102
Basıklık	11.827	12.399	11.766
LB(5)	11.750 ^c	17.493 ^a	13.683 ^b
LB(10)	19.482 ^c	21.050 ^c	27.358 ^a

a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 6'da, Nikkei225 (Japonya), Hang Seng (Çin) ve Kospi (Güney Kore)' ye ait hisse senedi getirilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler verilmiştir. Nikkei225 (Japonya), Hang Seng (Çin) ve Kospi (Güney Kore)' ye ait üç endeksin ortalama getiri değerlerine bakıldığında tüm serilerin ortalamalarının pozitif olduğu gözlenmektedir. En yüksek getirinin Hang Seng (Çin), en düşük getirinin ise Nikkei225 (Japonya) endeksinde olduğu görülmektedir. Standart sapmaları karşılaştırıldığında, en yüksek standart

sapmaya Nikkei225 (Japonya) endeksinin, en düşük standart sapmaya ise Kospi (Güney Kore) endeksinin sahip olduğu belirlenmiştir. Bu durum, Nikkei225 (Japonya) endeksinin ele alınan dönem boyunca diğer ülke endekslerine kıyasla daha oynak bir yapı sergilediğini göstermektedir. Ayrıca değişkenlerin normal dağılıma sahip olmadığı söylenebilir. En yüksek getiri değerinin Kospi (Güney Kore) endeksine, en düşük getiri değerinin ise Nikkei225 (Japonya) endeksine ait olduğu tablodan görülmektedir. Getiri serilerine ilişkin çarpıklık katsayılarının 0'dan küçük olduğu görülmektedir. Bu da getiri dağılımlarının sola çarpık olduğunu göstermektedir. Hisse senedi getiri dağılımlarının basıklık katsayıları ise 3'den büyüktür yani dağılımların sivri olduğu sonucu görülmektedir.

Tablo 6. Asya Ülkeleri Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	Japonya	Çin	Güney Kore
Ortalama	0.041	0.111	0.091
Medyan	0.251	0.441	0.356
Maksimum	11.449	11.718	17.031
Minimum	-27.884	-17.815	-22.928
Standart Sapma	3.239	3.208	2.994
Çarpıklık	-1.520	-0.320	-1.071
Basıklık	14.422	6.257	13.153
LB(5)	10.052 ^c	3.2251	6.0818
LB(10)	12.070	5.4385	15.224

a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7'de, Dax (Almanya), FTSE250 (İngiltere), SMI (İsviçre), Athen (Yunanistan), EuroStoxx50 ve EuroNext100 hisse senedi getirilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler verilmiştir. Dax (Almanya), FTSE250 (İngiltere), SMI (İsviçre), Athen (Yunanistan), EuroStoxx50 ve EuroNext100 hisse senedi getirilerine ilişkin ortalama getiri değerleri incelendiğinde Athen (Yunanistan) ve EuroStoxx50 endekslerinin haricindeki endekslerin ortalamalarının pozitif olduğu dikkatleri çekmektedir. Avrupa ülke endekslerine ilişkin getiri serilerinin standart sapmaları incelendiğinde ise en yüksek standart sapmaya Yunanistan'ın, en düşük standart sapmaya ise İngiltere'nin sahip olduğu görülmüştür. Bu duruma göre, Yunanistan (Athen) hisse senedi piyasasında getiriler diğer ülkelere kıyasla daha oynak bir yapı sergilemektedir.

Maksimum değerlere bakıldığında en yüksek değer Athen (Yunanistan) endeksinin, minimum değerlerde ise en düşük değere FTSE250 (İngiltere) endeksinin sahip olduğu görülmektedir. Çarpıklık katsayıları karşılaştırıldığında, 0'dan küçük olduğu yani getiri dağılımlarının sola çarpık olduğu söylenebilir. Basıklık katsayıları ise 3'den büyüktür yani dağılımların sivri olduğu sonucu görülmektedir. Avrupa ülkelerinin LB istatistiğine bakıldığında Yunanistan'ın dışındaki endeks getirilerinin otokorelasyon sorunu taşıdığı görülmektedir.

Tablo 7. Avrupa Ülkeleri Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	Almanya	İngiltere	İsviçre	Yunanistan	EuroStoxx50	EuroNext
Ortalama	0.145	0.048	0.031	-0.326	-0.002	0.029
Medyan	0.530	0.199	0.325	-0.040	0.395	0.318
Maksimum	14.942	12.583	13.165	17.560	11.517	11.440
Minimum	-24.346	-23.631	-25.201	-22.543	-25.131	-25.305
Standart Sapma	3.262	2.684	2.744	4.746	3.252	2.988
Çarpıklık	-1.065	-1.442	-1.854	-0.485	-1.210	-1.569
Basıklık	11.204	17.345	21.116	4.824	11.059	14.400
LB(5)	17.542 ^a	5.9424	48.146 ^a	6.9746	11.481 ^b	11.073 ^b
LB(10)	29.190 ^a	18.914 ^c	60.352 ^a	9.0417	28.417 ^a	31.634 ^a

a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Son olarak Tablo 8'de, kırılıgan sekizli ülkelere ait Bovespa (Brezilya), Jakarta (Endonezya), FTSE/JSE (Güney Afrika), BSE (Hindistan), BUX (Macaristan), WIG (Polonya), Ipsa (Şili) ve BIST100 (Türkiye) endekslerine ilişkin getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri görülmektedir. Endekslerin ortalama getiri değerlerine bakıldığında FTSE/JSE (Güney Afrika), BUX (Macaristan), WIG (Polonya) endekslerinin dışındaki ülke endekslerinin ortalamalarının pozitif olduğu belirlenmiştir. En yüksek getirinin Jakarta (Endonezya), en düşük getirinin ise FTSE/JSE (Güney Afrika) endeksine ait olduğu görülmektedir. Standart sapma değerleri karşılaştırıldığında en yüksek standart sapmaya Güney Afrika, en düşük standart sapmaya ise Şili hisse senedi piyasası getiri serisinin sahip olduğu görülmüştür. Bu durum, Güney Afrika'ya ilişkin getiri serisinin çok daha oynak bir yapı sergilediğini göstermektedir. Maksimum değerlere bakıldığında en yüksek değere FTSE/JSE (Güney Afrika) endeksinin, minimum değerlerde ise en düşük değere BUX (Macaristan) endeksinin sahip olduğu görülmektedir. Çarpıklık katsayıları

karşılaştırıldığında, 0'dan küçük olduğu yani getiri dağılımlarının sola çarpık olduğu söylenebilir. Basıklık katsayıları ise 3'den büyüktür yani dağılımların sivri olduğu sonucu görülmektedir. Güney Afrika ve Türkiye endeks getiri serileri dışındaki diğer kırılğan sekizli ülkelerin LB istatistiğine bakıldığında ise endeks getirilerinin otokorelasyon sorunu taşıdığı görülmektedir.

Tablo 8. Kırılğan Sekizli Ülkelerin Hisse Senedi Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	Brezilya	Endonezya	Güney Afrika	Hindistan	Macaristan	Polonya	Şili	Türkiye
Ortalama	0.079	0.282	-0.115	0.211	-0.002	-0.033	0.133	0.136
Medyan	0.362	0.599	0.184	0.431	0.092	0.146	0.251	0.450
Maksimum	16.842	11.586	24.941	13.170	15.162	16.012	14.668	15.757
Minimum	-22.324	-24.035	-71.008	-17.380	-26.886	-16.638	-21.597	-19.273
Standart Sapma	3.695	3.278	5.303	3.301	3.665	3.275	2.630	3.880
Çarpıklık	-0.458	-1.408	-4.820	-0.430	-0.948	-0.378	-1.232	-0.374
Basıklık	7.433	11.117	68.056	5.992	10.289	6.188	14.652	5.138
LB(5)	7.4953	19.920 ^a	2.6808	17.950 ^a	9.9286 ^b	12.715 ^b	9.8929 ^c	4.8310
LB(10)	18.496 ^b	25.361 ^a	7.5439	23.632 ^a	12.812	17.497 ^b	19.162 ^b	9.1624

a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tanımlayıcı istatistikler genel olarak oynak bir serinin taşıdığı özellikler kapsamında değerlendirildiğinde getiri serilerinin leptokurtic olduğu, oynaklık kümelenmesi gösterdiği ve otokorelasyon sorunu taşıdığı söylenebilir. Bu doğrultuda getiri serilerinin modellenmesinde ARCH-GARCH modellerinin kullanılmasının uygun olacağı görülmektedir.

4.2. Birim Kök Testleri

Çalışmada, analize başlamadan önce serilerin durağan olup olmadıkları test edilmiştir. Bu doğrultuda serilerin durağan oldukları seviyelerin tespit edilmesi amacıyla sabitli ve sabitli trendli ADF ve PP birim kök testleri kullanılmıştır. Tablo 9, ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 9'dan görüleceği üzere ADF ve PP testine göre bütün seriler %1 anlamlılık düzeyinde seviyelerinde durağan gözükmemektedirler. Yani getiri serileri birim kök içermemektedirler.

Tablo 9. Getiri Serilerine İlişkin ADF ve PP Birim Kök Analizi

ABD Ülke Endeksleri	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
ABD _{S&P}	-23.5977 ^a	-23.6302 ^a	-23.5703 ^a	-23.6263 ^a
ABD _{DJI}	-18.7189 ^a	-18.7352 ^a	-18.7510 ^a	-18.7190 ^a
Kanada	-24.8987 ^a	-24.8782 ^a	-24.8616 ^a	-24.8628 ^a
Asya Ülkeleri				
Japonya	-22.0920 ^a	-22.2335 ^a	-22.0956 ^a	-22.2342 ^a
Çin	-22.0967 ^a	-22.0741 ^a	-22.1070 ^a	-22.0851 ^a
Güney Kore	-23.2727 ^a	-12.3345 ^a	-212.258 ^a	-212.120 ^a
Avrupa Ülkeleri				
İngiltere	-25.0835 ^a	-25.0676 ^a	-25.1772 ^a	-25.1649 ^a
İsviçre	-28.1579 ^a	-28.1889 ^a	-28.1579 ^a	-28.1061 ^a
Yunanistan	-21.7082 ^a	-21.6861 ^a	-21.7079 ^a	-21.6858 ^a
EuroStox50	-24.8291 ^a	-24.8458 ^a	-24.8199 ^a	-24.8365 ^a
EuroNext100	-24.5065 ^a	-24.5298 ^a	-24.4505 ^a	-24.4738 ^a
Kırılgan Sekizli Ülkeler				
Brezilya	-23.9932 ^a	-24.0083 ^a	-23.9374 ^a	-23.9543 ^a
Endonezya	-23.7543 ^a	-23.7702 ^a	-23.8773 ^a	-23.8615 ^a
Güney Afrika	-23.4992 ^a	-23.4835 ^a	-23.4802 ^a	-23.4653 ^a
Hindistan	-13.1289 ^a	-13.1172 ^a	-21.9088 ^a	-21.8880 ^a
Macaristan	-21.1177 ^a	-21.1066 ^a	-21.1560 ^a	-21.1427 ^a
Polonya	-20.8939 ^a	-20.8736 ^a	-20.8622 ^a	-20.8408 ^a
Şili	-23.7841 ^a	-23.8358 ^a	-23.7786 ^a	-23.8514 ^a
Türkiye	-22.5656 ^a	-22.5507 ^a	-22.5664 ^a	-22.5518 ^a

Optimal gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Kritik değerler MacKinnon (1991)'a aittir. a, %1 seviyesinde serinin durağan olduğunu ifade etmektedir.

4.3. EGARCH Modellerinin Tahmini

Getiri serilerinin durağanlık analizinden sonra öncelikle bütün seriler için uygun ARIMA modeli belirlenmiştir. Uygun ARIMA modelleri katsayı anlamlılıklarına, AIC, SCH, R² gibi değerlere ve hata terimlerine ilişkin diagnostik incelemelere dayanılarak seçilmiştir. Uygun ARIMA modelinin seçim aşaması (Ek 1)'de gösterilmiştir. ARIMA modelinin seçiminden sonra modellerin hata terimlerinde Engle (1982) tarafından önerilen ARCH etkisinin var olup olmadığı ARCH-LM testi ile araştırılmıştır ve bütün modeller

itibariyle ARCH etkisinin varlığı tespit edilmiştir. Yani ARCH etkisi vardır ve bu etkinin modellenmesi gerekmektedir. ARCH etkisi belirlendikten sonra uygun ARCH-GARCH modellerinin seçilmesi aşamasına geçilmiştir.

Asimetrik etkiyi dikkate almak amacıyla EGARCH modeli tercih edilmiştir. ABD ülke endeksleri için uygun olan EGARCH modeli tahmin sonuçları sırasıyla Tablo 10'da verilmiştir. Tablo 10'da ABD_{S&P} endeksi için ARMA(2,2)-EGARCH(2,1,); ABD_{DJI} endeksi için AR(1)-EGARCH(1,1); Kanada endeksi için ARMA(2,2)-EGARCH(4,3)-modellerinin belirlendiği gözlenmektedir.

Tablo 10. ABD Hisse Senedi Getirileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri

	ABD _{S&P}	ABD _{DJI}	Kanada _{SPTSX}
Ortalama Denklemi			
Sabit	0.1699 ^c	0.1957 ^c	0.1124
AR(1)	-0.8271 ^c	0.2042 ^a	0.2600 ^a
AR(2)	-0.5596 ^c	-----	-0.9748 ^a
MA(1)	0.7671 ^c	-----	-0.2750 ^a
MA(2)	0.5743 ^c	-----	0.9918 ^a
Varyans Denklemi			
Sabit	-0.0171	-0.0409	-0.1927 ^b
$\left \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right $	0.2670 ^c	0.1306 ^b	0.1663
$\left \varepsilon_{t-2} / \sqrt{h_{t-2}} \right $	-0.1531	-----	0.2767 ^c
$\left \varepsilon_{t-3} / \sqrt{h_{t-3}} \right $	-----	-----	0.1037
$\left \varepsilon_{t-4} / \sqrt{h_{t-4}} \right $	-----	-----	-0.1751
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-0.2291 ^a	-0.2905 ^a	-0.2908 ^a
GARCH(-1)	0.9462 ^a	0.9110 ^a	0.3204 ^c
GARCH(-2)	-----	-----	0.1598
GARCH(-3)	-----	-----	0.4399 ^b
Loglikelihood	-1037.159	-897.5723	-1015.858
LB(5)	1.8656	3.1933	2.4089
LB(10)	6.1266	9.4399	8.7849
LB ² (5)	2.6704	0.6444	1.0272
LB ² (10)	5.4103	3.4981	4.3262

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 10'da sunulan sonuçlara bakıldığında, asimetrik etki parametresinin ($\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$) her getiri serisi için negatif ve istatistikî olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı çıktığı görülmektedir. Asimetrik etki kötü haberin iyi habere göre hisse senedi

getirisi açısından oynaklığı daha fazla arttırdığını ifade eder. Yani üç hisse senedi getirisi için kaldıraç etkisi söz konusudur. Oynaklık direnci parametresi (Garch (-1)) ise $ABD_{S\&P}$ ve ABD_{DJI} endeksleri için bire oldukça yakın bir değer almaktadır. Bu durum t-1 dönemindeki bir oynaklık şokunun t dönemindeki şartlı varyans üzerinde uzun süre etkili olabileceğini göstermektedir. Ayrıca, EGARCH modellerinden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri ve karelerine ilişkin LB ve LB^2 istatistikleri de sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon ve ARCH etkisinin kalmadığını göstermektedir.

Tablo 11’de ise Asya ülkelerine ilişkin hisse senedi getirileri için uygun EGARCH model tahmin sonuçları verilmiştir. Tablo 11’e bakıldığında Japonya endeksi için ARMA(1,1)-EGARCH(2,2); Çin endeksi için ARMA(1,1)-EGARCH(1,1); Güney Kore endeksi için ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) modeli görülmektedir.

Tablo 11. Asya Ülkelerinin Hisse Senedi Getiri Serileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri

	Japonya	Çin	Güney Kore
Ortalama Denklemi			
Sabit	0.0699	0.1484	0.2773 ^b
AR(1)	0.4296	0.4986	-0.6078 ^b
MA(1)	-0.3426	-0.4818	0.5707 ^b
Varyans Denklemi			
Sabit	0.2808 ^c	-0.0553	-0.0497
$ \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} $	0.3236 ^b	0.1609 ^b	0.3146 ^a
$ \varepsilon_{t-2} / \sqrt{h_{t-2}} $	-0.0045	-----	-----
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-0.2597 ^a	-0.0971 ^a	-0.1367 ^b
GARCH(-1)	0.4038	0.9653 ^a	0.8904 ^a
GARCH(-2)	0.3432	-----	-----
Loglikelihood	-1210.303	-1201.902	-1121.468
LB(5)	2.5316	4.0322	2.7462
LB(10)	5.5842	7.1549	9.8052
$LB^2(5)$	1.4785	1.1405	0.8917
$LB^2(10)$	2.8558	7.2525	2.9725

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 11’de asimetrik etki parametresine bakıldığında yine her bir Asya ülkesi getiri serisi için negatif ve istatistikî olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumda Asya ülke endeksleri için asimetrik etkinin geçerli olduğu söylenebilir. Negatif şokları

pozitif şoklardan daha fazla oynaklığı arttırdığını ileri süren kaldıraç etkisi şokların borsa üzerinde asimetrik etkisinin olduğunu daha net bir ifadeyle negatif şokların, pozitif şoklara göre daha fazla etki ettiğini göstermektedir. Oynaklık direnci parametrelerinin Çin ve Güney Kore endeksleri için 1'e oldukça yakın ve istatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu durum t-1 dönemindeki bir oynaklık şokunun t dönemindeki şartlı varyans üzerinde uzun süre etkili olabileceğini göstermektedir. Ayrıca, EGARCH modellerinden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri ve karelerine ilişkin LB ve LB² istatistikleri de sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon ve ARCH etkisinin kalmadığını göstermektedir.

Tablo 12. Avrupa Ülkelerinin Hisse Senedi Getiri Serileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri

	Almanya	İngiltere	İsviçre	Yunanistan	Eurostoxx50	Euronext100
Ortalama Denklemi						
Sabit	0.3107 ^c	0.2137 ^c	0.2396 ^b	-0.1708	-0.0579	0.1152
AR(1)	0.0694	-0.2477	-0.4695 ^c	0.7040 ^c	-0.8774 ^a	-1.1496 ^a
AR(2)	0.1759	-0.0087	-----	-----	-0.7950 ^a	-0.9323 ^a
AR(3)	-----	0.7639 ^a	-----	-----	-----	-----
AR(4)	-----	-----	-----	-----	-----	-----
MA(1)	-0.1163	0.2366	0.3631	-0.6539 ^c	0.8581 ^a	1.1139 ^a
MA(2)	-0.0888	0.0810	-----	-----	0.8419 ^a	0.9380 ^a
MA(3)	-----	-0.7744 ^b	-----	-----	-----	-----
Varyans Denklemi						
Sabit	0.0790	-0.0151	0.0902	-0.0200	0.1220 ^b	0.0394
$ \varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}} $	0.1682 ^c	-0.0588	0.0855	0.1913 ^b	0.0561	0.0897
$ \varepsilon_{t-2}/\sqrt{h_{t-2}} $	-----	0.2961 ^c	-----	-----	-0.0684	0.0386
$ \varepsilon_{t-3}/\sqrt{h_{t-3}} $	-----	0.1242	-----	-----	-----	-----
$\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$	-0.2200 ^a	-0.3334 ^a	-0.2766 ^a	-0.0855 ^b	-0.2589 ^a	-0.2452 ^a
GARCH(-1)	0.8920 ^a	0.3970 ^c	0.8875 ^a	0.9558 ^a	0.5850 ^c	0.9192 ^a
GARCH(-2)	-----	0.4414 ^c	-----	-----	0.3619	-----
Loglikelihood	-1181.989	-1103.053	-1066.178	-1411.770	-1181.778	-1133.252
LB(5)	1.0163	-----	3.2070	2.4256	2.5701	1.3271
LB(10)	6.9689	4.5549	5.4374	6.6879	7.1394	6.8127
LB ² (5)	2.6377	-----	1.1965	2.5134	1.6258	3.2785 ^c
LB ² (10)	5.3551	3.8142	1.6237	8.6112	4.4351	5.5918

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Avrupa ülkelerine ilişkin hisse senedi getiri serileri için uygun olan EGARCH modeli tahmin sonuçları ise Tablo 12’de verilmiştir. Tablo 12’ye bakıldığında Almanya için ARMA(2,2)-EGARCH(1,1); İngiltere için ARMA(3,3)-EGARCH(3,2); İsviçre için MA(1)-EGARCH(2,1); Yunanistan için ARMA(1,1)-EGARCH(1,1); Eurostoxx50 için ARMA(2,2)-EGARCH(2,2); Euronext100 için ARMA(2,2)-EGARCH(2,1) modeli görülmektedir.

Tablo 13. Kırılgan Sekizli Ülkelerin Hisse Senedi Getiri Serileri İçin Seçilen EGARCH Modelleri

	Hindistan	Endonezya	Brezilya	Türkiye	Güney Afrika	Macaristan	Polonya	Şili
Ortalama Denklemi								
Sabit	0.2362 ^c	0.4929 ^a	0.0398	0.2837 ^c	0.2183 ^c	0.0087	0.1497	0.2073 ^c
AR(1)	-----	-----	-----	0.0584	-0.1848	-0.4630	-0.7269 ^a	-----
AR(2)	-----	-----	-----	-0.1925	0.6650	0.0480	0.1128 ^b	-----
AR(3)	-----	-----	-----	-0.0293	-----	-----	-----	-----
MA(1)	-----	-0.1309 ^b	-0.0315	-0.0801	0.1527	0.4491	0.8025 ^a	-0.0196
MA(2)	0.0608	0.0283	-----	0.3200	-0.6747	-----	-----	-----
MA(3)	-----	0.0926 ^c	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Varyans Denklemi								
Sabit	-0.2003 ^c	-0.0571	0.0413	0.1503	0.0262	-0.0347	-0.0807	-0.1166
$\left \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right $	0.2096 ^c	0.4015 ^a	0.0081	0.0891	0.0768	0.1538 ^b	0.1027	0.3280 ^a
$\left \varepsilon_{t-2} / \sqrt{h_{t-2}} \right $	0.2547 ^b	-----	0.0618	0.0507	-----	-----	-0.0686	0.1337
$\left \varepsilon_{t-3} / \sqrt{h_{t-3}} \right $	0.0196	-----	0.2779 ^c	0.1277	-----	-----	0.1933	-----
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-0.1622 ^b	-0.0547	-0.2696 ^a	-0.1524 ^b	-0.1072 ^b	-0.0975 ^b	-0.1560 ^c	-0.2047 ^a
GARCH(-1)	0.1835	0.8854 ^a	0.0876	0.0031	0.9692 ^a	0.9652 ^a	0.7356	0.1415
GARCH(-2)	0.7306 ^a	-----	0.5213 ^b	0.8562 ^a	-----	-----	-0.0493	0.7080 ^a
GARCH(-3)	-----	-----	0.2587	-----	-----	-----	0.2636	-----
Loglikelihood	-1209.894	-1169.791	-1276.420	-1316.423	-1371.672	-1258.896	-1160.155	-1078.903
LB(5)	4.9532	3.8259	2.2022	1.5282	1.7495	4.1852	0.7348	3.9385
LB(10)	5.3187	6.7112	8.5809	4.7503	7.4611	8.6656	4.4807	11.962
LB ² (5)	1.6758	1.1993	3.0490	1.0442	0.1472	0.6443	0.2320	0.6736
LB ² (10)	9.8144	1.7644	4.7116	8.4887	0.2158	1.1591	1.4367	4.0697

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 12’te kaldıraç etkisi parametresinin her bir Avrupa ülkesi için negatif ve istatistikî olarak anlamlı olduğu gözlenmektedir. Bu durumda Avrupa ülke endeksleri için de asimetrik etkinin geçerli olduğu söylenebilir. Yani kötü haberlerin şartlı varyans

üzerinde iyi haberlerden daha büyük bir etkiye yol açtığı görülmektedir. Başka bir ifadeyle, hisse senedi piyasasında, fiyatlarda beklenmeyen bir düşüş benzer büyüklükte beklenmedik bir artışa göre oynaklığı daha fazla arttırmaktadır. Oynaklık direnci parametresi de özellikle Yunanistan ve Euronext100 endeksleri için bire oldukça yakın bir değer almaktadır ve istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Bu durum t-1 dönemindeki bir oynaklık şokunun t dönemindeki şartlı varyans üzerinde uzun süre etkili olabileceğini ifade etmektedir. Ayrıca, EGARCH modellerinden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri ve karelerine ilişkin LB ve LB² istatistikleri de sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon ve ARCH etkisinin kalmadığını göstermektedir.

Tablo 13'te ise kırılğan sekizli ülkeler için uygun olan EGARCH modelleri tahmin sonuçları verilmiştir. Tablo 13'e bakıldığında Hindistan için MA(2)-EGARCH(3,2); Endonezya için MA(3)-EGARCH(1,1); Brezilya için MA(1)-EGARCH(3,3); Türkiye için ARMA(2,1)-EGARCH(3,2); Güney Afrika için ARMA(2,2)-EGARCH(1,1); Macaristan için ARMA(2,1)-EGARCH(1,1); Polonya için ARMA(2,1)-EGARCH(3,3); Şili için MA(1)-EGARCH(2,2) modeli görülmektedir.

Tablo 13'te asimetrik etki parametresi Endonezya hariç diğer her bir kırılğan sekizli ülkeler için negatif ve istatistikî olarak anlamlıdır. Bu durum çoğu kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi endeksleri için asimetrik etkinin geçerli olduğunu göstermektedir. Yani negatif şokların koşullu varyansı pozitif şoklara göre daha fazla arttırdığı görülmektedir. Oynaklık direnci parametresinin özellikle Macaristan getiri endeksi için bire oldukça yakın bir değer aldığı gözlenmektedir. Bu durum t-1 dönemindeki bir oynaklık şokunun t döneminde şartlı varyans üzerinde uzun süre etkili olabileceğini göstermektedir. Ayrıca, EGARCH modellerinden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri ve karelerine ilişkin LB ve LB² istatistikleri de sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon ve ARCH etkisinin kalmadığını göstermektedir.

Asimetrik etki parametrelerini incelediğimizde özellikle ABD ve Avrupa gibi gelişmiş hisse senedi piyasalarında diğer ülke piyasalarına göre asimetrik etkinin daha belirgin olduğu dikkatleri çekmektedir.

4.4. Oynaklık Yayılımı

ABD, Asya ve Avrupa ülkelerinin hisse senedi getiri endekslerinden kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi getiri endekslerine doğru oynaklık yayılımına ilişkin bulgular Tablo 14, Tablo 15, Tablo 16 ve Tablo 17’de görölmektedir. Oynaklık yayılımı incelenirken Kanas (1998)’ın yaklaşımı kullanılarak diğere ülkelerden kırılğan sekizli ülkelere olan oynaklık yayılımının EGARCH modellerine olası yayılımı gerçekleştirecek ülkelere ilişkin EGARCH modellerinden elde edilen standartlaştırılmış hata kareleri dışsal değışken olarak ilave edilmiştir.

Tablo 14’te ABD, Asya ve Avrupa piyasalarından kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına olan oynaklık yayılımı incelenmektedir. ABD borsa endekslerine bakıldığında, ABD_{S&P}’den Brezilya ve Şili’ye; Kanada’dan ise Endonezya, Brezilya, Güney Afrika, Macaristan ve Polonya’ya doğru bir yayılım olduđu tablodan gözlenmektedir. Asya borsalarına bakıldığında, Japonya’dan Endonezya’ya, Çin’den Endonezya, Brezilya, Güney Afrika, Macaristan, Polonya ve Şili’ye; Güney Kore’den Hindistan, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika ve Polonya’ya doğru bir yayılım olduđu görölmektedir. Avrupa ülkeleri ile kırılğan sekizli ülkeler arasındaki ilişkiye bakıldığında Almanya’dan Macaristan’a; İngiltere’den Endonezya, Türkiye, Güney Afrika, Macaristan ve Polonya’ya; İsviçre’den Türkiye, Polonya ve Şili’ye; Yunanistan’dan Güney Afrika ve Polonya’ya doğru bir yayılımın söz konusu olduđu görölmektedir.

Tablo 15’te ABD_{DJI}, Asya ve Avrupa piyasalarından kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru oynaklık yayılımına ilişkin bulgular görölmektedir. ABD piyasalarına bakıldığında, Kanada’dan Brezilya, Güney Afrika, Macaristan, Polonya ve Şili’ye doğru bir yayılım olduđu dikkatleri çekmektedir. Asya borsalarına bakıldığında, Japonya’dan Endonezya ve Brezilya’ya; Çin’den Brezilya, Güney Afrika, Macaristan, Polonya ve Şili’ye; Güney Kore’den Hindistan, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika ve Polonya borsalarına doğru bir yayılım olduđu görölmektedir.

Tablo 14. Kırılğan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılmı (ABD_{S&P})

	Hindistan	Endonezya	Brezilya	Türkiye	Güney Afrika	Macaristan	Polonya	Şili
Ortalama Denklemi								
Sabit	0.2266 ^c	0.2371 ^c	0.1189	0.0602	0.1125	0.0620	0.2294 ^c	0.2458 ^b
AR(1)	-----	-----	-----	-0.2075	-1.2204 ^a	-0.029	-0.7767 ^a	-----
AR(2)	-----	-----	-----	0.0911 ^c	-0.9923 ^a	-----	0.0829 ^c	-----
AR(3)	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
AR(4)	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
MA(1)	-----	-0.1056 ^c	-0.0249	0.2086	1.2078 ^a	-----	0.8220 ^a	-0.0572
MA(2)	0.0090	0.0217	-----	-----	0.9896 ^a	-----	-----	-----
MA(3)	-----	0.0774	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Varyans Denklemi								
Sabit	0.3614 ^b	0.3883 ^b	1.3583 ^a	0.6145 ^a	0.6030 ^a	0.7088 ^a	0.7554 ^a	-----
$ \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} $	0.0519	0.3519 ^a	-0.1063	-0.2318	-0.2340 ^a	0.1277	0.0148	0.5649 ^c
$ \varepsilon_{t-2} / \sqrt{h_{t-2}} $	-0.0134	-----	0.0771	-0.1957	-----	-----	-0.0374	0.4034 ^a
$ \varepsilon_{t-3} / \sqrt{h_{t-3}} $	-0.1864	-----	0.2008 ^c	0.2792 ^c	-----	-----	0.3470 ^b	0.1746
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-0.0341	-0.0949 ^c	-----	-0.1397 ^b	-0.1430 ^a	-0.0778	-0.0527	-0.1239 ^c
GARCH(-1)	0.4633 ^c	0.7968 ^a	-0.2686 ^a	0.7910 ^b	0.9090 ^a	0.8137 ^a	0.4986 ^a	0.0482
GARCH(-2)	0.4906 ^b	-----	0.0848	0.0917	-----	-----	0.1437	0.6009 ^a
GARCH(-3)	-----	-----	0.4220 ^a	-----	-----	-----	0.1107	-----
Yayılm								
ABD(S&P)	-0.0325	-0.0149	0.0533 ^b	-0.0024	0.0115	0.0154	-0.0055	0.0928 ^c
Kanada	0.0238	0.0549 ^c	0.0921 ^a	0.0184	0.0866 ^a	0.1084 ^a	0.0666 ^c	0.0535
Çin	-0.0059	0.0554 ^c	0.1327 ^a	0.0260	0.0495 ^c	0.0563 ^c	0.0744 ^c	0.0594 ^c
Japonya	0.0070	-0.0699 ^a	0.0368	0.0049	0.0126	-0.0051	-0.0372	0.0116
Güney Kore	0.1024 ^a	0.0546 ^b	0.0157	0.0418 ^b	0.0290 ^c	0.0240	0.0784 ^b	0.0104
İngiltere	0.0196	0.0494 ^c	0.0441	0.0419 ^c	0.0485 ^c	0.0738 ^c	0.0671 ^c	-0.0383
Almanya	-0.0194	0.0602	0.0112	-0.0292	0.0029	0.0390 ^c	0.0530	0.0394
İsviçre	-0.0202	-0.0224	0.0293	0.0298 ^c	-0.0272	0.0183	0.0659 ^c	0.1075 ^b
Yunanistan	0.0275	0.0142	0.0287	0.0212	-0.0583 ^b	-0.0155	0.0560 ^c	0.0381
Loglikelihood	-1184.034	-1152.468	-1221.313	-1294.463	-1318.222	-1221.732	-1111.869	-1048.288
LB(5)	4.3307	3.3550	2.3325	1.8779	2.2334	6.0977	0.3785	3.3570
LB(10)	5.6297	7.3827	10.831	7.2742	9.5908	13.288	4.1287	9.8329
LB ² (5)	5.4246	1.3880	2.2716	0.6487	0.67317	1.6479	4.6393	0.7652
LB ² (10)	11.617	3.4591	13.233	4.6309	1.5505	4.4895	13.264	4.2583

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 15. Kırılgan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılımı (ABD_{DJI})

	Hindistan	Endonezya	Brezilya	Türkiye	Güney Afrika	Macaristan	Polonya	Şili
Ortalama Denklemi								
Sabit	0.1970 ^c	0.4769 ^a	0.1984	0.0445	0.0087	0.0681	0.2380 ^c	0.2311 ^b
AR(1)	-----	-----	-----	-0.2154	0.1142	-0.0044	-0.7862 ^a	-----
AR(2)	-----	-----	-----	0.0910 ^c	0.8513 ^a	-----	0.0808 ^c	-----
MA(1)	-----	-0.1390 ^b	-0.0421	0.2111	-0.1264	-----	0.8273 ^a	-0.0581
MA(2)	0.0127	0.0284	-----	-----	-0.8251 ^a	-----	-----	-----
MA(3)	-----	0.0946 ^c	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Varyans Denklemi								
Sabit	0.3327 ^c	0.2975	1.2489 ^a	0.5771 ^b	0.5474 ^a	0.6703 ^a	0.7098 ^a	0.5481 ^c
$\left \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right $	0.0778	0.3392 ^b	-0.1232	-0.2106	-0.2044 ^a	0.1101	0.0043	0.4105 ^a
$\left \varepsilon_{t-2} / \sqrt{h_{t-2}} \right $	-0.0226	-----	0.0680	-0.1903	-----	-----	-0.0526	0.2373 ^c
$\left \varepsilon_{t-3} / \sqrt{h_{t-3}} \right $	-0.1901 ^c	-----	0.1821	0.2733 ^c	-----	-----	0.3487 ^b	-----
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-0.0299	-0.0792	-0.2637 ^a	-0.1369 ^b	-0.1277 ^a	-0.0776 ^b	-0.0515	-0.1183 ^c
GARCH(-1)	0.3812 ^c	0.8264 ^a	0.1901	0.8407 ^b	0.9189 ^a	0.0434 ^c	0.5714 ^a	0.0332
GARCH(-2)	0.5738 ^a	-----	0.3539 ^a	0.0465	-----	-----	0.0779	0.5913 ^a
GARCH(-3)	-----	-----	0.0818	-----	-----	-----	0.1210	-----
Yayılım								
ABD(DJI)	-0.0169	-0.0352	-0.0303	0.0093	-0.0177	-0.0070	-0.0202	0.0164
Kanada	0.0224	0.0433	0.1019 ^a	0.0100	0.0822 ^a	0.1114 ^a	0.0683 ^c	0.0738 ^c
Çin	-0.0258	0.0535	0.1398 ^a	0.0220	0.0604 ^c	0.0890 ^b	0.0836 ^b	0.0538 ^c
Japonya	0.0121	-0.0618 ^c	0.0488 ^c	0.0039	0.0070	-0.0412	-0.0392	0.0132
Güney Kore	0.1067 ^a	0.0616 ^c	0.0220	0.0403 ^b	0.0253 ^c	0.0228	0.0828 ^b	0.0082
İngiltere	0.0228	0.0267	0.0670 ^c	0.0355 ^c	0.0505 ^b	0.0778 ^b	0.0685 ^c	-0.0113
Almanya	-0.0249	0.0744 ^c	0.0003	-0.0291	0.0159	0.0440 ^a	0.0544 ^a	0.0649 ^c
İsviçre	-0.0214	-0.0120	0.0336	0.0299 ^c	-0.0333 ^c	0.0162	0.0627 ^c	0.1175 ^b
Yunanistan	0.0163	0.0086	0.0318	0.0205	-0.0420 ^c	-0.0144	0.0562 ^c	0.0358
Loglikelihood	-1181.602	-1152.010	-1223.058	-1294.329	-1325.087	-1221.852	-1111.664	-1052.855
LB(5)	4.5636	3.3907	2.3424	1.5990	3.7541	6.4926	0.3301	4.6979
LB(10)	5.9598	7.1674	10.600	6.8083	14.568	13.514	3.8123	10.637
LB ² (5)	4.3383	1.3646	0.9808	0.6144	0.9133	1.6255	3.9958	0.4589
LB ² (10)	9.1496	3.9575	12.960	5.4202	1.8466	4.4638	13.394	4.5065

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 15'te Avrupa borsalarına bakıldığında ise Almanya'dan Endonezya, Macaristan, Polonya ve Şili'ye; İngiltere'den Brezilya, Türkiye, Güney Afrika, Macaristan ve Polonya'ya; İsviçre' den Türkiye, Güney Afrika, Polonya ve Şili'ye; Yunanistan'dan Güney Afrika ve Polonya borsalarına doğru bir yayılım görülmektedir.

Tablo 16. Kırılgan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılmı (EuroStoxx)

	Hindistan	Endonezya	Brezilya	Türkiye	Güney Afrika	Macaristan	Polonya	Şili
Ortalama Denklemi								
Sabit	0.2166 ^c	0.4847 ^a	0.0221	0.2257	0.3223 ^c	0.0348	0.1518	0.2501 ^b
AR(1)	-----	-----	-----	-0.1245	0.7765	-0.0093	-0.7957	-----
AR(2)	-----	-----	-----	0.0909 ^c	0.1228	-----	0.0914 ^c	-----
MA(1)	-----	-0.1365 ^b	-0.0174	0.1000	-0.8127	-----	0.8479 ^a	-0.0148
MA(2)	0.0264	0.0342	-----	-----	-0.0818	-----	-----	-----
MA(3)	-----	0.0935 ^c	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Varyans Denklemi								
Sabit	0.4346 ^a	0.2607 ^c	1.2260 ^a	0.6126 ^b	1.4115 ^a	0.7770 ^a	0.6036 ^a	0.5304 ^b
$\left \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right $	0.0554	0.3147 ^b	-0.0687	-0.0360	0.0384	0.1773 ^c	0.0563	0.2431 ^c
$\left \varepsilon_{t-2} / \sqrt{h_{t-2}} \right $	-0.0948 ^b	-----	0.0517	-0.1790	-----	-----	-0.0580	0.1401
$\left \varepsilon_{t-3} / \sqrt{h_{t-3}} \right $	-0.1473 ^a	-----	0.2031 ^c	0.1857	-----	-----	0.3141 ^c	-----
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-0.0344	-0.0745	-0.2734 ^a	-0.1487 ^c	-0.0491	-0.0818	-0.0802	-0.2225 ^b
GARCH(-1)	0.4048 ^a	0.8436 ^a	0.0955	0.5900 ^c	0.6886 ^a	0.7847 ^a	0.5376 ^a	0.2700 ^c
GARCH(-2)	0.5318 ^a	-----	0.4431 ^a	-----	-----	-----	0.1445	0.4122 ^b
GARCH(-3)	-----	-----	0.0699	-----	-----	-----	0.1068	-----
Yayılm								
ABD(S&P)	-0.0119	0.0088	0.0688 ^a	0.0265	0.0566	0.0419 ^c	0.0442 ^c	0.1497 ^a
Kanada	0.0480 ^a	0.0534	0.0908 ^a	-0.0132	0.1700 ^a	0.1042 ^b	0.0581 ^c	0.0707 ^c
Çin	0.0049	0.0529	0.1410 ^a	0.0292	0.0993 ^c	0.0832 ^b	0.1229 ^a	0.0771 ^c
Japonya	0.0267 ^b	-0.0340	0.0385	0.0225	0.0560	-0.0023	-0.0089	0.0185
Güney Kore	0.0851 ^a	0.0641 ^c	0.0211	0.0711 ^b	0.0517	0.0428 ^c	0.0826 ^b	0.0185
EuroStoxx50	-0.0450 ^a	-0.0093	0.0369	-0.0058	0.0150	0.0838 ^b	0.0720 ^c	-0.0701 ^c
Loglikelihood	-1178.716	-1156.759	-1226.803	-1303.277	-1346.599	-1225.903	-1125.749	-1054.997
LB(5)	4.9018	3.5769	2.7074	1.0657	2.2931	6.2415	0.8228	3.3048
LB(10)	6.6393	6.7791	11.960	5.0859	6.6139	12.490	5.3485	10.332
LB ² (5)	5.9716	1.3484	1.4770	1.2707	0.0684	0.4887	3.0758	5.9846
LB ² (10)	10.795	2.6723	12.379	10.16	0.1829	1.6746	12.184	9.7978

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 16’da ABD_{S&P}, Asya ve Avrupa_{EuroStoxx50} hisse senedi piyasalarından kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru oynaklık yayılımı incelenmektedir. ABD’den Brezilya, Macaristan, Polonya ve Şili hisse senedi piyasalarına; Kanada’dan ise Hindistan, Brezilya, Macaristan, Polonya ve Şili hisse senedi piyasalarına doğru bir yayılım vardır. Asya ülkeleri ile kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiye bakıldığında, Japonya’dan Hindistan hisse senedi piyasasına; Çin’den Brezilya, Macaristan, Polonya ve Şili hisse senedi piyasalarına; Güney Kore’den Hindistan, Endonezya, Türkiye, Macaristan ve Polonya hisse senedi piyasalarına doğru bir yayılım olduğu görülmektedir. Avrupa borsasını temsilen ele alınan EuroStoxx50 hisse senedi piyasasına bakıldığında ise Hindistan, Macaristan, Polonya ve Şili’ye doğru bir yayılım söz konusudur.

Tablo 17’de ABD, Asya ve Avrupa_{EuroNext} hisse senedi piyasalarından kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru oynaklık yayılımına ilişkin bulgular sunulmuştur. ABD’den Brezilya ve Şili hisse senedi piyasalarına; Kanada’dan Hindistan, Macaristan ve Polonya hisse senedi piyasalarına doğru bir yayılım vardır. Asya borsalarına bakıldığında, Japonya’dan Hindistan hisse senedi piyasasına doğru; Çin’den Brezilya, Macaristan, Polonya ve Şili hisse senedi piyasalarına; Güney Kore’den Hindistan, Endonezya, Türkiye, Macaristan ve Polonya hisse senedi piyasalarına doğru bir yayılım olduğu görülmektedir. Avrupa borsasını temsilen modelde ele alınan EuroNext’e bakıldığında ise Hindistan, Brezilya, Macaristan ve Polonya hisse senedi piyasalarına doğru bir yayılım vardır.

Tablo 17. Kırılgan Sekizli Ülkeler İçin Oynaklık Yayılımı (EuroNext)

	Hindistan	Endonezya	Brezilya	Türkiye	Güney Afrika	Macaristan	Polonya	Şili
Ortalama Denklemleri								
Sabit	0.2411 ^c	0.4899 ^a	0.0451	0.2174	0.2984 ^c	0.0783	0.1610	0.2268 ^b
AR(1)	-----	-----	-----	-0.1343	0.9771	-0.0110	-0.7870 ^a	-----
AR(2)	-----	-----	-----	0.0900 ^c	-0.0701	-----	0.0871 ^c	-----
MA(1)	-----	-0.1395 ^b	-0.0050	0.1133	-1.0140	-----	0.8420 ^a	-0.0332
MA(2)	0.0379	0.0343	-----	-----	0.1102	-----	-----	-----
MA(3)	-----	0.0926 ^c	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Varyans Denklemleri								
Sabit	0.3123 ^a	0.2786 ^c	1.2767 ^a	0.6351 ^b	1.2152 ^a	0.8045 ^a	0.6709 ^a	0.4800 ^c
$\left \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right $	0.0640 ^a	0.3332 ^b	-0.0673	-0.0678	0.0124	0.1673 ^c	0.0447	0.3311 ^a
$\left \varepsilon_{t-2} / \sqrt{h_{t-2}} \right $	-0.0246	-----	0.0409	-0.1763	-----	-----	-0.0311	0.1363
$\left \varepsilon_{t-3} / \sqrt{h_{t-3}} \right $	-0.1552 ^a	-----	0.2215 ^c	0.1922	-----	-----	0.2772 ^c	-----
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-0.0182	-0.0715	-0.2569 ^a	-0.1563 ^b	-0.0584	-0.0796	-0.0762	-0.1735 ^b
GARCH(-1)	0.4168 ^a	0.8380 ^a	0.0984	0.5975 ^c	0.7465 ^a	0.7754 ^a	0.5243 ^a	0.2014
GARCH(-2)	0.5381 ^a	-----	0.4237 ^a	0.2424	-----	-----	0.1952	0.4894 ^a
GARCH(-3)	-----	-----	0.0733	-----	-----	-----	0.0460	-----
Yayılım								
ABD(S&P)	-0.0235	-0.0047	0.0608 ^b	0.0206	0.0384	0.0323	0.0395	0.1257 ^b
Kanada	0.0385 ^c	0.0416	0.0914 ^a	-0.0161	0.1467 ^b	0.1017 ^b	0.0653 ^c	0.0519
Çin	0.0105	0.0544	0.1384 ^a	0.0307	0.0934 ^c	0.0714 ^c	0.1101 ^a	0.0680 ^c
Japonya	0.0205 ^c	-0.0430	0.0421	0.0189	0.0400	0.0023	-0.0051	0.0132
Güney Kore	0.0873 ^a	0.0631 ^c	0.0201	0.0699 ^b	0.0495	0.0457 ^c	0.0766 ^b	0.0192
EuroNext	-0.0432 ^a	0.0447	0.0708 ^b	0.0125	0.0446	0.0952 ^a	0.0899 ^b	0.0107
Loglikelihood	-1185.742	-1155.735	-1223.861	-1303.130	-1344.932	-1224.902	-1123.943	-1056.915
LB(5)	4.3170	3.8074	2.8825	1.0440	2.1084	6.7732	0.6175	3.5308
LB(10)	7.0662	7.3423	12.174	5.0178	7.0416	13.582	4.7547	9.8705
LB ² (5)	5.8005	1.3796	2.4616	1.1531	0.0971	0.5902	3.0892	5.2523
LB ² (10)	8.4580	3.0601	16.649 ^b	9.7743	0.2824	1.8265	8.1593	8.2099

EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 düzeyinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Genel bulgular değerlendirildiğinde en çok yayılımı alan ülkenin Polonya ve Brezilya olduğu tablodan izlenmektedir. Polonya'ya Japonya ve ABD_{S&P}' nin haricinde diğer ülke borsalarının hepsinden oynaklık yayılımı vardır. Japonya endeksinden Polonya endeksine doğru yayılım olmaması Japonya'daki yatırımcılar tarafından ülke piyasaları arasında portföy çeşitlendirmesine giderek toplam riskini azaltıp portföy getirisini arttırabileceklerini göstermektedir. Brezilya'ya bakıldığında Güney Kore, Almanya, İsviçre ve Yunanistan piyasalarından yayılım olmadığı görülmektedir. Macaristan'a ise

ABD_{S&P}, Japonya, Güney Kore, İsviçre ve Yunanistan'dan yayılım görülmemektedir. Dolayısıyla bu sonuçlara göre Macaristan piyasası ile yayılım tespit edilemeyen ABD_{S&P}, Japonya, Güney Kore, İsviçre ve Yunanistan piyasaları arasında uluslararası çeşitlendirme yapılabilecek en uygun piyasalar örnek olarak verilebilir. Brezilya, Polonya ve Macaristan'dan sonra en çok oynaklık yayılımı görülen ülke borsalarından biri Şili'dir. Şili'ye ise Japonya, İngiltere, İsviçre ve EuroNext100 piyasalarından oynaklık yayılımı bulunmamaktadır. Bu ülke piyasalarının çeşitlendirme yoluyla piyasa riski ve politik riskin mümkün olduğunca minimize edilmesi açısından portföy yöneticilerine iyi alternatifler olarak sunulabileceği belirtilmektedir. Endonezya'ya ise Kanada, Asya ülkelerinden Çin, Japonya, Güney Kore, Avrupa ülkelerinden ise İngiltere ve Almanya'dan bir oynaklık yayılımının olduğu tablodan izlenmektedir. Sonuç olarak bu borsalar arasında uluslararası portföy çeşitlendirmesinin ve arbitraj imkanının var olmadığı sonucuna varılabilir. Hindistan'a olan oynaklık yayımları incelendiğinde Güney Kore'den yayılım olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda bakıldığında, Hindistan borsası ile Güney Kore hisse senedi piyasası dışındaki diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında uluslararası portföy çeşitlendirilmesinin oluşturulabileceği söylenebilir. Kırılgan sekizli ülkelerden biri olan Türkiye'nin hisse senedi piyasası incelendiğinde en az oynaklık yayılımı olan ülke borsalarından birisi olduğu söylenebilir. Oynaklık yayılım etkisi göstermeyen ABD_{S&P}, Kanada, Çin, Japonya, Almanya, Yunanistan, Eurostoxx50 ve Euronext100 endekslerinin Türkiye borsası ile uluslararası çeşitlendirmeye imkân tanıyan bir borsa olduğu söylenebilir.

SONUÇ ve ÖNERİLER

Oynaklık yayılımı, bir piyasada görülen bir şokun diğer piyasa veya piyasalardaki oynaklığı arttırması olarak ifade edilmektedir. Oynaklık yayılımı çoğunlukla finansal piyasalarda açığa çıkmakta ve yatırımcıların yatırım stratejilerini ve karar alma süreçlerini önemli düzeyde etkilemektedir. Özellikle yatırımcılar oynaklığı ve oynaklığın uluslararası piyasalarda göstermiş olduğu etkiyi finansal varlıkların getirilerini tahmin edebilmek için dikkate almaktadırlar. Dolayısıyla gerek oynaklık gerekse de oynaklığın ülkeler arası yayılım etkisinin ölçülebilmesi yayılım etkisinin etkin olduğu piyasalar ve finansal varlık getirilerinin tahmini açısından oldukça önem arz etmektedir.

Elbette ki, yatırımcılar uluslararası piyasalarda yatırım yaparken daha az risk ile daha fazla getiri elde etmek istemektedir. Bu durumun gerçekleşebilmesi için uluslararası yatırımcıların daha fazla getiri elde edebilmek ve portföy çeşitlendirmesi yapabilmek amacıyla çeşitli ülke borsalarının ne yönde hareket edeceği ya da hangi ülke piyasaları arasında ilişki olup olmadığı konusunda bilgi sahibi olmaları gerekmektedir. Uluslararası portföy yatırımcıları, aralarında oynaklık yayılımının olmadığı ülkelerin hisse senedi piyasalarına yatırım yaparak risklerini azaltıp getirilerini arttırmak istemektedirler. Bu nedenle yatırımcılar, oynaklık yayılımının olduğu ülke piyasaları arasında çeşitlendirme yoluna gitmemektedir yani yatırım yapmayı tercih etmemektedir. Çünkü bu ülkelere ilişkin hisse senedi piyasa endeksleri birbirine paralel hareket göstermekte ve dolayısıyla getirileri de benzer olmaktadır. Bu sebeple oynaklık yayılımını dikkate alan yatırımcı oynaklık yayılımı etkisinin söz konusu olduğu veya oynaklık yayılım etkisinin bulunmadığı piyasalar arasında en doğru tercihi yapabilecektir.

Oynaklık yayılımının literatürde de geniş yer tuttuğu göze çarpmaktadır. Oynaklık yayılımını inceleyen çok sayıda çalışma mevcuttur. Yapılan çalışmalar incelendiğinde ülke piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının özellikle gelişmiş ülkelere gelişmekte olan ülkelere ya da az gelişmiş ülkelere doğru olduğu belirlenmiştir ve oynaklık yayılımında asimetric etkinin yani kötü haberlerin mi yoksa iyi haberlerin mi daha etkin olduğunu belirleyen çalışmaların az sayıda olduğu görülmüştür. Bu doğrultuda bu çalışmada gelişmiş

ülkelerden özellikle son zamanlarda ön planda olan kırılğan sekizli ülkelere doğru oynaklık yayılımının araştırılması amaçlanmıştır. Çalışmada ABD (S&P, DJI, Kanada), Asya ülkeleri (Çin, Japonya, Güney Kore) ve Avrupa ülkeleri (Almanya, İngiltere, İsviçre, Yunanistan, EuroStoxx50, EuroNext100) hisse senedi piyasalarından kırılğan sekizli ülkelerin (Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika, Macaristan, Polonya ve Şili) hisse senedi piyasalarına doğru oynaklık yayılımının olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda çalışmada, ABD, Asya ülkeleri, Avrupa ülkeleri ve kırılğan sekizli ülkelerin 2006-2015 dönemine ilişkin haftalık hisse senedi kapanış fiyatları temel alınmış ve EGARCH modelleri kullanılarak hisse senedi piyasaları itibariyle iyi ve kötü haberin hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde asimetrik etki gösterip göstermediği ve ülkeler arası oynaklık yayılımlarının varlığı araştırılmıştır.

Çalışmada öncelikle ABD, Asya, Avrupa ve kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi piyasa endekslerinin her biri için en uygun EGARCH modeli seçilerek asimetrik etkinin var olup olmadığı yani kötü haberin iyi habere göre hisse senedi getirisi açısından oynaklığı daha fazla arttırıp arttırmadığı araştırılmıştır. Sonrasında ABD, Asya, Avrupa ülkeleri piyasa endekslerinden her bir kırılğan sekizli ülke piyasa endeksine doğru olan oynaklık yayılımının etkisi Kanas (1998)'in çalışması temel alınarak incelenmiştir.

Çalışmanın bulguları değerlendirildiğinde en yüksek getirinin DJI, Çin, Almanya, Endonezya, en düşük getirinin ise Kanada, Japonya, Yunanistan ve Güney Afrika hisse senedi endekslerine ait olduğu görülmüştür. Ele alınan dönem boyunca diğer getiri serilerine kıyasla ABDS&P500, Japonya, Yunanistan ve Güney Afrika endekslerinin daha oynak bir yapı sergilediği ortaya koyulmuştur.

Analizler doğrultusunda ortaya çıkan asimetrik etki sonuçları incelendiğinde ABD, Asya ve Avrupa ülkelerine ilişkin her bir hisse senedi getirisi için kaldıraç etkisinin söz konusu olduğu görülmüştür. Kırılğan sekizli ülkeler itibariyle asimetrik etki incelendiğinde ise Endonezya hisse senedi endeksi hariç diğer kırılğan sekizli ülkelerin hisse senedi endeksleri için asimetrik etkinin geçerli olduğu belirlenmiştir.

Asimetrik etki belirlendikten sonra, Kanas (1998)'in yaklaşımı kullanılarak ABD, Avrupa ve Asya ülkeleri hisse senedi piyasalarından kırılğan sekizli ülkelere olan oynaklık yayılımı analiz edilmiştir.

ABDS&P, Asya ve Avrupa ülkelerinden kırılğan sekizli ülkelere doğru oynaklık yayılımı sonuçlarına göre ABD, Asya ve Avrupa ülkelerinden özellikle Brezilya, Endonezya, Macaristan, Türkiye, Polonya ve Şili'ye doğru bir yayılım olduğu görülmektedir. ABDDJI, Asya ve Avrupa ülkelerinden kırılğan sekizli ülkelere doğru oynaklık yayılımı sonuçlarına göre ABD, Asya ve Avrupa ülkelerinden Brezilya, Güney Afrika, Macaristan, Türkiye, Polonya ve Şili'ye doğru bir yayılım görülmektedir. ABDS&P, Asya ülkeleri ve Avrupa ülkelerini temsil etmek amacıyla modele ilave edilen EuroStoxx50'den kırılğan sekizli ülkelere doğru oynaklık yayılımı sonuçlarına göre Brezilya, Hindistan, Macaristan, Polonya ve Şili'ye doğru bir yayılım söz konusudur. ABDS&P, Asya ülkeleri ve Avrupa ülkelerini temsil etmek amacıyla kullanılan EuroNext100'den kırılğan sekizli ülkelere doğru oynaklık yayılımı sonuçlarına göre Hindistan, Brezilya, Macaristan ve Polonya hisse senedi endekslerine doğru bir yayılım vardır.

Oynaklık yayılım sonuçları değerlendirildiğinde en çok yayılımı alan ülkenin Polonya ve Brezilya olduğu belirlenmiştir. Polonya'ya Japonya ve ABDS&P' nin haricinde diğer ülke borsalarının hepsinden oynaklık yayılımının olduğu bulunmuştur. Japonya borsa endeksinden Polonya borsa endeksine doğru yayılım olmaması Japonya'daki yatırımcılar tarafından ülke piyasaları arasında portföy çeşitlendirmesine gidebileceğini göstermektedir. Brezilya'ya bakıldığında Güney Kore, Almanya, İsviçre ve Yunanistan piyasalarından yayılım olmadığı görülmektedir. Macaristan'a ise ABDS&P, Japonya, Güney Kore, İsviçre ve Yunanistan'dan yayılım yoktur. Dolayısıyla, Macaristan piyasası ile yayılım tespit edilemeyen ABDS&P, Japonya, Güney Kore, İsviçre ve Yunanistan piyasaları uluslararası çeşitlendirme yapılabilecek en uygun piyasalara örnek olarak verilebilir. Brezilya, Polonya ve Macaristan'dan sonra en çok oynaklık yayılımı görülen ülke borsalarından biri Şili'dir. Şili'ye ise Japonya, İngiltere, İsviçre ve EuroNext piyasalarından oynaklık yayılımı bulunmamaktadır. Bu ülke piyasaları çeşitlendirme yoluyla piyasa riski ve politik riskin mümkün olduğunca minimize edilmesi açısından

portföy yöneticilerine iyi alternatifler olarak sunulabilir. Endonezya'ya ise Kanada, Asya ülkelerinden Çin, Japonya, Güney Kore, Avrupa ülkelerinden ise İngiltere ve Almanya'dan bir oynaklık yayılımının olduğu belirlenmiştir. Bu borsalar arasında yatırımcıların uluslararası portföy çeşitlendirmesi yoluna gitmeyeceği ifade edilebilir. Hindistan'a olan oynaklık yayımları incelendiğinde ise Güney Kore'den yayılım olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda, Hindistan borsa endeksi ile Güney Kore borsa endeksi dışındaki diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında uluslararası portföy çeşitlendirmesinin yapılabileceği söylenebilir. Türkiye hisse senedi piyasası incelendiğinde ise en az oynaklık yayılımı olan ülke borsalarından birisi olduğu tespit edilmiştir. Oynaklık yayılım etkisi göstermeyen ABDS&P, Eurostoxx50, Euronext100, Kanada, Çin, Japonya, Almanya ve Yunanistan borsalarının Türkiye borsası ile uluslararası çeşitlendirme imkânı sunduğu söylenebilir.

Literatürdeki çalışmalara bakıldığında Alper ve Yılmaz (2004)' in çalışmasında Güney Kore'den Türkiye'ye doğru oynaklık yayılımının olduğu, Boztosun ve Çelik (2011)' in çalışmasında Almanya ve İngiltere ile Türkiye arasında güçlü bir ilişki olduğu, Abou-Zaid (2011)' in çalışmasında Türkiye'nin ABD' den etkilenmediği, Yonis (2011)' in çalışmasında ABD'den Güney Afrika' ya doğru oynaklık yayılımının söz konusu olduğu yönündeki bulgular bu çalışmanın bulguları ile benzerlik göstermektedir. Fakat Bulut ve Özdemir (2012)'in çalışmasına bakıldığında Türkiye ile ABD arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve Vuran (2010)' in çalışmasında Türkiye borsasının İngiltere ve Almanya gibi gelişmiş ülke borsaları ile eş bütünleşik olduğu yönündeki bulgular itibariyle paralellik göstermediği görülmüştür.

Diğer çalışmalarda olduğu gibi bu çalışma da bazı kısıtlamalar söz konusudur. Bu çalışmanın en önemli kısıtlarından bir tanesi, literatürde aynı konuyla ilgili gerçekleştirilen birçok çalışmada olduğu gibi sadece ülkelere ilişkin hisse senedi piyasalarının dikkate alınmış olmasıdır. Ülkeler arasındaki oynaklık yayılımının incelenmesinde ülkelere ilişkin hisse senedi getirilerinin yanı sıra farklı makroekonomik değişkenlerin kullanılması şokların yayılımı noktasında sadece hisse senedi piyasası değil bunun yanı sıra çok sayıda piyasa arasındaki etkileşimi ortaya koymak açısından önemli olacaktır. Ayrıca çalışmada kriz dönemlerinde ortaya çıkabilecek yayılım etkisini de belirleyebilmek için ele alınan

dönem alt dönemlere ayrılarak çalışma revize edilebilir. Bunun yanı sıra oynaklık yayılımı konusu çok sayıda değişkeni içerebilecek alternatif ekonometrik yöntemler kapsamında incelenerek kullanılan yöntem bakımından literatüre katkı yapılabilir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Abou-Zaid, Ahmed S. (2011), “Volatility Spillover Effects in Emerging Mena Stock Markets”, **Review of Applied Economics**, 7 (1-2), 107-127.
- Aggarwal, Reena ve diğeri (1999), “Volatility in Emerging Stock Markets”, **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 34 (1), 33-55.
- Akay, Hülya ve Nargeleşkenler, Mehmet (2009), “Para Politikası Şokları Hisse Senedi Fiyatlarını Etkiler mi? Türkiye Örneği”, **Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi**, 27 (2), 129-152.
- Akel, Veli (2011), **Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilité Yayılma Etkisi**, 1. Basım, Ankara: Detay Yayıncılık.
- Aktaş, Cengiz ve Akkurt, Hülya (2006), “ARCH Modelleri ve Türkiye’ye Ait Otomobil Üretimi Verilerinin Farklı Varyanslılığının İncelenmesi”, **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 16, 87-106.
- Alper, Emre C. ve Yılmaz, Kamil (2004), “Volatility and Contagion: Evidence from the Istanbul Stock Exchange”, **Economic Systems**, 28, 353–367.
- Bala, Lakshmi ve Premaratne, Gamini (2003), “Volatility Spillover and Co-movement: Some New Evidence from Singapore”, <http://www3.nd.edu/~meg/MEG2004/Bala-Lakshmi.pdf> (12.03.2014).
- Berüment, Hakan ve İnce, Onur (2005), “Effect of S&P500’s Return on Emerging Markets: Turkish Experience”, **Applied Financial Economics Letters**, 1, 59-64.
- Birg, Gergory ve Lucey, Brian M. (2006), “Integration of Smaller European Equity Markets: A Time-Varying Integration Score Analysis”, **Applied Financial Economics Letters**, 2, 395–400.

- Black, Fischer (1976), “Studies of Stock Price Volatility Changes”, https://brainmass.com/file/285288/Black_75.pdf (10.09.2015).
- Black, Fischer ve Scholes, Corporate (1973), “The Pricing of Options and Corporate Liabilities”, **The Journal of Political Economy**, 81 (3), 637-654.
- Bollerslev, Tim (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, **Journal of Econometrics**, 31, 307 -327.
- Bozoklu, Şeref ve Saydam, İpek M. (2010), “BRIC Ülkeleri ve Türkiye Arasındaki Sermaye Piyasaları Entegrasyonunun Parametrik ve Parametrik Olmayan Eşbütünleşme Testleri İle Analizi”, **Maliye Dergisi**, 159, 416-431.
- Boztosun, Derviş ve Çelik, Tuncay (2011), “Türkiye Borsasının Avrupa Borsaları ile Eşbütünleşme Analizi”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 16 (1), 147-162.
- Brooks, Chris (2008), **Introductory Econometrics for Finance**, 2nd Edition, New York: Cambridge University Pres.
- Bulut, Şahin ve Özdemir, Abdullah (2012), “ İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ve “Dow Jones Industrial” Arasındaki İlişki: Eşbütünleşme Analizi”, **Yönetim ve Ekonomi**, 19 (1), 212-224.
- Büberkökü, Önder (2013), “ Kriz Döneminde Yükselen Piyasa Ekonomileri, Euro Bölgesi ve ABD piyasaları Arasındaki Volatilite Yayılmasının İncelenmesi: Varyansta-Granger-Nedensellik Testinden Kanıtlar”, [file:///C:/Users/dell/Downloads/Paper%20208%20\(1\).pdf](file:///C:/Users/dell/Downloads/Paper%20208%20(1).pdf) (05.05.2014).
- Caporin, Massimiliano ve McAleer, Michael (2009), “A Scientific Classification of Volatility Models”, <http://core.ac.uk/download/pdf/6306782.pdf> (20.08.2015).
- Ceylan, Nildağ Başak (2006), “G-7 Ülkelerinin Borsalarının İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Etkileri”, **BIST Dergisi**, 8 (32), 37-55.

- Chancharoenchai, Kanokwan ve Dibooglu, Sel (2006), “Volatility Spillovers and Contagion During the Asian Crisis”, **Emerging Markets Finance and Trade**, 42 (2), 4-17.
- Chou, Ray Yeutien ve diğ erleri (2010), “Volatility Spillover in the US and European Equity Markets: Evidence from Ex-ante and Ex-post Volatility Indicators”, http://se.shufe.edu.cn/upload/_info/wuhuayu/61339_1011160845211.pdf (22.01.2014).
- Christiansen, Charlotte (2007), “Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets”, **European Financial Management**, 13 (5), 923–948.
- Christie, Andrew (1982), “The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances–Value, Leverage and Interest Rate Effects”, **Journal of Financial Economics**, 10 (4), 407–432.
- Cont, Rama (2005), “Volatility Clustering in Financial Markets: Empirical Facts and Agent–Based Models”, <http://www.proba.jussieu.fr/pageperso/ramaccont/papers/clustering.pdf> (10.08.2015).
- Çelik, Tuncay ve Boztosun, Derviş (2011), “Türkiye Borsası ile Asya Ülkeleri Borsaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisi”, **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 58 (36), 57-71.
- Çıtak, Levent ve Gözbaşı, Onur (2007), “İMKB ile Bazı Önde Gelen Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Arasındaki Bütünleşmenin Temel Endeks ve Ana Sektör Endeksleri Temelinde Analizi” **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 22 (2), 249-271.
- Daly, Kevin James (1999), “**Financial Volatility and Real Economic Activity**”, Singapore: Ashgate Publishing.
- Diamandis Panayiotis F. (2009), “International Stock Market Linkages: Evidence from Latin America”, **Global Finance Journal**, 20 (1), 13–30.

- Ding, Zhuaxin ve diğeri (1993), “A Long Memory Property of Stock Market Returns and A New Model”, **Journal of Empirical Finance**, 1, 83-106.
- Dornbusch, Rudiger ve diğeri (2000), “Contagion: Understanding How It Spreads”, **World Bank Research Observer**, 15 (2), 77-197.
- Edwards, Sebastian (1998), “Interest Rate Volatility, Contagion and Convergence: An Empirical Investigation of the Cases of Argentina, Chile and Mexico”, **Journal of Applied Economics**, 1 (1), 55-86.
- Enders, Walter (2004), **Applied Econometric Time Series**, 2. Basım, USA: Wiley.
- Engle, Robert Fry (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, 50 (4), 987-1007.
- Engle, Robert Fry ve Bollerslev, Tim (1986), “Modelling the persistence of Conditional Variances”, **Econometric Reviews**, 5 (1), 1-50.
- Engle, Robert F. ve diğeri (1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model”, **Econometrica**, 55 (2), 391-407.
- Engle, Robert Fry ve Ng, Victor (1993), “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, **The Journal of Finance**, 48 (5), 1749-1778.
- Eun, Cheol S. ve Shim, Sangdal (1989), “International Transmission of Stock Market Movements”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 24 (2), 241-256.
- Eşrefođlu, Ziya Korkut (2002), **Türkiye’de Hisse Senedi Piyasası Volatilitésinin Tahmini ve Dağılımların Karışımı Hipotezinin Sınanması**, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Evlimođlu, Umut ve Çondur, Funda (2012), “İMKB ile Bazı Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Arasındaki Karşılıklı Bağlantıların Küresel Kriz Öncesi ve Sonrası Dönem İçin İncelenmesi”, **Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 31 (1), 31-58.

- Fama, Eugene (1965), “The Behavior of Stock Market Prices”, **The Journal of Business**, 38 (1), 34-105.
- Fama, Eugene ve Schwert, William (1977), “Asset Returns and Inflation”, **Journal of Financial Economics**, 5, 115-146.
- Fedorova, Elena ve Saleem, Kashif (2009), “Volatility Spillovers Between Stock and Currency Markets: Evidence From Emerging Eastern Europe”, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1460645## (22.07.2014).
- Forbes, Kristin J. ve Rigobon, Roberto (1999), “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movement”, **Journal of Finance**, 57 (5), 2223–2261.
- Forbes, Kristin J. ve Rigobon, Roberto (2002), “Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications”, **Economia**, 1 (2), 1–46.
- French, Kenneth ve Roll, Richard (1986), “Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders”, **Journal of Financial Economics**, 17, 5-26.
- Glosten, Lawrence ve diğerleri (1993), “On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, **The Journal of Finance**, 48 (5), 1779-1801.
- Gözbaşı, Onur (2009), “İMKB ile Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasalarının Etkileşimi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Yaklaşımı”, **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 100 (35), 99-111.
- Hernandez, Leonardo F. ve. Valdes, Rodrigo O. (2001), “What Drives Contagion Trade, Neighborhood or Financial Links?”, **International Review of Financial Analysis**, 10, 204.
- Hull, John C. (2006), “Optionen, Futures und andere Derivate”, <http://raudys.com/kursas/Options,%20Futures%20and%20Other%20Derivatives%2007th%20John%20Hull.pdf> (12.09.2015).

- Hurşit, Güneş ve Burak Saltoğlu (1998), **İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi**, İstanbul: BIST Yayınları.
- Hamao, Yasushi ve diğlerleri (1990), “Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets”, **The Review of Financial Studies**, 3 (2), 281-307.
- Hamurcu, Çağrı ve Aslanoğlu, Suphi (2013), “New York Menkul Kıymetler Borsası (NYSE) ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Arasındaki Etkileşim ve Her İki Borsada İşlem Gören Turckcell Hisse Senetleri Arasındaki İlişki”, **Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi**, 2 (7), 27-48.
- Hilliard, Jimmy E. (1979), “The Relationship Between Equity Indices on World Exchanges”, **The Journal of Finance**, 34 (1), 103-114.
- Hossain, Nasir ve diğlerleri (2005), “Comparisons of The Ex Post Efficient Portfolios Under GARCH(1,1) Modeling and GARCH Model Extensions”, <http://www.researchgate.net/publication/228430045> (10.09.2015).
- Husain, Fazal ve Saidi, Reza (2000),”The Integration of The Pakistani Equity Market with International Equity Markets: An Investigation”, **Journal of International Development**, 12 (2), 207-218.
- İbicioğlu, Mustafa ve Kapusuzoğlu, Ayhan (2011), “İMKB ile Avrupa Birliği Üyesi Akdeniz Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasalarının Entegrasyonunun Ampirik Analizi”, **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 11 (3), 85–102.
- Jorion, Philippe (2007), **Financial Risk Manager-Handbook**, [http://web.ntpu.edu.tw/~yml/download/risk2011s/handout\(15-2\).pdf](http://web.ntpu.edu.tw/~yml/download/risk2011s/handout(15-2).pdf) (05.07.2015).
- Kanas, Angelos (1998), “Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence”, **Applied Financial Economics**, 8, 245-256.
- Kargın, Mahmut (2008), “Hisse Senedi Piyasalarında Eşbütünleşme Analizi”, **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, 45 (525), 85- 100.

- Karunanayake, Indika ve diğeri (2009), “Financial Crises and Stock Market Volatility Transmission: Evidence from Australia, Singapore, the UK and the US”, <http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=3502&context=commpapers> (26.08.2015).
- Kasman, K. Saadet (1997), “Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığı ile Makroekonomik Değişkenlerin Oynaklığı Arasındaki İlişki”, **BIST Dergisi**, 8 (32), 2-6.
- Kasman, Saadet ve Kasman, Adnan (1997), “Gümrük Birliği Anlaşması’nın Türkiye ile Avrupa’daki Temel Ticaret Ortaklarının Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Entegrasyonuna Etkisi”, **İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Dergisi**, 10 (39), 43-59.
- Kim, Sang W. ve Rogers, John H. (1995), “International Stock Price Spillovers and Market Liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States”, **Journal of Empirical Finance**, 2, 117-133.
- Korkmaz, Turhan ve Çevik, Emrah İsmail (2009), “Zimni Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi”, **BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar**, 3 (2), 87-105.
- Korkmaz, Turhan ve diğeri (2009), “İMKB ile Uluslararası Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisinin Yapısal Kırılma Testleri ile Analizi”, **Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 17, 40-71.
- (2009), “Türkiye’nin Avrupa Birliği ve Yüksek Dış Ticaret Hacmine Sahip Ülke Borsaları ile Entegrasyon İlişkisi”, **Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 4 (8), 2008, 19–44.
- Koutmos, Gregory ve Booth, Geoffrey (1995), “Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets”, **Journal of International Money and Finance**, 14 (6), 747-762.
- Koutmos, Gregory ve Tucker, Michael (1996), “Temporal Relationships and Dynamic Interactions Between Spot and Futures Stock Markets”, **The Journal of Futures Markets**, 16, 55–69.

- Lee, Sang Jin (2009), "Volatility spillover effects among six Asian countries", **Applied Economics Letters, Taylor & Francis Journals**, 16 (5), 501-508.
- Li, Yanan ve Giles, David E. (2013), "Modelling Volatility Spillover Effects Between Developed Stock Markets and Asian Emerging Stock Markets", **Econometrics Working Paper**, <http://www.uvic.ca/socialsciences/economics/assets/docs/econometrics/ewp1301.pdf> (08.01.2013).
- Mandelbrot, Benoit (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices", **Journal of Business**, 36 (4), 392-417.
- Mapa, Dennis (2004), "A Forecast Comparison of Financial Volatility Models: GARCH (1,1) is not Enough", [http://stat.upd.edu.ph/faculty/cdsm/GARCH\(1,1\)%20is%20not%20Enough.pdf](http://stat.upd.edu.ph/faculty/cdsm/GARCH(1,1)%20is%20not%20Enough.pdf), (28.12.2008).
- McAleer, Michael ve Veiga, Bernardo (2005), "Spillover Effects in Forecasting Volatility and VaR", http://www.econ.canterbury.ac.nz/downloads/mcaleer_nzesg.pdf (22.01.2014).
- Mishra, Alok Kumar ve diğerleri (2007), "Volatility Spillover between Stock and Foreign Exchange Markets: Indian Evidence" **International Journal of Business**, 12 (3), 343-359.
- Miyakoshi, Tatsuyoshi (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.
- Moser, Thomas (2003), "What is International Financial Contagion?", **International Finance**, 6 (2), 157-178.
- Nelson, Daniel (1991), "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", **Econometrica**, 55, 703-708.
- Ng, Angela (2000), "Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin", **Journal of International Money and Finance**, 19 (2), 207-233.

- Özgül, Ali Ulvi ve Kök, Dünder (2014), “Londra Metal Borsası Volatilite Analizi: 1995-2013”, **Pamukkale Journal of Eurasian SocioEconomic Studies**, 1 (1), 23-43.
- Panton, Don B. ve diğerleri (1976), “Comovement Of International Equity Markets: A Taxonomic Approach”, **The Journal Of Financial And Quantitative Analysis**, 11 (3), 415-432.
- Poon, Ser-Huang ve Granger, Clive (2003), “Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review”, **Journal of Economic Literature**, 41, 478–539.
- Poon, Ser-Huang (2005), A Practical Guide to Forecasting Financial Market Volatility, <http://dl4a.org/uploads/pdf/Wiley%20A%20Practical%20Guide%20to%20Forecasting%20Financial%20Market%20Volatility.pdf> (10.05.2015).
- Rachev, Svetlozar ve diğerleri (2008), **Bayesian Methods in Finance**, 1st Edition, Kanada: John Wiley & Sons.
- Reyes, Mario G. (2001), “Asymmetric Volatility Spillover in the Tokyo Stock Exchange”, **Journal of Economics and Finance**, 25 (2), 206-213.
- Risk Metrics (1996), **RiskMetrics Technical Document**, 4th Edition, New York: J.P.Morgan & Co.,Reuters.
- Samırkaş, Mustafa Can ve Düzakın, Hatice(2013), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının Avrasya Borsaları ile Entegrasyonu”, **Akademik Bakış Dergisi**, 35 (25), 1-19.
- Sarıtaş, Hakan (2007), “Türkiye ve Avrupa Birliği Piyasaları Arasındaki Korelasyon Düzeyinin İncelenmesi”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 22 (2), 325-337.
- Schwert, William (1989), “Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility”, **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 31, 83-126.
- Sermaye Piyasa Kurulu Yayınları (2006), **Riske Maruz Değer ve Portföy Optimizasyonu**, No.190, Ankara: SPK Yayınları.

- Sheng, Hsiao-Ching ve Anthony, H.Tu (2000), “A Study Of Cointegration and Variance Decomposition Among National Equity Indices Before And During The Period Of The Asian Financial Crisis”, **Journal of Multinational Financial Management**, 10, 345–365.
- Taylor, Stephen J. (1986), **Modelling Financial Time Series**, Second Edition, England: Wiley.
- Todorov, Galin ve Bidarkota, Prasad V. (2014), “Time-Varying Financial Spillovers from the US to Frontier Markets”, **Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies**, 7 (2), 246-283.
- Tuna, Gülfen ve diğerleri (2011), “Uluslararası Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye, Yunanistan ve ABD Üzerine Ampirik Bir Uygulama”, **Azerbaycanın Vergi Jurnalı**, 6, 73-86.
- Türkyılmaz, Serpil ve Balıbey, Mesut (2014), “Türkiye Hisse Senedi Piyasası Oynaklığındaki Asimetrik Uzun Hafıza Özelliği”, **Gazi Üniversitesi Bankacılık ve Finansal Araştırmalar Dergisi**, 1 (1), 1-10.
- Vuran, Bengü (2010), “İMKB 100 Endeksinin Uluslararası Hisse Senedi Endeksleri ile İlişkisinin Eşbütünleşim Analizi ile Belirlenmesi”, **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, 39 (1), 154-168.
- Yalçın, Yeliz (2007), “Stokastik Oynaklık Modeli ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Kaldıraç Etkisinin İncelenmesi”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 22 (2), 357-365.
- Yılcı, Veli ve Öztürk, Zehra Ayça (2011), “Türkiye ile En Büyük Beş Ticaret Ortağının Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisinin Analizi: Yapısal Kırımlı Birim Kök ve Eşbütünleşme Analizi”, **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 36, 261-279.
- Yolsal, Handan (1999), ‘**Hisse Senedi Piyasalarında Etkinliğin ve Fiyatların Ekonometrik Yöntemlerle Analizi**, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Yonis, Manex (2011), “Stock Market Co-Movement and Volatility Spillover between USA and South Africa”, <http://umu.diva-portal.org/smash/get/diva2:523539/fulltext01.pdf> (24.07.2014).

Yorulmaz, Özlem ve Ekici, Oya (2010), “İMKB’nin Latin Amerika Borsalarıyla İlişkisi Üzerine Çok Değişkenli Garch Modellemesi”, **Sosyal Bilimler Dergisi**, 4, 25-32.

Zakoian, Jean Michel (1994), “Threshold Heteroskedastic Models”, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 18 (5), 931–955.

EKLER

Ek 1: ABD_{S&P} için ARIMA Model Seçimi

ABD _{S&P}	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R ²	0.004404	0.003949	0.010449	0.030603
F	2.154024	1.934657	2.566017	3.812029
AIC	4.759843	4.759628	4.757842	4.746720
SIC	4.776989	4.776748	4.783562	4.789654
LM(1)	2.172230	1.313971	0.499914	0.011489
LM(5)	10.23957 ^a	10.73081 ^a	11.53283 ^c	4.952300
LM(10)	18.42589 ^a	18.81439 ^a	16.26680 ^c	7.979180
ADF ϵ	-21.93892 ^a	-22.14969 ^a	-21.73400 ^a	-21.94053 ^a
ARCH(1)	38.21854 ^a	38.69749 ^a	37.31560 ^a	47.10868 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 2: ABD_{DJI} için ARIMA Model Seçimi

ABD _{DJI}	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R ²	0.026489	0.025158	0.026489	0.001303
F	13.25120	12.59393	6.612030	0.316443
AIC	4.084133	4.083655	4.088223	4.113732
SIC	4.101280	4.100775	4.113943	4.139492
LM(1)	0.000124	1.094212	2.344573	13.02010 ^a
LM(5)	5.664606	5.461934	5.804182	17.00572 ^a
LM(10)	11.00166	10.95984	11.13723	23.33596 ^c
ADF ϵ	-22.05935 ^a	-21.90027 ^a	-22.06069 ^a	-18.72568 ^a
ARCH(1)	8.836230 ^a	9.074467 ^a	8.842167 ^a	7.305341 ^b

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 3: Kanada için ARIMA Model Seçimi

KANADA	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R2	0.014430	0.013246	0.016119	0.035509
F	7.130468	6.550853	3.981079	4.445614
AIC	4.709679	4.708821	4.712054	4.701051
SIC	4.726825	4.725941	4.737774	4.743984
LM(1)	0.852418	1.109307	0.237628	0.146374
LM(5)	6.378525	6.260936	6.464563	5.384481
LM(10)	18.35432 ^c	18.34071 ^c	18.69343 ^c	13.66472
ADF ϵ	-21.94906 ^a	-22.18350 ^a	-22.00399 ^a	-22.30169 ^a
ARCH(1)	84.51977 ^a	84.92050 ^a	88.77636 ^a	112.7231 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 4: Güney Kore için ARIMA Model Seçimi

GÜNEYKORE	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(1,2)
R2	0.002775	0.002522	0.009755	0.005403
F	1.352575	1.231310	2.388784	1.317414
AIC	5.032510	5.034988	5.029585	5.033970
SIC	5.049684	5.052135	5.055346	5.059730
LM(1)	2.895845	0.845216	0.801271	1.637238
LM(5)	5.529246	6.072100	2.124958	4.312265
LM(10)	13.70756	13.97497	10.46814	12.43254
ADF ϵ	-21.89920 ^a	-22.12255 ^a	-21.58086 ^a	-21.89454 ^a
ARCH(1)	68.12167 ^a	68.56750 ^a	67.61341 ^a	74.94309 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 5: Japonya için ARIMA Model Seçimi

JAPONYA	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(1,2)
R2	0.000001	0.000001	0.013108	0.012185
F	0.000726	0.000600	3.227622	2.997362
AIC	5.196708	5.194651	5.187604	5.188540
SIC	5.213854	5.211771	5.213324	5.214260
LM(1)	6.613110 ^b	5.533966 ^c	2.521658	4.762563 ^c
LM(5)	12.17455 ^b	10.03731 ^c	6.920592	9.210369
LM(10)	14.15842	12.03182	8.987235	11.42383
ADF ϵ	-22.08598 ^a	-22.06742 ^a	-20.89420 ^a	-22.10252 ^a
ARCH(1)	7.518644 ^b	7.522758 ^b	4.859755 ^b	7.920711 ^b

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 6: Çin için ARIMA Model Seçimi

ÇİN	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R2	0.000002	0.000001	0.001746	0.017992
F	0.000780	0.000686	0.424931	2.212394
AIC	5.177495	5.175601	5.179839	5.173656
SIC	5.194642	5.192721	5.205559	5.216589
LM(1)	0.087100	2.348844	1.345789	0.000000
LM(5)	3.354969	3.433119	2.692440	1.220509
LM(10)	5.820811	5.891173	5.497920	2.814724
ADF ϵ	-22.04095 ^a	-22.07049 ^a	-21.44367 ^a	-22.02136 ^a
ARCH(1)	9.864945 ^b	9.919870 ^b	9.879244 ^b	10.37397 ^b

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 7: EUROSTOXX50 için ARIMA Model Seçimi

EUROSTOXX50	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R2	0.014191	0.012657	0.018654	0.042887
F	7.010495	6.256026	4.619148	5.410589
AIC	5.190162	5.189864	5.189715	5.174055
SIC	5.207309	5.206984	5.215435	5.216989
LM(1)	1.471920	1.845407	0.499226	0.807450
LM(5)	4.434418	4.498385	8.629018	2.915649
LM(10)	19.17319 ^c	19.36724 ^c	19.03264	12.17367
ADFϵ	-21.86751 ^a	-22.17125 ^a	-22.32013 ^a	-22.76085 ^a
ARCH(1)	2.102530 ^c	2.248201	2.100609	4.237945 ^c

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 8: EURONEXT100 için ARIMA Model Seçimi

EURONEXT100	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R2	0.010980	0.009639	0.017330	0.036795
F	5.406632	4.749649	4.285460	4.612740
AIC	5.023816	5.023537	5.021465	5.009446
SIC	5.040963	5.040657	5.047185	5.052379
LM(1)	2.891921 ^c	2.352748	0.209012	0.267414
LM(5)	6.127273	5.778081	11.74250 ^c	2.244270
LM(10)	22.99647 ^c	22.77355 ^c	21.07256 ^c	15.65163
ADFϵ	-21.87122 ^a	-22.19861 ^a	-22.27440 ^a	-22.41515 ^a
ARCH(1)	1.398896	1.478867	1.271330	2.742452 ^c

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 9: Almanya için ARIMA Model Seçimi

ALMANYA	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R2	0.009990	0.008269	0.026185	0.037904
F	4.914464	4.068835	6.534140	4.757196
AIC	5.199894	5.200896	5.187491	5.180271
SIC	5.217041	5.218016	5.213211	5.223205
LM(1)	7.760964	4.766739 ^c	0.792697	0.374931
LM(5)	13.48941 ^c	12.25575 ^c	9.233213	5.106673
LM(10)	26.80662 ^b	25.64936 ^b	18.54170 ^c	14.62874
ADF ϵ	-21.79301 ^a	-22.25344 ^a	-21.58392 ^a	-22.27942 ^a
ARCH(1)	7.176100 ^c	7.783770 ^b	5.723498 ^c	10.52529 ^b

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 10: Yunanistan için ARIMA Model Seçimi

YUNANİSTAN	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R2	0.000253	0.000219	0.003447	0.007596
F	0.123072	0.106807	0.840457	0.924192
AIC	5.959872	5.958656	5.960762	5.966831
SIC	5.977019	5.975776	5.986482	6.009764
LM(1)	0.525785	2.796645	0.104264	0.020452
LM(5)	6.720169	7.123888	5.939060	6.820167
LM(10)	9.273023	9.656482	11.73467	8.782101
ADF ϵ	-22.04887 ^a	-22.03334 ^a	-22.29014 ^a	-22.01641 ^a
ARCH(1)	39.51159	39.71487	39.68541	37.02851

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 11: Brezilya için ARIMA Model Seçimi

BREZİLYA	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R2	0.006913	0.006163	0.015495	0.017771
F	3.390106	3.026063	3.824637	2.184700
AIC	5.452647	5.452017	5.448058	5.454705
SIC	5.469794	5.469137	5.473778	5.497638
LM(1)	1.078138	1.761270	0.161352	1.169893
LM(5)	4.244166	4.249243	5.234061	7.666095
LM(10)	12.87063	13.16630	8.013915	9.702808
ADF ϵ	-21.97174 ^a	-22.17416 ^a	-22.36562 ^a	-22.73798 ^a
ARCH(1)	31.90536 ^a	32.49838 ^a	31.33761 ^a	31.54326 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 12: Endonezya için ARIMA Model Seçimi

ENDONEZYA	AR(1)	MA(1)	MA(3)	ARMA(1,2)
R2	0.005501	0.004908	0.025129	0.025767
F	2.688466	2.401993	4.167178	4.266973
AIC	5.214581	5.213875	5.201526	5.202190
SIC	5.231754	5.231022	5.235819	5.236537
LM(1)	1.601781	2.475291	0.000915	1.043229
LM(5)	16.85726 ^b	16.89693 ^b	9.173324	7.273163
LM(10)	20.30639 ^c	20.27266 ^c	11.60781	12.17580
ADF ϵ	-21.93477 ^a	-22.15698 ^a	-22.04996 ^a	-21.90136 ^a
ARCH(1)	5.768098 ^c	5.691781 ^c	7.037757 ^b	5.604043 ^c

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 13: Hindistan için ARIMA Model Seçimi

HİNDİSTAN	AR(1)	MA(1)	MA(2)	ARMA(1,1)
R ²	0.000033	0.000025	0.025104	0.015656
F	0.015888	0.011995	12.54023	3.856886
AIC	5.232598	5.232719	5.207319	5.220950
SIC	5.249772	5.249866	5.224466	5.246710
LM(1)	0.000576	12.21584 ^a	0.558121	8.705658 ^b
LM(5)	16.12451 ^b	17.18408 ^b	4.562880	10.51211 ^c
LM(10)	21.75340 ^c	22.72508 ^c	10.14032	15.77904
ADF _ε	-13.18069 ^a	-13.15879 ^a	-21.79826 ^a	-20.07761 ^a
ARCH(1)	17.19386 ^a	17.31149 ^a	13.63348 ^a	25.34986 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 14: Macaristan için ARIMA Model Seçimi

MACARİSTAN	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,1)
R ²	0.001957	0.001922	0.001959	0.004045
F	0.954924	0.939691	0.477018	0.655179
AIC	5.440723	5.439800	5.444811	5.448773
SIC	5.457870	5.456920	5.470531	5.483120
LM(1)	0.003305	0.061706	0.161014	3.208777
LM(5)	8.992109	9.589855 ^c	9.141280	9.225986
LM(10)	11.74603	12.29768	11.90007	12.78412
ADF _ε	-22.03711 ^a	-22.06258 ^a	-22.03657 ^a	-21.94754 ^a
ARCH(1)	11.34026 ^a	11.51725 ^a	11.36713 ^a	9.468489 ^b

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 15: Polonya için ARIMA Model Seçimi

POLONYA	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,1)
R²	0.014684	0.013478	0.014976	0.027728
F	7.257711	6.667243	3.694499	4.601091
AIC	4.989840	4.992093	4.993634	4.986767
SIC	5.006987	5.009213	5.019354	5.021113
LM(1)	0.338199	1.540577	1.759078	1.647520
LM(5)	7.345427	9.067904	9.101132	2.483385
LM(10)	11.31932	13.39928	13.00390	6.460503
ADFϵ	-22.11168 ^a	-21.95290 ^a	-22.08283 ^a	-21.89504 ^a
ARCH(1)	23.41854 ^a	25.54464 ^a	22.54701 ^a	17.26533 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 16: Şili için ARIMA Model Seçimi

ŞİLİ	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,1)
R²	0.005829	0.005823	0.005834	0.009981
F	2.849313	2.852545	1.423041	1.623095
AIC	4.774273	4.772268	4.778366	4.779031
SIC	4.791447	4.789415	4.804126	4.813431
LM(1)	0.005805	0.025457	0.071937	1.707986
LM(5)	6.706399	6.061798	6.713258	5.064382
LM(10)	15.24565	14.61733	15.25969	13.07735
ADFϵ	-22.02784 ^a	-22.04298 ^a	-22.02121 ^a	-21.89180 ^a
ARCH(1)	47.59661 ^a	47.75044 ^a	47.52241 ^a	46.09200 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 17: Türkiye için ARIMA Model Seçimi

TÜRKİYE	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,1)
R ²	0.000407	0.000346	0.002880	0.009756
F	0.198370	0.168989	0.701740	1.589414
AIC	5.552824	5.555404	5.554438	5.553261
SIC	5.569971	5.572524	5.580158	5.587608
LM(1)	0.011066	3.135571 ^c	1.559895	0.171837
LM(5)	4.860986	6.712447	3.014364	0.524766
LM(10)	9.417716	11.78653	9.069243	6.394000
ADF _ε	-22.04016 ^a	-22.14611 ^a	-21.42476 ^a	-22.01681 ^a
ARCH(1)	27.28785 ^a	27.26328 ^a	24.84475 ^a	21.15366 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 18: Güney Afrika için ARIMA Model Seçimi

GÜNEY AFRİKA	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,2)
R ²	0.004053	0.003904	0.004238	0.017619
F	1.981755	1.912625	1.034257	2.165683
AIC	6.178592	6.176683	6.182496	6.177945
SIC	6.195739	6.193803	6.208216	6.220879
LM(1)	0.125412	0.248692	0.003657	0.210681
LM(5)	1.287500	0.731059	1.700918	0.605039
LM(10)	5.661804	5.126850	5.593338	4.061327
ADF _ε	-22.01230 ^a	-22.07383 ^a	-22.03761 ^a	-22.40571 ^a
ARCH(1)	0.009670	0.009411	0.008793	0.000686

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 19: İngiltere için ARIMA Model Seçimi

İNGİLTERE _{FTSE250}	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(3,3)
R2	0.002131	0.001913	0.003628	0.037315
F	1.040208	0.935332	0.884728	3.100912
AIC	4.895558	4.893757	4.898147	4.882689
SIC	4.912705	4.910877	4.923867	4.942890
LM(1)	1.212902	1.662087	0.497963	0.054189
LM(5)	5.476295	4.809617	6.108111	0.630702
LM(10)	19.60728 ^c	19.01975 ^c	18.62352 ^c	9.676773
ADF _ε	-22.01170 ^a	-22.12108 ^a	-21.89884 ^a	-22.16179 ^a
ARCH(1)	34.97617 ^a	34.68346 ^a	36.00457 ^a	35.66950 ^a

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Ek 20: İsviçre için ARIMA Model Seçimi

İSVİÇRE _{SIM}	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)	ARMA(3,2)
R2	0.057127	0.046629	0.070701	0.082689
F	29.50652	23.86778	18.48741	8.671688
AIC	4.805927	4.815463	4.795516	4.798561
SIC	4.823074	4.832583	4.821236	4.850162
LM(1)	5.751717 ^c	6.899128 ^b	0.001702	0.400943
LM(5)	8.924928	14.02689 ^b	6.936568	2.998090
LM(10)	17.57820 ^c	23.02621 ^c	11.03775	7.570580
ADF _ε	-21.47002 ^a	-13.71207 ^a	-22.02011 ^a	-21.87715 ^a
ARCH(1)	4.049764 ^c	6.293826 ^c	5.255795 ^c	3.698255 ^c

Not: a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

ÖZGEÇMİŞ

Nurdan DEĞİRMENCİ, 1985 yılında Trabzon'da doğdu. İlköğrenimini, orta ve lise öğrenimini Trabzon'da tamamladı. 2004 yılında Anadolu Üniversitesi İşletme Fakültesinde başladığı lisans eğitimini 2008 yılında bitirdi. 2008 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi İşletme Anabilim Dalında Yüksek Lisans eğitimine başladı ve 2010 yılında mezun oldu. Aynı yıl Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi'ne öğretim görevlisi olarak atandı. 2011 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi Ekonometri Anabilim Dalında doktora eğitimine başladı. Değirmenci, İngilizce bilmektedir ve hala Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulunda öğretim görevlisi olarak devam etmektedir.

