

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

**TÜRKİYE İLE BAZI GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERİN
HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ GETİRİ VE VOLATİLİTE
YAYILMA İLİŞKİSİ İLE ENTEGRASYONUN ANALİZİ (2009-2014)**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Uğur VAR

İşletme Mühendisliği Anabilim Dalı

İşletme Mühendisliği Programı

MAYIS 2015

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

**TÜRKİYE İLE BAZI GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERİN HİSSE
SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ GETİRİ VE VOLATİLİTE YAYILMA
İLİŞKİSİ İLE ENTEGRASYONUN ANALİZİ (2009-2014)**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**Uğur VAR
(507121029)**

İşletme Mühendisliği Anabilim Dalı

İşletme Mühendisliği Programı

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Burç ÜLENGİN

MAYIS 2015

İTÜ, Fen Bilimleri Enstitüsü'nün **507121029** numaralı Yüksek Lisans Öğrencisi **Uğur VAR**, ilgili yönetmeliklerin belirlediği gerekli tüm şartları yerine getirdikten sonra hazırladığı **“Türkiye İle Bazı Gelişmiş Ve Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Getiri Ve Volatilite Yayılma İlişkisi İle Entegrasyonun Analizi (2009-2014)”** başlıklı tezini aşağıda imzaları olan jüri önünde başarı ile sunmuştur.

Tez Danışmanı : **Prof. Dr. Burç ÜLENGİN**

İstanbul Teknik Üniversitesi

Jüri Üyeleri : **Prof. Dr. Oktay TAŞ**

İstanbul Teknik Üniversitesi

Prof. Dr. Suat TEKER

Işık Üniversitesi

Teslim Tarihi : **28 Nisan 2015**

Savunma Tarihi : **26 Mayıs 2015**

ÖNSÖZ

Öncelikle yüksek lisans tez çalışmam boyunca göstermiş olduğu ilgi, destek ve yakınlıktan dolayı çok değerli hocam ve tez danışmanım Prof. Dr. Burç ÜLENGİN'e sonsuz teşekkürlerimi sunmak isterim.

İkinci olarak, verdiği bursla yüksek lisans öğrenimim boyunca beni destekleyen Tübitak'a şükranlarımı sunarım.

Son olarak eğitim hayatım boyunca büyük fedakârlıklarla bana destek olan, inanan, beni yüreklendiren sevgili anneme ve babama teşekkürü borç bilirim.

Mayıs 2015

Uğur VAR
(Matematik mühendisi)

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖNSÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER	vii
KISALTMALAR	ix
ÇİZELGE LİSTESİ.....	xi
ŞEKİL LİSTESİ.....	xiii
ÖZET.....	xv
SUMMARY	xix
1. GİRİŞ	1
2. LİTERATÜR ÖZETİ	5
2.1 Volatilite Kavramı	6
2.2 Volatilitenin Nedenleri	8
2.3 Volatilitenin Ölçülmesi.....	10
2.4 Türkiye'de Volatilitenin Modellenmesi Üzerine Yapılmış Çalışmalar	12
2.5 Volatilite Yayılması.....	14
2.6 Volatilite Yayılma Mekanizması	16
2.7 Volatilite Yayılması Üzerine Yapılmış Çalışmalar	21
2.8 Türkiye'de Volatilite Yayılması Üzerine Yapılmış Çalışmalar	47
3. ÇALIŞMANIN MODELLEME YAKLAŞIMI	59
3.1 Durağanlık Analizi.....	59
3.2 Eşbütünleşme Analizi	64
3.3 Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (ARCH) Modeli	67
3.4 Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli	69
3.5 EGARCH Modeli	70
3.6 VAR Analizi	72
3.6.1 Granger nedensellik analizi	73
3.6.2 Etki-tepki fonksiyonları.....	75
3.6.3 Varyans ayrıştırması.....	76
3.7 Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Yayılma İlişkisinin GARCH Yöntemiyle Araştırılması	77
4. UYGULAMALAR	81
4.1 Çalışmada Kullanılan Veriler ve Özet İstatistikleri	81
4.1.1 Çalışmaya konu olan hisse senedi piyasalarının teknik göstergeler bakımından karşılaştırılması	83
4.1.1.1 Piyasa değeri açısından karşılaştırma.....	83
4.1.1.2 Şirket sayısı açısından karşılaştırma	84
4.1.1.3 İşlem hacmi açısından karşılaştırma	84
4.1.2 Hisse senedi piyasa endekslerinin özet istatistikleri.....	85
4.1.3 Hisse senedi piyasa endekslerinin durağanlık analizi	86
4.1.4 Hisse senedi piyasa endekslerinin değişen varyans testi sonuçları	87
4.1.5 Hisse senedi piyasa endekslerinin EGARCH yöntemiyle modellenmesi ..	88
4.2 Türkiye Hisse Senedi Piyasasına Yönelik Yayılma Etkileri: İkili Analizler....	90

4.2.1 ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	90
4.2.2 Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	95
4.2.3 Hindistan hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	99
4.2.4 Hong Kong hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	103
4.2.5 İngiltere hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	107
4.2.6 Japonya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	111
4.2.7 Meksika hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	115
4.2.8 Rusya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi	118
4.3 Hisse Senedi Piyasa Endeksi Getirileri Arasındaki Çoklu İlişkilerin Analizi	122
4.3.1 Korelasyon Analizi	123
4.3.2 Johansen eşbütünleşme testi sonuçları	125
4.3.3 Granger nedensellik analizi sonuçları.....	126
4.3.4 Varyans ayrıştırması sonuçları	128
4.3.5 Etki-tepki analizleri	129
4.4 Hisse Senedi Piyasa Endeksleri Volatiliteleri Arasındaki Çoklu İlişkilerin Analizi	131
4.4.1 Granger nedensellik analizi sonuçları.....	131
4.4.2 Varyans ayrıştırması sonuçları	134
4.4.3 Etki-tepki analizleri	134
4.5 Özet Bulgular	136
5. SONUÇ	139
KAYNAKLAR.....	141
EKLER.....	149
ÖZGEÇMİŞ	163

KISALTMALAR

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Augmented Dickey-Fuller (Genişletilmiş Dickey-Fuller)
AIC	: Akaike Information Criteria (Akaike Bilgi Kriteri)
AR	: Autoregressive (Oto regresif)
ARCH	: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (Oto regresif Koşullu Değişen Varyans)
ARMA	: Autoregressive Moving Average (Oto regresif Hareketli Ortalama)
EGARCH	: Exponential GARCH (Üssel GARCH)
GARCH	: Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (Genelleştirilmiş Oto regresif Koşullu Değişen Varyans)
J-B	: Jarque-Bera
KPSS	: Kwaitowsky, Peron, Shin and Smith (Birim Kök Testi)
PP	: Phillip –Peron (Birim Kök Testi)
SC	: Schvarz Information Criteria (Bilgi Kriteri)
VAR	: Vector Autoregressive Regression (Vektör Ardışık Bağlımlı)
TARCH	: Threshold ARCH (Eşik ARCH)

ÇİZELGE LİSTESİ

Sayfa

Çizelge 4.1 : Hisse senedi piyasa endekslerinin işlem saatleri.....	82
Çizelge 4.2 : Hisse senedi piyasalarının piyasa değerleri (milyar dolar).	83
Çizelge 4.3 : Hisse senedi piyasalarındaki şirket sayısı.	84
Çizelge 4.4 : Hisse senedi piyasalarının işlem hacmi.....	85
Çizelge 4.5 : Hisse senedi piyasa endekslerinin özet istatistikleri.....	86
Çizelge 4.6 : Birim kök testi sonuçları.	87
Çizelge 4.7 : ARCH-LM testi sonuçları.	88
Çizelge 4.8 : Ülkelerin hisse senedi piyasaları endekslerinin EGARCH modelleri..	89
Çizelge 4.9 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.....	91
Çizelge 4.10 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.....	91
Çizelge 4.11 : ABD'den Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.	93
Çizelge 4.12 : ABD'den Türkiye hisse senedi piyasasına asimetric yayılma etkisi. .	94
Çizelge 4.13 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.....	96
Çizelge 4.14 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.....	96
Çizelge 4.15 : Brezilya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.	98
Çizelge 4.16 : Brezilya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetric yayılma etkisi.	99
Çizelge 4.17 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.....	100
Çizelge 4.18 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.....	100
Çizelge 4.19 : Hindistan'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.	102
Çizelge 4.20 : Hindistan'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetric yayılma etkisi.	103
Çizelge 4.21 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.....	104
Çizelge 4.22 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.....	104
Çizelge 4.23 : Hong Kong'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.....	105
Çizelge 4.24 : Hong Kong'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetric yayılma etkisi	107
Çizelge 4.25 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.....	108
Çizelge 4.26 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.....	108
Çizelge 4.27 : İngiltere'den Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.....	109
Çizelge 4.28 : İngiltere'den Türkiye hisse senedi piyasasına asimetric yayılma etkisi.	111
Çizelge 4.29 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.....	111
Çizelge 4.30 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.....	112
Çizelge 4.31 : Japonya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.	113

Çizelge 4.32 : Japonya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.	114
Çizelge 4.33 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.	115
Çizelge 4.34 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.	115
Çizelge 4.35 : Meksika'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.	117
Çizelge 4.36 : Meksika'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.	118
Çizelge 4.37 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.	119
Çizelge 4.38 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.	119
Çizelge 4.39 : Rusya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.	120
Çizelge 4.40 : Rusya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.	122
Çizelge 4.41 : Logaritması alınmış hisse senedi piyasa endeksi fiyat serileri arasındaki korelasyon.	124
Çizelge 4.42 : Hisse senedi piyasa endeksi getirileri arasındaki korelasyon.	124
Çizelge 4.43 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.	125
Çizelge 4.44 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.	125
Çizelge 4.45 : Granger nedensellik analizi sonuçları.	126
Çizelge 4.46 : Türkiye için varyans ayrıştırması sonuçları (getiriler yönünden).	129
Çizelge 4.47 : Granger nedensellik analizi sonuçları (volatiliteler yönünden).	132
Çizelge 4.48 : Varyans ayrıştırması sonuçları (volatiliteler yönünden).	134
Çizelge 4.49 : İkili analizlerden elde edilen bulguların özeti.	137
Çizelge 4.50 : Çoklu analizlerden elde edilen bulguların özeti.	137
Çizelge B.1 : ABD hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	151
Çizelge B.2 : Brezilya hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	151
Çizelge B.3 : Hindistan hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	151
Çizelge B.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	151
Çizelge B.5 : İngiltere hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	152
Çizelge B.6 : Japonya hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	152
Çizelge B.7 : Meksika hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	152
Çizelge B.8 : Rusya hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.	152
Çizelge D.1 : ABD hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	157
Çizelge D.2 : Brezilya hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	157
Çizelge D.3 : Hindistan hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	157
Çizelge D.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	157
Çizelge D.5 : İngiltere hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	158
Çizelge D.6 : Japonya hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	158
Çizelge D.7 : Rusya hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	158
Çizelge D.8 : Meksika hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.	158

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa

Şekil 4.1 : Türkiye hisse senedi piyasasına ait etki tepki analizi sonuçları.	131
Şekil 4.2 : Türkiye hisse senedi piyasasına ait etki tepki analizi sonuçları.	136
Şekil A.1 : Logaritması alınmış hisse senedi piyasa endeksi fiyat serilerinin grafikleri.	149
Şekil A.2 : Logaritması transformasyona tabi tutulup birinci farkı alınmış hisse senedi piyasa endeksi fiyat serilerinin grafikleri.	150
Şekil C.1 : ABD hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	153
Şekil C.2 : Brezilya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	153
Şekil C.3 : Hindistan hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	154
Şekil C.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	154
Şekil C.5 : İngiltere hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	155
Şekil C.6 : Japonya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	155
Şekil C.7 : Meksika hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	156
Şekil C.8 : Rusya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	156
Şekil E.1 : ABD hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	159
Şekil E.2 : Brezilya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	159
Şekil E.3 : Hindistan hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	160
Şekil E.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	160
Şekil E.5 : İngiltere hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	161
Şekil E.6 : Japonya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	161
Şekil E.7 : Meksika hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	162
Şekil E.8 : Rusya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.	162

TÜRKİYE İLE BAZI GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERİN HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ GETİRİ VE VOLATİLİTE YAYILMA İLİŞKİSİ İLE ENTEGRASYONUN ANALİZİ (2009-2014)

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye hisse senedi piyasası ile ABD, İngiltere, Brezilya, Hindistan, Hong Kong, Japonya, Meksika ve Rusya gibi bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımı ile diğer dinamik ilişkiler Johansen eşbütünleşme testi, VAR-EGARCH modelleri ve VAR analizi yöntemleri aracılığıyla araştırılmıştır. Bu çalışmada, 01.01.2009–30.06.2014 dönemini kapsayan, günlük hisse senedi piyasa endeksi kapanış verileri kullanılmıştır. Bu çalışmada, çalışmada kullanılan zaman serilerinin durağanlığını araştırmak amacıyla Genişletilmiş Dickey-Fuller testi kullanılmıştır. Dickey-Fuller testi, çalışmaya konu olan tüm değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadığını, birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini göstermektedir. Dickey-Fuller testinin ardından, Türkiye hisse senedi piyasası ile seçilmiş diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Johansen tarafından geliştirilen test ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre; Türkiye'nin incelemeye konu olan diğer hisse senedi piyasalarından İngiltere, Hindistan, Hong Kong ve Meksika ile eşbütünleşme ilişkisi mevcut olmasına rağmen Türkiye ile ABD, Brezilya, Japonya ve Rusya arasında ise 2009-2014 döneminde anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi mevcut değildir. Getiri ve volatilité yayılmasının araştırıldığı bu tip çalışmalarda, genel olarak ABD, Japonya ve Avrupa hisse senedi piyasaları gibi gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları dışsal değişken olarak kullanılmaktadır. Ancak ekonomik ilişkilerin ve finansal liberalizasyonun kuvvetlendiği günümüzde, gelişmekte olan ülkeler de diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarını etkileyebilmektedir. Bir hisse senedi piyasasından diğerine olan yayılma etkisi getiriler yönünden olabildiği gibi, ikinci moment kanalıyla yani volatiliteler yönünden de olabilmektedir. Bu nedenle; bu çalışmada hem getiri hem de volatilité yayılması incelenmiş, seçilmiş gelişmiş ve gelişmekte olan hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına olan getiri ve volatilité yayılmasının büyüklüğü ve bu yayılmaların asimetric karakter taşıyıp taşımadığı iki değişkenli EGARCH modelleri aracılığıyla incelenmiştir. Bu amaç doğrultusunda, hisse senedi piyasalarının getiri serileri $AR(p)$ -EGARCH(p,q) yöntemi aracılığıyla modellenmiş, bu modelin hata terimleri hisse senedi piyasalarının volatilité serileri olarak kullanılmıştır. Çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasalarının volatilité serilerinin gecikmeli değerleri, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi tahmin edilirken, getiri serilerinin gecikmeli değerleri ise Türkiye hisse senedi piyasasının getirisi tahmin edilirken dışsal değişken olarak kullanılmıştır. Asimetri etkisini görebilmek açısından modellere uygun kukla değişkenler dâhil edilmiş, diğer hisse

senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan yayılmaları asimetri etkisini göz önüne almadan inceleyen modellerle, asimetri etkisini de içeren modellerin sonuçları karşılaştırılmıştır. Bu doğrultuda, seçilmiş diğer gelişmiş ve gelişmekte olan hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri ve volatilité yayılımının büyüklüğü ve asimetrik bir karakter gösterip göstermediğı, bu çalışmada iki değişkenli EGARCH modeli ile araştırılmıştır. Buna göre Türkiye hisse senedi piyasasının hem getiri hem de volatilité açısından çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasalarının etkisinde olduğu bulgusuna erişilmiştir. Buna ek olarak, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde ABD ve Brezilya hisse senedi piyasalarının, getirisi üzerinde ise ABD, İngiltere ve Rusya hisse senedi piyasalarının kısmi etkilerinin daha fazla olduğu görülebilmektedir. Finansal serbestleşme politikaları, uluslararası yatırımların artması, iletişim ve bilgisayar teknolojilerindeki gelişmeler; borsaları birbirinden ayıran coğrafi ve fiziki engelleri neredeyse ortadan kaldırmıştır. Günümüzde, 24 saat sürekli işleyen ve coğrafi sınırları olmayan bir piyasalar sistemi ortaya çıkmıştır. Küresel sistem içersindeki bir piyasada ortaya çıkan olumsuzluk diğer piyasalara yansiyabilmektedir. Bu nedenle, bu çalışmanın ikinci aşamasında Türkiye hisse senedi piyasası ile seçilmiş diğer hisse senedi piyasaları arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler korelasyon analizi ve dokuz değişkenli VAR modeline dayanan Granger nedensellik analizi, varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları aracılığıyla analiz edilmiştir. Korelasyon analizi sonuçları Türkiye hisse senedi piyasasının, ABD, Hindistan, Hong Kong, İngiltere ve Meksika hisse senedi piyasalarıyla entegrasyonun oldukça yüksek olduğunu göstermektedir. Korelasyon analizinden sonra, çalışmaya konu olan tüm hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını kontrol etmek amacıyla Johansen eşbütünleşme testi uygulanmış, bu hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir. Johansen eşbütünleşme testinin ardından, öncelikle hisse senedi piyasalarının getirileri arasındaki dinamik ilişkiler, VAR yöntemleri kullanılarak, araştırılmıştır. Hisse senedi piyasalarının getirileri arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkilerini araştırmak üzere uygulanan Granger nedensellik analizi sonuçları, ABD, Brezilya ve Rusya hisse senedi piyasalarının getirilerinin Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Varyans ayrıştırması, incelemeye konu olan bağımlı değişkenin varyansındaki değişimin ne kadarının kendi geçmiş şoklarından, ne kadarının diğer değişkenlerdeki şoklardan kaynaklandığını gösteren bir yöntemdir. Bizim varyans ayrıştırması analizimiz, Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin varyansının önemli ölçüde kendi gecikmeli değerlerinden etkilendiğini, buna ek olarak diğer hisse senedi piyasaları arasında en çok ABD ve İngiltere hisse senedi piyasalarının Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin varyansına önemli ölçüde katkıda bulunduğu görülmektedir. Varyans ayrıştırması testi sonuçlarına göre, Türkiye hisse senedi piyasası, kendi varyansının %66.08'ini açıklarken, Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin varyansının %16.74'ü ABD, %7.90'ı İngiltere, %3.09'u Rusya ve %2.63'ü Brezilya hisse senedi piyasaları tarafından açıklanmaktadır. Bunlara ek olarak, bu çalışmada diğer hisse senedi piyasalarındaki şokların Türkiye hisse senedi piyasasının getirisi üzerindeki göreceli etkilerini ölçmek üzere etki-tepki fonksiyonları

kullanılmıştır. Etki-tepki fonksiyonları, VAR modelindeki bağımlı değişkenin diğer değişkenlerdeki şoklara verdiği tepkiyi ölçmek üzere kullanılmaktadır. Granger nedensellik testi ve varyans ayrıştırması analizi, bağımlı değişkenin diğer değişkenlerdeki şoklara verdiği tepkinin işareti ve bu tepkinin ne kadar sürdüğü konusunda bilgi vermemektedir. Etki-tepki fonksiyonları bu soruların cevabını vermektedir. Etki-tepki fonksiyonlarının analizinden elde edilen sonuçlar Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin ABD ve İngiltere hisse senedi piyasasındaki şoklara önemli ölçüde tepki verdiğini göstermiştir. Türkiye hisse senedi piyasası ile çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasalarının getirileri arasındaki ilişkilerin tespit edilmesinin ardından, hisse senedi piyasalarının volatiliteleri arasındaki dinamik etkileşimleri belirleyebilmek için VAR yöntemi kullanılmış ve Hong Kong ile İngiltere dışındaki çalışmaya konu olan tüm hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitelerinin Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Etki-tepki fonksiyonları kullanılarak, Brezilya, ABD, İngiltere ve Rusya hisse senedi piyasalarının volatilitelerinde meydana gelen şokların Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde anlamlı etkileri olduğu tespit edilmiştir. Volatiliteler üzerinden yapılan varyans ayrıştırması sonuçları ise, Türkiye hisse senedi piyasası volatilitesi varyansının önemli bir kısmının kendi geçmiş şokları ve Brezilya ile ABD hisse piyasalarının volatilitelerindeki şoklarla açıklanabileceğini göstermektedir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre, Türkiye hisse senedi piyasası volatilitelerinin varyansının %70'i kendi geçmiş şoklarıyla, %13.6'sı Brezilya hisse senedi piyasasının, %6.5'i ise ABD hisse senedi piyasasının volatilitelerindeki şoklarla açıklanmaktadır.

THE ANALYSIS OF RETURN AND VOLATILITY SPOILLOVERS AND INTEGRATION BETWEEN TURKISH STOCK MARKET AND SOME DEVELOPED AND DEVELOPING STOCK MARKETS (2009-2014)

SUMMARY

In this study, the return and volatility spillover and dynamic linkages between Turkish stock market and major developed and developing stock markets including USA, England, Brazil, Mexico, India, Japan, Hong Kong and Russia is investigated by using Johansen cointegration test, VAR-EGARCH model and VAR analysis methods. For this study the most recent data of daily closing stock prices indices taken for the period 01.01.2009 to 30.06.2014. This study has used Augmented Dickey-Fuller (ADF) tests for judging the stationarity of the data series. ADF test reveals that all the variables under study are non-stationary at level, but integrated of order 1. After the Augmented Dickey-Fuller test, the long-run cointegration relationship between Turkish stock market and other selected stock markets is investigated by using Johansen cointegration test. According to the results obtained; although there is cointegration relation between Turkey and some of other stock exchanges under study; England, Hong Kong, India and Mexico; a meaningful cointegration relation does not exist between Turkey and USA, Brazil, Japan and Russia for the period between 2009 and 2014. Generally, developed markets (U.S., Japan and European markets) are used as exogenous (control) variable in this type of studies. However in current scenario of economic trade and financial liberalization it is plausible that the emerging markets may also affect the other countries' stock markets. The spillover from one market to another market may not be limited to the first movements of the return series. It is also possible that the volatility (the second movement) in one market gets transmitted to another market. Therefore, we include the volatility spillover as well as return spillover in this study and examine the magnitude of return and volatility spillovers from selected developed and developing stock markets to Turkish stock market and whether these spillover effects display asymmetric characteristics through bivariate EGARCH models. For this purpose, first we model stock market returns using an AR(p)-EGARCH(p,q). The standardized residuals are obtained from this model and their squared values are used as volatility shocks from the stock markets. The lagged values of these shocks are included in the volatility specification of Turkish stock market returns to allow volatility spillover from the other selected markets to Turkish stock market, while the lagged returns of these stock markets are included in the mean equation of Turkish stock market returns to allow the return-spillover. Suitable dummies are used representing negative shocks to allow sign asymmetries. We construct a benchmark model, which includes both return and volatility spillover from the other selected markets to Turkish stock market, but does not include any asymmetry in spillover effect. The results from this model are compared with those of other models with asymmetric spillover to examine whether the asymmetric spillover gives a better fit to the data. The evidence is found that Turkish stock market is affected from developed and developing stock markets under study in terms of both return and

volatility. The partial effects of the stock markets of USA and Brazil in the volatility of Turkish stock market and the partial effects of the stock markets of USA, England and Russia in the return of Turkish stock market are higher than other markets under study. Furthermore, the study observes a significant asymmetry in this spillover effects. Returns and volatility in Turkish stock market are generally more sensitive to negative shocks in the other selected stock markets rather than the positive shocks. Positive shocks in the stock markets of England, Russia and Hong Kong do not affect the volatility in the Turkish stock market, but negative shocks significantly increase the volatility. Financial liberalization policies, increasing international investment, developments in communication and computer technologies almost removed geographical and physical barriers that separate stock exchange markets. Today, a market system that operates continuously for 24 hours and that does not have geographical boundaries has emerged. A negative development that appears in a market in the global system can be reflected upon other markets. Therefore, in the second part of this study, long-term and short-term relations between the Turkish stock market and the stock markets of other selected countries are analyzed through a correlation analysis and the nine-variable VAR (Auto-regressive) model. The results obtained from the VAR model were interpreted by the Granger Causality Test, Impulse-Response Analysis and the Variance Decomposition methods for the purpose of explaining relations between the Turkish stock market and other countries' stock markets. Correlation matrix was applied for finding associationship between Turkish stock market and other selected stock markets which shows evidence of integration of Turkish and USA, India, Hong Kong, England and Mexico stock markets. After the correlation analysis, the Johansen cointegration approach was applied for checking the long run relationship between all variables which shows no evidence of cointegration among these stock markets but short-run causality could not be rejected. After the Johansen co-integration test, firstly the dynamic interactions between the returns of stock markets have been investigated in this study by using VAR methods. Granger Causality test reveals that Turkish stock market's return is granger caused by USA, Brazil and Russia stock markets' returns. Variance decomposition provides the proportion of variance in the dependent variables that is due to their own shocks versus shocks from other variables. Our variance decomposition analysis implies that variances in stock market's return of Turkey are due to their own market innovation and USA and England of other selected stock markets have significant contribution to variances in stock market's return of Turkey. According to variance decomposition results, Turkish stock market explains 66.08% of variance of its return itself and 16.74%, 7.90%, 3.09% and 2.63% variances of Turkish stock market's return are being explained by stock markets of USA, England, Russia and Brazil respectively. Furthermore, we use impulse response functions to analyze the relative impact of shocks in the other selected stock markets on Turkish stock market's return. Impulse response represents the responsiveness of the dependent variable in the VAR to shocks from each of the variables. Granger causality and variance decomposition does not give any information about the sign of relationship or how long it requires for these effects to takeplace. Impulse response answers these questions. Evidence suggests that Turkish stock market's return responses significantly to shocks in the stock markets of USA and England. After the investigation of relations between the returns of Turkish stock market and other countries' stock markets under study, we have investigated the potential dynamic interactions among our variables' volatilities by using VAR model and we have seen that volatility index of stock markets that employed in this study are found to Granger cause Turkish stock market volatility

index except stock markets of Hong Kong and England. Also we have found that a shock to the volatility index of Brazil, USA, England, Russia stock markets have significant effect on the Turkish stock market volatility by using impulse-response analysis. On the basis of the variance decomposition analysis we have found that a substantial fraction of variance in the volatility of Turkish stock market is explained by past changes in the volatility of stock market of Turkey, Brazil and USA. According to variance decomposition results, Turkish stock market explains 70% of variance of its volatility itself and 13.6%, 6.5% variances of Turkish stock market's volatility are being explained by stock markets of Brazil, USA respectively.

1. GİRİŞ

Finansal piyasalar, 1980'li yıllardan itibaren liberalizasyon sürecine girmiş ve serbest piyasa ekonomisine geçişte köklü değişimler ve yeni yasal düzenlemeler görülmeye başlanmıştır. Bu gelişmelere paralel olarak, yeni menkul kıymetler ortaya çıkmış, finansal türev ürünlerin işlem hacimlerinde artışlar görülmeye başlanmıştır. Bu yeni durumlar, portföylerin daha etkin yönetilmesini, yatırımların performansının değerlendirilmesini kısaca risk yönetimi faaliyetinin önemini bir kez daha gündeme getirmiştir.

Finansal piyasalarda faaliyet gösteren tüm kuruluşların karşı karşıya kaldıkları riskleri tanımları, ölçmeleri ve kontrol etmeleri kaçınılmaz bir gereksinimdir. Risk kaynaklarının tespiti ve riskin yönetilmesi son yıllarda oldukça önem kazanmıştır. Bilgi teknolojilerinde yaşanan hızlı gelişmeler, işlem hacimlerinde görülen artışlar, yeni türev ürünlerinin gelişimi risk yönetimini zorunlu kılan başlıca faktörler olarak tanımlanabilir. Finansal araçlarda görülen çeşitlilik risk tercihlerinin genişlemesine, piyasada katılımcı sayısının artmasına ve piyasaların büyümesine neden olmuştur. 24 saat açık, coğrafi sınırları olmayan ve merkezinde ABD finansal piyasalarının olduğu yeni bir finansal sistem ortaya çıkmıştır. Bir ülkede görülen bir şok, bir sorun, küresel sistem içindeki tüm piyasalara hemen yansımakta ve etkisi çok daha büyük olabilmektedir.

Finansal varlık fiyatlarında özellikle finansal liberalizasyon, kurumsal yatırımcıların portföylerinin uluslararası nitelik kazanması, yeni risk yönetim teknik ve araçları ile izlenen makroekonomik politikalar nedeniyle, 1980 ve 1990'lı yıllarda ortaya çıkan yüksek volatilitenin nedenlerinin belirlenmesi ve volatilitenin ölçülmesi ve modellenmesi hem finansal katılımcıların hem de akademisyenlerin ilgi odağı haline gelmiştir (Mazıbaşı, 2005:2).

Finansal piyasalarda fiyatlar, birden fazla piyasada aktif olarak yatırım yapan yatırımcıların portföy yönetim sürecinde aldığı kararlardan etkilenmektedir. Yatırımcıların vermiş olduğu kararlar ise hem yerel hem de diğer piyasalardan gelen,

volatilite yayılma etkisiyle bir piyasadan diğer piyasalara yayılan negatif ya da pozitif bilgi akışıyla doğrudan ilişkilidir. Bazı piyasalarda volatilite daha çok yerel şokların etkisinde kalabilirken, bazı piyasalarda ise daha çok yabancı piyasalara dair şokların etkisi belirlemektedir. Ancak piyasalar için farklı etkilene seviyeleri söz konusu olsa da, piyasalar için sadece yerel faktörleri incelemenin yetersiz kalacağı, bölgesel ve global faktörlerin de incelenmesi gerekliliği görülmektedir, piyasaların giderek daha fazla bir organizmayı yansıtmaya başlaması ve bu organizmanın bir unsurundaki şokların diğer unsurları farklı ölçekte de olsa etkiliyor olması görüntüsü, mutlaka hem yerel, hem bölgesel hem de global ölçekte politika yapıcılar ve karar alıcıların dikkate alması gereken bir unsur olarak ortaya çıkmaktadır (Gök ve Kalaycı, 2013: 40). İki finansal piyasa arasında anlamlı bir volatilite yayılma etkisinin tespit edilmesi, bu piyasaların etkin olduğu anlamına gelebilir; çünkü bir piyasada ortaya çıkan bir haberin, gelişmenin veya bilginin diğer piyasaya hızlı bir şekilde ulaştığı ve fiyatlara yansıdığı, başka bir ifadeyle önceki gün ortaya çıkan bir bilginin bugünkü fiyat hareketlerini açıklayabildiği anlaşılar. Bu nedenle, finansal literatürde volatilite yayılması, yoğun olarak incelenen bir konudur. Çünkü bir piyasadan diğer bir piyasaya doğru bilgi aktarımının ikinci momentle yani volatilite kanalı ile gerçekleştiği varsayılmaktadır (Ross, 1989; Kyle, 1985). Ayrıca, volatilite yayılması piyasaların birbirine entegre olma derecelerinin de bir göstergesi olmaktadır (Kanas, 1998; Hamao ve diğ., 1990). Bu nedenlerden dolayı volatilite yayılmasıyla ilgili incelemeler, bir piyasadaki gelişmelerin diğer piyasaları etkileyip etkilemediği ve etkileme derecesinin ne olduğu gibi konularda önemli bilgiler sunmaktadır. Bu bilgiler de ülkelerin alacağı para politikası kararları, uluslararası yatırımcıların hedging işlemleri ve portföy çeşitlendirmesi kararları açısından önemli olmaktadır (McMillan ve Speight, 2010; Lee, 2013; Ng, 2000). Tüm bu nedenler ülkeler arasındaki volatilite yayılma ilişkisinin derinlemesine araştırılmasını zorunlu hale getirmektedir.

İşte bu çalışmada, ABD, İngiltere, Japonya gibi gelişmiş ve Brezilya, Hindistan, Hong Kong, Meksika ve Rusya gibi gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri ve volatilite yayılması oluşturulan iki değişkenli EGARCH modelleri aracılığıyla araştırılmıştır. İkili analizlerin ardından, hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyonun analizi, Var metoduna dayanan Granger nedensellik analizi, varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları yaklaşımları kullanılarak çoklu olarak yapılmıştır.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın ikinci bölümünde volatilité kavramı ve volatilitenin nedenlerinden kısaca bahsedildikten sonra volatilitenin ölçülmesi konusuna değinilmiş, ardından Türkiye'de volatilitenin modellenmesi üzerine yapılan çalışmalardan oluşan bir literatür özetine yer verilmiştir. Yine ikinci bölümde volatilité yayılması konusu kavramsal düzeyde tartışıldıktan sonra hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılması üzerine kapsamlı bir literatür araştırmasına yer verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın modelleme yaklaşımından bahsedildikten sonra, dördüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve araştırma sonucunda elde edilen bulgular sunulmuştur. Son olarak elde edilen bulgular çerçevesinde oluşturulmuş sonuç bölümüne yer verilmiştir.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Küreselleşmenin etkisi ile birlikte finansal piyasalar arasındaki entegrasyon artmış, bir piyasada yaşanan dalgalanma başka bir ülkenin hisse senedi piyasasını etkiler hale gelmiştir. Piyasalar arasındaki etkileşimin bu denli artması akademisyen ve yatırımcıları farklı ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri daha fazla araştırmaya yöneltmiştir. Literatüre bakıldığında volatilité ve volatilité yayılması konusunun son küresel kriz ile birlikte yoğun bir şekilde incelendiği görülmektedir. Finansal istikrar konusuna da ilginin artmasıyla birlikte, volatilitenin dinamik modellenmesi üzerine önemli bir çaba harcanmış ve finansal seriler arasındaki volatilité yayılma etkisini inceleyen çalışmalar önemli bir alan olarak kabul görmüştür. Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle volatilité kavramı, volatilitenin nedenleri ve volatilitenin modellenmesi konularına değinilecek, ardından Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi ve bu volatilitenin modellenmesi üzerine Türk akademisyenler tarafından yapılan çalışmalardan hazırlanan bir özet sunulacaktır. Yazın araştırması kısmının ikinci bölümünde ise volatilité yayılması ve volatilité yayılma mekanizması üzerinde durulacak ve hisse senedi piyasaları arasındaki getiri volatilité yayılmasına ilişkin yapılan çalışmalardan hazırlanan bir özete yer verilecektir. Araştırmacı ve akademisyenler, son yıllarda farklı ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılmasına ek olarak, bir ülkenin farklı finans piyasaları ve bir ülkedeki farklı sektörler arasındaki volatilité yayılması üzerine de çok sayıda çalışma yapmışlardır. Bu çalışmada çeşitli ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılması konusu incelendiği için, yurtiçi döviz, hisse senedi ve tahvil-bono piyasaları ve sektör endeksleri arasındaki getiri ve volatilité yayılması konularında sadece Türkiye'de yapılan çalışmalardan oluşan bir özete yer verilmiş, genel olarak hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi araştıran çalışmalardan bir özet hazırlanmıştır.

2.1 Volatilite Kavramı

Sözlük tanımına bakacak olursak “volatilite” hakkında bir dizi tanımlama söz konusudur: “sıklıkla ya da çoğunlukla değişmeye yönelik eğilim”, “durağan olmama”, “aniden değişim ya da değişime yönelik eğilim”, “tahmin edilemeyen belirsizlik hali”, “kararsızlık” gibi. Bu değişen tanımlamaların ötesinde, volatilite ile ilişkilendirilen terimlerden doğan belirsizlikler de söz konusudur. Bazen bu terimler (kriz, risk, kırılganlık gibi) volatilite sözcüğünün yerine kullanılmaktadır (Wolf, 2005: 48). Volatilite, bu sözlük tanımlarının ötesinde, en basit anlamda herhangi bir değişkenin (menkul kıymet, endeks, döviz kuru, faiz oranları vb.) fiyatında ya da değerinde belirli bir ortalama göre ortaya çıkan ani hareketler olarak tanımlanabilir. Finansal açıdan volatilite ise, bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde gösterdiği dalgalanma ve oynaklık özelliğidir. Volatil kavramı ise genellikle bir hisse senedi, bono veya herhangi bir finansal varlığın fiyatında meydana gelen dalgalanmaların büyüklüğünü ve bu dalgalanmaların gerçekleşme sıklığını açıklamak için kullanılmaktadır (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 14).

Bir kavram ve olgu olarak volatilite, modern finansal piyasaların ve akademik araştırmaların merkezinde yer almaktadır. Hisse senedi fiyatlarında volatilitenin artması, hisse senedi yatırımlarını ve dolayısıyla hisse senedi piyasasını riskli hale getirmektedir. Hisse senedi fiyat volatilitelerinin yüksek olması, söz konusu hisse senedinin fiyatının büyük miktarda yükselebileceği gibi düşebileceğini de göstermektedir. Yatırımcılar, daha yüksek riskle yüksek volatilitenin birbiriyle aynı anlama geldiğini düşünüp, artan volatiliteye bakarak yatırım kararlarını değiştirebilirler, dolayısıyla hisse senetleri fiyat volatilitesindeki değişiklikler, riskten kaçan yatırımcılar için önemli negatif etkilere sahiptir. Volatilite, tüketim ile ilgili davranışları, şirketlerin sermaye yatırım ve kaldıraç (borcun öz sermayeye ve toplam sermayeye oranı) kararlarını ve diğer makro ekonomik değişkenleri de etkileyebilir. Finansal piyasalar, likidite ihtiyacı bulunan kişi veya kurumlarla, likidite fazlası olan kişi veya kurumların karşılaştığı piyasalardır. Bu piyasalar içerisinde, hisse senedi fiyatları ve döviz kurlarının aşırı volatilitesi ekonomiye zarar verecektir. Çünkü bu tür volatilite, finansal sistemin işleyişini bozabilir ve ekonomik performansı kötü bir şekilde etkileyebilir (Campbell ve diğ., 2001). Hisse senedi fiyat volatilitesi aynı zamanda işletme yatırım harcamasını da etkileyebilir. Yatırımcılar, hisse senedi piyasa volatilitesindeki bir artışı, menkul kıymet yatırımının riskindeki bir artış olarak kabul

ederler ve fonlarını daha az riskli menkul kıymetlere kaydırabilirler. Bu tepki, şirketlerin fon maliyetini arttırmaktadır. Ayrıca yeni ve küçük şirketler, yatırımcıların "iyi bilinen şirketlerin senetlerini satın alma" şeklindeki davranışları nedeniyle bu etkinin asıl yükünü taşırlar (Eizaguirre, 2004). Bu nedenle portföy yöneticileri, risk ticaretiyle uğraşanlar (arbitrajcular) ve finans yöneticileri, volatilitenin yatırımları ve risk yönetim kararları üzerinde önemli bir etkisi olması nedeniyle volatilitenin yönü ve eğilimini yakından takip etmektedirler. Politika yapımcılar ise, finansal piyasa volatilitésinin reel ekonomiye yayılıp, ekonomik performansa zarar yerebileceğini düşünerek volatilitenin gelecekteki durumunu tahmin etmeye çalışırlar. Zira yüksek volatilité finansal sistemin pürüzsüz çalışmasına engel olur ve piyasanın esnekliğini arttırmak için yapısal veya düzenleyici değişiklikler yapılması da politika yapımcıların sorumlulukların biridir. Volatilitenin tahmin edilmesi ya da ölçülmesi, yatırımcıların daha fazla kar sağlamaları ya da servetlerinden minimum seviyede kayıp yaşamaları açısından önem arz etmektedir. Yatırımcıların beklentileri tahmin edebilmesi ve bu doğrultuda politikalar geliştirilmesi alacakları riski azaltacaktır. Zira yatırımcılar için riski öngörememek, kararsızlığı beraberinde getirdiği için finansal piyasalarda sıkça karşılaşılan bir problemdir. Trend olumlu ya da olumsuz olsun; risk ve belirsizlik altında doğru kararlar verebilmek yatırımcılar için her zaman zor olmuştur. Zou ve Sun 2012 yılında yaptıkları çalışmalarında ister pesimistik ister optimistik bütün yatırımcıların belirsizlik altında rastlantısal ve hatalı seçimleri doğrultusunda gerçek değerleri yanlış ölçümlediklerini söylemişlerdir (Zou ve diğ, 2012: 337).

Riskin minimuma indirilmesi ise yatırımların sürekliliğini ve kaynakların etkin kullanımını sağlayacak unsurlardan bir tanesidir. Sarıkaya 2007 yılında yaptığı çalışmada, piyasanın volatil olması ve risk kavramının bir araya gelmesiyle geleceği tahmin etmenin zorlaşacağını, bu nedenle yatırımcıların, akademisyenlerin ve fiyatlarla ilgilenen kişilerin volatilité kavramının üzerinde durarak risk oranını düşürmeye çalıştığını belirtmiştir (Sarıkaya, 2007: 6). Ayrıca Çavdar 2012 yılında yaptığı çalışmada finansal piyasalardaki volatilitenin bilinmesinin ve bu hareketlerin önceden tahmin edilmesinin piyasalarda finansal başarının vazgeçilmez koşullarından biri haline geldiğini belirtmiştir (Çavdar, 2012: 77). Tüm bunlar finansal piyasa volatilités konusunun derinlemesine incelenmesinin gerekliliğini ortaya koymaktadır.

2.2 Volatilitenin Nedenleri

Küreselleşme ile birlikte finansal araç çeşitlerinin artması ve bu araçların daha yaygın kullanılması avantajları ve dezavantajları da beraberinde getirmiştir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde finansal sistemler gerek ekonomik gerekse politik iç ve dış unsurlardan çok fazla etkilenmekte ve olaylara eskisinden çabuk reaksiyon göstermektedir. Makroekonomik göstergelerin istikrarlı bir seyir izlememesi ve art arda yaşanan krizler hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin artmasına neden olabilmektedir. Arnold ve diğerleri, ABD borsasını ele alarak 2008 yılında yaptıkları çalışmalarında, menkul kıymet piyasalarındaki volatilitenin özellikle resesyon dönemlerinde arttığını ve makroekonomik belirsizliğin resesyon dönemlerinde daha güçlü volatilité oluşturduğunu belirtmiştir (Arnold ve diğ, 2008: 1438). İster gelişmiş, ister gelişmekte olan ülkelerde olsun, nedenleri farklı olsa bile istikrarsızlık piyasalarda yüksek volatilité oluşturmuş ve yatırımcılar açısından güvensizlik yaratmıştır. Yatırımcılar ya kaynaklarını başka piyasalara aktarmış ya da yatırım kararlarını ertelemiştir. Dolayısıyla volatilité, talebi azaltmış ve fiyatlar üzerinde olumsuz etkilere neden olmuştur. Yatırımcı sayısının sınırlı kalması ise finansal piyasaların derinliğinin arttıramamıştır (Tuna ve İsabetli, 2014: 23).

Volatilité farklı ekonomilerde farklı sebeplerle ortaya çıkmakla birlikte, özellikle asimetrik bilgi sorunu bu konuda oldukça önem taşımaktadır. Ren ve Cunzhi 2012 yılında yaptıkları çalışmalarında volatil değişimlerin ana sebebinin bilgilerin eksik açıklanması, aktarım mekanizması ve piyasadaki manipüle hareketler olduğunu belirtmişlerdir (Ren ve Cunzhi, 2012: 196).

Kişilerin gelecek ile ilgili beklentileri de volatil hareketler için taban oluşturmaktadır. İyi ya da kötü haberlere duyarlı finansal piyasalarda volatilité fazla olmaktadır. Malik 2011 yılında yaptığı çalışmasında, literatürde kötü haberlerin volatilitéyi arttırdığını, ancak iyi haberlerin her zaman volatilité üzerinde etkili olmadığını gösteren çalışmalar olduğunu belirtmiştir. Yaptıkları analizde; iyi haberlerin volatilitéyi azalttığını ve yapısal kırılmaların göz ardı edildiğinde volatilité üzerinde anlamlı etkisi bulunmadığını elde etmiştir. Başka bir deyişle eğer yapısal kırılmalar göz ardı edilirse finansal piyasaların güçlü bir asimetri özelliği gösterdiği sonucuna ulaşmıştır (Malik, 2011:553).

Bir varlığın ya da menkul kıymetin volatilitesinde gözlemlenen değişiklikler ile piyasanın volatilitesini belirleyen faktörler arasında sıkı bir ilişki olduğu

bilinmektedir. Nelson (1996), hisse senedi piyasa volatilitésinin deęişmesine neden olan bu faktörleri řu řekilde sıralamaktadır:

a) Pozitif otokorelasyon sorunu: Mandelbrot tarafından "büyük fiyat deęişiklikleri büyük deęişimleri, küçük fiyat deęişiklikleri ise küçük deęişimleri takip etme eğilimindedir" řeklinde ifade edilmiştir. Başka bir ifadeyle varlık getirilerinde geçici bir otokorelasyon vardır.

b) İşlem günleri etkisi: Fama (1965) ve French ve Roll (1986), işlem gören ve işlem görmeyen günlerin piyasa volatilitési üzerinde farklı etkileri olduğunu tespit etmişlerdir. Özellikle, hisse senedi piyasa volatilitési, 72 saatlik bir dönem boyunca piyasaya gelen bilgiyi yansıtmamasına baęlı olarak, pazartesi günleri haftanın dięer günlerine göre daha yüksektir. Dięer işlem günlerindeki fiyat hareketleri ise 24 saatlik bir dönemde gelen bilgiyi yansıtmaktadırlar ve bu yüzden dięer işlem günlerinde hisse senedi piyasa volatilitési daha düşük seviyelerdedir.

c) Kaldıraç etkileri: Kaldıraç etkileri hisse senedi piyasa volatilitési deęişiklikleri için kısmi bir açıklama sağlamaktadır. Şirketlerin hisse senedi fiyatları düřtüęünde daha fazla kaldırıca ihtiyaç duyarlar ve kazançların volatilitési de bu yüzden artar.

d) Resesyonlar ve finansal krizler: Hisse senedi piyasalarının volatilitési, resesyon, bankacılık krizleri gibi finansal ve ekonomik kriz dönemlerinde yüksek olma eğilimindedir. Hisse senedi volatilitési ve finansal krizlerin ilişkisi ile ilgili literatürdeki en önemli çalışmalardan biri Schwert (1989)'e aittir. Schwert, 1834'den 1987'e kadar olan aylık verileri kullanarak, konjonktür dönemleri ve finansal krizlerde hisse senedi volatilitésini arařtırmıştır. Schwert, hisse senedi volatilitésinin, hisse senedi fiyatlarının düşmesinden sonra ve resesyon boyunca arttığını gözlemlemiştir. Bu sonuçlar iki modele dayalıdır: Birincisi, hisse senedi kazançlarının standart sapmaları ve koşullu ortalamalarını gösteren doğrusal bir otoregresif modeldir. Dięeri, doğrusal olmayan bir modeldir. Her iki metod da, hisse senedi fiyat volatilitésinin banka panikleri ve resesyon dönemleri boyunca arttığını göstermektedir. Finansal krizler ve resesyon dönemlerinde hisse senedi piyasalarında keskin düşüşler yaşanmasından dolayı kaldıraç etkisi ile kriz etkisini birbirinden ayırmak oldukça güçtür.

e) Nominal faiz oranı: İkinci Dünya Savaşı sonrası verileri kullanılarak Fama ve Schwert (1977), Christie (1982) ve Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993)

tarafından yapılan çalışmalarda yüksek nominal faiz oranlarının yüksek piyasa volatilitesi ile ilgili olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Fama ve Schwert, ayrıca yüksek enflasyon oranlarının da yüksek piyasa volatilitesi ile ilgili olduğunu tespit etmişlerdir.

2.3 Volatilitenin Ölçülmesi

Teknoloji yardımıyla birlikte finansal piyasalarda veri toplama yöntemlerinin gelişmesi daha fazla bilgiye ulaşılmasını sağlamış ve değişkenlerin gelecek değerleri hakkında tahmin yapılmasını kolaylaştırmıştır. Finansal veriler, özellikle borsalara ait veriler sık zaman aralıklarında elde edilebilmektedir. Analiz yöntemleri ile yüksek frekanslı veriler kullanılarak ampirik çalışmalar yapılması volatilitenin ölçümü ile ilgili önemli sonuçlar vermiş ve araştırmacıların bu yöne ilgisini çekmiştir (Tuna ve İsabetli, 2014: 24).

Daha önceden de bahsedildiği gibi volatilitenin doğru tahmin edilmesi portföy yöneticileri, finansal yatırımcılar ve politika yapıcılar açısından çok önemlidir. Zira volatilité, etkin piyasalar açısından bir temel oluşturmakta, finansal varlıkları fiyatlandırma modellerinden elde edilen denge fiyatları önemli ölçüde etkilemektedir. Portföy yönetimi ortalama varyans teorisine dayanırken, türev ürünlerin değerlemesi güvenilir volatilité tahminlerine dayanmaktadır; ancak finansal zaman serileri doğru bir şekilde modellenmezse yapılacak volatilité tahmin ve öngörülerinin başarısı oldukça sınırlı kalacaktır. Bu yüzden; çalışmamızın bu kısmında finansal zaman serilerinin sahip olduğu bazı temel özelliklerden bahsedilecektir. Bu temel özellikler şu şekilde sıralanabilir (Xiao ve Aydemir, 2007):

a) Aşırı basıklık ve kalın kuyruk: Finansal zaman serilerinin, örneğin hisse senedi getirilerinin dağılımlarının genellikle kalın kuyruk ve ortalamada yüksek sivrilik özellikleri göstermesini ifade etmektedir. Buna göre, finansal varlık getirilerinin dağılımları normal dağılıma göre ortalamada daha sivri ve kuyrukta daha kalın dağılım özellikleri göstermektedir (Mazıbaşı, 2005).

b) Volatilité kümelenmesi: Finansal piyasalardaki volatilité hareketleri genellikle birbirini takip etmekte, yüksek dalgalanmaları ve fiyat hareketlerini yüksek dalgalanmalar veya fiyat hareketleri, düşük şiddetli dalgalanmaları ise yine küçük dalgalanmalar veya hareketler takip etmektedir. Bu nedenle, yüksek getirileri (pozitif veya negatif) yüksek getiriler, düşük getirileri ise düşük getiriler takip etme eğilimi

içerisindedir. Volatilite kümelenmesi, piyasanın şoklara karşı gösterdiği tepkinin devamlılığı konusunda bilgi verir.

c) Kaldıraç etkisi (Asimetrik volatilite): Finansal piyasalardaki fiyat hareketleri ve volatilite arasında negatif bir korelasyon vardır. Black (1976) tarafından hisse senedi getirileri için tespit edilen bu özellik daha sonra farklı araştırmacılar tarafından da teyit edilmiştir. Bununla birlikte, Black (1976) hisse senedi fiyat hareketlerinin volatilite üzerine ölçülen etkisinin, tek başına kaldıraç etkisi ile açıklanabilecek kadar büyük olduğunu da ortaya koymuştur. Finansal piyasalara giren her yeni bilgi piyasalarda işlem göre varlıkların ve doğal olarak endekslerin gelecekteki değerini belirlemektedir; çünkü her yeni bilgi girişi varlıkların riskini artırmakta ya da azaltmaktadır. Volatilite, yeni bir bilgi karşısında finansal piyasaların gösterdiği doğal bir tepkidir. Asimetrik volatilite ya da volatilite asimetrisi olgusu yeni bilgi girişinin fiyat değişimlerine neden olduğundaki durumu ifade eder. Yeni bilgi girişi olumlu olduğunda gelecek volatilite daha küçük olmakta iken, olumsuz bilgi girişinin olduğu durumlarda gelecek volatilite daha yüksek olmaktadır. Başka bir ifadeyle, volatilite asimetrisi, olumsuz yeni bilginin olumlu yeni bilgiye göre volatilite üzerinde daha büyük bir etkiye neden olmasıdır. Büyük fiyat düşüşleri, aynı miktarda fiyat yükselişlerinden daha fazla volatiliteye neden olmaktadır.

d) Uzun dönemli hafıza: Uzun dönemli hafıza, özellikle yüksek frekanslı finansal zaman serilerinin, birbirinden uzakta olan gözlemleri arasında, istatistik olarak anlamlı bir korelasyon bulunması durumunu ifade eder. Uzun dönemli hafıza, finansal zaman serilerinin koşullu ortalama ve varyansı arasındaki doğrusal olmayan bağımlılığın tespit edilmesinde oldukça önemlidir. Bir finansal varlığın getirilerinin uzun dönemli hafızaya sahip olması durumunda, söz konusu finansal varlık, finansal piyasalara gelen yeni bir bilgiye, hızlı bir şekilde tepki veremeyecek, ancak ilerleyen dönemlerde kademeli olarak tepki verecektir.

e) Volatilitenin birlikte hareket etme özelliği: Farklı ülkelerin finansal zaman serilerine bakıldığında, örneğin bir ülkenin hisse senedi piyasasında görülen bir hareketliliğin, başka bir ülkenin hisse senedi piyasasında da benzer bir hareketliliğe yol açtığı görülmektedir. Piyasalar arasındaki böylesi bir etkileşimin veya bu birlikte hareketin neden olduğu çapraz korelasyonların çok değişkenli tahmin yöntemleriyle modellenmesi oldukça önemlidir.

2.4 Türkiye'de Volatilitenin Modellenmesi Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi ile ilgili çalışmalar 1990'lı yıllarda önem kazanmaya başlamış, Türkiye'deki akademisyen ve yatırımcılar bu yıllarda volatilité konusu üzerine başlamışlardır. Çalışmanın bu bölümünde Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitésinin alternatif volatilité tahmin yöntemleriyle modellendiđi, bu modellerin performansının karşılaştırıldığı çalışmalara yer verilecektir.

Bu çalışmalardan biri olan, Balaban ve diğ. (1996) çalışmalarında, Ocak 1988-Temmuz 1995 dönemine ait verileri kullanılarak, günlük logaritmik getirilerin karelerinin hafta sonu ve tatil etkisinden arındırılmış toplamı şeklinde tanımlanan İMKB aylık dalgalanma serisi, ARMA modelleri yardımıyla tahmin edilmeye çalışılmıştır. Akaike Bilgi Ölçütü'ne göre yapılan değerlendirmeler sonucunda alternatif modeller arasından ARMA(1,0) veya kısa AR(1) modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Söz konusu model İMKB'de gözlenen aylık dalgalanmaların yaklaşık beşte birini açıklayabilmektedir. Modele Ocak ayı kukla değişkeninin eklenmesi elde edilen sonuçları güçlendirmiş. Bu bağlamda, incelenen dönemde, İMKB'de Ocak ayında gerçekleşen dalgalanmaların diğer aylara göre daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yavan ve Aybar (1998), İMKB 100 Endeksinin Ocak 1986-Aralık 1996 dönemi günlük logaritmik getirilerini kullanarak koşullu ortalama ve koşullu varyans modelleri geliştirmişlerdir. Çalışmada, koşullu varyansın gecikmeli şoklardan etkilendiđi ve ayrıca gecikmeli varyansın mevcut oynaklığa bilgi taşıdığı sonuçlarına ulaşılmıştır. Uluslararası finansal piyasalar için geçerli olan negatif asimetri konusunda İMKB açısından yeterli bulguya rastlanmaması, GARCH(1,1) modelinin volatilitéyi başarılı bir şekilde tahmin etmesi ve kısa dönemli volatilité şoklarının İMKB'nin genel volatilitésini kontrol ediyor olması çalışmanın diğer sonuçlarıdır.

Gökçe (2001), hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin modellenmesi için İMKB 100 endeksinin, 1989-1997 yılları arasındaki 2245 günlük kapanış verilerini kullanarak, endeksin günlük getirilerini hesaplanmış, günlük getiri oranındaki değişimin açıklanabilmesi için de işlem hacmindeki değişimi açıklayıcı değişken olarak kullanmıştır. Daha sonra analiz dönemini iki alt döneme ayırmak suretiyle ARCH ve GARCH modellerini kullanarak endeks volatilitésini modellemeye çalışmış ve koşullu değişen varyans modellerinden GARCH(1,1) modelinin en uygun model olduğunu tespit etmiştir. Bu çalışmanın dikkat çeken bir diğer önemli sonucu da, piyasa getirisi

ile volatilité arasında pozitif bir iliřkinin varlıęıdır. Piyasanın volatilitesi piyasaya ulařan olumlu haberlere karřı tepki olarak dūřme eęilimi gōsterirken olumsuz haberlere karřı tepki olarak yūkselme eęilimi iinde olduęu gōzlemlenmiřtir.

Aygōren (2005), 1987-2004 dōneminde İMKB 100, sınai, hizmet, mali ve teknoloji endekslerinin gūnlūk logaritmik getirilerinin aritmetik ortalamalarından sapmalarının karesi olarak tanımladıęı gūnlūk volatilité serilerini, otoregresif AR(p) modelleri ile modellemeye alıřmıřtır. Bu alıřmada, belirlenen AR(p) modelleri endeksler iin gōzlenen gūnlūk oynaklıkların %8.1-%15.2'sini aıklayabilmektedir. alıřmada aynı zamanda, İMKB 100 Bileřik endeksi oynaklıęının aıklanabilmesinde ū ve dōrt gūn ūnceki oynaklıklar istatistiksel olarak anlamlı ıkmıř, bir ve iki gūn ūnceki oynaklıkların kuvvetli bir aıklayıcı gūce sahip olduęu da elde edilen istatistiksel anlamlılık dūzeylerinden gōrūlmektedir. %5 anlamlılık seviyesinde İMKB 100 bileřik endeksinin bugūnkū oynaklıęı bir ūnceki gūn gōzlenen oynaklıęın %21,6'sı, iki gūn ūnce gōzlenen oynaklıęın %15,7'si ile, ū gūn ūnceki oynaklıęın %3,98'i ile ve dōrt gūn ūnce gōzlenen oynaklıęın %4,20'si ile aıklanabilmektedir.

Sevūktekin ve Nargeleekenler (2006), alıřmalarında İMKB 100 endeksinin 1987-2006 dōnemindeki gūnlūk getiri serilerini kullanarak oluřturdukları alternatif modellerin tahmin ve ūngōrū performanslarını, modeldeki parametrelerin anlamlılıęı, belirlilik katsayısının yūksək olması, Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerinin dūřūk olması, hata kareler toplamının dūřūk olması, olabilirlik ve benzerlik oranının yūksək olması, modelin F istatistięinin anlamlı olması, Theil eřitsizlik katsayısının kūūk olması gibi kriterlere dayanarak deęerlendirmiřlerdir. alıřmada alternatif modeller ierisinden kořullu ortalama iin en uygun modelin ARMA(1,2), kořullu varyans iin de en uygun modelin GARCH(1,1) olduęunu belirlenmiřtir.

Akar (2007), alıřmasında İstanbūl Menkul Kıymetler borsası İMKB 100 endeksi haftalık kapanıř verilerini kullanarak, Tūrkiye hisse senedi piyasasında getiri volatilitelerini ARCH, GARCH ve switching ARCH (SWARCH) modelleriyle tahmin etmiř ve bu tahminlere dayanarak alternatif modellerin ūngōrū performansları karřılařtırmıřtır. Alternatif modellerin performansları gereklesen volatilité (realized volatility) baz alınarak deęerlendirilmiř ve deęerlendirme kriteri olarak ortalama hata karesinin kōkū (RMSE) ve Theil esitsizlik katsayısı (TIC) istatistikleri kullanılmıřtır. alıřmada elde edilen ampirik bulgulara gōre SWARCH modellerinin ARCH ve GARCH modellerindeki yūksək ısrarcılık sorununu azalttıęı sonucuna ulařılabilir.

Volatilite modellerinin öngörü performansları açısından ise SWARCH modellerinin ARCH ve GARCH modellerine göre daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Yine kayan pencere yaklaşımıyla elde edilen öngörülerin dinamik öngörülere nazaran daha isabetli olduğu belirlenmiştir.

Özden (2008), çalışmasında doğrusal olmayan koşullu değişen varyans modellerinden ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri ile İMKB Bileşik 100 Endeks getiri volatilitelerinin modellenmesi ve alternatif modeller arasından en iyi performansı gösteren modelin saptanması amaçlanmıştır. Çalışmada 04.01.2000-29.09.2008 dönemine ilişkin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Bileşik 100 Endeksi'nin günlük logaritmik getirileri kullanılmıştır. Öncelikle getirilerin durağan olup olmadıkları ADF Testi ile araştırılmış ve getiri serisinin birim kök içermediği yani durağan olduğu saptanmıştır. Daha sonra alternatif otoregresif modeller arasında en iyi ortalama denklem modelinin ARMA(2,2) olduğuna karar verilmiştir. Bunun yanı sıra ortalama denklemin artıklarının ARCH etkisine sahip olduğu ARCH LM testi yapılarak belirlenmiştir. Getiri serisi ARCH etkisine sahip olduğundan koşullu değişen varyans modelleri ARCH(1), GARCH(1,1), EGARCH(1,1) ve TGARCH(1,1) ile tahmin edilmiştir ve bunlar arasından en iyi olan modelin TGARCH(1,1) olduğu saptanmıştır.

Atakan (2009), çalışmasında ARCH ailesi modellerini kullanarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) oynaklığın (değişkenliğin) modellenmesinde kullanılabilecek en uygun metodu araştırmıştır. İMKB-Bilesik 100 Endeksinin 1987-2008 dönemini kapsayan ve günlük kapanış değerlerinden hareketle gerçekleştirilen bu araştırmada, İMKB-100 Bilesik Endeksi volatilitelerinin ARCH etkisi taşıdığı ve değişkenliğin tahmin edilmesinde kullanılacak en uygun modelin Akaike Bilgilendirme Kriteri değerlendirme sonuçlarına göre GARCH (1,1) olduğu tespit edilmiştir. Bunun yanı sıra, kriz zamanlarında ve belirsizlik dönemlerinde İMKB-100 Endeksi getirisindeki değişkenliğin arttığı ve bu dönemlerde volatilite kümelenmelerinin gözlemlendiği sonucu elde edilmiştir.

2.5 Volatilite Yayılması

Finansal piyasalar açısından volatilite yayılma etkisinin ne anlama geldiğini açıklamak için öncelikle bulaşma (contagion) kavramını iyi anlamak gerekmektedir. Her ne kadar bulaşma etkisine ilişkin üzerinde tam olarak mutabık kalınan bir tanımdan bahsetmek

güç olsa da genel olarak bulaşma etkisi belirli bir ülkede yaşanan bir finansal krizin ya da şokun, diğer ülkelere geçiş yapması olarak tanımlanabilir. Bulaşma olgusunun küresel çaptaki etkisinin özellikle Meksika, Güneydoğu Asya, Rusya ve son olarak etkileri halen sürmekte olan küresel finans krizinde görülmesi, konunun önemini ortaya çıkartmıştır. Bu kriz dönemlerinde meydana gelen gelişmeler hisse senedi piyasalarında sert düzeltmelerin, faiz oranlarında ani yükselmelerin ve gayri safi yurt içi hasıllarda yüksek düşüşlerin yaşanmasına neden olarak birçok ülkede ciddi ekonomik ve sosyal etkilere yol açmıştır. Bulaşma etkisinin araştırılması, krizlerin ülkeler arası geçiş sürecinin ve etkilerinin daha iyi anlaşılacak dış kaynaklı finansal şokların neden olabileceği olumsuz etkilerden koruyucu politikaların geliştirilebilmesine yardımcı olabilir.

Moser (2003), bulaşma etkisinin bir ülkede yaşanan krizin başka bir ülkede krize neden olması şeklinde açıklanabileceğini ve genel olarak ise finansal krizleri tetikleyen olumsuz şokların piyasalar arası aktarımı olarak tanımlanabileceğini ileri sürmektedir. De Bandt ve Hartmann (2000)' a göre bulaşma etkisi dar anlamda bir finansal sorunun bir kurum, piyasa ya da sistemden bir diğerine yayılması iken geniş anlamda ise birçok kurum ve piyasanın yaşama şansını tehlikeye sokan büyük sistematik krizleri de içermektedir. Pericoli ve Sbracia (2001) ise beş farklı kriz tanımına dayalı olarak bulaşma kavramını açıklamaktadır. Birinci tanıma göre bulaşma etkisi, bir ülkede krizin meydana gelmesinin diğer bir ülkede kriz çıkma ihtimalini ciddi bir şekilde arttırması durumu olarak tanımlanmaktadır. Bu tanım özellikle kurlarda yaşanan krizlerle yakından ilgilidir. Bu tanımın diğer bir özelliği de krizi tetikleyen faktörlerin üzerinde durması ve krizin aktarımı ile ilgilenmemesi nedeniyle bütün ortak krizleri, ticari bağlantıları ve irrasyonel davranışları bulaşma etkisi olarak nitelendirmesidir. Pericoli ve Sbracia'nın ikinci tanımı ise bir ülkede yaşanan fiyat dalgalanmalarının diğer ülkelere aktarılacak belirsizliğin uluslararası finansal piyasalara sıçraması şeklindedir. Üçüncü tanıma göre ise bulaşma, varlık fiyatlarının ülkeler arasında birlikte hareket etmesi halinin temel ekonomik değişkenlerle hesaplanmadığı durumlarda ortaya çıkmaktadır. Bulaşmaya ilişkin dördüncü tanım ise bir ve ya daha fazla varlık fiyatının ve işlem miktarının birlikte hareket etme katsayılarında görülen artış şeklindedir. Dolayısıyla bu tanıma göre piyasaların olağan durumlara göre aşırı bir şekilde birlikte hareket etmeleri bulaşıcılığın bir göstergesidir. Pericoli ve Sbracia'nın bulaşmayla ilgili olarak yaptıkları beşinci ve son tanıma göre ise, bulaşma

bir piyasada yaşanan şokun, aktarım kanallarında yarattığı yapısal değişimlerden kaynaklanmaktadır. Dünya Bankası ise bulaşma etkisini geniş, kısıtlı ve çok kısıtlı olmak üzere üç şekilde tanımlamaktadır. Geniş tanıma göre bulaşma etkisi, krizlerin ülkeler arası aktarımı veya ülkeler arası yayılma etkisi olup krizlerden bağımsız olarak iyi veya kötü zamanlarda ortaya çıkabilmektedir. Kısıtlı tanıma göre ise bulaşma, ortak şokların ve ülkeler arası temel bağlantıların ötesinde, şokların diğer ülkelere aktarımı ya da ülkeler arası korelasyonudur. Bu şekilde yaşanan bir bulaşma etkisi genellikle aşırı birlikte hareket olarak adlandırılmakla beraber sürü davranışı ile açıklanmaktadır. Bulaşma etkisine ilişkin olarak Dünya Bankası'nın yaptığı çok kısıtlı tanıma göre ise bulaşıcılığın sakin zamanlardan ziyade kriz dönemlerinde artan ülkeler arası korelasyon olarak tanımlandığı görülmektedir. Bulaşma etkisiyle ilgili yaygın olarak kabul göre bir diğer önemli tanım da Forbes ve Rigobon (2002) tarafından yapılmıştır. Yazarlara göre bulaşma, bir ülkede ortaya çıkan şok veya olumsuz bir haberdan sonra, iki ülke arasındaki birlikte hareket etme derecesinde görülen anlamlı bir yükseliş olarak tanımlanmıştır. Yazarlar finansal stresin olmadığı dönemlerde, piyasalar arasındaki yüksek korelasyonu bulaşma olarak değil, karşılıklı bağımlılık (interdependence) olarak yorumlamışlardır. Daha açık bir anlatımla, 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).

Krizlerin bulaşma etkisinin incelenmesinde kullanılan yaygın yaklaşım ise volatilité yayılma etkisi olarak adlandırılmaktadır. Edwards ve Susmel (2001)' e göre volatilité yayılma etkisi bir piyasada görülen şokların diğer bir piyasa volatilitesi üzerinde anlamlı bir şekilde artırıcı etkiye neden olması olarak tanımlanmaktadır. Bizim çalışmamızda da finansal bulaşma kavramı, piyasalar arasındaki volatilité yayılması olarak benimsenecektir. Çünkü bu çalışmanın amacı, bazı seçilmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında şokların ve volatilitenin yayılma mekanizmasını incelemektir.

2.6 Volatilité Yayılma Mekanizması

1980 sonrası dönemde gelişmiş ve gelişmekte olan birçok ülkede yaşanan şoklar ve krizler, bir ülkeden diğer bir ülkeye, hem ekonomik hem de finansal ilişkiler yoluyla yayılabilmektedir. Reel sektörü doğrudan etkileyen krizler ve şoklar, aralarında ticari

ilişkiler bulunan ülkelere ticaret yoluyla kolaylıkla yayılmaktadır. Farklı ülkelerin ticari rakip olması da, karşılıklı ticari ilişkiye sahip olmaları da bulaşıcılığı artırabilmektedir. Ülkelerin belirli ürünler için birbiriyle rekabet halinde olmaları durumunda ülkelerden birinde meydana gelen kriz, diğer ülkenin makroekonomik değişkenlerini etkilemektedir. Yayılma etkisi olarak adlandırılabilen bu durum, bir ülkede yaşanan devalüasyonun ticari anlamda rakip ülkelerin ürünlerini görece olarak pahalı hale getirerek bu ülkelerde bir kriz tetiklemesi şeklinde ortaya çıkabilir (Masson, 2006; Kuusk ve Paas, 2010).

Ülkeler arasında bulunan yüksek derecede ticari ilişkinin krizlerin bulaşmasına neden olması ise ana ülkede meydana gelen bir devalüasyonun, bu ülkenin ürettiği malları yabancı mallara nazaran daha düşük maliyetli hale getirmesi nedeniyle diğer ülkenin ihracatını azaltıp ithalatının artmasına yol açarak cari dengesini bozması ve devalüasyon yapmak zorunda bırakması olarak açıklanmaktadır, başka bir ifadeyle, birbirleriyle yoğun ticari ilişkiler içinde bulunan ülkelerden birinin parasını devalüe etmesi diğer ülkenin çıktı ve rekabet gücünde azalmaya yol açacağından diğer ülkelere ek bir maliyet getirmektedir (Gerlach ve Smetz, 1995). Gerlach ve Smetz (1995)'e göre yayılma etkisinin büyüklüğü, etkileşime maruz kalması olası ekonomi açısından aşağıdaki faktörlere doğrudan bağlıdır (Gerlach ve Smetz: 1995: 62):

- a) Kriz yaşayan ekonomi ile arasındaki ticari ilişkilerin yoğunluğu,
- b) Reel ve nominal ücret esnekliğinin düşüklüğü,
- c) Ulusal paranın değişim değerinin sabitlendiği büyük ekonomi ile arasındaki ticari ilişkilerin hacmindeki düşüklük.

Fratzcher (2003) ise, yayılma etkisinin iki ekonomi arasındaki ticari ilişkilerin yoğunluğu yanında iki ekonominin üçüncül piyasalardaki ticari rekabetinden kaynaklanan reel bütünleşme derecesine de bağlı olduğunu vurgulayarak Gerlach ve Smetz (1995)'in çıkarımlarını geliştirmiştir.

Temel ekonomik unsurlara ilişkin bir diğer açıklama ise ülkelerin makroekonomik alanda benzerliklere sahip olmaları nedeniyle krizin bulaşmasıdır. Temel ekonomik performansı kötü olan ülkeler, özellikle yetersiz bilgiye sahip yatırımcılar tarafından benzer ülkeler olarak değerlendirilmekte ve bu yanlış nedeniyle söz konusu ülkelerden birinde meydana gelen kriz yatırımcıların gözünde aynı kategoride olan

diğer ülkelerin de aynı şekilde değerlendirilmesine ve krizin bir ülkeden diğerine ihraç edilmesine neden olmaktadır (Hernandez ve Valdes, 2001).

Farklı ülkelerde yaşanan krizlerin altında temel birtakım ekonomik nedenlerin yattığını ileri süren bir başka açıklamaya göre özellikle gelişmiş ülkelerde uygulanan politikalar birçok gelişmekte olan ülke üzerinde Muson etkisi adı verilen bir etkiye neden olmaktadır. Örneğin gelişmiş ülkelerde meydana gelen bir faiz artışı gelişmekte olan ülkeleri de aynı yönde etkilemekte ve piyasalarda eşanlı fiyat değişimlerine neden olabilmektedir (Back, Bandopadhyaya ve Du, 2005; Masson, 2006).

Volatilite yayılma etkisini açıklamada ticari ilişkiler önemli olmakla birlikte, bu ilişkiler çok farklı şok ve krizlerin açıklanmasında yetersiz kalabilmektedir. Örneğin, Güney Doğu Asya krizi 1997 yılında başlamış, daha sonra bu kriz, krizin çıktığı ülkelerle önemli bir ticari ilişkileri olmamasına rağmen bir yıl sonra Rusya ve Brezilya'ya sıçramıştır. Bundan dolayı finansal bağlantıların volatilite yayılma mekanizması içerisinde çok önemli bir yere sahip olduğu konusunda fikir birliği vardır. Krizlerin bulaşma mekanizmaları konusunda, Kaminsky ve Reinhart (2000) tarafından “finansal sektör bağlantıları” Fratzscher (2003) tarafından da “finansal karşılıklı bağımlılık” şeklinde adlandırılan finansal bağlantılar kanalına göre, finansal krizlerin aktarımını ekonomik bağlantılara dayalı olarak açıklayan yaklaşımların, büyük ölçüde ticari ilişkileri içerdiği ve finansal sektöre pek yer vermediği öne sürülmüş; finansal ilişkilerdeki yoğunluğun da, aktarım sürecini mal ve hizmet ticaretindeki yoğunluktan daha fazla etkilediği yolunda kanıtlar sağlamışlardır. Fratzscher (2003) ise, Kaminsky ve Reinhart (2000)’a paralel olarak söz konusu iki ekonominin banka kredileri konusunda üçüncü piyasalarda girdikleri rekabetin derecesi ile menkul kıymet piyasalarındaki bütünleşme derecesinin de; aktarım sürecinin önemli bir kanalını oluşturduğunu iddia etmiştir. Fratzscher (2003)’a göre aktarım sürecinin en önemli mekanizması; yayılma etkisinden ziyade finansal bağlantıların yoğunluk derecesidir.

Krizlerin bulaşmasına ilişkin olarak yapılan bir başka açıklama ise yatırımcı duyarlılığı ya da tutumundaki değişimlere ilişkindir. Özellikle sermayenin serbest dolaşımı ve ülkeler arası yatırımlar için engellerin kalkması, bir ülkeden diğer ülkeye büyük ölçekte portföy yatırımlarının hızla girip çıkması ve ekonomik dengeler üzerinde etkili olmasına neden olmuştur. Portföy yatırımlarının hangi ülkeye yapılacağına ise diğer unsurlar yanında yatırımcıların beklenen getiri oranı ve risk

gibi karar mekanizmalarının ve yatırımcı beklenti, tutum ve davranışlarının önemli olduğu görülmektedir. Saf bulaşma etkisi olarak adlandırılabilen bu etkiye göre bir ülkede meydana gelen bir kriz, diğer ülkelerin durumunda bir değişiklik olmasa da yatırımcıların riske karşı tutumlarını etkilemektedir. Yatırımcıların riske karşı tutumlarının ve bu ülkeler hakkındaki değerlendirmelerini yeniden gözden geçirmeleri, krizin diğer ülkelere bulaşmasına da yol açmaktadır (Back, Bandopadhyaya ve Du, 2005).

Yatırımcı davranışı ile ilgili bir başka açıklama da sürü psikolojisi. Sürü psikolojisi kısaca yatırımcının kişisel analiz ve değerlendirmelerini bir kenara bırakarak başkalarının alım satım kararlarını kendi alım satım kararları için temel kriter olarak değerlendirmesidir. Bu durumda yatırımcılar geçerli bir bilgiye sahip olmadan ancak başkalarının böyle bir bilgiye sahip olduğunu düşünerek yatırımlarını yönlendirip, krizlerin oluşmasına, var olan krizlerin değişmesine ve hatta krizlerin diğer ülkelere de bulaşmasına neden olabilmektedir. Kodres ve Pritsker (2002) ise saf öğrenme etkisi adı verilen bir etkinin de bulaşmaya neden olacağını ileri sürmektedir. Bu yaklaşıma göre küresel yatırımcılar özellikle gelişmekte olan ülkelerle ilgili yeterli bilgiye sahip olamamaları durumunda aynı kategorideki bir ülkenin performansını diğer ülke ile ilgili yatırım kararları için bir veri olarak kullanmaktadırlar. Bu da bir ülkede krizin, aslında kriz yaşanmaması gereken bir başka ülkeye sıçramasına yol açabilmektedir.

Bulaşma sürecine ilişkin diğer bir benzer açıklama da; “artan farkındalık” yaklaşımıdır. Lowell ve diğerleri (1998), söz konusu yaklaşımın, zaten zayıf olan iktisadi parametreler ile bunlara ilişkin bilgi açığını eşleştirdiğini vurgulamıştır. Gelişmekte olan ekonomilere ilişkin analizler ve veri seti, ya düşük kalitede ya da yüksek maliyetlidir. Bu nedenle, yatırımcılar portföylerinde yer verdikleri tüm ekonomiler hakkında tam bilgiye sahip değildirler. Dolayısıyla, portföylerini yalnızca birkaç ekonomiyi referans alarak şekillendirirler. Portföyde yer verilen ekonomilerden herhangi birinde meydana gelebilecek olumsuz bir hareket, portföydeki diğer ekonomilerin de daha yakından incelenmesine neden olur. Nihayetinde bu durum; bozuk parametrelere sahip olduğu halde daha önce fark edilmeyen ekonomilere ait varlıkların da satılması ile sonuçlanacaktır. Bu modelin sürü davranışından farkı, iktisadi parametrelerin zaten bozuk olmasıdır (Lowell, Neu, Tong, 1998: 30-32). Goldstein (1998) tarafından da “uyandırma hizmeti” şeklinde ifade edilen söz konusu yaklaşım; bir başka ekonomide ortaya çıkan finansal krizin, mevcut ekonomiye ilişkin

makroekonomik dengesizlikler için de farkındalık yarattığını iddia etmektedir. Örneğin; Tayland'da başlayan Doğu Asya Krizi, bölge ekonomileri için mevcut olan “Asya Mucizesi” algısını “Asya Serabı”na dönüştürmüştür (Masson, 1999: 8).

Krizler, temel ekonomik ve politik unsurlar ve finansal bağlantılara ek olarak likidite bağlantısı kanalıyla da diğer ülkelere yayılabilmektedir. Son yıllarda finansal piyasalarda türev ürünlerin işlem hacimlerinin çok yüksek boyutlara ulaştığı bir gerçektir. Birbirinden farklı birçok ürüne yazılabilen türev ürünler piyasasında işlem yapmanın bir özelliği, baz ürünle ilgili ilerideki bir tarihte gerçekleşecek olan işlemin fiyatının şimdiden belirlenmesi, ancak ödemenin gelecekte yapılmasıdır. Böyle bir işlemde pozisyon alabilmek için başlangıç teminatının yatırılması ve gerektiğinde teminat tamamlama çağrılarının yerine getirilmesi gerekmektedir. Bu durum kaldıraç etkisine neden olmakta ve spekülörler için spot piyasada alınabilecek pozisyonun çok daha fazlası vadeli piyasalarda açılabilir. Bir ülkede meydana gelen kriz vadeli piyasalarda düşüşe neden olmakta, burada alınan uzun pozisyonlarda karşılaşılan zararlar teminatları düşürmekte ve teminat, sürdürme teminatının altına düştüğünde ise teminat tamamlama çağrısı yapılabilmektedir. Büyük tutarlarda pozisyon alan yatırımcıların bir ülkedeki pozisyonları bu şekilde etkilendiğinde teminat tamamlama çağrısına cevap vererek eksilen teminatlarını yatırmak için kriz yaşanmayan diğer ülkelerdeki varlıklarını satabilmektedirler. Bu ülkelerin varlıklarına gelen satış ise fiyatları düşürerek krizin diğer ülkelere yayılmasına neden olabilmektedir (Kuusk ve Paas, 2010).

Literatürde volatilité yayılma etkisi doğrudan ve dolaylı etki olmak üzere iki ana başlık altında incelenmektedir.

Doğrudan etki durumunda, bir ülkede ortaya çıkan finansal bir kriz, doğrudan sermaye yatırımlarının azalması veya uluslararası ticaretin finansmanına yönelik kredilerin azalması yoluyla diğer ülkeleri doğrudan etkileyebilmektedir. Gelişmiş piyasalarda yaşanan finansal krizler ve şoklar özellikle, ekonomik büyümelerini yabancı sermaye yatırımları ile gerçekleştiren ve bütçe açıklarını portföy yatırımları ile kapatmaya çalışan gelişmekte olan ülkeleri doğrudan etkilemektedir.

Dolaylı etki ise ilgili ülkelerde faaliyet gösteren çok uluslu şirketlerin, iş gücü piyasasında önemli bir işveren konumunda olmaları ve yerel ticari ilişkileri geliştirmede çok önemli tedarik kanallarını ellerinde bulundurmaları nedeniyle ortaya

çıkılmaktadır. Yerel piyasalarda ticari faaliyetlerde bulunan bu çok uluslu şirketler tarafından yapılacak yabancı sermaye yatırımlarının azalması nedeniyle ortaya çıkan dolaylı etkinin, uzun dönemde ticari ilişkilerden kaynaklanan doğrudan etkiden daha kalıcı olduğu ifade edilmektedir (Kröger, Kuhnert ve McCarthy, 2010).

Bir başka dolaylı etki kanalı da uluslararası bankacılık kesiminden kaynaklanabilir. Konuyu daha iyi açıklayabilmek için uluslararası bir bankanın iki farklı ülkede önemli bir borç veren konumunda olduğunu varsayalım. Eğer bu bankanın pozisyonu, bir ülkede yaşanan reel şoklara bağlı olarak zayıflayacak olursa, banka, toplam riskini azaltmak amacıyla bir diğer ülkeye vereceği kredi miktarını azaltabilir veya yeni bir kredi vermeyebilir. Bu işlemlerin bir sonucu olarak da finansal piyasalardan reel sektöre doğru bir volatilité yayılma mekanizması çalışmış olmaktadır. Son 10 yıllık dönemde ortaya çıkan yeni finansal araçlar, 2008 küresel finansal krizinin de ortaya koyduğu gibi, ülkeler arasındaki finansal bağlantıları daha karmaşık hale getirmiştir ve yaşanan krizler ülkeleri eskiye göre çok daha fazla etkilemeye başlamıştır (Kröger, Kuhnert, McCarthy, 2010). 1997 Asya krizinde olduğu gibi, bir piyasadaki likidite eksikliği durumunda borç verenler ve yatırımcılar diğer piyasalardaki varlıklarını likit hale getirmeye çalışmaktadırlar. Bir ülkedeki borçlular ödemelerini yerine getiremediğinde, borç verenler diğer ülkelerdeki borçlarını da geri çağırılmaktadırlar. Bu sürecin bu şekilde devam etmesi, yatırımcıların sürü davranışı ile hareket etmesine yol açmakta ve volatilité yayılma etkisini hızlandırmaktadır.

2.7 Volatilité Yayılması Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Hamao ve diğ. (1990) gün sonu verilerle yaptıkları çalışmada, GARCH-M modelini uygulamış, 1987 piyasa krizi öncesi dönemde ABD ve Birleşik Krallık piyasalarından Japonya piyasalarına doğru anlamlı bir volatilité yayılması olduğu, kriz sonrası dönemin de dahil edilmesiyle yayılımın artış gösterdiği, dolayısıyla Japon piyasasının diğer piyasalara karşı en duyarlı piyasa konumunda olduğu bulgularına erişmişlerdir.

Bae ve Karolyi (1994) günlük verilerle yaptıkları çalışmada, simetrik ve asimetrik GARCH modellerini, ayrıca Engle ve Ng (1993) tarafından geliştirilen ve haberlerin koşullu volatilité üzerinde etkisini inceleyen yeni bir ölçütü uygulamış, buna göre her iki piyasa arasında da volatilité yayılımı olabildiği ancak piyasalar arasında oluşabilecek volatilité yayılımının büyüklük ve kalıcılığının asimetrik modelleme göz önünde bulundurulmadığında eksik olarak ifade edilebileceği, dolayısıyla asimetrik

modelleme ile yayılımın daha iyi tespit edilebileceği, ayrıca kötü haberlerin yerli ve yabancı piyasa volatiliteleri üzerindeki etkisinin iyi haberlerden daha büyük olduğu bulgularına erişmişlerdir.

Koutmos ve Booth (1995) ise yaptıkları çalışmada, genişletilmiş çok değişkenli EGARCH modelini uygulamış, Fiyat yayılımı açısından ABD piyasasından Japonya ve Birleşik Krallık piyasalarına ve Japonya piyasasından Birleşik Krallık piyasasına doğru bir yayılma olduğu, diğer taraftan volatilité yayılımı noktasında ise tüm piyasalar arasında bir yayılmanın söz konusu olduğu, ayrıca volatilité yayılmasının asimetrik bir özellik gösterdiği, kötü haberlerin volatilité yayılmasına iyi haberlerden daha fazla etki ettiği, buna ek olarak 1987 krizi öncesi ve sonrası periyotlar dikkate alındığında kriz öncesinde piyasalar arasındaki etkileşimin sınırlı olduğu ve bu periyotta ABD piyasasının en belirgin bilgi tedarikçisi olduğu bulgularına erişmişlerdir.

Koutmos (1996) Fransa, Almanya, İtalya ve Birleşik Krallık piyasalarına ait gün sonu verileri ve VAR-EGARCH modelini uygulayarak yaptığı çalışmada, Fransa hisse senedi piyasası getirilerinin Almanya ve Birleşik Krallık hisse senedi piyasalarındaki getirilerden, Almanya piyasası getirilerinin Fransa ve Birleşik Krallık piyasalarındaki getirilerden, İtalya piyasası getirilerinin ise hem kendi gecikmeli getirilerinden hem de Birleşik Krallık piyasalarının getirilerinden ve son olarak Birleşik Krallık piyasası getirilerinin ise kendi gecikmeli getirileri ile beraber Fransa ve İtalya piyasaları getirilerinden etkilendiğini ortaya koymuştur. Bu çalışmada, volatilité yayılımı açısından ise Fransa ve Almanya piyasaları volatilitelerinin diğer tüm piyasalardan etkilendiği, İtalya piyasası volatilitésinin, Birleşik Krallık hariç çalışmaya konu olan diğer tüm hisse senedi piyasalarının volatilitésinden etkilendiği, Birleşik Krallık piyasası volatilitésinin ise İtalya hariç tüm diğer piyasalardan etkilendiği, ayrıca Fransa hariç volatilité yayılım mekanizmasının asimetrik bir yapı sergilediği yani kötü haberlerin volatilité üzerindeki etkisinin daha büyük olduğu bulgularına erişmiştir.

Booth ve diğ. (1997) 1988-1994 yıllarını kapsayan bir periyotta, Danimarka, Norveç, İsveç ve Finlandiya piyasaları üzerine, gün sonu verileri ve çok değişkenli EGARCH modelini uygulayarak yaptıkları çalışmada, bu piyasalar arasında zayıf bir ilişkinin var olduğunu, bu piyasaların getiri ve volatilitésinin daha çok kendi gecikmeli getiri ve volatilité değerleri ile ilişkili olduğunu tespit etmişlerdir. Akademisyenler getiri yayılması açısından gözlemlenebilecek 12 etkileşimden sadece 3 tanesinin

gerçekleştirdiğini, Norveç hisse senedi piyasasından Danimarka ve İsveç piyasalarına ve İsveç hisse senedi piyasasından Finlandiya piyasasına doğru bir getiri yayılımının olduğunu ifade etmişlerdir, volatilité yayılımı açısından ise yine gerçekleşebilecek toplam 12 etkileşimden sadece İsveç piyasasından Norveç ve Finlandiya piyasasına ve Finlandiya piyasasından İsveç piyasasına doğru bir yayılım olduğu bulgularına ulaşmışlardır.

Theodossiou ve diğ. (1997) 1984-1994 yıllarını kapsayan bir periyotta, ABD, Japonya ve İngiltere hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri haftalık verileri kullanarak ve çok değişkenli GARCH modeli ile inceledikleri çalışmalarında, ABD ve Japonya hisse senedi piyasasının getirisinin Birleşik Krallık hisse senedi piyasasının getirisini etkilediği, aynı zamanda daha çok ABD hisse senedi piyasasından olmak üzere, ABD ve Japonya hisse senedi piyasalarından Birleşik Krallık hisse senedi piyasasına doğru volatilité yayılması olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır. Çalışmanın bir diğer önemli sonucu ABD ve Japonya hisse senedi piyasasının oynaklığının daha çok kendi geçmiş şoklarından kaynaklandığı, Birleşik Krallık hisse senedi piyasasının volatilitésinin ise yurt dışı kaynaklı olduğudur. Kriz öncesi ve sonrasını kapsayan bu çalışmada, üç hisse senedi piyasası arasındaki getiri ve volatilité yayılımı ilişkisinin kriz öncesi ve sonrasında anlamlı bir farklılık göstermediği ortaya konulmuştur. Kriz sonrası dönemde Japonya ile Birleşik Krallık'ın getiri korelasyonları katsayısı, kriz öncesi dönemin iki katına çıkmıştır, bu da iki piyasa arasında kriz sonrası dönemde daha kuvvetli bir entegrasyon olduğuna işaret etmektedir.

Hu ve diğ. (1997) çalışmalarında ABD, Japonya, Hong Kong, Tayvan, Shanghai ve Shenzhen hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité ilişkisini Chueng ve Ng (1996) tarafından geliştirilen varyansta nedensellik testini kullanarak araştırmışlardır. Bu çalışma sonucunda, Japonya hisse senedi piyasasının ABD hisse senedi piyasasını etkilediği ve incelemeye konu olan Japonya dışındaki diğer dört piyasanın ABD hisse senedi piyasasından etkilendiği sonuçlarına ulaşılmıştır. Çalışmanın bir diğer önemli sonucu, coğrafi yakınlık, ülkeler arası ekonomik ilişkiler gibi faktörlerin hisse senedi piyasaları arasında güçlü volatilité yayılımı ilişkisine neden olmayabileceği olmuştur.

Kanas (1998) Almanya, Birleşik Krallık ve Fransa hisse senedi piyasaları üzerine yaptığı çalışmada, gün sonu verileri kullanmış ve tek ve iki değişkenli EGARCH modellerini uygulamıştır. Analizler sonucunda, 1984-1993 periyodunda Birleşik

Krallık ve Fransa ile Fransa ve Almanya hisse senedi piyasaları arasında iki yönlü bir yayılımın, Birleşik Krallık'tan Almanya'ya ise tek yönlü bir yayılımın olduğunu, ayrıca 1987 ABD krizinin öncesi ve sonrası periyotlar incelendiğinde ise kriz sonrası dönemde piyasalar arasındaki karşılıklı bağımlılığın artış gösterdiği bulgularını elde etmiştir.

Jeong (1999) Birleşik Krallık, ABD ve Kanada hisse senedi piyasaları üzerine, 5 dakikalık gün içi verilerle ve çok değişkenli GARCH modelini uygulayarak yaptığı çalışmada, piyasaların ortaklaşa işlem gördükleri 9.30-11.30 (New York saati ile) zaman dilimini baz almış, hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin yalnızca kendi geçmiş şoklarından değil, incelemeye konu olan diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarındaki şoklardan da etkilendiği bulgusuna ulaşmışlardır. Bu çalışmanın ortaya koyduğu ikinci önemli sonuç, gecikme uzunluğu bir olarak alındığında, ülkeler arasında volatiliteler yayılma ilişkisi bulunduğu bulgulardır, gecikme uzunluğu arttıkça volatiliteler yayılımının büyüklüğünün azalmaması, diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarındaki şokların, yerel hisse senedi piyasasının şartlı varyansı üzerindeki etkilerinin kalıcı olduğuna işaret etmektedir. Bu çalışma, önceki çalışmaların aksine, ABD piyasalarının volatiliteler yayılımında diğer piyasalardan daha etkin bir rol oynamadığı ve tüm piyasalar arasında güçlü bir karşılıklı bağımlılığın gözlemlendiği bulgularını elde etmiş, bir piyasadaki herhangi bir bilginin, piyasanın büyüklüğüne bakılmaksızın, diğer piyasa için önemli olduğu sonuçlarına ulaşmıştır. Birleşik Krallık hisse senedi piyasasının Kanada hisse senedi piyasası üzerindeki volatiliteler yayılma etkisinin, Kanada hisse senedi piyasasının Birleşik Krallık hisse senedi piyasası üzerindeki etkisinden daha büyük olduğu, Kanada ile ABD arasındaki iki yönlü yayılma ilişkisinin ise birbirine yakın önemde olduğu çalışmanın diğer önemli sonuçlarıdır.

Ng (2000) Hong Kong, Güney Kore, Malezya, Singapur, Tayvan ve Tayland hisse senedi piyasalarını Japonya ve ABD hisse senedi piyasalarından hangisinin daha fazla etkilediği sorusuna cevap aradığı çalışmada, hem Japonya hem de ABD hisse senedi piyasasının diğer dört ülkenin hisse senedi piyasasını etkilediği, dolayısıyla hem bölgesel, hem küresel faktörlerin volatiliteler yayılması üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çalışma, buna ek olarak, bölgesel ve küresel faktörlerin göreceli öneminin yabancı yatırımların önündeki kısıtlamaların kalkması gibi liberal politikalar, ticaret hacmi, döviz kurundaki dalgalanmalar gibi faktörlerden etkilendiği bulgusuna

ulaşmıştır. Çalışma, aynı zamanda bu altı Pasifik ülkesinin hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin yalnızca Japonya ve ABD'nin etkisiyle açıklanamayacağını, bu altı ülkeden dördünün volatilitelerinin yalnızca yüzde onluk bir kısmının bu iki ülkenin şoklarından kaynaklandığını ortaya koymuştur.

Brooks ve Henry (2000) ABD, Japonya ve Avustralya piyasaları üzerine haftalık verilerle yaptıkları çalışmada, non-linear Granger nedensellik testini uygulamış ve çok değişkenli asimetrik GARCH formülasyonunun piyasalar arasındaki non-linear nedenselliği açıklayabildiğini belirtmiş, buna göre ABD piyasalarından Avustralya piyasalarına doğru ortalama getiri ve varyans açısından tek yönlü bir nedenselliğin var olduğu ve ABD piyasalarındaki aşağı yönlü bir trendin Avustralya piyasalarını daha volatil hale getireceğini, ABD ve Japonya hisse senedi piyasaları arasında ise anlamlı bir öncül-gecikme ilişkisinin var olmadığı bulgularına erişmişlerdir.

Scheicher (2001) Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya piyasaları ile dünya piyasaları endeksi üzerine (FT S&P-Aktüerler Dünya endeksi) gün sonu verilerle ve VAR ile çok değişkenli GARCH modellerini uygulayarak yaptığı çalışmada, getiri yayılımı açısından hem bölgesel hem küresel faktörlerin çok önemli olduğu, volatiliteler yayılımı açısından ise bölgesel etkilerin daha önemli olduğu sonuçlarına ulaşmıştır. Çalışmanın sonuçları sırasıyla, Doğu Avrupa'nın önde gelen ekonomilerinin Batılı ülkelerin hisse senedi piyasalarından etkilendiği, ancak bu etkilenmenin volatiliteler yönünden değil de getiri yönünden olduğu, Polonya ve Macaristan hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyonun oldukça gelişmiş olduğu, bu iki ülke arasındaki kuvvetli benzerliğin, yatırımcılar tarafından bu iki ülkenin iki ayrı yatırım alternatifi olarak değil de, tek bir yatırım alanı olarak algılanmasına yol açtığıdır. Çalışmanın sonuçları politik açıdan değerlendirildiğinde, Prag, Varşova ve Budapeşte borsalarının, incelemeye konu olan yıllarda önemli gelişmeler kaydetmelerine rağmen, olumsuz sonuçlarla karşılaşmadıkları, volatilitelerinde önemli değişimler oluşmadığı, piyasa ekonomisine yeni geçiş yapan bazı Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinin bu üç ülke örneğinden dersler çıkarması gerektiği görülmektedir.

Edwards ve Susmel (2001), Latin Amerika ülkelerinden Arjantin, Meksika, Brezilya, Şili ile Hong Kong hisse senedi piyasaları arasındaki volatiliteler yayılma ilişkisini, haftalık getiri serileri yardımıyla, tek değişkenli ve iki değişkenli SWARCH modellerini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmaya göre 1990'lı yıllar boyunca, Latin Amerika ülkelerinin hisse senedi piyasalarında, bazı dönemlerdeki krizlerle bağlantılı

olarak yüksek volatilité gözlenmiştir. Çalışmada Asya bölgesini temsil etmek üzere çalışmaya alınan Hong Kong hisse senedi piyasası ile Latin Amerika ülkelerinden Arjantin ve Meksika arasında volatilité yayılma ilişki olduğuna, Hong Kong ile Brezilya ve Şili arasında ise volatilité yayılma ilişkisi olmadığına dair bulgulara ek olarak, Latin Amerika ülkeleri arasında güçlü bir bölgesel bağımsızlık olduğu ve ülkeler arasında zayıf bir volatilité yayılma ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir.

Miyakoshi (2003), 1998-2000 yıllarına ait günlük hisse senedi endeksi kapanış verilerini ve EGARCH yöntemini kullanarak, ABD ve Japonya ile yedi Asya ülkesi Hong Kong, Güney Kore, Tayvan, Singapur, Malezya, Endonezya ve Tayland arasındaki getiri ve volatilité yayılmasını incelediği çalışmasında, yalnızca ABD'nin yedi Asya ülkesinin getirileri üzerinde bir etkisi olduğunu, Japonya'dan bu yedi Asya ülkesine doğru bir getiri yayılması olmadığını ortaya koymuştur. Aynı çalışmanın diğer sonuçları yedi Asya ülkesinin piyasalarının volatilitesi üzerinde Japonya'nın etkisinin ABD'ye göre daha fazla olduğu ve bu yedi Asya ülkesinin de Japonya hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde etkisinin olduğudur.

Baur (2003) çalışmasında, 1997-2001 yıllarına ait günlük hisse senedi endeksi kapanış verilerini kullanarak, Çin, Hong Kong, Hindistan, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland gibi 11 Asya ülkesi arasındaki bulaşma ve volatilité yayılma ilişkisini, Hong Kong ve Tayland krizlerini de göz önünde bulundurarak incelemiştir. Çalışmada Hong Kong krizi süresince, şokların yayılma durumunun her ülke için farklılık gösterdiği, bu süreçte Hong Kong'daki şokların Çin, Japonya, Hindistan, Güney Kore, Singapur, Tayland ve Tayvan'a bulaşmasında bir azalma olduğu, şokların Endonezya, Malezya ve Filipinler'e bulaşması durumunda ise artış olduğu tespit edilmiştir. Aynı çalışmada Tayland krizi döneminde ise, Tayland'dan Çin, Filipinler, Singapur ve Tayvan gibi ülkelere doğru volatilité bulaşması olduğuna dair bulgulara ulaşılmıştır .

Darrat ve Benkato (2003) Türkiye, ABD, Birleşik Krallık, Japonya ve Almanya hisse senedi piyasaları ile ilgili olarak, aylık verilerle ve Johansen-Juselius eşbütünleşme testi ile GARCH modelini uygulayarak yaptıkları çalışmada, Türkiye piyasalarının liberalleştirilmesi öncesi ve sonrası ile Asya ve Rusya krizleri öncesi ve sonrası dönemleri incelemiş, Türkiye piyasaları ile diğer piyasalar arasında liberalleşme sonrası dönemde bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu, diğer taraftan liberalleşme öncesi dönemde diğer piyasalardan Türkiye piyasaları üzerine bir volatilité yayılımı

olmamasına rağmen liberalleşme sonrası dönemde ise ABD ve Birleşik Krallık piyasalarından Türkiye piyasaları üzerine bir volatilité yayılımı olduđu bulgularına ulaşmışlardır.

Billio ve Pelizzon (2003) Avrupa Parasal Birliđi (APB) öncesi ve sonrası dönemlerdeki Avrupa piyasaları (Birleşik Krallık, Fransa, İtalya, İspanya ve Almanya) ile dünya endeksi arasındaki şok ve volatilité yayılımını haftalık verilerle ve çok deđişkenli rejim deđişim modelleri ile araştırmış, buna göre APB sonrasında dünya endeksi ve Almanya piyasasından çođu Avrupa piyasasına volatilité yayılımının arttığı, ancak bu iki güçten hangisinin daha baskın olduđuna karar verilemediđi, diđer taraftan APB sonrasında Avrupa sermaye piyasaları arasındaki bađın güçlendiđi bulgularına erişmişlerdir.

Bala ve Premaratne (2003) çalışmalarında Singapur, ABD, İngiltere, Hong Kong ve Japonya hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi vektör otoregresyon, GARCH ve çok deđişkenli asimetric GARCH modelleri ile araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, Singapur hisse senedi piyasası ile ABD, İngiltere, Hong Kong ve Japonya hisse senedi piyasaları arasında eş zamanlı volatilité ilişkisi mevcuttur. Bununla birlikte volatilitéde yayılma etkisine dair anlamlı ama zayıf bir ilişki mevcuttur.

Choudhry (2004) ülkeler arasındaki politik ilişkilerin getiri ve volatilité yayılması üzerindeki etkilerini araştırdığı çalışmasında, uzun yıllardır birbirleriyle gergin politik ilişkileri olan Türkiye-Yunanistan, Hindistan-Pakistan ve İsrail-Lübnan gibi üç ülke çifti ile bu 6 ülke ile geleneksel olarak dostane bir ilişki sürdüren ABD arasındaki yayılma ilişkisini ele almıştır. Choudhry, TGARCH modelini kullandığı çalışmasında politik açıdan düşman gibi görünen iki ülke arasında getiri ve volatilité yayılması olabildiđini, bu yayılmanın çođunlukla büyük olan ülkeden küçük olan ülkeye dođru olduđunu ortaya koymuştur. Choudhry buna ek olarak ABD'den bu ülkelere dođru volatilité ve getiri yayılması olduđuna dair bulgulara erişmiş, buna dayanarak dostane ilişkiler sürdüren ülkeler arasında da yayılmanın görüldüğüne işaret etmiştir.

Worthington ve Higgs (2004) çalışmalarında Hong Kong, Japonya ve Singapur piyasalarını gelişmiş piyasalar, Güney Kore, Endonezya, Malezya, Filipinler, Tayvan ve Tayland piyasalarını ise gelişmekte olan piyasalar olarak incelemiş ve haftalık verilerle yaptıkları çalışmalarında çok deđişkenli GARCH modelini uygulamış, buna

göre gelişmiş piyasalardan gelişmekte olan piyasalara doğru ortalama getiri yayılmasının sadece Japonya hisse senedi piyasasından Güney Kore ve Endonezya hisse senedi piyasalarına, ayrıca Hong Kong ve Singapur piyasalarından Tayland piyasasına doğru olduğu, volatilité yayılımı noktasında ise tüm piyasaların yabancı piyasa volatilité yayılımından daha çok kendi gecikmeli volatilité değerleri ile ilişkili olduğu ve bu durumun gelişmekte olan piyasalarda daha açıkça görüldüğü bulgularına erişmişlerdir.

Alper ve Yılmaz (2004)'ın 1992-2001 dönemini kapsayan ve ABD, İngiltere ve Hong Kong gibi finans merkezleri ile Brezilya, Güney Kore, Rusya ve Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeleri değerlendirmeye alan çalışmalarında, 1998 Rusya krizinin ve 1997 Asya krizinin, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde arttırıcı etkilere sahip olduğu tespit edilmiştir. Türkiye hisse senedi piyasasının Rusya hisse senedi piyasasına ve finans merkezlerine, diğer gelişmekte olan ülkelere daha fazla tepki verdiği de çalışmanın bir diğer sonucu olmuştur.

Baele (2005) Avusturya, Belçika, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Hollanda, İspanya, Danimarka, İsveç, Birleşik Krallık, Norveç, İsviçre ve ABD piyasaları ile ayrıca Avrupa piyasalarını bir bütün olarak yansıtmaları açısından Datastream EU-15 endeksi üzerine haftalık verilerle yaptığı çalışmada, globalleşme ve bölgesel entegrasyonun Batı Avrupa piyasaları arasındaki karşılıklı bağımlılık üzerine etkisini incelenmiş, volatilité yayılımında rejim değişimine izin veren bir model geliştirmiş, ABD ve AB getirileri için de iki değişkenli GARCH bazlı sabit korelasyon modeli, asimetrik BEKK modeli, iki değişkenli normal rejim değişim modeli ve GARCH rejim değişim modellerini uygulamış, buna göre 80 ve 90' yıllarda ABD ve EU-15 piyasalarının daha fazla rolünün olduğu ve özellikle 1980'lerin ikinci yarısı ve 90'ların ilk yarısında EU bazlı şokların yoğunlaştığı, 1980'lerin ilk yarısında EU bazlı şoklar lokal piyasa varyansının %8'ini açıklarken 90'ların sonunda bu oranın %23'e yükseldiği, ABD bazlı şokların ise %15'ten %27'ye yükseldiğini, öte yandan piyasalar arasındaki entegrasyon artmakla beraber uluslararası portföy çeşitlendirmesi potansiyelinin ise azaldığı, ayrıca yüksek volatilité periyotlarında ABD piyasalarının bazı Avrupa ülkelere bulaşıcı etkilerinin arttığı bulgularına erişmişlerdir.

Kim ve diğ. (2005) ise Euro bölgesinde yer alan Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Almanya, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz ve İspanya ile Euro bölgesi dışında olan Danimarka, İsveç, Birleşik Krallık,

Japonya ve ABD hisse senedi piyasaları üzerine yaptıkları çalışmada gün sonu verileri kullanarak iki değişkenli ARMA-EGARCH modelini uygulamış, buna göre Euro bölgesi kaynaklı getiri yayılmasından sırasıyla en çok ABD, Almanya ve Japonya'nın etkilendiği ve ABD ile Japonya'nın bu duyarlılığının ise küreselleşmenin bir göstergesi olduğu, diğer taraftan volatilité yayılımı açısından ise Avrupa piyasalarının bölgesel şoklara tepkisinin ülkelerin kendi spesifik şoklarından göreceli olarak daha etkili olduğu, ayrıca araştırma alt periyotlar itibariyle irdelendiğinde ise özellikle Euro'nun tedavüle girmesinden sonra hem bölge içi (Euro bölgesi) hem de bölgeler arası getiri ve volatilité yayılımının arttığı bulgularına ulaşmışlardır.

Hearn ve Piesse (2005) günlük hisse senedi piyasa endeksi kapanış verilerini ve EGARCH modelini kullanarak, 1993-2000 yıllarını kapsayan bir periyotta, Botswana, Gana, Kenya, Mauritius, Nijerya, Güney Afrika ve Zimbabwe ülkeleri arasındaki getiri ve volatilité yayılması ilişkisini inceledikleri çalışmalarında, bölgenin güçlü hisse senedi piyasaları Nijerya ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarından diğer hisse senedi piyasalarına doğru bir volatilité yayılmasının varlığını tespit etmişlerdir.

Fujii (2005), volatilité yayılma etkisini, Asya (Hong Kong, Malezya, Filipinler, Tayland) ve Latin Amerika (Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika) ülkeleri üzerinde test etmek amacıyla 1990 ve 2001 dönemine ait günlük verileri kullanmış, GARCH sınıfı modeller ile çapraz korelasyon yöntemini uygulamıştır. Çalışmada Asya ve Latin Amerika ülkeleri arasında getiri yayılması olduğuna dair bulgulara ulaşılmış, bölgeler arasındaki volatilité yayılma etkisinin Latin Amerika ülkelerinden Asya ülkelerine doğru olduğu tespit edilmiştir. Çalışmaya göre gelişmekte olan ülke piyasaları arasında bölgesel ve bölgeler arası volatilité yayılımının özellikle Meksika ve Asya krizleri döneminde daha güçlü olduğu vurgulanmıştır.

Caporale ve diğ. (2006), Asya Krizi'nin ABD, Japonya, Asya ve Avrupa hisse senedi piyasaları üzerindeki volatilité yayılma etkisini, 1986-2000 dönemi için, günlük verileri kullanarak, GARCH-BEKK modeli yardımıyla incelemişlerdir. Analiz dönemini kriz öncesi (07/01/1997) ve kriz sonrası (07/02/1997-10/11/2000) olmak üzere ikiye ayırmışlardır. Koşullu varyansın gecikme uzunluğunu belirlemek için geliştirdikleri modelleri Akaike ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre değerlendirmişler ve koşullu varyansı modellemede en uygun modelin GARCH(1,1)-BEKK olduğuna karar vermişlerdir. Analiz kapsamında incelenen hisse senedi piyasaları arasında kriz öncesi dönemde çift yönlü, kriz sonrası dönemde ise tüm

Güney Doğu Asya piyasalarından diğerlerine doğru tek yönlü bir volatilité yayılma etkisinin geçerliliğini vurgulamışlardır.

Abraham ve Seyyed (2006), çalışmalarında Suudi Arabistan ve Bahreyn hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. İncelemeleri sonucunda bu iki ülkenin hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını tespit etmiş, küçük olmasına rağmen daha liberal ve daha gelişmiş olan Bahreyn hisse senedi piyasasından, daha büyük olan Suudi Arabistan hisse senedi piyasasına doğru asimetrik bir volatilité yayılması olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Egert ve Kocenda (2007) çalışmalarında Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Polonya, İngiltere, Almanya ve Fransa hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi, 2003-2005 yıllarına ait gün içi 5 dakikalık verileri kullanarak, VAR analizi ve Granger nedensellik testleri aracılığıyla incelemişlerdir. Çalışma sonucunda incelenen hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı, kısa dönemde ise bu ülkeler arasında getiri ve oynaklık yayılması olduğuna dair bulgulara ulaşılmıştır. Bu çalışmaya göre, Orta ve Doğu Avrupa ülke borsaları ile Batı Avrupa ülke borsaları kendi aralarında birbirlerini etkilerken, Batı Avrupa ülkelerindeki hisse senedi piyasalarından Orta ve Doğu Avrupa ülkelerindeki hisse senedi piyasalarına doğru getiri ve volatilité yayılması mevcuttur; ancak Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinden Batı Avrupa ülkelerine yönelik bir yayılma etkisine ulaşılamamıştır.

Verma ve Ozuna (2007), çalışmalarında ABD, Brezilya, Şili ve Meksika hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılması ilişkisini çok değişkenli EGARCH modelini kullanarak araştırmışlardır. Araştırma sonucunda, ABD hisse senedi piyasasından Meksika ve Şili hisse senedi piyasasına yönelik fiyat ve volatilité yayılmasını tespit etmiş; ancak ABD ile Brezilya arasında bir ilişki bulamamışlardır. Araştırmanın diğer sonuçları Brezilya, Meksika ve Şili hisse senedi piyasaları arasında karşılıklı bir etkileşimin olduğu, Meksika ve Şili hisse senedi piyasalarının kötü haberlere karşı iyi haberlere olduğundan daha duyarlı olduğudur.

Gebka ve Serva (2007), gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri incelerken Asya (Malezya, Güney Kore, Tayvan ve Tayland), Merkez ve Doğu Avrupa (Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Rusya) ve Latin Amerika (Arjantin, Brezilya, Şili ve Meksika) ülkelerine ait veriler kullanmışlardır. Bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki yayılma etkisi bölge içi ve bölgeler arası olmak üzere

Cheung ve Ng tarafından geliştirilen iki aşamalı yöntem ile araştırılmıştır. Elde ettikleri sonuçlara göre ABD hisse senedi piyasasındaki gelişmeler gibi dışsal faktörler dikkate alındığında gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında nedensellik ilişkisi mevcuttur. Ayrıca aynı bölgedeki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında da güçlü bir etkileşim söz konusudur.

Antoniou ve diğ. (2007) Birleşik Krallık, Avrupa piyasaları (Birleşik Krallık dışında 22 Avrupa ülkesi) ve ABD piyasaları arasındaki hem piyasanın geneli (ilgili ülke ya da bölge pay endeksi) hem de sektör (ilgili ülke veya bölgedeki sigorta, ilaç vb. sektör endeksleri) bazındaki etkileşimleri haftalık verilerle ve dinamik koşullu korelasyon ve MGARCH-BEKK modelleri ile araştırmış, buna göre piyasa geneli açısından ABD piyasalarının en yüksek volatilitate yayılımı etkisini oluşturduğu, Birleşik Krallık piyasasının Avrupa ile hem piyasa geneli hem de sektör bazında daha entegre olduğu, piyasalar arasındaki korelasyonun satışların arttığı periyotlarda daha yüksek olduğu, piyasaların iyileşme periyodunda ise korelasyonun azaldığı bulgularına erişmişlerdir.

Diebold ve Yılmaz (2008) 1992-2007 yıllarını kapsayan bir dönemde, yedi gelişmiş ülke (ABD, İngiltere; Fransa, Almanya, Hong Kong, Japonya ve Avustralya) hisse senedi piyasası ile içlerinde Türkiye'nin de bulunduğu 12 gelişmekte olan ülke (Endonezya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayvan, Tayland, Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika, Türkiye) hisse senedi piyasası arasındaki volatilitate yayılmasını, haftalık getiri değerlerini kullanarak ve VAR modeli ile inceledikleri çalışmalarında, VAR modelindeki varyans ayrıştırmasına benzeyen ve "Volatilitate Endeksi" adını verdikleri bir endeks geliştirmişlerdir. Getiri yayılması olayının son yıllardaki artan finansal entegrasyon nedeniyle yükselen bir trend gösterdiğine, volatilitate yayılmasının ise herhangi bir trende sahip olmadığına, ancak 1999 Brezilya krizi, 11 Eylül terörist saldırıları, Mart 2005 dolar krizi gibi kriz dönemlerinde oldukça arttığına dair bulgular elde etmişlerdir.

Alkulaib ve diğ. (2009) çalışmalarında Orta Doğu ve Kuzey Afrika'da (MENA) yer alan 12 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi 1999-2004 yıllarına ait günlük hisse senedi piyasa endeksi kapanış verilerini kullanarak araştırmışlardır. Bu amaçla Bahreyn, Mısır, Ürdün, Kuveyt, Lübnan, Fas, Oman, Katar, Suudi Arabistan, Tunus, Türkiye ve Birleşik Arap Emirlikleri'nin günlük hisse senedi endeks fiyatlarını kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, Akdeniz bölgesi ve Doğu Körfez Arap ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında güçlü bir ilişki mevcuttur. Özellikle

Türkiye ile Lübnan hisse senedi piyasaları karşılıklı olarak birbirini etkilemektedir. Bununla birlikte Kuzey Afrika bölgesindeki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında volatilité açısından etkileşim söz konusu değildir.

Shimada ve diğ. (2009) ise günlük verilerle yaptıkları çalışmada, EGARCH ve stokastik volatilité modellerini uygulamış, buna göre Japon piyasası getirilerinin ABD piyasası getirilerine simetrik bir tepki verdiği, diğer taraftan Japon piyasası volatilitésinin ise ABD piyasası bazlı şoklara asimetrik bir tepki verdiği, yani ABD hisse senedi piyasası bazlı kötü haberlerin iyi haberlerden daha farklı bir etki oluşturduğu bulgularına erişmişlerdir.

Fan ve diğ. (2009), Çin hisse senedi piyasaları ile ABD, İngiltere, Japonya ve Hong Kong hisse senedi piyasaları arasındaki kısa ve uzun dönemli volatilité yayılma etkisini araştırmak amacıyla, 1992-2008 yıllarına ait ilgili ülkelerin hisse senedi piyasalarının haftalık getiri değerlerini kullanmışlardır. 1997-1998 yıllarında Asya'da yaşanan krizin etkilerini analiz etmek amacıyla inceleme dönemini, kriz öncesi dönem (5 Haziran 1992-30 Mayıs 1997), kriz dönemi (6 Haziran 1997-25 Aralık 1998) ve kriz sonrası dönem (1 Ocak 1999-26 Aralık 2000) olmak üzere üç farklı döneme ayırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre, 1999 yılından sonra Çin ve diğer ülke hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Özellikle kısa dönemde Çin hisse senedi piyasasının doğrudan ya da dolaylı olarak diğer piyasalardan etkilendiği ve bu etkinin ekonominin küçüldüğü dönemde zayıf, büyümenin yaşandığı dönemlerde ise güçlü bir şekilde gözlemlendiği belirlenmiştir.

Gallo ve Velucchi (2009) çalışmalarında 1990-2005 yıllarına ait hisse senedi endeksi kapanış verilerini kullanarak, MEM yaklaşımı aracılığıyla, 1997-1998 Asya Krizini de göz önündeki bulundurarak, Hong Kong, Endonezya, Güney Kore, Malezya, Singapur, Tayland ve Tayvan arasındaki interdependence (karşılıklı bağımlılık) ilişkisini ve volatilité yayılma kanallarını incelemişlerdir. Akademisyenler literatürdeki pek çok çalışmanın aksine, diğer tüm hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olan bir hisse senedi piyasası bulamamışlardır. Hem incelemeye konu olan tüm dönem, hem de araştırmacılar tarafından belirlenmiş alt dönemler boyunca birbirleriyle en ilişkili iki hisse senedi piyasası Malezya ve Tayland hisse senedi piyasaları olmuştur. MIT ekonomileri olarak adlandırılan Malezya, Endonezya ve Tayland arasındaki ilişkiyi inceleyen Gallo ve Velucchi (2009), Malezya ve Tayland hisse senedi piyasalarının Endonezya hisse senedi piyasasını önemli ölçüde

etkilediğini tespit etmişlerdir. Çalışmada Hong Kong hisse senedi piyasasının özellikle kriz döneminde diğerleri üzerinde önemli ölçüde etkin olduğu belirlenirken, Malezya ve Endonezya, Malezya ve Hong Kong, Singapur ve Endonezya arasında uzun dönemli, Hong Kong ve Güney Kore, Tayland ve Endonezya, Singapur ve Malezya ve Singapur ve Güney Kore arasında kriz döneminde daha kısa vadeli olmak üzere pek çok karşılıklı bağımlılık ilişkisi tespit edilmiştir. Özellikle kriz döneminde karşılıklı bağımlılık ilişkilerinin sayısında artış gözlenmiştir. Çalışmada Tayvan, Singapur ve Güney Kore hisse senedi piyasalarının dışarıdan gelen etkilere en açık hisse senedi piyasası olduklarına dair bulgulara da ulaşılmıştır.

Tanizaki ve Hamori (2009) ise Birleşik Krallık, ABD ve Japonya hisse senedi piyasaları üzerine yaptıkları çalışmada, gün sonu verileri kullanarak stokastik volatilité modelini uygulamış, bu üç ülke arasında getiri ve volatilité yayılması olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmaya göre, ABD ve Japonya hisse senedi piyasaları, Birleşik Krallık hisse senedi piyasasının volatilitésini etkilemektedir, ayrıca ABD ve Japonya hisse senedi piyasaları arasında karşılıklı bir getiri yayılma ilişkisi tespit edilmiştir. Bu çalışmanın bir diğer önemli özelliği yayılma ilişkisiyle birlikte, asimetrik yayılma, tatiller ve haftanın çeşitli günlerinin etkisini de incelemiş olmasıdır.

Harrison ve Moore (2009) CEE piyasaları (Slovenya, Slovakya, Estonya, Letonya, Litvanya, Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Romanya, Macaristan ve Polonya piyasaları) ile Batı Avrupa ülkelerinden Birleşik Krallık ve Almanya piyasaları üzerine gün sonu verilerle ve zamana bağlı gerçekleştirilmiş korelasyon oranları, tekrarlamalı eşbütünleşme testi ile çok değişkenli GARCH modelini uyguladıkları çalışmalarında, Batı Avrupa ve CEE ülkeleri arasında 1997-2000 yılları arasında bir eşbütünleşme ilişkisi gözlenmese de, 2001-2005 arası periyotta eşbütünleşme ilişkisinin gözlemlendiği, ayrıca CEE ülkelerinden sadece Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya üzerine yaptıkları araştırmada Almanya piyasasından Çek Cumhuriyeti piyasası ve Birleşik Krallık piyasasından Macaristan ve Polonya piyasaları üzerine bir getiri yayılımının olduğu, volatilité yayılımı açısından ise Almanya ve Birleşik Krallık piyasalarından üç CEE piyasasına da anlamlı bir yayılımın olduğu bulgularını elde etmişlerdir.

Johansson ve Ljungwall (2009) çalışmalarında Çin, Hong Kong ve Tayvan arasındaki getiri ve volatilité yayılma ilişkisini incelemişler, bu piyasalar arasında uzun dönemli bir ilişki bulamazken, kısa dönemde hem getiri hem de volatilité açısından bir yayılma ilişkisinin varlığına ilişkin bulgulara ulaşmışlardır. Bu çalışmaya göre Tayvan'dan Çin

ve Hong Kong' a doğru bir getiri yayılması, Hong Kong'dan Tayvan ve Çin'e doğru bir volatilité yayılması mevcuttur. Akademisyenler bu sonuçları, yabancı yatırımcıların önündeki önemli engellere rağmen, Çin hisse senedi piyasasının diğer hisse senedi piyasalarından etkilendiğı şeklinde yorumlamışlardır.

Koulakiotis ve diğ. (2009) 1987-2006 yıllarını kapsayan bir dönemde, İskandinav (Danimarka, İsveç, Finlandiya ve Norveç), Germanik (Avusturya, İsviçre ve Almanya) ve Fransız bölgeleri (Belçika, Fransa, İtalya, Hollanda ve İspanya) üzerine yaptıkları çalışmada, bu bölgelerdeki çapraz listelenen hisse senedi portföyleri arasındaki volatilité ve hatanın yayılımını gün sonu verilerle ve GARCH-BEKK modeli ile araştırmış, buna göre Finlandiya ve Danimarka'nın çapraz listelenen pay portföylerinin İsveç ve Norveç portföylerine göre volatilité ve hata için ana yayıcı olduğu, İsviçre çapraz listelenen pay portföyünün Germanik bölgesinde volatilité ve hata için en büyük yayıcı olduğu ve Fransa, Belçika ve Hollanda piyasalarının ise İtalya ve İspanya piyasalarındaki çapraz listelenen pay portföyleri üzerine volatilité ve hatayı en büyük yayıcı piyasalar oldukları bulgularına ulaşmışlardır.

Badhani (2009) çalışmasında ABD ile Hindistan hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılmasını, 1996-2008 yıllarını kapsayan dönemde, günlük verileri kullanarak incelemiştir. AR(1)-TGARCH(1,1) modelinin kullanıldığı bu çalışmanın sonucunda ABD hisse senedi piyasasından Hindistan hisse senedi piyasasına doğru asimetrik bir getiri ve volatilité yayılması tespit edilmiştir. Çalışmaya göre; Hindistan hisse senedi piyasasının getirisi ABD'deki negatif şoklara, pozitif şoklara oranla daha duyarlıdır. ABD hisse senedi piyasasındaki pozitif şoklar Hindistan hisse senedi piyasasının volatilitésini etkilemezken, negatif şoklar volatilitéyi önemli ölçüde arttırmaktadır. Çalışma ABD hisse senedi piyasasının yükselme ve düşüş trendi gösterdiği dönemlerde getiri ve volatilité yayılımı açısından anlamlı bir farklılık olmadığı sonuçlarına da ulaşmıştır.

Saleem (2009), Rusya hisse senedi piyasaları ile uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli etkileşim düzeyini Johansen Eşbütünleşme Testi ile 1998 Rusya krizinin bir volatilité yayılma etkisine sahip olup olmadığını da çok değişkenli GARCH modellerinden biri olan GARCH-BEKK metodolojisi ile analiz etmiştir. Çalışmada, AB ülkelerini temsil etmek üzere Avrupa Parasal Birliği Endeksi (Datastream EMU Index) ve Asya ülkeleri için Asya Endeksi (Datastream Asia Index), gelişmekte olan AB ülkeleri için Gelişmekte Olan AB Ülkeleri Endeksi

(Datastream EM Index), S&P 500 ve Rusya endeksinin günlük getirileri kullanılmıştır. Çalışmada hem getiri hem de volatilité açısından, Rusya hisse senedi piyasası ile diğer ülke piyasaları arasında çok güçlü olmayan kısmi bir eşbütünleşme tespit edilmiştir. Saleem (2009), 1998 Rusya Krizini üç alt döneme ayırarak volatilité yayılma etkisini analiz etmeye çalışmıştır. Bu alt dönemlerin kapsadığı zaman dilimleri aşağıdaki gibi belirlenmiştir:

- a) Kriz Öncesi Dönem: Ocak 1995-Temmuz 1998
- b) Kriz Dönemi: Ağustos 1998-Aralık 1998
- c) Kriz Sonrası Dönem: Ocak 1999-Haziran 2007

Kriz öncesi dönemde, AB ile Asya finansal piyasalarında tek yönlü bir etkileşim gözlenirken, ABD ve Gelişmekte Olan AB Ülkeleri arasında çift yönlü etkileşimin varlığı konusunda delillere ulaşılmıştır. Kriz sonrası dönemde ise ABD'nin Asya piyasaları ile arasında çift yönlü, Gelişmekte Olan AB Ülkeleri ile tek yönlü bir etkileşim içinde olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın bir diğer önemli sonucu ise, kriz sonrası dönemde, Rusya hisse senedi piyasası ile AB hisse senedi piyasaları arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilemezken kriz döneminde Rusya'dan diğer piyasalara doğru, yüksek anlamlılık düzeyinde şok ve volatilité yayılma etkisinin geçerli olduğuna dair sonuçlara ulaşılmıştır.

Savva ve diğ. (2009) çalışmalarında ABD, Birleşik Krallık, Almanya ve Fransa piyasaları üzerine günlük verilerle yaptıkları çalışmada, Euro'nun rolünü araştırmış ve VAR-çok değişkenli EGARCH modelinin asimetrik dinamik koşullu korelasyon versiyonunu uygulamışlardır. Buna göre Euro'nun tedavüle girmesinin çapraz-piyasa korelasyonunu anlamlı bir şekilde etkilediği, özellikle Almanya ve Fransa piyasaları arasındaki korelasyonun en yüksek seviyeye eriştiği ve bu piyasaların daha entegre hale geldiği, bununla beraber Euro bölgesinde yer alan başlıca piyasaların daha entegre hale gelmesinin ise yatırımcıların portföy çeşitlendirmesi bağlamında başka piyasalara yönelmesini gerektireceği, diğer taraftan hem getiri hem de volatilité anlamında yerli piyasalara yabancı piyasalardan bir yayılmanın olduğu, ayrıca piyasaların volatilitésinin haberlere asimetrik tepki verdiği ve kötü haberlerin iyi haberlerden daha güçlü tepki aldığı bulgularına erişmişlerdir.

Lee (2009) çalışmasında, 1985-2004 yıllarına ait verilerle, Tayvan, Japonya, Singapur, Hindistan, Hong Kong ve Güney Kore hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité

yayılma ilişkisini VAR(p)-GARCH(1,1) modelini kullanarak araştırmış, bu 6 ülke arasında bir volatilité yayılması ilişkisi olduğunu, Hindistan dışındaki 5 ülke arasındaki ilişkinin daha kuvvetli olduğunu ortaya koymuştur; ancak bu çalışma yalnızca bir gün gecikmeli değerlerin oluşturduğu volatilité yayılma etkisini araştırmıştır, araştırmacılar bu hisse senedi piyasalarından birindeki bir haberin, diğer piyasalara aynı gün içinde yayılmasından dolayı volatilité yayılmasını araştırırken aynı günün değerlerine de yer vermenin daha anlamlı sonuçlara ulaşılmasını sağlayabileceğini söylemişlerdir.

Engle ve Rangel (2009), gelişmiş ve gelişmekte olan 45 ülkenin hisse senedi piyasa endekslerinin Şubat 1995-Aralık 2008 dönemindeki 723 haftalık ve 3612 günlük getirilerini dikkate alarak, düşük frekanslı (haftalık) ve yüksek frekanslı (günlük) veriler kullanıldığında global hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon ilişkilerinin nasıl değiştiğini Çok Faktörlü Spline GARCH-DCC modeli ile ortaya koymaya çalışmışlardır. Analiz dönemi içerisinde global finansal piyasalarda yaşanan gelişmeleri tespit etmek üzere, Amerika için S&P 500 endeksi, Avrupa için MSCI Avrupa Endeksi ve Asya için MSCI Asya Pasifik endeksini faktör değişken olarak seçmişlerdir. Engle ve Rangel, 1995-2008 dönemindeki analiz kapsamında inceledikleri 45 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon katsayısının, 2003 Ağustos ayından itibaren %30 seviyelerinden Ağustos 2008' de %70'e kadar yükselen bir trende sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Engle ve Rangel, Almanya ve Japonya arasındaki düşük ve yüksek frekanslı korelasyon derecesini örnek olarak alarak ülkeler arasındaki etkileşimin boyutunu gözler önüne sermişler ve düşük frekanslı modelin, yüksek frekanslı modele göre hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik korelasyon ilişkilerini yakalamada daha başarılı olduğunu ortaya koymuşlardır. Engle ve Rangel, 1995-2008 yıllarını kapsayan 13 yıllık dönem içerisinde global hisse senedi piyasaları arasındaki kısa ve uzun dönemli korelasyon katsayısında önemli değişimler olduğunu, kısa ve uzun dönemli ortalama korelasyon katsayısının 13 yıl içinde neredeyse iki katına çıktığını ve bu yükselişlerin yaklaşık %50'lik kısmının 2006-2008 yılları arasında gerçekleştiğini tespit etmişlerdir.

Lin ve diğ. (2009) çalışmalarında 1992-2006 yıllarına ait haftalık verileri kullanarak, Çin'deki dört ana hisse senedi piyasası (Şangay-A, Şangay-B, Shenzhen-A, Shenzhen-B) ile ABD hisse senedi piyasası, beş önemli Asya hisse senedi piyasası (Hong Kong, Singapur, Japonya, Tayvan ve Avustralya) ve üç büyük Avrupa hisse senedi piyasası

(Fransa, Almanya, İngiltere) arasındaki korelasyonun değişimini ve bu ülkeler arasındaki getiri ve volatilité yayılmasını DCC-GARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Çin'deki dört ana hisse senedi piyasasından, Şangay-A ve Shenzhen-A hisse senedi piyasaları sadece Çin vatandaşı olan yatırımcıların işlem yapabildikleri, Şangay-B ve Shenzhen-B hisse senedi piyasaları ise yabancı yatırımcıların da işlem yapabildikleri piyasalardır. Çalışmada, Şangay-A ve Shenzhen-A hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin incelenen bu 15 yıllık dönem boyunca azalma trendi gösterdiği, piyasaların olgunlaşma evresine girdiği, Şangay-B ve Shenzhen-B hisse senedi piyasalarının ise böyle bir trend göstermediği tespit edilmiştir. Şangay-B ve Shenzhen-B hisse senedi piyasalarının uluslararası hisse senedi piyasalarıyla korelasyonu incelemeye konu olan dönem boyunca artan bir trend gösterirken, yabancı yatırımcılara kapalı olan Şangay-A ve Shenzhen-B hisse senedi piyasalarının uluslararası hisse senedi piyasalarıyla korelasyonu sıfıra yakın ve önemsiz olarak tespit edilmiştir. A ve B sınıfı hisse senetleri ayrımı olmaksızın yapılan incelemede ise, Şangay ve Shenzhen hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun önemli bir büyüme trendi gösterdiğine dair bulgulara ulaşılmıştır.

Shih ve Wang (2009) çalışmalarında MSCI Dünya ve Avrupa endeksleri bağlamında Dünya ve Avrupa piyasalarının gelişmekte olan Avrupa ülkelerinden Polonya, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Rusya ve Türkiye piyasaları üzerine etkilerini aylık veriler ile incelemiş ve tek değişkenli GJR-GARCH modelini uygulamış, buna göre Türkiye piyasalarının getiri ve volatilité açısından Avrupa piyasalarının olmasa da dünya piyasalarının etkisinde olduğu, diğer gelişmekte olan Avrupa ülkelerinin ise getiri açısından sadece dünya piyasaların etkisinde olduğu, ancak volatilité açısından ise daha çok Avrupa piyasalarının etkisinde kaldığı bulgularına erişmişlerdir.

Yılmaz (2010), çalışmalarında 1992-2009 yıllarına ait, haftalık hisse senedi endeksi kapanış verilerini kullanarak, Doğu Asya ülkeleri Hong Kong, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayland ve Tayvan arasındaki getiri ve volatilité yayılma ilişkisini Diebold ve Yılmaz (2009) tarafından geliştirilen yayılma endeksi metodolojisi aracılığıyla araştırmışlardır. Çalışmada getiri ve volatilité yayılma ilişkisinin incelemeye konu olan periyottaki kriz dönemlerinde ve kriz olmayan dönemlerde farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Kriz dönemlerinde volatilité yayılma ilişkisinde önemli bir artış görüldüğü belirlenmiştir. 1990'lı yıllarda Doğu Asya ülkeleri arasındaki entegrasyonun artmasının bir sonucu olarak, getiri yayılması

ilişkisinde de önemli bir artış görülmüştür. 2008 yılındaki küresel finansal kriz döneminde hem getiri hem volatilité yayılması en yüksek seviyesine ulaşmıştır. Getiri yayılması endeksinin incelemeye konu olan dönemdeki tarihsel görünümünü ayrıntısıyla inceleyecek olursak, getiri yayılması endeksinin 1990'lı yılların başında %35 seviyesinde seyrederken, 1994-1995 yıllarındaki Meksika Krizi döneminde %45 seviyesine çıktığını, krizden sonra küçük de olsa bir düşüş gösterdiğini, 1997-1998 yıllarındaki Doğu Asya krizi döneminde ise %50 seviyesine geldiğini görmekteyiz. Doğu Asya'daki finansal entegrasyonun artmasıyla uzunca bir süre bu seviyelerde kalan getiri yayılma endeksi, 2007 Ağustos ayında mortgage krizinin ortaya çıkmasıyla %60 seviyesine, Lehman Brothers'ın iflasıyla en yüksek seviyesi olan %68'e yükselmiştir. Volatilité yayılma endeksinin tarihsel gelişimini incelediğimizde, bu endeksin krizlere karşı daha da duyarlı olduğunu görmekteyiz. Volatilité yayılma endeksindeki ilk büyük sıçramanın Japonya'daki siyasi karışıklar nedeniyle 1994 yılında olduğu ve endeksin %60 seviyelerine ulaştığı kolaylıkla görülebilmektedir. Endeks 1994-1995 yıllarındaki Meksika Krizinden çok fazla etkilenmemiş, yalnızca birkaç puan yükselmiştir. 1997 Doğu Asya krizi endeksi en fazla etkileyen ve değerinde bir sıçrama yaratan kriz olmuştur, Tayland'da başlayan ve Hong Kong'a yayılan krizin ardından volatilité yayılma endeksi %75 seviyesine ulaşmıştır. Endeks incelemeye konu olan dönemdeki, 1998 Rusya Krizi, 1999 Brezilya Krizi, 2000-2001 yıllarında ABD'de yaşanan, teknoloji hisseleri kaynaklı kriz, 2001 yılındaki 11 Eylül saldırıları, 2003 yılındaki Irak Savaşı gibi irili ufaklı pek çok krizden de etkilenmiştir; ancak bu krizlerin etkisi sınırlı seviyede kalmıştır. 2008 yılındaki mortgage krizi ise, volatilité yayılma endeksinin tarihsel olarak en yüksek seviyesi olan %80 seviyesine ulaşmasına neden olmuştur.

Yiu ve diğ. (2010), 1993-2010 döneminde ABD hisse senedi piyasası ile 11 Asya ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon ilişkisini, haftalık veriler yardımıyla incelemişler ve 2008 Küresel Finansal Kriz döneminde, Asya hisse senedi piyasalarının ABD hisse senedi piyasasından etkilendiğini, ancak 1997 Asya Krizi sırasında, ABD ile Asya piyasaları arasında herhangi bir volatilité yayılma ilişkisinin geçerli olmadığını tespit etmişlerdir.

Beirne ve diğ. (2010), üç değişkenli VAR-GARCH modelini kullanarak, Asya, Avrupa, Latin Amerika ve Orta Doğu ve Kuzey Afrika bölgesinde yer alan 41 gelişmekte olan hisse senesi piyasası için bölgesel ve küresel yayılma etkilerini

incelemiştir. Çalışmada haftalık getiri serileri kullanılmış, küresel yayımları ölçmek amacıyla ABD, Japonya, Almanya, İngiltere, İtalya ve Fransa hisse senedi piyasalarına ait getiri serilerinin ülkelerin GSMH değerlerine göre ağırlıklandırılmış bir ortalaması alınmış, bölgesel yayımları ölçmek için ise incelemeye konu olan her ülkenin kendi bölgesinde yer alan diğer ülkelerin getiri serilerinin yine GSMH değerlerine göre ağırlıklandırılmış ortalaması kullanılmıştır. Çalışma bazı bölgeler için farklılıklar göstermekle birlikte genel olarak 1996-2008 dönemine ait verileri kapsamaktadır. Çalışmada gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının birçoğunun bölgesel ve küresel getiri ve volatilité yayılmasından etkilendiği tespit edilmiştir. Getiri yayılmasının Asya ve Latin Amerika ülkelerinde oldukça baskın olduğu görülürken, volatilité yayılmasının ise Avrupa'daki gelişmekte olan hisse senedi piyasaları üzerinde daha etkili olduğuna dair bulgular elde edilmiştir. Bölgesel ve küresel etkilerin önem derecesi de incelenen bölgeye göre değişiklik göstermektedir. Asya bölgesindeki gelişmekte olan hisse senedi piyasaları için küresel yayılma etkileri daha önemliyken, Latin Amerika ve Orta Doğu bölgesindeki piyasalar için bölgesel yayılma etkileri daha önemlidir.

Singh ve diğ. (2010), 2000-2008 yıllarına ait günlük getiri serilerini kullanarak, Hindistan, Fransa, Almanya, İngiltere, Hong Kong, Endonezya, Malezya, Güney Kore, Pakistan, ABD, Japonya, Çin, Singapur, Kanada ve Tayvan hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılmasını hem açılış hem de kapanış değerleri üzerinden incelemişlerdir. Çalışmada incelemeye konu olan Asya ülkelerinin hisse senedi piyasalarının Avrupa ve Amerika ülkelerinin hisse senedi piyasalarının gecikmeli değerlerinden etkilendiği tespit edilmiştir. ABD hisse senedi piyasasından Japonya, Kore, Singapur ve Tayvan hisse senedi piyasalarına doğru getiri yayılması olduğu, Japonya, Kore, Hong Kong ve Singapur hisse senedi piyasalarının diğer Asya ülkelerinden daha fazla etkili olduğu görülmüştür. Avrupa ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yüksek korelasyon olduğu, ABD hisse senedi piyasalarının hem Asya hem de Avrupa hisse senedi piyasalarından etkilendiği çalışmanın diğer önemli sonuçlarıdır. Bu çalışmada Ng (2000) çalışmasının aksine, ancak Miyakoshi (2003) çalışmasına paralel olarak, Asya ülkeleri arasındaki bölgesel yayılma etkilerinin ABD'nin ve Avrupa ülkelerinin etkilerinden daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Japonya hisse senedi piyasası ABD ve Avrupa hisse senedi piyasalarından etkilenmiş, tüm Asya ülkelerinin hisse senedi piyasalarını etkilemiştir.

Sok-Gee ve Karim (2010), Asya beşlisi olarak bilinen Singapur, Filipinler, Tayland, Endonezya ve Malezya hisse senedi piyasaları ile ABD ve Japonya hisse senedi piyasaları üzerine yaptıkları çalışmada, EGARCH modelini kullanmışlardır. Söz konusu piyasalar arasında bölgesel etkileşimin geçerli olduğu, Japonya ile karşılaştırıldığında ABD hisse senedi piyasalarının hem getiri hem de volatilité yayılma etkisi açısından etkili bir yapı gösterdiği ve Filipinler ve Tayland'ın fiyat hareketlerine karşı en kırılgan ülkeler olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır. Çalışmanın diğer önemli sonucu ise, Asya ülkelerinin hisse senedi getirileri üzerinde, kendi geçmiş getirilerinin diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarının getirilerinden daha etkili olduğudur. Bu önemli sonucun Booth (1997)'un çalışmasının sonuçlarıyla tutarlı olduğu görülmektedir.

Kim ve Kim (2010), 1997 Güney Doğu Asya Krizinin, ABD, Japonya, Çin hisse senedi piyasalarından Güney Kore hisse senedi piyasasına doğru olan fiyat ve volatilité yayılma etkilerini değiştirip değiştirmediği sorusuna EGARCH modelinden faydalanarak cevap aramışlardır. Hisse senedi fiyatlarını etkileyen ABD kaynaklı haberlerin kriz öncesi ve sonrası dönemlerde Güney Kore piyasası üzerinde volatilité yayılma etkisine sahip olduğunu, Japonya kaynaklı yayılma etkisinin kriz sonrası dönemde daha güçlü olduğunu, kriz sonrası dönemde volatilité asimetrisinin daha belirgin olduğunu ortaya koymuşlardır.

Grobys (2010) Almanya, Fransa, Birleşik Krallık ve İsveç piyasaları üzerine yaptığı çalışmada gün sonu verileri kullanmış ve Johansen eşbütünleşme testi ve volatilité etki tepki yoğunluk fonksiyonlarını uygulamış, Almanya ve Birleşik Krallık hisse senedi piyasaları ile Almanya ve İsveç hisse senedi piyasaları arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu, diğer taraftan volatilité yayılımı açısından ise Almanya hisse senedi piyasasından hem Birleşik Krallık ve hem de İsveç hisse senedi piyasasına bir yayılım olduğu ve ele alınan zaman dilimi 1990-2000 ve 2000-2010 arası periyotlarda incelendiğinde ise ikinci periyotta Almanya hisse senedi piyasasından İsveç hisse senedi piyasasına yayılımın yaklaşık %74 ve Almanya piyasasından Birleşik Krallık piyasasına yayılımın ise yaklaşık %16 arttığı bulgularına ulaşmıştır.

Kuusk ve diğ. (2011) 2008 ABD krizinin, bulaşma etkisiyle Estonya, Letonya ve Litvanya piyasalarına yayılım gösterip göstermediğini korelasyon katsayısı bazı modeller ve ARCH-GARCH çerçevesi ile incelemiş, buna göre ABD ve Baltık ülkeleri pay piyasaları arasındaki getiri korelasyonunun kriz zamanında arttığı ve bunun finansal

bulaşma hipotezini doğruladığını, diğer taraftan volatilité yayılımı açısından ise finansal bulaşmanın doğrulanamayacağını çünkü ABD’den Baltık ülkelerine ne kriz zamanında ne de kriz periyodu dışında anlamlı bir volatilité yayılımının gözlenmediği bulgularına erişmişlerdir.

Caporale ve Spagnolo (2011) 1996-2008 yıllarına ait haftalık verilerle, Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinden Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya piyasaları ile Birleşik Krallık ve Rusya piyasaları üzerine yaptıkları çalışmada, haftalık verileri kullanmış ve üç değişkenli VAR-GARCH modelini uygulamış, buna göre Orta ve Doğu Avrupa ülkeleri ile Rusya ve Birleşik Krallık piyasalarının anlamlı bir eş-hareketlilik içerisinde olduğu, Rusya ve Birleşik Krallık piyasaları yayılımının Orta ve Doğu Avrupa ülkeleri getirilerinin koşullu varyans dinamiği üzerine etki ettiği fakat tersi yönde bir yayılımın gözlenmediği, CEE ülkelerinin AB’ye dâhil olmalarından sonra Birleşik Krallık piyasası ile korelasyonunun daha da arttığı bulgularına erişmişlerdir.

Hanousek ve Kočenda (2011) gelişmekte olan AB ülkelerinden Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya hisse senedi piyasalarının gelişmiş ülkelere ABD ve Almanya piyasaları ile beraberinde AB ve ABD bazlı makroekonomik anonslardan nasıl etkilendiklerini gün içi verilerle ve GARCH modeli ile incelemiş, buna göre bu üç gelişmekte olan piyasanın daha çok Almanya sonrasında ABD piyasasınca etkilendiği, ayrıca gelişmiş ülkelerdeki (AB içerisindeki ülkeler ve ABD) makroekonomik anonsların da bu üç gelişmekte olan piyasa üzerinde bir etki oluşturduğu ancak Euro bölgesi bazlı anonsların ABD bazlı anonslardan daha fazla etkili olduğu bulgularına ulaşmışlardır.

Dimitriou ve diğ. (2011), 2008 Küresel Finansal Krizin Almanya, Yunanistan, İspanya, İtalya ve Portekiz hisse senedi piyasaları üzerinde volatilité yayılma etkisini analiz etmişlerdir. 1994-2009 dönemini kapsayan bu çalışmada veri seti kriz öncesi dönem ve kriz sonrası dönem olmak üzere ikiye ayrılmış ve çok değişkenli MGARCH modeli kullanılmıştır. Kriz öncesi dönemde Akdeniz ülkeleri hisse senedi piyasaları üzerinde en baskın olan ülkenin Almanya, kriz sonrası dönemde ise en çok volatilité yayılmasına neden olan ülkenin İspanya olduğu tespit edilmiştir.

Saha ve Chakrabarti (2011), çok değişkenli GARCH modeli kullanarak, 2006-2010 döneminde, 2008 Küresel Finansal Krizin öncesinde ve sonrasında, ABD, İngiltere, Japonya ve Hindistan hisse senedi ve döviz piyasalarındaki volatilité yayılma etkisini

incelemişlerdir. Hem kriz öncesi dönemde, hem kriz döneminde, hem de kriz sonrası dönemde, döviz ve hisse senedi piyasalarında yayılma etkisinin geçerli olduğu, döviz piyasasının hisse senedi piyasasına oranla geçmiş değerlerinden daha fazla etkilendiğini ortaya koymuşlardır. Çalışmaya göre kriz, hem seçilmiş hisse senedi piyasaları hem de döviz piyasaları üzerinde önemli bir volatilitate yayılma etkisine neden olmuştur. Çalışmada ele alınan üç dönemde de, incelenen ülkeler arasında asimetrik volatilitate yayılma ilişkisi olmadığına dair bulgulara ulaşılmıştır. Kriz öncesi dönemde, Rupi-dolar, rupi-pound, rupi-yen döviz kuru pariteleri üzerinde kendi geçmiş değerleri, diğer döviz kuru paritelerine göre daha etkili olmuştur. Kriz öncesi dönemde hisse senedi piyasalarının döviz piyasaları için, döviz piyasalarının da hisse senedi piyasaları için yatırımcılar açısından önemli bir korunma imkânı sunduğu görülmektedir. Kriz döneminde ise döviz kuru pariteleri üzerinde geçmiş değerlerden ziyade diğer döviz kuru paritelerinin etkili olduğu görülmektedir. Kriz sonrası dönemde ise, hisse senedi piyasalarının getirilerinin, döviz kuru değerlerinin yalnızca kendi geçmiş değerlerinden etkilendiği, ülkelerin hisse senedi piyasaları ve döviz kurları arasında önemli bir etkileşim ve yayılma ilişkisinin olmadığı görülmektedir. İncelemeye konu olan üç dönemde de, hem döviz hem de hisse senedi piyasasının volatilitesi düşünüldüğünde geçmiş volatilitate değerlerinin etkili olduğu, bunun tek istisnasının kriz sonrası dönemdeki ABD hisse senedi piyasası olduğu görülmektedir. Çalışmaya göre incelenen tüm periyotlarda, Hindistan hisse senedi piyasasının volatilitésinin Hindistan para birimi rupinin diğer para birimleri karşısındaki değerini etkilediği, diğer piyasalar için ise bu etkinin önemli olmadığı görülmektedir. Çalışmanın son önemli sonucu ise diğer ülkelerin döviz kurlarının volatilitésinin Hindistan hisse senedi piyasasını etkilemesi olmuştur.

Harju ve Hussain (2011) ABD, Birleşik Krallık, Almanya, Fransa ve İsviçre hisse senedi piyasaları üzerine yaptıkları çalışmada, beş dakikalık gün içi verileri kullanmış ve ARMA-GARCH modelini uygulamış, buna göre ABD piyasalarının açılışının Avrupa piyasalarının volatilitate seviyesini yükselttiği, ayrıca ABD'deki makroekonomik anonsların Avrupa piyasalarının gün içi getiri ve volatiliteleri üzerinde hızlı ve büyük bir etki oluşturduğu bulgularına ulaşmışlardır.

Zaid (2011), 1997-2007 yıllarına ait günlük hisse senedi getiri serilerini kullandığı çalışmasında ABD, İngiltere, Mısır, İsrail ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilitate yayılma ilişkisini, çok değişkenli GARCH modellerini kullanarak

incelemiştir. Çalışmada, ABD hisse senedi piyasasından Mısır ve İsrail hisse senedi piyasalarına doğru tek taraflı bir getiri yayılması olduğu, Türkiye hisse senedi piyasasının ise getiri açısından ABD hisse senedi piyasasından etkilenmediği tespit edilmiştir. İngiltere hisse senedi piyasasının ise geliştirmekte olan üç hisse senedi piyasası üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Çalışmanın bir diğer önemli sonucu Mısır ve İsrail hisse senedi piyasalarının gecikmeli getiri değerlerinin, bugünkü getiri değerleri üzerinde yayılma etkisinden daha önemli bir etki yapıyor olduğuna dair bulgulara ulaşılmış olmasıdır.

Jiang ve diğ. (2012) ABD, Almanya, Hollanda, Fransa, Belçika ve İsviçre piyasaları üzerine yaptıkları çalışmada bu piyasalara dair zımni volatilité endekslerini kullanmış, gün sonu verileri baz alarak VAR modelini uygulamış, buna göre ABD ve Avrupa piyasaları arasında ve ayrıca Avrupa piyasalarının kendi içerisinde zımni volatilitenin anlamlı bir yayılım gösterdiği, bununla beraber makroekonomik anonsların etkisi noktasında planlı ve planlanmamış anonsların farklı etkiler oluşturduğu, planlı anonsların bilgi belirsizliğini giderdiği ve zımni volatilitéyi azalttığı, plansız anonsların ise bilgi belirsizliği oluşturduğunu ve zımni volatilitéyi artırdığı, diğer taraftan haber anonslarının volatilité yayılımını tam anlamıyla açıklamadığı ancak volatilité yayılımının derecesine etki ettiği bulgularına erişmişlerdir.

Alexakis ve Vasila (2013) ise Fransa, Birleşik Krallık, Almanya, Hollanda, İsveç ve İtalya hisse senedi piyasaları üzerine yaptıkları çalışmada, gün sonu verileri kullanmış ve VAR-GARCH modelini uygulamışlardır ve volatilité yayılımı açısından Avrupa piyasalarının birbirleri ile yüksek derecede ilişkili olduğu bulgusuna erişmiş ve bulguların Avrupa pay piyasalarının yüksek derecede entegrasyonuna işaret ettiğini ifade etmişlerdir.

Neaime (2012) çalışmasında, 2007-2010 yıllarına ait günlük hisse senedi getiri serilerini kullanarak, ABD, İngiltere, Fransa gibi gelişmiş hisse senedi piyasalarıyla, Kuveyt, Suudi Arabistan, Mısır, Ürdün, Fas, Tunus, Birleşik Arap Emirlikleri gibi geliştirmekte olan hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılma ilişkisini GARCH-M metodu yardımıyla incelemişlerdir. Çalışmada petrol üreticisi ülkeler arasında Suudi Arabistan'ın baskın konumda olduğu, Suudi Arabistan hisse senedi piyasasından Kuveyt ve Birleşik Arap Emirlikleri hisse senedi piyasalarına doğru getiri ve volatilité yayılması olduğu tespit edilmiştir. Petrol üreticisi olmayan geliştirmekte olan ülke piyasaları içerisinde, Mısır'ın etkin bir konumda olduğu, Ürdün,

Fas ve Tunus hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olduğu görülmüştür. Çalışmada Suudi Arabistan hisse senedi piyasasının uluslararası yatırımcılar açısından önemli bir çeşitlendirme imkânı taşıdığı, diğer gelişmekte olan ülke hisse senedi piyasalarının uluslararası piyasalarla önemli ölçüde entegre olduğu için yatırımcılara çeşitlendirme imkânı sunmadığı tespit edilmiştir. Çalışmanın bir diğer önemli sonucu ise petrol üreticisi olmayan gelişmekte olan hisse senedi piyasalarının, zayıf bölgesel ticari ve finansal bağlantıları ve yabancı kaynaklara önemli ölçüde bağımlı olmaları nedeniyle küresel finansal krizin bu ülkelere önemli ölçüde bulaşmış olmasına ilişkin kanıtlara ulaşılmış olmasıdır.

Korkmaz ve diğ. (2012), çalışmalarında 2002-2010 yıllarına ait, haftalık hisse senedi endeksi kapanış verilerini kullanarak, CIVETS diye adlandırılan Kolombiya, Endonezya, Vietnam, Mısır, Türkiye ve Güney Afrika gibi ülkeler arasındaki getiri ve volatilité yayılma ilişkisini Cheung ve Ng (2000) tarafından geliştirilen ortalamada nedensellik ve varyansta nedensellik yaklaşımını kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada bu ülkeler arasındaki getiri ve volatilité yayılma ilişkisinin genel olarak düşük olduğu; ancak bu ülkelerin zaman zaman eşhareketlilik gösterdiği tespit edilmiştir. Ortalamada nedensellik testi, bu 6 ülke arasındaki olası otuz karşılaştırmanın yalnızca on tanesi için istatistiki açıdan anlamlı sonuç vermiştir. Bu ülkelerden yalnızca Endonezya ve Mısır'ın getiri yönünden birbirlerini karşılıklı olarak etkiledikleri tespit edilmiştir. Varyansta nedensellik testinde de buna benzer bir tablo görülmektedir. Burada da otuz olası ikili karşılaştırmanın yalnızca on tanesi istatistiki açıdan anlamlı sonuç vermiştir. Volatilité açısından karşılıklı bir etkileşim, bu altı ülkeden yalnızca Vietnam ve Güney Afrika arasında görülmektedir. İstatistiki açıdan anlamlı nedensellik ilişkilerinin, olası indirekt etkiler de göz önünde bulundurularak analiz edilmesi sonucunda, bu altı ülke arasında bölgesel ve bölgeler arası getiri ve volatilité yayılma ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Morales ve O'Callaghan (2012), 2003-2009 yılları arasını kapsayan ve inceledikleri bu periyodu kriz öncesi dönem (1 Ocak 2003-15 Ekim 2007) ve kriz sonrası dönem (16 Ekim 2007-30 Mayıs 2009) olmak üzere ikiye ayırdıkları çalışmalarında Çin, Hong Kong, Japonya, Malezya, Singapur, Güney Kore, Tayvan, Tayland ve ABD hisse senedi piyasalarına ait günlük verileri kullanarak ABD hisse senedi piyasası ile Asya ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada ülkeler arasındaki bulaşma etkisini incelemek için Forbes ve Rigobon (2012)

tarafından geliştirilen metodoloji, interdependence (karşılıklı bağımlılık) ilişkisini incelemek için ise VAR-EGARCH modeli kullanılmıştır. Çalışmaya göre ABD'deki kriz Asya ekonomileri üzerinde bir bulaşma etkisine neden olmamıştır. Zira yapılan incelemeler sonucunda, kriz döneminde ABD ile diğer tüm ülkeler arasındaki korelasyon katsayılarında bir artış olmadığı, Endonezya, Malezya ve Tayvan hisse senedi piyasaları ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon katsayılarında düşüş gözlemlendiği tespit edilmiştir. Çalışmada ABD hisse senedi piyasaları ile Asya ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında interdependence (karşılıklı bağımlılık) ilişkisi olduğuna dair bulgular elde edilmiş, ülkelerin hisse senedi piyasalarının birbirine entegre oldukları tespit edilmiştir. Yapılan incelemelerde kriz öncesi dönemde ABD hisse senedi piyasasından, sadece Hong Kong, Hindistan, Endonezya, Japonya, Güney Kore ve Tayvan hisse senedi piyasalarına doğru volatilité yayılması olduğu görülmüştür. Kriz sonrası dönemde ise ABD hisse senedi piyasasından, Çin hisse senedi piyasası hariç diğer tüm piyasalara doğru bir volatilité yayılması olduğu görülmektedir. Çalışmanın bir diğer önemli sonucu ise, kriz öncesi ve sonrası dönemde ülkeler arasında volatilité asimetrisi görülmesidir; ancak kriz öncesi dönemde iyi haberler kötü haberlere nazaran daha büyük etkiye sahip olurken, kriz sonrası dönemde kötü haberler iyi haberlerle karşılaştırıldığında daha önemli etkilere sahip olmuşlardır.

Zhou ve diğ. (2012), 1996-2009 yıllarına ait günlük hisse senedi endeksi kapanış verilerini kullanarak, Çin, Hong Kong, Tayvan, Güney Kore, Tayvan, Japonya, Hindistan, ABD, İngiltere, Fransa ve Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılmasını incelemişlerdir. Çalışmada Çin hisse senedi piyasasının incelemeye konu olan dönem boyunca, volatilité açısından, uluslararası hisse senedi piyasalarından önemli ölçüde etkilendiği tespit edilmiştir. 2005 yılından sonraki dönemde, Çin hisse senedi piyasasının diğer hisse senedi piyasaları üzerindeki volatilité yayılma etkisi de önemli oranda artmıştır. Çin ile onunla aynı coğrafi bölgede yer alan Hong Kong ve Tayvan arasındaki volatilité yayılma ilişkisinin, Çin ile Batı ülkeleri ve diğer Asya ülkeleri arasındaki volatilité ilişkisinden daha kuvvetli olduğu tespit edilmiştir, bu da Çin'in kendi bölgesindeki ülkelerle finansal entegrasyonunun arttığını göstermektedir. Bu çalışmada, Çin ile Japonya ve Hindistan gibi diğer Asya ülkeleri arasındaki volatilité yayılma ilişkisinin de, Çin'in Batı ülkeleriyle arasındaki ilişkiden daha kuvvetli olduğuna dair bulgulara erişilmiştir, tüm bunlar Asya ülkeleri arasındaki finansal entegrasyonun artmasına ilişkin kanıtlar olarak değerlendirilmiştir.

Diğer ülkeleri etkilemesine ya da diğer ülkelerden etkilenmesine bakılmaksızın, ABD hisse senedi piyasasının özellikle mortgage krizi döneminde diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarıyla korelasyonunun yüksek olduğu gözlenmiştir.

Zheng ve Zuo (2013) 1996-2011 yıllarını kapsayan bir periyotta, ABD, İngiltere, Almanya, Japonya ve Hong Kong arasındaki volatilité yayılmasını inceledikleri çalışmalarında, özellikle Asya krizi ve Mortgage krizi gibi dönemlerde volatilité yayılmasının daha belirgin hale geldiği ve volatilité yayılmasında ABD'nin baskın bir rolü olduğu sonucuna ulaşmışlardır. ABD küresel piyasada başlıca risk kaynağı olarak ön plana çıkarken, en kuvvetli ilişkiyi Birleşik Krallık ile göstermiştir. Almanya ile diğer ülkeler arasındaki yayılma ilişkisinin oldukça önemsiz olduğu göze çarparken, Japonya ise Asya krizi ve Mortgage krizi periyotlarında diğer ülkelerle kuvvetli bir ilişki göstermiş, Avrupa borç krizi periyodunda diğer ülkelerden pek fazla etkilenmemiştir. Hong Kong ise hisse senedi piyasaları arasında çok önemli bir volatilité üreticisi olarak ön plana çıkmaktadır.

Kohonen (2013) Almanya, İtalya, İspanya, Yunanistan ve İrlanda ekonomileri arasındaki volatilité yayılmasını incelediği çalışmasında, volatilité yayılmasında Almanya ve İtalya gibi iki büyük ekonominin diğerleri üzerinde önemli bir etkisi olduğu, Yunanistan ve İspanya gibi küçük ekonomilerin ise daha çok birbirleri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Abbas ve diğ. (2013) Pakistan, Çin, Hindistan ve Sri Lanka ile ABD, Birleşik Krallık, Singapur ve Japonya gibi bazı gelişmiş ülkeler arasındaki volatilité yayılmasını inceledikleri çalışmalarında, Pakistan ve onunla aynı bölgede yer alan ülkeler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu coğrafi bölgedeki volatilité yayılması, genellikle daha büyük hisse senedi piyasasından, daha küçük olana doğru olmaktadır, Pakistan ile Hindistan arasında ise iki yönlü bir volatilité yayılma ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışma sonucunda elde edilen bir diğer bulgu, ülkeler arasındaki volatilité yayılma ilişkisinin politik ve coğrafi faktörlerden çok ekonomik faktörlerden etkilendiğidir. Pakistan ve Çin gibi coğrafi açıdan birbirlerine oldukça yakın ve tarihsel olarak dostane ilişkiler geliştirmiş iki ülke arasında volatilité yayılma ilişkisinin tespit edilememesi bunun en önemli kanıtıdır. Çalışmada buna ek olarak, çok farklı coğrafi bölgelerde yer almalarına rağmen, ekonomik, ticari ve yatırım ilişkileri nedeniyle ABD, Singapur, Japonya ve Birleşik Krallık gibi gelişmiş ülkelerden dört Asya ülkesine doğru bir volatilité yayılmasının olduğu görülmüştür.

Allen ve diğ. (2013) Çin'den komşuları ve ticari ortakları Avustralya, Hong Kong, Singapur, Japonya ve ABD'ye doğru olan volatilité yayılmasını tek değışkenli GARCH, çok değışkenli VARMA-GARCH ve çok değışkenli VARMA-AGARCH yöntemlerini kullanarak, 1991-2010 yıllarını kapsayan bir periyotta incelemiřlerdir. Çalışma sonucunda küresel kriz öncesi periyotta, Çin'den diğér ülkelere doğru bir volatilité yayılması olduğı; ancak küresel ekonomik kriz döneminde böyle bir yayılma ilişkinin olmadığı sonucuna ulařılmıştır. Arařtırmacılar, bu sonuçları küresel finansal krizin Çin merkezli değıl de, ABD merkezli bir kriz olmasına, dolayısıyla volatilitenin ABD'den diğér ülkelere doğru yayılmasına bağılamışlardır.

Grosvenor ve Greenidge (2013) çalışmalarında Jamaika, Trinidad&Tobago ve Barbados ile ABD arasındaki volatilité yayılma ilişkisini, 2005-2008 yıllarını kapsayan bir periyotta, günlük veriler kullanarak incelemiřlerdir. Çalışma sonucunda, bu üç Karayip ülkesinden birbirlerine doğru ve ABD hisse senedi piyasasından bu üç ülkeye doğru bir getiri ve volatilité yayılması tespit edilmiştir. Bu üç hisse senedi piyasası arasında, ABD hisse senedi piyasasından en az etkilenen Barbados olmuřtur. Arařtırmacılar bunun nedeni olarak, Barbados hisse senedi piyasasının diğérlerinden daha küçük olmasını ve Trinidad&Tobago ile Jamaika'nın finansal açıdan küresel sisteme daha fazla entegre olmasını göstermişlerdir.

2.8 Türkiye'de Volatilité Yayılması Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Çalışmanın önceki bölümünde, çeşitli ülkelerden akademisyenler tarafından yapılmış, hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılmasına ilişkin çalışmalardan oluşan bir özete yer verilmişti. Bu bölümde bu çalışmalara ek olarak, küresel krizlerin Türkiye hisse senedi piyasası üzerindeki volatilité yayılma etkisinin incelendiğı, Türkiye hisse senedi piyasasıyla diğér ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılma ilişkisinin tespit edilmeye çalışıldığı ve Türkiye'deki farklı finansal piyasalar arasındaki volatilité yayılmasının arařtırıldığı Türkiye'de yapılmış çalışmalardan oluşan bir özete yer verilecektir.

Hacıhasanoğlu ve Soytaş (2009), çalışmalarında 01.01.2007-31.12.2008 döneminde Türkiye'nin kredi iflas takası priminde yaşanan değışimler üzerinde, uluslararası sermaye piyasalarında yaşanan yoğun hareketliliğın etkilerini incelemiřlerdir. Sermaye piyasalarında yaşanan dalgalanmayı göstermek amacıyla S&P 500 opsiyon fiyatlarından üreyen VIX endeksi kullanılmıştır. Uluslararası sermaye piyasalarındaki

volatilitenin Türkiye'nin kredi iflas takası primi, İMKB ve devlet iç borçlanma senetleri piyasalarına kalıcı etkisi tespit edilmiştir. Devlet iç borçlanma senetleri piyasasının kredi iflas takası priminden etkilendiği de görülmüştür. S&P 500 volatilitelerinden kredi iflas takası primine, İMKB endeksine ve bono piyasasına tek yönlü Granger nedensellik vardır. Ayrıca kredi iflas takası priminden devlet iç borçlanma senetleri değişkenine tek yönlü Granger nedensellik göze çarpmaktadır. Beklendiği üzere diğer değişkenlerin S&P 500 volatilitelerine bir etkisi yoktur. Ayrıca, VIX endeksine uygulanan bir birimlik şokun, kredi iflas takası primi üzerindeki etkisinin pozitif ve kalıcı bir yükselişe neden olduğu, İMKB üzerinde ise negatif bir etki meydana getirdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tokat (2010), çalışmasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) hisse senetleri sektör endeksleri arasındaki şok ve oynaklık etkileşimini incelemiştir. Çalışmada 30 Haziran 2000 ile 27 Ağustos 2009 tarihleri arasındaki İMKB Ulusal Sınai, Ulusal Hizmetler, Ulusal Mali ve Ulusal Teknoloji endekslerinin günlük kapanış verileri kullanılarak ve çok değişkenli GARCH modeli uygulanarak sektörler arası şok ve oynaklık sıçramaları tespit edilmiştir. Çalışmada özellikle mali ile sanayi ve hizmet ile teknoloji sektörleri arasında kuvvetli bir şok ve volatiliteler yayılma etkisinin geçerli olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır.

Çağıl ve Okur (2010), 2008 yılında yaşanan küresel finansal krizin hisse senedi piyasası volatilitesi üzerindeki etkisini ölçebilmek amacıyla TL/Dolar kurunu bağımsız değişken olarak seçilmişler, Şubat 2004-Şubat 2010 dönemi için volatiliteler modellenmesinde ise ARMA ve simetrik GARCH yöntemlerini kullanmışlardır. Volatilitelerdeki değişimi yakalayabilmek için veri setini 3 döneme ayırmışlardır. İMKB endekslerine ait volatilitenin modellenmesinde en tutarlı sonuçları verdiği için GARCH(1,1) modelini kullanmışlardır. Volatiliteler denkleminde krizin etkilerini ortaya koymak için kriz döneminde 1 değerini alan bir kukla değişken belirlemişlerdir. 2007-2010 döneminde yaşanan volatiliteler şoklarının 2004-2007 dönemine göre önemli oranda artış gösterdiğini, ve tahmin edilen katsayılar incelendiğinde volatilitenin kriz öncesi döneme göre İMKB Tüm endeksi için %16, İMKB 100 endeksi için %18 ve İMKB 30 endeksi için de %26 oranında artış gösterdiğini tespit etmişlerdir.

Çelikkol ve diğ. (2010) çalışmalarında, dünyanın en büyük yatırım bankalarından biri olan Lehman Brothers'ın 15 Eylül 2008 tarihinde iflas ettiğini açıklamasının, İMKB 100 endeksinin volatiliteler yapısı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. İnceleme dönemini

iflas öncesi (04/03/2008-14/09/2008) ve iflas sonrası (16/09/2008-07/04/2009) olmak üzere ikiye ayıran akademisyenler volatilitiyi modellemek üzere ARCH(1,0) ve GARCH(1,1) modellerini kullanmışlardır. Sonuç olarak, Lehman Brothers'ın iflası öncesi dönemle karşılaştırıldığında İMKB 100 endeksinin volatilitisinin yaklaşık %50 oranında arttığını, ayrıca ortalama volatilitenin iflas öncesi dönemde %4,4, iflas sonrası dönemde %9,25 olduğunu tespit etmişlerdir.

Çiçek (2011), çalışmasında 02/01/2004-30/04/2008 dönemine ait veriler kullanılarak, Türkiye’de devlet iç borçlanma senetleri, döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki fiyat ve oynaklık yayılma etkileri Çok Değişkenli EGARCH Modeline dayanarak incelenmiştir. Piyasaların uzun dönemde nasıl bir etkileşim gösterdiğini anlamak için yapılan Johansen Eşbütünleşme Testinin sonuçları, söz konusu piyasaların uzun dönemde ortak bir trendde yürümediğini göstermiştir. Bu üç piyasa uzun dönemde birbiriyle ilişkisiz görünmesine rağmen, kısa dönemde EGARCH Yöntemiyle çoğunlukla anlamlı bulunan fiyat ve oynaklık yayılma etkileri, piyasa bütünleşmesinin getiri ve oynaklığın aktarımı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğuna işaret etmiştir. Bu çalışmanın sonuçları, fiyat yayılma etkisinin DİBS ve hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü, DİBS ve hisse senedi piyasalarından döviz piyasasına doğru tek yönlü olarak bulunduğunu göstermektedir. Fiyat yayılma etkisi hisse senedi fiyatlarından DİBS faiz oranlarına ve DİBS faiz oranlarından hisse senedi fiyatlarına doğru negatif yönde çalışmaktadır. Sonuçlar, etkinin DİBS piyasasından hisse senedi piyasasına doğru ciddi bir şekilde daha büyük olduğunu göstermektedir. DİBS piyasasından döviz piyasasına doğru tek yönlü olarak bulunan fiyat yayılma etkisi ise pozitif işaret taşımakta, DİBS faiz oranları düştüğünde döviz kuru da düşmektedir. Hisse senedi piyasasından döviz piyasasına doğru tek yönlü olarak görülen fiyat yayılma etkisi ise, negatiftir. Döviz piyasasından diğer iki piyasaya doğru anlamlı bir fiyat yayılma etkisi bulunmamaktadır. Kısaca, döviz piyasasının diğer iki piyasa için önemli bir fiyat bilgisi sağlamadığı, ancak diğer iki piyasadaki fiyat hareketlerine iyi bir sinyal oluşturduğu söylenebilir. Oynaklık yayılma etkisinin test edilmesi sonucu elde edilen sonuçlar, DİBS piyasasından hisse senedi ve döviz piyasasına doğru anlamlı bir oynaklık yayılma etkisine rastlanmamasına karşılık, bu iki piyasadan DİBS piyasasına doğru anlamlı ve negatif yönlü bir oynaklık yayılma etkisi bulunduğunu göstermiştir. Anlaşılacağı gibi, DİBS piyasasındaki fiyat hareketleri üzerinde yalnızca hisse senedi piyasasının etkisi görülmesine karşılık, DİBS piyasasındaki fiyat

oynaklığı üzerinde döviz ve hisse senedi piyasalarının her ikisinin de etkisi görülmektedir. Döviz kuru oynaklığı üzerinde faiz şoklarının bir etkisi bulunmamakla birlikte, hisse senedi piyasası şoklarının yüksek derecede anlamlı ve negatif yönlü etkisi mevcuttur. Bu noktada hisse senedi piyasasında meydana gelen bir şokun incelenen dönemde yabancı sermaye akımlarının yönünü değiştirerek döviz piyasasının oynaklığı arttırdığı düşünülmektedir. Aslında, döviz piyasası oynaklığı en çok bu piyasanın kendi içinde meydana gelen şoklardan etkilenmekte ve bu etkilenme pozitif yönde olmaktadır. Sadece döviz piyasası değil, tüm piyasalarda bir piyasanın oynaklığı o piyasanın kendi içinde meydana gelen şoklardan etkilenmektedir. Döviz kuru ve hisse senedi fiyat oynaklığı piyasa içi şoklardan pozitif yönde etkilenirken, DİBS piyasası için bu etkilenme negatif yönde olmaktadır. Borsa oynaklığı üzerinde ise, döviz piyasası şoklarının anlamlı bir etkisi görülmemektedir. Tüm piyasalarda iyi ve kötü haberlerin oynaklık üzerinde asimetric etki yaptığı görülmüştür. DİBS ve hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerinde kötü haberler iyi haberlerden daha etkili olurken, döviz piyasasında iyi haberler kötü haberlerden daha fazla oynaklığı arttırmaktadır.

Akel (2011) köşegen VECM yöntemini kullanarak 1997 Güneydoğu Asya krizi ile 2008 küresel krizinin İMKB endeksi üzerindeki getiri ve volatilité yayılma etkisini araştırdığı çalışmada, Asya krizinin İMKB endeksinin ortalama getirisi üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı, ancak endeks volatilitésinin Asya krizi döneminde arttığı bulgularına erişmiştir. Çalışmaya göre, 2008 küresel krizi İMKB endeksinin ortalama getiri oranı üzerinde anlamlı negatif etkiye sahipken, endeksin koşullu endeksi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir.

Büberkökü (2013) kriz dönemini de dikkate alarak yükselen piyasa ekonomileri, Euro bölgesi ve ABD piyasaları arasındaki volatilité yayılmasını incelemiştir. Bu çalışmada Euro bölgesi ve yükselen piyasa ekonomileri için MSCI bölge endeksleri, ABD içinse MSCI ülke endeksi kullanılmıştır. Volatilité yayılmasının tespitinde Cheung-Ng (1996) tarafından önerilen varyansa-Granger-nedensellik testinden yararlanılmış ve bu amaçla AR(p)-EGARCH(p,q)-GED modeli kullanılmıştır. Çalışma bulguları, genel olarak hem kriz öncesi dönemde hem de kriz dönemi dikkate alındığında ABD piyasalarındaki volatilitenin hem Euro bölgesini hem de yükselen piyasa ekonomilerini etkilediğini fakat bu piyasaların hiçbirinden etkilenmediğini göstermektedir. Çalışmanın bir diğer sonucu ise yükselen piyasa ekonomilerindeki

volatilitenin her iki dönemde de Euro bölgesi volatilitesi üzerinde etkili olduğu, fakat Euro bölgesindeki volatilitenin sadece kriz öncesi dönemde yükselen piyasa ekonomilerini etkilediğidir.

Gök ve Kalaycı (2014) Türkiye hisse senedi piyasası ve gelişmiş Avrupa hisse senedi piyasalarından Birleşik Krallık, Almanya ve Fransa piyasaları arasındaki getiri ve volatilitate yayılımı çok değişkenli VAR-EGARCH modeli ile araştırmışlardır. Çalışmada 2 Ocak 2002 – 30 Eylül 2013 periyodu baz alınmış ve gün sonu veriler kullanılmıştır. Buna göre Türkiye pay piyasasının hem getiri hem de volatilitate açısından gelişmiş Avrupa pay piyasalarının etkisinde olduğu bulgusuna erişilmiştir. Ayrıca, bu dört piyasa arasındaki etkileşimler için getiri ve volatilitenin en büyük yayıcısının ise Almanya piyasası olduğu bulgusu elde edilmiştir. Volatilitenin yayılım mekanizması açısından ise Türkiye hariç diğer piyasaların volatilitelerinin şoklara karşı asimetrik bir tepki gösterdikleri bulgusuna ulaşılmıştır. Koşullu korelasyon matrisine göre ise Türkiye pay piyasası ile diğer piyasalar arasındaki korelasyon en düşük seviyede iken, diğer taraftan gelişmiş AB piyasaları arasındaki korelasyon ise oldukça yüksektir, dolayısıyla Türkiye pay piyasasının gelişmiş AB piyasaları ile eşhareketliliğinin anlamlı olmakla beraber yüksek olmadığı sonucuna varılmıştır. Ayrıca, piyasaların koşullu varyans grafiklerine göre ise 2007 ABD krizi zamanında tüm piyasalardaki volatilitenin en yüksek değerlerini aldığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Literatürde farklı dönemler için değişik ekonometrik yöntemler uygulayarak Türkiye hisse senedi piyasasının uluslararası hisse senedi piyasaları ile etkileşim içinde olup olmadığını araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmaların çok büyük bir bölümünün ortak özelliği hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi araştırırken eşbütünleşme testlerini ve VAR analizini kullanmalarıdır. Bu çalışmalar sadece Türkiye hisse senedi piyasasının uzun dönemde diğer hisse senedi piyasalarıyla birlikte hareket edip etmediğini, diğer hisse senedi piyasalarından etkilenip etkilenmediğini araştırmışlar, getiri ve volatilitate yayılması konusunu incelememişlerdir. Aşağıda bu konuyla ilgili olarak Türkiye’de yapılan çalışmalardan oluşan bir özet yer almaktadır.

Efendioğlu ve Yörük (2005), Türkiye, Almanya, Fransa, İngiltere, Hollanda ve İtalya hisse senedi piyasaları endeksleri için Temmuz 1993-Mart 2005 dönemleri arasında aylık veriler kullanarak eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmışlardır. Analiz sonuçlarına bakıldığında İMKB ile Avrupa’nın beş büyük borsası arasında

eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı görülmektedir. İMKB'nin bu borsalardan etkilenmediği, bütünleşmenin sağlanmadığı ve bu borsalar arasında uluslararası portföy çeşitlendirmesinin ve arbitraj imkanının var olduğu söylenebilir. Bu sonuçlar, arbitraj imkânlarının piyasaların bütünleşmesini hızlandırıcı bir etki yaratmadığı konusunda bir sonuç ortaya çıkarmaktadır. Ayrıca bu durum piyasalardaki manipülasyonların olduğu konusunda da bir göstergedir. Çalışmanın bize gösterdiği bir diğer önemli şey, Avrupa birliği sürecinde önemli adımlar atan Türkiye'nin, Avrupa Birliği ile hisse senedi piyasaları bağlamında bütünleşmeyi sağlayamamış olmasıdır. Çalışmaya göre, Hollanda hariç analizi yapılan Avrupa hisse senedi piyasalarının kendi aralarında, uzun dönemli eşbütünleşik bir ilişkinin bulunduğu da görülebilmektedir.

Taştan (2005), Türkiye ile Almanya, Fransa, İngiltere ve ABD hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri araştırdığı çalışmada, 1990 ile 2004 arasındaki günlük hisse senedi piyasa endeksi kapanış verilerini kullanmıştır. Yöntem olarak GARCH ve VAR modellerinin kullanıldığı bu çalışmada, Türkiye hisse senedi piyasası ile çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasaları arasında Gümrük Birliği Anlaşması sonrasını kapsayan periyotta bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu, anlaşma öncesinde ise böyle bir ilişkinin bulunmadığı görülmektedir. Ayrıca çalışmaya göre; ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru bir fiyat yayılması mevcutken, Avrupa hisse senedi piyasalarından Türkiye'ye doğru bir yayılma görülmemektedir.

Mandacı ve Taşkın (2005), 1995-2004 dönemi verilerini kullanarak risk ve getiri açısından Türkiye hisse senedi piyasasını, AB üyesi ülkelerin borsaları ile karşılaştırdıkları çalışmalarında, Türkiye hisse senedi piyasasının gelişmiş AB piyasalarına göre derinliğinin az olduğu, ancak bir kısım AB piyasalarına kıyasla piyasa kapitalizasyon değerinin daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmada toplam işlem hacimlerine göre çok ileri durumda olmamasına rağmen, likit bir piyasa görünümünde olan İMKB'nin en yüksek korelasyonu sırasıyla, Gelişen Piyasalar Doğu Avrupa, Gelişen Piyasalar Avrupa ve Gelişen Piyasalar endeksleri ile göstermektedir. İMKB'nin gerek Dünya endeksi içindeki gerekse Avrupa endeksi içindeki piyasalar ile korelasyonu düşüktür. AB ülkelerinin birbirleriyle korelasyonları ise oldukça yüksek bulunmuştur. AB ülkeleri arasındaki yüksek korelasyonlar, Avrupa'da tek finansal piyasanın oluşturulması amacını gayri resmi olarak

gerçekleştirdiğini göstermektedir. İMKB' nin AB ülkeleriyle olan düşük korelasyonu, hem Avrupalı hem de Türk yatırımcılar açısından uluslararası çeşitlendirmeden faydalanılabileceğini göstermektedir. Çalışmaya göre; AB ülkelerinin getirileri ile karşılaştırıldığında, Türkiye hisse senedi piyasası ele alınan dönem içindeki getirilerinin aritmetik ortalaması en yüksek olan piyasadır. Ancak standart sapmasına bakıldığında, İMKB'nin en riskli piyasa olduğunu söylemek mümkündür.

Ceylan (2006), çalışmasında 04.01.1988-31.12.2004 dönemini kapsayan verilerle, DAX (Almanya), CAC 40 (Fransa), FTSE (İngiltere), S&P TSX Composite (Kanada), NIKKEI 225 (Japonya), S&P500 (Amerika), DOW JONES (Amerika), NASDAQ (Amerika) ve MIBTEL (İtalya)'den oluşan G-7 ülkeleri borsa endekslerinin, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB-100) üzerindeki etkilerini, blok üçlemsel VAR modeli kullanarak incelemiştir. Elde edilen bulgular, NIKKEI 225 haricindeki diğer tüm endekslerin, İMKB-100 endeksi üzerinde pozitif ve istatistiki olarak önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Analizlerin sonucunda, Türkiye'nin krizsiz geçen 01.01.1995-31.10.2000 dönemi için diğer borsalardan etkileşiminin azaldığı, ancak 11 Eylül saldırıları sonrası globalleşmenin arttığı dönemde ise borsa endekslerinin İMKB-100 üzerindeki etkilerinin daha da arttığı görülmüştür.

Onay (2006), Avrupa Birliği'ne üye olan Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Slovakya ve Polonya, üyeliği ikinci tur görüşmelerde kabul edilen Bulgaristan ve Romanya, üye olmaya aday Türkiye ve Hırvatistan'ın hisse senedi borsa endeksleri ile tüm Avrupa'yı temsilen Morgan Stanley Capital International (MSCI) borsa endeksi, Avrupa Birliğini temsil eden MSCI EU endeksi ve ABD'nin S&P 500 endeksleri arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelemiştir. 2000-2005 dönemi için Engle-Granger nedensellik ve Johansen eşbütünleşme analizlerini kullanarak yapılan analizlerden, bu borsaların hiçbiri arasında uzun vadeli ilişki tespit edememiştir. Fakat Avrupa, Avrupa Birliği ve S&P 500 endeksinden Hırvatistan endeksine nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Çıtak ve Gözbaşı (2007), çalışmalarında Ocak 1986-Temmuz 2006 tarih aralığını kapsayan verileri kullanarak İMKB ile gelişmiş ABD, Almanya, İngiltere, Japonya ve gelişmekte olan Hindistan ve Malezya hisse senedi piyasaları arasındaki uzun vadeli bütünleşme ilişkisini eşbütünleşme analizi yaparak incelemiştir. Ayrıca İMKB ile ülkelerin temel endekslerindeki bütünleşme 1986-2006 dönemi üç alt döneme ayrılarak da incelenmektedir. Alt dönemlerin incelenmesiyle Türkiye'deki finansal liberalleşmenin ve 1998-1999'daki küresel krizlerin İMKB ile ülke temel endeksleri

arasındaki olası bütünleşmedeki etkileri araştırılmaktadır. Ülkelerin temel endeksleri yanında, sanayi, mali ve hizmetler endeksleri de Ocak 2000-Temmuz 2006 dönemi için analize dâhil edilerek bütünleşmenin ana sektör endeksleri temelinde farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Sektör endeksleri temelinde analizde ayrıca İtalya, Fransa ve İspanya da uygulamaya dâhil edilmiştir. Analiz sonuçları İMKB ile İngiltere, ABD, Almanya ve Hindistan temel endeksleri arasında bütünleşme olduğunu ortaya koymaktadır. İncelenen alt dönemlerde İMKB ile analize dâhil olan hiçbir ülkenin temel endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır. Bir başka sonuç ise, İtalya sanayi sektörü hariç İMKB ile hiçbir ülkenin sektör endeksleri arasında bütünleşme olmadığıdır.

Korkmaz ve Çevik (2008), Türk hisse senedi piyasasının Avrupa Birliği ülkeleri (Almanya, Avusturya, Belçika, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İngiltere, İrlanda, İspanya, İsveç, İtalya, Macaristan, Norveç, Polonya, Portekiz ve Yunanistan) ve Türkiye'nin dış ticaret hacminin yüksek olduğu ülkelerin (Almanya, ABD, Çin, Fransa, Hollanda, İngiltere, İspanya, Güney Kore, İtalya ve Rusya) hisse senedi piyasaları ile entegrasyonu Zivot-Andrews yapısal kırılma testi, Johansen ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri ile araştırmışlardır. Bu amaçla Ocak 1995 ile Aralık 2007 döneminde ülkelere ait aylık hisse senedi piyasası endeks kapanış değerleri kullanılmıştır. Johansen eşbütünleşme analizine göre Türkiye'nin Avrupa Birliği üyesi ülkelere Almanya, Danimarka, Fransa, Hollanda ve İsveç ile; Türkiye'nin dış ticaret hacminin yüksek olduğu ilk 10 ülkeden Almanya, Fransa ve Hollanda ile eşbütünleşik olduğu bulunmuştur. Gregory-Hansen eşbütünleşme testinde ise 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 ile eşbütünleşik olduğu görülmektedir. Ticaret hacmi açısından bakıldığında, elde edilen sonuçlar çerçevesinde ülkeler arasındaki ticari ilişkiler ile ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyon ilişkisinin doğru orantılı olduğu söylenebilmektedir. Zira Türkiye hisse senedi piyasası 10 ülkeden altı tanesi ile eşbütünleşik bulunmuştur. Ülkeler arasındaki ticari aktiviteler arttıkça ülkeler arasındaki finansal entegrasyonda buna bağlı olarak artabilmektedir. Elde edilen bulgular doğrultusunda Türkiye'deki uluslararası portföy yatırımcıları Türkiye'nin eşbütünleşme ilişkisine sahip olmadığı Avrupa Birliği üyesi ülkelere Belçika,

İngiltere, İrlanda, İspanya, Macaristan ve Portekiz; Türkiye'nin dış ticaret hacminin yüksek olduğu ilk 10 ülkeden ABD, İngiltere ve İspanya hisse senedi piyasalarını portföylerine dahil ederlerse daha iyi çeşitlendirme yapma imkanına sahip olabileceklerdir. Aksi takdirde Türkiye'nin eşbütünleşik olduğu hisse senedi piyasaları ile yapılan portföyün toplam riski azalmayacak ve getiri oranı arttırılamayabilecektir. Çünkü entegrasyon dahilindeki ülkeler birlikte hareket etme eğiliminde olacaktır.

Doğan ve Yalçın (2008) 2001-2007 dönemini kapsayan günlük verileri kullanarak yaptıkları bu çalışmada, İMKB ve dört ana sektörünün üç büyük yurt dışı borsası DOW, FTSE ve NIKKEI ile uzun dönem asimetrik denge ilişkilerini Enders ve Siklos (2001) asimetrik eşbütünleşme ve asimetrik hata düzeltme modeli çerçevesinde incelemişlerdir. Yurt dışında gerçekleşen olumlu ve olumsuz olayların Türkiye borsalarını nasıl etkilediğini araştırmayı amaçlayan bu çalışmada, sekiz borsanın 2001- 2007 dönemine ait günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre yurt dışındaki iyi ya da kötü haberler, uzun dönemde, İMKB endeksinde ve Teknoloji dışındaki tüm alt sektörlerinde simetrik olmayan bir etki yaratmaktadır. İMKB, DOW ve NIKKEI borsalarındaki pozitif gelişmelere daha duyarlıdır. Bununla birlikte, İMKB fiyatları FTSE'den gelen negatif haberlere daha duyarlı olup bu haberlerin etkisini pozitif haberlerin etkisine göre daha hızlı düzeltmektedir.

Kargın (2008), Türkiye'nin uluslararası çeşitlendirme fırsatları açısından konumunu ve Avrupa, Amerika ve Asya/Pasifik ülkeleri ile arasındaki finansal entegrasyon düzeyini araştırdığı çalışmada, üç coğrafyadan 9 Avrupa, 4 Amerika ve 8 Asya/Pasifik ülkesini temsilen toplam 21 hisse senedi piyasasını seçmiştir. Çalışmada kullanılan veriler 1997–2008 dönemini kapsamaktadır. Araştırma bulguları doğrultusunda, İMKB'nin Brezilya, Meksika ve Mısır borsalarıyla eşbütünleşik olduğu, analiz kapsamındaki diğer piyasalarla ise uzun dönemde birlikte hareket etmediği, dolayısıyla finansal entegrasyonun henüz sağlanmadığı görülmüştür.

Korkmaz ve Çevik (2009), çalışmalarında 2004-2009 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanarak, ABD'de zımnı volatilité endeksi olarak oluşturulan VIX'in gelişmekte olan 15 ülkenin (Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika, Peru, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Rusya, Türkiye, Endonezya, Güney Kore, Malezya, Tayvan ve Tayland) hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisini GJR-GARCH modeli ile araştırmışlardır. VIX, Chicago Opsiyon Borsası tarafından oluşturulan ve S&P 500 endeksinin volatilitesi hakkında öncül bir gösterge niteliğinde olan endekstir. Elde

edilen sonuçlar iki başlık altında incelenebilir. Bunlardan ilki, zımni volatilité endeksinde yapısal kırılmanın varlığını dikkate almadan elde edilen model sonuçlarıdır. Bu sonuçlara göre, Peru dışındaki tüm ülkelerin hisse senedi endekslerinin koşullu varyansında kaldıraç etkisinin varlığı belirlenmiştir. Bu etkiye bağılı olarak piyasaya gelen kötü haberlerin volatilitéyi daha fazla arttırdığı sonucuna varılmıştır. Ayrıca, VIX'in Brezilya, Şili, Peru, Çek Cumhuriyeti, Rusya, Türkiye, Güney Kore, Tayland, Tayvan ve Endonezya hisse senedi piyasalarını etkileyerek volatilitésini arttırdığı sonucuna varılmıştır. İkinci olarak ise zımni volatilité endeksindeki yapısal kırılmanın varlığı düzeltildikten sonra elde edilen model sonuçları ortaya konmuştur. Bu sonuçlara göre ise, Peru dışındaki tüm gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarında kaldıraç etkisinin varlığı belirlenmiştir. Bununla birlikte VIX'in Arjantin, Brezilya, Meksika, Şili, Peru, Macaristan, Polonya, Türkiye, Malezya, Tayland ve Endonezya hisse senedi piyasalarını etkilediğini ve bu ülkelerin hisse senedi piyasası volatilitésini arttırdığı belirlenmiştir.

Gözbaşı (2010) Aralık 1995-Aralık 2008 dönemi çalışmasında BIST'in Brezilya, Hindistan ve Mısır hisse senedi piyasalarıyla eşbütünleşik olduğunu, aynı yönde pozisyon aldığını ve bunlar arasında çeşitlendirmenin kısıtlandığını, BIST'in daha çok diğer gelişmekte olan piyasaların etkisinde bulunduğunu, ancak kısa dönemde BIST'in uluslararası çeşitlendirme yapılabilecek en uygun piyasalardan biri olduğunu bulmuştur. Ayrıca Gözbaşı (2010) uluslararası piyasalar ile daha bütünleşik bir piyasanın daha etkin bir piyasa olduğunu ifade ederek konunun piyasa etkinliği açısından önemini vurgular. Bağımsız olan, bütünleşik olmayan, etkileşimin olmadığı piyasalarda yatırımcılar çeşitlendirme olanaklarına sahip olduklarından risk minimizasyonu gerçekleştirilebildiklerini belirtir. Diğer taraftan, Gözbaşı (2010:104) zaman ilerledikçe piyasaların birbirleri ile daha çok uzun dönem ilişkisi sergilemek eğiliminde olduğunu, bu durumunsa uluslararası portföy çeşitlendirmesinin sağlayacağı olası yararları kısıtladığını belirtir. Gözbaşı (2010:104) daha çok diğer gelişmekte olan borsalardan BIST'e doğru (Brezilya ve Meksika'dan) nedensellik, BIST ile Hindistan borsası arasında çift taraflı nedensellik bulmuştur.

Vuran (2010), IMKB 100 endeksi ile dünyanın gelişmiş ve gelişmekte olan bazı ülkelerinin hisse senedi piyasa endeksleri (FTSE 100, Dax, CAC 40, S&P500, Nikkei 225, Bovespa, Merval, Meksika IPC) arasındaki uzun vadeli ilişkiyi Ocak 2006-Ocak 2009 dönemine ait günlük veriler kullanarak Johansen eşbütünleşme testi ile analiz

etmektedir. Sonuçlar iki bölümde incelenecek olursa; gelişmiş ülke borsaları ile ilişkiye bakıldığında; IMKB100 endeksinin İngiltere'nin FTSE 100 ve Almanya'nın DAX endeksi ile eşbütünleşik olduğu görülmektedir. Bunun sebepleri olarak her iki ülkenin de ülkemize doğrudan yabancı yatırım yapan ülkeler içerisinde üst sıralarda yer almaları ile Almanya ve İngiltere'nin ülkemizle Avrupa bölgesinde dış ticareti en fazla olan ülkelerden ikisi olmaları gösterilmiştir. Gelişmekte olan ülke borsaları ile ilişkiye bakıldığında ise IMKB 100 ile Brezilya'nın Bovespa, Arjantin'in Merval ve Meksika'nın IPC endeksleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı göze çarpmaktadır. Bunun sebebi olarak 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 sayılabilir. Kısa vadeli yabancı sermayenin çeşitli ülkelerin piyasalarında herhangi bir sınırlama olmadan serbestçe dolaşabilmesi ve bunun sonucunda getiri oranlarındaki farkların azalması, piyasalar arasındaki farkları belirli ölçüde kaldırmış ve piyasalar arasındaki bütünleşme güçlenmiştir. IMKB 100 dışında Fransa'nın CAC 40, Japonya'nın Nikkei 225 ve ABD'nin S&P 500 endeksleri arasında uzun vadeli ilişki göze çarpmaktadır. IMKB 100 endeksine yatırım yapan bir yatırımcı için CAC 40, Nikkei 225 veya S&P 500 endekslerinden birine yatırım yapılması arbitraj imkanını gündeme getirecektir. Ayrıca bahsedilen endeksler gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasası endeksleri olduğundan, çeşitlendirme yoluyla piyasa riski ve politik riskin mümkün olduğunca minimize edilmesi açısından portföy yöneticilerine iyi alternatifler olarak sunulabilir. Çalışmanın sonuçları IMKB 100 endeksine yatırım yapan yatırımcılar için S&P 500, Nikkei 225 ve CAC 40 endekslerden birinin portföy çeşitlendirmesi için uygun alternatif olduğu, gelişmekte olan ülkelerin borsalarına yatırım yapmak isteyen yatırımcılar için ise Bovespa, Merval ve IPC, gelişmiş ülkelerin borsalarına yatırım yapmak isteyenler için ise Dax ve FTSE 100'ün IMKB 100 endeksine alternatif endeksler olduğu sonucuna varılmıştır.

Boztosun ve Çelik (2011), Türkiye hisse senedi piyasası ile Avrupa Ülkeleri hisse senedi piyasaları (Avusturya, Belçika, Fransa, Almanya, Hollanda, Norveç, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere) arasında, Ocak 2002 ile Aralık 2009 dönemi için uzun dönemli bir ilişkinin varlığını araştırmışlardır. Ülkelere ait hisse senedi endeks değerleri arasındaki uzun dönemli ilişki, Johansen-Juselius eşbütünleşme testi ile

analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre; 2002-2009 döneminde Türkiye'nin Avrupa ülkeleri borsalarından Norveç, Hollanda, Belçika, Almanya ve İngiltere ile eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. Buna karşın Türkiye ile Fransa, Avusturya, İsviçre, İsveç ve İspanya arasında ise anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi mevcut değildir. İMKB ile arasında eşbütünleşme ilişkisi çıkmayan Fransa, Avusturya, İsviçre, İsveç ve İspanya borsalarından etkilenmediği, bütünleşmenin sağlanmadığı ve bu borsalar arasında uluslararası portföy çeşitlendirmesinin ve arbitraj imkanının var olduğu sonucuna varılmıştır.

Evlimoğlu ve Çondur (2012), çalışmalarında 2004-2010 yıllarına ait günlük verileri kullanarak, Türkiye hisse senedi piyasası ile Brezilya, Çin, Hindistan, Rusya, Japonya, Almanya ve ABD gibi bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı bağlantıları küresel kriz öncesi ve küresel kriz sonrası olmak üzere iki ayrı periyotta, korelasyon analizi ve sekiz değişkenli VAR modeli yardımıyla incelemiştir. VAR modelinden elde edilen sonuçlar, Etki-Tepki analizi ve varyans ayrıştırması yöntemleri kullanarak yorumlanmıştır. Çalışmada mortgage krizi sonrası dönemde, Türkiye hisse senedi piyasası ile diğer seçilmiş borsalar arasındaki bağlantıların arttığı gözlenmiştir. Etki-tepki fonksiyonlarından çıkan sonuca göre; kriz sonrası dönemde, kriz öncesi döneme göre, İMKB'nin diğer ülke borsalarında meydana gelen bir şoka verdiği tepkinin büyüklüğünün (Çin ve Hindistan hariç) oldukça yükseldiği görülmektedir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre ise; krizin başlamasından sonraki dönemde Türkiye hisse senedi piyasasındaki getiriler üzerinde, gelişmiş ülke borsalarının etkileri artarken gelişmekte olan ülke borsalarının etkileri azalmıştır. Türkiye'de kriz öncesinde öngörü hata varyansının %68.4'ü kendi getirilerindeki hareketlerden kaynaklanırken, bu oran kriz sonrasında %42.5'e düşmüştür. Bu durum kriz sonrasında Türkiye hisse senedi piyasası üzerinde dış piyasaların etkisinin arttığını göstermektedir. Bu sonuçla bağlantılı bir başka durum ise, krizin başlamasından sonraki dönemde, analizde yer alan diğer borsaların toplam olarak Türkiye borsası üzerindeki etkilerinin %32'den %58'e yükselmesidir. Bu iki durum, Türkiye borsasının krizin başlamasından sonraki dönemde diğer borsalardaki gelişmelere daha bağımlı hale geldiğinin bir göstergesidir. Kriz öncesine göre, kriz sonrasında Türkiye borsası ile diğer borsalar arasındaki (Çin borsası hariç) korelasyon da oldukça artmıştır. Türkiye ile Amerikan borsası arasındaki korelasyonun da kriz öncesinde düşük olmasına karşın, kriz sonrasında oldukça yükseldiği görülmektedir

3. ÇALIŞMANIN MODELLEME YAKLAŞIMI

Bu çalışmada, Türkiye hisse senedi piyasası ile ABD, İngiltere, Brezilya, Hindistan, Hong Kong, Japonya, Meksika ve Rusya gibi bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımı ile diğer dinamik ilişkiler Johansen eşbütünleşme testi, iki değişkenli EGARCH modeli ve Granger nedensellik analizi, varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları gibi VAR analizi yöntemleri aracılığıyla araştırılacaktır. Tüm bu incelemelerden önce, çalışmada kullanılacak zaman serilerinin durağanlığını test etmek amacıyla Genelleştirilmiş Dickey-Fuller testi kullanılacaktır. Çalışmanın bu aşamasında, çalışma boyunca kullanılacak yöntemlerle ilgili bilgi verilecektir.

3.1 Durağanlık Analizi

Zaman serisi verileri ile çalışılırken serilerin durağan olmaması kuvvetle muhtemeldir. Durağan olmayan verilerle oluşturulan modellerde ise sahte regresyon ile karşılaşma olasılığı yüksektir. Dolayısıyla tahmin sonuçlarının da sahte bir ilişkiyi yansıtmaması söz konusu olabilmektedir (MacKinnon, 1991). Özetle zaman serileri analizlerinde istatistiki açıdan güvenilir sonuçlar elde edebilmek için kullanılan serilerin durağan olması gerekmektedir. Burada kısaca durağanlık kavramı üzerinde durmak gerekmektedir. Durağanlık, zaman içinde serilerin belli bir değere yaklaşmasını, başka bir ifadeyle serilerin sabit bir ortalamaya, sabit bir varyansa ve gecikme seviyesine bağlı bir kovaryansa sahip olmasını ifade eden bir kavramdır. Durağan bir özellik gösteren veya birim kök içermeyen zaman serileri her gecikme dönemi için sabit bir ortalamaya, varyansa ve kovaryansa sahip serilerdir. Durağanlık koşulları olarak tanımlanan bu koşullar, bir zaman serisi Y_t için aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$E[Y_t] = \mu \quad (3.1)$$

$$Var[Y_t] = \sigma^2 \quad (3.2)$$

$$Cov[Y_t, Y_{t+n}] = Cov[Y_t, Y_{t-m}] \quad (3.3)$$

Bir zaman serisinde birim kökün varlığı, incelenen zaman serisinin bir önceki dönemdeki değerinin ve dolayısıyla o dönemde maruz kaldığı şokun, olduğu gibi sistem içinde kalması anlamına gelmektedir. Bu durumun bütün bir analiz dönemi boyunca devam etmesi söz konusu olduğu için, daha önceki dönemlerde ortaya çıkan şoklar da serinin değerini etkilemektedir. Serinin değeri de geçmişte yaşadığı şokların bir toplamı olacaktır. Bu şokların kalıcı nitelikte olması, serinin durağan olmadığını ve zaman içerisinde gösterdiği trendin stokastik olduğunu ifade eder.

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını anlamak için öncelikle serinin grafiğine bakılmaktadır. Grafik, incelenen zaman serisinin artan ya da azalan bir trend gösterip göstermediği konusunda bir ön fikir verebilir. Zaman serilerinin durağanlık araştırmasında ikinci olarak serinin otokorelasyon fonksiyonunun ifadesi olan korelogram tablosuna bakılır. Otokorelasyon katsayısı; gecikme k iken hesaplanan kovaryansın, varyansa bölümüdür. Gecikme k iken otokorelasyon katsayısı ρ_k ile gösterilir. Kovaryansı $\hat{\gamma}_k$ ile örneklem varyansını $\hat{\gamma}_0$ ile gösterirsek bu üç değer aşağıdaki gibi bulunur.

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{n} \quad (3.4)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (3.5)$$

$$\rho_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (3.6)$$

Her korelasyon katsayısı gibi bu katsayı da -1 ile +1 arasındadır. Eğer ρ_k 'nin k'ya göre grafiğini çizersek otokorelasyon fonksiyonunu elde ederiz. Bu çizim bize durağanlık hakkında bilgi sağlar. Çizilen bu fonksiyon k=0 iken 1'den başlar, serinin kendisi ile korelasyonu 1 çıkacaktır. İlk değerden sonra serinin ilerleyişi serinin durağanlığı hakkında fikir sahibi olmamızı sağlar. Eğer otokorelasyon katsayısı çok yüksek bir değerden başlayıp çok yavaş küçülüyorsa, bu serinin durağan olmadığını bir göstergesidir. Otokorelasyon fonksiyonlarından görsel olarak yararlanabildiği gibi hipotez testleri ile de sınama yapılabilir. Bu testlerden en önemlileri Box ve Pierce ile Ljung ve Box tarafından geliştirilen testlerdir. Bu testlerde otokorelasyon katsayılarının tümünün birden sıfıra eşitliği sıranır. Box-Pierce test istatistiği Q,

Ljung-Box test istatistiği LB olarak adlandırılır. Aşağıda hipotezler ve kullanılan test istatistikleri görülmektedir.

$$Q = n \sum_{k=1}^n \hat{\rho}_k^2 \quad (3.7)$$

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \quad (3.8)$$

n, örneklem büyüklüğü, m gecikme sayısı iken Q ve LB istatistiği ki-kare dağılımı dikkate alınarak test edilir.

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots \rho_k = 0 \text{ (otokorelasyon yok, seri durağan)}$$

$$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \rho_k \neq 0 \text{ (otokorelasyon var, seri durağan değil)}$$

Hipotezleri geçerli iken eğer hesaplanan Q ve LB değeri ki-kare çizelgesindeki eşik değerinden büyükse H_0 red edilir. Yani seri durağan değildir.

Durağanlık araştırmasında üçüncü olarak kullanılan yöntem birim kök testleridir. Birim kök içeren bir seri, tesadüfi yürüyüş özelliği gösteren bir zaman serisi olarak adlandırılır. Bu tür zaman serileri, geçici bir şoktan sonra tekrar uzun dönem ortalama seviyesine dönemezler ve tesadüfi bir seyir izlerler. Birim kök testlerini şu modeli ele alarak açıklayabiliriz.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Buradaki hata terimi beyaz gürültü hata terimidir. Bu denklemdeki Y_{t-1} 'in katsayısı ρ , 1'e eşit ise bu seri birim kök içeriyor denir. Bu durumda uygulanacak olan bu katsayının 1'e eşitliğini sınavan t testidir.

$$H_0 : \rho = 1 \text{ Seri durağan değildir, serinin birim kökü vardır.}$$

$$H_1 : \rho < 1 \text{ Seri durağandır, serinin birim kökü yoktur.}$$

Herhangi bir serinin "t" istatistiğinin hesaplanabilmesi için, serinin durağan olması gerekir. Dolayısıyla H_0 hipotezi altında standart "t" testi kullanılabilirliğini yitirir. Hesaplanan "t" değeri t dağılımına uymaz ve sapmalı olur. Böyle bir durumda yeni bir tabloya ihtiyaç duyulur.

Yukarıdaki denklemde Y_{t-1} 'in varlığından kaynaklanan etkinlik kaybından dolayı p aşağı doğru sapmalı olur. Bu durum standart hatayı büyültür ve durağanlık konusunda yanlış karar verilmesine neden olur.

Ekonometriciler bu sorunlarla baş edecek birim kök testlerini geliştirmişlerdir. Literatürde en çok kullanılan ve en eski birim kök testi Dickey-Fuller birim kök testi olmakla birlikte, daha sonra geliştirilmiş pek çok birim kök testi bulunmaktadır. Kendisinden önceki birim kök testlerindeki sorunları ya da bu testlerdeki eksiklikleri gidermek amacıyla ortaya çıkan bu birim kök testleri zaman serisinin sahip olduğu yapıya göre birbirlerine üstünlük gösterebilmektedirler. Phillips-Perron birim kök testi, KPSS, Ng-Perron birim kök testleri gibi daha yeni birim kök testleri, çalışmalarda sık sık kullanılsa da Dickey-Fuller birim kök testleri vazgeçilmezliğini sürdürmektedir. Bu çalışma kapsamında da hisse senedi piyasalarına ait zaman serilerindeki durağanlık, Genelleştirilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi'nden faydalanılarak araştırılmıştır.

Dickey ve Fuller (1979) makalelerinde, yukarıda belirtilen etkinlik kaybını ortadan kaldırabilmek adına, modelin her iki tarafından Y_{t-1} çıkarmışlardır. Yukarıda bahsedilen birim kök testinde yeni bir tabloya ihtiyaç duyulduğunu belirtmişlerdir. Bu tablo Dickey ve Fuller Tablosu'dur. Akademisyenlerin elde ettikleri regresyon denklemi aşağıda aşama aşama görülebilmektedir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$\Delta Y_t = \rho^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Elde edilen bu denklemden sonra sıfır ön savı katsayının bire değil, sıfıra eşitliği ile sınanır ve kullanılan test istatistiği τ olarak adlandırılır. Bu durumda kullanılan test hipotezi ve test hipotezi şu şekilde ifade edilebilir:

$H_0 : \rho^* = 0$ Seri durağan değildir, serinin birim kökü vardır.

$H_1 : \rho^* < 0$ Seri durağandır, serinin birim kökü yoktur.

$$\tau = \frac{\hat{\rho}^*}{S_{\hat{\rho}^*}} \quad (3.14)$$

Bu test istatistiğinin eşik değerleri adı geçen yazarlar tarafından tablolaştırılmıştır. Fakat bu makalede yer alan tablolar yeterli genişlikte değildir. MacKinnon (1991) makalesinde bu tabloları genişletmiştir. Bizim çalışmamızda MacKinnon tarafından hazırlanan tablodaki eşik değerler kullanılacaktır.

Dickey ve Fuller makalelerinde üç tip regresyon modeli kurmuş ve bunlar için de üç tip test istatistiği üretmiştir. Kurulan bu modeller sabitin yer aldığı, hem trendin hem sabitin yer aldığı ve ikisinin de yer almadığı modellerdir.

Aşağıda yer alan modeller için kullanılan test istatistikleri sırasıyla τ , τ_μ , τ_T 'dir. Her denklemin test istatistiği için tabloda kendi adıyla yer alan kritik değere bakılır.

$$\Delta Y_t = \rho^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

İlk modele sabitin ve trendin eklenmesi kritik tablo değerlerinin mutlak değerlerinin yükselmesine neden olacaktır, bu da reddedilmesi gereken sıfır hipotezinin red edilmesini güçleştirecektir. Elde edilen test istatistikleri $\tau < \tau_\mu < \tau_T$ olarak sıralanacaktır.

Hesaplanan test istatistiği değerinin negatif olması beklenir. Tablo değerleri negatif değerlerden oluşur. Hesaplanan test istatistiğinin, sayı doğrusunda tablo değerinin solunda yer alması ya da başka bir söylemle daha küçük olması durumunda sıfır hipotezi red edilir ve seri durağandır ya da birim kök içermiyor denir. Tersi durumda ise seri durağan değildir.

Dickey ve Fuller testinin güvenilir bir test olması için artık terimlerinin otokorelasyonsuz ve sabit varyanslı olması gerekir. Yani artık terimler beyaz gürültü özelliği göstermelidir. Aksi takdirde Dickey-Fuller testine güvenilmez. Değişen varyansı ortadan kaldırmak için ise, denklemin sağına gecikmeli bağımlı değişken değerleri konulur. Gecikmeli bağımlı değişkenlerle elde edilen yeni model Genişletilmiş Dickey Fuller olarak adlandırılır. Genişletilmiş Dickey-Fuller testindeki

hipotez ve test istatistiklerinin kurulması Dickey-Fuller (1979) makalesinden farklılık göstermemektedir. Eklenecek gecikmeli değer sayısı belirlenirken ise ardışık bağımlılığın ortadan kalkması önemlidir. Bu birim kök testinde kullanılan modeller aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta t + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Yukarıda yer alan modeller için kullanılan test istatistikleri de belirtildiği gibi Dickey-Fuller testi ile aynı şekilde τ , τ_μ , τ_T 'dir.

3.2 Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme basitçe iki veya daha fazla durağan olmayan zaman serisi arasında durağan bir ilişkinin elde edilmesi olarak ifade edilebilir. Durağan olmayan iki zaman serisi eşbütünleşik ise, bu seriler durağan olan doğrusal bir ilişki ile sınırlandırılmakta, böylece birlikte hareket etme eğilimi göstermekte ve bu ilişkiden sapmalar da geçici nitelikte olmaktadır (Engle ve Granger, 1987). Hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin ekonomik açıdan yorumunu yapacak olursak, aralarında eşbütünleşme ilişkisi bulunan hisse senedi piyasaları arasında uzun vadede uluslararası portföy çeşitlendirmesi imkanı olmayacaktır. Diğer taraftan, iki zaman serisi eşbütünleşik değil ise, uzun vadede büyük olasılıkla birbirlerinden ayrı hareket edecekleri ve aralarındaki stokastik (olasılıksal) fark da kalıcı olacağı için, diğer piyasalar ile eşbütünleşik olmayan hisse senedi piyasaları yatırımcılara uzun vadede uluslararası çeşitlendirme yoluyla risklerini minimize etme imkânı sunabilecektir (Gözbaşı, 2010: 105).

Durağan olmayan zaman serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını ortaya koyan ilk çalışma Engle-Granger (1987) tarafından yapılmıştır. Engle-Granger (1987) tek denklem yaklaşımını kullanarak iki veya daha fazla değişken arasında bir denge ilişkisi olabileceğini göstermişlerdir. Engle-Granger yaklaşımı popüler bir yaklaşım olmasına rağmen, değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisinin

olduğu durumlarda da sadece bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucunu vermektedir. Bu nedenle Johansen (1988, 1995) çok denklem yaklaşımını geliştirerek, değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisinin olabileceğini ortaya koymuştur.

Engle ve Granger (1987), yapmış oldukları çalışmalarında iki veya ikiden daha fazla durağan olmayan serinin doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceğini belirtmişlerdir. Eğer durağan olmayan zaman serileri arasında durağan doğrusal bir kombinasyon mevcut ise seriler eşbütünleşik olarak adlandırılır. Elde edilen durağan doğrusal kombinasyon eşbütünleşik denklem olarak belirtilir ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi açıklamakta kullanılabilir. Engle-Granger (1987) eşbütünleşme analizi için ilk önce eşbütünleşik olduğu düşünülen seriler EKK yöntemi ile tahmin edilir. Bu regresyon sonucunda elde edilen hata terimlerinde birim kök varlığı birim kök testleri ile araştırılır. Denklemlerden elde edilen hata terimleri durağan veya $I(0)$ ise bu takdirde değişkenlerin eşbütünleşik ve uzun dönemli bir ilişki içinde olduğu hipotezi reddedilememektedir. (Çetintaş, 2004: 26). Engle-Granger (1987) yöntemi hesaplanması ve uygulanması pratik bir yöntemdir. Ancak birtakım eksikliklere ya da güçlüklerle sahiptir. Sistemde yer alan her bir değişkene ilişkin farklı denklemler tahmin edildiğinde, örneğin iki değişkenin yer aldığı bir sistemde, değişkenin birine ilişkin eşitlikte kointegrasyon ilişkisine rastlanırken, diğer değişkene ilişkin eşitlikte böyle bir ilişki gözlenmeyebilir. Bu durum değişkenler arasındaki ilişkide bir belirsizlik yaratabilir. Sistemde ikiden fazla sayıda değişken olması durumunda bu sözü edilen güçlük yine karşımıza çıkmaktadır. Bu yöntem, çoklu kointegre vektörleri ayrıştırma konusunda bir prosedüre sahip değildir. Sözü edilen güçlükler nedeniyle Johansen (1988) eşbütünleşme testi geliştirilmiştir.

Maksimum olabirlilik tahmin yöntemini kullanarak eşbütünleşik vektörlerin varlığını test eden Johansen yaklaşımı, durağan olmayan değişkenlerle oluşturulan VAR (Vector Autoregression) modeline dayanmaktadır. Değişkenlerin seviyelerine ilişkin parametre matrisi, modelin uzun dönem özellikleri hususunda bilgileri kapsamaktadır (Halaç ve Kuştepeli, 2003: 91-92). Bu yöntemde temel alınan, matris rankı ile karakteristik kökler arasındaki ilişkidir. Aslında Johansen yöntemi Engle ve Granger yönteminin çok denklemlilik olarak geliştirilmesinden ibarettir (Kutlar, 2005: 368).

p. dereceden VAR modeli aşağıdaki gibi gösterebilir:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Burada y_t durağan olmayan değişkenler vektörü, x_t deterministik değişkenler vektörü ve ε_t hata terimlerini göstermektedir. VAR modeli matris gösteriminde aşağıdaki gibi tekrar yazılabilir:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

burada $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - 1$ ve $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$ şeklinde tanımlanmaktadır.

Denklem 3.22’de, Π matrisinin rankı sıfır olduğunda, y_t kapsamındaki hiçbir seri, diğer seri ya da serilerin doğrusal bir bileşimi olarak gösterilemez. Diğer taraftan, Π matrisinin rankı bir ise, y_t kapsamındaki serilerin, doğrusal ve bağımsız bir bileşimi ortaya çıkar ki, bu da seriler arasında tek bir uzun dönem ilişkisinin (eşbütünleşmenin) mevcut olduğunu ifade eder. Eğer, Π ’nin rankı birden büyük ise, seriler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi var demektir. y_t ’yi oluşturan seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri, iki test istatistiği yardımıyla değerlendirilebilir. Bunlardan biri İz Testi, diğeri Maksimum Özdeğer Testidir. İz Testi, Π matrisinin rankını inceler ve matris rankının r ’ye eşit ya da r ’den küçük olduğunu ifade eden sıfır hipotezini test eder. Burada r , eşbütünleşme vektör sayısını göstermektedir. Maksimum özdeğer test istatistiği ise, eşbütünleşme vektörün r olduğunu ifade eden sıfır hipotezini, $r+1$ olduğunu ifade eden alternatifine karşı test eder (Halaç ve Kuştepel, 2003: 92).

Eşbütünleşme analizi yapılmadan önce, incelemeye konu olan zaman serilerinin durağanlığını araştırmak amacıyla gerekli ön testler sağlandıktan sonra, analizde kullanılacak gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi için Hall (1991) tarafından önerilmiş bir yöntem olan VAR analizi yardımıyla optimum gecikme uzunluğu hesaplama aşamasına geçilir. Literatürde gecikme uzunluğunu belirlemede çok sayıda kriter kullanılmaktadır. Bunlar arasında, Akaike bilgi kriteri, Schwarz bilgi, Hannan-Quinn bilgi kriteri ve Son Tahmin Hatası kriteri en sık kullanılanlar arasında yer almaktadır (Johansen, 1995; Enders, 1995, 301). Akaike bilgi kriteri; Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre genellikle daha uzun bir gecikme uzunluğu önermektedir. Bu çalışmada yapılan tüm gecikme uzunluğu hesaplamalarında Akaike bilgi kriteri (1974) baz alınmıştır.

3.3 Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (ARCH) Modeli

Finansal zaman serilerine bakıldığında büyük fiyat değişimlerini büyük fiyat değişimlerinin, küçük fiyat değişimlerini ise küçük fiyat değişimlerinin takip ettiği görülmektedir. Bu hareket, hata teriminin değişen varyansa sahip olduğunun ve oynaklık kümelenmesinin varlığının bir göstergesi olarak kabul edilmektedir. Bu durumda sabit varyans varsayımı altında kurulan modellerin finansal zaman serilerinin modellenmesi için kullanılması uygun olmamaktadır. ARCH grubu süreçler ise finansal zaman serilerindeki bu özellikleri yakalayabilmesi ve veriye uygunluğu açısından doğru oynaklık öngörü modelinin elde edilmesini sağlayan yöntemlerden biridir.

Engle (1982), literatürdeki yaygın varsayımın aksine zaman serisi modellerindeki hata terimlerinin varyansının sabit olmadığını bazı makroekonomik verileri analiz ederek kanıtlayan ilk isim olmuştur. Engle, enflasyon modellerinde büyük ve küçük tahmin hatalarının kümeler halinde ortaya çıktığını ve bunun sonucu olarak da tahmin hatalarının varyansının önceki dönem hata terimlerinin büyüklüğüne bağlı olduğunu tespit etmiştir. Engle, zaman serisi verilerinde karşılaşılan ve özellikle öngörülerde kendisini gösteren otokorelasyonun ARCH olarak isimlendirilen bir teknikle modellenmesi gerektiğine işaret etmiştir. ARCH modeli geleneksel zaman serisi modellerindeki sabit varyans varsayımını terk ederek, hata terimi varyansının önceki dönem hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine imkan tanımaktadır. Engle (1982)'a göre ARCH kelimesi "AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity" yani "Otoregresif Koşullu Değişen Varyans" olarak ifade edilmektedir. Otoregresif kelimesi volatilitenin daha önceki dönemlerdeki volatiliteler cinsinden ifade edildiğini temsil ederken, koşullu değişen varyans ise varyansın zaman içerisinde değişmesi anlamına gelmektedir.

Engle (1982)'in çalışmasında, birinci dereceden otoregresif model

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

şeklinde verilmektedir. Bu modelde y_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfır iken, koşullu ortalaması, γy_{t-1} 'e eşit olur. Gerekli işlemler yapıldığında y_t 'nin koşullu varyansı

σ^2 , koşulsuz varyansı ise $\frac{\sigma^2}{1-\gamma^2}$ olarak bulunmaktadır (Engel, 1982: 987). Burada

dikkat edilmesi gereken husus, γ 'nin alabileceği değerler 0 ile 1 arasında olabileceğinden dolayı, koşullu öngörü varyansının koşulsuz öngörü varyansından daha küçük olduğudur. Bu nedenle, Engle'in önerdiği yaklaşımda kullanılan koşullu öngörüler, serilerin bugünkü ve geçmiş gerçekleşen gözlemlerini hesaba dahil etmeleri ve daha küçük öngörü hatası varyansına sahip olmaları nedeniyle tercih edilir. Normallik varsayımı ile Engle tarafından önerilen ARCH regresyon modeli

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(x_t b, h_t) \quad (3.24)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.25)$$

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

şeklindedir. Burada 3.24 numaralı denklem ortalama modeli, 3.25 numaralı denklem ise varyans modeli olarak adlandırılır, h_t ARCH modelinde kullanılan koşullu varyansı; p ARCH sürecinin derecesini; α ise bilinmeyen parametrelerin vektörünü gösterir (Engle, 1982: 987). ARCH sürecinde yer alan parametrelere ilişkin bazı kısıtlar konulmuştur. Koşullu varyans (h_t , ε_t 'nin gerçekleşen bütün değerleri için pozitif olmak zorundadır. Böylece; $\alpha_0 > 0$ ve $i = 1, 2, \dots, p$ olmak üzere $\alpha_i > 0$ kısıtları söz konusudur. Denklem 3.25' teki ARCH sürecinde $\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \varepsilon_{t-p}^2$ değerleri negatif olamayacağından, bütün ε_t değerleri için koşullu varyans denklemi de negatif değer alamayacaktır. ARCH süreci ile ilgili ikinci bir kısıt ise, α parametrelerinin sabit terim hariç her birinin veya toplamalarının 1'den küçük, $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ olması gerekliliğidir.

Bu kısıt sürecin kararlılığının sağlanması için gereklidir. Aksi halde α parametrelerinin toplamalarının 1'den büyük olması durumunda süreç sonsuz bir varyansa sahip olacaktır (Engle, 1982:993).

ARCH modeli varlık getirilerinde görülen birtakım ampirik bulguları yakalamasına ve bu çerçevede volatilitenin modellenmesi için parametrik bir yapı önermesine karşın, birtakım zayıflıklara sahiptir. bu zayıflıklar şunlardır (Tsay, 2005: 106):

a) Önceki döneme ait şoklar modelde kareleri alınmak suretiyle yer aldığından, pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerinde aynı etkiye yol açtığı varsayılmaktadır. Bununla birlikte, gerçek hayatta finansal varlık fiyatlarının negatif ve pozitif şoklara asimetrik karşılık verdikleri bilinmektedir.

b) ARCH modelindeki katsayılar çok katı kısıtlara tabi tutulmaktadır.

c) ARCH modeli finansal zaman serilerindeki değişimlerin kaynağının anlaşılmasına herhangi bir yeni katkı yapmamaktadır. Model, sadece koşullu varyansın nasıl davrandığının belirlenmesi için mekanik bir yol önermekte, böylesi bir davranışın nedeni hakkında fikir vermemektedir.

d) ARCH modelleri, finansal getirilere gelen büyük şoklara çok yavaş tepki verdiğinden, finansal zaman serilerinin volatilitesi olduğunu daha büyük öngörebilmektedir.

3.4 Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

ARCH modeli tahmin edilirken koşullu varyans denkleminde doğrusal gecikme yapısındaki bellek uzunluğunun keyfî olması ve nisbi olarak uzun gecikmeler seçilmesi nedeniyle koşullu varyans denklemindeki parametrelere konulan toplam olarak negatif olamama kısıtı ihlal edilmektedir. Bu kısıtların sağlanmaması ve negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, ARCH modelleri genişletilerek hem daha fazla geçmiş bilgilere dayanan hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahip olan genelleştirilmiş ARCH (kısaca GARCH) modeli geliştirilmiştir (Bollerslev, 1986: 308).

Tim Bollerslev'in (1986) tanıtmış olduğu GARCH modellerinde t dönemindeki koşullu varyans (h_t) yalnız hata terimlerinin geçmiş değerlerinin karesine bağlı değil, aynı zamanda geçmişteki koşullu varyanslara da bağlıdır. Yani hata terimlerinin varyansı hem kendi geçmiş değerlerinden hem de koşullu varyans değerlerinden etkilenir. Hata karelerinin gecikme uzunluğu q ve otoregresif kısmının gecikme uzunluğu da p ile ifade edildiğinde genel bir GARCH(p,q) süreci,

$$y_t | \psi_{t-i} \sim N(0, h_t) \quad (3.27)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3.28)$$

$$\varepsilon_t = y_t - b x_t \quad (3.29)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. GARCH(p,q) modeli aşağıdaki koşulları sağlamalıdır.

$$\alpha_0 > 0; \quad \alpha_i \geq 0; \quad \beta_j \geq 0 \quad (3.30)$$

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (3.31)$$

Uygulamada volatilitenin tahmini için en çok kullanılan model GARCH(1,1) modelidir. Bu model ekonometrik ve finansal zaman serilerinin karakteristiklerini (volatilitelerini) açıklamak için yeterli görülmektedir (Hansen ve Lunde, 2005). Engle (2004), GARCH(1,1) modelini, çoğu gelişmiş ve gelişmekte olan piyasa endeksi ile birçok hisse senedi getiri endeksinin volatilité dinamiklerini belirlemeye çalışan finansal araştırmalar açısından çok çalışan bir işçi, makina olarak tanımlamıştır. Genel olarak finans literatüründe, finansal zaman serilerinin yaygın özelliklerini tahmin etmek ve hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılma etkisini ölçmek için GARCH(1,1) modelinin yeterli ve iyi bir başlangıç noktası olduğu ifade edilmektedir.

Modelde GARCH etkisinin varlığı, tahmin işlemine başlanmadan önce araştırılmalıdır. Zaman serilerinde ARCH etkilerinin bulunup bulunmadığını araştırmak üzere Engle (1982) tarafından geliştirilen LM testi, GARCH modelinde bir takım küçük değişikliklerle biraz karmaşık hal almakla birlikte GARCH (p,q) modelinin test edilmesinde de kullanılır (Bollerslev, 1986: 317). GARCH etkisi olup olmadığına, (p+q) serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahip LM test istatistiği kullanılarak karar verilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006: 253).

3.5 EGARCH Modeli

Standart GARCH modelleri, pozitif ve negatif hata terimlerinin (şokların) volatilité üzerinde simetrik etki yaptığını, yani olumlu ve olumsuz haberlerin volatilité üzerinde aynı etkiye sahip olduğunu varsaymaktadır. 3.28 numaralı denklemde gösterilen koşullu varyans değeri, hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin büyüklüğünün bir fonksiyonu durumundadır. Koşullu varyans hesaplanırken hata terimlerinin kareleri alındığı için hata terimlerinin negatif ya da pozitif olmasının önemi kaybolmaktadır (Brooks, 2008). Bundan dolayı GARCH modeli, finansal zaman serilerinde sıkça gözlemlenen asimetrik etkiyi modellemek için uygun olmamaktadır. Literatürde fiyat hareketleri ile volatilité arasında negatif bir korelasyon olduğu bilinmektedir. Kaldıraç etkisi olarak tanımlanan bu ilişkiye göre, negatif bir şok (olumsuz bir haber), volatilitéyi pozitif bir şoka (olumlu haber) göre daha fazla arttırmaktadır. Üssel

Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) modeli işte bu asimetrik etkinin anlamlılığının araştırılmasına imkân tanıdığı için tercih edilmiştir. Nelson tarafından geliştirilen EGARCH modeli, standart ARCH/GARCH modellerindeki koşullu varyansa yüklenen simetri sorununun üstesinden gelmede önemli bir modeldir (Çiçek, 2011). EGARCH modeline göre koşullu varyans denklemi aşağıdaki gibi yazılabilir (Brooks, 2008).

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad (3.32)$$

EGARCH modelinin standart GARCH yöntemine göre iki önemli üstünlüğü vardır. Bunların ilki, koşullu varyansın logaritması $\ln(\sigma_t^2)$ modellendiği için, parametreler negatif olsa bile, koşullu varyansın σ_t^2 daima pozitif değer almasıdır. Bundan dolayı, modeldeki parametrelerin negatif olmama koşulunu sağlamak için yapay kısıtlamalar belirlemeye gerek kalmamaktadır. Volatilité ve getiri arasındaki ilişki negatif olduğundan dolayı gamma (γ) negatif olacak ve böylece EGARCH koşullu varyans denkleminde asimetrinin varlığı modele dâhil edilmiş olacaktır. Bu da EGARCH modelinin ikinci üstünlüğüdür. Negatif bir γ , bir piyasadaki negatif bir şokun o piyasadaki oynaklığı eşit büyüklükteki pozitif bir şoktan daha fazla arttıracığı anlamına gelir. Ekonomik olarak bunun anlamı, beklenmedik kötü haberlerin (negatif şoklar), cari koşullu oynaklık üzerinde iyi haberlerden (pozitif şoklar) daha büyük etki yapacağıdır, γ 'nin pozitif değerleri için ise, bunların tam tersi geçerli olacaktır.

Yukarıdaki denklemde volatilitenin devamlılığı β ile ölçülmektedir, β değerinin 1'e yakın ve istatistiki olarak anlamlı olması durumunda, koşulsuz varyans sonludur ve oynaklığa gelen şoklar yüksek derecede kalıcı etkiler bırakmaktadır.

Asimetrik ARCH tipi modeller arasında yalnızca EGARCH modeli yoktur. Glosten, Jagannathan ve Runkle'ın (1993) GJR-GARCH ve Zakoian'ın (1994) TGARCH (Threshold GARCH) modelleri de asimetrik etkiyi araştırmak için kullanılabilir. Ancak, GJR-GARCH modeli, EGARCH modelinin aksine, koşullu varyansın negatif olmamasını sağlamak için parametre kısıtlamalarına gerek gösterir. Bu çalışmada çeşitli denemeler yapıldıktan sonra, daha yüksek istatistiksel anlamlılık düzeyleri vermesi nedeniyle, EGARCH modeli tercih edilmiştir.

3.6 VAR Analizi

Eşanlı denklem sistemleri ile ilgili bir takım sıkıntılar bu denklemlerin eleştirilmesine neden olmuştur. Hem değişkenler arasında içsel-dışsal ayrımının yapılmasında karşılaşılan zorluklar veya belirsizlik, hem de ileriye yönelik tahminlerde başarının düşük olması, bu modellerin kullanımında soru işaretleri oluşturmaktaydı. Yapısal eşanlı denklem modelleri de denilen bu modellere en büyük eleştiri Lucas (1976) tarafından getirilmiştir. Lucas'a göre yapısal denklem sistemindeki karar kuralları (decision rules), doğru olsalar dahi ekonomi politikaları değiştikçe aynı kalmayacaktır. Bu durumda bu modellerin arkasında yatan temel paradigma çökmektedir. Başka bir ifadeyle iktisadi değişkenler arasındaki ilişki iktisadi politikaların değişmesiyle birlikte değişmektedir. Bu durumda bir regresyon modelinden elde edilen parametreler öngörü için çok fazla anlam ifade etmeyeceklerdir. Eşanlı denklem sistemlerinin içerdiği bu karmaşık tablonun çözümüne yönelik olarak geliştirilen Vektör Otoregresif Modeller (VAR) ile söz konusu sorun ortadan kaldırılmaktadır (Özcan ve Arı, 2011).

VAR analizinde içsel değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler tahmin edilmektedir. Dolayısıyla, bu yaklaşımda hangi değişkenin içsel değişken hangi değişkenin dışsal değişken olacağı zorunluluğunun olmaması ve analizin yapılmasında sıkı ekonomik kurama bağlı kalınmaması uygulayıcılara büyük bir kolaylık sağlamaktadır (Charezman ve Deadman, 1993: 181-182). VAR modeli, seçilen bütün ekonomik büyüklükleri bir bütün olarak ele almaktadır. Daha açık bir ifadeyle, söz konusu model yardımıyla yapılan ekonometrik çalışmalarda değişkenler ya da büyüklükler eşanlı olarak incelenmektedir. Burada, teorik modellerde olduğu gibi, kesin bir biçimde içsel ve dışsal değişken ayrımına gidilmemektedir. İktisadî teorinin öne sürdüğü kısıtlamaların, varsayımların, model tanımını bozmasına izin verilmemektedir. Benzer şekilde, değişkenler arası ilişkiler hakkında bir ön kısıt konulmamaktadır. Dolayısıyla da, ekonomistlerin model kurma aşamasında yapmak zorunda oldukları ön varsayımların olumsuz etkileri büyük ölçüde ortadan kalkmaktadır. İktisat teorisinin öne sürdüğü çeşitli hipotezlerin istatistik ve ekonometri sınamaları, daha sonra sayısal iktisadî veriler kullanılarak yapılmaktadır (Özgen ve Güloğlu, 2004).

VAR modelleri, yapısal modele herhangi bir kısıtlama getirmeksizin dinamik ilişkileri verebildiği için zaman serileri açısından sıklıkla tercih edilmektedir (Keating, 1990: 453-454). Model, herhangi bir iktisat teorisinden yola çıkarak, değişkenlerin içsel-dışsal ayrımını gerektirmediği için, bu yönüyle eşanlı denklem sistemlerinden

ayrılmaktadır. Ayrıca VAR modellerinde bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer alması, geleceğe yönelik güçlü tahminlerin yapılmasını da mümkün kılmaktadır (Kumar ve diğ, 1995: 365).

İki değişkenli VAR modeli, standart şekilde şöyle ifade edilebilir:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^{\rho} b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{\rho} b_{2i} x_{t-i} + v_{1t} \quad (3.33)$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^{\rho} d_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{\rho} d_{2i} x_{t-i} + v_{2t} \quad (3.34)$$

Yukarıdaki modelde ρ gecikmelerin uzunluğunu, v ortalaması sıfır, kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır ve varyansları sabit, normal dağılıma sahip, rassal hata terimlerini göstermektedir. VAR modelinde hataların kendi gecikmeli değerleriyle ilişkisiz olması varsayımı, modele herhangi bir kısıt getirmez. Çünkü değişkenlerin gecikme uzunluğunun artırılmasıyla otokorelasyon sorununun üstesinden gelinir.

Hatalar zamanın belli bir noktasında birbiriyle ilişkiyise, yani aralarındaki korelasyon sıfırdan farklı ise, hatalardan birindeki değişim, zamanın belli bir noktasında diğerini etkileyecektir. Ayrıca hata terimleri modelin sağındaki tüm değişkenlerle ilişkisizdir. Modelin sağ tarafında, sadece içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri yer aldığı için, eşanlılık problemiyle karşılaşmaz. Bu durumda, modeldeki her bir denklem klasik en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilebilir. VAR modelinde optimal gecikme uzunlukları, Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn vb. kriterlerle saptanabilir.

VAR modelleri, kısıtlanmış ve kısıtlanmamış VAR modelleri olarak iki türlü uygulanabilir ve VAR analizinden üç yolla sonuç alınabilir. “Granger nedenselliğini gösteren F testleri”, “değişkenler arasındaki etkileşimi gösteren varyans ayrıştırması” ve “etki-tepki fonksiyonları”, VAR’da sonuç almada kullanılan yollardır (Özgen ve Güloğlu, 2004: 6).

3.6.1 Granger nedensellik analizi

Eşbütünleşme sonuçları değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını bildirmekle birlikte, bu ilişkinin yönü hakkında herhangi bir açıklama yapmamaktadır. Değişkenler arasındaki ilişkinin yönü Granger nedensellik testi yardımıyla belirlenecektir (Granger, 1969: 424-438). Granger nedensellik testi, analize konu olan serilerinin durağan olduğu varsayımına dayanır. Yani bu testin geçerli olabilmesi için

serilerin eşbütünleşik olmamaları gerekmektedir. Eğer seriler eşbütünleşik olursa, standart Granger nedensellik testi geçerli olmayacaktır. Bu durumda, standart Granger nedensellik testi yerine Hata Düzeltme Geliştirilmiş Granger nedensellik testi yapılacaktır.

Granger tarafından geliştirilen nedensellik kavramında ana tema bir nedenin etkiden sonra gelemeyeceğidir. Buna göre, eğer x değişkeni z değişkenini etkiliyorsa, x değişkeni aynı zamanda z değişkenine ilişkin öngörülerin geliştirilebilmesine yardımcı olmaktadır (Lutkepohl, 1993).

Granger nedensellik testi herhangi bir VAR modelinde yer alan değişkenler hakkında öngörü yapılabilmesini sağlayan bilginin söz konusu değişkenlere ait zaman serilerinin içinde mevcut olduğunu varsaymaktadır. Genel anlamda, gelecek geçmiş öngöremeyeceğine göre, bir x değişkeni y değişkeninin Granger nedeni ise x'deki değişiklikler y'deki değişikliklerin öncüsüdür. Sonuç olarak, y'nin bağımlı değişken, diğer değişkenler ile y'nin kendi geçmiş değerlerinin bağımsız değişken olduğu bir model tahmininde, eğer x'in geçmiş değerleri de modele dahil ediliyor ve bu değerler y'ye ait öngörülerini istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkiliyorsa, x'in y'nin Granger nedeni olduğunu belirtebiliriz. Aynı kural, y'nin x'in Granger nedeni olduğu durumda da geçerlidir (Gujarati, 1995).

Yukarıda sunulan model için Granger nedensellik testi sınaması şu şekilde gerçekleştirilir:

Aşağıdaki H_1 hipotezinin kabulü halinde x, y'nin nedeni değildir

$$H_1 : b_{21} = b_{22} = \dots b_{2p} = 0$$

H_2 hipotezinin kabulü halinde y, x'in nedeni değildir.

$$H_2 : d_{11} = d_{12} = \dots d_{1p} = 0$$

Eğer H_1 ve H_2 hipotezlerinin her ikisi de reddedilirse, x ve y arasında iki taraflı nedensellik olduğu anlaşılır. Bu durumda geri besleme etkisinden bahsedilebilir.

Yukarıdaki hipotez testleri, Wald testiyle sınanabilir:

$$F = \frac{(HKTS - HKT) / r}{HKT / (n - k)} \quad (3.35)$$

Burada HKTS kısıtlanmış modelin hata kareler toplamını, HKT kısıtlanmamış modelin hata kareler toplamını, r kısıt sayısını, n gözlem sayısını ve k modeldeki parametre sayısını göstermektedir. Eğer hesaplanan F değeri, F tablo değerinden büyükse, H_1 ve H_2 hipotezi reddedilir.

3.6.2 Etki-tepki fonksiyonları

Etki-tepki fonksiyonları, rassal hata terimlerinden birindeki bir standart sapmalılık şokun, içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini yansıtır. VAR analizinde, incelenen değişkenler arasındaki dinamik etkileşimi belirlemede, simetrik ilişkileri tespit etmede, etki-tepki fonksiyonlarının büyük payı vardır. Bir makroekonomik büyüklüğün üzerinde en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayrıştırması ile etkili bulunan bu değişkenin politika aracı olarak kullanılabilir olup olmadığı ise, etki-tepki fonksiyonları ile belirlenir.

VAR modellerinde, i . değişkene yönelik bir şok sadece doğrudan i . değişkeni etkilememekte, aynı zamanda VAR'ın dinamik (gecikmeli) yapısı ile diğer tüm endojen değişkenlere de aktarılmaktadır. Böylelikle gelecekte meydana gelebilecek şok politikalar sonucunda diğer değişkenlerin nasıl tepki verecekleri kestirilecektir. Brooks'un (2008) ifadesiyle, etki-tepki VAR modelde yer alan bağımlı değişkenlerin, değişkenlerin her birine yönelik şoklar neticesinde oluşan tepkilerini takip etmektedir. Aynı ayrı her bir denklemdeki her bir değişken için hata terimine bir birimlik şok uygulanmakta ve VAR sistemi üzerindeki etkileri zaman boyunca belirlenmektedir. Böylece sistemde eğer g sayıda değişken söz konusu ise, toplam g^2 kadar etki-tepki meydana gelmektedir (Özcan ve Arı, 2011: 136).

Standard VAR modelinden etki-tepki katsayılarını elde etmede en çok kullanılan yöntemlerden birisi, hataların Cholesky ayrıştırması kullanılarak dikeyleştirilmesi (orthogonalize edilir) ve elde edilen varyans-kovaryans matrisinin diagonal hale getirilmesidir. Bu yüzden değişkenlerin sırasının değiştirilmesi, etki tepki fonksiyonlarında çok büyük değişikliklere yol açabileceğinden, bu noktaya dikkat edilmelidir.

Ayrıca etki-tepkiler, VAR modelinin katsayılarının doğrusal olmayan bir fonksiyonu olmalarından dolayı, bunların gerçek değerleri hesaplanamaz. Ancak etki-tepki fonksiyonlarının gerçek değerleri belirli bir olasılıkla güven aralıklarının içinde yer alırlar. Bundan dolayı etki-tepki fonksiyonlarının katsayılarının güven aralıklarının

hesaplanmasında kullanılan analitik yöntemler, son zamanlarda eleştiri konusu olmuştur (Kilian ve Chang, 2000). Bu konuda Monte Carlo ve bootstrap yöntemleri sıkça kullanılmaya başlanmıştır.

Bu çalışmada etki-tepki fonksiyonlarının standart hatalarının hesaplanmasında Monte Carlo tekniği kullanılmaktadır. Bu tekniğe göre, Hamilton (1994) tarafından hesaplanan VAR katsayılarının asimptotik dağılımından, rassal bir örneklem seçilir. Simülasyonla elde edilmiş bu katsayılardan yararlanarak, etki-tepki katsayıları elde edilir. Bu süreç, belirli bir sayıda tekrarlanarak, etki-tepki katsayılarının örneklem dağılımı bulunur. Bu dağılımdan faydalanarak standart sapmalar elde edilir. Bu şekilde elde edilen standart sapmalar, etki-tepki fonksiyonlarının standart hatalarını verecektir.

3.6.3 Varyans ayrıştırması

Etki-tepki analizi VAR modeli içindeki herhangi bir değişkene uygulanan şokun belirli bir zaman süresince diğer değişkenler üzerindeki etkilerini ölçerken, varyans ayrıştırması belirli bir dönem boyunca değişkenlerdeki değişimlerin diğer değişkenler üzerindeki etkisini yüzde olarak vermektedir. Varyans ayrıştırması, modeldeki değişkenlere uygulanan şokların göreceli önemi hakkında bilgi vermektedir. Varyans ayrıştırması, içsel değişkenlerden birisindeki değişimi, tüm içsel değişkenleri etkileyen ayrı ayrı şoklar olarak ayırır. Bu anlamda varyans ayrıştırması, sistemin dinamik yapısı hakkında bilgi verir. Varyans ayrıştırmasının amacı, her bir rassal şokun, gelecek dönemler için öngörünün hata varyansına olan etkisini ortaya çıkarmaktır.

VAR modelinin hareketli ortalamalar bölümünden elde edilen varyans ayrıştırması değişkenlerin kendilerinde ve diğer değişkenlerde meydana gelen şokların kaynaklarını yüzde olarak ifade eder. Kullanılan değişkenlerde meydana gelecek bir değişimin yüzde kaçının kendisinden, yüzde kaçının diğer değişkenlerden kaynaklandığını gösterir. Bir değişkende meydana gelen değişimlerin büyük bölümü kendisindeki şoklardan kaynaklanıyorsa, bu değişkenin dışsal olarak hareket ettiğini gösterir. Varyans ayrıştırması değişkenlere arasındaki nedensellik ilişkilerinin derecesi konusunda da bilgi verir (Enders, 1995:311).

Öngörünün hata varyansı, h uzunluktaki bir dönem için, her bir değişkenin hata varyansına katkısı olarak ifade edilebilir. Daha sonra bu şekilde elde edilen her bir

varyans, toplam varyansa oranlanarak, yüzde olarak nispî ağırlığı bulunur. Varyans ayrıştırmasından elden edilen sonuçların yorumlanması da önemlidir. Yukarıdaki gibi bir model düşünürsek v_{1t} deki bir şok, tahmin dönemi uzunluğu ne olursa olsun x 'in öngörü hata varyansını etkilemiyorsa, x dışsal kabul edilebilir. Çünkü x , y 'den bağımsız olarak hareket etmektedir. Aksine, v_{1t} 'deki bir şok tamamen (ya da önemli ölçüde) x 'in öngörü hata varyansını etkiliyorsa, x içsel bir değişken kabul edilir. Varyans ayrıştırmasında da değişkenlerin sırası sonuçlara etki etmektedir.

3.7 Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Yayılma İlişkisinin GARCH Yöntemiyle Araştırılması

Hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılması, 1990 ve sonrası yıllarda tek veya çok değişkenli GARCH ve türevi modellerle incelenmeye başlanmıştır. Bir piyasanın getiri ve/veya volatilitésinin başka bir piyasanın getiri ve/veya volatilitésini üzerinde bir açıklayıcılığının olması bir piyasadaki diğerine doğru bir getiri ve/veya volatilité yayılması olduğu anlamına gelmektedir. Piyasalar arasındaki etkileşimlerin, yayılmaların seviyesi ve seyri zamana bağlı olarak değişim gösterebilmektedir. Bu duruma etki eden temel faktörler, piyasaların liberalleşmesi, Euro bölgesi gibi bölgesel entegrasyonların gelişmesi, ülkeler arasındaki ticari ilişkiler nedeniyle ülkelerin birbirleri üzerindeki etkilerini arttırmaları, piyasaların etkinlik seviyeleri ve işlem saatleri olarak sıralanabilmektedir (Gök ve Kalaycı, 2013: 40). Çalışmanın bu bölümünde, çalışmaya konu olan ABD, Brezilya, Hindistan, Hong Kong, İngiltere, Japonya, Meksika ve Rusya hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru bir getiri ve volatilité yayılması olup olmadığı ve eğer varsa bu yayılmanın derecesinin büyüklüğü araştırılacaktır. Piyasalar arasındaki yayılma ilişkisinin derecesi hisse senedi piyasalarının işlem saatlerinden önemli ölçüde etkilenmektedir. Piyasalar aynı işlem saatleri içerisinde işlem görmekteyse, iletişim teknolojilerindeki gelişme ile de beraber, piyasaların yerel şoklar karşısında ya da bölgesel ve global temel faktörler karşısında gösterecekleri eşhareketliliğin çok dinamik ve en ileri seviyede olması beklenmektedir. Eğer piyasaların işlem gördükleri saatler farklıysa da, bir piyasanın işlem görmediği saatlerde oluşan gecelik bilgilerin açılış öncesi periyottaki emirlere yansımaları varsayımı üzerinde durulur. Ancak böyle bir durumda piyasaların aynı etkinlik seviyesinde bilgiyi işleyemediği görülmektedir. Bu da hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılmasını analiz ederken, incelemeye konu olan hisse senedi piyasalarının işlem saatlerinin göz önünde

bulundurulması zorunluluğunu ortaya çıkarmaktadır. Bu çalışmada Türkiye hisse senedi piyasası kapandıktan sonra da işlem görmeye devam eden, ABD, Brezilya, Meksika gibi ülkelerin hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisi araştırılırken, önceki gün yaşanan gelişmelerin etkisini de gözleyebilmek amacıyla, bu ülkelerin hisse senedi piyasalarının bir gün gecikmeli değerleri de analize dahil edilecektir.

Çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri ve volatilité yayılmasını incelerken, uygun bir modelin oluşturulması gerekmektedir. Bu çalışmada diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri ve volatilité yayılmasını asimetri etkisini göz önünde bulundurmadan incelerken aşağıdaki modelden yararlanılacaktır. Ortalama denklemindeki parantez içerisindeki kısım ülkeler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu durumlarda uzun dönemli ilişkiyi yakalayabilmek adına modelde yer alacak, ikili karşılaştırmaya konu olan ülkeler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoksa modele dahil edilmeyecektir. Getiri ve volatilité serilerinin gecikmeli değerleri ise, yalnızca Türkiye üzerinde yayılma etkisine neden olup olmadığı incelenecek hisse senedi piyasasının, ABD, Brezilya ve Meksika hisse senedi piyasasında olduğu gibi, Türkiye hisse senedi piyasası kapandıktan sonra da işlem görmeye devam ettiği durumlarda modele dahil edilecektir.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 XR_t + \psi_2 XR_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + (\lambda_1 T_{t-1} + \mu_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.36)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.37)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 XV_t + \phi_2 XV_{t-1} \quad (3.38)$$

İncelemeye konu olan diğer hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri ve volatilité yayılmasını, asimetri etkisini de modele dahil ederek incelemek için yararlanılacak modeller ise aşağıda yer almaktadır. Parantez içerisindeki kısım iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu durumlarda, uzun vadeli ilişkiyi yakalamak üzere modele dahil edilecektir. Modeldeki kukla değişken, asimetri etkisini yakalayabilmek açısından, ikili karşılaştırmaya konu olacak

Türkiye dışındaki hisse senedi piyasasının negatif getiri elde ettiği günleri simgelemek üzere modele dahil edilmiştir.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 XR_t + \psi_2 XR_t D_t^* + \psi_3 XR_{t-1} + \psi_4 XR_{t-1} D_{t-1}^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + T_{t-1} + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.39)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.40)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \varphi_1 XV_t + \varphi_2 XV_t D_t^* + \varphi_3 XV_{t-1} + \varphi_4 XV_{t-1} D_{t-1}^* \quad (3.41)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } XR_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } XR_t > 0 \end{cases} \quad (3.42)$$

Burada T, Türkiye hisse senedi piyasasına ait logaritmik fiyat serisini, X ise ikili karşılaştırmaya konu olan ve Türkiye'ye doğru bir getiri ve volatilité yayılmasına neden olup olmadığı incelenecek olan diğer hisse senedi piyasasının logaritmik transformasyona tabi tutulmuş fiyat serisini ifade etmektedir. TR ve XR ise sırasıyla Türkiye ve ikili karşılaştırmaya konu olan diğer hisse senedi piyasasının logaritması alınmış fiyat serilerinin birinci farklarının alınmasıyla oluşturulan getiri serilerini göstermektedir. $\ln(\sigma_t^2)$, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitésini, XV ise, Türkiye üzerinde yayılma etkisine neden olup olmadığı incelenecek diğer hisse senedi piyasasının volatilitésini ifade etmektedir.

4. UYGULAMALAR

Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle kullanılan veriler, bu verilere ait özet istatistikler ve çalışmaya konu olan hisse senedi piyasalarının teknik göstergeler bakımından karşılaştırması sunulacaktır. Kullanılan verilerin zaman serisi özellikleri incelendikten sonra, hisse senedi piyasa endekslerinin volatilitesi modellenecek, ardından hisse senedi piyasaları arasındaki ikili ve çoklu ilişkilerin analiz sonuçları tartışılacaktır.

4.1 Çalışmada Kullanılan Veriler ve Özet İstatistikleri

Bu çalışmanın veri seti, S&P 500 (ABD), FTSE (İngiltere), Nikkei (Japonya), Bovespa (Brezilya), Hang Seng (Hong Kong), S&P BSE Sensex (Hindistan), RTSI (Rusya), IPC (Meksika), BIST-100 (Türkiye) hisse senedi piyasa endekslerinin, 01/01/2009-30/06/2014 dönemini kapsayan toplam 1432 günlük kapanış fiyatından oluşmaktadır. BİST-100 endeksi dışındaki hisse senedi piyasalarına ait günlük verilere <http://finance.yahoo.com> adresinden ulaşılmıştır. BİST-100 endeksinin günlük kapanış fiyat verisi ise <http://www.bist.gov.tr> sitesinden alınmıştır.

Çalışmaya dahil edilen S&P 500 endeksi, Amerika’da pazar kapitilizasyonu en yüksek olan 500 şirketinin oluşturduğu endeks olup öncü gösterge endeksleri arasında yer almaktadır. S&P 500’de işlem gören şirketlerin çoğu aynı zamanda New York Menkul Kıymetler Borsası veya Nasdaq’da da işlem görmektedir. New York Borsası’nda işlem gören, piyasa değeri yüksek 30 sanayi şirketinin hisse senetleri fiyat aritmetik ortalama yöntemini kullanılarak hesaplayan ABD’nin diğer önemli endekslerinden biri olan Dow Jones endeksinin bu çalışma için seçilmeme nedeni; bu endeksin ABD hisse senedi piyasasını gerçek anlamda temsil etmemesidir. FTSE 100 endeksi, İngiltere hisse senedi piyasası için oluşturulan en eski endeks olup Londra Borsası’na (LSE) kote olan, piyasa değeri en büyük olan 100 şirketi içermektedir. İngiltere’nin temel borsa endeksi olarak kabul edilmekte ve 1984’ten beri düzenli olarak yayınlanmaktadır. Nikkei 225 endeksi, Tokyo Menkul Kıymetler borsasında en çok işlem gören 225 Japon şirketinden oluşmaktadır. 1950’den beri hesaplanan bu endeks bugün Japon borsasının genel gidişi hakkında bilgi almak için en yaygın kullanılan

endekstir. Bovespa endeksi, piyasa kapitalizasyonu açısından Amerika Kıtası'nın dördüncü, dünyanın ise on üçüncü büyük borsası olan Brezilya'nın Sao Paulo Borsası'nda işlem hacmi en yüksek 50 şirketi ile hesaplanmaktadır. Hang Seng endeksi Hong Kong hisse senedi piyasasında işlem gören en büyük 41 şirketin hisse senetlerinin oluşturduğu bir endekstir. S&P BSE Sensex endeksi Bombay borsasında işlem gören çeşitli sektörlerden en büyük şirketlerin hisse senetlerinden oluşmaktadır. IPC endeksi, Meksika Borsası'nda hesaplanan 13 endeks içinde bu borsanın genel performansını en iyi yansıtan endeks olup en yüksek pazar kapitilizasyonuna sahip 35 şirketten oluşmaktadır. RTSI endeksi ise Rusya hisse senedi piyasasının piyasa kapitalizasyonu en büyük 50 şirketinin oluşturduğu bir endekstir. Çalışmaya konu olan tüm hisse senedi piyasalarının işlem saatleri Çizelge 4.1'de görülebilmektedir.

Çizelge 4.1 : Hisse senedi piyasa endekslerinin işlem saatleri.

Hisse senedi piyasası	Greenwich saati	Yerel saat
ABD	14:30-21:00	9:30-16:00
Brezilya	13:00-20:00	10:00-17:30
Hindistan	3:45-10:00	9:15-15:00
Hong Kong	1:15-8:00	9:15-16:00
İngiltere	8:00-16:30	8:00-16:30
Japonya	0:00-6:00	09:00-15:00
Meksika	13:30-20:00	8:30-15:00
Rusya	06:00-14:45	10:00-18:45
Türkiye	7:30-15:30	9:30-17:00

Veri setinde yer alan hisse senedi piyasa endekslerine ait günlük kapanış verilerinin hafta sonları ve tatil günlerinden arındırılıp senkronize hale getirilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, incelenen zaman aralığı içinde yer alan hafta sonları analizden çıkarılarak, işgünü esasına göre veriler düzenlenmiştir. Bu çalışmada bir piyasa açıkken, diğer bazı hisse senedi piyasalarının kapalı olabilmesi nedeniyle ortaya çıkan kayıp veri problemini ortadan kaldırabilmek için, Gallo ve Velucchi (2009)'nin çalışmasında olduğu gibi, eğer yalnızca bir tatil günü varsa, tatil gününden önceki ve sonraki işlem günlerine ait günlük kapanış verilerinin ortalaması alınmış, tatil günlerinin bir günden uzun olduğu durumlarda ise doğrusal enterpolasyon yaklaşımı kullanılmıştır. Çalışma kapsamında incelemeye konu olan, gelişmiş ve gelişmekte olan 9 ülkenin hisse senedi piyasa endekslerinin, logaritmik transformasyona tabi tutulmuş günlük kapanış fiyatları kullanılarak çizilen grafikleri Ek-A'da tek tek verilmiştir.

4.1.1 Çalışmaya konu olan hisse senedi piyasalarının teknik göstergeler bakımından karşılaştırılması

Aşağıdaki çizelgelerde, çalışmaya konu olan hisse senedi piyasaları, piyasa değerleri, piyasa değerlerinin gayri safi yurtiçi hasılaya oranı, işlem gören şirket sayısı ve işlem hacmi bakımından karşılaştırılmıştır. Araştırmaya konu olan ülkeler ve hisse senedi piyasaları ile ilgili veriler çeşitli uluslararası örgütlerden alınmıştır. Gayri Safi Yurtiçi Hasıla verileri, Uluslararası Para Fonunun (IMF) veri tabanından alınan yıllık dolar bazındaki verilerdir. Türkiye’ye ait verilerde ise Türkiye İstatistik Kurumunun (TÜİK) açıkladığı rakamlar kullanılmıştır. Hisse senedi piyasalarıyla ilgili veriler ise, Dünya Borsalar Federasyonundan (World Federation of Exchanges-WFE) alınmıştır.

4.1.1.1 Piyasa değeri açısından karşılaştırma

Çizelge 4.2’de çalışmaya konu olan hisse senedi piyasalarının son üç yıla ait piyasa değerleri ve bu piyasa değerlerinin ilgili ülkenin gayrisafi yurtiçi hasılasına oranı verilmektedir. Piyasa değerleri, hisse senetlerinin yılsonu satış fiyatı ile dolanımındaki hisse senedi sayısının çarpılması ile elde edilmektedir. Bir bakıma piyasanın büyüklüğünü de gösteren bu değerlere bakıldığında ABD hisse senedi piyasalarının piyasa değerlerinin, diğer ülkelerin bir hayli üstünde olduğu görülmektedir. Çizelgeye bakıldığında, piyasa değeri açısından ABD hisse senedi piyasalarını, İngiltere ve Japonya hisse senedi piyasalarının takip ettiği görülmektedir. Borsa İstanbul’daki şirketlerin piyasa değeri, 2013 yılında bir önceki yıla göre TL’nin değer kaybının da etkisiyle %37 gerilemiş, 196 milyar \$’a düşmüştür.

Çizelge 4.2 : Hisse senedi piyasalarının piyasa değerleri (milyar dolar).

	Piyasa Değeri (2011)	Piyasa Değeri (2012)	Piyasa Değeri (2013)	Piyasa Değeri/GYSH (2011)	Piyasa Değeri/GYSH (2012)	Piyasa Değeri/GYSH (2013)
New York	11.795	14.085	17.949	75,94%	86,71%	107,32%
Nasdaq	3.845	4.582	6.084	24,75%	28,21%	36,38%
Brezilya	1.228	1.227	1.220	49,64%	54,46%	55,71%
Hindistan	985	1.234	1.112	52,62%	67,03%	63,25%
Hong Kong	2.258	2.831	3.101	910,48%	1076,43%	1111,47%
İngiltere	3.266	3.396	4.428	132,55%	137,16%	177,90%
Japonya	3.325	3.478	4.543	56,39%	58,36%	90,73%
Meksika	408	525	526	35,17%	44,60%	39,64%
Rusya	NA	825	770	NA	40,66%	36,37%
Türkiye	197	315	195	25,45%	39,97%	23,75%

Borsaların piyasa değerin, bu borsaların yer aldığı ülkelerdeki milli gelire oranı, hisse senedi piyasasının ülke ekonomisindeki yerini göstermektedir. Çizelgenin ilgili kısmına bakıldığında, ABD, Hong Kong ve İngiltere hisse senedi piyasalarının piyasa değerlerinin, ait oldukları ülkenin milli gelirinden fazla olduğu görülmektedir. Bu karşılaştırmada, milli gelirin 11 katı piyasa büyüklüğüne sahip olan Hong Kong hisse senedi piyasası dikkat çekmektedir. Türkiye hisse senedi piyasasının piyasa değeri, Türkiye milli gelirin sadece dörtte birine denk gelmektedir.

4.1.1.2 Şirket sayısı açısından karşılaştırma

Çizelge 4.3 hisse senedi piyasalarına kote olan şirket sayılarını göstermektedir. İncelenen hisse senedi piyasaları arasında en fazla şirketin kote olduğu piyasa Japonya hisse senedi piyasasıdır, Japonya hisse senedi piyasasını İngiltere ve ABD hisse senedi piyasaları takip etmektedir. Çizelge incelendiğinde gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarına kote olan şirket sayılarının gelişmiş ülkelere göre oldukça düşük olduğu, hisse senedi piyasasına kote şirket sayısı bakımından gelişmekte olan ülkeler arasında Hindistan hisse senedi piyasasının oldukça önde olduğu görülmektedir. Türkiye hisse senedi piyasasına kote olan şirket sayısının sadece Meksika hisse senedi piyasasına kote şirket sayısından fazla olduğu da tabloda görülebilmektedir.

Çizelge 4.3 : Hisse senedi piyasalarındaki şirket sayısı.

	New York	Nasdaq	Brezilya	Hindistan	Hong Kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
(2011)	2308	2680	373	1640	1496	2886	2291	133	NA	264
(2012)	2339	2577	364	1665	1547	2767	2304	136	293	243
(2013)	2371	2637	363	1679	1643	2736	3419	143	262	236

4.1.1.3 İşlem hacmi açısından karşılaştırma

Çizelge 4.4'e bakıldığında 2012'de işlem hacimleri bakımından zorlu bir yıl geçiren hisse senedi piyasalarının 2013 yılında toparlandığı görülmektedir. En yüksek piyasa değerine sahip olan New York Borsası, Nasdaq ve Tokyo Borsası, işlem hacminde de ilk üç sırada yer almaktadır. 2013 yılında Nasdaq Borsası'nda 27 trilyon dolar hisse senedi işlemi gerçekleşmişken, en yakın takipçisi olan diğer ABD'li borsa olan New York borsasında işlem hacmi 15 trilyon olmuştur. Bu borsaları sırasıyla Tokyo, Londra ve Hong Kong borsaları takip etmiştir. Gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarına bakıldığında, bu hisse senedi piyasalarının hiçbirinin 1 trilyon dolardan

yüksek işlem hacmine sahip olmadığı görülmektedir. Hisse senedi piyasalarının işlem hacminin hisse senedi piyasasının toplam piyasa değerine oranı, piyasanın likiditesine ilişkin bir gösterge olarak kullanılabilir. Hisse senedi devir hızını ifade eden bu oranın yüksek olması likit bir piyasaya işaret ederken, aynı zamanda bu borsadaki yatırımcıların portföylerini daha kısa vadeli olarak değerlendirdiklerini göstermektedir. Bu anlamda, daha önceki yıllarda olduğu gibi en likit piyasanın %438 devir hızı ile Nasdaq olduğu görülmektedir. %191 devir hızıyla Türkiye hisse senedi piyasası incelemeye konu olan ülkeler arasında ikinci sırada yer almaktadır. Bu hisse senedi piyasalarını Japonya ve İngiltere hisse senedi piyasaları takip etmektedir.

Çizelge 4.4 : Hisse senedi piyasalarının işlem hacmi.

	İşlem hacmi (2011)	İşlem hacmi (2012)	İşlem hacmi (2013)	Hacim/ Piyasa Değeri (2011)	Hacim/ Piyasa Değeri (2012)	Hacim/ Piyasa Değeri (2013)
New York	19.328	14.747	15.308	164%	105%	85%
Nasdaq	28.913	24.478	26.643	752%	534%	438%
Brezilya	828	834	743	67%	68%	61%
Hindistan	516	509	453	52%	41%	41%
Hong Kong	1.553	1.229	1.447	69%	43%	47%
İngiltere	3.952	3.676	3.732	121%	108%	84%
Japonya	4.511	3.595	6.496	136%	103%	143%
Meksika	107	127	174	26%	24%	33%
Rusya	0	695	504	NA	84%	65%
Türkiye	361	364	374	183%	116%	192%

4.1.2 Hisse senedi piyasa endekslerinin özet istatistikleri

Analiz kapsamında incelenen dokuz ülkenin logaritmik transformasyona tabi tutulmuş hisse senedi piyasa endeksi fiyat serilerinin, birinci farkları alınarak oluşturulmuş getiri serilerine ilişkin özet istatistikler Çizelge 4.5' te verilmiştir.

Çizelge 4.5 : Hisse senedi piyasa endekslerinin özet istatistikleri.

	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong Kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
Ortalama	0.000530	0.000210	0.000665	0.000318	0.000293	0.000368	0.000438	0.000539	0.000747
Ortanca	0.000843	0.000247	0.000760	0.000105	0.000228	0.000698	0.000606	0.000889	0.001594
En Yüksek	0.068366	0.057473	0.159900	0.071527	0.050323	0.055223	0.058626	0.088549	0.068952
En Düşük	-0.068958	-0.084307	-0.075231	-0.058270	-0.054816	-0.111534	-0.059853	-0.127957	-0.110638
Standart Sapma	0.011503	0.014294	0.012759	0.013365	0.010870	0.013967	0.010937	0.019021	0.015496
Çarpıklık	-0.219823	-0.105221	1.171683	-0.043889	-0.170163	-0.660555	-0.299820	-0.327724	-0.470096
Basıklık	7.557696	5.145601	2.133581	5.258298	5.715320	7.424579	6.536418	6.816153	6.660599
Jarque-Bera	1250.964	277.3240	20387.70	304.7544	446.8308	1272.227	767.6603	894.5607	852.2754
Olasılık	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Gözlem	1432	1432	1432	1432	1432	1432	1432	1432	1432

Çizelge 4.5'e göre, 2009-2013 döneminde en yüksek ortalama getiriye sağlayan hisse senedi piyasası Türkiye hisse senedi piyasası iken, en düşük ortalama getiriye sağlayan hisse senedi piyasası Brezilya hisse senedi piyasasıdır. Ülkelerin hisse senedi piyasalarının standart sapma değerlerine bakıldığında Rusya hisse senedi piyasasının en riskli hisse senedi piyasası olduğu, İngiltere hisse senedi piyasasının ise en az riskli hisse senedi piyasası olduğu görülmektedir. Başka bir ifadeyle, analiz kapsamındaki endekslerin içinde en hareketli, en volatil borsa Rusya borsasıdır. Endeks değerlerinin normal bir dağılım göstermediği çarpıklık ve basıklık değerlerinden de anlaşılabilmektedir. Çünkü normal bir dağılım için çarpıklık değeri 0, basıklık değeri ise 3 olmalıdır. Basıklık istatistiği 3'ü geçtiği zaman, dağılımın normal dağılıma göre tepesi sivri (leptokurtik) olduğu söylenmekte ve böylesi bir getiri dağılımının aşırı değerler içerebileceği anlamına gelmektedir. Hindistan hisse senedi piyasası dışındaki hisse senedi piyasalarının çarpıklık değerlerinin negatif olması serilerin sağa çarpık olduğunun bir göstergesidir. Serilerin normal dağılıma sahip olmadığı Jarque-Bera test istatistiği ile de analiz edilebilir. Hesaplanan Jarque-Bera test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olması nedeniyle, hisse senedi piyasalarının normal bir dağılıma sahip olduğu hipotezi reddedilmiştir.

4.1.3 Hisse senedi piyasa endekslerinin durağanlık analizi

Çalışmanın bu bölümünde logaritmik transformasyona tabi tutulan hisse senedi piyasa endeksi günlük kapanış verilerinin durağan olup olmadığı araştırılmıştır. Çalışmada bu amaçla “Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)” birim kök testi kullanılmış ve elde edilen sonuçlar aşağıda yer alan Çizelge 4.6’da özetlenmiştir. ADF testi sonuçlarına göre sabitli ile sabitli ve trendli modellerde ülkelerin tümü için düzey değerlerde elde

edilen test istatistikleri mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük elde edildiğinden, "seri birim kök içermektedir" sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bununla birlikte birinci farkı alınmış endeks değerleri için elde edilen test istatistikleri mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük elde edildiğinden sıfır hipotez reddedilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre incelemeye konu olan ülkelerin logaritmik transformasyona tabi tutulmuş hisse senedi piyasası endeks değerleri seviyede durağan değildir, değişkenlerin düzey cinsinden ifade edildiği testlere ilişkin t-istatistik değerlerinin istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Birinci farklar alındığında, t-istatistik değerlerinin tümünün %1 düzeyinde önemli olduğu gözlenmektedir. Bu sonuç dikkate alındığında, logaritması alınmış fiyat serilerinin birinci farkları alınarak oluşturulan getiri serilerinin durağan olduğu ve analizde kullanılmalarında bir sakınca olmadığı görülmektedir. Ek-A bölümünde yer alan Şekil A.2'deki grafiklere bakıldığında, logaritmik transformasyona tabi tutulmuş hisse senedi piyasa endeksi fiyat serilerinin birinci farklarının durağan olduğu görülebilmektedir.

Çizelge 4.6 : Birim kök testi sonuçları.

Ülkeler	Düzyey Değerler		Birinci Farklar	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
Türkiye	-2.805	-3.356	-17.690	-17.708
ABD	-0.687	-3.200	-18.988	-18.983
İngiltere	-1.477	-2.974	-23.361	-23.353
Japonya	-0.820	-1.726	-38.904	-38.904
Hong kong	-2.680	-2.635	-37.142	-37.142
Brezilya	-2.789	-3.112	-38.969	-39.011
Rusya	-3.103	-2.691	-33.660	-33.726
Hindistan	-2.287	-2.583	-35.331	-35.330
Meksika	-1.891	-2.019	-22.924	-22.944
Kritik Değerler				
1%	-3.434	-3.964	-3.434	-3.964
5%	-2.863	-3.412	-2.863	-3.412
10%	-2.567	-3.128	-2.567	-3.128

4.1.4 Hisse senedi piyasa endekslerinin değişen varyans testi sonuçları

Çalışmanın bu aşamasında, hisse senedi piyasa endekslerine ait getiri serilerinin değişen varyans sorunu içerip içermediği ARCH-LM ile sınanmış ve Çizelge 4.7'deki sonuçlara ulaşılmıştır.

Çizelge 4.7 : ARCH-LM testi sonuçları.

Ülkeler	ARCH-LM (5) Testi	
	F İstatistiği	Olasılık
ABD	39.60883	0.0000
Brezilya	20.47475	0.0000
Hindistan	2.431718	0.0242
Hong Kong	13.59198	0.0002
İngiltere	41.35554	0.0000
Japonya	100.1801	0.0000
Meksika	11.55922	0.0007
Rusya	46.83327	0.0000
Türkiye	26.45583	0.0000

Çizelge 4.7'den görülebileceği üzere endeks getirilerinin tamamı için hata terimlerinin sabit varyanslı olduğunu savunan boş hipotez ARCH-LM testi sonuçlarına göre reddedilmiş, getirilerin değişen varyansa sahip olduğunu gösteren alternatif hipotez kabul edilmiştir. Bu sonuçlara göre, analiz kapsamında değerlendirilen dokuz ülkenin hisse senedi piyasa endeksine ait getirilerin tamamında güçlü bir değişen varyans yapısının bulunması, getirilerin ARCH tipi modellemeye uygun olduğuna işaret etmektedir.

4.1.5 Hisse senedi piyasa endekslerinin EGARCH yöntemiyle modellenmesi

Hisse senedi piyasa endekslerine ilişkin değişen varyans testi sonuçları, incelemeye konu olan tüm hisse senedi piyasa endekslerinin ARCH tipi modellemeye uygun olduğunu göstermişti. Çalışmanın bu aşamasında, ABD, Brezilya, Hindistan, Hong Kong, İngiltere, Japonya, Meksika ve Rusya'nın hisse senedi piyasaları endeks değerleri EGARCH yöntemi kullanılarak modellenmiş ve sonuçlar Çizelge 4.8'de sunulmuştur. Yapılan denemeler sonucunda model uygunluğu ve parametre anlamlılığı açısından en iyi sonuçları genel olarak birinci dereceden EGARCH modelinin (EGARCH (1,1)) verdiği görülmüştür. Yani, p (ARCH terimi) ve q (GARCH terimi) değerleri 1'e eşit olarak alınmıştır. Daha yüksek dereceden olası EGARCH (1,2), EGARCH (2,2) gibi EGARCH modelleri de test edilmiş, bu modeller yalnızca ABD ve Hong Kong hisse senedi piyasaları için olumlu sonuçlar ve istatistiki açıdan anlamlı parametreler vermiştir. Çizelge 4.8'de verilen koşullu varyans denkleminin içindeki GARCH terimi katsayısının (β) tüm ülkelerin hisse senedi piyasaları için %1 seviyede anlamlı olması, hata teriminin heteroskedastisitesinin ülkelerin büyük bir bölümü için EGARCH (1,1) modeliyle yakalanabileceğini göstermiştir. Nelson (1991), $\beta < 1$ olmasının birinci dereceden EGARCH modeli

kullanımının uygunluğu için yeterli olduğunu göstermektedir. Ayrıca, çizelgede yer alan EGARCH modellerinin uygulanmasının ardından yapılan ARCH-LM testlerinin de istatistiksel olarak anlamsız hale gelmesi, seçilen EGARCH modellerinin ARCH etkisini kaldırmada başarılı olduğunu göstermiştir. Ayrıca her bir modelden elde edilen hata terimlerinin korelogramı incelendiğinde, bütün otokorelasyonların Q test istatistik değerleri %5 hata düzeyinde χ^2 kritik değerlerinden küçük çıkmış ve artıklarda otokorelasyon olmadığı belirlenmiştir. Bu sonuçlar hisse senedi piyasalarının getiri serilerinin adı geçen modellerle incelenebileceğini göstermektedir.

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad (4.1)$$

Çizelge 4.8 : Ülkelerin hisse senedi piyasaları endekslerinin EGARCH modelleri.

		Sabit (ω)	Büyüklik etkisi (α)	Asimetri (γ)	GARCH etkisi (β)
ABD	EGARCH(2,2)	-0.552696	0.214824	-0.237501	0.958368
		0.0000	0.0729	0.0000	0.0000
Brezilya	EGARCH(1,1)	-0.216200	0.103410	-0.074710	0.984085
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hindistan	EGARCH(1,1)	-0.229944	0.155419	-0.059693	0.987754
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hong Kong	EGARCH(2,1)	-0.190541	0.102987	-0.057173	0.987478
		0.0000	0.0163	0.0000	0.0000
İngiltere	EGARCH(1,1)	-0.279643	0.122491	-0.104130	0.980137
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Japonya	EGARCH(1,1)	-0.723312	0.219022	-0.079057	0.936054
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Meksika	EGARCH(1,1)	-0.220289	0.117413	-0.086036	0.986023
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Rusya	EGARCH(1,1)-AR(1)	-0.288527	0.144956	-0.075364	0.977746
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Türkiye	EGARCH(1,1)	-0.707092	0.231304	-0.082529	0.937522
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Çizelge 4.8 çalışmaya konu olan dokuz hisse senedi piyasası için oluşturulan en uygun modellere ait tahmin sonuçlarını, (4.1) numaralı denklemdeki katsayıların büyüklüklerini ve istatistiksel anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Sonuçlara bakıldığında AR(p)-EGARCH(p,q) modellerinin her durumda katsayıların tamamının istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca, asimetri parametresinin (γ) her durumda negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması, çalışma kapsamındaki tüm

lkelerin hisse senedi piyasa endeksleri iin asimetrik tepkinin geerli olduėu yani negatif okların kořullu varyansı, pozitif oklara gre daha fazla arttırdıėı anlamına gelmektedir. Bu asimetrik tepkinin en gl olduėu hisse senedi piyasası -0.237501 katsayısı ile ABD hisse senedi piyasasıdır. Volatilite direnci parametresi (β) de incelenen tm hisse senedi piyasa endeksleri iin bire olduka yakın bir deėer almaktadır. Bu durum da t-1 dnemindeki bir volatilite řokunun t dnemindeki řartlı varyans zerindeki uzun sre etkili olabileceėini gstermektedir.

Yukarıda performansları deėerlendirilerek bařarılı bulunun EGARCH modelleri aracılıėıyla, incelemeye konu olan tm hisse senedi piyasaları iin kořullu varyans deėerleri elde edilmiřtir. Hisse senedi piyasalarına ait volatilitenin hesaplanması iin EGARCH modelleri aracılıėıyla retilen bu kořullu varyans deėerlerinin karekk alınmıř ve kořullu standart sapma deėerlerine ulařılmıřtır. Bu standart sapma deėerleri hisse senedi piyasa endekslerinin volatilite řoklarını ifade etmekte ve diėer hisse senedi piyasalarından Trkiye hisse senedi piyasasına doėru volatilite yayılmasını incelerken, piyasaların iřlem saatlerine gre bu standart sapma deėerlerinin kendisi ya da gecikmeli deėerleri kullanılmaktadır.

4.2 Trkiye Hisse Senedi Piyasasına Ynelik Yayılma Etkileri: İkili Analizler

alıřmanın bu blmnde, alıřmaya konu olan ABD, Brezilya, Hindistan, Hong Kong, İngiltere, Japonya, Meksika ve Rusya hisse senedi piyasalarından Trkiye hisse senedi piyasasına doėru bir getiri ve volatilite yayılması olup olmadıėı ve eėer varsa bu yayılmanın derecesinin byklė arařtırılacaktır.

4.2.1 ABD hisse senedi piyasasından Trkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

ABD hisse senedi piyasasından Trkiye hisse senedi piyasasına doėru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doėru tespit edilebilmesi iin, ncelikle iki lke arasında eřbtnleřme iliřkisinin varlıėının arařtırılması gerekmektedir. Bu iki lke arasında uzun dnemli bir iliřkinin varlıėının arařtırılması amacıyla uygulanan Johansen eřbtnleřme testi sonuları ařaėıda yer alan izelge 4.9 ve 4.10'da sunulmuřtur. Eřbtnleřme testinin uygulanmasında dikkate alınan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doėrultusunda drt (4) olarak hesaplanmıř ve modele dahil edilmiřtir.

Çizelge 4.9 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
ABD-	r=0	r=1	0.006502	10.82872	15.49471	0.2222
Türkiye	r≤1	r=2	0.001060	1.513819	3.841466	0.2186

Çizelge 4.10 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum Özdeğer İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
ABD-	r=0	r=1	0.006502	9.314898	14.26460	0.2609
Türkiye	r≤1	r=2	0.001060	1.513819	3.841466	0.2186

Johansen eşbütünleşme testi iz istatistiği (Çizelge 4.9) açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (10.828) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha küçük olduğu ve ABD ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir.

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları (Çizelge 4.10) maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğerin (9.134) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha küçük olduğu ve ABD ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. İz istatistik değeri sonucunda olduğu gibi, maksimum özdeğer istatistiği sonucunda da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilmektedir. Dolayısıyla gerek iz gerekse maksimum özdeğer istatistik değerleri, ilgili borsalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) olmadığını göstermektedir.

ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı göz önünde bulundurularak, ortalama denkleminde Türkiye ve ABD hisse senedi piyasalarına ait düzey değerlere yer verilmeyecek, ortalama denkleminde sadece iki ülkeye ait getiri serileri kullanılacaktır. Çizelge 4.1'e bakıldığında, Türkiye ile ABD hisse senedi piyasalarının Türkiye saatiyle 16:30-17:30 saatleri arasında, yalnızca bir saat süreyle birlikte işlem gördükleri, Türkiye hisse

senedi piyasası 17:30'da kapandıktan sonra, ABD hisse senedi piyasasının Türkiye saatiyle saat 23:00'a işlem görmeye devam ettiği görülmektedir. Saat 17:30'dan sonra ABD hisse senedi piyasasında yaşanan şokların etkisi, Türkiye hisse senedi piyasasına ancak bir sonraki gün yansıyabilmektedir. Bu nedenle koşullu ortalama ve koşullu varyans denklemlerinde, ABD hisse senedi piyasasının gecikmesiz ve bir gün gecikmeli getiri ve volatilité değerlerinin ikisi birden yer almaktadır. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.1) ve (4.3) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 AMR_t + \psi_2 AMR_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.2)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \varphi_1 AMV_t + \varphi_2 AMV_{t-1} \quad (4.3)$$

(4.1) numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde ARMA(2,2) modelinin koşullu ortalama için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.11'de görülebilmektedir. Sonuçlar ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru hem getiri hem de volatilité yayılması olduğunu göstermektedir. Ülkelerin hisse senedi piyasaları yalnızca bir saat birlikte işlem görmelerine rağmen, o bir saatlik sürede ABD hisse senedi piyasasında oluşan bilgilerin ve şokların, Türkiye hisse senedi piyasasının getirisini, bir gün gecikmeli getiri serilerine göre daha kuvvetli bir şekilde etkilediği görülmektedir. Sonuçlar ABD hisse senedi piyasasındaki gecikmesiz volatilité şoklarının Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesini arttırdığını, bir gün gecikmeli volatilité şoklarının ise volatilitéyi azalttığını da göstermektedir.

Çizelge 4.11 : ABD'den Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.000446	1.314575	0.1887
Getiri Yayılması (ψ_1)	0.463895	14.25945	0.0000
Gecikmeli getiri yayılması (ψ_2)	0.170023	5.304075	0.0000
AR(2)-(p)	-0.549893	-2.319314	0.0204
MA(2)-(δ)	0.565888	2.410186	0.0159
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-0.814212	-5.693869	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.181223	6.686058	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.083933	-6.044368	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.923692	61.90363	0.0000
Volatilite yayılması (ϕ_1)	44.53281	3.521204	0.0004
Gecikmeli volatilite yayılması (ϕ_2)	-42.74650	-3.360819	0.0008
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.164173
Log likelihood			4134.473
Durbin-Watson İstatistiği			2.144697
F istatistiği			29.02914

Çalışmanın bu aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitelerinin, ABD hisse senedi piyasasının pozitif veya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecek, ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılmalarda asimetri etkisinin varlığı araştırılacaktır. Bu amaçla uygun kukla değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 AM_t + \psi_2 AM_t D_t^* + \psi_3 AM_{t-1} + \psi_4 AM_{t-1} D_{t-1}^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.5)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 AMV_t + \phi_2 AMV_t D_t^* + \phi_3 AMV_{t-1} + \phi_4 AMV_{t-1} D_{t-1}^* \quad (4.6)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } AM_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } AM_t > 0 \end{cases} \quad (4.7)$$

Ortalama denklemiindeki ψ_1 katsayısı ABD hisse senedi piyasasındaki pozitif getirilerin yayılmasını ifade ederken, ψ_2 katsayısı ABD hisse senedi piyasasındaki

negatif getirilerin yarattığı fazladan yayılma etkisini ifade etmektedir. Yine ortalama denklemindeki ψ_3 katsayısı bir gün gecikmeli pozitif getirilerin yayılmasını ifade etmekten, ψ_4 katsayısı bir gün gecikmeli negatif getiri serilerinin yayılımını ifade etmektedir. Dolayısıyla ψ_2 katsayısının istatistiki olarak anlamlı olduğu durumlarda, ABD hisse senedi piyasasındaki gecikmesiz negatif getirilerin asimetric yayılma etkisi $\psi_1+\psi_2$ olmaktadır. Buna benzer olarak, ψ_4 katsayısının istatistiki olarak anlamlı olduğu durumlarda, ABD hisse senedi piyasasındaki bir gün gecikmeli negatif getirilerin asimetric yayılma etkisi $\psi_3+\psi_4$ olmaktadır. Varyans denklemindeki ϕ_1 katsayısı ABD hisse senedi piyasasında pozitif getiri olduğu durumlarda, ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru gecikmesiz volatilité yayılmasını ifade etmektedir, ϕ_2 katsayısı ise ABD hisse senedi piyasasındaki negatif getirilerin volatilité yayılması üzerindeki etkisini ifade etmektedir. ABD hisse senedi piyasasında negatif getiri olduğu durumda, ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru volatilité yayılması $\phi_1+\phi_2$ olmaktadır. ϕ_2 katsayısının istatistiki olarak anlamlı olması halinde volatilité yayılmasında asimetri etkisi olduğu söylenebilir.

Çizelge 4.12 bize (4.4) ve (4.6) numaralı denklemindeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan gecikmesiz getiri yayılmasında asimetri etkisi gözlenmezken, bir gün gecikmeli getiri yayılmasında %10 anlamlılık seviyesinde bir asimetri gözlenmektedir. Volatilité yayılmasında ise bunun tam tersi bir durum söz konusudur, ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan gecikmesiz volatilité yayılmasında asimetri etkisi gözlenirken, bir gün gecikmeli volatilité şoklarının yayılımında asimetri etkisine dair bulgulara ulaşamamıştır.

Çizelge 4.12 : ABD'den Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.000784	1.459006	0.1446
Getiri yayılması (ψ_1)	0.501886	8.838273	0.0000
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	-0.062309	-0.681241	0.4957
Gecikmeli getiri yayılması (ψ_3)	0.098821	1.715086	0.0863
Gecikmeli getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_4)	0.157185	1.733083	0.0831
AR(2)-(p)	-0.570427	-2.279899	0.0226
MA(2)-(d)	0.581242	2.339753	0.0193
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-0.821705	-5.585371	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.183576	6.796575	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.080577	-5.682081	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.923135	60.09470	0.0000
Volatilite yayılması (ϕ_1)	39.76153	2.178307	0.0294
Volatilite yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	10.55592	1.892381	0.0584
Gecikmeli volatilite yayılması (ϕ_3)	-39.41250	-2.325287	0.0201
Gecikmeli volatilite yayılmasındaki asimetri (ϕ_4)	-7.157106	-1.068234	0.2854
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.163501
Log likelihood			4137.474
Durbin-Watson İstatistiği			2.143836
F istatistiği			20.92286

4.2.2 Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doğru tespit edilebilmesi için, öncelikle iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu iki ülke arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.13 ve 4.14'te sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınacak olan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda üç (3) olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.13 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
				Özdeğer İstatistiği		
Türkiye-	r=0	r=1	0.006333	9.078096	14.26460	0.2797
Brezilya	r≤1	r=2	0.002482	3.550954	3.841466	0.0595

Çizelge 4.14 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace)	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
				İstatistiği		
Türkiye-	r=0	r=1	0.006333	12.62905	15.49471	0.1291
Brezilya	r≤1	r=2	0.002482	3.550954	3.841466	0.0595

Johansen eşbütünleşme testi iz istatistiği Çizelge 4.13 açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (12.629) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha küçük olduğu ve Brezilya ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir.

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları Çizelge 4.14 maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğerin (9.078) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha küçük olduğu ve Brezilya ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. İz istatistik değeri sonucunda olduğu gibi, maksimum özdeğer istatistiği sonucunda da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla gerek iz (trace) gerekse maksimum özdeğer (eigen) değerleri, ilgili borsalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) olmadığını göstermektedir.

Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, tıpkı ABD ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki yayılma ilişkisini araştırırken olduğu gibi, ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı göz önünde bulundurularak, ortalama denkleminde Türkiye ve Brezilya hisse senedi piyasalarına ait düzey değerlere yer verilmeyecek, ortalama denkleminde sadece iki ülkeye ait getiri serileri kullanılacaktır. Çizelge 4.1'e bakıldığında, Türkiye ile Brezilya hisse senedi

piyasalarının Türkiye saati ile 15-17:30 saatleri arasında birlikte işlem gördükleri, Türkiye hisse senedi piyasası 17:30'da kapandıktan sonra da Brezilya hisse senedi piyasasının işlem görmeye devam ettiği görülmektedir. Saat 17:30'dan sonra Brezilya hisse senedi piyasasında yaşanan şokların etkisi, Türkiye hisse senedi piyasasına ancak bir sonraki gün yansiyabilmektedir. Bu nedenle koşullu ortalama ve koşullu varyans denklemlerinde, Brezilya hisse senedi piyasasının gecikmesiz ve bir gün gecikmeli getiri ve volatilité değerlerinin ikisi birden yer almaktadır. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.8) ve (4.10) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 BR_t + \psi_2 BR_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.9)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 BV_t + \phi_2 BV_{t-1} \quad (4.10)$$

(4.8) numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde, Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelediğimiz bu modelde, ARMA(1,1) modelinin koşullu ortalamalar için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.15'te görülebilmektedir. Sonuçlar Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru hem getiri hem de volatilité yayılması olduğunu göstermektedir. T-istatistik değerlerine bakıldığında getiri yayılmasının, volatilité yayılmasına göre daha güçlü olduğu görülebilmektedir.

Çizelge 4.15 : Brezilya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.000981	3.445728	0.0006
Getiri Yayılması (ψ_1)	0.354038	14.46701	0.0000
Gecikmeli getiri yayılması (ψ_2)	0.138170	5.329783	0.0000
AR(1)-(ρ)	0.930352	15.70618	0.0000
MA(1)-(δ)	-0.943609	-18.14705	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.551797	-5.048857	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.220620	6.193281	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.108211	-5.340676	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.853748	28.65007	0.0000
Volatilite yayılması (ϕ_1)	118.3598	4.947763	0.0000
Gecikmeli volatilite yayılması (ϕ_2)	-109.5192	-4.805684	0.0000
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.144819
Log likelihood			4133.686
Durbin-Watson İstatistiği			2.156862
F istatistiği			25.18229

Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılmaların incelemesinin bu aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitelerinin, Brezilya hisse senedi piyasasının pozitif veya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecektir. Bu amaçla uygun kukla değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 BR_t + \psi_2 BR_t D_t^* + \psi_3 BR_{t-1} + \psi_4 BR_{t-1} D_{t-1}^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.12)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 BV_t + \phi_2 BV_t D_t^* + \phi_3 BV_{t-1} + \phi_4 BV_{t-1} D_{t-1}^* \quad (4.13)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } BR_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } BR_t > 0 \end{cases} \quad (4.14)$$

Çizelge 4.16 bize (4.11) ve (4.13) numaralı denklemdeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan gecikmesiz getiri yayılmasında %10, gecikmeli getiri yayılmasında ise %5 anlamlılık

seviyesinde asimetri etkisi gözlenmektedir. Brezilya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan volatilité yayılması incelendiğinde ise; gecikmesiz volatilité yayılmasında asimetri etkisi gözlenmezken, bir gün gecikmeli volatilité yayılmasında ise asimetri olduğuna dair bulgulara erişilmiştir.

Çizelge 4.16 : Brezilya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.001984	3.042392	0.0023
Getiri yayılması (ψ_1)	0.278357	6.303913	0.0000
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	0.122451	1.734527	0.0828
Gecikmeli getiri yayılması (ψ_3)	0.048078	1.023191	0.3062
Gecikmeli getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_4)	0.170511	2.154474	0.0312
AR(1)-(p)	0.986477	88.94512	0.0000
MA(1)-(δ)	-0.986636	-88.44417	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.141228	-5.219723	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.174131	5.946043	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.104143	-5.642846	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.892511	42.61981	0.0000
Volatilité yayılması (ϕ_1)	164.1675	5.513008	0.0000
Volatilité yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	-1.375908	-0.329103	0.7421
Gecikmeli volatilité yayılması (ϕ_3)	-150.9293	-5.485202	0.0000
Gecikmeli volatilité yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_4)	-13.91110	-2.655963	0.0079
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.144567
Log likelihood			4142.840
Durbin-Watson İstatistiği			2.189510
F istatistiği			18.22586

4.2.3 Hindistan hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

Hindistan hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doğru tespit edilebilmesi için, öncelikle iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu iki ülke arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.17 ve 4.18'te sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınacak olan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda üç (3) olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.17 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Hindistan-	r=0	r=1	0.008716	16.61782	15.49471	0.0338
Türkiye	r≤1	r=2	0.002871	4.108324	3.841466	0.0427

Çizelge 4.18 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum Özdeğer İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Hindistan-	r=0	r=1	0.008716	12.50949	14.26460	0.0930
Türkiye	r≤1	r=2	0.002871	4.108324	3.841466	0.0427

Johansen eşbütünleşme testi iz istatistiği Çizelge 4.17 açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (16.617) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha küçük olduğu ve Hindistan ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında bir tane eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunduğu görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi reddedilmektedir.

Değişkenlere ait Johansen eşbütünleşme testi sonuçları Çizelge 4.18 maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğerin (12.509) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha küçük olduğu ve Hindistan ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. Bu çalışma boyunca, iz istatistik değeri ve maksimum özdeğer istatistiğinin farklı sonuçlar verdiği böyle durumlarda, Lütkepohl ve diğ. (2001)'nin, her iki testin güç bakımından birbirine oldukça yakın güçte olduğunu, ancak bazı durumlarda iz istatistiğinin gücünün maksimum özdeğer testlerine göre daha fazla olduğunu gösterdikleri çalışma temel alınarak, iz istatistik değerinin verdiği sonuçlar kabul edilecektir. Bu nedenle Hindistan ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki yayılma ilişkisini araştırmak için kurulan aşağıdaki modelde, iz istatistiği testinin ortaya koyduğu üzere iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu varsayılacaktır.

Hindistan hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu göz önünde bulundurularak, ortalama

denkleminde Türkiye ve Hindistan hisse senedi piyasalarına ait getiri serilerine ek olarak düzey değerlere de yer verilecektir. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.15) ve (4.17) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 HIR_t + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \lambda_1 T_{t-1} + \mu_1 HI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.16)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \varphi_1 HIV_t \quad (4.17)$$

(4.22) numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde ARMA(1,1) modelinin koşullu ortalama için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.19'da görülebilmektedir. Sonuçlar Hindistan hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru hem getiri hem de volatilité yayılmasının olduğunu göstermektedir. T-istatistik değerlerine bakıldığında getiri yayılmasının, volatilité yayılmasına göre oldukça güçlü olduğu görülebilmektedir.

Çizelge 4.19 : Hindistan'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	-0.012174	-0.933374	0.3506
Getiri Yayılması (ψ)	0.320220	14.99194	0.0000
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	-0.006692	-5.562516	0.0000
Hindistan için düzey değeri (μ_1)	0.008837	5.684620	0.0000
AR(1)-(ρ)	-0.942848	-27.82408	0.0000
MA(1)-(δ)	0.940200	26.71856	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.294924	-6.563013	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.193956	6.137933	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.127493	-7.651037	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.876841	43.32765	0.0000
Volatilite yayılması (ϕ)	7.655284	3.618641	0.0003
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.101619
Log likelihood			4098.758
Durbin-Watson İstatistiği			2.105215
F istatistiği			17.15256

İki ülke arasındaki yayılma ilişkisinin analizinin bir sonraki aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitelerinin, Hindistan hisse senedi piyasasının pozitif veya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecektir. Bu amaçla uygun kukla değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 HIR_t + \psi_2 HIR_t D_{t-1}^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + T_{t-1} + HI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.19)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 HIV_{t-1} + \phi_2 HIV_{t-1} D_{t-1}^* \quad (4.20)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } HIR_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } HIR_t > 0 \end{cases} \quad (4.21)$$

Çizelge 4.20 bize (4.18) ve (4.20) numaralı denklemdeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre Hindistan hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri

yayılmasında asimetri etkisi gözlenirken volatilité yayılmasında asimetri etkisi gözlenmemektedir.

Çizelge 4.20: Hindistan'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.001710	0.212333	0.8318
Getiri yayılması (ψ_1)	0.197290	5.340395	0.0000
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	0.289653	4.082973	0.0000
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	-0.008509	-6.276373	0.0000
Hindistan için düzey değeri (μ_1)	0.009584	5.617872	0.0000
AR(1)-(p)	-0.958689	-37.48260	0.0000
MA(1)-(δ)	0.955895	36.36920	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.535121	-6.447554	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.192256	6.142946	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.138637	-7.384384	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.851074	34.60678	0.0000
Volatilité yayılması (ϕ_1)	7.943114	3.206831	0.0013
Volatilité yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	3.299531	1.301478	0.1931
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.109641
Log likelihood			4104.048
Durbin-Watson İstatistiği			2.111644
F istatistiği			15.65389

4.2.4 Hong Kong hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

Hong Kong hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doğru tespit edilebilmesi için, öncelikle iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu iki ülke arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.21 ve 4.22'de sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınacak olan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda iki (2) olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.21 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Hong Kong	r=0	r=1	0.007538	16.56020	15.49471	0.0344
Türkiye	r≤1	r=2	0.004006	5.739801	3.841466	0.0166

Çizelge 4.22 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum Özdeğer İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Hong Kong	r=0	r=1	0.007538	10.82040	14.26460	0.1634
Türkiye	r≤1	r=2	0.004006	5.739801	3.841466	0.0166

Johansen eşbütünleşme testi iz istatistiği Çizelge 4.21 açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (16.560) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha büyük olduğu ve Hong Kong ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) var olduğu görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi reddedilir.

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları Çizelge 4.22 maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğerin (10.820) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha küçük olduğu ve Hong Kong ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. Maksimum özdeğer istatistiği sonucunda eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir.

Hong Kong hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu göz önünde bulundurularak, ortalama denkleminde Türkiye ve İngiltere hisse senedi piyasalarına ait getiri serilerine ek olarak düzey değerlere de yer verilecektir. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.2) ve (4.4) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 HOR_t + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + T_{t-1} + HO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.22)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.23)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \varphi HOV_t \quad (4.24)$$

4.22 numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde ARMA(2,2) modelinin koşullu ortalama için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.23'te görülebilmektedir. Sonuçlar Hong Kong hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılmasının olduğunu; getiri yayılmasının volatilité yayılmasına oranla daha güçlü olduğunu göstermektedir.

Çizelge 4.23 : Hong Kong'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	-0.009840	-0.697604	0.4854
Getiri Yayılması (ψ)	0.304519	10.35825	0.0000
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	-0.004457	-2.939617	0.0033
Hongkong için düzey değeri (μ_1)	0.005972	4.614392	0.0000
AR(2)-(ρ)	-0.922689	-19.69899	0.0000
MA(2)-(δ)	0.925646	19.61027	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.076603	-7.133059	0.0000
ARCH etkisi (α)	0.157810	6.339169	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.112005	-10.59335	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.896110	60.02538	0.0000
Volatilité yayılması (ϕ)	5.626005	3.500096	0.0005
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.087093
Log likelihood			4087.071
Durbin-Watson İstatistiği			2.146439
F istatistiği			14.62331

Çalışmanın bu aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitésinin, Hong Kong hisse senedi piyasasının bir önceki işlem gününde pozitif veya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecektir. Bu amaçla uygun kukla

değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 HOR_t + \psi_2 HOR_t D_t^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + T_{t-1} + HO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.25)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.26)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 HOV_t + \phi_2 HOV_t D_t^* \quad (4.27)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } HOR_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } HOR_t > 0 \end{cases} \quad (4.28)$$

Çizelge 4.24 bize (4.25) ve (4.27) numaralı denklemdeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre Hong Kong hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri yayılmasında asimetri etkisi gözlenmezken, volatilité yayılmasında asimetri etkisi gözlenmektedir. Çizelgedeki varyans denklemine ait katsayılara bakıldığında, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitésinin Hong Kong hisse senedi piyasasındaki pozitif şoklardan etkilenmediği, negatif şoklardan ise etkilendiği görülmektedir.

Çizelge 4.24 : Hong Kong'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	-0.019206	-0.966211	0.3339
Getiri yayılması (ψ_1)	0.232287	4.326158	0.0000
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	0.135681	1.561712	0.1184
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	-0.006608	-4.938453	0.0000
Hongkong için düzey değeri (μ_1)	0.009378	5.376837	0.0000
AR(2)-(ρ)	-0.932132	-25.01999	0.0000
MA(2)-(δ)	0.936201	25.03035	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.162697	-6.302439	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.210784	6.792111	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.113099	-6.695239	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.890956	47.66342	0.0000
Volatilite yayılması (ϕ_1)	2.435906	1.207224	0.2273
Volatilite yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	6.452501	2.481295	0.0131
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.088130
Log likelihood			4092.238
Durbin-Watson İstatistiği			2.147159
F istatistiği			12.50109

4.2.5 İngiltere hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

İngiltere hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doğru tespit edilebilmesi için, öncelikle iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu iki ülke arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.25 ve 4.26'ta sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınacak olan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda dört (4) olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.25 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
İngiltere-	r=0	r=1	0.011868	24.35348	15.49471	0.0018
Türkiye	r≤1	r=2	0.005066	7.268455	3.841466	0.0070

Çizelge 4.26 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum Özdeğer İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
İngiltere-	r=0	r=1	0.011868	17.08503	14.26460	0.0174
Türkiye	r≤1	r=2	0.005066	7.268455	3.841466	0.0070

Johansen eşbütünleşme testi, iz istatistiği açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (24.353) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha büyük olduğu ve bir tane eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) varlığı görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi reddedilebilir.

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları Çizelge 4.26 maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğerlerin (17.085) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha büyük olduğu ve iki tane eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) varlığı görülmüştür. İz istatistik değeri sonucunda olduğu gibi, maksimum değer istatistiği sonucunda da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi reddedilebilir. Dolayısıyla gerek iz (trace) gerekse maksimum değer (eigen) değerleri, ilgili borsalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) olduğunu göstermektedir.

İngiltere hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu göz önünde bulundurularak, ortalama denkleminde Türkiye ve İngiltere hisse senedi piyasalarına ait getiri serilerine ek olarak düzey değerlere de yer verilecektir. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.2) ve (4.4) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi \dot{INR}_t + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + T_t + \dot{IN}_t + \varepsilon_t \quad (4.29)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.30)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \varphi INV_{t-1} \quad (4.31)$$

(4.36) numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde ARMA(1,1) modelinin koşullu ortalama için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.27'de görülebilmektedir. Sonuçlar İngiltere hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri yayılmasının olduğunu; ancak volatilité yayılmasının olmadığını göstermektedir. T-istatistik değerlerine bakıldığında getiri yayılmasının, oldukça güçlü olduğu görülebilmektedir.

Çizelge 4.27 : İngiltere'den Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.047155	3.756566	0.0002
Getiri Yayılması (ψ_1)	0.663441	21.38250	0.0000
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	0.004690	2.997544	0.0027
İngiltere için düzey değeri (μ_1)	-0.011355	-5.556972	0.0000
AR(1)-(p)	-0.801415	-5.609713	0.0000
MA(1)-(δ)	0.800581	5.595386	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.050626	-6.048619	0.0000
Büyüklük etkisi (α)	0.219145	7.141276	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.088641	-6.345251	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.901786	50.69219	0.0000
Volatilité yayılması (φ ₁)	2.428002	1.824541	0.0681
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.268587
Log likelihood			4227.194
Durbin-Watson İstatistiği			2.015903
F istatistiği			53.47526

Çalışmanın bu aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitésinin, İngiltere hisse senedi piyasasının bir önceki işlem gününde pozitif veya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecektir. Bu amaçla uygun kukla değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 INR_t + \psi_2 INR_t D_{t-1}^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + T_{t-1} + IN_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.32)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.33)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \varphi_1 USRS_{t-1} + \varphi_2 USRS_{t-1} D_{t-1}^* \quad (4.34)$$

$$D_{t-1}^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } INR_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } INR_t > 0 \end{cases} \quad (4.35)$$

Çizelge 4.28 bize (4.32) ve (4.34) numaralı denklemdeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre İngiltere hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri ve volatilité yayılmasında asimetri etkisinin gözlemlendiğine dair bulgulara ulaşılmıştır.

Çizelge 4.28 : İngiltere'den Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.073485	2.746424	0.0060
Getiri yayılması (ψ_1)	0.551182	10.69212	0.0000
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	0.235953	2.837576	0.0045
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	0.006051	2.150419	0.0315
İngiltere için düzey değeri (μ_1)	-0.016028	-2.633736	0.0084
AR(1)-(ρ)	-0.806993	-5.677163	0.0000
MA(1)-(δ)	0.808602	5.715996	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-0.958552	-5.405498	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.222065	7.210313	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.076539	-5.561295	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.910950	49.35078	0.0000
Volatilite yayılması (ϕ_1)	-1.958990	-0.920443	0.3573
Volatilite yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	6.771598	2.058620	0.0395
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.273800
Log likelihood			4231.816
Durbin-Watson İstatistiği			2.027552
F istatistiği			45.89810

4.2.6 Japonya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

Japonya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doğru tespit edilebilmesi için, öncelikle iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu iki ülke arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.29 ve 4.30'da sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınacak olan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda iki (2) olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.29 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Japonya-	r=0	r=1	0.005906	9.807603	15.49471	0.2958
Türkiye	r≤1	r=2	0.000935	1.337524	3.841466	0.2475

Çizelge 4.30 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum		
				Özdeğer İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Japonya-	r=0	r=1	0.005906	8.470079	14.26460	0.3329
Türkiye	r≤1	r=2	0.000935	1.337524	3.841466	0.2475

Johansen eşbütünleşme testi iz istatistiği Çizelge 4.29 açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (9.807) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha küçük olduğu ve Japonya ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir.

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları (Çizelge 4.30) maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğerin (8.470) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha küçük olduğu ve Japonya ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. İz istatistik değeri sonucunda olduğu gibi, maksimum değer istatistiği sonucunda da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla gerek iz (trace) gerekse maksimum değer (eigen) değerleri, ilgili borsalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) olmadığını göstermektedir.

Japonya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı göz önünde bulundurularak, ortalama denkleminde Türkiye ve Japonya hisse senedi piyasalarına ait düzey değerlere yer verilmeyecek, ortalama denkleminde sadece iki ülkeye ait getiri serileri kullanılacaktır. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.36) ve (4.38) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 JAR_t + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.36)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.37)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 JAV_t \quad (4.38)$$

4.36 numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde ARMA(1,1) modelinin koşullu ortalama için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.31'de görülebilmektedir. Sonuçlar Japonya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru hem getiri hem de volatilité yayılması olduğunu göstermektedir. T-istatistik değerlerine bakıldığında volatilité yayılmasının, getiri yayılmasına göre biraz daha güçlü olduğu görülebilmektedir.

Çizelge 4.31 : Japonya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.000973	2.414529	0.0158
Getiri Yayılması (ψ)	0.146225	5.518557	0.0000
AR(1)-(ρ)	0.938540	8.531.728	0.0000
MA(1)-(δ)	-0.931986	-8.059.396	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.202394	-7.265761	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.209507	7.326927	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.089000	-5.823825	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.896696	53.31017	0.0000
Volatilité yayılması (ϕ)	11.99339	5.983347	0.0000
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.024973
Log likelihood			4059.973
Durbin-Watson İstatistiği			2.089265
F istatistiği			5.575107

Çalışmanın bu aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitésinin, ABD hisse senedi piyasasının bir önceki işlem gününde pozitif ve ya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecektir. Bu amaçla uygun kukla değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 JAR_t + \psi_2 US_t D_t^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.39)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.40)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 JAV_t + \phi_2 JAV_t D_t^* \quad (4.41)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } JAR_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } JAR_t > 0 \end{cases} \quad (4.42)$$

Çizelge 4.32 bize 4.39 ve 4.41 numaralı denklemdeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre Japonya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri yayılmasında asimetri etkisi gözleniyorken, volatilité yayılmasında asimetri etkisine rastlanmamıştır. Çizelgedeki ortalama denklemine ilişkin katsayılara bakıldığında Japonya hisse senedi piyasasındaki negatif getirilerin Türkiye hisse senedi piyasasına yayıldığı, Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin Japonya hisse senedi piyasasındaki pozitif getiri şoklarından etkilenmediği görülmektedir.

Çizelge 4.32 : Japonya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.001797	3.290977	0.0010
Getiri yayılması (ψ_1)	0.049470	1.014978	0.3101
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	0.190037	2.485931	0.0129
AR(1)-(ρ)	0.929724	7.210388	0.0000
MA(1)-(δ)	-0.920845	-6.738282	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.174422	-7.446494	0.0000
Büyüklik etkisi (α)	0.206690	7.109866	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.091906	-5.595750	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.899967	56.41476	0.0000
Volatilité yayılması (ϕ_1)	13.02624	4.914450	0.0000
Volatilité yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	-1.863362	-0.606591	0.5441
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.028332
Log likelihood			4062.852
Durbin-Watson İstatistiği			2.086020
F istatistiği			5.166750

4.2.7 Meksika hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

Meksika hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doğru tespit edilebilmesi için, öncelikle iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu iki ülke arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.33 ve 4.34’te sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınacak olan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda iki (2) olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.33 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Türkiye-	r=0	r=1	0.010212	19.15785	15.49471	0.0134
Meksika	r≤1	r=2	0.003128	4.479366	3.841466	0.0343

Çizelge 4.34 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum Özdeğer İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Türkiye-	r=0	r=1	0.010212	14.67848	14.26460	0.0430
Meksika	r≤1	r=2	0.003128	4.479366	3.841466	0.0343

Johansen eşbütünleşme testi, iz istatistiği açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (19.157) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha büyük olduğu ve bir tane eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) var olduğu görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi reddedilebilir.

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları (Çizelge 4.34) maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğer istatistiğinin (14.678) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha büyük olduğu ve bir tane eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) var olduğu görülmüştür. İz istatistik değeri sonucunda olduğu gibi, maksimum özdeğer istatistiği sonucunda da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi reddedilebilir. Dolayısıyla gerek iz (trace) gerekse maksimum özdeğer istatistiği değerleri, ilgili

borsalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) olduğunu göstermektedir.

Meksika hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu göz önünde bulundurularak, ortalama denkleminde Türkiye ve Meksika hisse senedi piyasalarına ait düzey değerlere yer verilecektir. Çizelge 4.1'e bakıldığında, Türkiye ile Meksika hisse senedi piyasalarının yalnızca Türkiye saatiyle 15:30-17:30 saatleri arasında birlikte işlem gördükleri, Türkiye hisse senedi piyasası 17:30'da kapandıktan sonra Meksika hisse senedi piyasasının işlem görmeye devam ettiği görülmektedir. Saat 17:30'dan sonra Meksika hisse senedi piyasasında yaşanan şokların etkisi, Türkiye hisse senedi piyasasına ancak bir sonraki gün yansıyabilmektedir. Bu nedenle koşullu ortalama ve koşullu varyans denklemlerinde, Meksika hisse senedi piyasasının gecikmesiz ve bir gün gecikmeli getiri ve volatilité değerlerinin ikisi birden yer almaktadır. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.43) ve (4.45) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 MER_t + \psi_2 MER_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.43)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.44)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 MEV_t + \phi_2 MEV_{t-1} \quad (4.45)$$

4.2 numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde, Meksika hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelediğimiz bu modelde, ARMA(1,1) modelinin koşullu ortalamalar için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.35'de görülebilmektedir. Sonuçlar Meksika hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru hem getiri hem de volatilité yayılması olduğunu göstermektedir. T-

istatistik değerlerine bakıldığında getiri yayılmasının, volatilité yayılmasına göre daha güçlü olduğu görülebilmektedir.

Çizelge 4.35 : Meksika'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	-0.013431	-0.696827	0.4859
Getiri Yayılması (ψ_1)	0.472202	14.42627	0.0000
Gecikmeli getiri yayılması (ψ_2)	0.105597	2.785818	0.0053
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	-0.008138	-9.224305	0.0000
Meksika için düzey değeri (μ_1)	0.009876	4.343265	0.0000
AR(2)-(p)	-0.633482	-2.248045	0.0246
MA(2)-(δ)	0.640177	2.284577	0.0223
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.903246	-6.446258	0.0000
ARCH etkisi (α)	0.178574	5.860314	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.147811	-8.909330	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.812860	26.99106	0.0000
Volatilité yayılması (ϕ_1)	63.15250	2.699155	0.0070
Gecikmeli volatilité yayılması (ϕ_2)	-47.87473	-2.070857	0.0384
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.153194
Log likelihood			4137.011
Durbin-Watson İstatistiği			2.126577
F istatistiği			22.51295

Çalışmanın bu aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitésinin Meksika hisse senedi piyasasının pozitif veya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecektir. Bu amaçla uygun kukla değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 MER_t + \psi_2 MER_t D_t^* + \psi_3 MER_{t-1} + \psi_4 MER_{t-1} D_{t-1}^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.46)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.47)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 MEV_t + \phi_2 MEV_t D_t^* + \phi_3 MEV_{t-1} + \phi_4 MEV_{t-1} D_{t-1}^* \quad (4.48)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } MER_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } MER_t > 0 \end{cases} \quad (4.49)$$

Çizelge 4.36 bize 4.46 ve 4.48 numaralı denklemdeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre Meksika hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan gecikmesiz getiri yayılmasında asimetri etkisi gözlenmezken, gecikmeli getiri yayılmasında ve volatilité yayılmasında asimetrik etki görülmektedir.

Çizelge 4.36 : Meksika'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.024410	2.392554	0.0167
Getiri yayılması (ψ_1)	0.423426	6.592794	0.0000
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	0.090682	0.891599	0.3726
Gecikmeli getiri yayılması (ψ_3)	-0.017245	-0.227581	0.8200
Gecikmeli getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_4)	0.230036	1.913575	0.0557
Türkiye için düzey değeri (λ_1)	-0.008576	-6.437241	0.0000
Meksika için düzey değeri (μ_1)	0.006825	5.849835	0.0000
AR(2)-(ρ)	-0.828208	-5.169125	0.0000
MA(2)-(δ)	0.826855	5.140123	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-1.890259	-5.980429	0.0000
ARCH etkisi (α)	0.148223	5.345518	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.132867	-7.830210	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.811877	25.10957	0.0000
Volatilité yayılması (ϕ_1)	91.30366	3.126814	0.0018
Volatilité yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	15.35872	2.610615	0.0090
Gecikmeli volatilité yayılması (ϕ_3)	-75.06598	-2.656591	0.0079
Gecikmeli volatilité yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_4)	-16.99217	-2.565504	0.0103
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.154645
Log likelihood			4142.567
Durbin-Watson İstatistiği			2.137881
F istatistiği			17.31556

4.2.8 Rusya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi

Rusya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru yayılma etkisini incelerken kullanılacak modelin doğru tespit edilebilmesi için, öncelikle iki ülke arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu iki ülke arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.37 ve 4.38'de

sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınacak olan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda iki (2) olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.37 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Türkiye-	r=0	r=1	0.007146	12.85205	15.49471	0.1203
Rusya	r≤1	r=2	0.001814	2.596052	3.841466	0.1071

Çizelge 4.38 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

Ülkeler	H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum Özdeğer İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık Değeri
Türkiye-	r=0	r=1	0.007146	10.25600	14.26460	0.1957
Rusya	r≤1	r=2	0.001814	2.596052	3.841466	0.1071

Johansen eşbütünleşme testi iz istatistiği Çizelge 4.37 açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin (12.852) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (15.494) daha küçük olduğu ve Rusya ile Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. Böylece eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir.

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları (Çizelge 4.38) maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; maksimum özdeğerin (10.256) %5 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (14.264) daha küçük olduğu ve Rusya ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. İz istatistik değeri sonucunda olduğu gibi, maksimum özdeğer istatistiği sonucunda da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla gerek iz (trace) gerekse maksimum özdeğer (eigen) istatistiği değerleri, ilgili borsalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) olmadığını göstermektedir.

Rusya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması araştırılırken, ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı göz önünde bulundurularak, ortalama

denkleminde Türkiye ve Rusya hisse senedi piyasalarına ait düzey değerlere yer verilmeyecek, ortalama denkleminde sadece iki ülkeye ait getiri serileri kullanılacaktır. İncelemenin ilk kısmında asimetri etkisini göz ardı eden (4.2) ve (4.4) numaralı denklemlerden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 RUR_t + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.50)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.51)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \varphi_1 RUV_t \quad (4.52)$$

4.2 numaralı denklemle ifade edilen Türkiye hisse senedi piyasası günlük getiri oranı serisi için farklı gecikme uzunluklarını içeren ARMA modelleri denenerek uygun bir model belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile Log-Olabilirlik değerleri karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Tahminlere ait bilgi kriterleri değerlendirildiğinde ARMA(1,1) modelinin koşullu ortalama için en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Asimetrik yayılma etkisini göz ardı eden modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.39'da görülebilmektedir. Sonuçlar Rusya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru hem getiri hem de volatilité yayılması olduğunu göstermektedir. T-istatistik ve olasılık değerlerine bakıldığında getiri yayılmasının, volatilité yayılmasına göre daha güçlü olduğu, volatilité yayılmasının yüzde %10 anlamlılık seviyesinde gerçekleştiği görülmektedir.

Çizelge 4.39 : Rusya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.000679	2.052432	0.0401
Getiri Yayılması (ψ_1)	0.352399	22.69030	0.0000
AR(2)-(p)	-0.891050	-15.19021	0.0000
MA(2)-(δ)	0.901585	16.13070	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-0.887707	-6.642250	0.0000
ARCH etkisi (α)	0.202313	7.560837	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.102320	-8.950954	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.918747	64.92074	0.0000
Volatilite yayılması (φ ₁)	1.463006	1.784543	0.0743
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.228382
Log likelihood			4196.379
Durbin-Watson İstatistiği			2.037802
F istatistiği			53.83211

Çalışmanın bu aşamasında, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitenin, ABD hisse senedi piyasasının pozitif veya negatif getiri elde etmesine göre değişip değişmediği test edilecektir. Bu amaçla uygun kukla değişken kullanılarak oluşturulan aşağıdaki denklemlerin ifade ettiği modelden yararlanılacaktır.

$$TR_t = c + \sum_{i=1}^p \rho_i TR_{t-i} + \psi_1 RUR_t + \psi_2 RUR_t D_t^* + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.53)$$

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.54)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \phi_1 RUV_t + \phi_2 RUV_t D_t^* \quad (4.55)$$

$$D_t^* = \begin{cases} 1 & \text{eğer } RUR_t < 0 \\ 0 & \text{eğer } RUR_t > 0 \end{cases} \quad (4.56)$$

Çizelge 4.40 bize (4.53) ve (4.55) numaralı denklemdeki katsayıların tahmini değerlerini ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadıklarını göstermektedir. Buna göre Rusya hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri yayılmasında asimetri etkisi gözlenmezken, volatilitte yayılmasında asimetri olduğuna dair bulgulara erişilmiştir. T-istatistik değerlerine bakıldığında Türkiye hisse senedi

piyasaının volatilitésinin, yalnızca Rusya hisse senedi piyasasındaki negatif şoklara anlamlı bir tepki verdiği, pozitif şoklardan etkilenmediği görülmektedir.

Çizelge 4.40 : Rusya'dan Türkiye hisse senedi piyasasına asimetrik yayılma etkisi.

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Ortalama Denklemi			
Sabit (c)	0.001009	2.225253	0.0261
Getiri yayılması (ψ_1)	0.326875	12.36010	0.0000
Getiri yayılmasındaki asimetri etkisi (ψ_2)	0.055126	1.245192	0.2131
AR(2)-(ρ)	-0.892261	-15.59912	0.0000
MA(2)-(δ)	0.902308	16.50476	0.0000
Varyans Denklemi			
Sabit (ω)	-0.821947	-6.565505	0.0000
Büyükölük etkisi (α)	0.194630	7.550022	0.0000
Asimetri (yerel negatif getiri şokları için)-(γ)	-0.085332	-5.448511	0.0000
GARCH etkisi (β)	0.925076	69.83075	0.0000
Volatilite yayılması (ϕ_1)	-1.018484	-0.944243	0.3450
Volatilite yayılmasındaki asimetri etkisi (ϕ_2)	4.708851	3.440627	0.0006
Tanı testleri			
Adjusted R ²			0.228312
Log likelihood			4199.758
Durbin-Watson İstatistiği			2.034785
F istatistiği			43.24897

4.3 Hisse Senedi Piyasa Endeksi Getirileri Arasındaki Çoklu İlişkilerin Analizi

Çalışmanın şimdiye kadar olan bölümünde, çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri ve volatilité yayılması ikili analizler aracılığıyla incelenmiş ve elde edilen sonuçlar özetlenmiştir. Değişkenlerin bir bütün olarak birbirini etkileme durumunun analizi ise çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde çoklu analiz yöntemleri yardımıyla yapılacaktır. Bu bölümde, Türkiye hisse senedi piyasası ile incelemeye konu olan diğer sekiz hisse senedi piyasası arasındaki ilişki VAR yöntemiyle araştırılacak, kurulan VAR modelinin ardından, Granger nedensellik analizi, varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonlarının yardımıyla hisse senedi piyasaları getirileri arasındaki ilişkiler çoklu olarak tespit edilmeye çalışılacaktır.

4.3.1 Korelasyon Analizi

Çalışmanın bu bölümünde incelemeye konu olan hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki korelasyon analizi aracılığıyla araştırılacaktır. Korelasyon analizinde iki veya daha çok sayıda değişken arasında bir ilişki bulunup bulunmadığı, eğer varsa bu ilişkinin derecesi ve fonksiyonel şekli belirlenmeye çalışılır. Kısaca korelasyon katsayısı rassal değişkenler arasındaki ilişkinin gücünü ve yönünü ortaya koyan ölçekten bağımsız bir ölçüdür. Bir değişkenin değeri artarken diğer değişkenin değeri düzenli artıyor veya eksiliyorsa iki değişken arasındaki ilişki doğrusaldır.

Korelasyon katsayısının değeri -1 ile +1 arasında değişir. Sonucun +1 çıkması iki değişken arasında kuvvetli olumlu ilişkinin bulunduğunu, -1 ise kuvvetli olumsuz ilişkinin bulunduğunu gösterir. Korelasyon katsayısı 0'a yaklaştıkça ilişkinin kuvveti zayıflar, sıfır ise iki değişken arasında ilişkinin olmadığını gösterir. Ancak unutulmamalı ki korelasyon iki değişken arasındaki doğrusal birlikteliğin ya da doğrusal bağımlılığın bir ölçüsüdür. Başka bir deyişle sıfır korelasyon ille de iki değişkenin bağımsız olduğunu göstermez; ancak Türkiye hisse senedi piyasası endeksi ile seçilmiş diğer ülkelerin hisse senedi piyasası endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi sınamadan önce, bu ülkeler arasındaki korelasyon ilişkisine kısaca bir göz atmakta fayda vardır. Bu amaçla hazırlanmış olan Çizelge 4.41 ve Çizelge 4.42 aşağıda sunulmuştur. Çizelge 4.41'de incelemeye konu olan hisse senedi piyasa endeksi fiyat serilerinin logaritmik transformasyona tabi tutulmuş halleri arasındaki korelasyon ilişkisi, Çizelge 4.42'de ise hisse senedi piyasa endeksi getiri serileri arasındaki korelasyon ilişkisi yer almaktadır. Söz konusu hisse senedi piyasaları arasında hiçbir korelasyonun olmaması, özellikle Türkiye ile aralarında ilişkinin bulunmaması durumunda analizlerden anlamlı bir sonuç elde edilmesi beklenmemektedir. Bu nedenle çalışmaya konu olan ülke borsaları arasındaki korelasyonu gösteren matris öncelikli olarak sunulmuştur.

Çizelge 4.41 : Logaritması alınmış hisse senedi piyasa endeksi fiyat serileri arasındaki korelasyon.

Ülkeler	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong Kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
ABD	1								
Brezilya	0	1							
Hindistan	0,82	0,43	1						
Hong Kong	0,68	0,6	0,91	1					
İngiltere	0,95	0,22	0,89	0,81	1				
Japonya	0,77	-0,16	0,64	0,56	0,73	1			
Meksika	0,89	0,32	0,87	0,79	0,92	0,52	1		
Rusya	0,46	0,77	0,73	0,81	0,63	0,15	0,71	1	
Türkiye	0,85	0,39	0,91	0,85	0,92	0,56	0,95	0,74	1

Yukarıda verilen Çizelge 4.41'e bakıldığında, logaritması alınmış hisse senedi piyasa endeksi fiyat serileri arasındaki korelasyon açısından, Türkiye ile ABD, Hindistan, İngiltere ve Meksika arasında oldukça güçlü bir korelasyon ilişkisinin olduğu görülmektedir. Çizelgeye göre analize konu olan dönemde %95 ile Türkiye ile Meksika arasında en yüksek pozitif korelasyon varken, en düşük negatif korelasyon katsayısı -%16 ile Japonya ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasında gerçekleşmiştir.

Çizelge 4.42: Hisse senedi piyasa endeksi getirileri arasındaki korelasyon.

Ülkeler	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong Kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
ABD	1								
Brezilya	0,68	1							
Hindistan	0,29	0,33	1						
Hong Kong	0,21	0,3	0,52	1					
İngiltere	0,66	0,55	0,42	0,4	1				
Japonya	0,12	0,11	0,28	0,53	0,24	1			
Meksika	0,71	0,66	0,35	0,31	0,57	0,16	1		
Rusya	0,44	0,42	0,43	0,44	0,61	0,3	0,43	1	
Türkiye	0,37	0,35	0,3	0,27	0,51	0,18	0,37	0,47	1

Hisse senedi piyasa endeksi getirileri arasındaki korelasyon ilişkisini gösteren Çizelge 4.42 incelendiğinde, analize konu olan dönemde en yüksek pozitif korelasyonun %68 ile Brezilya ve ABD hisse senedi piyasaları arasında gerçekleştiği, en düşük korelasyonun ise %11 ile Brezilya ve Japonya hisse senedi piyasaları arasında olduğu görülmektedir. Türkiye hisse senedi piyasası getiri serisi ile diğer hisse senedi piyasalarının getiri serileri arasında orta ve düşük büyüklükte korelasyon ilişkileri olduğu da Çizelge 4.42'de görülebilmektedir.

4.3.2 Johansen eşbütünleşme testi sonuçları

Analiz kapsamında yer alan hisse senedi piyasalarının getiri serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılması amacıyla uygulanan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.43 ve 4.44'te sunulmuştur. Eşbütünleşme testinin uygulanmasında dikkate alınan gecikme sayısı; Akaike (AIC) bilgi kriteri doğrultusunda dört olarak hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir.

Çizelge 4.43 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- trace istatistiği.

H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	İz (trace) İstatistiği	1% Kritik Değer	5% Kritik Değer	10% Kritik Değer
r=0	r=1	0.034782	188.3156	210.0548	197.3709	190.8764
r≤1	r=2	0.025106	137.7621	171.0905	159.5297	153.6341
r≤2	r=3	0.021288	101.4530	135.9732	125.6154	120.3673
r≤3	r=4	0.015655	70.72495	104.9615	95.75366	91.11028
r≤4	r=5	0.013006	48.19237	77.81884	69.81889	65.81970
r≤5	r=6	0.009624	29.49736	54.68150	47.85613	44.49359
r≤6	r=7	0.008026	15.68835	35.45817	29.79707	27.06695
r≤7	r=8	0.002739	4.181591	19.93711	15.49471	13.42878
r≤8	r=9	0.000185	0.264791	6.634897	3.841466	2.705545

Değişkenlere ait bulunan özdeğer sonuçları iz istatistiği açısından incelendiğinde; Johansen iz istatistiği değerinin %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden daha küçük olduğu ve bu dokuz hisse senedi piyasası arasında hiç eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) bulunmadığı görülmüştür. Bu sonuçlar bize eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezinin kabul edilmesi gerektiğini söylemektedir.

Çizelge 4.44 : Johansen eşbütünleşme test sonucu- maksimum özdeğer.

H ₀	H ₁	Özdeğer (Eigenvalue)	Maksimum Özdeğer İstatistiği	1% Kritik Değer	5% Kritik Değer	10% Kritik Değer
r=0	r=1	0.034782	50.55345	64.99600	58.43354	55.24026
r≤1	r=2	0.025106	36.30910	58.66895	52.36261	49.28747
r≤2	r=3	0.021288	30.72806	52.30821	46.23142	43.29404
r≤3	r=4	0.015655	22.53257	45.86900	40.07757	37.27779
r≤4	r=5	0.013006	18.69501	39.37013	33.87687	31.23922
r≤5	r=6	0.009624	13.80901	32.71527	27.58434	25.12408
r≤6	r=7	0.008026	11.50676	25.86121	21.13162	18.89282
r≤7	r=8	0.002739	3.916800	18.52001	14.26460	12.29652
r≤8	r=9	0.000185	0.264791	6.634897	3.841466	2.705545

Değişkenlere ait özdeğer sonuçları maksimum özdeğer istatistiği açısından incelendiğinde ise; yine maksimum özdeğerlerin (50.553) %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeyindeki kritik değerden daha küçük olduğu ve eşbütünleşme vektörünün (eşbütünleşme ilişkisi) olmadığı görülmüştür. İz istatistik değeri sonucunda olduğu gibi, maksimum özdeğer istatistiği sonucunda da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirten yokluk hipotezi kabul edilmiştir. Dolayısıyla gerek iz (trace) gerekse maksimum özdeğer (eigen) değerleri, ilgili hisse senedi piyasalarının getiri serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) olmadığını göstermektedir.

4.3.3 Granger nedensellik analizi sonuçları

Değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin var olup olmadığını ortaya koymak amacıyla yapılan Granger nedensellik testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.45'te sunulmuştur. Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için serilerin farklı derecelerden de olsa durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle daha önceden durağan olduğunu tespit ettiğimiz hisse senedi piyasa endeksi getiri serilerinin Granger nedensellik testinde kullanılmalarında bir sakınca yoktur.

Çizelge 4.45 : Granger nedensellik analizi sonuçları.

Bağımlı ve bağımsız değişkenler	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
ABD		0.355	3.367	1.631	8.048**	0.190	1.530	2.339	3.067
Olasılık		0.949	0.338	0.652	0.045	0.979	0.675	0.504	0.381
Brezilya	3.484		6.390*	0.493	1.756	3.663	2.466	2.473	1.384
Olasılık	0.322		0.094	0.920	0.624	0.300	0.481	0.480	0.709
Hindistan	35.623***	10.778**		13.039***	16.710***	5.722	5.470	1.357	1.104
Olasılık	0.000	0.013		0.004	0.000	0.125	0.140	0.715	0.775
Hong kong	83.928***	29.635***	14.377***		3.327	13.620***	6.337*	1.004	3.236
Olasılık	0.000	0.000	0.002		0.343	0.003	0.096	0.800	0.356
İngiltere	52.473***	6.522*	6.644*	1.179		2.867	1.844	5.005	9.301**
Olasılık	0.000	0.088	0.084	0.757		0.412	0.605	0.171	0.025
Japonya	108.540***	2.804	0.630	12.659***	21.529***		1.565	4.988	5.252
Olasılık	0.000	0.422	0.889	0.005	0.000		0.667	0.172	0.154
Meksika	9.743**	1.152	2.636	2.204	6.829*	2.342		1.698	0.582
Olasılık	0.020	0.764	0.451	0.531	0.077	0.504		0.637	0.900
Rusya	38.471***	31.206***	11.531***	1.850	9.470**	11.304***	7.539*		5.656
Olasılık	0.000	0.000	0.009	0.603	0.023	0.010	0.056		0.129
Türkiye	11.661***	20.981***	5.727	1.095	4.681	6.057	1.429	9.797**	
Olasılık	0.008	0.000	0.125	0.778	0.196	0.108	0.698	0.020	

*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 istatistiksel anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Analiz sonuçlarını kısaca özetleyecek olursak;

ABD hisse senedi piyasası endeksinin Brezilya hisse senedi endeksi dışında, analizde yer alan tüm hisse senedi piyasası endeksi getirilerinin Granger nedeni olduğu, sadece

İngiltere hisse senedi piyasası endeksinin ABD hisse senedi piyasası endeksinin getirisinin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda, getiriler açısından ABD hisse senedi piyasası endeksi ile İngiltere hisse senedi piyasası endeksi arasında çift yönlü, ABD ile Hong Kong, Hindistan, Japonya, Meksika, Rusya, Türkiye hisse senedi piyasa endeksleri arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

Brezilya hisse senedi piyasa endeksinin, Hindistan, Hong Kong, Rusya ve Türkiye hisse senedi piyasa endekslerinin getirisinin Granger nedeni olduğu; ancak analize konu olan hiçbir hisse senedi piyasa endeksinin Brezilya hisse senedi endeksinin Granger nedeni olmadığı görülmektedir. Bu durumun, Brezilya hisse senedi piyasası endeksinin getirisinde meydana gelen değişimlerin diğer ülkelerin borsalarının endeksleri tarafından açıklanamadığını gösterdiği söylenebilir.

Hindistan hisse senedi piyasası endeksinin bağımlı değişken olduğu modelde, ABD, Brezilya, Hong Kong ve İngiltere hisse senedi endekslerine ilişkin katsayıların istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumda, sözü edilen bu hisse senedi piyasa endeksleri Hindistan hisse senedi piyasası endeksinin getirisine Granger anlamında neden olmaktadır. Test sonuçlarına bakıldığında Hindistan hisse senedi piyasa endeksinin yalnızca Hong Kong ve Rusya hisse senedi piyasa endekslerinin getirisinin Granger anlamında nedeni olduğu görülebilmektedir.

Hong Kong hisse senedi piyasa endeksi için test sonuçları değerlendirildiğinde, ABD, Brezilya, Hindistan, Japonya ve Meksika hisse senedi piyasa endeksleri Hong Kong hisse senedi piyasa endeksinin getirisi için bir Granger nedenidir. Hong Kong hisse senedi piyasa endeksi ise Japonya ve Hindistan hisse senedi piyasa endeksleri için Granger nedenidir.

Japonya hisse senedi piyasası endeksi için elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, Japonya ile Hong Kong hisse senedi piyasa endekslerinin getirisi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu, Japonya hisse senedi piyasası endeksinden, Rusya hisse senedi piyasası endeksine doğru ise tek yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Test sonuçlarına bakıldığında, ABD, Hong Kong ve İngiltere hisse senedi piyasa endekslerinin ise Japonya hisse senedi piyasa endeksinin getisinin Granger anlamında nedeni olduğu görülmektedir.

Rusya hisse senedi piyasası endeksi için analiz sonuçları değerlendirildiğinde, ABD, Brezilya, Hindistan, İngiltere, Japonya ve Meksika hisse senedi piyasa endekslerinde Rusya hisse senedi piyasa endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu, Rusya hisse senedi piyasa endeksinin ise yalnızca Türkiye hisse senedi piyasa endeksinin Granger anlamında nedeni olduğu görülmektedir.

Meksika hisse senedi piyasası için elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, getiriler yönünden, Meksika hisse senedi piyasa endeksinden Rusya hisse senedi piyasa endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu, ABD ve İngiltere hisse senedi piyasa endeksinin ise Meksika hisse senedi piyasası endeksinin Granger anlamında nedeni olduğu görülmektedir.

Türkiye hisse senedi piyasa endeksinin bağımlı değişken olduğu modele bakıldığında, ABD, Brezilya ve Rusya hisse senedi piyasa endekslerinden Türkiye hisse senedi piyasa endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu, Türkiye hisse senedi piyasasının ise sadece İngiltere hisse senedi piyasasının Granger anlamında nedeni olduğu görülmektedir.

4.3.4 Varyans ayrıştırması sonuçları

Türkiye hisse senedi piyasa endeksi getirisine ilişkin olarak gerçekleştirilen varyans ayrıştırması analizinin sonuçları Çizelge 4.46'da sunulmuştur. Çizelge incelendiğinde Türkiye hisse senedi piyasa endeksi getirisi değişkenine ait varyans ayrıştırması tahminleri, endeksin getirisinin ortalama %66'sının kendi geçmiş şoklarından kaynaklandığını göstermektedir. Çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasalarının Türkiye hisse senedi piyasa endeksinin getirileri üzerindeki katkıları incelendiğinde; ABD hisse senedi piyasasının %16, Brezilya hisse senedi piyasasının %3, Hindistan hisse senedi piyasasının %2, İngiltere hisse senedi piyasasının %8 ve Rusya hisse senedi piyasa endeksinin %3 katkı yaptığı görülmektedir. Çizelge çalışmaya konu olan Hong Kong, Japonya ve Meksika hisse senedi piyasalarındaki şokların ise Türkiye hisse senedi piyasasının getirisi üzerinde anlamlı bir etkileri olmadığını göstermektedir.

Çizelge 4.46 : Türkiye için varyans ayrıştırması sonuçları (getiriler yönünden).

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.015155	16.16285	1.654066	1.668017	0.335123	7.302234	0.050009	0.426941	2.620114	69.78065
2	0.015497	16.86629	2.420345	1.600397	0.438566	7.851120	0.476050	0.452815	2.915120	66.97930
3	0.015573	16.80584	2.555063	1.959792	0.544306	7.774112	0.524528	0.453640	2.999573	66.38314
4	0.015614	16.75017	2.622506	1.949920	0.552878	7.894859	0.534466	0.495501	3.088480	66.11122
5	0.015616	16.74698	2.630907	1.949712	0.553003	7.895657	0.536698	0.503304	3.088438	66.09530
6	0.015617	16.74775	2.630940	1.949576	0.554377	7.899553	0.536741	0.503246	3.088583	66.08923
7	0.015617	16.74699	2.631478	1.949482	0.555163	7.899961	0.537126	0.503573	3.090189	66.08603
8	0.015617	16.74693	2.631450	1.949519	0.555245	7.900483	0.537280	0.503629	3.090169	66.08530
9	0.015617	16.74695	2.631528	1.949569	0.555245	7.900468	0.537283	0.503628	3.090162	66.08517
10	0.015617	16.74695	2.631532	1.949569	0.555275	7.900487	0.537283	0.503628	3.090169	66.08511

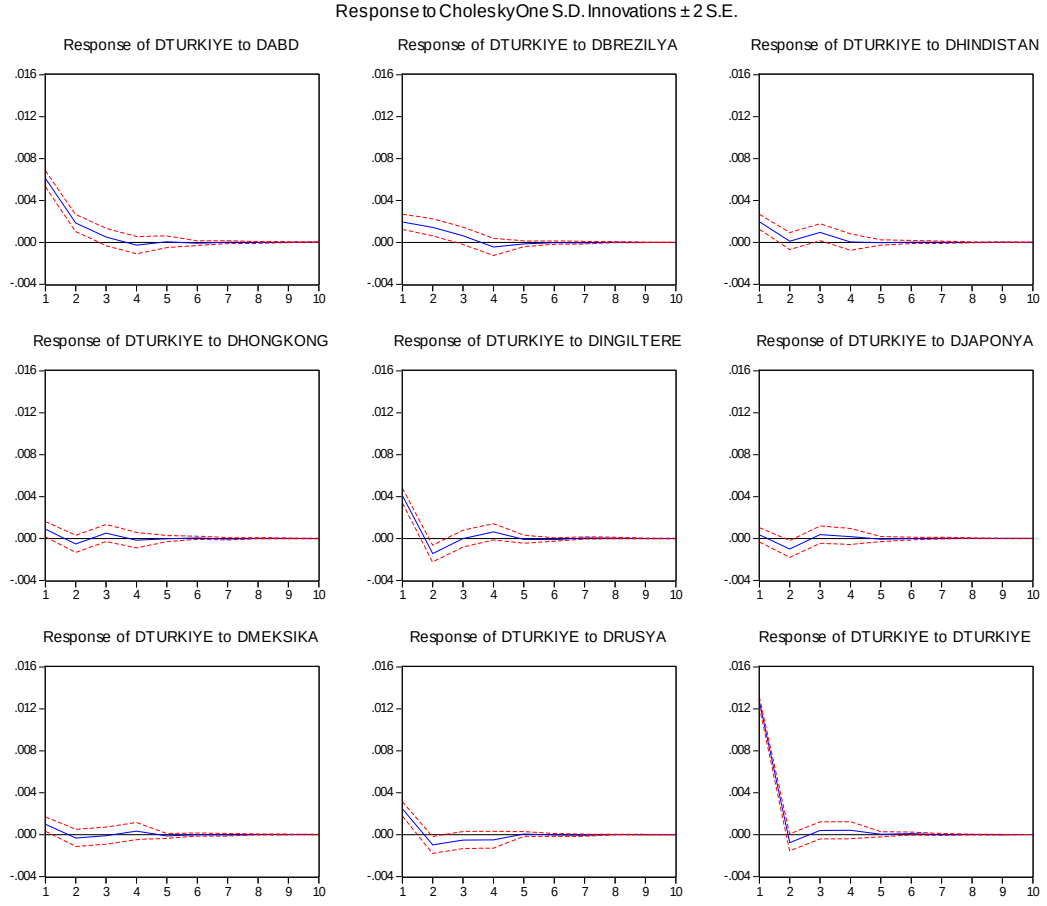
Çalışmaya konu olan diğer 8 hisse senedi piyasasına ait varyans ayrıştırması sonuçları Ek-B'de yer alan çizelgelerde özetlenmiştir.

4.3.5 Etki-tepki analizleri

Türkiye hisse senedi piyasası getirisi değişkenine ilişkin olarak gerçekleştirilen etki-tepki analizinin sonuçları Şekil 4.1'de sunulmuştur. VAR analizinde değişkenlerin sıralamasında yapılan bir değişiklik sonuçların da farklılaşmasına yol açabilir. Değişkenlerin sıralamasının farklı olmasının farklı sonuçlara yol açması sebebiyle, çalışmamızda VAR'ın hareketli ortalamalar bölümünden elde edilen Etki-Tepki fonksiyonları analizinde “Generalized Impulses” seçeneği kullanılarak bu sorun giderilmeye çalışılmıştır. Şekil 4.1, Türkiye hisse senedi piyasası getirisi değişkeninin gelecek 10 gün boyunca etki-tepki analizi grafiğini, diğer bir ifadeyle Türkiye hisse senedi piyasası getirisi değişkeninin, kendisine ve incelemeye konu olan diğer hisse senedi piyasalarına verilen bir standart sapmalık şoka 10 gün boyunca vereceği tepkiyi göstermektedir.

Grafiklerdeki düz çizgiler etki-tepki katsayılarının nokta tahminlerini, kesikli çizgiler ise güven aralıklarını ifade etmektedir. Elde edilen bulguların güvenilir kabul edilebilmesi için güven aralıklarının her ikisinin de sıfır bandı üzerindeki (ya da altındaki) bölgede kalması gerekmektedir. Bu nedenle çalışmadaki değerlendirmeler sadece güven aralıklarının aynı bölgede bulunması (etki-tepki katsayılarının güven aralıkları içerisinde anlamlı olması) durumunda yapılmıştır. Sonuçlar incelendiğinde,

Türkiye hisse senedi piyasası getirisi değişkeninin kendisine gelen şoklara 10 gün boyunca azalan bir tepki verdiği görülmektedir. Değişkenin, diğer hisse senedi piyasalarında meydana gelen değişimlere verdiği tepki incelendiğinde ise; Türkiye hisse senedi piyasası getirisinin en büyük tepkiyi ABD hisse senedi piyasasındaki şoklara verdiği görülmektedir. ABD hisse senedi piyasasındaki şoklara verilen tepkiler azalarak da olsa üç gün boyunca sürmektedir. Şekil 4.1'e bakıldığında, Türkiye hisse senedi piyasası getirisinin, ABD hisse senedi piyasasından sonra en büyük tepkiyi verdiği hisse senedi piyasasının İngiltere hisse senedi piyasası olduğu görülmektedir. Etki-tepki analizi sonuçları, Brezilya, Rusya ve Hindistan hisse senedi piyasasındaki şokların da Türkiye hisse senedi piyasasının getirisini etkilediğini göstermektedir. Türkiye hisse senedi piyasasının, bu piyasalardaki şoklara pozitif tepki verdiği, ancak bu tepkilerin hızla ortadan kalktığı grafiklere bakıldığında görülebilmektedir. Şekil 4.1, Hong Kong, Japonya ve Meksika hisse senedi piyasalarındaki şokların ise Türkiye üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etki yaratmadıklarını ifade etmektedir.



Şekil 4.1 : Türkiye hisse senedi piyasasına ait etki tepki analizi sonuçları.

4.4 Hisse Senedi Piyasa Endeksleri Volatiliteleri Arasındaki Çoklu İlişkilerin Analizi

Çalışmamızın bir önceki bölümünde hisse senedi piyasa endeksi getirileri arasındaki çoklu ilişkiler analiz edilmiştir. Bu bölümde ise, Türkiye hisse senedi piyasa endeksi volatilitesi ile incelemeye konu olan diğer sekiz hisse senedi piyasa endeksinin volatilitesi arasındaki ilişki VAR yöntemiyle araştırılacak, kurulan VAR modelinin ardından, bir önceki bölümde olduğu gibi Granger nedensellik analizi, varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonlarının yardımıyla hisse senedi piyasaları volatiliteleri arasındaki ilişkiler çoklu olarak tespit edilmeye çalışılacaktır.

4.4.1 Granger nedensellik analizi sonuçları

Değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin var olup olmadığını ortaya koymak amacıyla yapılan Granger nedensellik testi sonuçları aşağıda yer alan Çizelge 4.47'de sunulmuştur. Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için serilerin farklı derecelerden de olsa durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle durağan olan hisse

senedi piyasa endeksi volatilité serilerinin analizde kullanılmalarının önünde bir sakınca bulunmamaktadır.

Çizelge 4.47 : Granger nedensellik analizi sonuçları (volatiliteler yönünden).

Bağımlı ve bağımsız değişkenler	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
ABD	Ki-Kare	22.954***	3.646	4.679	71.029***	0.880	28.174***	2.615	8.296**
	Olasılık	0.000	0.302	0.196	0.000	0.830	0.000	0.454	0.040
Brezilya	Ki-Kare	7.980**	1.329	0.514	4.747	2.769	0.511	10.906**	3.662
	Olasılık	0.046	0.722	0.915	0.191	0.428	0.916	0.012	0.300
Hindistan	Ki-Kare	32.528***	12.252***	3.994	1.933	3.796	7.536*	9.313**	4.471
	Olasılık	0.000	0.006	0.262	0.586	0.284	0.056	0.025	0.214
Hong kong	Ki-Kare	28.877***	19.672***	26.028***	10.013**	20.682***	2.102	7.949**	4.999
	Olasılık	0.000	0.000	0.000	0.018	0.000	0.551	0.047	0.171
İngiltere	Ki-Kare	19.572***	21.559***	6.226	2.133	0.421	1.477	4.196	9.566**
	Olasılık	0.000	0.000	0.101	0.545	0.935	0.687	0.241	0.022
Japonya	Ki-Kare	7.068*	7.939**	3.979	5.325	25.291***	25.285***	4.587	1.126
	Olasılık	0.069	0.047	0.263	0.149	0.000	0.000	0.204	0.770
Meksika	Ki-Kare	9.440**	0.961	4.284	1.503	1.786	2.676	9.669**	1.249
	Olasılık	0.024	0.810	0.232	0.681	0.617	0.444	0.021	0.741
Rusya	Ki-Kare	13.350***	23.673***	1.548	8.979**	4.477	3.875	7.917**	3.927
	Olasılık	0.003	0.000	0.671	0.029	0.214	0.275	0.047	0.269
Türkiye	Ki-Kare	10.670***	26.906***	6.676*	4.771	2.661	8.488**	7.976**	7.955**
	Olasılık	0.013	0.000	0.082	0.189	0.446	0.036	0.046	0.046

*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 istatistiksel anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Analiz sonuçlarını kısaca özetleyecek olursak;

ABD hisse senedi piyasa endeksinin analizde yer alan tüm hisse senedi piyasa endekslerinin volatilitésinin Granger nedeni olduğu, Brezilya, İngiltere, Meksika ve Türkiye hisse senedi piyasalarının ise ABD hisse senedi piyasası volatilitésinin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda, volatilité yönünden ABD hisse senedi piyasası endeksi ile Brezilya, İngiltere, Meksika ve Türkiye hisse senedi piyasası endeksi arasında çift yönlü, ABD ile Hong Kong, Hindistan, Japonya, Rusya hisse senedi piyasa endeksleri arasında tek yönlük nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

Brezilya hisse senedi piyasa endeksinin, ABD, Hindistan, Hong Kong, İngiltere, Japonya, Rusya ve Türkiye endeksleri volatilitésinin Granger nedeni olduğu; buna karşılık yalnızca ABD ve Rusya hisse senedi piyasalarının Brezilya hisse senedi endeksi volatilitésinin Granger nedeni olmadığı görülmektedir. Brezilya ile ilgili olarak elde edilen sonuçlar, Brezilya hisse senedi piyasası endeksinin volatilitésinde meydana gelen değişimlerin çalışmaya konu olan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının volatilitésinin açıklanmasında önemli olduğunu göstermektedir.

Hindistan hisse senedi piyasası endeksinin bağımlı değişken olduğu modelde, ABD, Brezilya, Meksika ve Rusya hisse senedi piyasalarına ilişkin katsayıların istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumda, sözü edilen bu hisse senedi piyasa endeksleri Hindistan hisse senedi piyasası endeksine Granger anlamında neden olmaktadır. Test sonuçlarına bakıldığında Hindistan hisse senedi piyasa endeksinin yalnızca Hong Kong ve Türkiye hisse senedi piyasa endekslerinin volatilitésinin Granger anlamında nedeni olduğu görülebilmektedir.

Hong kong hisse senedi piyasa endeksi için test sonuçları değerlendirildiğinde, Meksika ve Türkiye dışındaki tüm hisse senedi piyasa endekslerinin Hong Kong hisse senedi piyasasının volatilitésini için bir Granger nedeni olduğu görülebilmektedir. Hong Kong hisse senedi piyasa endeksi ise sadece Rusya hisse senedi piyasa endeksi için Granger nedenidir.

Japonya hisse senedi piyasası endeksi için elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, ABD, Brezilya, İngiltere ve Meksika hisse senedi piyasa endekslerinden Japonya hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu, Japonya hisse senedi piyasasından ise, Hong Kong ve Türkiye hisse senedi piyasası endekslerine doğru tek yönlü nedensellik olduğu görülmektedir.

Rusya hisse senedi piyasası endeksi için analiz sonuçları değerlendirildiğinde, Rusya ile Brezilya, Hong Kong ve Meksika hisse senedi piyasa endekslerinin volatiliteleri arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu, buna ek olarak ABD hisse senedi piyasasında Rusya hisse senedi piyasa endeksine doğru, Rusya hisse senedi piyasasından ise Hindistan ve Türkiye hisse senedi piyasa endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi görülmektedir.

Meksika hisse senedi piyasası için elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, ABD ve Rusya hisse senedi piyasa endeksinden Meksika hisse senedi piyasa endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu, Meksika hisse senedi piyasından ise ABD, Hindistan, Rusya ve Türkiye hisse senedi piyasa endeksinin Granger anlamında nedeni olduğu görülmektedir.

Türkiye hisse senedi piyasa endeksinin bağımlı değişken olduğu modele bakıldığında, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitésinin İngiltere ve Hong Kong dışındaki çalışmaya konu olan tüm hisse senedi piyasalarından etkilendiği, Türkiye hisse senedi

piyasasının ise ABD ve İngiltere hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin Granger anlamında nedeni olduğu görülmektedir.

4.4.2 Varyans ayrıştırması sonuçları

Türkiye hisse senedi piyasa endeksinin volatilitelerine ilişkin olarak gerçekleştirilen varyans ayrıştırma analizinin sonuçları Çizelge 4.48' de sunulmuştur. Türkiye hisse senedi piyasa endeksi volatilitesi değişkenine ait varyans ayrıştırması tahminleri, Türkiye hisse senedi piyasa endeksi volatilitesi varyansının %70'inin kendi geçmiş şoklarından kaynaklandığını göstermektedir. Diğer hisse senedi piyasa endekslerinin Türkiye hisse senedi piyasa endeksi volatilitelerinin varyansı üzerindeki katkıları incelendiğinde; Brezilya hisse senedi piyasa endeksi volatilitelerinin %13, ABD hisse senedi piyasa endeksi volatilitelerinin %6, İngiltere hisse senedi piyasa endeksinin volatilitelerinin %5, Hindistan hisse senedi piyasası endeksinin ise %2 katkı yaptığı görülmektedir. Çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin ise, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı görülmektedir.

Çizelge 4.48 : Varyans ayrıştırması sonuçları (volatiliteler yönünden).

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.001597	2.866730	5.070187	1.516589	0.003311	5.857720	0.018997	0.493800	1.373604	82.79906
2	0.002141	4.997477	7.624353	2.092519	0.007805	5.585186	0.025303	0.275406	1.054330	78.33762
3	0.002547	6.126312	10.46967	1.896463	0.098881	4.838442	0.056825	0.202765	0.760153	75.55049
4	0.002848	6.466649	11.94077	2.020803	0.096547	4.683436	0.114701	0.166012	0.607832	73.90325
5	0.003079	6.642527	12.79905	2.119009	0.108144	4.603875	0.208982	0.152200	0.530272	72.83595
6	0.003258	6.698269	13.21492	2.218443	0.126032	4.603388	0.316071	0.152089	0.499623	72.17116
7	0.003402	6.676222	13.46512	2.341406	0.139680	4.643136	0.439852	0.163474	0.502384	71.62873
8	0.003518	6.631558	13.59172	2.470660	0.155655	4.696899	0.568561	0.183310	0.530266	71.17137
9	0.003613	6.574297	13.63773	2.601086	0.171924	4.755677	0.699423	0.210904	0.579974	70.76899
10	0.003691	6.510103	13.63599	2.734223	0.188053	4.815124	0.828363	0.245792	0.648244	70.39411

Çalışmaya konu olan diğer sekiz hisse senedi piyasasının volatilitelerine ait varyans ayrıştırması sonuçları Ek-D'de yer alan çizelgelerde özetlenmiştir.

4.4.3 Etki-tepki analizleri

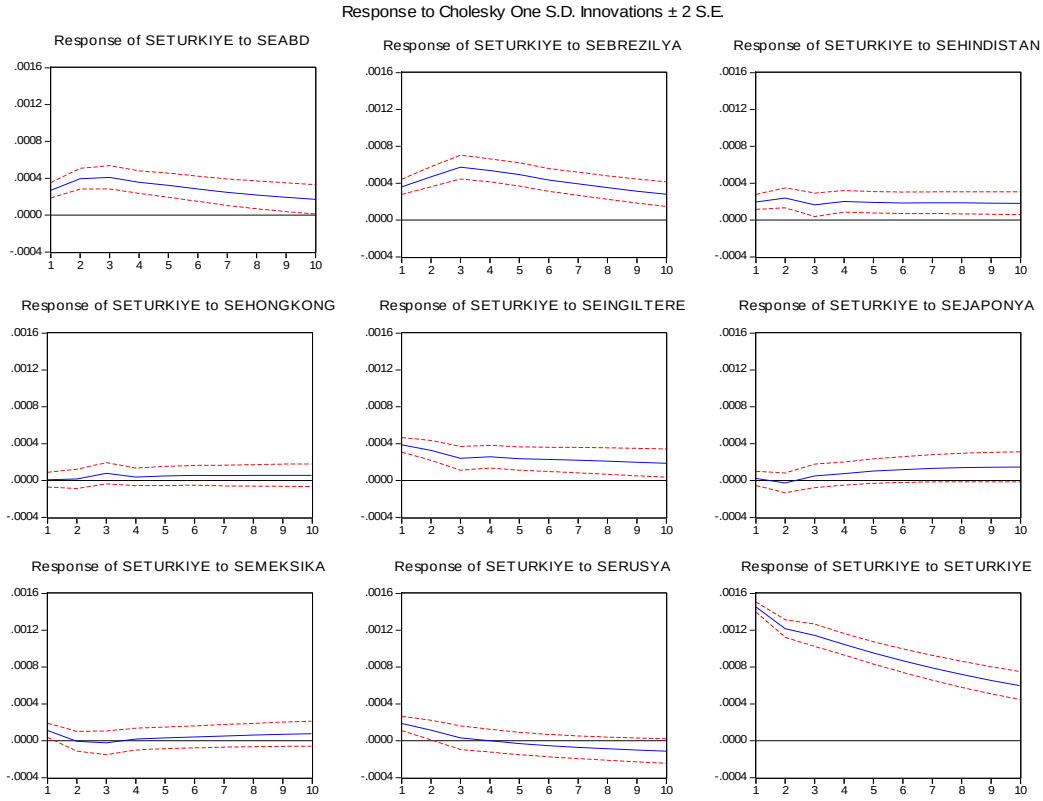
Aşağıda yer alan grafikler (Şekil 4.2) çalışmaya konu olan diğer hisse senedi piyasa endekslerinin volatilitelerinin her birindeki bir standart sapmalık beklenmeyen bir

değişmenin ya da şokun Türkiye hisse senedi piyasa endeksi volatilitesi üzerindeki on günlük etkisini göstermektedir. Çalışmamızın önceki bölümlerinde de ifade edildiği üzere grafiklerdeki düz çizgiler etki-tepki katsayıların nokta tahminlerini, kesikli çizgiler ise güven aralıklarını ifade etmektedir.

Elde edilen bulguların güvenilir kabul edilebilmesi için güven aralıklarının her ikisinin de sıfır bandı üzerindeki (ya da altındaki) bölgede kalması gerekmektedir. Bu nedenle çalışmadaki değerlendirmeler sadece güven aralıklarının aynı bölgede bulunması (etki-tepki katsayılarının güven aralıkları içerisinde anlamlı olması) durumunda yapılmıştır.

Sonuçlar incelendiğinde, Türkiye hisse senedi piyasa endeksi volatilitesinin kendisine gelen şoklara 10 gün boyunca azalan bir tepki verdiği görülmektedir. Türkiye hisse senedi piyasası volatilitesi değişkeninin, diğer hisse senedi piyasalarında meydana gelen değişimlere verdiği tepki incelendiğinde ise; Türkiye hisse senedi piyasası volatilitesinin en büyük tepkiyi Brezilya hisse senedi piyasası volatilitesindeki şoklara verdiği görülmektedir. Brezilya'ya ek olarak ABD hisse senedi piyasası volatilitesindeki şokların da Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesini arttırdığı görülmektedir. Şekil 4.2'ye bakıldığında, İngiltere ve Hindistan hisse senedi piyasası volatilitesindeki şokların da, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde uzun dönemli etkileri olduğu görülmektedir. Etki-tepki analizi sonuçları, Rusya hisse senedi piyasası volatilitesindeki şokların da Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesini etkilediği; ancak bu etkinin iki gün içinde ortadan kalktığı görülmektedir. Şekil 4.2, Hong Kong, Japonya ve Meksika hisse senedi piyasası endeksleri volatilitelerindeki şokların ise Türkiye üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etki yaratmadıklarını ifade etmektedir. Güven sınırları dikkate alındığında bu hisse senedi piyasa endekslerinin volatilitelerindeki şokların Türkiye hisse senedi piyasası volatilitesi üzerindeki etkilerinin hiçbir dönem anlamlılık kazanmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmaya konu olan Türkiye dışındaki hisse senedi piyasa endekslerinin volatilitelerinin, diğer hisse senedi piyasalarının volatilitelerinde meydana gelen şoklara nasıl tepkiler verdiği Ek-E'deki grafiklerde görülebilmektedir.



Şekil 4.2 : Türkiye hisse senedi piyasasına ait etki tepki analizi sonuçları.

4.5 Özet Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye hisse senedi piyasası ile incelemeye konu olan diğer hisse senedi piyasaları arasındaki ikili ve çoklu analizlerden elde edilen sonuçlardan oluşan bir özete yer verilecektir. Çizelge 4.49 Türkiye hisse senedi piyasası ile diğer hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunup bulunmadığını, incelemeye konu olan hangi hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru getiri ve volatilité yayılması olduğunu, bu yayılma ilişkilerinde asimetri etkisinin gözlenip gözlenmediğini bu ilişkilerin istatistiksel anlamlılık düzeyleriyle birlikte toplu olarak göstermek üzere hazırlanmıştır. Çizelge 4.50 ise Türkiye hisse senedi piyasası ile çalışmaya konu olan diğer sekiz hisse senedi piyasası arasındaki çoklu analizlerin sonucunu getiriler ve volatilité yönünden ayrı olarak sunmaktadır.

Çizelge 4.49 : İkili analizlerden elde edilen bulguların özeti.

Ülkeler	Eşbütünleşme	Getiri yayılması	Getiri yayılmasında asimetri	Volatilité yayılması	Volatilité yayılmasında asimetri	Granger nedenselliği
ABD → Türkiye	Yok	Var***	Var*	Var***	Var*	Var***
Brezilya → Türkiye	Yok	Var***	Var**	Var***	Var***	Var***
Hindistan → Türkiye	Var**	Var***	Var***	Var***	Yok	Yok
Hong Kong → Türkiye	Var**	Var***	Yok	Var***	Var**	Yok
İngiltere → Türkiye	Var***	Var***	Var***	Var*	Var**	Yok
Japonya → Türkiye	Yok	Var***	Var**	Var***	Yok	Var*
Meksika → Türkiye	Var**	Var***	Var*	Var***	Var***	Yok
Rusya → Türkiye	Yok	Var***	Yok	Var*	Var***	Var**

*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 istatistiksel anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Çizelge 4.49 incelendiğinde Türkiye hisse senedi piyasası ile Hindistan, Hong Kong ve Meksika hisse senedi piyasaları arasında %5, Türkiye ile İngiltere hisse senedi piyasası arasında ise %1 istatistiksel anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu görülmektedir. Çizelge incelemeye konu olan tüm hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru %1 anlamlılık düzeyinde getiri yayılması olduğunu, Rusya ve Hong Kong hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasalarına doğru olanlar dışındaki tüm getiri yayılmalarda asimetri etkisinin gözlemlendiğini göstermektedir. Çizelgedeki sonuçlar volatilité yayılması açısından incelendiğinde, analize konu tüm hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru farklı istatistiksel anlamlılık düzeylerinde volatilité yayılması olduğu, ayrıca Hindistan ve Japonya hisse senedi piyasası dışındaki tüm piyasalardan Türkiye hisse senedi piyasasına doğru asimetric volatilité yayılması olduğu görülebilmektedir.

Çizelge 4.50 : Çoklu analizlerden elde edilen bulguların özeti.

Ülkeler	Getiriler yönünden			Volatiliteler yönünden		
	Granger nedenselliği	Varyans ayrıştırması	Etki-tepki fonksiyonları	Granger nedenselliği	Varyans ayrıştırması	Etki-tepki fonksiyonları
ABD → Türkiye	Var***	%16.7	Var	Var***	%6.5	Var
Brezilya → Türkiye	Var***	%2.6	Var	Var***	%13.6	Var
Hindistan → Türkiye	Yok	%1.9	Yok	Var*	%0.2	Yok
Hong Kong → Türkiye	Yok	%0.5	Yok	Yok	%4.8	Yok
İngiltere → Türkiye	Yok	%7.9	Var	Yok	%0.8	Var
Japonya → Türkiye	Var*	%0.5	Yok	Var**	%0.2	Yok
Meksika → Türkiye	Yok	%3.1	Yok	Var**	%0.6	Yok
Rusya → Türkiye	Var**	%66	Var	Var**	%70	Var

*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 istatistiksel anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Çizelge 4.50'ye göre, hisse senedi piyasa endeksi getiri serileri ile yapılan Granger nedensellik analizi sonuçları, ABD ve Brezilya hisse senedi piyasalarının %1, Rusya hisse senedi piyasasının %5, Japonya hisse senedi piyasasının ise %10 anlamlılık düzeyinde Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin Granger nedeni olduğuna işaret etmektedir. Hisse senedi piyasa endeksi volatilité serileri aracılığıyla yapılan Granger nedensellik analizi sonuçları ise, ABD ve Brezilya hisse senedi piyasalarının %1, Japonya, Meksika ve Rusya hisse senedi piyasasının %5, Hindistan hisse senedi piyasasının ise %10 anlamlılık düzeyinde Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitésinin Granger nedeni olduğunu gösterir. Çizelge incelendiğinde hem getiri hem de volatilité serileri kullanılarak oluşturulan etki-tepki fonksiyonlarına göre, ABD, Brezilya, İngiltere ve Rusya hisse senedi piyasalarındaki şokların Türkiye hisse senedi piyasasının üzerinde istatistiki açıdan anlamlı etkileri olduğu görülmektedir. Çizelge 4.50 son olarak getiri ve volatilité serileri kullanılarak yapılan varyans ayrıştırması analizine göre, diğer hisse senedi piyasalarındaki bir standart sapmalı şokların Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitésini üzerindeki etkisini yüzdeler halinde göstermektedir. Varyans ayrıştırması sonuçları, Türkiye hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitésinin varyansına en çok ABD ve Brezilya hisse senedi piyasasındaki şokların katkı yaptığını göstermektedir.

5. SONUÇ

ABD, Brezilya, Hindistan, Hong Kong, İngiltere, Japonya, Meksika, Rusya hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına getiri ve volatilité yayılımının araştırıldığı bu çalışmada, 1 Ocak 2009 – 30 Haziran 2014 periyoduna ait gün sonu veriler kullanılmış, EGARCH modeli ve VAR analizi yöntemleri uygulanmıştır. EGARCH modelindeki koşullu ortalama denklemi bağlamında piyasalar arasındaki getiri yayılımı, koşullu volatilité denklemi bağlamında da piyasalar arasındaki volatilité yayılımı incelenirken, asimetrik getiri ve volatilité yayılımı da kurulan ayrı modeller vasıtasıyla incelenmiştir. Çalışmada diğer hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan yayılma ilişkileri incelenirken oluşturulacak EGARCH modelinin doğru kurulabilmesi için, öncelikle Türkiye hisse senedi piyasası ile diğer ülkelere ait hisse senedi piyasası endeks değerleri arasındaki uzun dönemli ilişki, Johansen eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Eşbütünleşme testi sonucunda, Türkiye ile İngiltere, Hong Kong, Hindistan ve Meksika hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Eşbütünleşme analizinin ardından kurulan EGARCH modelleriyle yapılan incelemeler sonucunda Türkiye hisse senedi piyasası getirilerinin, incelemeye konu olan tüm diğer hisse senedi piyasalarının getirilerinden etkilendiği, ayrıca Rusya ve Hong Kong hariç tüm hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan getiri yayılmalarında asimetri etkisinin gözlemlendiği tespit edilmiştir. Katsayılara bakıldığında Türkiye hisse senedi piyasası getirilerinin en çok ABD ve İngiltere hisse senedi piyasalarının getirilerinden etkilendiği görülmektedir. Diğer hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru volatilité yayılması incelendiğinde ise, %10 anlamlılık düzeyinde incelemeye konu olan tüm diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesini etkiledikleri, Hindistan ve Japonya hariç tüm hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru olan volatilité yayılmasında asimetri etkisinin gözlemlendiği bulgularına ulaşılmıştır.

Çalışmanın ikinci aşamasında, hisse senedi piyasaları arasındaki ikili karşılaştırmalar yerine, çoklu analizlerden faydalanılmış, tüm ülkeleri kapsayan bir VAR modeli

kurularak, Granger nedensellik testleri, varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri yöntemleri kullanarak hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşim getiriler ve volatilité yönünden incelenmiştir. Granger nedensellik analizi sonuçları getiriler yönünden değerlendirildiğinde, ABD, Brezilya ve Rusya hisse senedi piyasalarının Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin Granger anlamında nedeni olduğu görülmektedir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına bakıldığında, Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin önemli ölçüde kendi gecikmeli değerlerinden etkilendiği, buna ek olarak diğer hisse senedi piyasaları arasında en çok ABD hisse senedi piyasasının Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin varyansını etkilediği görülmektedir. Etki-tepki fonksiyonları ise, Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin en çok ABD ve İngiltere hisse senedi piyasalarındaki şoklara tepki verdiğini göstermektedir, bunlara ek olarak Brezilya, Rusya ve Hindistan hisse senedi piyasalarındaki şokların da Türkiye hisse senedi piyasasının getirisini etkilediği görülebilmektedir. Hisse senedi piyasa endekslerinin volatilité serileri kullanılarak oluşturulan VAR modelinden elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitésinin İngiltere ve Hong Kong dışında çalışmaya konu olan tüm hisse senedi piyasalarından etkilendiği görülmektedir. Varyans ayrıştırması sonuçları Türkiye hisse senedi piyasası volatilitésinin en çok Brezilya hisse senedi piyasasındaki şoklardan etkilendiğini, Brezilya'dan sonra ise en çok ABD hisse senedi piyasasının Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde belirleyici olduğunu göstermektedir. Türkiye hisse senedi piyasa endeksi volatilitesi ile diğer hisse senedi piyasa endekslerinin volatiliteleri arasındaki dinamik etkileşimlerin belirlenebilmesi için son olarak VAR yönteminin etki-tepki fonksiyonlarından istifade edilmiştir. Etki-tepki fonksiyonları, Türkiye hisse senedi piyasa endeksinin volatilitésinin Brezilya, ABD, İngiltere, Hindistan ve Rusya hisse senedi piyasasındaki bir standart sapmalık şoklara anlamlı tepkiler verdiğini göstermektedir.

İleriki çalışmalar tarafından, Türkiye hisse senedi piyasasının başka bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları ile entegrasyon seviyesinin belirlenmesi, diğer bazı ülkelerle arasındaki getiri ve volatilité yayılma ilişkilerinin incelenmesi politika yapıcılar, akademisyenler, piyasa pratisyen ve analistleri açısından faydalı olacaktır. Ayrıca çok değişkenli GARCH modelleri kullanılarak ülkeler arasındaki yayılma ilişkilerinin toplu olarak görülebilmesi de fayda sağlayacaktır.

KAYNAKLAR

- Abraham, A. ve Seyyed, F. J.** (2006). Information Transmission between the Gulf Equity Markets of Saudi Arabia and Bahrain. *Research in International Business and Finance*, 20: 276-285.
- Akaike, H.** (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6): 716–723.
- Akar, C.** (2007). Volatilite Modellerinin Öngörü Performansları: Arch, Garch ve Swarch Karşılaştırması. *İşletme Fakültesi Dergisi*, 2: 201-217.
- Akel, V.** (2011). *Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilite Yayılma Etkisi*. Detay Yayıncılık, Ankara.
- Alper, E. ve Yilmaz, K.** (2004). Volatility and Contagion: Evidence from the Istanbul Stock Exchange. *Economic Systems*, 28 (4): 353-367.
- Alkulaib, Y. A., Najand, M. ve Mashayekh, A.** (2007). Dynamic Linkages among Equity Markets in the Middle East and North African Countries. *Journal of Multinational Financial Management*, 19: 43-53.
- Antoniou, A., Pescetto, G. M. ve Stevens, I.** (2007). Market-wide and Sectoral Integration: Evidence from The UK, USA and Europe. *Managerial Finance*, 33(3): 173-194.
- Arnold I. J. M., Evert B. V.** (2008). Fundamental Uncertainty And Stock Market Volatility. *Applied Financial Economics*, ss.1425–1440.
- Atakan, T.** (2009). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Değişkenliğin ARCH-GARCH Yöntemleri İle Modellenmesi. *İşletme İktisadi Enstitüsü Dergisi - Yönetim Dergisi*, 62: 48-61.
- Aygören, H.** (2005). İMKB’de Oynaklık Tahmini Üzerine Bir Çalışma. *MUFAD Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 25: 200-206.
- Bae, K. H. ve Karolyi G. A.** (1994). Good news, bad news and international spillovers of stock return volatility between Japan and the U.S.. *Pacific Basin Finance Journal*, 2: 405-438.
- Balaban, E., Candemir, H. B. ve Kunter, K.** (1996). Stock Market Efficiency in a Developing Economy: Evidence From Turkey. *Discussion Paper*, The Central Bank of the Republic of Turkey, 9612.
- Bala, L. ve Premaratne, G.** (2003). Stock Market Volatility: Examining North America, Europe and Asia, *National University of Singapore*, Working Paper.
- Baur, D. G.** (2003). Testing for contagion - mean and volatility contagion. *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4-5): 405-422.

- Beirne, J., Caporale, G.M., Schulze-Ghattas, M. ve Spagnolo, N.** (2010). Global and Regional Spillovers in Emerging Stock Markets: A Multivariate GARCH-in-mean Analysis. *Emerging Markets Review*, 11: 250–260.
- Billio, M. ve Pelizzon, L.** (2003). Volatility and Shocks Spillover Before and After EMU in European Stock Markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4-5): 323–340.
- Black, F.** (1976). Studies of Stock Price Volatility Changes, Proceedings from the American Statistical Association. *Business and Economic Statistics Section*, 177-181.
- Bollerslev, T.** (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307- 327.
- Boztosun, D. ve Çelik T.** (2011). Türkiye Borsasının Avrupa Borsaları ile Esbütünleşme Analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 16(1):147-162.
- Brooks, C.** (2008). *Introductory Econometrics for Finance (Second Edition)*. USA: Cambridge University Press.
- Campbell, J., Lettau, M., Malkiel, B. ve XU, Y.** (2001). Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. *Journal of Finance*, 56: 1-43.
- Ceylan, N. B.** (2006). G-7 Ülkelerinin Borsalarının İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Etkileri. *İMKB Dergisi*, 32: 37-55.
- Charezmia, W. W. ve Deasman, D. F.** (1993). *New Directions in Econometric Practice*, USA: Edward Elgar.
- Christie, A. A.** (1982), The Stochastic Behavior of Common Stock Variances; Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics*, 10: 407-432.
- Çavdar, S.** (2009). İMKB Ulusal–100 Endeksi Getiri Volatilitésinin ARCH Modelleri İle Analizi (1998:01-2009:12). *Hikmet Yurdu Düşünce-Yorum-Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 9: 65-79.
- Çıtak L. ve Gözbaşı, O.** (2007). İmkb İle 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.
- Çiçek, M.** (2011). Türkiye'de Faiz, Döviz ve Borsa: Fiyat ve Oynaklık Yayılma Etkileri. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65: 1-28.
- Darrat, A. F. ve Benkato, O. M.** (2003). Interdependence and Volatility Spillovers Under Market Liberalization: The Case of Istanbul Stock Exchange. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30((7)&(8)): 1089-1114.
- De Bandt, O. ve Hartmann, P.** (2000). Systematic Risk: A Survey. *European Central Bank Working Paper Series*, 35.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A.** (1979). Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

- Diebold, F., Yilmaz, K.** (2008). Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers with Application to Global Equity Markets. *NBER Working Paper Series*, 13811.
- Doğan, N. ve Yalçın, Y.** (2008). Yurt dışı borsaların Türkiye borsasına sektörel bazda etkisi: Asimetrik Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modeli. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 45(525): 23-34.
- Edwards, S. ve Susmel, R.** (2001). Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets. *Journal of Development Economics*, 66: 505-532.
- Efendioğlu, E. ve Yörük, D.** (2005). Avrupa Birliği Sürecinde Türk Hisse Senedi Piyasası ile Avrupa Birliği Hisse Senedi Piyasalarının Bütünleşmesi: İMKB Örneği. http://www.tcmb.gov.tr/yeni/iletisimgm/Enver_Efendioğlu-Demet_Yoruk.pdf, (Erişim Tarihi: 07.09.2014).
- Egert, B. ve Kocenda, E.** (2007). Interdependence between Eastern and Western European Stock Market: Evidence from Intraday Data. *Economic Systems*, 31: 184-203.
- Eizaguirre, J.C., Biscarri, J.G., Hidalgo, F.P.G.** (2004). Structural Changes In Volatility and Stock Market Development: Evidence for Spain. *Journal of Banking and Finance*, 28: 1745-1773.
- Enders, W.** (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley.
- Engle, R. F.** (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50: 987-1008.
- Fama, E.** (1965). The Behaviour of Stock Market Prices. *The Journal of Business*, 38: 34-105.
- Fama, E. ve Schwert, W.** (1977). Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, 5: 115-146.
- Fan, K., Lu, Z. ve Wang, S.** (2009). Dynamic Linkages Between China and International Stock Markets. *Asia- Pasific Financial Markets*, 16: 211-230.
- Forbes K. J. ve Rigobon R.** (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *Journal of Finance*, 57(5): 2223-2261.
- Fratzcher, M.** (2003). On Currency Crises and Contagion. *International Journal of Finance and Economics*, 8(2): 109-129.
- French, K. R. ve Roll, R.** (1986). Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders. *Journal of Financial Economics*, 17: 5-26.
- Fujii, E.** (2005). Intra and Inter regional Causal Linkages of Emerging Stock Markets: Evidence from Asia and Latin America in and out of Crises. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15: 315-342.
- Gallo, G. M. ve Otranto, E.** (2008). Volatility Spillovers, Interdependence and Comovements: A Markov Switching Approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, 52(6): 3011 – 3026.

- Gebka, B. ve Serwa, D.** (2007). Intra- and inter-regional spillovers between emerging capital markets around the world. *Research in International Business and Finance*, 21: 203-221.
- Gerlach, S. ve Smets, F.** (1995). Contagious Speculative Attacks. *European Journal of Political Economy*, 1: 45-63.
- Glosten, L. R., Jaganathan, R. ve Runkle, D.** (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48: 1779-1801.
- Goldstein, M.** (1998). *The Asian Financial Crises: Causes, Cures, and Systematic Implications*, Washington: Institute for International Economics.
- Gökçe, A.** (2001). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi. *Gazi Üniversitesi İİBF Yayını*, 3: 1.
- Gözbaşı, O.** (2010). İMKB ile Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse senedi Piyasalarının Etkilesimi: Esbütünleşme ve Nedensellik Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 35 (Ocak-Temmuz): 99-118.
- Granger, C. W. J.** (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Crossspectral Methods. *Econometrica*, 37(3): 424-438.
- Grobys, K.** (2010). Have Volatility Spillover Effects of Cointegrated European Stock Markets Increased Over Time?. *The Review of Finance and Banking*, 2(2): 83-94.
- Güneş, H. ve Saltoğlu, B.** (1998). *İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi*, İMKB Yayınları
- Halaç, U. ve Kuştepli, Y.** (2003). Türkiye’de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001. *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt 1, ss. 85-102.
- Hamao, Y., Masulis, R. W. ve Ng, V.** (1990). Correlation in price changes and volatility across international stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3: 281-307.
- Hall, S.G.** (1991). The Effect of Varying Length VAR Models on The Maximum Likelihood Estimates of Cointegrating Vectors. *Scottish Journal of Political Economy*, 38: 317-323.
- Hanousek, J. ve Kočenda, E.** (2011). Foreign News and Spillovers in Emerging European Stock Markets. *Review of International Economics*, 19(1): 170-188.
- Harju, K. ve Hussain, S. M..** (2008). Intraday Return and Volatility Spillovers Across International Equity Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 22: 205-220.
- Harrison, B. ve Moore, W.** (2009). Spillover effects from London and Frankfurt to Central and Eastern European stock markets. *Applied Financial Economics*, 19 (18): 1509–1521.
- Hernandez, L. F. ve Valdes, R. O.** (2001). What Drives Contagion Trade, Neighborhood, or Financial Links?. *International Review of Financial Analysis*, 10: 203-218.
- Hu, J. W. S., Chen, M. Y., Fok, R. C. W. ve Huang, B. W.** (1997). Causality in Volatility and Volatility Spillover Effects between US, Japan and Four Equity

- Markets in the South China Growth Triangular. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7: 351-367.
- Jeong, J. G.** (1999). Cross-Border Transmission of Stock Price Volatility: Evidence from the Overlapping Trading Hours. *Global Finance Journal*, 10(1): 53–70.
- Johansen, S.** (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vector. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S.** (1992). Determination of Cointegration Rank in the Presence of Linear Trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3): 383-397.
- Kaminsky, G. L. ve Reinhart, C. M.** (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*, 51(1): 145-168.
- Kanas, A.** (1998). Volatility spillovers across equity markets: European evidence. *Applied Financial Economics*, 8: 245-256.
- Keating, J. W.** (1990). Identifying VAR Models under Rational Expectations. *Journal of Monetary Economics*, 25(3): 453–476.
- Kodres, L.E. ve Pritsker, M.** (2002). A Rational Expectations Model of Financial Contagion. *Journal of Finance*, 57(2): 768-99.
- Kohonen, A.** (2013). On detection of volatility spillovers in overlapping stock markets. *Journal of Empirical Finance*, 22: 140–158
- Koulakiotis, A., Dasilas, A. ve Papasyriopoulos, N.** (2009). Volatility and Error Transmission Spillover Effects: Evidence from Three European Financial Regions. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(3): 858–869.
- Koutmos, G.** (1996). Modeling the Dynamic Interdependence of Major European Stock Markets. *Journal of Business Finance & Accounting*, 23(7): 975-988.
- Koutmos, G. ve Booth, G. G.** (1995). "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets". *Journal of International Money and Finance*, 14(6): 747-762.
- Korkmaz, T. ve Çevik, E.** (2008). Türkiye ve Uluslar arası Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi ve Portföy Tercihleri. *BDDK, Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, Cilt:2, 1: 59-84.
- Korkmaz, T., Zaman, S. ve Çevik E.** (2008). Türkiye'nin Avrupa Birliği ve Yüksek Dış Ticaret Hacmine Sahip Ülke Borsaları İle Entegrasyon İlişkisi. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 4 (8): 19-44.
- Korkmaz, T., Zaman, S. ve Çevik E.** (2009). İMKB İle Uluslar Arası Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisinin Yapısal Kırılma Testleri İle Analizi. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 17: 40-71.
- Kröger, J., Kuhnert, S. ve McCarthy, M.** (2010). *Contagion and Spillovers: New Insights from the Crisis*. SUERF The European Money and Finance Forum, Vienna 2010, Ch. 3: Contagion and Spillovers: Recent European Experience, ss. 25–46.
- Kumar, V., Leona, R. P., & Gaskins, J. N.** (1995). Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures. *International Journal of Forecasting*, 11(3): 361-377.

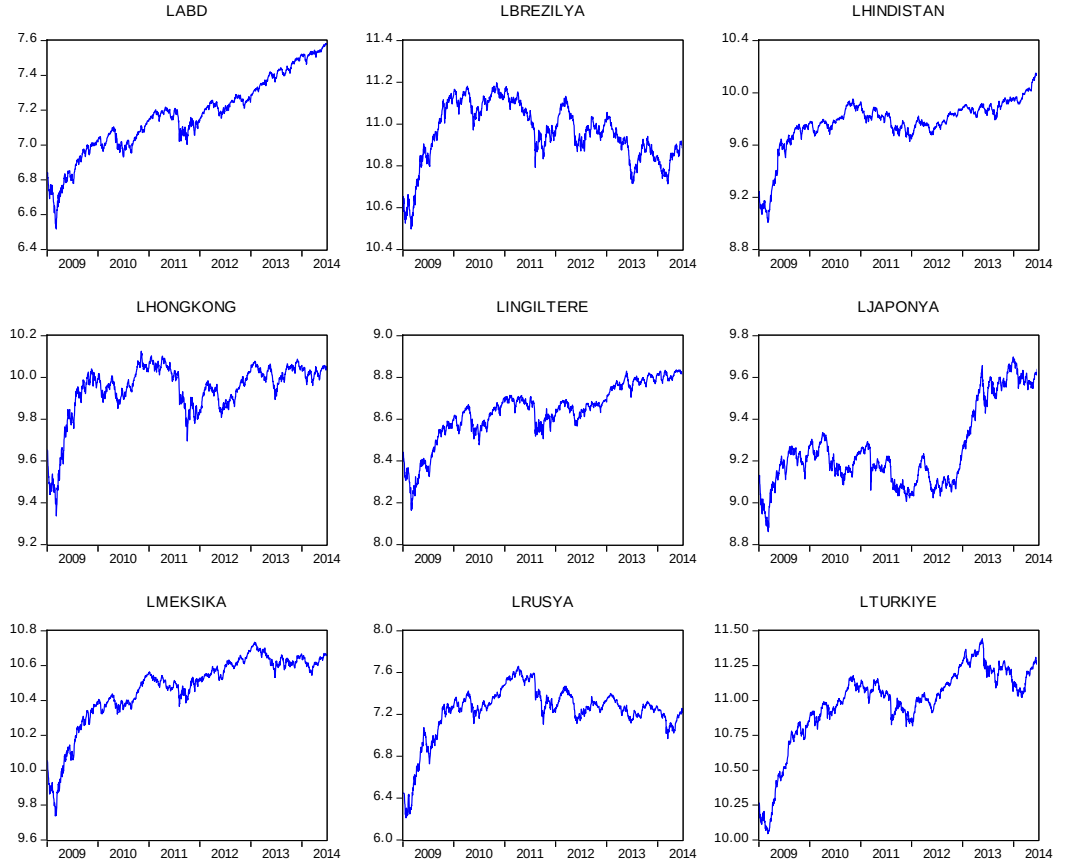
- Kutlar, A.** (2005). *Uygulamalı Ekonometri*. Geliştirilmiş 2. Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Kuusk, A. ve Paas, T.** (2010). Contagion of Financial Crises with Emphasis on CEE Economies. *University of Tartu Working Papers*, 66.
- Kuusk, A., Paas, T. ve Viikmaa, K.** (2011). Financial Contagion of the 2008 Crisis: Is There any Evidence of Financial Contagion from the US to the Baltic State. *Eastern Journal of European Studies*, 2(2): 61-76
- Kyle, A. S.** (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53: 1315-1335.
- Lee, S. J.** (2009). Volatility Spillover Effects among Six Asian Countries. *Applied Economics Letters*, 16: 501-508.
- Lowell, J. F., Neu, C. R. ve Tong, D.** (1998). *Financial Crises and Contagion in Emerging Market Countries*, RAND's National Security Research Division Monograph Report.
- Lucas, R.** (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1): 19-46.
- Malik, F.** (2011). Estimating The Impact of Good News On Stock Market Volatility. *Applied Financial Economics*, ss. 545-554.
- MacKinnon, J. G.** (1991). *Critical Values for Cointegration Tests, in Long-Run Econometric Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford Press, New York.
- Mandelbrot, B.** (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Business*, 36: 394-419.
- Mazıbaş, M.** (2005). İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile Bir Uygulama. VII. *Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, 26-27 Mayıs 2005, İstanbul Üniversitesi.
- McMillana, D. G. ve Speight, A. E. H.** (2010). Return and Volatility Spillovers in Three Euro Exchange Rates. *Journal of Economics and Business*, 62: 79-93.
- Miyakoshi, T.** (2003). Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US. *International Financial Markets, Institutions & Money*, 13: 383-399.
- Morales, L. ve Andreosso-O'Callaghan, B.** (2012). The Current Global Financial Crisis: Do Asian Stock Markets Show Contagion or Interdependence Effects?. *Journal of Asian Economics*
- Moser, T.** (2003). What is International Financial Contagion?. *International Finance*, 6: 157-178.
- Nelson, B.** (1991). Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59: 347-370.
- Ng, A.** (2000). Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin. *Journal of International Money and Finance*, 19: 207-233.

- Özcan, B. ve Arı, A.** (2011). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Ampirik Bir Analizi: Türkiye Örneği. *Business and Economics Research Journal*, 2(1): 121-142.
- Özden, Ü.** (2008). İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13: 339-350.
- Özgen, F. B. ve Güloğlu, B.** (2004). Türkiye'de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 31: 93-114.
- Pericoli, M. ve Sbracia, M.** (2003). A Primer on Financial Contagion. *Journal of Economic Surveys*, 17: 571-608.
- Ren, W., Cunzhi, T.** (2012). An Empirical Study Of Securities Investment Fund Holdings Behaviors Impacting On The Stability Of Stock Market. *International Conferance On Information Management, Innovation Management And Industrial Engineering*, ss. 166-169.
- Ross, S. A.** (1989). Information and Volatility: the No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy. *Journal of Finance*, 44: 1-17
- Saha, S. ve Chakrabarti, G.** (2011). Financial Crisis and Financial Market Volatility Spillover. *The International Journal of Applied Economics*, 5: 185-199.
- Sarıkaya, T.** (2007). *İMKB'de Volatilite, Likidite, İşlem Hacmi ve Getiri İlişkisinin Ekonometrik Analizi*, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul.
- Savva, C. S., Osborn, D. R. ve Gill, L.** (2009). Spillovers and Correlations between US and Major European Stock The Role of the Euro. *Applied Financial Economics*, 19(19): 1595-1604.
- Scheicher, M.** (2001). The Comovements of Stock Markets in Hungary, Poland and the Czech Republic. *International Journal of Finance & Economics*, 6(1): 27-39.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M.** (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitesinin Modellenmesi ve Önrporlanması. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4): 243-265.
- Shimada, J., Tsukuda, Y. ve Miyakoshi, T.** (2009). Asymetric International Transmission in the Conditional Mean and Volatility to the Japanese Market from The US: EGARCH Versus SV Models. *The Singapore Economic Review*, 54(1): 123-134.
- Sims, C. A.** (1980). Macroeconomics And Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Singh, P., Kumar, B. ve Pandey, A.** (2010). Price and volatility spillovers across North American, European and Asian stock markets. *International Review of Financial Analysis*, 19: 55-64.
- Tsay, R. S.** (2002). *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons Inc., USA.
- Tanizaki, H. ve Hamori, S.** (2009). Volatility Transmission between Japan, UK and USA in Daily Stock Returns. *Empirical Economics*, 36(1): 27-54.

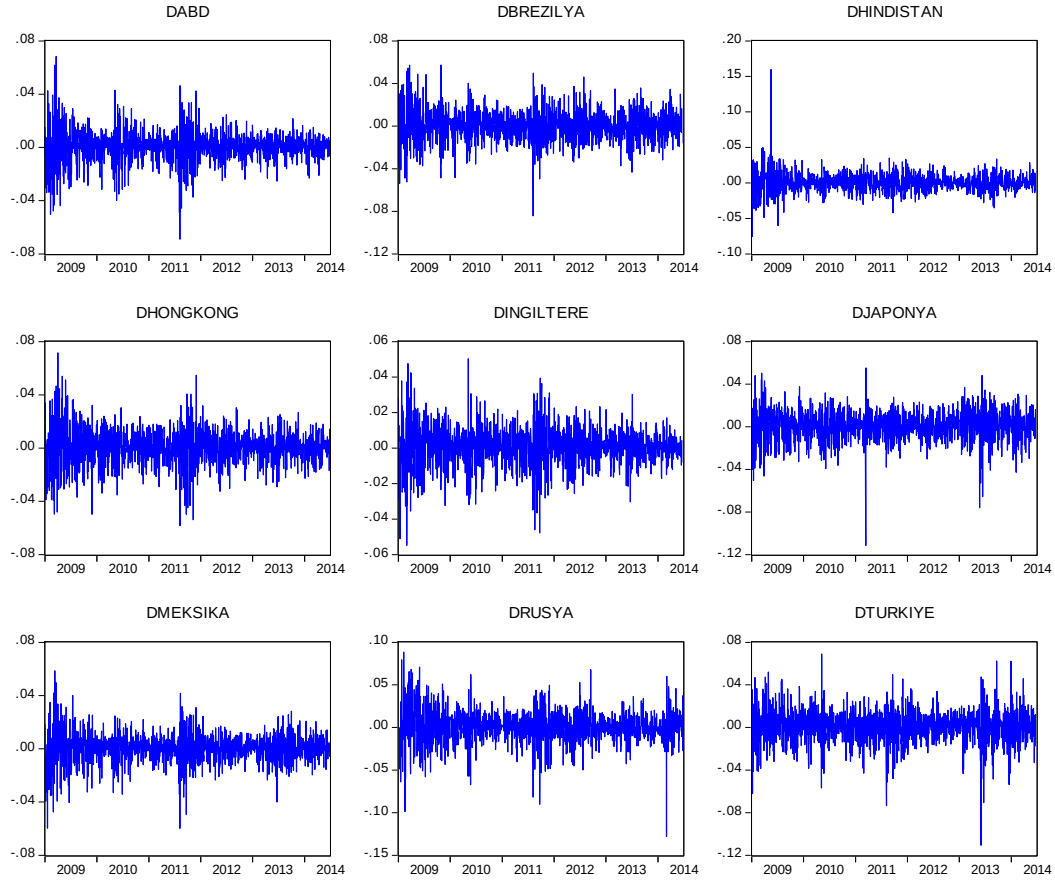
- Theodossiou, P., Kahya, E., Koutmos, G. ve Christofi, A.** (1997). Volatility Reversion and Correlation Structure of Returns in Major International Stock Markets. *The Financial Review*, 32: 205-224.
- Tuna, K. ve İsaetli, İ.** (2014). Finansal Piyasalarda Volatilite ve Bist-100 Örneği. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 27(1): 21-31.
- Uğurlu, E.** (2006). *Reel Döviz Kuru ve Ekonomik Büyüme: Türkiye*, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Verma, P. ve Ozuna. T.** (2007). International Stock Market Linkages and Spillovers: Evidence from Three Latin American Countries. *Latin American Business Review*, 8: 60-81.
- Vuran, B.** (2010). IMKB 100 endeksinin uluslararası hisse senedi endeksleri ile ilişkisinin eşbütünleşim analizi ile belirlenmesi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 39(1): 154-168.
- Wolf, H.** (2005). *Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*, The World Bank, Cambridge University Press.
- Worthington, A. ve Higgs, H.** (2004). Transmission of Equity Returns and Volatility in Asian Developed and Emerging Markets: A Multivariate GARCH Analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 9(1): 71-80.
- Xiao, L. Ve Aydemir, A.** (2007). *Volatility Modelling and Forecasting in Finance*, Butterworth-Heinemann Press, Third edition, UK.
- Yavan, Z. ve Aybar, B.** (1998). İMKB'de oynaklık. *İMKB Dergisi*, Cilt:2, 6: 35-47.
- Zou, H. ve Sun, L.** (2012). *The İnşuence of İnsvestor Sentiment On Stock Return And Its Volatility Under Different Market States*. 2012 Fifth International Conference On Business Inteligence and Financial Engineering.

EKLER

Ek-A



Şekil A.1 : Logaritması alınmış hisse senedi piyasa endeksi fiyat serilerinin grafikleri.



Şekil A.2 : Logaritması transformasyona tabi tutulup birinci farkı alınmış hisse senedi piyasa endeksi fiyat serilerinin grafikleri

Ek-B**Çizelge B.1 : ABD hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.**

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.011463	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.011524	99.33789	0.006297	0.080432	0.091071	0.286715	0.007880	0.052654	0.011717	0.125342
3	0.011560	98.81767	0.010225	0.265690	0.107736	0.340728	0.037914	0.065123	0.173906	0.181008
4	0.011609	98.53957	0.016424	0.282132	0.208012	0.350721	0.037710	0.162428	0.185451	0.217555
5	0.011614	98.45597	0.018123	0.293441	0.212043	0.410381	0.041044	0.163949	0.186957	0.218092
6	0.011616	98.45028	0.018143	0.293388	0.212520	0.410814	0.042528	0.165854	0.187487	0.218989
7	0.011616	98.44543	0.018171	0.293385	0.212621	0.413327	0.042526	0.167791	0.187500	0.219251
8	0.011616	98.44413	0.018192	0.293580	0.212655	0.413914	0.042651	0.167821	0.187735	0.219321
9	0.011616	98.44368	0.018194	0.293579	0.212653	0.414276	0.042666	0.167858	0.187776	0.219322
10	0.011616	98.44361	0.018198	0.293582	0.212659	0.414301	0.042666	0.167878	0.187780	0.219328

Çizelge B.2 : Brezilya hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.014260	47.40584	52.59416	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.014312	47.06868	52.35459	0.336454	2.04E-05	0.015807	0.027889	0.043411	0.148021	0.005127
3	0.014349	46.96635	52.15542	0.470531	0.017019	0.015951	0.037882	0.086062	0.189945	0.060838
4	0.014398	47.05840	51.80345	0.467639	0.017353	0.050356	0.197733	0.115264	0.194149	0.095655
5	0.014400	47.05155	51.79595	0.473749	0.018261	0.050346	0.198994	0.118844	0.196500	0.095803
6	0.014400	47.04985	51.79408	0.474951	0.019098	0.050927	0.199427	0.118904	0.196545	0.096215
7	0.014401	47.05014	51.79249	0.475026	0.019226	0.051168	0.199589	0.119184	0.196617	0.096556
8	0.014401	47.05002	51.79232	0.475176	0.019290	0.051180	0.199610	0.119216	0.196619	0.096568
9	0.014401	47.05001	51.79230	0.475177	0.019293	0.051188	0.199611	0.119227	0.196631	0.096569
10	0.014401	47.05000	51.79229	0.475177	0.019294	0.051189	0.199611	0.119242	0.196630	0.096569

Çizelge B.3 : Hindistan hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.012122	11.28575	3.041060	85.67319	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.012684	15.82995	3.376345	78.43798	0.749040	0.927119	0.314592	0.350422	0.012069	0.002482
3	0.012805	16.82271	3.418928	77.07900	0.765413	1.187449	0.324966	0.347021	0.032088	0.022427
4	0.012848	16.73938	3.396466	76.58033	1.319818	1.195185	0.323186	0.360512	0.057998	0.027127
5	0.012860	16.72968	3.395147	76.46398	1.394142	1.239837	0.328100	0.360014	0.058140	0.030962
6	0.012861	16.72937	3.394261	76.45265	1.399341	1.242999	0.328041	0.361864	0.058137	0.033335
7	0.012862	16.72835	3.395315	76.45024	1.399620	1.244940	0.328072	0.361842	0.058212	0.033405
8	0.012862	16.72815	3.395447	76.44959	1.399749	1.245195	0.328087	0.362110	0.058211	0.033455
9	0.012862	16.72802	3.395460	76.44856	1.399749	1.246299	0.328083	0.362145	0.058227	0.033457
10	0.012862	16.72802	3.395458	76.44851	1.399777	1.246310	0.328090	0.362146	0.058227	0.033464

Çizelge B.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.011216	9.713981	4.876947	12.40483	73.00424	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.013362	29.81902	4.765659	8.740903	55.81899	0.000306	0.508659	0.230766	0.000174	0.115530
3	0.013404	29.91349	4.821139	8.776089	55.48770	0.022324	0.557452	0.273849	0.005299	0.142659
4	0.013437	29.77509	4.816270	8.966374	55.32431	0.062474	0.566408	0.273115	0.051040	0.164921
5	0.013462	29.92837	4.811347	8.935059	55.17502	0.082689	0.569961	0.272187	0.056033	0.169330
6	0.013463	29.92458	4.813230	8.941852	55.16956	0.082681	0.569892	0.272285	0.056038	0.169883
7	0.013464	29.92251	4.812958	8.940835	55.16680	0.087815	0.570033	0.272850	0.056320	0.169885
8	0.013464	29.92291	4.812994	8.940722	55.16606	0.087824	0.570026	0.273169	0.056362	0.169930
9	0.013464	29.92271	4.812954	8.940646	55.16560	0.088553	0.570052	0.273171	0.056382	0.169928
10	0.013464	29.92275	4.812946	8.940655	55.16554	0.088555	0.570051	0.273180	0.056382	0.169944

Çizelge B.5 : İngiltere hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.010439	51.55048	1.568643	2.056539	0.804699	44.01964	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.010852	50.71688	1.493384	2.128643	0.901689	44.12556	0.109906	0.018854	0.006957	0.498126
3	0.010896	50.38255	1.526961	2.314737	0.978416	43.86471	0.130401	0.104830	0.195617	0.501778
4	0.010927	50.38114	1.569122	2.422907	0.979218	43.62370	0.131923	0.105927	0.214948	0.571117
5	0.010952	50.46014	1.568643	2.424730	0.975804	43.52886	0.131391	0.111372	0.230540	0.568526
6	0.010953	50.45024	1.568653	2.426222	0.975628	43.53141	0.132086	0.115902	0.231385	0.568473
7	0.010953	50.44906	1.569978	2.426157	0.976548	43.53021	0.132110	0.116088	0.231378	0.568466
8	0.010953	50.44888	1.570253	2.426692	0.977655	43.52813	0.132241	0.116120	0.231594	0.568435
9	0.010954	50.44806	1.570225	2.426957	0.977646	43.52869	0.132245	0.116134	0.231606	0.568435
10	0.010954	50.44806	1.570225	2.426957	0.977665	43.52867	0.132245	0.116136	0.231606	0.568436

Çizelge B.6 : Japonya hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.011700	3.792752	0.006106	2.258659	8.953766	0.152125	84.83659	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.014009	29.39055	0.102089	1.575406	7.104348	1.425592	60.27448	0.009183	0.118353	7.74E-07
3	0.014032	29.30273	0.131186	1.576710	7.178357	1.447252	60.10715	0.062882	0.181390	0.12342
4	0.014092	29.18214	0.133267	1.813014	7.129410	1.440817	59.68122	0.101209	0.486187	0.032729
5	0.014110	29.21169	0.163619	1.839282	7.163313	1.437901	59.52846	0.124677	0.485192	0.045863
6	0.014111	29.20862	0.166151	1.839889	7.165990	1.438344	59.52239	0.124663	0.485164	0.048788
7	0.014112	29.20982	0.168150	1.839954	7.165000	1.439958	59.51432	0.128872	0.485139	0.048790
8	0.014112	29.20949	0.168181	1.839947	7.165061	1.440260	59.51373	0.129373	0.485142	0.048821
9	0.014112	29.20943	0.168181	1.839974	7.165051	1.440304	59.51368	0.129415	0.485142	0.048822
10	0.014112	29.20953	0.168184	1.839976	7.165054	1.440301	59.51354	0.129439	0.485151	0.048823

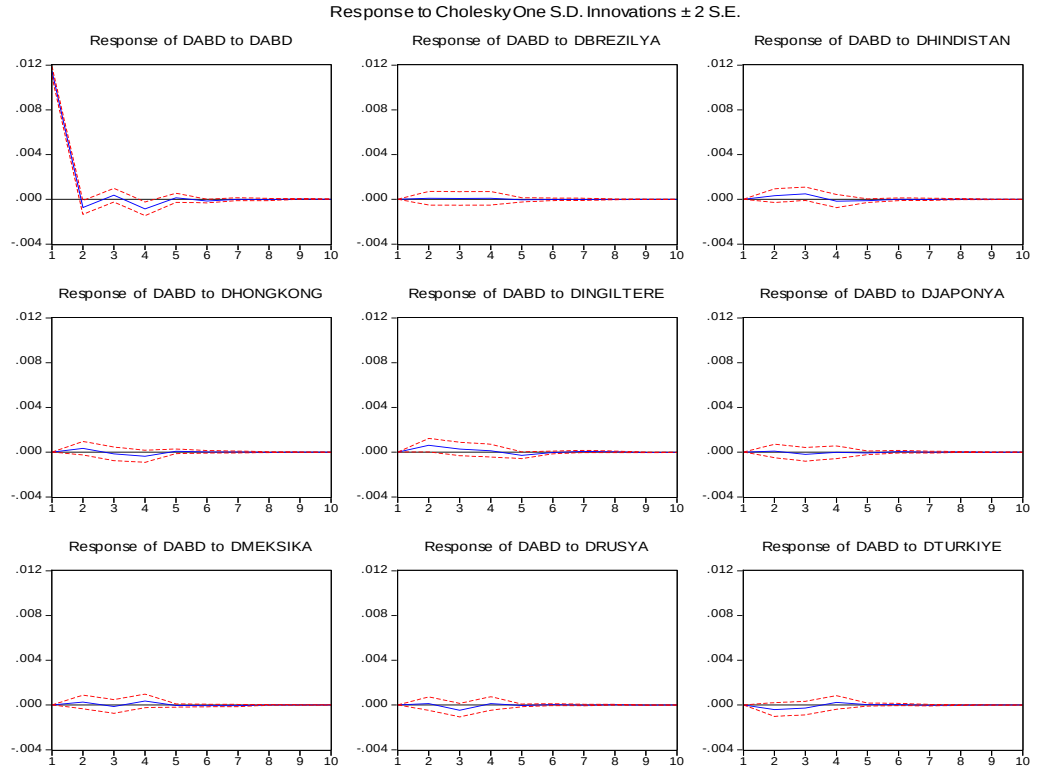
Çizelge B.7 : Meksika hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.010900	53.21074	5.213977	0.693640	0.305554	0.047016	0.002657	40.52641	0.000000	0.000000
2	0.010964	52.99876	5.174034	0.818619	0.357907	0.399768	0.068150	40.11218	0.035507	0.035077
3	0.010988	52.87639	5.151804	0.878253	0.446528	0.412500	0.135954	39.97639	0.078805	0.043377
4	0.011037	53.15817	5.111782	0.873749	0.442613	0.449027	0.164860	39.64410	0.111739	0.043965
5	0.011037	53.15910	5.111582	0.874081	0.442878	0.449869	0.165260	39.64088	0.111786	0.044566
6	0.011038	53.15359	5.111468	0.876853	0.443414	0.455878	0.165531	39.63675	0.111802	0.044714
7	0.011038	53.15454	5.111248	0.877098	0.444091	0.456555	0.165526	39.63439	0.111796	0.044760
8	0.011038	53.15397	5.111158	0.877383	0.444156	0.457475	0.165544	39.63368	0.111853	0.044775
9	0.011038	53.15387	5.111148	0.877414	0.444199	0.457568	0.165545	39.63360	0.111853	0.044798
10	0.011038	53.15383	5.111143	0.877414	0.444211	0.457616	0.165549	39.63359	0.111854	0.044798

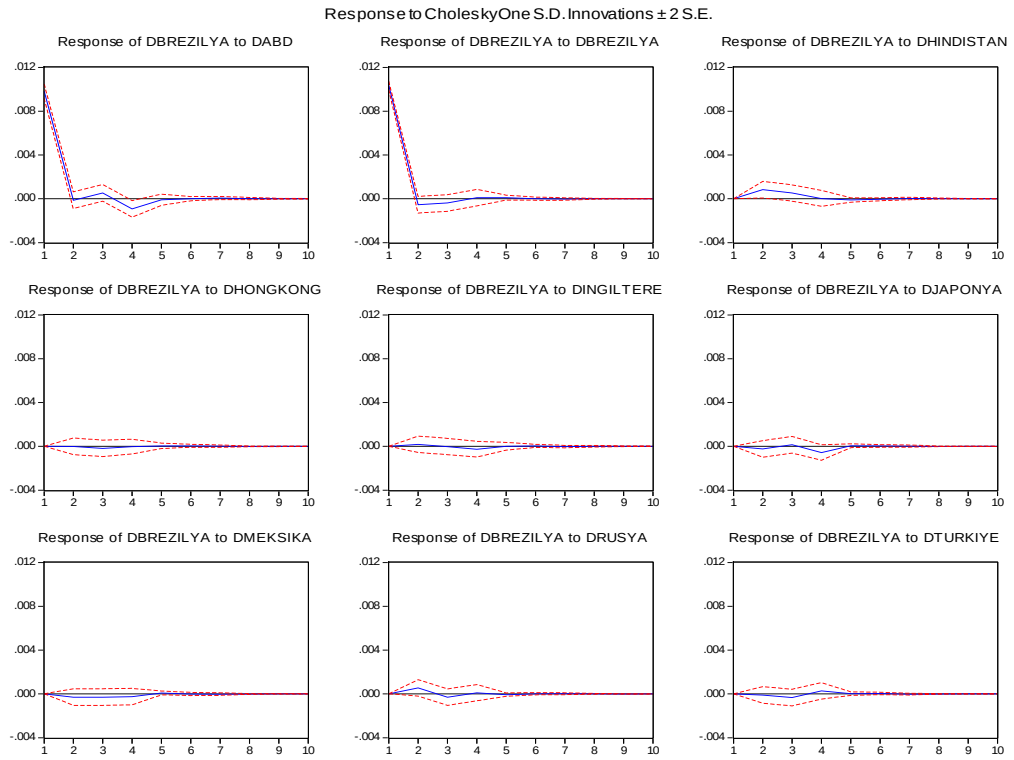
Çizelge B.8 : Rusya hisse senedi piyasası getirisi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.018106	24.13211	2.588395	4.896409	2.157943	7.557343	0.260082	0.044861	58.36286	0.000000
2	0.018934	27.28955	3.726864	4.597523	2.173045	7.685532	0.880899	0.050136	53.39899	0.197460
3	0.019075	27.61819	3.688001	4.771836	2.141769	7.659114	0.887415	0.053176	52.89098	0.289523
4	0.019206	27.24899	4.259444	4.847467	2.221506	7.554706	0.890549	0.496762	52.17016	0.310413
5	0.019218	27.26995	4.256847	4.850713	2.225180	7.562734	0.899395	0.502480	52.12191	0.310792
6	0.019221	27.27141	4.256593	4.849263	2.225145	7.571912	0.899223	0.509093	52.10639	0.310966
7	0.019222	27.27100	4.256273	4.849516	2.225256	7.572342	0.900869	0.510937	52.10237	0.311432
8	0.019222	27.27046	4.256553	4.850179	2.225750	7.572197	0.901139	0.510967	52.10133	0.311427
9	0.019222	27.27048	4.256555	4.850174	2.225759	7.572492	0.901142	0.510964	52.10098	0.311451
10	0.019222	27.27054	4.256553	4.850167	2.225755	7.572541	0.901141	0.510964	52.10088	0.311456

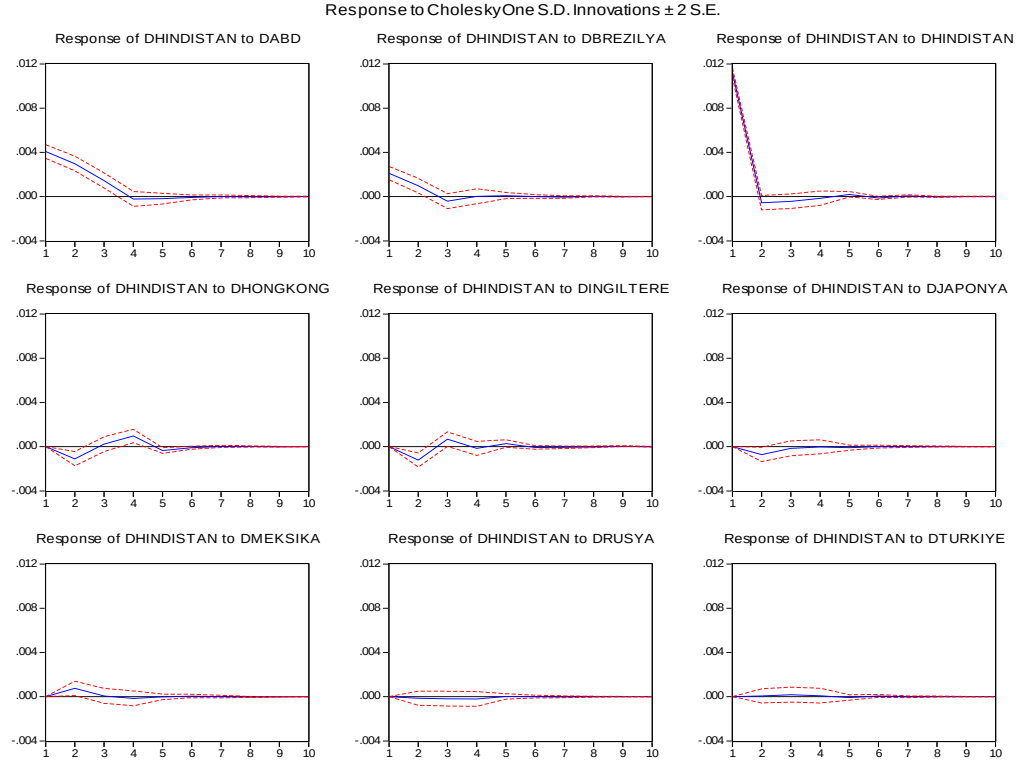
Ek-C



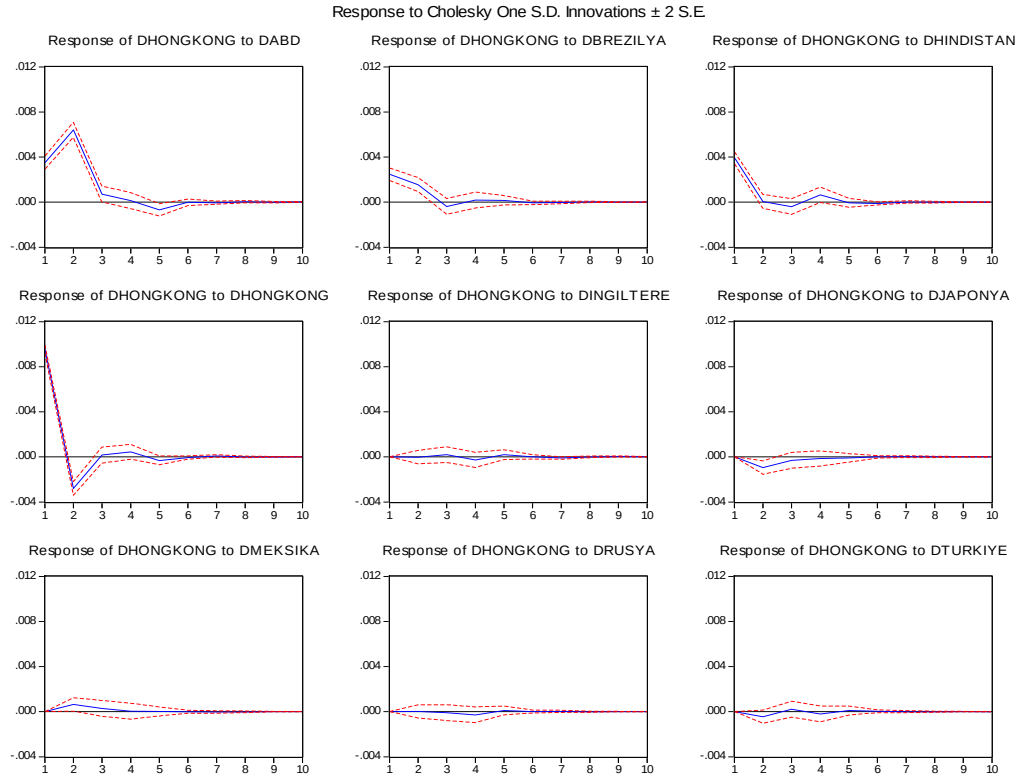
Şekil C.1 : ABD hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



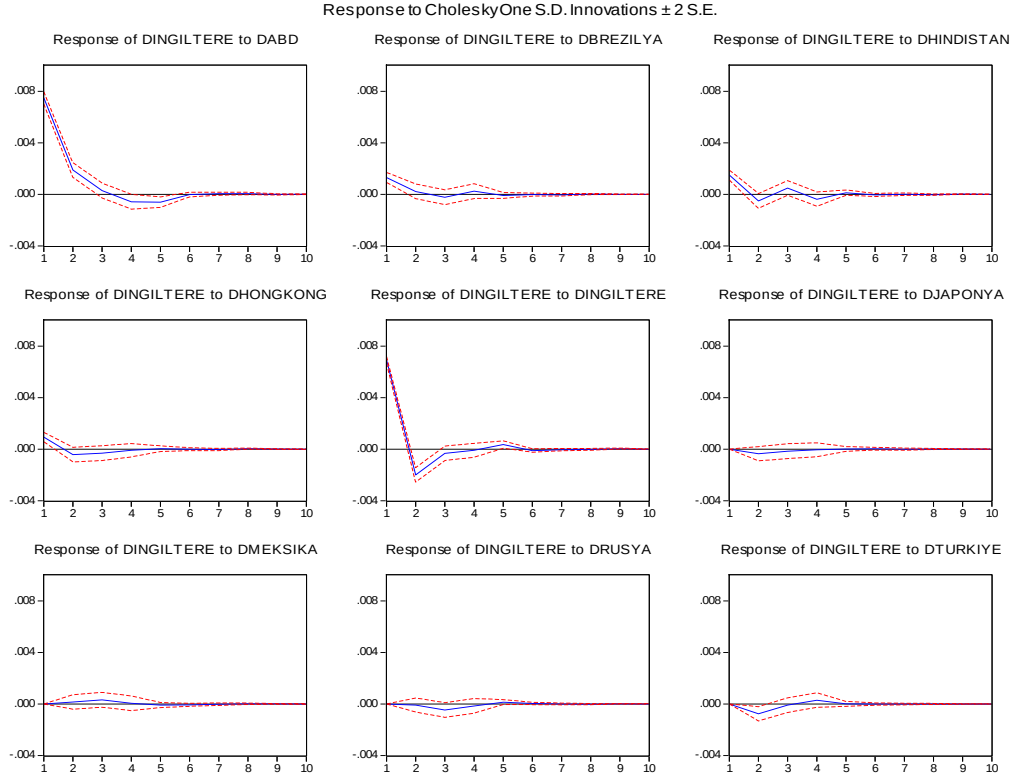
Şekil C.2 : Brezilya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



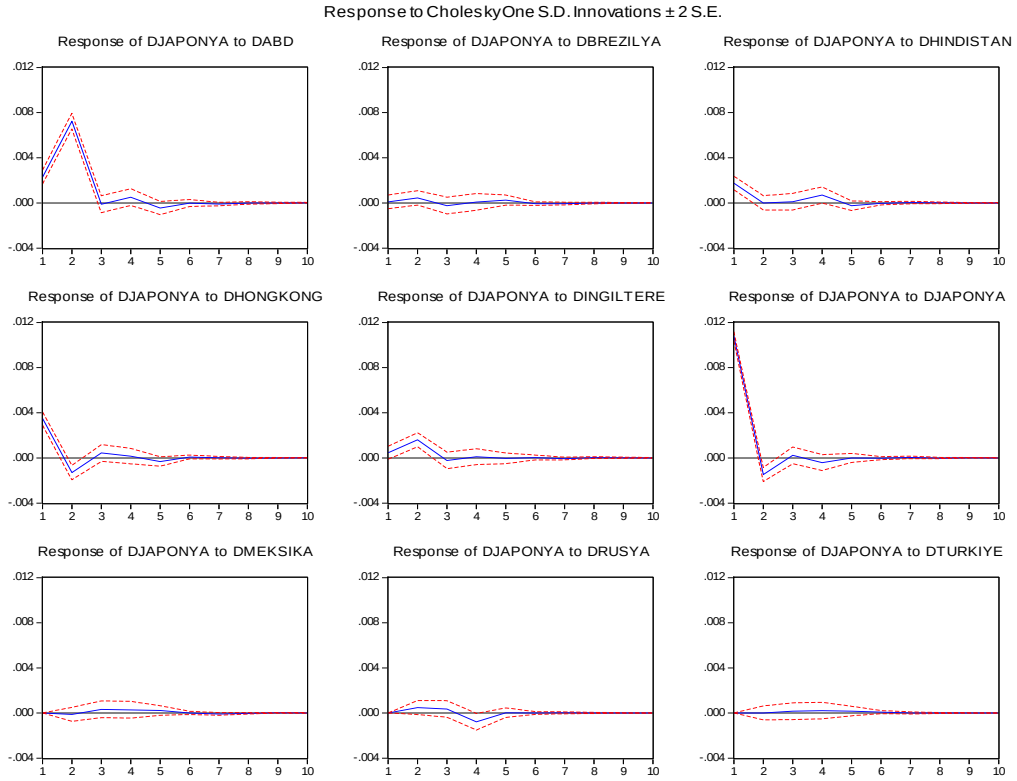
Şekil C.3 : Hindistan hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



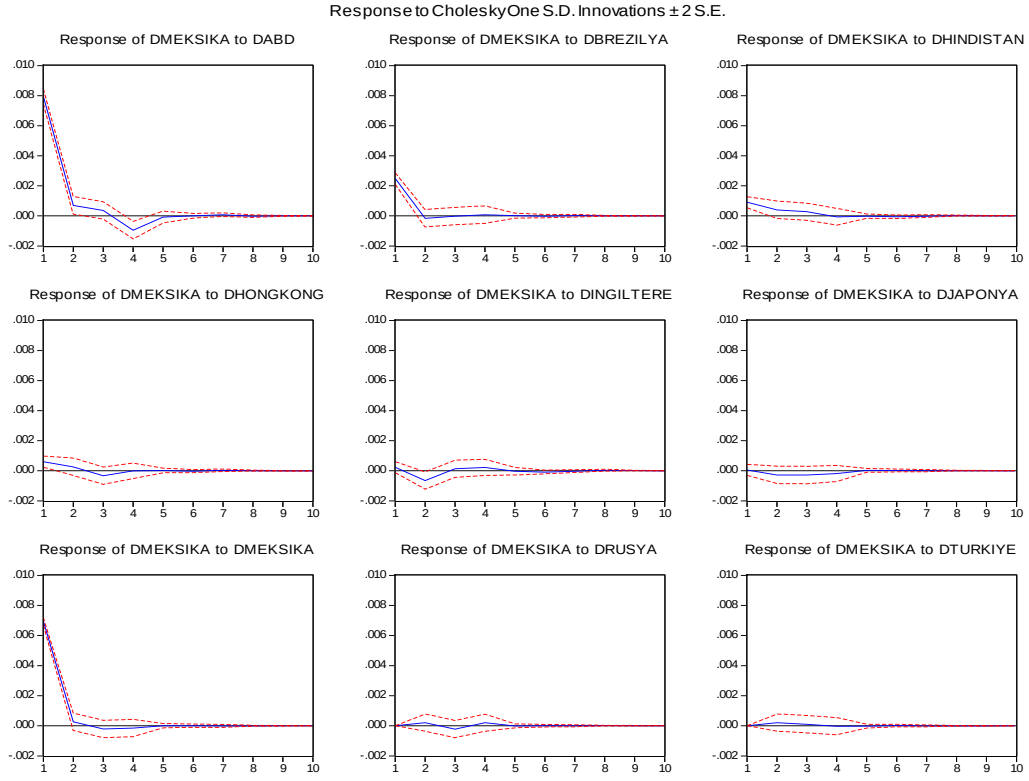
Şekil C.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



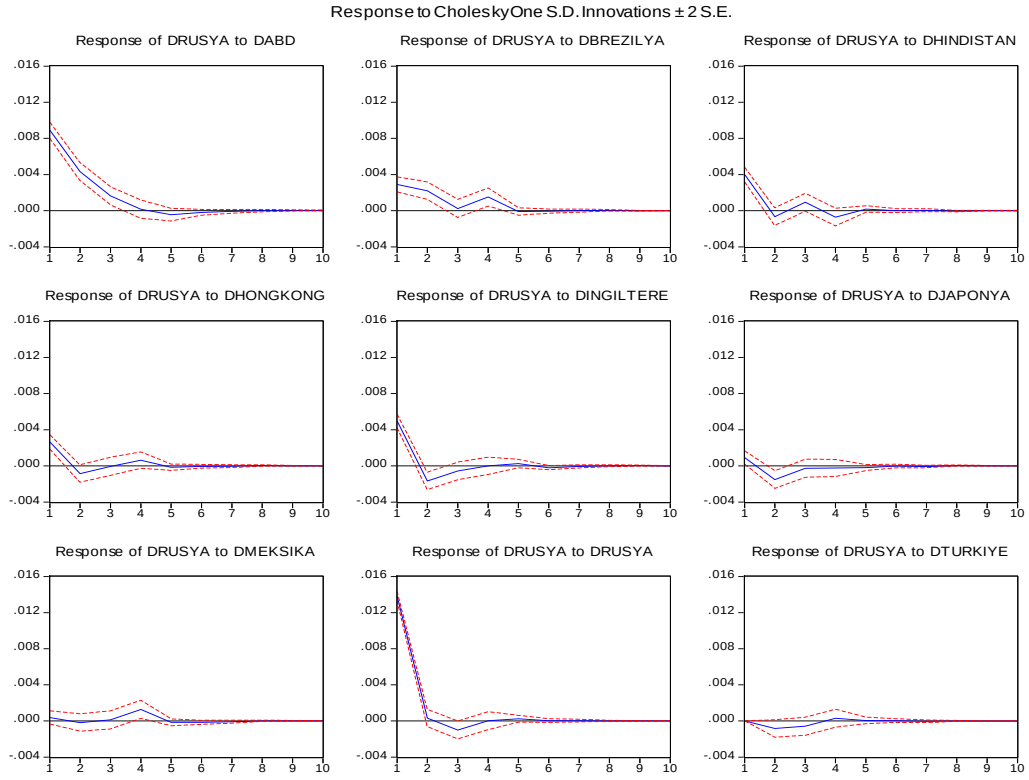
Şekil C.5 : İngiltere hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



Şekil C.6 : Japonya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



Şekil C.7 : Meksika hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



Şekil C.8 : Rusya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.

Ek-D

Çizelge D.1 : ABD hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.001599	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.001998	85.63607	8.658656	0.105330	0.008170	4.090336	0.020656	1.081593	0.098054	0.301133
3	0.002321	85.39418	9.234574	0.101300	0.094645	3.569466	0.099542	1.148825	0.127596	0.229875
4	0.002577	84.44995	9.845253	0.093008	0.083168	3.718426	0.119320	1.270580	0.217067	0.203233
5	0.002783	83.13854	10.72947	0.109613	0.096504	3.983232	0.130856	1.355401	0.273148	0.183232
6	0.002958	82.47995	11.10351	0.113435	0.118382	4.179283	0.137677	1.389575	0.311518	0.166672
7	0.003109	81.71622	11.52024	0.123298	0.136049	4.443887	0.138137	1.418768	0.348948	0.154449
8	0.003240	81.01347	11.87676	0.135711	0.160955	4.713245	0.138166	1.438692	0.378471	0.144536
9	0.003356	80.38739	12.16804	0.147953	0.187468	4.978786	0.137108	1.451855	0.405221	0.136184
10	0.003460	79.77636	12.43783	0.162461	0.215370	5.250636	0.135693	1.462625	0.429874	0.129145

Çizelge D.2 : Brezilya hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.000753	10.99897	89.00103	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.001039	13.27571	86.52512	0.003012	0.012124	0.037604	0.086818	0.007477	0.045576	0.006564
3	0.001269	14.61568	85.10283	0.015162	0.010473	0.025255	0.097358	0.010930	0.103471	0.018832
4	0.001450	14.91363	84.66242	0.012967	0.008955	0.063150	0.115675	0.019815	0.158043	0.045346
5	0.001599	15.34265	84.07894	0.013935	0.008592	0.110930	0.117869	0.020341	0.222261	0.084479
6	0.001728	15.68622	83.53039	0.021114	0.007726	0.197507	0.117080	0.019943	0.294567	0.125460
7	0.001841	15.98215	82.99426	0.034972	0.006916	0.308310	0.114140	0.019264	0.371118	0.168872
8	0.001942	16.27507	82.42978	0.055028	0.006230	0.438475	0.110416	0.018440	0.453249	0.213304
9	0.002033	16.54746	81.85726	0.080926	0.005701	0.586542	0.106459	0.017679	0.540691	0.257281
10	0.002115	16.80968	81.27259	0.112210	0.005375	0.747336	0.102561	0.016986	0.632747	0.300522

Çizelge D.3 : Hindistan hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.000803	2.121356	4.511032	93.36761	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.001083	5.820449	6.571146	87.09232	0.080724	0.156983	0.062793	0.036742	0.011717	0.125342
3	0.001297	8.370287	7.466656	83.47254	0.120073	0.159521	0.113990	0.040104	0.173906	0.181008
4	0.001474	8.904408	8.392450	81.68874	0.155420	0.129527	0.210136	0.122378	0.185451	0.217555
5	0.001620	9.545077	8.614410	80.45566	0.223842	0.120407	0.317204	0.196217	0.186957	0.218092
6	0.001747	9.938261	8.732925	79.54339	0.284359	0.105266	0.426070	0.286397	0.187487	0.218989
7	0.001858	10.20830	8.777252	78.79691	0.355905	0.092988	0.539184	0.384191	0.187500	0.219251
8	0.001958	10.44579	8.746381	78.13411	0.433470	0.084318	0.653971	0.486760	0.187735	0.219321
9	0.002049	10.63620	8.691580	77.52260	0.514054	0.080146	0.767570	0.595052	0.187776	0.219322
10	0.002131	10.80081	8.614904	76.94369	0.599130	0.080547	0.879905	0.706540	0.187780	0.219328

Çizelge D.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.000886	0.202118	0.003559	0.845977	98.94834	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.001005	4.749915	0.907535	1.168642	91.72363	0.309143	0.921048	0.022999	0.196092	0.000998
3	0.001181	7.161834	8.141776	2.035137	79.52049	1.781969	0.915767	0.140461	0.217313	0.085249
4	0.001322	9.548537	8.861467	1.756280	76.65643	1.926153	0.749112	0.192451	0.240899	0.068671
5	0.001436	11.28482	10.24903	1.808640	73.03056	2.372544	0.650047	0.317319	0.221496	0.065545
6	0.001546	12.39780	11.54111	1.923123	69.97741	2.877176	0.561527	0.438024	0.214172	0.069655
7	0.001644	13.59575	12.23877	1.969086	67.59242	3.268364	0.500690	0.534773	0.207544	0.092610
8	0.001735	14.53388	12.96190	2.065922	65.27770	3.732542	0.460226	0.645559	0.198314	0.123958
9	0.001821	15.36068	13.55041	2.171123	63.19141	4.181178	0.438313	0.753443	0.190564	0.162880
10	0.001902	16.12853	14.02315	2.276724	61.27232	4.619717	0.429791	0.859772	0.182391	0.207610

Çizelge D.5 : İngiltere hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.000772	17.94294	17.51899	3.516317	0.039181	60.98258	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.001103	22.95165	20.77401	2.177390	0.032412	53.74194	0.001936	0.022274	0.029459	0.268936
3	0.001351	25.24267	22.43204	1.762501	0.081415	50.03536	0.023487	0.036579	0.160860	0.225082
4	0.001546	26.41248	23.16808	1.642291	0.089147	48.12306	0.043733	0.070079	0.251924	0.199206
5	0.001709	27.55145	23.44985	1.577621	0.105252	46.66338	0.059718	0.088935	0.324576	0.179213
6	0.001849	28.42784	23.55407	1.552924	0.123270	45.61207	0.074041	0.107098	0.383236	0.165450
7	0.001971	29.19745	23.57180	1.556228	0.141457	44.73540	0.086163	0.124551	0.432323	0.154624
8	0.002080	29.89163	23.52801	1.573485	0.161438	43.98501	0.097518	0.141540	0.475275	0.146102
9	0.002178	30.51788	23.45162	1.600291	0.182703	43.32756	0.108147	0.158403	0.514330	0.139060
10	0.002267	31.08896	23.35389	1.634155	0.205121	42.74087	0.118297	0.175228	0.550395	0.133075

Çizelge D.6 : Japonya hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.001292	2.918958	1.65E-05	2.149552	0.910948	0.670904	93.34962	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.001802	7.571748	2.643856	1.792311	0.489960	2.943378	83.89607	0.583152	0.040545	0.038983
3	0.002145	8.658337	3.423670	1.498233	0.364316	3.731556	81.33700	0.873721	0.032460	0.080710
4	0.002394	9.849881	4.066254	1.354211	0.309192	3.884730	79.13641	1.240229	0.079187	0.079902
5	0.002578	10.49469	4.530647	1.272172	0.274876	3.990096	77.57823	1.642367	0.137446	0.079474
6	0.002720	11.06400	4.841655	1.209994	0.252787	3.992548	76.32113	2.030168	0.213074	0.074649
7	0.002833	11.50694	5.103353	1.166705	0.237702	3.983461	75.20555	2.423682	0.302513	0.070094
8	0.002925	11.87605	5.323334	1.133714	0.226154	3.958884	74.19858	2.814772	0.402517	0.065994
9	0.002999	12.19322	5.510949	1.107945	0.217237	3.928209	73.26621	3.201087	0.512382	0.062751
10	0.003062	12.46204	5.678541	1.087866	0.210094	3.896304	72.39353	3.580481	0.630617	0.060529

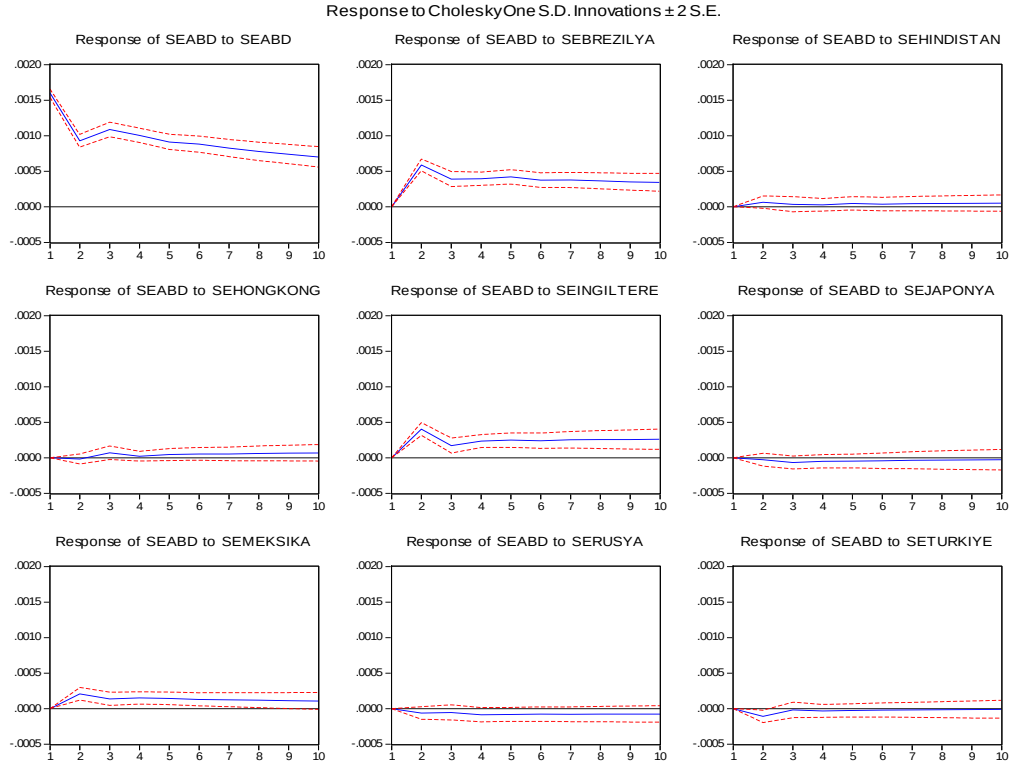
Çizelge D.7 : Rusya hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.000706	14.90466	30.64952	1.124610	0.002313	2.999354	0.016159	50.30338	0.000000	0.000000
2	0.000983	18.09652	29.51118	0.819914	0.071317	3.332073	0.115097	47.99910	0.053784	0.001018
3	0.001183	19.01202	29.98241	0.661091	0.101742	3.198145	0.224928	46.74664	0.069384	0.003638
4	0.001347	18.97476	30.47515	0.693796	0.111749	3.272319	0.266121	46.09124	0.100484	0.014378
5	0.001484	19.18492	30.66927	0.743239	0.123503	3.361355	0.272609	45.47192	0.140925	0.032257
6	0.001604	19.31777	30.86523	0.815053	0.136088	3.509987	0.265832	44.84577	0.192494	0.051774
7	0.001711	19.41764	31.04051	0.907878	0.148844	3.673871	0.253924	44.23254	0.251304	0.073494
8	0.001808	19.52568	31.17046	1.012095	0.161954	3.842113	0.240459	43.63264	0.317972	0.096635
9	0.001896	19.62167	31.27262	1.125923	0.175397	4.014503	0.227006	43.05007	0.392326	0.120495
10	0.001977	19.71333	31.34414	1.247489	0.189278	4.185879	0.214338	42.48723	0.473474	0.144844

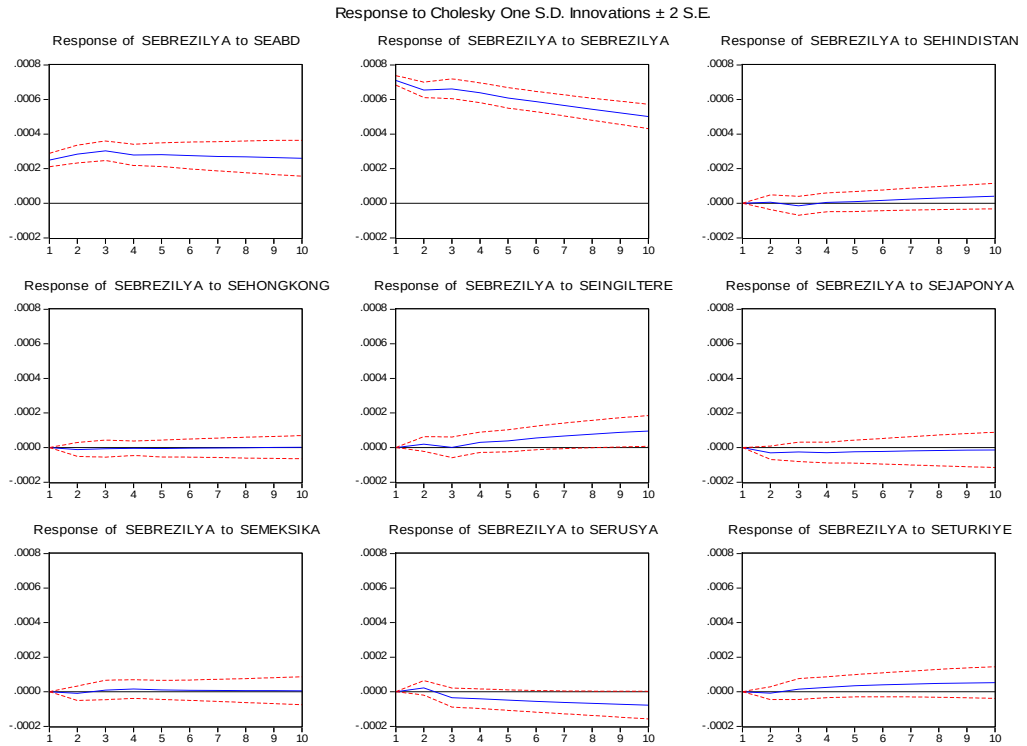
Çizelge D.8 : Meksika hisse senedi piyasası volatilitesi için varyans ayrıştırması.

Dönem	Standart Hata	ABD	Brezilya	Hindistan	Hong kong	İngiltere	Japonya	Meksika	Rusya	Türkiye
1	0.001302	5.998395	9.935011	3.067181	0.197368	11.86920	0.316625	0.026978	68.58925	0.000000
2	0.001851	9.021422	13.18628	2.142942	0.104526	9.679154	0.166712	0.107227	65.46493	0.126810
3	0.002240	10.61373	16.15278	1.897217	0.159295	8.279502	0.130285	0.073854	62.47715	0.216182
4	0.002546	11.27361	18.07194	1.900322	0.143058	7.661994	0.116872	0.078774	60.50706	0.246364
5	0.002797	11.87974	19.30989	1.893142	0.154285	7.288308	0.117683	0.104486	58.99592	0.256547
6	0.003007	12.30250	20.19929	1.889439	0.176116	7.089453	0.123271	0.151553	57.81038	0.257995
7	0.003189	12.63897	20.94401	1.908706	0.198260	6.979014	0.129673	0.217866	56.72910	0.254402
8	0.003349	12.93693	21.56894	1.934142	0.225905	6.921777	0.137452	0.299788	55.72631	0.248766
9	0.003490	13.20655	22.11328	1.964370	0.256616	6.900264	0.145686	0.396087	54.77548	0.241673
10	0.003617	13.45272	22.60184	2.000322	0.289436	6.904538	0.154153	0.505508	53.85765	0.233830

Ek-E

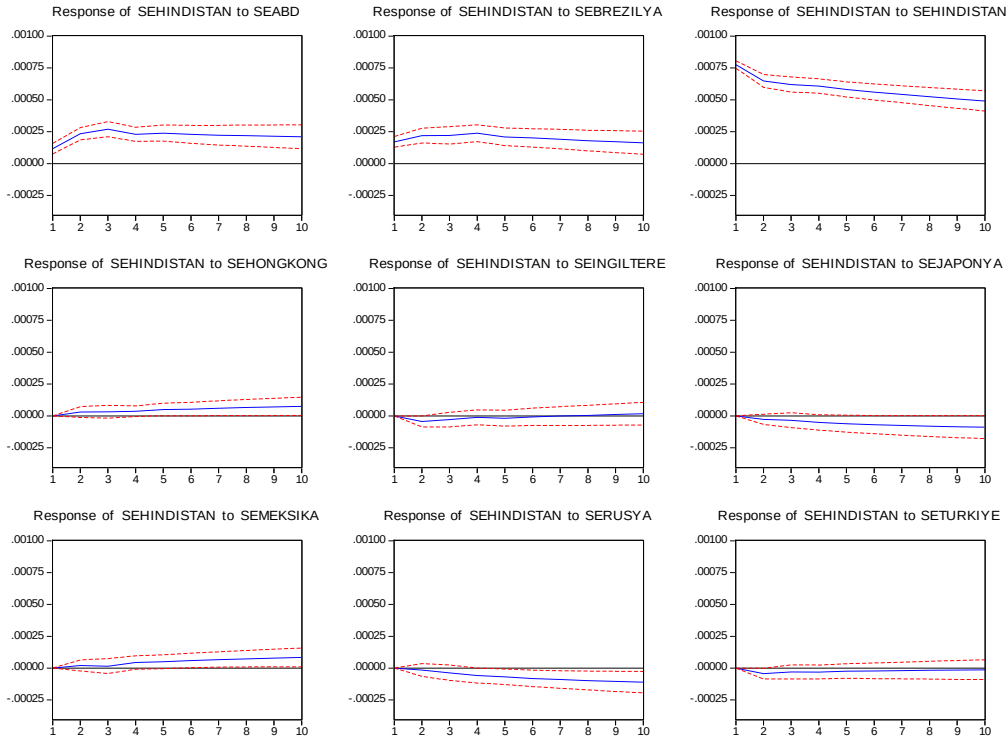


Şekil E.1 : ABD hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



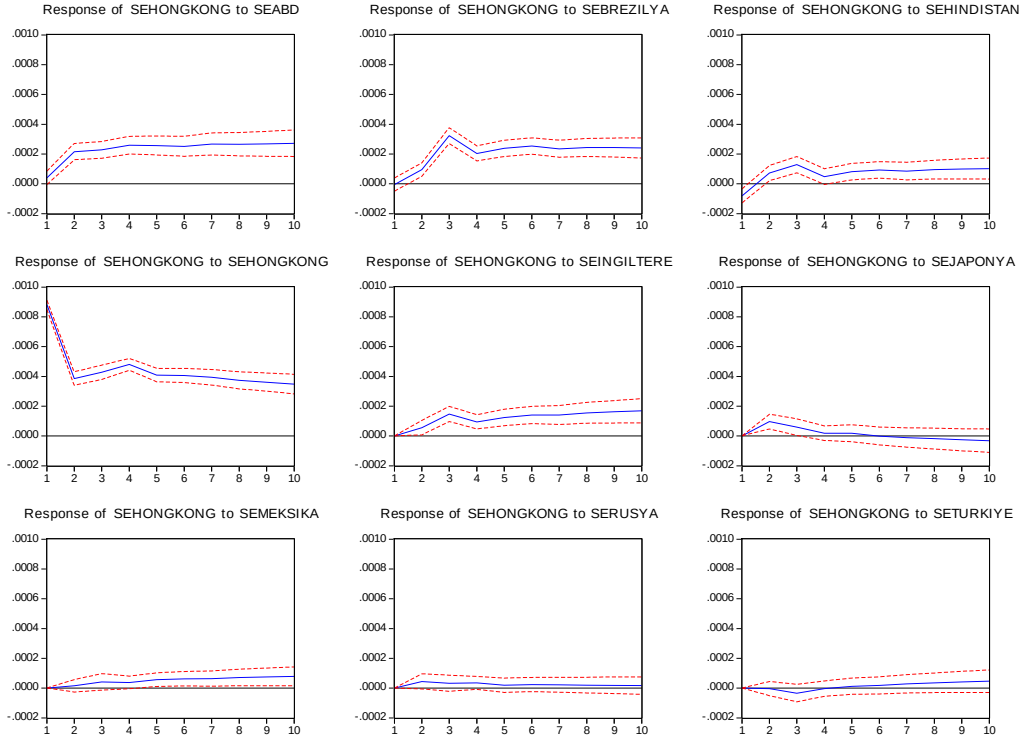
Şekil E.2 : Brezilya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

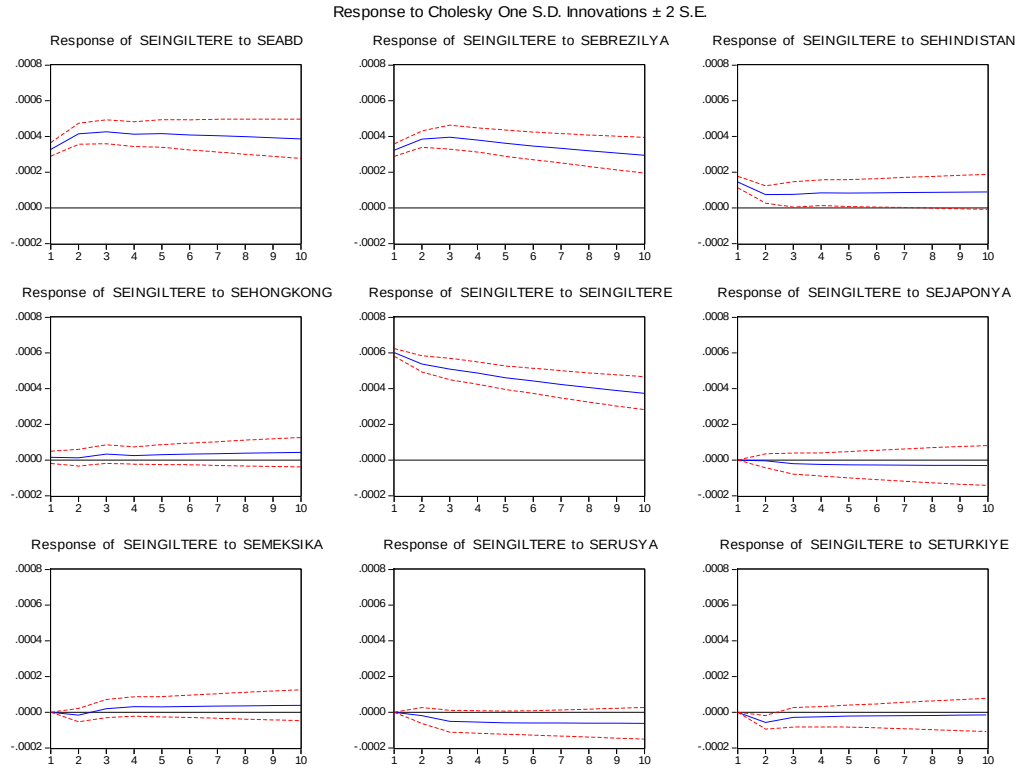


Şekil E.3 : Hindistan hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.

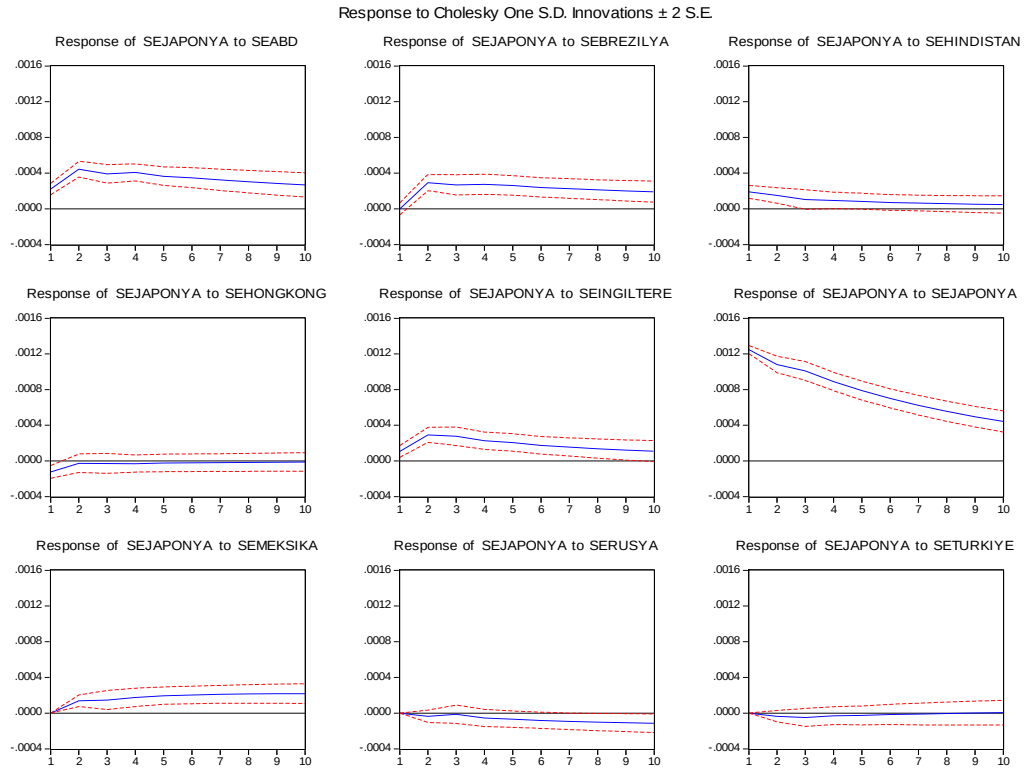
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



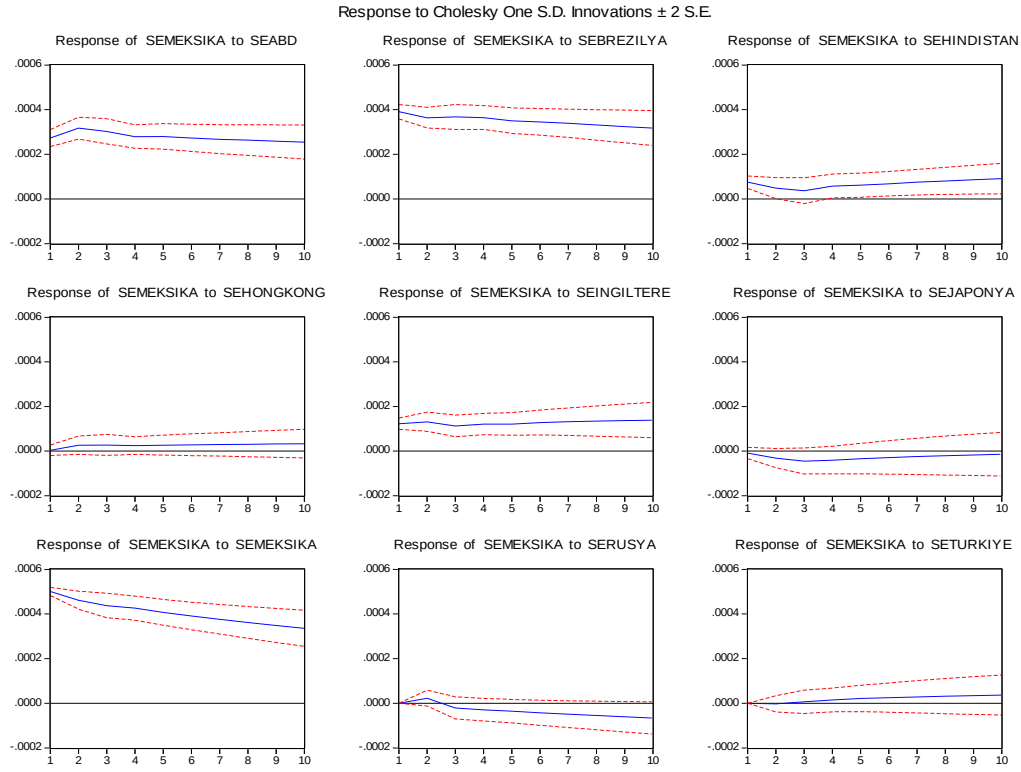
Şekil E.4 : Hong Kong hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



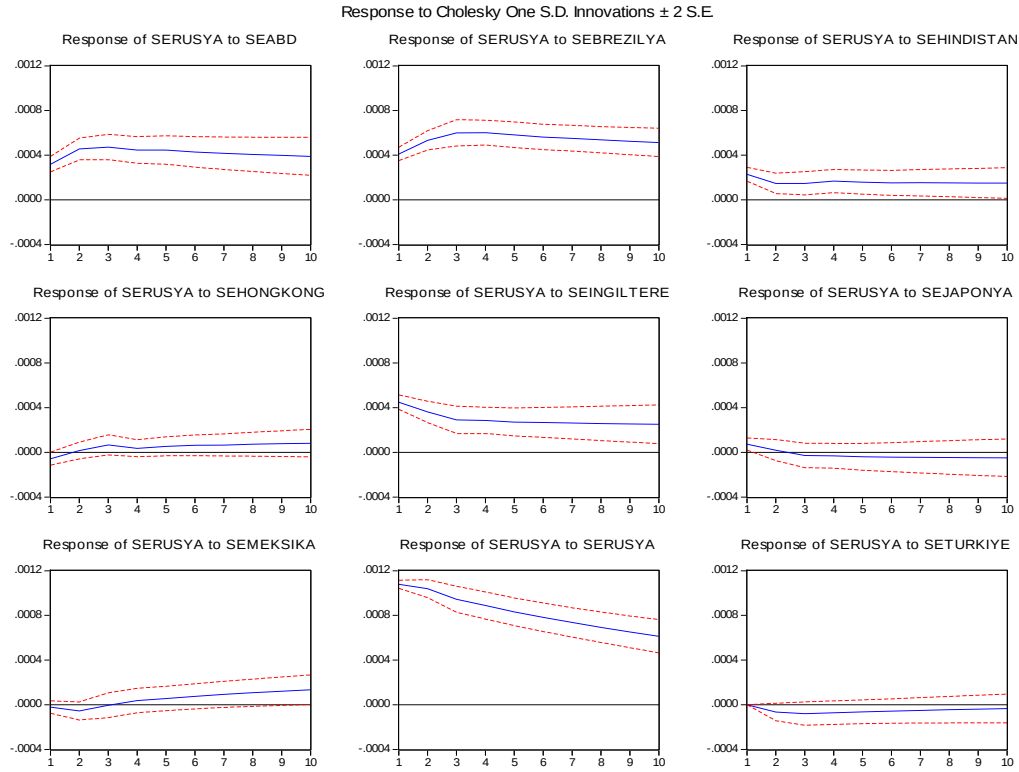
Şekil E.5 : İngiltere hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



Şekil E.6 : Japonya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



Şekil E.7 : Meksika hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.



Şekil E.8 : Rusya hisse senedi piyasası için etki-tepki fonksiyonları.

ÖZGEÇMİŞ

Ad Soyad : Uğur VAR

Doğum Yeri ve Tarihi : İstanbul, 01/08/1989

E-Posta : uurvar@gmail.com

ÖĞRENİM DURUMU:

- **Lisans** : 2012, İstanbul Teknik Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, Matematik Mühendisliği Bölümü
- **Yüksek lisans** : 2015, İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Mühendisliği Anabilim Dalı, İşletme Mühendisliği Yüksek Lisans Programı

MESLEKİ DENEYİM VE ÖDÜLLER:

2012-2014 yılları arasında Tübitak yurt içi yüksek lisans bursiyerliği