T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMI VE MAKROEKONOMİK TEMELLERİ: DCC-MIDAS YAKLAŞIMI

ARİFENUR GÜNGÖR
15710010

TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. HÜSEYİN TAŞTAN

İSTANBUL
2019

T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMI VE MAKROEKONOMİK TEMELLERİ: DCC-MIDAS YAKLAŞIMI

ARİFENUR GÜNGÖR
15710010

TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. HÜSEYİN TAŞTAN

İSTANBUL
2019

T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMI VE MAKROEKONOMİK TEMELLERİ: DCC-MIDAS YAKLAŞIMI

ARİFENUR GÜNGÖR
15710010

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih: 31.10.2019
Tezin Savunulduğu Tarih: 21.10.2019
Tez Oy Birliği ile Başarılı Bulunmuştur

	Unvan Ad Soyad	İmza
Tez Danışmanı	: Prof. Dr. Hüseyin TAŞTAN	
Jüri Üyeleri	: Prof. Dr. Bülent GÜLOĞLU	
	Prof. Dr. Mübariz HASANOV	
	Doç. Dr. Asuman OKTAYER	
	Dr. Öğr. Üyesi Hasan A. KARADUMAN	

İSTANBUL
EKİM 2019

ÖZ

HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMI VE MAKROEKONOMİK TEMELLERİ: DCC-MIDAS YAKLAŞIMI

Arifenur Güngör
Ekim, 2019

Bu doktora tez çalışmasında, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını belirleyen makroekonomik faktörler analiz edilmiştir. İlk aşamada, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyon 1 Ocak 2002-19 Eylül 2018 döneminde DCC-MIDAS (Dynamic Conditional Corelation-Mixed Data Sampling) metodu kullanılarak tüm ülke çiftleri için kısa dönemli (günlük) ve uzun dönemli (çeyreklik) bileşenlerine ayrılmıştır. İkinci aşamasında ise DCC-MIDAS modellerinden elde edilen çeyreklik frekanslı uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlar ile ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin nedenleri Ocak 2006-Ağustos 2018 döneminde araştırılmıştır. Bu aşamada Sistem GMM (Generalized Method of Moments) modeli kullanılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre, G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu açıklayan en önemli faktörlerin ülke ekonomileri arasındaki faiz oranı farkları, enflasyon oranı farkları ve 5 yıllık CDS risk primi farkları olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu açıklayan en önemli faktörlerin ise ülke ekonomileri arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, 5 yıllık CDS risk primi farkları ve faiz oranı farkları olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bu tez çalışmasında ayrıca, günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasa volatilitesinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeninin aylık makroekonomik göstergelerle ilişkisi analiz edilmiştir. Bu amaçla, ilk olarak BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi GARCH-MIDAS yöntemiyle tahmin edilmiştir. Ardından, Ocak 2004-Aralık 2018 döneminde BIST100 endeksinin uzun dönemli oynaklığının makroekonomik faktörlerle ilişkisi otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli tahmin edilerek incelenmiştir. Tahmin sonucunda, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün döviz kuru olduğu bulunmuştur. Bununla birlikte bankalar arası faiz oranı, 5 yıllık CDS risk primi ve S&P500 volatilitesi ile BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu görülmüştür. Son olarak, reel sektör güven endeksindeki artışların BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Hisse Senedi Piyasası, Volatilite Yayılımı, Volatilite, Makroekonomi, GARCH-MIDAS, DCC-MIDAS, ARDL, Dinamik Panel Veri, G7, BRICS+T, BIST100.

ABSTRACT

VOLATILITY SPILLOVER BETWEEN STOCK MARKETS AND MACROECONOMIC FUNDAMENTALS: DCC-MIDAS APPROACH

Arifenur Güngör
October, 2019

In this dissertation, we investigate the macroeconomic factors determining the volatility spillover among the stock markets of the G7 and BRICS+T countries. In the first stage, we decompose the dynamic conditional correlation between the daily stock market returns of the countries in the sample into the short-run (daily) component and the long-run (quarterly) component using the DCC-MIDAS (Dynamic Conditional Corelation-Mixed Data Sampling) method for the period January 1st, 2002 to September 19th, 2018. In the second stage, we estimate the relationship between the quarterly long-run dynamic conditional correlations derived from the DCC-MIDAS models and the quarterly macroeconomic variables representing the economic-financial proximity between country pairs using the System GMM (Generalized Method of Moments) method for the period January 2006 to August 2018 in order to analyze the reasons for the interaction between stock markets. Empirical results suggest that the most significant variables explaining the long-run dynamic conditional correlation between stock market returns of G7 countries are the differences in term spread, inflation rate and five-year CDS risk premium between the country pairs. In addition to this, we find that the differences in GDP growth rate, five-year CDS risk premium and term spread between country pairs are the most substantial variables expounding the long-term dynamic conditional correlation between stock market returns of G7 and BRICS+T countries.

In this dissertation, we also examine the relationship between the slowly moving long-run component of daily volatility of Turkish stock market and a set of monthly macroeconomic variables. For this purpose, we firstly estimate the long-term volatility of BIST100 index using GARCH-MIDAS (Mixed Data Sampling) method. And then, we investigate the relationship between the long-term volatility of BIST100 index and macroeconomic variables using an autoregressive distributed lag (ARDL) model over the period January 2004 to December 2018. Empirical results suggest that the exchange rate is the most prominent macroeconomic variable affecting the long-run volatility of BIST100 index. Also, we show that the long-run volatility of BIST100 index is positively associated with interbank rate, five-year CDS premium and the volatility of S&P500. Finally, we find that an increase in real sector confidence index leads to a decrease the long-run component of the BIST100 index volatility.

Key Words: Stock Market, Volatility Spillover, Volatility, Macroeconomy, GARCH-MIDAS, DCC-MIDAS, ARDL, Dynamic Panel Data, G7, BRICS+T, BIST100.

ÖN SÖZ

Bu tez çalışmasının başından sonuna kadar her konuda bana destek olan, yardım ve birikimini esirgemeyen, yapıcı eleştirileri ve geri bildirimleriyle bana yol gösteren değerli tez danışmanım Prof. Dr. Hüseyin Taştan'a anlayışı, sabrı ve özverisi için çok teşekkür ederim. Tez izleme komitemde yer alan hocalarım Prof. Dr. Bülent Güloğlu ve Doç. Dr. Asuman Oktayer'e tez çalışma sürecim boyunca yaptıkları değerli katkıları dolayısıyla teşekkür ederim.

Hayatımın her alanında olduğu gibi doktora eğitim sürecimde de bana destek olan, ilgi ve anlayış gösteren sevgili annem Perihan Güngör ve sevgili babam Turgut Güngör'e tüm kalbimle teşekkür ederim. Eğitim hayatım boyunca her konuda, her zaman yanımda olan, beni motive eden, desteğini ve ilgisini her an hissettiğim sevgili ağabeyim Mahmut Sami Güngör'e ve tüm aileme sonsuz teşekkür ederim.

İstanbul; Ekim, 2019 Arifenur Güngör

İÇİNDEKİLER

ÖZ ..... **iii**
ABSTRACT ..... **iv**
ÖN SÖZ ..... **v**
İÇİNDEKİLER ..... **vi**
TABLOLAR LİSTESİ ..... **ix**
ŞEKİLLER LİSTESİ ..... **x**
KISALTMALAR ..... **xi**
1. GİRİŞ **1**
2. LİTERATÜR TARAMASI **7**
2.1. Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımı üzerine Yapılan Çalışmalar 7
2.1.1. Gelişmiş Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalar 7
2.1.2. Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalar 12
2.1.3. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalar 14
2.1.4. Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalara İlişkin Değerlendirmeler 19
2.2. Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımının Belirleyenleri üzerine Yapılan Çalışmalar 22
3. MIDAS (MIXED DATA SAMPLING) YAKLAŞIMI **32**
3.1. Giriş 32
3.2. Basit MIDAS Modeli 36
3.3. MIDAS Polinom Spesifikasyonları 37
3.3.1. Sonlu Polinomlar: Üstel Almon ve Beta 38

3.3.2. Sonsuz Polinomlar 39
3.3.3. Adım Fonksiyonları 40
3.4. Genelleştirilmiş Tek Değişkenli Doğrusal MIDAS Modeli 41
3.5. Doğrusal Olmayan MIDAS Modeli 41
3.6. Çok Değişkenli MIDAS Modeli 42
3.7. GARCH-MIDAS Modeli 43
3.8. DCC-MIDAS Modeli 46
4. ULUSLARARASI HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMININ BELİRLEYENLERİ: DCC-MIDAS YAKLAŞIMI 48
4.1. Giriş 48
4.2. Veri Seti 50
4.3. Analiz ve Tahmin Sonuçları 60
4.3.1. DCC-MIDAS Analizi 60
4.3.2. Panel Veri Analizi 78
4.3.2.1. POLS Tahmin Sonuçları 78
4.3.2.2. Sistem GMM Tahmin Sonuçları 85
4.4. Sonuç 95
5. TÜRKİYE HİSSE SENEDİ PİYASA VOLATİLİTESİNİN MAKROEKONOMİK TEMELLERİ: GARCH-MIDAS YAKLAŞIMI 98
5.1. Giriş 98
5.2. Literatür Özeti 99
5.3. Analiz ve Tahmin Sonuçları 101
5.3.1. GARCH-MIDAS Tahmin Sonuçları 102
5.3.2. ARDL Tahmin Sonuçları 106
5.4. Sonuç 110
6. SONUÇ 112
KAYNAKÇA 117
EKLER 130

Ek 1. Tüm Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları 130
Ek 2. G7 Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları 131
Ek 3. G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları 132
Ek 4. Tüm Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları 133
Ek 5. G7 Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları 134
Ek 6. G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları 135
Ek 7. Tüm Ülke Çiftleri (Fixed Window) DCC-MIDAS Tahmin Sonuçları 136
Ek 8. Tüm Ülke Çiftleri (Rolling Window) DCC-MIDAS Tahmin Sonuçları 139
ÖZ GEÇMİŞ 142

TABLOLAR LİSTESİ

Sayfa No

Tablo 4.1: G7 ve BRICS+T Hisse Senedi Piyasa Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri..... 50
Tablo 4.2: Dccmidascorr ve Açıklayıcı Değişkenlere ilişkin Tanımlayıcı İstatistikler..... 59
Tablo 4.3: ABD-Almanya ve İtalya-Kanada GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları 63
Tablo 4.4: ABD-Almanya ve İtalya-Kanada DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 63
Tablo 4.5: Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 65
Tablo 4.6: Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 66
Tablo 4.7: Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 68
Tablo 4.8: Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 69
Tablo 4.9: Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 71
Tablo 4.10: Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 72
Tablo 4.11: Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 74
Tablo 4.12: Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 75
Tablo 4.13: Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 76
Tablo 4.14: Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 77
Tablo 4.15: Tüm Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları..... 80
Tablo 4.16: G7 Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları..... 82
Tablo 4.17: G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları..... 83
Tablo 4.18: Tüm Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları..... 88
Tablo 4.19: G7 Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları..... 90
Tablo 4.20: G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları... 92
Tablo 5.1: BIST100 Endeks ve BIST100 Getiri Serilerine ilişkin Tanımlayıcı İstatistikler..... 103
Tablo 5.2: BIST100 Getirisi için GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları..... 106
Tablo 5.3: İç ve Dış Faktörlere ilişkin Tanımlayıcı İstatistikler..... 106
Tablo 5.4: ARDL Modellerinin Tahmin Sonuçları..... 108
Tablo 5.5: ARDL Modellerinin Tahmin Sonuçları (Fixed Window)..... 109

ŞEKİLLER LİSTESİ

Sayfa No

Şekil 4.1: Fransa ve BRICS+T Ülkeleri arasındaki Karşılıklı Ticaret Oranı.... 52
Şekil 4.2: Almanya ile İtalya, Birleşik Krallık ve Fransa arasındaki Ekonomik Büyüme Oranı Farkının Mutlak Değeri..... 53
Şekil 4.3: Kanada ile Türkiye, Brezilya ve Çin arasındaki Enflasyon Oranı Farkının Mutlak Değeri..... 54
Şekil 4.4: Japonya ile Hindistan, Brezilya ve Çin arasındaki Faiz Oranı Farkının Mutlak Değeri..... 55
Şekil 4.5: ABD ile Çin, Güney Afrika ve Türkiye arasındaki CDS Risk Primi Farkının Mutlak Değeri..... 56
Şekil 4.6: Kanada ile Brezilya, Rusya ve Hindistan arasındaki EPU Farkının Mutlak Değeri..... 58
Şekil 4.7: ABD-Almanya ve İtalya-Kanada DCC-MIDAS Korelasyonları..... 62
Şekil 4.8: Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada DCC-MIDAS Korelasyonları..... 64
Şekil 4.9: Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya DCC-MIDAS Korelasyonları..... 67
Şekil 4.10: Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye DCC-MIDAS Korelasyonları..... 70
Şekil 4.11: Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye DCC-MIDAS Korelasyonları..... 73
Şekil 4.12: Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin DCC-MIDAS Korelasyonları.... 75
Şekil 5.1: BIST100 Volatilitesinin Kısa ve Uzun Dönemli Bileşenleri..... 104
Şekil 5.2: BIST100 Volatilitesinin Kısa ve Uzun Dönemli Bileşenleri (Fixed Window)..... 105

KISALTMALAR

ABD : Amerika Birleşik Devletleri
ARDL : Autoregressive Distributed Lag
BIST100 : Borsa İstanbul 100 Endeksi
CDS : Credit Default Swap
DAX30 : Deutscher Aktien Index
DCC : Dynamic Conditional Corelation
DJIA : Dow Jones Industrial Average
EGARCH : Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
EPU : Economic Policy Uncertainty
FIAPARCH : Fractionally Integrated Asymmetric Power
FTSE : Financial Times Stock Exchange
FTSE MIB : Financial Times Stock Exchange Milan Index
GARCH : Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
GMM : Generalized Method of Moments
HAR-DL : Heterogeneous Autoregressive-Distributed Lag
MF-VAR : Mixed Frequency VAR
MIDAS : Mixed Data Sampling
OECD : Organisation for Economic Co-operation and Development
POLS : Pooled Ordinary Least Squares
QMLE : Quasi Maksimum Likelihood Estimation
RTS : Russia Trading System Index
RV : Realized Volatility
S&P500 : Standard & Poor's 500 Index
VAR : Vector Autoregression
VIX : Volatility Index
TGARCH : Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

1. GİRİŞ

Küreselleşmenin etkisiyle birlikte uluslararası ticaretin önündeki engellerin kalkması ve sermaye hareketlerinin serbestleşmesi, ülkelerin ekonomik ve finansal sistemlerini aşamalı şekilde küresel ekonomiyle entegre hâle getirmiştir. Özellikle son yirmi yılda bilgi ve iletişim teknolojisinde yaşanan gelişmeler piyasalar arasındaki bilgi akışının daha az maliyetli şekilde aktarımını sağlayarak bu sürece ivme kazandırmıştır. Uluslararası sermaye akışlarının hızlanması ve haberlerin dünya genelinde yayılma ağının etkinliği, yatırımcıların küresel piyasalardaki önemli gelişmelere daha hızlı tepki vererek riskten korunmalarına ve yeni yatırım imkânlarını değerlendirerek faydalarını arttırmalarına olanak sağlamaktadır. Yatırımcıların farklı ülkelerin hisse senedi piyasalarına yatırım yaparak portföylerindeki varlıkların risklerini dağıtmalarının temelinde Markowitz'in (1952) modern portföy teorisi yatmaktadır. Aralarında yüksek düzeyde bağlılık bulunan hisse senedi piyasalarına aynı anda yatırım yapmak portföyün riskini arttıracağı için yatırımcılar açısından avantajlı değildir. Bu durumdan dolayı yatırımcılar, aralarında düşük düzeyde bağlılık bulunan hisse senedi piyasalarına yatırım yapmayı tercih ederler. Böylece yatırımcılar, portföylerinin riskini düşürerek potansiyel faydalarını arttırabilirler. Bu nedenle, hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin derecesi yatırımcıların küresel portföy çeşitlendirmesi için alacakları kararlar açısından belirleyici nitelik taşımaktadır.

Küresel finansal piyasaların entegrasyonunda görülen artış yatırımcılara bazı avantajlar sunmasına karşın finansal piyasa aktörlerinin, küresel piyasalardan kaynaklanan önemli gelişmelere hızlı şekilde tepki vermeleri finansal piyasaları risklere karşı daha duyarlı ve savunmasız hâle getirmiştir. Bir finansal piyasanın volatilitesindeki artış sadece kendi geçmiş dalgalanmalarından değil aynı zamanda aralarında yüksek ortak hareket bulunan diğer piyasaların volatilitesinden kaynaklanabilmektedir. Piyasaların risklere karşı duyarlılıkları ve kırılgan yapıları sebebiyle finansal küreselleşmenin arttığı bu süreçte uluslararası finansal piyasalar arasındaki volatilite yayılımı artış göstermiştir. Piyasalar arasındaki bilgi aktarımını yansıtan volatilite yayılımı, özellikle kriz dönemlerinde normal dönemlere göre

dikkate değer derecede yükseliş göstermektedir. Uluslararası finansal piyasalarda yaşanan karışıklıkların ve finansal krizlerin meydana gelme sıklığı ve küresel ekonomi üzerine olan olumsuz etkilerinden dolayı finansal piyasalar arasındaki ilişkilerin analizi küresel finansal sistemin istikrarı açısından önem taşımaktadır. Özellikle hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımına ilişkin bilgiler politika yapıcılar, finansal kurumlar, finansal analistler, risk yöneticileri ve yatırımcılar için önem arz etmektedir. Bu nedenlerden dolayı, finans literatüründe önemli bir yere sahip olan hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımının analizi, 2008 küresel finansal krizi ve Avrupa borç krizinin küresel piyasalar üzerindeki olumsuz etkileri dolayısıyla araştırmacıların yoğun şekilde odaklandıkları bir konu hâline gelmiştir. İlgili literatürde, hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının nasıl olduğu, oynaklık yayılımında hangi piyasaların baskın rol oynadığı ve piyasalar arasındaki etkileşimin hangi yönde olduğu farklı yöntemler, farklı ülke grupları, farklı analiz periyotları ve farklı frekanstaki veriler kullanılarak çok sayıda çalışmada değerlendirilmiştir. Buna karşın ilgili literatürde, hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımına neden olan temel faktörlerinin analizine odaklanan çalışmalar daha sınırlı sayıdadır.

Ülkelerin ekonomi politikalarındaki benzerliklerin, aralarındaki finansal bağların gücünün, karşılıklı ticaret hacminin, kültürel ve coğrafi yakınlık derecelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı üzerinde etkili olduğu bilinmektedir. Hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını ülke ekonomileri arasındaki karşılıklı ilişkileri dikkate alarak açıklamak kısaca volatilite yayılımının belirleyenleri üzerine odaklanmak, finansal krizin tüm piyasalara tesir etmesine neden olan bulaşma etkisine ışık tutması bakımından özellikle politika yapıcılar açısından önem arz etmektedir. Bununla birlikte hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını etkileyen temel faktörlerin analizi, farklı ülkelerin hisse senedi piyasalarına yatırım yapan uluslararası yatımcıların portföylerine ilişkin riski düşürerek potansiyel faydalarını arttırabilmeleri ve kriz dönemlerinde rasyonel olmayan sermaye akışlarının önüne geçilebilmesi için finansal kurumlar, finansal analistler, risk yöneticileri ve yatırımcılar açısından önemli çıkarımlar sunmaktadır.

Hisse senedi piyasaları ülkeler arasındaki güçlü finansal bağlar ve ülkelerin ekonomi politikalarındaki benzerliklerden dolayı yüksek derecede ilişkili olabilmektedir. İki ülke ekonomisine ait makroekonomik göstergelerin büyüklükleri birbirine yaklaştıkça

bu ülkelerin hisse senedi piyasa performanslarının benzer olacağı, makroekonomik göstergeler birbirinden uzaklaştıkça başka bir ifadeyle, bu göstergelerin arasındaki farkın mutlak değeri arttıkça ülkelerin hisse senedi piyasa performanslarının da farklılaşacağı düşünülmektedir. Bu nedenle örneğin; ülke ekonomilerinin faiz oranı, enflasyon oranı ve büyüme oranı gibi temel göstergeleri arasındaki farkların mutlak değerinin düşük olması bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin yüksek olacağına işaret etmektedir (Pretorius, 2002, 91). Bununla birlikte, ülkeler arasındaki karşılıklı ticari bağlar güçlendikçe ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun artması beklenmektedir. Benzer şekilde, yakın coğrafyada bulunan ortak dil ve kültüre sahip olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin, birbirinden daha uzak mesafede bulunan farklı dil ve kültüre sahip olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak harekete göre daha yüksek olduğu bilinmektedir (Flavin, Hurley, Rousseau, 2002; Walti, 2005; Lucey ve Zhang, 2010).

Bu tez çalışmasında, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı ve volatilite yayılımını belirleyen temel makroekonomik faktörlerin analizi amaçlanmıştır. Analiz bölümünde iki aşamalı bir prosedür takip edilmiştir. İlk aşamada, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyon Colacito, Engle, Ghysels (2011) tarafından geliştirilen DCC-MIDAS (Dynamic Conditional Corelation-Mixed Data Sampling) modeli kullanılarak 1 Ocak 2002-19 Eylül 2018 döneminde 78 ülke çifti için hızlı hareket eden kısa dönemli (günlük) ve yavaş hareket eden uzun dönemli (çeyreklik) bileşenlerine ayrılmıştır. Analizin ikinci aşamasında ise DCC-MIDAS modellerinden elde edilen çeyreklik frekanslı uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlar ile ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin nedenleri Ocak 2006-Ağustos 2018 periyotunda dinamik panel veri yöntemiyle analiz edilmiştir. Analizde tüm ülke çiftlerini kapsayan modellerin yanında, G7 ülkelerinin kendi arasındaki ve G7 ile BRICS+T ülkelerin arasındaki karşılıklı ilişki ayrı modellerle ele alınmıştır. Böylece hem gelişmiş ülkelerin kendi arasındaki ilişki hem de gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin arasındaki karşılıklı ilişki modellenmiştir.

Ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden makroekonomik faktörlerin, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu

korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeninden ziyade yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile ilişkili olması beklenmektedir. Bu çalışmada, uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin belirleyenlerini analiz eden mevcut literatürden farklı olarak ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile düşük frekanslı makroekonomik faktörler arasındaki ilişki incelenmiştir. Ayrıca bu çalışmada, literatürde şimdiye kadar kullanılan makroekonomik faktörlere ek olarak ülkelere ait ekonomi politika belirsizlik endekleri, uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin nedenlerini açıklayıcı faktör olarak kullanılmıştır. Bununla birlikte, bu çalışmada mevcut literatürden farklı olarak hisse senedi piyasaları arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının nedenleri dinamik panel veri yöntemi kullanılarak araştırılmıştır. Çalışma bu yönüyle ilgili literatüre katkı sağlamaktadır. Bununla birlikte, ilgili literatürde hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını analiz eden çalışmaların çoğunluğunda, ABD hisse senedi piyasaları merkezde tutularak diğer hisse senedi piyasaları ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşim incelenmiştir. Çalışmamızda, ABD hisse senedi piyasalarının merkezde tutulduğu çalışmalardan farklı olarak analize dâhil edilen tüm hisse senedi piyasalarına aynı mesafede yaklaşılmış böylelikle mümkün tüm piyasa ikilileri arasındaki ilişkiler değerlendirilmiştir.

Tahmin sonuçlarına göre, tüm ülke çiftleri için uluslararası hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu açıklayan en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, 5 yıllık CDS risk primi farkları ve ekonomi politika belirsizlik endeksi farkları olduğu görülmüştür. Bu bulgular, ülkelerin GSYH büyüme oranı ve ekonomi politika belirsizlik endeksi büyüklükleri birbirine yaklaştıkça hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin yükseleceği anlamına gelmektedir. Gelişmiş ülkelerin arasındaki ilişkileri temsil eden G7 ülke çiftleri için tahmin sonuçlarına göre, G7 ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu açıklayan en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki faiz oranı farkları, enflasyon oranı farkları ve 5 yıllık CDS risk primi farkları olduğu bulunmuştur. Bu bulgulara göre, G7 ülkeleri arasındaki enflasyon ve faiz oranları birbirinden uzaklaştıkça kısacası bu göstergelerin büyüklükleri arasındaki farkın mutlak değeri yükseldikçe bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin azalacağı söylenebilir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki

ilişkileri temsil eden G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için tahmin sonuçlarına göre, bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu etkileyen en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, 5 yıllık CDS risk primi farkları ve faiz oranı farkları olduğu görülmüştür. Bu sonuçlara göre, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki GSYH büyüme oranı farklarının ve faiz oranı farklarının mutlak değeri azaldıkça bu ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin yükselmesi beklenmektedir.

Bu tez çalışmasında ayrıca günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasa volatilitesinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile aylık makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki iki aşamalı bir modelleme yardımıyla araştırılmıştır. İlk aşamada, BIST100 endeksi volatilitesinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilmiştir. İkinci aşamada ise BIST100 endeksi volatilitesinin uzun dönemli bileşenini belirleyen faktörler otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli tahmin edilerek incelenmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün döviz kuru olduğu bulunmuştur. Döviz kuruyla BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, üç aylık bankalar arası faiz oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve S&P500 volatilitesi ile BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Analizden elde edilen bir diğer bulgu ise reel sektör güven endeksindeki artışların BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini düşürdüğü yönündedir. Mevcut literatürden farklı olarak bu çalışmada günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasası volatilitesinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile aylık makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışma bu yönüyle ilgili literatürde ilk olma özelliği taşımaktadır. Ayrıca çalışmada, literatürde şimdiye kadar kullanılan makroekonomik değişkenlere ek olarak reel sektör güven endeksi ve CDS risk primi uzun dönemli volatiliteyi açıklayıcı faktörler olarak kullanılmıştır.

Bu tez çalışması altı bölümden oluşmaktadır. Çalışmamızın giriş bölümünü takip eden ikinci bölümünde, hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını analiz eden çalışmalar ile hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımına neden olan faktörleri analiz eden çalışmaların aktarıldığı kapsamlı bir literatür taraması bulunmaktadır. Bu bölümde, uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite

yayılımını inceleyen çalışmalar; gelişmiş ülkelerin, gelişmekte olan ülkelerin, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını araştıran çalışmalar şeklinde üç alt gruplara ayrılmıştır. Çalışmamızın üçüncü bölümünde, MIDAS regresyon modellerine ilişkin literatür özeti aktarılmış, basit MIDAS modellerinin çeşitli genişlemeleri ve MIDAS ağırlık polinomları anlatılmıştır. Bununla birlikte, bu bölümde çalışmamızın dördüncü ve beşinci bölümlerinin analizinde kullanılan GARCH-MIDAS ve DCC-MIDAS modellerine ilişkin kapsamlı açıklamalara yer verilmiştir. Çalışmamızın dördüncü bölümünde, uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını belirleyen temel faktörler araştırılmıştır. Bu bölümünün ilk alt bölümünde konunun önemiyle ilgili genel bilgiler aktarılmış, ikinci alt bölümde ise analizde kullanılan veri seti detaylı olarak anlatılmıştır. Bu bölümle ilgili literatür ikinci bölümde anlatıldığı için bu bölümde ayrı bir alt bölüm olarak literatür taramasına yer verilmemiştir. Bu bölümün üçüncü alt bölümde ise DCC-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına ilişkin tartışmalar sunulmuş, sonrasında Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) ve Sistem GMM modellerinin tahmin sonuçları ve sonuçlara ilişkin değerlendirmeler aktarılmıştır. Ardından gelen alt bölümde ise bu bölüme ilişkin sonuçlar bulunmaktadır. Çalışmamızın beşinci bölümünde, Türkiye hisse senedi piyasa volatilitesinin makroekonomik temelleri araştırılmıştır. Bu bölümün ilk alt bölümü olan giriş bölümünde bu konunun önemi ve çalışmanın kapsamı aktarılmıştır. İkinci alt bölümde hisse senedi piyasa volatilitesinin belirleyen faktörleri araştıran çalışmaların yer aldığı kısa bir literatür özeti sunulmuştur. Bu bölümün üçüncü alt bölümünde çalışmada kullanılan veri seti anlatılmış, GARCH-MIDAS ve ARDL modellerinin tahmin sonuçları tartışılmıştır. Bu bölümün son alt bölümü olan sonuç bölümünde ise analiz sonuçlarına ilişkin genel değerlendirmeler sunulmuştur. Çalışmamızın altıncı ve son bölümü olan sonuç bölümünde ise tez çalışmamızın sonuçlarına ilişkin genel değerlendirmeler ve öneriler yer almaktadır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin analizi uzun bir süredir araştırmacıların ilgisini çekmektedir. Hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı ilişkilerin analizi üzerine geniş bir literatür bulunmaktadır. Buna karşın bu ilişkilerin arkasındaki temel faktörleri araştıran çalışmalar sınırlı sayıdadır. Bu bölümde hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi inceleyen çalışmalar iki gruba ayrılmıştır. İlk bölümde, uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı üzerine yapılan çalışmalar ikinci bölümde ise uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını belirleyen faktörleri araştıran çalışmalar sunulacaktır.

2.1. Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımı üzerine Yapılan Çalışmalar

Hisse senedi piyasaları arasındaki bağlılığın ne boyutta olduğu ve piyasaların birbirlerini ne şekilde etkiledikleri farklı yöntemler, farklı ülke grupları farklı analiz periyotları ve farklı frekanstaki veriler kullanılarak birçok çalışmada değerlendirilmiştir. Bu bölümde, hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi analiz eden çalışmalar ülke gruplarına göre sınıflandırılmıştır. İlk alt bölümde, gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki; ikinci alt bölümde, gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ve üçüncü alt bölümde, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını analiz eden çalışmalar sunulacaktır. Son alt bölümde ise hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını analiz eden çalışmalara ilişkin genel değerlendirmeler aktarılacaktır.

2.1.1. Gelişmiş Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalar

Hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin analizi, uluslararası portföy çeşitlendirmesinin faydalarının açıklandığı Grubel (1968)'in çalışmasıyla başlamıştır. Levy ve Sarnat (1970), Solnik (1974), Hilliard (1979)'in çalışmalarında, yatırımcıların

portföylerindeki varlıkların risk ve getiri ilişkileri, modern portföy teorisine göre analiz edilerek çeşitlendirmenin portföyün riskini nasıl azaltacağı anlatılmıştır. Bu çalışmaların sonucunda, ulusal hisse senedi piyasaları arasında düşük bir ilişki olduğu, yatırımcıların portföylerinde sadece iç piyasalara ait varlık bulundurmaktan ziyade uluslararası yatırım imkânlarını değerlendirerek portföy çeşitlendirmesine gitmeleri gerektiği vurgulanmıştır. Bu çalışmalarda hisse senedi fiyat hareketleri incelenmiş ancak ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı bağlılığın yapısı ve piyasalar arasındaki etkileşim ve entegrasyon analiz edilmemiştir.

Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı bağlılığı analiz eden ilk çalışmalardan biri, Eun ve Shim (1989)'in dokuz gelişmiş ülkenin hisse senedi piyasalarındaki hareketlerin uluslararası aktarımını ve bu piyasalar arasındaki dinamik etkileşimi VAR (Vector Autoregression) modelini kullanarak analiz ettiği çalışmasıdır. Analizin sonucunda, ABD hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaların tüm piyasalara bir gün gecikmeyle aktarıldığı ancak diğer piyasaların ABD'yi aynı şekilde etkilemediği bulunmuştur. Bu durum ABD hisse senedi piyasalarının dünya piyasaları içindeki baskın rolüne işaret etmektedir.

1987 yılının Ekim ayında ABD hisse senedi piyasası DJIA (Dow Jones Industrial Average)'de başlayan çöküş kısa süre içinde ABD'deki diğer piyasalara sıçramış, farklı ekonomik yapılara ve piyasa mekanizmasına sahip olmalarına rağmen neredeyse tüm hisse senedi piyasalarında (özellikle Hong Kong, Avustralya ve İngiltere) aynı anda düşüş yaşanmasına sebep olmuştur. Bu dönemde, dünya genelindeki hisse senedi piyasalarında meydana gelen bu ortak düşüş, özellikle gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin analizine olan ilgiyi arttırmıştır.

King ve Wadhwani (1990), Ekim 1987 kırılmasının etkilerini değerlendirmek için New York, Londra ve Tokyo hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu Temmuz 1987-Şubat 1988 dönemlerini kapsayan sekiz aylık periyot için saatlik frekanslı verileri kullanarak araştırmışlardır. Piyasalar arasındaki korelasyon katsayılarının Ekim 1987 kırılmasından sonra yükseldiği görülmüştür. Bu çalışmaya benzer şekilde, Hamao, Masulis, Ng (1990) New York, Londra ve Tokyo hisse senedi piyasaları arasında fiyat ve volatilite yayılımını 1985-1988 döneminde tek değişkenli GARCH-M (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-Mean) modelini kullanarak incelenmişlerdir. Farklı zaman dilimlerinde bulunan piyasalar arasındaki örtüşmeme problemini çözebilmek için günlük kapanış-kapanış getirileri; kapanış-

açılış ve açılış-kapanış getirileri olarak iki bileşene ayrılmıştır. Volatilite yayılımının New York'tan Tokyo'ya, Londra'dan Tokyo'ya ve New York'tan Londra'ya doğru olduğu, Ekim 1987 kırılmasından sonra bu piyasalar arasındaki bağlılığın önemli şekilde yükseldiği görülmüştür. Ayrıca piyasalar arasındaki ilişkinin asimetrik olduğu ifade edilmiştir.

King ve Wadhwani (1990) ve Hamao, Masulis, Ng (1990)'nin çalışmalarına benzer şekilde New York, Tokyo ve Londra hisse senedi piyasaları arasındaki fiyat ve volatilite yayılımını araştıran Koutmos ve Booth (1995), bu çalışmalardan farklı olarak volatilite yayılımındaki asimetri etkisini dikkate alan EGARCH (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modelini kullanmışlardır. Ayrıca, Hamao, Masulis, Ng (1990)'nin aksine sadece açılış-kapanış getirileri kullanılmıştır. Olumlu ve olumsuz haberlerin volatilite üzerindeki etkisinin asimetrik olduğu, hisse senedi piyasa volatilitesinin olumsuz haberlere olumlu haberlerden daha çok tepki verdiği görülmüştür. Fiyat yayılımının New York'tan Tokyo ve Londra'ya, Tokyo'dan ise Londra'ya doğru olduğu bulunmuş, diğer çalışmaların sonuçlarıyla uyumlu şekilde bu üç piyasa arasındaki etkileşimin Ekim 1987 kırılmasından sonra önemli bir artış gösterdiği belirtilmiştir.

Benzer piyasa yapılarına ve düzenlemelerine sahip olan ve aralarında serbest sermaye hareketleri bulunan ABD ve Kanada'nın hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilitenin kısa dönemli dinamiklerini araştıran Karolyi (1995), analizinde VAR ve GARCH-BEKK modellerini kullanmıştır. Analizin bulguları, ABD merkezli bir şokun Kanada hisse senedi piyasasının getiri ve volatilitesi üzerine azalan bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Önceki çalışmalarda kullanılan ülke gruplarına benzer olarak ABD, Kanada, Japonya ve Birleşik Krallık hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi iki değişkenli GARCH modelini kullanarak inceleyen Darbar ve Deb (1997), piyasalar arasındaki koşullu kovaryansı kalıcı ve geçici bileşenlerine ayırmışlardır. ABD-Japonya ikilisi arasındaki kalıcı kovaryansın anlamsız, geçici kovaryansın ise anlamlı olduğu bulunmuştur.

Farklı zaman dilimlerinde yer alan ülkelerin hisse senedi piyasalarının çalışma saatlerindeki uyuşmazlıktan kaynaklanan sorunu çözebilmek için ya sadece günlük kapanış (Eun ve Shim, 1989) ya da kapanış-açılış ve açılış-kapanış getirilerini (Hamao, Masulis, Ng, 1990) kullanarak örtüşmeyen piyasalar arasındaki gecikmeli ilişkileri araştıran çalışmalardan farklı olarak Jeong (1999), ABD, Birleşik Krallık ve Kanada

hisse senedi piyasalarının aynı anda açık oldukları saatler içinde beş dakikalık getirileri kullanarak volatilite yayılımını analiz etmiştir. 1992 yılı için yapılan analizde çok değişkenli GARCH modeli kullanılmıştır. ABD'nin baskın rolüne işaret eden önceki çalışmalardaki bulguların aksine volatilite yayılımının ABD'den diğer piyasalara doğru tek yönlü olmadığı, bu üç piyasa için karşılıklı olduğu bulunmuştur. Bununla birlikte, yabancı piyasalardan kaynaklanan volatilite şoklarının piyasaların koşullu varyansları üzerine etkisinin kalıcı olma eğiliminde olduğu belirtilmiştir.

ABD, Kanada, Japonya ve Birleşik Krallık hisse senedi piyasalarına odaklanan önceki çalışmalardan farklı olarak Kanas (1998), Avrupa'daki gelişmiş üç ülkenin (İngiltere, Almanya ve Fransa) hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Bu üç piyasa arasındaki volatilite yayılımının Londra-Paris, Paris-Frankfurt arasında karşılıklı, Londra-Frankfurt arasında ise tek yönlü olduğu bulunmuştur. Piyasalar arasındaki volatilite yayılımının neredeyse tüm piyasa ikilileri için asimetrik olduğu ve Ekim 1987 kırılmasından sonra bu piyasalar arasındaki karşılıklı bağlılığın artış gösterdiği ifade edilmiştir.

Lee (2004), ABD ve Kore'nin hisse senedi piyasa dinamiklerini ve potansiyel etkileşimlerini bu alanda yaygın olarak kullanılan GARCH tipi modellerden farklı yeni bir metodoloji olan dalgacık (wavelet) analizini kullanarak araştırmıştır. Analizin sonucunda, ABD'den Kore piyasasına doğru fiyat ve oynaklık yayılımının anlamlı olduğu ancak bu ilişkinin ters yönde geçerli olmadığı bulunmuştur. Beine, Blancard, Raymond (2008) çalışmalarında Fransa, Almanya, Japonya, Birleşik Krallık ve ABD'nin günlük hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedenselliği 1973-2003 dönemi için test etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda, Avrupa ülkeleri arasında ve ABD'den diğer ülkelere doğru güçlü bir doğrusal bağlılık olduğu bulunmuştur.

Rua ve Nunes (2009) Almanya, Japonya, Birleşik Krallık ve ABD hisse senedi piyasalarının hem genel hem de sektör endeksleri arasındaki ortak hareketi dalgacık analizini kullanarak araştırmışlardır. Bu analiz yöntemi, piyasalar arasındaki ortak hareketin hem zaman hem de frekans alanında eş zamanlı olarak incelenmesine izin vermektedir. Ampirik bulgular, ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin gücünün genel ve sektör endeksleri için farklı olduğunu göstermiştir. Almanya, Fransa, Birleşik Krallık ve Avusturya'nın hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin dinamiklerini önemli finansal piyasa karışıklıklarının yaşandığı

dönemler için araştıran Dajcman, Festic, Kavkler (2012)'in çalışmasında, DCC (Dynamic Conditional Corelation)-GARCH modeli ve çok ölçekli dalgacık analizi ayrı ayrı kullanılmıştır. Analiz döneminde yaşanan finansal krizlerin piyasalar arasındaki ortak hareketi tüm ölçeklerde eşit oranda arttırmadığı sadece 2008 küresel finansal kriz döneminde geçici ve zayıf düzeyde arttırdığı gözlenmiştir.

Jung ve Maderitsch (2014), 2000-2011 yıllarında önemli finansal piyasa karışıklıklarının yaşandığı dönemlerde Hong Kong, Avrupa ve ABD hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını endekslere ait beş dakikalık yüksek frekanslı verileri kullanarak HAR-DL (Heterogeneous Autoregressive-Distributed Lag) modeliyle araştırmışlardır. Küresel finansal kriz sırasında tüm piyasalar arasındaki volatilite yayılımında güçlü ve ani artışlar olduğu gözlenmiş, bu durumun bulaşma etkisine işaret ettiği belirtilmiştir. Ancak gerçekleşen volatilitelerdeki yapısal kırılmaların ve koşullu değişen varyansın etkisi değerlendirildiğinde herhangi bir bulaşma etkisinin olmadığı, piyasalar arasında karşılıklı bağlılığın geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmaya benzer şekilde, beş dakikalık verileri kullanarak ABD, Japonya ve Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını 2008 küresel finansal krizi sırasında ve öncesinde araştıran Golosnoy, Gribisch Liesenfeld (2015)'in çalışmasında CAW (Conditional Autoregressive Wishart) modeli kullanılmıştır. Kriz döneminde piyasalar arasındaki volatilite yayılımının kriz öncesi döneme göre önemli şekilde yükseldiği, buna karşın volatilite şoklarının kalıcılığının azaldığı görülmüştür.

Küresel finansal kriz döneminde ABD hisse senedi piyasası ile Avrupa'daki üç önemli hisse senedi piyasası (Frankfurt, Londra ve Paris) arasındaki oynaklık yayılımını TGARCH (Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modelini kullanarak inceleyen Jawadi, Louhichi, Cheffou (2015)'in çalışmalarında endekslere ait gün içi veriler kullanılmıştır. Kriz öncesi dönemde zayıf olan ABD ve Avrupa piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının kriz döneminde daha güçlü hâle geldiği görülmüş bu durumun bulaşma etkisine işaret ettiği ifade edilmiştir.

Das, Bhowmik, Jana (2018), Pasifikte yer alan gelişmiş beş ülkenin (Avusturalya, Hong Kong, Japonya, Yeni Zelanda ve Singapur) hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi dalgacık analizini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda, bu beş piyasa arasındaki entegrasyonun yüksek olduğu bulunmuş ve bu piyasalar için portföy çeşitlendirmesinin faydasının sınırlı olacağı belirtilmiştir. Bununla birlikte,

Singapur'un bu piyasalar içinde lider konumda bulunduğu ifade edilmiştir. ABD, Japonya, Hong Kong ve Singapur'un hisse senedi piyasaları arasındaki asimetrik volatilite yayılımını MHAR (Multivariate Heterogeneous Autoregressive)-DCC modelini kullanarak analiz eden Luo ve Wang (2019)'in çalışmasında, endekslere ait beş dakikalık gün içi veriler kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre, ABD ve Singapur hisse senedi piyasaları için volatilite yayılımının normal kaldıraç etkisi gösterdiği, buna karşın Japonya ve Hong Kong hisse senedi piyasaları için volatilite yayılımının ters kaldıraç etkisi sergilediği belirtilmiştir.

2.1.2. Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalar

Doksanlı yılların sonuna kadar literatürdeki çalışmaların büyük çoğunluğunda gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiler araştırılırken doksanlı yılların sonunda Asya ve Latin Amerika'daki gelişmekte olan ülkelerde (1995 Meksika, 1997 Güney Doğu Asya, 1999 Arjantin) yaşanan finansal krizlerin bu piyasalar üzerinde yarattığı yıkıcı etkilerden dolayı Asya ve Latin Amerika'daki gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi konu edinen çalışmaların sayısı artmıştır.

Sola, Spagnolo, Spagnolo (2002), benzer ekonomik tecrübelere sahip gelişmekte olan ülkeler olan Tayland, Güney Kore ve Brezilya'nın hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını araştırmışlardır. Çalışmalarında, GARCH modellerinin kullanıldığı önceki çalışmalardan farklı olarak iki değişkenli Markov geçiş modelini kullanmışlardır. Tayland merkezli 1997 Güney Doğu Asya krizinin etkilerinin de incelendiği çalışmanın sonucunda, kriz döneminde Tayland'dan Güney Kore piyasasına bulaşma etkisinin geçerli olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, Güney Kore ve Brezilya piyasaları arasındaki volatilite yayılımının güçlü olmadığı ifade edilmiştir.

Gelişmekte olan on tane Doğu Asya ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilite yayılımını araştıran Yılmaz (2010), analizinde Diebold ve Yılmaz (2009) yayılma endeks metodolojisini kullanmıştır. Bulgular, Doğu Asya piyasaları için getiri ve volatilite yayılma endekslerinin davranışlarında önemli farkların olduğunu göstermiştir. Yayılma endeksleri arasında görülen bu farklılıklara rağmen küresel finansal kriz sırasında hem getiri hem de volatilite yayılım endeksinin kendi zirve

noktalarına ulaştıkları ifade edilmiştir. Arouri, Bellalah, Nguyen (2010), gelişmekte olan altı tane Latin Amerika ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin zamana göre değişimini çok değişkenli DCC-GARCH yöntemini kullanarak incelemişlerdir. Dünya genelinde piyasalar arasındaki koşullu korelasyonlar artış trendinde olmasına rağmen Latin Amerika piyasalarının dünya piyasalarıyla olan düşük korelasyonundan dolayı küresel portföy çeşitlendirmesi için hâlâ avantajlı bir konumda olduğu belirtilmiştir.

Taşdemir ve Yalama (2014), farklı bölgelerde bulunan aralarında önemli ticari ilişkiler bulunmayan ancak benzer ekonomik tecrübelere sahip olan Türkiye ve Brezilya'nın hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını araştırmışlardır. Analizin bulguları, Brezilya'dan Türkiye'ye olan oynaklık yayılımının tüm alt periyotlarda geçerli olduğunu ancak Türkiye'den Brezilya'ya olan oynaklık yayılımının sadece kriz sonrası dönemlerde geçerli olduğunu göstermiştir.

Güloğlu, Kaya, Aydemir (2016) beş tane Latin Amerika ülkesinin (Brezilya, Meksika, Şili, Arjantin ve Kolombiya) hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını varyansdaki yapısal kırılmaları dikkate alarak incelemişlerdir. DCC-GARCH modelinin kullanıldığı analizde ayrıca piyasalar arasındaki nedenselliğin yönü de test edilmiştir. Analizin sonuçları, nedenselliğin Brezilya'dan diğer Latin Amerika piyasalarına doğru olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte Latin Amerika piyasalarının karşılıklı bağımlılık ilişkisi içinde olduğu ancak bu piyasalar arasında bulaşma etkisinin geçerli olmadığı görülmüştür.

Gamba-Santamaria ve diğ. (2017) dört tane Latin Amerika ülkesinin hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki volatilite yayılımını araştırmışlardır. Analizde 2003-2016 periyotlarında hem toplam hem de yönlü yayılma etkisi incelenmiştir. Toplam yayılma etkisinin küresel finansal kriz ve Avrupa borç krizinin yaşandığı 2008-2012 döneminde önemli şekilde yükseldiği görülmüştür. Yönlü yayılma etkisinde ise Brezilya'nın diğer piyasalara volatilite gönderen konumunda olduğu, buna karşın Şili, Kolombiya ve Meksika'nın net alıcı durumunda oldukları tespit edilmiştir. Analizin sonuçları, Brezilya'nın Latin Amerika piyasaları içindeki lider konumuna işaret eden Cardona, Gutierrez, Agudelo (2017)'in bulgularıyla uyumludur.

Habiba ve diğ. (2019), gelişmekte olan sekiz tane Asya ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve oynaklık yayılımını incelemişlerdir. Ampirik bulgular,

Çin hisse senedi piyasasından Kore, Malezya, Filipinler ve Tayvan hisse senedi piyasalarına olan oynaklık yayılımının geçerli olduğunu ve seçilen tüm hisse senedi piyasaları için asimetrik oynaklık yayılım etkisinin anlamlı olduğunu göstermiştir.

2.1.3. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalar

Pagan ve Soydemir (2000), gelişmekte olan dört tane Latin Amerika ülkesi (Arjantin, Brezilya, Şili ve Meksika) ve ABD hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı bağımlılığı VAR modelini kullanarak incelemişlerdir. ABD ve Meksika piyasaları arasındaki ilişkinin diğer Latin Amerika ülkelerine göre daha güçlü olduğu bulunmuştur. Bununla birlikte, Arjantin ve Şili'nin Brezilya kaynaklı bir şoka Meksika kaynaklı bir şoka göre daha fazla tepki verdiği belirtilmiştir.

Ng (2000), gelişmekte olan altı tane Asya ülkesi ile ABD ve Japonya hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının yerel (Hong Kong, Güney Kore, Malezya, Singapur, Tayvan ve Tayland), bölgesel (Japonya) ve küresel (ABD) kaynaklarını araştırmıştır. Analizin sonuçlarına göre, Japonya hisse senedi piyasasının Asya hisse senedi piyasalarına etkisinin, ABD hisse senedi piyasasının Asya hisse senedi piyasalarına etkisinden daha yüksek olduğu bulunmuştur. Bu çalışmaya benzer şekilde, ABD ve Japonya ile gelişmekte olan yedi tane Asya ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilite yayılımını araştıran Miyakoshi (2003), analizinde iki değişkenli EGARCH modelini kullanmıştır. Analizin sonuçları, Ng (2000)'in bulgularıyla uyumlu şekilde, Asya piyasalarının volatilitesinin, Japonya piyasasından ABD piyasasına göre daha çok etkilendiğini göstermiştir. Ayrıca Asya piyasalarının Japonya piyasasını olumsuz şekilde etkilediği belirtilmiştir.

Asya krizinin etkilerini araştıran Izquierdo ve Lafuente (2004)'nin çalışmasında ise Latin Amerika, Kuzey Amerika, Avrupa ve Asya'da yer alan gelişmiş ve gelişmekte olan 12 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı araştırılmış ve bu piyasalar arasındaki bulaşma hipotezi test edilmiştir. GJR-GARCH modelinin kullanıldığı çalışmanın sonuçları, piyasalar arasındaki bulaşma hipotezini destekler niteliktedir.

Yang (2005), Japonya ile Asya kaplanları olarak bilinen dört Asya ülkesinin (Tayvan, Singapur, Hong Kong ve Güney Kore) hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu Engle (2002)'ın DCC analizini kullanarak incelemiştir. Ampirik bulgular, Asya

krizinin Asya ülkeleri içinde en çok Güney Kore'yi etkilediğini, Japonya'nın ise krizden en az etkilenen ülke olduğunu göstermiştir. Bu açıdan Japonya'nın kriz döneminde portföy çeşitlendirmesi için güvenli bir liman niteliğinde olduğu ifade edilmiştir.

Moon ve Yu (2010), ABD ve Çin hisse senedi piyasaları arasındaki simetrik ve asimetrik getiri ve oynaklık yayılımını araştırmışlardır. Analizin bulguları, kırılma periyodu sonrasında Çin'den ABD'ye olan oynaklık yayılımının simetrik, ABD'den Çin'e olan oynaklık yayılımının ise hem simetrik hem de asimetrik olduğunu göstermiştir. Çin hisse senedi piyasası ile dünyadaki diğer önemli hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik entegrasyonu inceleyen Wang, Chen, Huang (2011)'in analizinde ise zaman içinde değişen copula modelleri kullanılmıştır. Ampirik bulgular, Çin piyasasıyla en yüksek bağımlılığın Japonya ve Pasifik piyasaları arasında olduğu yönündedir. Bu çalışmaya benzer şekilde, Çin'in hisse senedi piyasa endeksi ile Asya, Avrupa ve Kuzey Amerika'daki on tane ülkenin hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki toplam, bölgesel ve yönlü volatilite yayılımını inceleyen Zhou, Zhang, Zhang (2012), analizlerinde Diebold ve Yılmaz (2011) metodolojisini kullanmışlardır. Bu çalışmada, önceki çalışmalardan farklı olarak volatilite yayılımının hem büyüklüğü hem de yönü araştırılmıştır. Çin, Hong Kong ve Tayland hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımının Çin, Avrupa ve diğer Asya ülkeleri arasındaki volatilite yayılımından daha güçlü olduğu görülmüştür. Küresel finansal krizin Çin hisse senedi piyasasını daha az etkilemesinin Çin'in yabancı yatırımlar üzerine uyguladığı kısıtlamalardan kaynaklandığı ifade edilmiştir.

Madaleno ve Pinho (2012) Japonya, ABD, Birleşik Krallık ve Brezilya'nın günlük hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki ortak hareketi dalgacık analiz yöntemiyle araştırmışlardır. ABD ve Birleşik Krallık piyasalarındaki dalgalanmaların diğer piyasalara hızlı şekilde aktarılmadığı, Japonya piyasasının ise diğer piyasalarla genel olarak düşük bir ortak hareket sergilediği görülmüştür. Piyasalar arasındaki ilişkinin yüksek ölçeklerde daha güçlü ve anlamlı olduğu belirtilmiştir.

Dimitriou, Kenourgios, Simos (2013), küresel finansal krizin ABD hisse senedi piyasasından BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) ülkelerinin hisse senedi piyasalarına olan bulaşma etkisini, krizin farklı evreleri için FIAP (Fractionally Integrated Asymmetric Power)-ARCH-DCC modelini kullanarak araştırmışlardır. Ampirik bulgular, krizin ilk aşamasında Brezilya, Çin ve Güney

Afrika piyasaları için bulaşma etkinin doğrulanmadığını ancak krizin ilerleyen safhalarında ABD ile tüm BRICS piyasaları arasındaki bağlılığın yükseldiğini göstermiştir. Bu çalışmaya benzer şekilde, BRIC ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki yayılma etkilerini krizin farklı evreleri için araştıran Gilenko ve Fedoroya (2014)'in analizinde dört boyutlu BEKK-GARCH-M modeli kullanılmıştır. ABD'nin dışında Japonya, Almanya ve gelişmekte olan piyasaların etkilerinin de değerlendirildiği çalışmanın sonuçlarına göre, kriz öncesi dönemde ABD'den sadece Çin piyasası üzerine yayılma etkisinin olduğu, kriz döneminde ise ABD'den Brezilya piyasasına ve Japonya'dan Hindistan piyasasına olan yayılma etkisinin dışında, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalardan BRIC piyasaları üzerine yayılma etkisinin geçerli olmadığı görülmüştür.

Morales ve O'Callaghan (2014)'in 2008 küresel finansal krizinin Amerika, Avrupa, Asya ve Afrika'da yer alan 58 ülkenin hisse senedi piyasası üzerine bulaşma etkisini araştırdıkları çalışmalarının ampirik bulguları, küresel finansal krizin dünyadaki ekonomik bölgeleri farklı şekilde etkilediğini ancak genel olarak dünya piyasaları veya bölgesel piyasalar üzerine bulaşma etkisinin geçerli olmadığını göstermiştir. Bu çalışmaya benzer şekilde, küresel finansal kriz ve Avrupa borç krizinin gelişmiş ve gelişmekte olan 55 ülkenin günlük hisse senedi piyasa endeksleri üzerine bulaşma etkisini araştıran Mollah, Quoreshi, Zafirov (2016)'in çalışmasında, Forbes ve Rigobon (2002) tarafından önerilen korelasyon analizi, Granger nedensellik testi ve DCC-GARCH modeli kullanılmıştır. Analizin bulguları, Morales ve O'Callaghan (2014)'in sonuçlarının aksine, küresel finansal krizin dünya piyasalarını etkilediğini ve özellikle gelişmiş piyasalar için bulaşma etkisinin geçerli olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, her iki krizin de gelişmiş piyasaları önemli şekilde etkilediği ancak Avrupa borç krizinin etkisinin daha çok Avrupa'daki gelişmekte olan ülkelerin piyasaları üzerinde olduğu ifade edilmiştir.

Burzala (2016), küresel finansal krizin Almanya, Fransa, Polonya ve İngiltere'nin günlük hisse senedi piyasa endeksleri üzerine bulaşma etkisini frekans alanına dayalı bir yöntem olan kospektral analiz tekniğini kullanarak incelemiştir. Analizin sonuçları, Jawadi, Louhichi, Cheffou (2015)'in bulgularının tersine, ABD ile Avrupa hisse senedi piyasaları arasında bulaşma etkisinin geçerli olmadığını ancak bu piyasaların karşılıklı bağımlılık ilişkisi içinde olduğunu göstermiştir. Shen ve diğ. (2015), Avrupa borç krizinin Euro Bölgesi'nden Çin hisse senedi piyasasına bulaşma etkisini analiz

etmişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre, krizin Çin hisse senedi piyasası üzerine bulaşma etkisinin geçerli olmadığı ancak piyasalar arasında karşılıklı bağımlılık ilişkisinin geçerli olduğu belirtilmiştir.

ABD ile altı tane Latin Amerika ülkesinin hisse senedi piyasası arasındaki oynaklık yayılımını araştıran Cardona, Gutierrez, Agudelo (2017), analizlerinde MGARCH-BEKK modelini kullanmışlardır. Analiz sonuçlarına göre, ABD'den Latin Amerika piyasaları üzerine oynaklık yayılımının güçlü olduğu ancak bu durumun tersi yönde geçerli olmadığı görülmüştür. Bununla birlikte ABD, Meksika ve Brezilya piyasaları arasındaki bağlılığın zaman içinde artış gösterdiği belirtilmiştir.

Li ve Giles (2015) ABD, Japonya ve gelişmekte olan altı tane Asya ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını asimetrik GARCH-BEKK modelini kullanarak incelemişlerdir. ABD'den Japonya ve gelişmekte olan Asya piyasalarına volatilite yayılımının tek yönlü ve anlamlı olduğu bulunurken Asya finansal krizi sırasında ABD ve Asya piyasaları arasındaki volatilite yayılımının karşılıklı ve daha güçlü olduğu görülmüştür. Benzer şekilde Rejeb ve Arfaoui (2016) çalışmalarında, ABD ve Japonya ile gelişmekte olan on tane Asya ve Latin Amerika ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını hem standart GARCH hem kantil regresyon yaklaşımını kullanarak araştırmışlardır. Analizin sonucunda, piyasalar arasındaki volatilite yayılımının coğrafi yakınlıkla ilişkili olduğu ve kriz döneminde bulaşma etkisine işaret ettiği görülmüştür.

Yarovaya ve Lau (2016)'nin çalışmalarında, Birleşik Krallık hisse senedi piyasası ile BRICS ve MIST (Meksika, Endonezya, Kuzey Kore ve Türkiye) ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareket araştırılmış ayrıca küresel finansal kriz ve Avrupa borç krizi dönemlerinde bulaşma ve ayrışma hipotezleri test edilmiştir. Analizde AG (Asymmetric Generalized)-DCC-GARCH modeliyle birlikte geleneksel ve rejim geçişli eş bütünleşme teknikleri kullanılmıştır. Ampirik bulgular, Birleşik Krallık ile Brezilya, Güney Afrika ve Meksika piyasaları arasında bulaşma etkisinin geçerli olduğunu buna karşın Birleşik Krallık ile Hindistan, Endonezya ve Güney Kore piyasaları arasında güçlü bir karşılıklı bağımlılık ilişkisi bulunduğunu göstermiştir. Bu çalışmaya benzer şekilde, ABD ile BRICS ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını araştıran Jin ve An (2016)'in analiz sonuçları, Gilenko ve Fedoroya (2014)'in bulgularının tersine, Mensi ve diğ. (2016)'in bulgularını destekleyen nitelikte, küresel finansal kriz sırasında ABD'den BRICS hisse senedi

piyasaları üzerine olan bulaşma etkisinin anlamlı olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, ABD ile BRICS piyasaları arasındaki entegrasyonun geçmişe göre daha yüksek olduğu, bu nedenle krizin şimdi meydana gelmesi hâlinde BRICS piyasalarının volatiliteleri üzerine etkisinin kriz dönemine göre daha olumsuz olabileceği ifade edilmiştir.

Liu ve diğ. (2017), G20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılım ilişkilerini GARCH-BEKK modeli ve kompleks ağ teorisine dayanan sentez bir yaklaşımla incelemişlerdir. Analiz sonucunda, G20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımlarının bütünsel ilişkili bir ağ oluşturduğu görülmüş G20 yayılma ağında, uzun dönemde en büyük gönderenin Kore olduğu, buna karşılık önceki çalışmaların aksine uzun dönemde en büyük alıcının Brezilya olduğu bulunmuştur. Lau ve Sheng (2018), çalışmalarında İngiltere, Fransa, Kanada, ABD, Japonya, Hong Kong, Çin ve Hindistan'ın hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını simetrik ve asimetrik nedensellik testlerini kullanarak analiz etmişlerdir. Ampirik bulgular, asimetrik yayılma etkisinin Asya piyasalarından kaynaklanan fiyat şoklarında daha belirgin olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, analize dâhil edilen hisse senedi piyasaları içinde diğer piyasalarla en az entegre olan piyasanın Çin hisse senedi piyasası olduğu bulunmuştur.

ABD, Türkiye, BAE (Birleşik Arap Emirlikleri) ve İran hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını MGARCH modelini ve Diebold ve Yılmaz (2012)'in yayılma endeks metodolojisini kullanarak araştıran Abounoori ve Tour (2019)'in çalışmasında endekslere ait haftalık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları, Türkiye ve BAE hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının iki yönlü olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, İran hisse senedi piyasasındaki volatilitenin Türkiye ve BAE hisse senedi piyasalarına etkisinin tek yönlü olduğu bulunmuştur.

Volatilite yayılımı, piyasaların ortak hareketi ve entegrasyonu üzerine yapılan çalışmalar sadece hisse senedi piyasaları ile sınırlı değildir. Bu çalışmalar dışında tahvil piyasaları, döviz piyasaları, future piyasalar, emtia piyasaları gibi farklı piyasalar arasındaki ve bu piyasalarla hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri araştıran birçok çalışma mevcuttur. Bu çalışmalardan bazıları şu şekilde sıralanabilir: Skintzi ve Refenes (2006), Pragidis ve diğ. (2015), Tsukuda, Shimada, Miyakoshi (2017) çalışmalarında, tahvil piyasaları arasındaki; Sakemoto (2018), tahvil piyasalarıyla hisse senedi piyasaları arasındaki; Çelik (2012), döviz piyasaları

arasındaki; Taştan (2006), Andreou, Matsi, Savvides (2013), döviz piyasaları ile hisse senedi piyasaları arasındaki; Yarovaya, Brzeszczynski, Lau (2016), hisse senedi future endeksleri arasındaki; Hamadi, Bassil, Nehme (2017), emtia piyasaları arasındaki; Creti, Joets, Mignon (2013), Mensi, Al-Yahyaee, Kang (2017), emtia piyasaları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ve Malik ve Ewing (2009), Arouri, Jouini, Nguyen (2011), petrol fiyatları ile hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki volatilite yayılımını ve ortak hareketi araştırmışlardır.

2.1.4. Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımını İnceleyen Çalışmalara İlişkin Değerlendirmeler

Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki bağlılığı araştıran literatür genel olarak değerlendirildiğinde; ilk çalışmalarda, birinci momentlerdeki ilişkiye odaklanılmış ve çoğunlukla korelasyon, eş bütünleşme ve VAR analizleri kullanmıştır (Eun ve Shim, 1989). 90'lı yıllarda geliştirilen yeni yöntemlerle (ARCH/GARCH modelleri) ikinci momentlerdeki etkileşimi modellemenin öneminin fark edilmesiyle birlikte piyasalar arasındaki getiri yayılımının yanında volatilite yayılımı da incelenmeye başlanmıştır (Hamao, Masulis, Ng, 1990; Koutmos ve Booth, 1995). Yapılan analizlerin sonucunda, hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımın getiri yayılımına göre piyasalar arasındaki ilişkiler hakkında daha fazla bilgi içerdiği belirlenmiştir. Volatilite yayılımının analizinde yaygın olarak GARCH tipi modeller; GARCH-BEKK (Karolyi, 1995), EGARCH (Ng, 2000), GJR-GARCH (Izquierdo ve Lafuente, 2004), TGARCH (Jawadi vd. 2015), DCC-GARCH (Yang, 2005) ve bu modellerin çeşitli genişlemeleri kullanılmıştır. Bu modellerin dışında hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin analizi için Markov geçiş modeli (Sola, Spagnolo, Spagnolo, 2002), dalgacık analizi (Lee, 2004), doğrusal olmayan Granger nedensellik testi (Beine Beine, Blancard, Raymond, 2008), Diebold ve Yılmaz (2009) yayılma endeksi (Yılmaz, 2010), copula modeli (Wang, Chen, Huang, 2011), HAR-DL modeli (Jung ve Maderitsch, 2014), spektral analiz (Burzala, 2016), kantil regresyon (Rejeb ve Arfaoui, 2016) ve ağ analizi (Liu ve diğ., 2017) gibi çeşitli yöntemler kullanılmıştır.

Hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin analizinde kullanılan yöntemlerin zenginliği, söz konusu yöntemlerin piyasalar arasındaki ilişkileri modellemedeki farklı varsayımlarından kaynaklanmaktadır. Analizlerde kullanılan her farklı yöntemle piyasalar arasındaki ilişkiler farklı açılardan ele alınmakta, böylece piyasalar

arasındaki ilişkilerin gücü, büyüklüğü, yönü hakkında daha fazla bilgi sahibi olunmaktadır. Örneğin, standart GARCH modelleri piyasalar arasındaki asimetri ilişkisinin yakalanmasına imkân tanımaz. Bu nedenle hisse senedi piyasaları arasındaki asimetri etkisini dikkate almak için EGARCH, TGARCH, GJR-GARCH, AP (Asymmetric Power)-ARCH gibi yöntemler kullanılmaktadır. Benzer şekilde CCC (Constant Conditional Correlation)-GARCH modeli hisse senedi piyasaları arasındaki koşullu korelasyonların zaman içindeki değişiminin modellenmesine izin vermez. Bu nedenle hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik koşullu korelasyonların modellenmesi için DCC-GARCH yöntemi kullanılmaktadır. DCC-GARCH modeli diğer çok değişkenli GARCH modellerine parametre sayının azlığı bakımından üstünlük sağlamaktadır. Ancak bu yöntem asimetri etkisini dikkate almaz. Bu sebeple hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik koşullu korelasyonları modellerken aynı zamanda asimetri ilişkisini de ele almak için AG (Asymmetric Generalized)-DCC-GARCH modeli kullanılmaktadır. Benzer şekilde, Diebold ve Yılmaz (2011, 2012) yayılma endeks metodolojisi, çok sayıda parametre içeren çok değişkenli GARCH modellerini tahmin etmenin aksine, vektör otoregresyonundan elde edilen varyans ayrışmalarını kullanarak zaman içinde değişen yayılmaların modellenmesine olanak sağlamaktadır. Bu yöntem ayrıca piyasalar arasındaki volatilite yayılımının büyüklüğünün yanında yönünün de araştırılmasına imkân tanımaktadır. Hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin analizinde kullanılan bir diğer yöntem olan spektral analiz yönteminde ise hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki sadece frekans alanında ele alınırken söz konusu ilişki, dalgacık analiz yönteminde hem frekans alanında hem de zaman alanında ele alınmaktadır.

Bu alanda yapılan ilk çalışmalarda, çoğunlukla gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasalarına odaklanılmış, Asya ve Latin Amerika'da yaşanan finansal kriz dönemlerine kadar gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları bu analizlerin dışında tutulmuştur. Asya ve Latin Amerika'da finansal krizlerinin yaşandığı 90 yılların sonuna gelindiğinde, Asya ve Latin Amerika'daki gelişmekte olan ülkelerin piyasaları arasındaki entegrasyon ve volatilite yayılımı analiz edilmeye başlanırken bu krizlerin bölgedeki diğer piyasalar üzerine bulaşma etkileri de incelenmiştir. 90'lı yılların sonunda, krizlerin etkisiyle başlayan Asya ve Latin Amerika ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin analizine olan ilginin hâlâ devam ettiği söylenebilir. Özellikle ABD ve Japonya hisse senedi piyasaları ile Asya ve Latin

Amerika'daki gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşim yoğun şekilde araştırılmaktadır. Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri analiz eden çalışmaların büyük bölümünde bu ülkelerin hisse senedi piyasaları kullanılmıştır. Bunların yanında son dönemde BRICS ülke grubundaki gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları analiz edilmeye başlanmıştır. Gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının analiz edildiği çalışmalara Avrupa'daki gelişmekte olan ülkeler nadir olarak dâhil edilmiş, genel olarak bu ülkelerin analizi ihmal edilmiştir. Bununla birlikte, 2008 küresel finansal krizinin etkisiyle gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyonun analizine olan ilgi tekrar artmıştır. Bu konuda yapılan çalışmaların büyük çoğunluğuna ABD hisse senedi piyasaları dâhil edilmiştir. Bu durumun ABD'nin küresel finansal sistemdeki baskın rolünden kaynaklandığı söylenebilir.

Uluslararası hisse senedi piyasalarının analizinde, farklı zaman dilimlerinde bulunan ülkelerin hisse senedi piyasaları için yüksek frekanslı verilerle yapılan analizlerde ülkeler arasındaki zaman farkından dolayı işlem saatlerinin uyuşmama problemi yaşanmaktadır. Bazı piyasalar arasında iki-beş saat gibi kısmi örtüşme durumu olsa da özellikle Uzak Doğu'daki ilk işleme başlayan piyasalarla daha batıdaki piyasaların işlem saatlerinin örtüşmemesi, bu piyasalar arasındaki etkileşimin analizi için sorun yaratmaktadır. Bu sorunu ortadan kaldırmak için bazı analizlerde haftalık frekanslı veriler (Tsukuda, Shimada, Miyakoshi, 2017) bazılarında ise aylık frekanslı veriler (Rua ve Nunes, 2009) kullanılmıştır. Ancak düşük frekanslı verileri kullanarak bu sorunu çözmeye çalışmak piyasalar arasındaki bilgi akışının çok hızlı olması dolayısıyla volatilite yayılımının analizi için sağlıklı değildir. Bu sorunu ele alan başka bir yöntem ise günlük açılış ve kapanış değerlerini aynı anda kullanmaktır. Bu yöntemde, her bir piyasa için önceki günkü kapanış ve bugünkü açılış değerlerinden kapanış-açılış getirileri ile bugünkü açılış ve bugünkü kapanış değerlerinden açılış-kapanış getirileri ayrı ayrı hesap edilmektedir (Hamao, Masulis, Ng, 1990). Ancak bu çözüm, az sayıdaki piyasanın analizi için etkin bir yöntemdir. Bu nedenle çok sayıda piyasanın aynı anda analizi için kullanışlı olmayabilir. Günlük frekanslı veriler kullanılarak yapılan analizlerde aralarında uyuşan işlem saatinin olmadığı piyasalar için çoğunlukla gecikmeli etkiler hesap edilmektedir. Örneğin, belli bir piyasadaki işlemler diğer piyasadan daha önce başlıyorsa ilk açılan piyasadaki fiyat değişimleri ikinci piyasayı aynı gün içinde etkileyebilir ancak ikinci piyasadaki fiyat değişimleri

birinci piyasayı bir sonraki gün etkileyecektir (Peiro, Quesada, Uriel, 1998). Bunların dışında iki ya da üç hisse senedi piyasası için saatlik (King, Wadhwani, 1990) veya beş dakikalık (Jeong, 1999; Jung, Maderitsch, 2014) gün içi verileri kullanarak piyasalar arasındaki volatilite yayılımını araştıran çalışmalar da bulunmaktadır.

Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin analizi uzun bir süredir araştırmacıların ilgisini çekmektedir. Hisse senedi piyasaları arasındaki bağlılığın ne boyutta olduğu ve piyasaların birbirlerini ne şekilde etkiledikleri farklı yöntemler, farklı ülke grupları, farklı analiz periyotları ve farklı frekanstaki veriler kullanılarak birçok çalışmada değerlendirilmiştir. Bu çalışmaların üzerinde birleştikleri ortak sonuç, hisse senedi piyasaları arasındaki bağlılığın zaman içinde artış gösterdiği, özellikle son on yıllık sürede 2008 küresel finansal krizinin etkisiyle önemli düzeyde yükseldiği yönündedir. Aynı zamanda bu süreçte yerel piyasalar, bölgesel ve küresel piyasalarla daha entegre hâle gelmiştir. Bu çalışmaların büyük çoğunluğunda, ABD hisse senedi piyasaları kullanılmış ve ABD hisse senedi piyasalarından diğer ülkelerin özellikle gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru volatilite yayılımının olduğu görülmüştür. Üzerinde birleşilen bu ortak bulgu, ABD hisse senedi piyasalarının dünya hisse senedi piyasalarını etkileyebilecek bilgiyi üretmedeki baskın rolünden dolayı dünyadaki en etkili piyasa konumunda olduklarına işaret etmektedir. Bununla birlikte, gelişmiş ülkeler arasındaki entegrasyonun gelişmekte olan ülkelerle gelişmiş ülkeler arasında olan entegrasyondan daha güçlü olduğu, bu durumun farklı bölgelerdeki gelişmekte olan piyasalara yatırım yapılarak uluslararası portföy çeşitlendirmesinin faydasının arttırılabileceği anlamına geldiği belirtilmiştir. Ayrıca analizlerden edinilen bir diğer ortak sonuç, coğrafi ve ekonomik olarak yakın olan ülkelerin piyasaları arasındaki bağlılığın diğer piyasalara nazaran daha yüksek olduğu yönündedir.

2.2. Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımının Belirleyenleri üzerine Yapılan Çalışmalar

Hisse senedi piyasalarının birbirlerini ne şekilde etkiledikleri ve aralarındaki entegrasyonun nasıl olduğu üzerine zengin bir literatür bulunmaktadır. Buna karşın, hisse senedi piyasalarının neden entegre olduklarını ve aralarındaki ortak hareketi belirleyen faktörlerin neler olduğunu araştıran çalışmalar daha sınırlı sayıdadır. Bu

bölümde hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımına neden olan faktörleri inceleyen çalışmalar özetlenecektir.

King, Sentana, Wadhwani (1994) çalışmalarında, 16 tane gelişmiş ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki kovaryansın zaman içindeki değişimini açıklamada ekonomik faktörlerin rolünü araştırmışlardır. Gözlenebilen (ekonomik) ve gözlenemeyen faktörlerin dâhil edildiği çok değişkenli faktör modelinin tahmin edildiği analizin sonucunda, gözlenemeyen faktörlerin piyasalar arasındaki kovaryansdaki değişimi açıklamadaki payının daha büyük olduğu bulunmuştur. Chen ve Zhang (1997), gelişmiş ve gelişmekte olan 25 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun ülkeler ve bölgeler arasındaki karşılıklı ticaretten ne oranda etkilendiğini araştırmışlardır. Ampirik bulgular, hisse senedi piyasalarının karşılıklı bağımlığının ticaretin büyüklüğüyle pozitif ilişki içinde olduğunu ve ticaretin büyüklüğünün piyasalar arasındaki korelasyondaki değişimi yüzde 5 ve 40 oranları arasında açıkladığını göstermiştir.

Bracker, Docking, Koch (1999), dokuz tane gelişmiş ülkenin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki ortak hareketin zaman içinde nasıl değiştiğini ve bu değişimin neden gerçekleştiğini araştırmışlardır. Çalışmanın ilk aşamasında, yıllık Geweke (1982) geri bildirim ölçüsü kullanılarak günlük hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki ortak hareket tahmin edilmiştir. Analizin bulguları, ülkelerin karşılıklı ithalat bağlılığının, reel faiz oranları farklarının, piyasalar arasındaki büyüklük farkların ve mesafelerin hisse senedi piyasa entegrasyonunu etkileyen anlamlı faktörler olduğunu göstermiştir. Bu çalışmaya benzer şekilde Cheung ve Lai (1999) çalışmalarında, Fransa, Almanya ve İtalya'nın aylık hisse senedi piyasa endekleri arasındaki uzun dönemli ortak hareketi incelemiş ve bu ortak hareketin muhtemel kaynaklarını araştırmışlardır. Eş bütünleşme analizinin kullanıldığı çalışmada M1 para arzı, sanayi üretim endeksi ve temettü serilerine ait aylık veriler kullanılmıştır. Bu değişkenlerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi açıklamada kısmi olarak etkili olduğu bulunmuş, analize dâhil edilmeyen makroekonomik değişkenlerin veya psikolojik faktörlerin bu ortak hareketi açıklamada belirleyici olabileceği ifade edilmiştir.

Pretorius (2002), gelişmekte olan on ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı bağımlılığı belirleyen temel faktörleri incelemiştir. Analizin bulguları, hisse senedi piyasası arasındaki korelasyonu açıklayan en önemli faktörün ülkelerin

karşılıklı ticaret hacmi ve sanayi üretimi büyüme oranındaki farklılıklar olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, ülkelerin aynı bölgede bulunmasının hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonunu pozitif yönde etkilediği görülmüş, enflasyon oranı farklarının, faiz oranı farklarının, borsaların büyüklük ve volatilitelerinin ise anlamlı faktörler olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. 1973-1997 yıllarında 15 tane gelişmiş ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak harekete sebep olan makroekonomik faktörleri araştıran Walti (2005)'nin çalışmasında ise ülkeler arasındaki ticari ilişkilerin yoğunluğu, finansal entegrasyonun derecesi ve döviz kuru rejimi hisse senedi piyasaları arasındaki senkronizasyonu açıklayan faktörler olarak kullanılmıştır. Analizin sonuçları, ticari ve finansal entegrasyonun ve sabit döviz kuru rejiminin senkronizasyonu pozitif yönde etkilediğini göstermiştir. Bununla birlikte, ülkelerin ekonomi yapılarındaki benzerliklerin ve ortak dilin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi arttırdığı, bilgi asimetrisinin ise ortak hareketi azalttığı görülmüştür

Baele (2005), küreselleşme ve bölgesel entegrasyonun Batı Avrupa ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı bağımlılığı ne ölçüde etkilediğini araştırmıştır. Avrupa Birliği ve ABD'den 13 Avrupa ülkesinin hisse senedi piyasasına volatilite yayılımını rejim geçişli GARCH modellerini kullanarak incelemiştir. Avrupa ülkeleri üzerine şok yayılımının 90'lı yılların ilk yarısında güçlü şekilde arttığı gözlenmiştir. Ticari entegrasyondaki artış, hisse senedi piyasalarının gelişimi ve düşük enflasyonun Avrupa Birliğinden diğer piyasalara olan şok yayılımını arttırdığı görülmüştür.

Lin ve Cheng (2008), Asya finansal krizi döneminde Tayland hisse senedi piyasasıyla Tayland'ın önemli ticaret parterleri olan Çin, ABD, Japonya ve Hong Kong'un hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi etkileyen ekonomik belirleyenleri araştırmak için MNLM'i (Multinomial Logit Model) kullanmışlardır. Ampirik bulgular, hisse senedi piyasa volatilitelerinin ve döviz kurundaki değişimin Asya finansal krizi sırasında ve sonrasında piyasalar arasındaki ortak hareketi etkileyen iki önemli faktör olduğunu göstermiştir. Faiz oranı farklarının da özellikle finansal kriz sonrası dönemde piyasalar arasındaki ortak hareket üzerinde önemli rol oynadığı bulunmuştur.

Tavares (2009), ekonomik entegrasyonun gelişmiş ve gelişmekte olan 40 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi nasıl etkilediğini araştırmıştır. Karşılıklı ticaret hacminin piyasalar arasındaki ortak hareketi arttırdığı, buna karşın döviz kuru volatilitesinin, büyüme oranlarındaki asimetrinin ve ihracat yapılarındaki farklılıkların

ortak hareketi azalttığı görülmüştür. Bununla birlikte, ekonomilerin kurumsal gelişiminin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi arttırdığı ifade edilmiştir. Bu çalışmaya benzer şekilde, Asya ve Latin Amerika'daki gelişmekte olan 25 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin derecesi üzerine ticari ve finansal serbestleşmenin etkisini inceleyen Beine ve Candelon (2011)'in çalışmasında panel veri analizi kullanılmıştır. Analizin sonuçları, hisse senedi piyasaları arasındaki bağlılığın ülkelerin ticari ve finansal serbestleşme politikalarından pozitif yönde etkilendiğini göstermiştir. Enflasyon oranı farklarının anlamlı bir faktör olmadığı sonucuna ulaşan Pretorius (2002)'in bulgularının aksine enflasyon oranı farklarının piyasaların ortak hareketiyle pozitif ilişki içinde olduğu bulunmuştur. Ayrıca Walti (2005)'in bulgularının tersine döviz kuru rejimlerinin ortak hareket üzerine anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

2008 küresel finansal krizinin dört OECD (Birleşik Krallık, Japonya, İsviçre ve Avustralya) ülkesinin hisse senedi piyasaları üzerine bulaşma etkisini araştıran Min ve Hwang (2012)'in analizinde önceki çalışmalardan farklı olarak hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun üzerine dışsal değişkenlerin etkilerinin doğrudan tahmin edilmesine izin veren DCCX-MGARCH (DCC Multivariate GARCH Model with Exogenous Variables) modeli kullanılmıştır. Analizin sonucunda, VIX volatilite endeksindeki artışın koşullu korelasyonları arttırdığı, buna karşın TED (Tbill-ED) yayılımı ve borsaların nispi piyasa değerlerindeki artışın dört OECD ülkesi ve ABD'nin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu azalttığı görülmüştür. Bu çalışmaya benzer şekilde, küresel finansal krizin gelişmekte olan beş Asya ülkesinin finansal piyasaları üzerine yayılma etkisini ve sebeplerini inceleyen Kim, Kim, Lee (2015)'nin analizde hem hisse senedi piyasa endeksleri hem de döviz kurları (ABD dolarına karşı) arasındaki koşullu korelasyonlar tahmin edilmiştir. Koşullu korelasyonlardaki değişimi belirleyen faktörler DCCX-MGARCH metoduyla analiz edilmiştir. Dolar Libor-OIS (Overnight Indexed Swap) spread, CDS primleri ve yabancı yatırımların döviz piyasalarını etkileyen önemli faktörler olduğu bulunmuştur. Bununla birlikte, Forbes ve Chinn (2004), Asgharian, Hess, Liu (2013)'nin bulgularının tersine ve Balli ve diğ. (2015)'nin bulgularıyla uyumlu şekilde hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu açıklayan en önemli faktörün yabancı yatırım akışları olduğu belirtilmiştir.

Asgharian, Hess, Liu (2013), hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin ülkelerin ekonomik ve coğrafi ilişkilerinden ne derece etkilendiğini araştırmak amacıyla mekânsal panel ekonometri tekniğini uygulamışlardır. 1995-2011 yıllarında 41 ülkenin hisse senedi piyasasına ait aylık verilerin kullanıldığı analizin bulguları, Tavares (2009), Beine ve Candelon (2011)'un bulgularıyla uyumlu şekilde hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi etkileyen en önemli faktörün ülkelerin karşılıklı ticari ilişkileri olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, ülkeler arasındaki karşılıklı doğrudan yabancı yatırımların hisse senedi piyasalarının ortak hareketine etkisinin düşük düzeyde olduğu bulunmuştur. Ayrıca finans merkezleri arasındaki mesafelerin hisse senedi piyasa entegrasyonunu etkileyen anlamlı bir faktör olduğunu belirten Bracker, Docking, Koch (1999)'un bulgularının aksine ülkeler arasındaki coğrafi yakınlığın hisse senedi piyasa entegrasyonunu açıklamadaki öneminin zaman içinde azaldığı ifade edilmiştir.

Gelişmekte olan dört tane Asya ülkesinin (Malezya, Kore, Singapur ve Tayland) hisse senedi piyasası ile ABD, Avustralya, Çin ve Hindistan hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyonun nedenlerini araştıran Narayan, Srianantha kumar, Islam (2014)'in çalışmasında zaman içinde değişen korelasyonlar günlük, haftalık ve aylık frekanslarda DCC-GARCH modeliyle tahmin edilmiştir. Analizin sonuçları, Lin ve Cheng (2008)'in sonuçlarıyla uyumlu şekilde döviz kuru riskindeki artışın piyasalar arasındaki korelasyonu arttırdığını ve faiz oranı farklarının piyasalar arasındaki korelasyonu etkileyen önemli bir faktör olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, Beine ve Candelon (2011)'un bulgularının aksine enflasyon oranı farklarının bu ilişkiyi açıklamadaki öneminin düşük olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Balli ve diğ. (2015) ABD, Japonya ve Euro bölgesi piyasalarından Asya, Orta Doğu ve Kuzey Afrika bölgelerindeki gelişmekte olan 20 ülkenin hisse senedi piyasasına getiri ve volatilite yayılımını ve bu piyasalar arasındaki şok yayılımına neden olan belirleyici faktörleri 2000-2013 döneminde sabit yayılım modeli ve trend yayılım modellerini kullanarak analiz etmişlerdir. Analizin sonucunda, karşılıklı ticaret hacminin, yabancı portföy yatırımlarının, borsaların piyasa değerlerinin, sömürgelerle olan bağların ve finans merkezleri arasındaki mesafelerin gelişmiş piyasalardan gelişmekte olan piyasalara olan getiri ve volatilite yayılımını açıklamada önemli rol oynadığı ifade edilmiştir.

Luchtenberg ve Vu (2015), 2008 küresel finansal krizinin Kuzey Amerika, Avrupa ve Doğu Asya-Pasifik bölgelerindeki gelişmiş ve gelişmekte olan on ülkenin hisse senedi piyasaları üzerine bulaşma etkisini ve bulaşma etkisine sebep olan aktarım kanallarını analiz etmişlerdir. Bulaşma etkisinin analizi için Granger nedensellik testi ve GJR-GARCH modeli kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları, ülkelerin karşılıklı ticari ilişkilerinin, faiz oranı, enflasyon oranı ve sanayi üretimindeki farklılıkların ve yatırımcıların riskten kaçma durumlarındaki değişimin bulaşma etkisinin düzeyini anlamlı şekilde etkilediğini göstermiştir.

Mobarek ve diğ. (2016) gelişmiş ve gelişmekte olan 20 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin nedenlerini incelemek ve küresel finansal kriz döneminde uyandırma çağrısı (wake-up call) hipotezinin geçerliliğini sınamak amacıyla DCC-MIDAS yöntemini kullanmışlardır. Karşılıklı ticaret ve kültürel yapıdaki farklılıkların krizin gelişmekte olan piyasa ikilileri arasında yayılmasını belirleyen faktörler olduğu bulunurken gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalar arasındaki ilişkide büyüme oranı, enflasyon oranı ve faiz oranı değişkenlerinin etkili olduğu ifade edilmiştir. Bu çalışmaya benzer şekilde, küresel finansal kriz ve Avrupa borç krizininin Avrupa Birliği üyesi 24 ülkenin hisse senedi piyasalarına bulaşma etkisini ve bu hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin belirleyenlerini araştıran Nitoi ve Pochea (2019)'in çalışmasında DCC-MIDAS modeli kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları, enflasyon oranı, büyüme oranı ve kamu borçları farklarının hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu negatif yönde etkilediğini göstermiştir. Bununla birlikte, ülkeler arasındaki coğrafi yakınlık düzeyinin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi açıklamada anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Küresel finansal kriz ve Avrupa borç krizinin gelişmiş ve gelişmekte olan 55 ülkenin günlük hisse senedi piyasa endeksleri üzerine bulaşma etkisini araştıran Mollah, Quoreshi, Zafirov (2016)'un çalışmasında ise Forbes ve Rigobon (2002) tarafından önerilen korelasyon analizi, Granger nedensellik testi ve DCC-GARCH modeli kullanılmıştır. Piyasalar arasındaki koşullu korelasyonlardaki değişimin nedenlerinin de araştırıldığı çalışmanın sonuçlarına göre, ABD ve diğer ülkelerin arasındaki banka risk transferi farklarının, Orta Doğu ve Afrika haricindeki piyasalar için koşullu korelasyondaki değişimi belirleyen en önemli faktör olduğu ifade edilmiştir.

Vithessonthi ve Kumarasinghe (2016), 1985-2013 yıllarında Asya'daki gelişmiş ve gelişmekte olan 15 ülkenin hisse senedi piyasa entegrasyonu üzerine finansal

gelişmişlik ve uluslararası ticari entegrasyonun etkisini araştırdıkları çalışmalarında panel veri analizini kullanmışlardır. Analizin sonucunda, ülkelerin finansal gelişmişliğinin hisse senedi piyasa entegrasyonunu pozitif yönde etkilediği ancak ticari entegrasyonun Baele (2005), Asgharian, Hess, Liu (2013)'nin bulgularının aksine hisse senedi piyasa entegrasyonu üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı bulunmuştur. Baumöhl ve diğ. (2018), küresel finansal kriz ve finansal karışıklık dönemlerinde 40 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını ve volatilite yayılımının belirleyenlerini araştırmışlardır. Analizde piyasalar arasındaki volatilite yayılımı Granger nedensellik ağ modeli kullanılarak incelenmiş, volatilite yayılımının nedenlerini araştırmak için mekânsal regresyon modelleri tahmin edilmiştir. Mekânsal analizin sonuçlarına göre, aynı ağ içindeki komşu olan piyasalarla ilgili değişikliklerin volatilite yayılımı üzerindeki etkisinin diğer piyasalardaki değişimlerden daha büyük olduğu bulunmuştur. Bununla birlikte, volatilite yayılımının en yaygın belirleyenlerinin piyasaların büyüklüğü, likiditesi ve ekonomilerin dışa açıklık düzeyleri olduğu görülmüştür.

Thomas, Kashiramka, Yadav (2019), Avrupa ve Asya-Pasifik bölgesinde yer alan gelişmiş, gelişmekte olan ve sınır piyasası (frontier markets) olarak adlandırılan 27 ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi belirleyen faktörleri araştırmışlardır. Hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareket DCC-GARCH modeli kullanılarak incelenmiş, ortak hareketin nedenlerini araştırmak için ise Sistem GMM modeli tahmin edilmiştir. Değişkenlere ilişkin yıllık gözlemlerin kullanıldığı çalışmanın sonuçlarına göre, GSYH büyüme oranı farklarının sadece Avrupa piyasaları için anlamlı olduğu ve etkisinin pozitif olduğu bulunmuş, karşılıklı ticaret değişkeninin ise Vithessonthi ve Kumarasinghe (2016)'nın bulgularıyla uyumlu şekilde, hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareket üzerine anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Bu çalışmaya benzer şekilde, Wang ve Guo (2019), 2015-2018 döneminde Çin hisse senedi piyasası ile Çin dışındaki 19 tane G20 ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin nedenlerini incelemişlerdir. Analizde hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareket, DCC-GARCH modeliyle ortak hareketi belirleyen faktörler ise iki yönlü sabit etkiler modeliyle araştırılmıştır. Ampirik bulgular, karşılıklı ticaret değişeninin Narayan, Srianantha kumar, Islam (2014)'ın bulgularıyla uyumlu şekilde, beklentilerin tersine negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstemiştir.

Lucey ve Zhang (2010), ülkeler arasındaki kültürel farklılıkların gelişmiş ve gelişmekte olan 46 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareket üzerine etkisini araştırmışlardır. Analizde, Kogut and Singh (1988) tarafından geliştirilen kültürel mesafe endeksi kullanılmıştır. Ampirik bulgular, benzer kültürel yapılara sahip olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin daha yüksek olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, hisse senedi piyasa korelasyonlarının ortak din faktörüyle pozitif ilişkili olduğu bulunmuştur. Bu çalışmaya benzer şekilde, Rothonis, Tran, Wu (2016), 2000-2010 yıllarında gelişmiş ve gelişmekte olan 49 ülkenin günlük hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki volatilite yayılımı ile kültürel faktörlerin ilişkisini incelemişlerdir. Analizin sonuçları, Lucey ve Zhang (2010)'in sonuçlarıyla uyumlu şekilde kültürel mesafelerle piyasalar arasındaki volatilite yayılımı arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu göstermiştir.

Jiang, Konstantinidi, Skiadopoulos (2012), ABD ile beş Avrupa ülkesinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı üzerine haberlerin etkisini araştırmışlardır. Haberlerin volatilite yayılımının büyüklüğü üzerine etkisinin olduğu bulunmasına rağmen, volatilite yayılımını açıklamak için yeterli olmadığı belirtilmiştir. Benzer şekilde, Omrane ve Hussain (2016) çalışmalarında 2005-2008 döneminde Almanya ve Fransa hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımına ABD'deki makroekonomik göstergelerle ilgili haberlerin etkisini etki tepki analizini kullanarak araştırmışlardır. Hisse senedi piyasalarına ait beş dakikalık gün içi verilerin kullanıldığı analizin bulguları, ABD'deki makroekonomik göstergelere ilişkin haberlerin Almanya ve Fransa hisse senedi piyasa volatilitesi üzerine toplam etkisinin yüzde 50'sinin 90 dakika sonra gerçekleştiğini göstermiştir.

Literatürde hisse senedi piyasaları arasındaki ortak harekete neden olan faktörleri araştıran çalışmaların yanında tahvil piyasaları arasındaki (Piljak, 2013), tahvil piyasalarıyla hisse senedi piyasaları arasındaki (Forbes, Chinn, 2004; Baele, Bekaert, Inghelbrecht, 2009; Skintzi, 2017; Asgharian, Christiansen, Hou, 2016), petrol fiyatlarıyla hisse senedi getirileri arasındaki (Conrad, Loch, Rittler, 2014), altın fiyatlarıyla diğer finansal varlıkların getirileri arasındaki (Poshakwale, Mandal, 2016) ortak hareketin belirleyenlerini inceleyen çalışmalar da yer almaktadır.

Tahvil piyasaları arasındaki ortak hareketin zaman içindeki değimini belirleyen faktörleri araştıran Piljak (2013)'ın çalışmasının sonucunda, makroekonomik faktörlerin tahvil piyasaları arasındaki ortak hareket üzerine etkisinin önemli olduğu

bulunmuştur. Boffelli, Skintzi, Urga (2017) Belçika, Fransa, İtalya, Hollanda, İspanya ve Almanya'nın 10 yıllık devlet tahvilleri arasındaki yüksek ve düşük frekanslı korelasyonu ve bu korelasyonun makroekonomik temellerini DCC-MIDAS modelini kullanarak araştırmışlardır. Analizin bulguları, kötüleşen makroekonomik koşullarla devlet tahvil spreadlerindeki volatilite arasında güçlü bir bağ olduğunu göstermiştir. Ülkelerin makroekonomik yapılarındaki benzerliklerin Avrupa devlet tahvil spreadleri arasındaki ortak hareketi önemli şekilde açıkladığı görülmüştür.

Forbes ve Chinn (2004) Almanya, Fransa, Japonya, ABD ve Birleşik Krallık ile gelişmiş ve gelişmekte olan 40 ülkenin hisse senedi piyasaları ve tahvil piyasaları arasındaki ortak hareketin nedenlerini incelemişlerdir. Çalışmalarının sonuçları, karşılıklı ticaret akışlarının önemli bir faktör olduğunu buna karşın karşılıklı yabancı yatırımların etkisinin anlamsız olduğunu göstermiştir. Bu çalışmaya benzer şekilde, hisse senedi ve tahvil piyasaları arasındaki ortak hareketin ekonomik kaynaklarını dinamik faktör modelini kullanarak araştıran Baele, Bekaert, Inghelbrecht (2009) analizinin bulguları ise makroekonomik faktörlerin hisse senedi ve tahvil piyasalarının ortak hareketini açıklamadaki etkisinin düşük olduğunu göstermiştir.

Hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin nedenlerini inceleyen çalışmalar genel olarak değerlendirildiğinde, çalışmaların çoğunluğunda iki aşamalı bir prosedür izlenmiş, öncelikle piyasalar arasındaki etkileşim daha sonra bu etkileşimin nedenleri araştırılmıştır. Etkileşimi açıklayan faktörler olarak; karşılıklı ticaret hacmi, yabancı portföy yatırımları, enflasyon oranı farkları, faiz oranı farkları, ekonomik büyüme oranı farkları, döviz kuru rejimi-volatilitesi, hisse senedi piyasası büyüklük farkları, finans merkezleri arasındaki mesafeler ve kültür etkisi gibi makroekonomik, finansal ve sosyal değişkenler kullanılmıştır. Çalışmaların üzerinde birleştikleri ortak sonuç, ülkeler arasındaki karşılıklı ticaretin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi açıklayan önemli bir faktör olduğu yönündedir. Bununla birlikte, ülkelerin makroekonomi politikalarındaki benzerliklerin ve arasındaki güçlü finansal bağların hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi önemli derecede etkilediği tespit edilmiştir.

Ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden makroekonomik faktörlerin, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeninden ziyade yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile ilişkili olması beklenmektedir. Mevcut literatürdeki

çalışmaların büyük çoğunluğunda, hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik koşullu korelasyon kısa ve uzun dönemli bileşenlerine ayrılmamış bunun yerine dinamik koşullu korelasyonlar ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişki araştırılmıştır. İlgili literatürdeki bir kısım çalışmada, değişkenlerin tamamına ilişkin yıllık frekanslı veriler kullanılmıştır. Ancak hisse senedi piyasalarına ilişkin veriler yüksek frekansta gözlemlendiği için söz konusu verilerle ilgili yıllık gözlemleri kullanmak bilgi kaybına neden olmaktadır. Bununla birlikte, literatürdeki bir kısım çalışmada ise analizin ilk aşamasında hisse senedi piyasalarına ilişkin günlük veya haftalık frekanslı veriler kullanılırken analizin ikinci aşamasında, tüm değişkenlere ilişkin aylık ya da çeyreklik frekanslı veriler kullanılmıştır. Ancak bu çalışmaların büyük çoğunluğunda, hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi belirleyen faktörler veri setinin dinamik yapısı göz ardı edilerek analiz edilmiştir.

Bu çalışmada, uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin belirleyenlerini analiz eden mevcut literatürden farklı olarak ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile çeyreklik makroekonomik faktörler arasındaki ilişki incelenmiştir. Ayrıca bu çalışmada, literatürde şimdiye kadar kullanılan makroekonomik faktörlere ek olarak ülkelere ait ekonomi politika belirsizlik endekleri uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin nedenlerini açıklayıcı faktör olarak kullanılmıştır. Bununla birlikte, bu çalışmada mevcut literatürden farklı olarak hisse senedi piyasaları arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının nedenleri dinamik panel veri yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışma bu yönüyle ilgili literatüre katkı sağlamaktadır. Ayrıca, ilgili literatürde hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını analiz eden çalışmaların çoğunluğunda, ABD hisse senedi piyasaları merkezde tutularak diğer hisse senedi piyasaları ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşim araştırılmıştır. Çalışmamızda, ABD hisse senedi piyasalarının merkezde tutulduğu çalışmalardan farklı olarak analize dâhil edilen tüm hisse senedi piyasalarına eşit mesafede yaklaşılmış böylece mümkün tüm piyasa çiftleri arasındaki ilişkiler değerlendirilmiştir.

3. MIDAS (MIXED DATA SAMPLING) YAKLAŞIMI

3.1. Giriş

Geleneksel zaman serisi modellerinde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin aynı frekanslarda örneklenen verilerden oluşması gerekmektedir. Ancak makroekonomik ve finansal verilerin farklı frekanslarda bulunması[1] zaman serileriyle çalışan araştırmacılar için bir ikilem yaratmaktadır. Yüksek ve düşük frekanslarda gözlenen değişkenlerin aynı anda modele dâhil edilmesi mümkün olmadığı için araştırmacıların verileri aynı frekansa dönüştürmeleri gerekir. Bunun için ya yüksek frekanslı değişkenler zamansal toplulaştırma[2] (temporal aggregation) yöntemiyle düşük frekanslı verilere dönüştürülecek ya da düşük frekanslı veriler ara değer bulma (interpolation) yöntemiyle yüksek frekanslı veriler hâline getirileceklerdir (Foroni, Marcellino, 2013, 2). Pratikte ampirik çalışmalarda, verilerin farklı frekanslarda olmaları durumunda yaygın olarak tercih edilen yöntem, tüm verileri eşit ağırlık şemaları kullanarak aynı düşük frekansta bir araya getiren zamansal toplulaştırma yöntemidir. Buna karşın ara değer bulma yöntemi uygulamada nadir olarak tercih edilmektedir. Ancak zamansal toplulaştırma yöntemi genellikle bilgi kaybına yol açmaktadır (Marcellino, 1999). Toplulaştırma yöntemiyle yüksek frekanslı değişkenler, modeldeki düşük frekanslı değişkenlerle aynı frekansa düşürüldüğünde yüksek frekanslı değişkenlerin içerdiği potansiyel olarak kullanılabilecek birçok bilgi kaybolmaktadır. Bu durum, tahminlerin istatistiksel olarak etkin olmamasına ve/veya sapmalı olmasına neden olabilmekte (Andreou, Ghysels, Kourtellos, 2010, 246) aynı

[1] Örneğin; GSYH verilerinin çeyreklik; enflasyon, işsizlik, sanayi üretimi verilerinin aylık; borsa endeksleri, faiz oranları, döviz kurları verilerinin ise aylık, haftalık ya da günlük frekanslarda gözlenmesi.

[2] Y_{t+1}^{Q}; çeyreklik frekanslı, $X_{j,t}^{D}$; günlük frekanslı seriler olsun ve $X_{j,t}^{D}$; t çeyreğindeki j'ninci günü göstersin ($j = 1, \dots, N_D$). Bu durumda günlük frekanslı $X_{j,t}^{D}$ serisi şu şekilde çeyreklik bir seri haline getirilebilir: $X_t^Q = (X_{N_D,t}^D + X_{N_{D-1},t}^D + \cdots X_{1,t}^D)/N_D$. Ve aynı frekanslı bu iki seri kullanılarak $Y_{t+1}^{Q} = \mu + \beta X_t^Q + \varepsilon_{t+1}$ modeli tahmin edilebilir (Ghysels, 2013, 2).

zamanda bu durum modelde yanlış belirlenme sorununa yol açabilmektedir (Foroni, Marcellino, 2013, 2).

Zamansal toplulaştırmayla ilgili problemlerden kaçınmak ve farklı frekanslı verileri aynı model içinde analiz edebilmek için karışık frekanstaki verileri modellemenin alternatif yaklaşımlardan birisi olarak Ghysels, Santa Clara, Valkanov (2002, 2004b, 2006) çalışmalarında MIDAS (MIxed DAta Sampling) regresyon modelini önermişlerdir. MIDAS regresyonları, zaman serisi regresyonlarının sağ ve sol tarafındaki değişkenlerin farklı frekanslarda örneklenmesine imkân tanımaktadır. Böylece yüksek frekanslı değişkenlerin içerdiği bilgi ortadan kaybolmadan farklı frekanslarda örneklenen değişkenler doğrudan modele dâhil edilebilmektedir. Örneğin; enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki ele alındığında aylık frekanstaki enflasyon serilerini çeyreklik frekanstaki GSYH serileriyle eşleştirmek için tüm serileri çeyreklik örneklem frekansında toplamak yerine aylık ve çeyreklik frekanstaki seriler aynı anda MIDAS regresyon modelinde kullanılabilir.

MIDAS regresyonları, modele farklı frekanslı değişkenler dâhil ederken dağıtılmış gecikme modeline dayanan üstel Almon gecikmesi ve beta gecikme fonksiyonu gibi çeşitli ağırlık fonksiyonlarından yararlanmaktadır. Bu ağırlık fonksiyonları sayesinde MIDAS regresyonlarında tahmin edilecek parametre sayısı sınırlı tutulabilmektedir. Bu açıdan, MIDAS modelleri bağımlı ve bağımsız değişkenlerin farklı frekanslarda olmasına izin veren basit, tutumlu ve esnek birer zaman serisi modelleridir (Ghysels, Sinko, Valkonov, 2007, 54). Standart MIDAS modellerinde bağımsız değişkenler, bağımlı değişkenlere göre (m kat) daha frekanslıdır. Başka bir ifadeyle, standart MIDAS modellerinde düşük frekanslı değişkenler daha yüksek frekanslı değişkenler tarafından açıklanmaktadır. Bunun tam tersi, yani bağımlı değişken olarak yüksek frekanslı değişkenlerin bağımsız değişken olarak ise düşük frekanslı değişkenlerin kullanılması durumunda bu model ters MIDAS olarak adlandırılmaktadır (Andreou, Ghysels, Kourtellos, 2010, 247).

MIDAS modelleri, ilk olarak finansal uygulama alanlarında özellikle finansal seriler için volatilite öngörüsünde kullanılmıştır (Ghysels, Santa-Clara, Valkanov, 2004b, 2005; Alper, Fendoglu, Saltoglu, 2008, 2012; Engle, Ghysels, Sohn, 2008). MIDAS modellerinin finans uygulamalarında kullanışlı olduğu görüldükten sonra araştırmacılar makroekonomik değişkenleri modelleme ve öngörmede bu modellerin başarısını araştırmaya başlamışlardır. Araştırmacıların bu alanda MIDAS modellerine

artan ilgisi dolayısıyla son dönemdeki çalışmaların büyük çoğunluğunda bu modeller makroekonomik değişkenlerin öngörüsü için kullanılmıştır. Çalışmaların bir kısmında çeyreklik frekanstaki makroekonomik göstergeler, aylık frekanstaki makroekonomik ve finansal göstergeler kullanılarak öngörülürken (Clements ve Galvao, 2008, 2009; Armesto, Engemann, Owyang, 2010; Marcellino ve Schumacher, 2010; Kuzin, Marcellino, Schumacher, 2011; Bai, Ghysels, Wright, 2013) bir kısım çalışmada ise aylık ve çeyreklik frekanslı makroekonomik göstergeler günlük frekanslı finansal seriler kullanılarak öngörülmüştür (Tay, 2007; Andreou, Ghysels, Kourtellos, 2009, 2013; Armesto, Engemann, Owyang, 2010; Galvao, 2013; Doğan ve Midiliç, 2016).

Ghysels, Santa-Clara, Valkanov (2005), hisse senedi piyasalarının koşullu varyans ve koşullu ortalamaları arasındaki ilişkiyi MIDAS regresyonunu kullanarak incelemişlerdir. MIDAS regresyonunda, aylık varyansın öngörüsünü günlük getiri karelerini kullanılarak araştırmışlardır. Analizin sonucunda, hisse senedi piyasasındaki getiri ve risk arasında anlamlı ve pozitif bir ilişkinin var olduğu bulunmuştur. Alper, Fendoglu, Saltoglu (2008), gelişmiş ve gelişmekte olan 14 ülkenin haftalık frekanstaki hisse senedi piyasa getiri volatilitelerinin öngörüsünü günlük getiri karelerine dayanan MIDAS regresyonu kullanarak araştırmışlardır.

Clements ve Galvao (2008, 2009) çalışmalarında, ABD ekonomisi için çeyreklik frekanstaki GSYH büyüme oranını, aylık frekanstaki iş çevrimleri göstergelerini kullanarak MIDAS modeliyle öngörmüşlerdir. GSYH'yi aylık göstergelere dayanarak öngören MIDAS modelini kullanmanın alternatif yaklaşımlara göre etkili bir yol olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Marcellino ve Schumacher (2010), Almanya ekonomisine ait çeyreklik frekanstaki GSYH büyüme oranını, aylık frekanstaki çok sayıda makroekonomik göstergeden yararlanarak MIDAS yöntemiyle tahmin etmişlerdir. Analizde standart, düzgünleştirilmiş ve kısıtsız MIDAS modelleri kullanılmıştır. Kuzin, Marcellino, Schumacher (2011), Euro bölgesinin çeyreklik frekanstaki GSYH büyüme oranını, aylık frekanslı 20 farklı ekonomik göstergeyi kullanarak MIDAS ve karışık frekanslı (mixed frequency) VAR modelleriyle tahmin etmişlerdir. Analizin sonuçları, uzun dönemde MF (Mixed Frequency)-VAR modelinin, kısa dönemde ise MIDAS modelinin daha iyi performans sergilediğini göstermiştir. Bu sonuç, bu iki yaklaşımın birbirine ikame olmaktan ziyade birbirini tamamladıkları anlamına gelmektedir.

Tay (2007), çalışmasında ABD'nin çeyreklik GSYH büyüme oranını, günlük hisse senedi piyasa getirilerini kullanarak parametrik olmayan MIDAS modeliyle tahmin etmiştir. Analiz sonucunda, MIDAS modelinin toplulaşma yönteminin kullanıldığı modele göre daha başarılı olduğu görülmüştür. Galvao (2013), Birleşik Krallık ve ABD ekonomilerinin ekonomik büyüme oranlarını daha yüksek frekanslı (günlük ve haftalık) finansal göstergeleri kullanarak düzgün geçişli MIDAS modeliyle tahmin etmiştir. Andreou, Matsi, Savvides (2013), yaklaşık 1000 tane günlük frekanslı finansal varlık verilerini kullanarak ABD ekonomisine ait çeyreklik frekanslı GSYH büyüme oranını genişletilmiş dağıtılmış gecikmeli MIDAS regresyon modeliyle öngörmüşlerdir. Analizin bulguları, ADL-MIDAS modelinin performansının çeyreklik makroekonomik faktörlere dayanılarak GSYH büyüme oranının öngörüldüğü diğer modellere göre daha üstün olduğunu göstermiştir.

Bai, Ghysels, Wright (2013), çeyreklik frekanstaki GSYH büyüme oranlarını, aylık frekanstaki makroekonomik göstergeleri kullanarak MIDAS modeli ve karışık frekanslı verileri modellemede alternatif bir yaklaşım olan Kalman filter state space modeliyle tahmin etmişlerdir. State space modelinde düşük frekanslı bir değişken kayıp gözlemlere sahip yüksek frekanslı değişken olarak düşünülmektedir. Çalışmanın sonucunda, basit durumlarda Kalman filter kullanmanın MIDAS modeline göre daha etkin olduğu ancak daha karmaşık durumlar için MIDAS modellerinin belirlenme hatalarına daha az eğimli oldukları görülmüştür.

Foroni, Marcellino, Schumacher (2011, 2015) çalışmalarında, karışık frekanslardaki bağımlı ve bağımsız değişkenlerin frekansları arasındaki farkların yüksek (çeyreklik-günlük) ve düşük (çeyreklik-aylık) olması durumunda standart MIDAS ve kısıtsız MIDAS modellerinin performanslarını karşılaştırmışlardır. ABD ve Euro bölgesinin çeyreklik frekanslı GSYH büyümesinin aylık frekanslı ekonomik göstergeler kullanılarak yapılan tahmininde U-MIDAS modelinin üstel gecikme polinomlarına dayanan standart MIDAS modeline göre daha iyi performans gösterdiği görülmüştür. Buna karşın çeyreklik ve günlük frekanslı veriler kullanılarak yapılan tahminde, frekanslar arasındaki farkların yüksek olması dolayısıyla standart MIDAS modelinin herhangi bir kısıt koymadan tahmin yapan U-MIDAS modelinden daha üstün olduğu görülmüştür.

MIDAS modelleri kullanılarak yapılan çalışmalardan elde edilen en önemli ve ortak bulgu, farklı frekanstaki serilerin aynı modelde kullanılmasına imkân tanıyan MIDAS

regresyonlarından, tüm serileri en düşük ortak bir frekansta bir araya getiren tipik bir toplulaştırma yaklaşımına göre daha etkin tahminler elde edildiği yönündedir.

Tezin bu bölümünde, ilk olarak basit MIDAS modeli açıklanacaktır. Ardından MIDAS regresyonunda farklı frekanstaki değişkenlere uygulanan çeşitli MIDAS ağırlık polinomları aktarılacaktır. Daha sonra, basit MIDAS modelinin doğal genişlemeleri konumunda olan genelleştirilmiş tek değişkenli doğrusal MIDAS modeli, doğrusal olmayan MIDAS modeli ve çok değişkenli MIDAS modeli tartışılacaktır. MIDAS regresyonlarının bu genişlemelerinin yanında MIDAS quantile, Markov Switching MIDAS, smooth transition MIDAS, faktör MIDAS, asimetrik MIDAS ve kısıtsız MIDAS gibi farklı genişlemeleri de mevcuttur.

Karışık frekanslı veri konusu sadece burada bahsedilen regresyonlarla sınırlı değildir. Aynı zamanda MIDAS regresyonundaki farklı frekanstaki verileri bir araya getirmek için uygulanan MIDAS ağırlık polinomlarının mantığını farklı modellerle birleştiren GARCH-MIDAS ve DCC-MIDAS gibi bileşen volatilite modelleri bulunmaktadır. Bu bölümde GARCH-MIDAS ve DCC-MIDAS modellerine ilişkin açıklamalara da yer verilecektir.

3.2. Basit MIDAS Modeli

MIDAS (MIxed DAta Sampling) regresyonlar farklı frekansta örneklenen süreçleri içeren sıkı şekilde parametrelenmiş indirgenmiş biçimli regresyonlardır (Ghysels, Santa-Clara, Valkanov, 2004b, 4). MIDAS regresyonları dağıtılmış gecikme modelleriyle yakın şekilde ilişkilidir ve bu modellerle bazı ortak özellikleri bulunmaktadır. Biçimlendirilen bir dağıtılmış gecikme modeli şu şekilde ifade edilebilir:

$$y_t = \beta_0 + B(L)x_t + \varepsilon_t \tag{3.1}$$

$B(L)$ sonlu veya sonsuz gecikme polinom operatörüdür. Modelde bağımsız değişken x_t'nin gecikmeli etkileri yer almaktadır. Bağımlı değişken y_t ve bağımsız değişken x_t'nin aynı frekansta bulunmaları gerekmektedir. Dağıtılmış gecikme modelinden hareketle basit doğrusal bir MIDAS regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B\left(L^{1/m}; \theta\right) x_t^{(m)} + \varepsilon_t^{(m)} \tag{3.2}$$

Denklem (3.2)'de $t = 1, \ldots, T$, $B\left(L^{1/m}; \theta\right) = \sum_{k=0}^{K} B(k; \theta)\, L^{k/m}$ ve $L^{1/m}$ gecikme operatörüdür. $L^{1/m} x_t^{(m)} = x_{t-1/m}^{(m)}$, $L^{k/m}$ gecikme operatörünün katsayısı $B(k; \theta)$, küçük boyutlu bir θ parametre vektörünün bir fonksiyonu tarafından belirlenmektedir. Modelde bağımlı değişken y_t'nin, $t-1$ ve t arasında gözlenen düşük frekanslı bir değişken, bağımsız değişken $x_t^{(m)}$'nin ise aynı aralıkta m kere gözlenen daha yüksek frekanslı bir değişken olduğu varsayılmakta ve y_t ile $x_{t-k/m}^{(m)}$ arasındaki dinamik ilişki araştırılmaktadır. y_t'nin çeyreklik frekansta, $x_t^{(m)}$'nin ise aylık frekansta gözlendiği varsayılırsa $m = 3$ olacaktır. y_t'nin aylık frekansta $x_t^{(m)}$'nin günlük frekansta gözlenmesi durumunda ise $m = 22$ olacaktır[3]. MIDAS modelinde $x_t^{(m)}$'nin gecikme sayısını belirlemek önem arz etmektedir. Örneğin; eğer y_t aylık frekansta ise altı aylık bir periyot için günlük frekanslı $x_t^{(m)}$'nin gecikme sayısı 132 ($K = 22 \times 6$)'ye eşit olacaktır. Bir yıllık periyotta ise gecikme sayısı 264'e yükselecektir ve bu yaklaşık 264 tane parametrenin tahmin edilmesi gerektiği anlamına gelmektedir. MIDAS regresyonunda bu şekilde meydana gelecek bir parametre çoğalmasının önüne geçebilmek için $L^{k/m}$'nin katsayısı $B(k; \theta)$, birkaç parametreyi içeren θ vektörünün bilinen bir $B\left(L^{1/m}; \theta\right)$ fonksiyonu tarafından hesaplanır. $B(.)$ fonksiyonunun uygun formu tercih edildiğinde MIDAS modelindeki gecikme uzunluğu tamamen verilere bağlı olacaktır. MIDAS modelinde tahmin edilecek parametre sayısı azaltılırken ideal olarak yüksek frekanslı değişkenlerde içerilen bilgi korunmak istenir (Ghysels, Santa-Clara, Valkanov, 2006, 1-2). Bu nedenle MIDAS polinom ağırlıklarının doğru şekilde belirlenmesi gerekmektedir. $B(.)$ fonksiyonunun belirlenmesi için çeşitli polinom spesifikasyonları bulunmaktadır. İzleyen alt bölümde bu spesifikasyonlara değinilecektir. Son olarak; denklem (3.2)'deki basit MIDAS modelinde, $x_{t-k/m}^{(m)}$'nın y_t üzerindeki etkisini ifade eden β_1 parametresinin belirlenebilmesi için $B\left(L^{1/m}; \theta\right)$ ağırlıkları toplamının 1'e eşit olduğu varsayılmaktadır.

3.3. MIDAS Polinom Spesifikasyonları

MIDAS modelinde $B(k; \theta)$'nın gecikmeli katsayılarını tutumlu biçimde belirleyen uygun ağırlık fonksiyonunun seçimi MIDAS modelinin anahtar özelliklerinden

[3] Bir ay içinde 22 tane iş günü olduğu varsayılmaktadır.

birisidir. Bu bölümde, MIDAS polinom ağırlıklarının çeşitli spesifikasyonları tartışılacaktır. İlk olarak sonlu polinom spesifikasyonlarından iki tanesi; üstel Almon gecikmesi (exponential Almon lag) ve beta gecikmesi (beta lag) açıklanacaktır. İkinci alt bölümde, sonsuz polinomlar ve üçüncü alt bölümde ise adım fonksiyonları (stepfunction) açıklanacaktır (Ghysels, Santa-Clara, Valkanov, 2006, 4).

3.3.1. Sonlu Polinomlar: Üstel Almon ve Beta

Bu kısımda, MIDAS modelinde tek açıklayıcı değişkene uygulanan sonlu tek yanlı polinomlar ele alınmaktadır. Modeldeki $B(k;\theta)$'ın belirlenmesi üzerine iki farklı sonlu ağırlık polinomu açıklanacaktır. Bunlardan birincisi, üstel Almon gecikmesidir $B(k;\theta) = \frac{e^{\theta_1 k+\cdots+\theta_Q k^Q}}{\sum_{k=1}^{K} e^{\theta_1 k+\cdots+\theta_Q k^Q}}$. Burada ifade edilen üstel Almon gecikmesi, dağıtılmış gecikme modeli literatüründe çoklu doğrusal bağıntıyı azaltmak için yaygın olarak kullanılan Almon gecikme fonksiyonlarıyla yakın şekilde ilişkilidir. Buradaki $B(k;\theta)$ fonksiyonu oldukça esnek bir yapıya sahiptir ve sadece birkaç parametreyle çeşitli şekiller alabilmektedir[4]. Parametrelerin aldığı farklı değerlere bağlı olarak, ağırlık fonksiyonunun yavaş ya da hızlı oranda azalması (veya tümsek şekil alması) durumlarına göre MIDAS modelindeki gecikme sayısı belirlenmektedir. Parametreler verilerden tahmin edildiği için $B(k;\theta)$ fonksiyonel formu belirlendiğinde gecikme uzunluğunun seçimi tamamen verilere dayalı olacaktır. Üstel Almon gecikme polinomları, esnek yapıları dolayısıyla MIDAS literatüründe yaygın olarak tercih edilmektedir. Örneğin; Ghysels, Santa-Clara, Valkanov (2005) çalışmasında iki parametre içeren $\theta = [\theta_1; \theta_2]$, üstel Almon gecikme polinomu kullanılmıştır.

Sonlu ağırlık polinomlarından ikincisi, beta gecikmesidir $B(k;\theta_1,\theta_2) = \frac{f(\frac{k}{K},\theta_1;\theta_2)}{\sum_{k=1}^{K} f(\frac{k}{K},\theta_1;\theta_2)}$, $f(x,a,b) = \frac{x^{a-1}(1-x)^{b-1}\,\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}$, $\Gamma(a) = \int_0^\infty e^{-x}x^{a-1}dx$. Burada ifade edilen beta gecikme polinomu beta fonksiyonuna dayanmaktadır. Beta gecikme polinomları, sadece iki parametreyi içermektedir $\theta = [\theta_1; \theta_2]$ ve bu parametrelerin farklı değerlerine göre çeşitli şekiller almaktadır. Üstel Almon gecikmelerinde olduğu gibi burada da ağırlık fonksiyonlarının azalma oranlarına (yavaş ya da hızlı azalması) göre MIDAS regresyonundaki gecikme sayısı belirlenmektedir.

[4] Detaylı bilgi için Ghysels, Sinko, Valkanov (2007) çalışmasına bakınız.

Üstel Almon gecikmesi ve beta gecikme polinomlarının iki önemli özelliği bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, bu ağırlık polinomları volatilite tahmininde pozitif tanımlılık için gerekli olan pozitif katsayıları sağlamaktadır. İkincisi ise MIDAS modelindeki β_1 eğim parametresinin tanımlanabilmesi için bu ağırlık polinomlarının toplamları 1'e eşit olmaktadır. MIDAS literatüründe beta gecikmeleri, üstel Almon gecikmelerine göre daha az tercih edilmektedir. Çünkü üstel Almon gecikme polinomları, Q parametrelerine dayandığı için teorik olarak daha esnek bir yapıya sahiptir. Fakat üstel Almon gecikme polinomlarına çözümün kararlılığı için çeşitli kısıtların ($\theta_i \leq 0,\ \forall\, i = 1, \dots, Q$) empoze edilmesi gerekmektedir (Ghysels, Sinko, Valkanov, 2007, 57-60). MIDAS modelindeki ağırlık polinomları bu iki polinomla sınırlı değildir.

3.3.2. Sonsuz Polinomlar

ARMA ve GARCH model sınıflarında iki sonlu polinomun birbirine oranının $B(L)/A(L)$ sonsuz bir gecikme polinomuna eşit olduğu bilgisi kullanılmaktadır. Aynı fikir dağıtılmış gecikme modelleri için de geçerlidir. x_t ve y_t'nin aynı frekansta gözlendiği sıradan bir zaman serisi regresyonu düşünüldüğünde; $y_{t+1} = \beta_0 + \lambda y_t + B(L)x_t + \varepsilon_{t+1}$; dağıtılmış gecikme modelinin basit bir otoregresif genişlemesi, sonsuz gecikmeli bir polinom üretmenin tutumlu bir yolunu sunmaktadır: $y_{t+1} = \tilde{\beta}_0 + (B(L)/(1-\lambda L))x_t + \tilde{\varepsilon}_{t+1}$. MIDAS regresyonlarının otoregresif genişlemesi ise alternatif iki şekilde aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_{t+1} = \beta_0 + \lambda y_t + \beta_1 B\left(L^{1/m}; \theta\right) x_t^{(m)} + \varepsilon_{t+1} \tag{3.3}$$

$$y_{t+1} = \beta_0 + \lambda y_{t+1-1/m} + \beta_1 B\left(L^{1/m}; \theta\right) x_t^{(m)} + \varepsilon_{t+1} \tag{3.4}$$

Bu iki ifade verilen sırayla tekrar şu şekilde yazılabilir:

$$y_{t+1} = \tilde{\beta}_0 + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta)/(1-\lambda L) x_t^{(m)} + \tilde{\varepsilon}_{t+1} \tag{3.5}$$

$$y_{t+1} = \tilde{\beta}_0 + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta)/(1-\lambda L^{1/m}) x_t^{(m)} + \tilde{\varepsilon}_{t+1} \tag{3.6}$$

MIDAS modelinin otoregresif genişlemesinin sunulduğu denklem (3.3) ve denklem (3.4)'teki spesifikasyonlarda dikkat edilmesi gereken bazı noktalar bulunmaktadır. Denklem (3.3)'teki durumda $L^{1/m}$'den geometrik bir polinom elde edilemez. Bu nedenle bu genişleme sadece $x_t^{(m)}$'de mevsimsellik olduğu durumlarda kullanılabilir. Denklem (3.4)'teki ifadede ise $L^{1/m}$'den geometrik bir polinom elde edilebilir fakat

$y_{t+1-1/m}^{(m)}$'nin modelde yer alması içsellik problemine neden olur ve MIDAS modelinde araç değişken tahmin edicilerinin kullanılması gerekir.

Bahsedilen bu zorluklara rağmen MIDAS modelinde, sonlu polinomların birbirine oranı sonsuz gecikmeli polinom spesifikasyonu olarak kullanılmaktadır:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \left[B_{1K}\left(L^{1/m}\right) / B_{2Q}\left(L^{1/m}\right) \right] x^{(m)} + \varepsilon_t$$
$$\equiv \beta_0 + \beta_1 \frac{\sum_{k=1}^{K} B_1(k,\theta) L^{k/m}}{\sum_{k=1}^{Q} B_2(k,\theta) L^{k/m}} x_t^{(m)} + \varepsilon_t \qquad (3.7)$$

Denklem (3.7)'deki ifadede K ve Q sırasıyla pay ve paydada yer alan sonlu polinomların derecelerini göstermektedir. Bu spesifikasyon, rasyonel dağıtılmış gecikme modelinin MIDAS versiyonudur (Ghysels, Santa-Clara, Valkanov, 2006, 7-8).

3.3.3. Adım Fonksiyonları

MIDAS modelleri nispeten basit bir parametrik yapıya sahiptir ve farklı formlara (doğrusal olmayan veya çok değişkenli gibi) esnek şekilde genişletilebilir. Bu esnek yapıları MIDAS modelleri için önemli bir avantaj sunmaktadır. Bununla birlikte, MIDAS modelindeki tüm gecikme yapıları, doğrusal olmayan fonksiyonlar aracılığıyla kısıtlandığı için doğrusal olmayan tahmin metotlarının kullanılma zorunluluğu bazı durumlarda dezavantaj yaratabilmektedir (Ghysels, Sinko, Valkanov, 2007, 61). Bu bölümde, Forsberg ve Ghysels (2007) çalışmasında ortaya atılan adım fonksiyonlarına sahip MIDAS modeli açıklanacaktır. Adım fonksiyonlarına sahip bir MIDAS modelini tanımlamak için yüksek frekanslı $x_t^{(m)}$'nin kısmi toplamlarını ifade eden $X_t(K,m) \equiv \sum_{j=1}^{K} x_{t-j/m}^{(m)}$ gibi bir regresör düşünelim. Bu durumda M adımlı bir MIDAS regresyon modeli şu şekilde yazılabilir:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{M} \beta_i X_t(K_i, m) + \varepsilon_t \qquad (3.8)$$

Denklem (3.8)'de $K_1 < \ldots < K_M$. $x_t^{(m)}$'nin y_t üzerindeki etkileri $\sum_{i=1}^{M} \beta_i$ ile ölçülmektedir. $K_1 < j$ durumunda ise $x_{t-j}^{(m)}$'nin etkisi $\sum_{i=2}^{M} \beta_i$ ile ölçülür (K_2). Dağıtılmış gecikmelerin bu şekilde ayrık adım sayısına bağlı olarak yaklaştırılması, adım sayısının artması durumunda modeli daha az tutumlu hâle getirmektedir. Ancak adım fonksiyonları bu eksikliğine rağmen kullanışlı yapıları ve tahminlerinin kolay

olması nedeniyle tercih edilmektedir. Örneğin; Ghysels, Santa-Clara, Valkanov (2004a), firmaların hisse senedi getirileri üzerine ekonomi haberlerinin etkisini inceledikleri çalışmalarında adım fonksiyonlarına sahip MIDAS modelini kullanmışlardır.

3.4. Genelleştirilmiş Tek Değişkenli Doğrusal MIDAS Modeli

Genelleştirilmiş tek değişkenli doğrusal bir MIDAS regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{t+k} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{L} \beta_{ij}(L^{1/m_i})x_t^{(m_i)} + \varepsilon_{t+1} \qquad (3.9)$$

Denklem (3.9)'daki modelde $\beta_{ij}\left(L^{1/m_i}\right)$, θ vektörü tarafından belirlenen ağırlık polinomlarını temsil etmektedir. $K = 1$, $L = 1$ ve $m_1 = 1$ olduğu durumda model geleneksel dağıtılmış gecikme modeline eşit olacaktır. $K = 1$, $L = 1$ ve $m_1 > 1$ olduğu zaman ise model, tek polinomlu bir MIDAS modeline dönüşmektedir. Bununla birlikte $x_t^{(m_1)} = y_t^{(m_1)}$ durumunda, MIDAS modelinin tek bir zaman serisi süreci (aynı frekanslı) içerdiği anlamına gelmektedir. $K > 1$ ve $L = 1$ olduğu durumda ise model en az iki farklı örneklem frekansını birleştiren bir MIDAS regresyon modeli hâline gelmektedir. $m_1 = 1$ ve m_i'nin 1'e eşit ya da 1'den büyük olma durumuyla yaygın olarak karşılaşılmaktadır. Böyle bir MIDAS regresyon modelinde örneğin; gelecekteki aylık frekanslı serilerin tahmini için aylık ve günlük frekanslı seriler bir araya getirilecektir (Ghysels, Santa-Clara, Valkanov, 2006, 13). Yine böyle bir modelde örneğin; çeyreklik frekanslı GSYH büyümesi sadece aylık frekanslı değişkenlerle değil aynı zamanda haftalık frekanslı finansal değişkenler kullanılarak açıklanabilir (Foroni, Marcellino, 2013, 9).

3.5. Doğrusal Olmayan MIDAS Modeli

Bu kısma kadar olan bölümde, basit yapıdaki tek değişkenli doğrusal MIDAS modelleriyle ilgili açıklamalar sunulmuştur. Bu bölümde, doğrusal olmayan MIDAS modellerine ilişkin açıklamalar aktarılacaktır. Denklem (3.9)'daki model aşağıdaki gibi genişletilebilir:

$$y_{t+k} = \beta_0 + f(\sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{L}\beta_{ij}\left(L^{1/m_i}\right)g(x_t^{(m_i)})) + \varepsilon_{t+1} \quad (3.10)$$

Denklem (3.10)'da f ve g fonksiyonları ya parametrelere dayalıdır ya da bilinen fonksiyonlardır. Örneğin; volatilite uygulamalarında gelecekteki y_{t+k} volatilitesinin tahmininde log dönüştürmesi kullanılır. f fonksiyonu logaritmaya eşittir ve $g(x) = x$'tir. g fonksiyonunun parametrik yapısı denklem (3.11)'de olduğu gibi doğrusal olmayan bir yapıda da olabilir:

$$y_{t+k} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{L}\beta_{ij}\left(L^{1/m_i}\right)(r_t^{(m)} + \theta_L\left|r_t^{(m)}\right|)^2 + \varepsilon_{t+1} \quad (3.11)$$

Denklem (3.11)'deki g fonksiyonun yapısı EGARCH modeline dayanmaktadır ve θ_L parametresiyle kaldıraç etkisi test edilmektedir. Bu model, doğrusal olmayan bir MIDAS regresyon modelidir. θ_L parametresinin sıfıra eşit olması durumunda ise model doğrusal MIDAS regresyon modeli hâline gelecektir. θ_L parametresi, MIDAS regresyonundaki polinom parametreleri θ ve diğer parametrelerle birlikte tahmin edilmektedir (Ghysels, Sinko, Valkanov, 2007, 67). Genel olarak, doğrusal olmayan MIDAS regresyon modelleri standart ekonometrik yaklaşımlar kullanılarak sorunsuz şekilde ele alınabilir.

3.6. Çok Değişkenli MIDAS Modeli

Denklem (3.9)'daki doğrusal MIDAS modeli aşağıdaki gibi çok değişkenli bir forma genelleştirilebilir:

$$Y_{t+1} = \mathcal{B}_0 + \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{L}\mathcal{B}_{ij}(L^{1/m_i})X_t^{(m_i)} + \varepsilon_{t+1} \quad (3.12)$$

Y, ε ve X n boyutlu (vektör) süreçlerdir. $\mathcal{B}_0$, n boyutlu bir polinom vektörü ve $\mathcal{B}_{ij}$, $n \times n$ boyutlu bir polinom matrisidir. Buradaki en önemli konu, çok değişkenli modelde parametre çoğalmasının nasıl ele alınacağıdır. Köşegen dışı elemanlar tek polinom tarafından kontrol edilmesine rağmen köşegen elemanları ortak ikinci bir polinoma sahiplerdir. Bu nedenle bir yaklaşım, tüm köşegen dışı elemanları ele almak olacaktır. Fakat böyle bir kısıt koymak her durumda uygun olmayabilir. Çünkü

parametre sayısını azaltmak için konulan kısıtlar nihayetinde uygulamaya bağlı olarak belirlenecektir (Ghysels, Santa-Clara, Valkanov, 2006, 16).

Çok değişkenli MIDAS regresyon modeli, sahte veya gizli nedenselliğe yol açan zamansal toplulaşma hatalarını ortadan kaldırmak için Granger nedenselliğin ele alınmasına izin vermektedir (Foroni, Marcellino, 2013, 11). MIDAS regresyon modeli toplulaştırmayla ilgili tüm sorunları çözmese de Granger nedensellik testi için uygun ve güçlü bir yol sunmaktadır.

3.7. GARCH-MIDAS Modeli

Engle, Ghysels, Sohn (2008) hisse senedi piyasa volatilitesinin zaman içindeki değişimini analiz etmek ve volatilite modellemesinde farklı frekanstaki verileri kullanabilmek için Spline-GARCH ve MIDAS modellerini birleştirerek GARCH-MIDAS yöntemini geliştirmişlerdir. Bu yöntemde günlük koşullu volatilite iki bileşene ayrılmaktadır. Birinci bileşen, volatilitedeki kısa süreli (geçici) etkileri yansıtan ve standart günlük GARCH sürecini izleyen kısa dönemli bileşendir. İkinci bileşen ise volatilitedeki yavaş hareket eden ve kalıcı olan etkileri yansıtan uzun dönemli bileşendir. Volatilitenin uzun dönemli bileşeni MIDAS regresyon kullanılarak modellenmektedir (Engle, Ghysels, Sohn, 2009, 3). GARCH-MIDAS yönteminde düşük frekanslı makroekonomik değişkenlerin, volatilitenin kısa dönemli bileşeninden ziyade uzun dönemli bileşenini etkilemesi beklenmektedir (Girardin, Joyeux, 2013, 62).

GARCH-MIDAS modeli şu şekilde formüle edilebilir:

$$r_{i,t} - E_{i-1}(r_{i,t}) = \sqrt{\tau_t \, . \, g_{i,t}}\varepsilon_{i,t} \tag{3.13}$$

$$\varepsilon_{i,t} \, |\phi_{i-1,t}| \sim N(0,1)$$

$r_{i,t}$ bir varlığın; t ayının, çeyreğinin ya da yılının i günündeki getirisini ifade etmektedir. $\phi_{i-1,t}$, t periyotunun $i-1$ günündeki bilgi kümesini gösterir. Bu modelde volatilite iki ayrı bileşene ayrılmaktadır. Birinci bileşen $g_{i,t}$ volatilitenin kısa dönemli (geçici) etkileri ile ilişkilidir ve günlük dalgalanmaları gösterir. İkinci bileşen τ_t ise volatilitenin düşük frekanslı veya uzun dönemli bileşenidir. Denklem (3.13)'te $E_{i-1}(r_{i,t})$'nin μ'ye eşit olduğu varsayılmaktadır, bu durumda denklem (3.13) şu şekilde tekrar yazılabilir:

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}}\varepsilon_{i,t}\,, \qquad \forall_i = 1, \ldots, N_t \tag{3.14}$$

$g_{i,t}$ bileşeninin koşullu varyans dinamiklerinin günlük GARCH (1,1) sürecini takip ettiği varsayılmaktadır.

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{(r_{i-1,t} - \mu)^2}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t} \tag{3.15}$$

Denklem (3.15)'te $g_{i,t}$'in tanımlı olabilmesi için $\alpha > 0$, $\beta > 0$ ve $\alpha + \beta < 1$ koşulunun sağlanması gerekmektedir. GARCH-MIDAS yönteminde denklem (3.14)'teki τ_t (uzun dönemli) bileşenini modellemek için MIDAS regresyonu kullanılmaktadır (Engle, Ghysels, Sohn, 2008, 6).

$$\tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^{K} \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{t-k} \tag{3.16}$$

$$RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} r_{i,t}^2 \tag{3.17}$$

τ_t için iki durum söz konusu olabilir. Birincisi τ_t bileşenin sabit zaman uzunluğunda (fixed window) olması yani τ'nun herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmemesidir. İkincisi ise τ_t bileşeninin değişen zaman uzunluğunda olması (rolling window) yani τ'nun herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmesidir (Engle, Ghysels, Sohn, 2013, 778).

$$\tau_i^{(rw)} = m^{(rw)} + \theta^{(rw)} \sum_{k=1}^{K} \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{i-k}^{(rw)} \tag{3.18}$$

$$RV_i^{(rw)} = \sum_{j=1}^{N'} r_{i-j}^2 \tag{3.19}$$

Denklem (3.16), sabit zaman uzunluğuna sahip gerçekleşen volatiliteli (RV) GARCH-MIDAS modelini, denklem (3.18) ise hareketli zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modelini ifade etmektedir. $\varphi_k(\omega_1, \omega_2)$ MIDAS filtrelerinin ağırlık şemasını tanımlayan bir fonksiyondur. GARCH-MIDAS modeline kadar MIDAS filtrelerinin sadece yüksek frekanslı verilere uygulandığı düşünülmekteydi. Ancak bu modelde filtrelerin aynı tipi düşük frekanslı veriler için kullanılmaktadır. Engle, Ghysels, Sohn (2008) çalışmasında ağırlık şeması için iki

farklı fonksiyon önermiştir. Bunlar; Beta ve üstel ağırlıklı gecikme (exponentially weighted lag) fonksiyonlarıdır:

$$\varphi_k(w) = \frac{(k/K)^{w_1-1}(1-k/K)^{w_2-1}}{\sum_{j=1}^{K}(j/K)^{w_1-1}(1-j/K)^{w_2-1}} \tag{3.20}$$

$$\varphi_k(w) = w^k/(\sum_{j=1}^{K} w^j) \tag{3.21}$$

Denklem (3.20) beta gecikme fonksiyonunu, denklem (3.21) ise üstel ağırlıklı gecikme fonksiyonunu temsil etmektedir. Yapılan çalışmalarda iki ağırlık fonksiyonun da benzer sonuçlar ürettiği görülmüştür. Bununla birlikte beta ağırlıkları daha esnek olmaları sebebiyle daha çok tercih edilmektedir.

$$log\tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^{K} \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{t-k} \tag{3.22}$$

Denklem (3.22)'de volatilitenin negatif olmama şartından dolayı τ_t'nin logaritması alınmıştır. Bu kısıma kadar gerçekleşen volatiliteli GARCH-MIDAS modeli hakkında açıklamalar sunulmuştur ancak GARCH-MIDAS modeli için üç farklı durum söz konusu olabilir. Bunlardan birincisi sadece gerçekleşen volatilitenin bulunduğu model, ikincisi sadece makroekonomik değişkenlerin bulunduğu model, üçüncüsü ise hem gerçekleşen volatilitenin hem makroekonomik değişkenlerin aynı anda bulunduğu modeldir. Bunula birlikte, GARCH-MIDAS yöntemi modele makroekonomik değişkenlerin düzey değerleriyle birlikte volatilitelerinin de dâhil edilmesine imkân vermektedir (Engle, Ghysels, Sohn, 2009, 10-11).

$$log\tau_t = m_l + \theta_l \sum_{k=1}^{K_l} \varphi_k(\omega_{1,l}, \omega_{2,l}) X_{l,t-k}^{mv} \tag{3.23}$$

$$log\tau_t = m_v + \theta_v \sum_{k=1}^{K_v} \varphi_k(\omega_{1,v}, \omega_{2,v}) X_{v,t-k}^{mv} \tag{3.24}$$

$$log\tau_t = m_{lv} + \theta_l \sum_{k=1}^{K_l} \varphi_k(\omega_{1,l}, \omega_{2,l}) X_{l,t-k}^{mv} + \theta_v \sum_{k=1}^{K_v} \varphi_k(\omega_{1,v}, \omega_{1,v}) X_{v,t-k}^{mv} \tag{3.25}$$

Volatilitenin uzun dönemli bileşeni τ_t'nin negatif olmama şartından dolayı logaritması alınmıştır. Denklem (3.23)'teki $X_{l,t-k}^{mv}$, makroekonomik değişkenlerin düzey

değerlerini denklem (3.24)'teki $X_{v,t-k}^{mv}$ ise makroekonomik değişkenlerin volatilitelerini ifade etmektedir. Modelde makroekonomik değişkenlerin düzey değerleri ve volatiliteleri için kullanılacak ağırlıklar farklılaşmaktadır. GARCH-MIDAS yönteminin en önemli avantajı düşük frekanslı makroekonomik değişkenlerin modele doğrudan dâhil edilmesine izin vermesidir. Bu sayede çok aşamalı tahmin süreci sonucunda yaşanabilecek bilgi kaybı ortadan kaldırılmış olur (Engle, Ghysels, Sohn, 2008, 3).

GARCH-MIDAS modelinin parametreleri sözde en çok olabilirlik-QMLE tahmin metodu kullanılarak tahmin edilmektedir. Bu tahmin metodu GARCH-MIDAS modeli için tutarlı ve asimptotik olarak normal tahminler sunmaktadır (Wang, Ghysels, 2014, 15). GARCH-MIDAS modelinde parametre uzayı sabittir $\Theta = \{\mu, \alpha, \beta, m, \theta, \omega_1, \omega_2\}$. Tahmin edilecek parametre sayısının gecikme uzunluğuna göre değişmemesi bu modeli diğer bileşen volatilite modellerinden parametre sayısının azlığı bakımımdan üstün kılmaktadır (Engle, Ghysels, Sohn, 2013, 779).

3.8. DCC-MIDAS Modeli

Colacito, Engle, Ghysels (2011), GARCH-MIDAS modeli ve DCC (Dynamic Conditional Correlation) modelini birleştirerek DCC-MIDAS modelini geliştirmişlerdir. DCC-MIDAS modeli GARCH-MIDAS modelinin çok değişkenli, dinamik korelasyonlara sahip bir genişlemesidir. DCC-MIDAS modelinde dinamik korelasyonlar GARCH-MIDAS modelindekine benzer bir mantıkla kısa ve uzun dönemli bileşenlerine ayrılmaktadır. Bu yöntemde dinamik koşullu korelasyonun kısa dönemli bileşeni, GARCH modeli yerine DCC modelinin dinamikleriyle uzun dönemli bileşeni ise MIDAS regresyon kullanılarak modellenmektedir (Colacito, Engle, Ghysels, 2011, 45). Dinamik koşullu korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeninin, korelasyonun zaman içindeki değişiminin nedenlerini yansıtması beklenir. Bu nedenle DCC-MIDAS modeli, dinamik koşullu korelasyonun uzun dönemli bileşeninin hem makro-finansal değişkenler hem de gecikmeli gerçekleşen korelasyonlarla ilişkili olmasına izin vermektedir.

DCC-MIDAS modeli şu şekilde formüle edilebilir:

$$q_{ij,t} = \bar{p}_{ij,t}\,(1 - a - b) + a\xi_{i,t-1}\xi_{j,t-1} + bq_{ij,t-1} \tag{3.26}$$

Denklem (3.26)'da $q_{ij,t}$, i ve j varlıkları arasındaki korelasyonun kısa dönemli bileşenini, $\bar{p}_{ij,t}$ ise i ve j varlıkları arasındaki korelasyonun uzun dönemli bileşenini göstermektedir. Uzun dönemli bileşen denklem (3.27)'deki gibi ifade edilebilir

$$\bar{p}_{ij,t} = \sum_{k=1}^{K} \varphi_k(\omega_1, \omega_2) C_{ij,t-1} \tag{3.27}$$

$$C_{ij,t} = \frac{\sum_t^{k=t-N} \xi_{i,k} \xi_{j,k}}{\sqrt{\sum_t^{k=t-N} \xi_{i,k}^2} \sqrt{\sum_t^{k=t-N} \xi_{j,k}^2}} \tag{3.28}$$

Denklem (3.28)'de $C_{ij,t}$ gerçekleşen korelasyonu, $\xi_{i,k}\, ve\, \xi_{j,k}$ ise tek değişkenli GARCH-MIDAS modelinden elde edilen standardize edilmiş kalıntıları göstermektedir (Mobarek ve diğ., 2016, 3).

$$p_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}} \sqrt{q_{jj,t}}} \tag{3.29}$$

Korelasyonlar denklem (3.29)'daki gibi hesap edilmektedir. DCC-MIDAS modelinin parametreleri sözde en çok olabilirlik tahmin metoduyla tahmin edilmekte ve tahminde iki aşamalı bir prosedür izlenmektedir. Birinci aşamada, tek değişkenli volatilite modellerinin parametreleri ikinci aşamada ise standardize edilmiş kalıntılara sahip DCC-MIDAS modelinin parametreleri tahmin edilmektedir (Colacito, Engle, Ghysels, 2011, 47).

4. ULUSLARARARASI HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMININ BELİRLEYENLERİ: DCC-MIDAS YAKLAŞIMI

4.1. Giriş

Küresel finansal piyasalar arasındaki etkileşimin artışıyla birlikte özellikle küresel finansal kriz döneminde bir finans merkezinde yaşanan olumsuzluğun kısa süre içinde diğer ülkelerin finans piyasalarına yayılabildiği görülmüştür. Uluslararası finansal piyasalar arasındaki etkileşim uzun bir süredir araştırılmaktadır ancak 2008 küresel kriz döneminden sonra araştırmacılar çalışmalarını özellikle uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin analizi üzerine yoğunlaştırmışlardır. İlgili literatürde hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımının nasıl olduğu, volatilite yayılımında hangi piyasaların baskın rol oynadığı ve piyasalar arasındaki etkileşimin hangi yönde olduğu incelenirken piyasalar arasındaki volatilite yayılımına neden olan faktörlerinin analizi ihmal edilmiştir. Ülkelerin makroekonomik yapılarındaki benzerliklerin, aralarındaki karşılıklı ticaretin büyüklüğünün, finansal bağların gücünün ve coğrafi yakınlık derecelerinin özellikle kriz ve finansal karışıklık dönemlerinde piyasalar arasındaki oynaklık yayılımı üzerinde etkili olduğu bilinmektedir. Hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını ülke ekonomileri arasındaki karşılıklı ilişkileri dikkate alarak açıklamak kısaca oynaklık yayılımının nedenleri üzerine odaklanmak, finansal krizin tüm piyasalara tesir etmesine neden olan bulaşma etkisine ışık tutması bakımından özellikle politika yapıcılar açısından önem arz etmektedir. Bununla birlikte hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını etkileyen temel faktörlerin analizi, farklı ülkelerin hisse senedi piyasalarına yatırım yapan uluslararası yatımcıların portföylerine ilişkin riski düşürerek potansiyel faydalarını arttırabilmeleri ve kriz dönemlerinde rasyonel olmayan sermaye akışlarının önüne geçilebilmesi için finansal kurumlar, finansal analistler, risk yöneticileri ve yatırımcılar açısından önemli çıkarımlar sunmaktadır.

Hisse senedi piyasa getirisi ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişki için teorik motivasyon indirgenmiş bugünkü değer modeli aracılığıyla kurulabilir. Bu modelde

hisse senedi piyasa getirisi basit şekilde beklenen gelecekteki nakit akışlarının bugüne indirgenmiş değeri olarak ifade edildiği için gelecekteki nakit akışlarını veya iskonto faktörünü etkileyen makroekonomik değişkenlerin hisse senedi piyasa getirisini etkilemesi beklenmektedir (Fama, 1981). Hisse senedi piyasa getirilerini etkileyen faiz oranı, enflasyon oranı büyüme oranı gibi makroekonomik değişkenlerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu etkilemesi muhtemeldir.

Hisse senedi piyasaları ülkeler arasındaki güçlü finansal bağlar ve makroekonomik politikalardaki benzerliklerden dolayı yüksek derecede ilişkili olabilmektedir. İki ülke ekonomisine ait makroekonomik göstergelerin büyüklükleri birbirine yaklaştıkça bu ülkelerin hisse senedi piyasa performanslarının benzer olacağı, makroekonomik göstergeler birbirinden uzaklaştıkça yani aralarındaki farkın mutlak değeri arttıkça hisse senedi piyasa performanslarının da farklılaşacağı düşünülmektedir. Bu nedenle örneğin; ülke ekonomilerinin faiz oranı, enflasyon oranı ve büyüme oranı gibi temel göstergeleri arasındaki farkların düşük olması bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin yüksek olacağına işaret etmektedir (Pretorius, 2002, 91). Bununla birlikte ülkeler arasındaki karşılıklı ticaret güçlendikçe ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun artması beklenmektedir. Benzer şekilde yakın coğrafyada bulunan ortak dil ve kültüre sahip olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin daha yüksek olduğu bilinmektedir (Flavin, Hurley, Rousseau, 2002; Walti, 2005; Lucey ve Zhang, 2010).

Bu bölümde G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı ve volatilite yayılımını belirleyen faktörler araştırılmıştır. Çalışmanın analiz bölümü iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyon Colacito, Engle, Ghysels (2011) tarafından geliştirilen DCC-MIDAS modeli kullanılarak 1 Ocak 2002-19 Eylül 2018 periyotunda tüm ülke çiftleri için hızlı hareket eden kısa dönemli (günlük) ve yavaş hareket eden uzun dönemli (çeyreklik) bileşenlerine ayrılmıştır. Analizin ikinci aşamasında ise DCC-MIDAS modellerinden elde edilen çeyreklik frekanslı uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlar ile ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin nedenleri Ocak 2006-Ağustos 2018 döneminde Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) ve Sistem GMM yöntemleriyle analiz edilmiştir. Analizde tüm ülke çiftlerini kapsayan modellerin yanında, G7 ülkelerinin

kendi arasındaki ve G7 ile BRICS+T ülkelerin arasındaki karşılıklı ilişki ayrı modellerle ele alınmıştır. Böylece hem gelişmiş ülkelerin kendi arasındaki ilişki hem de gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin arasındaki karşılıklı ilişki modellenmiştir.

4.2. Veri Seti

Analizde kullanılan veri seti iki kısımdan oluşmaktadır. Veri setinin ilk kısmı, 2 Ocak 2002-19 Eylül 2018 periyotunda G7 (ABD, Almanya, Birleşik Krallık, Fransa, İtalya, Japonya ve Kanada) ve BRICS+T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerine ait günlük hisse senedi piyasa getirilerinden oluşmaktadır. G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa endekslerinden $r_t = 100 \times [lnP_{i,t} - lnP_{i,t-1}]$ hesaplanarak elde edilmiştir. G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa getirilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.1'de yer almaktadır.

Tablo 4.1: G7 ve BRICS+T Hisse Senedi Piyasa Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	ortalama	en küçük	en büyük	std. sapma	çarpıklık	basıklık	gözlem
S&P500	0.0213	-9.4695	10.957	1.1602	-0.2611	13.617	4361
DAX30	0.0197	-7.4335	10.797	1.4389	-0.0058	8.2199	4361
FTSE	0.0059	-11.750	12.198	1.3560	-0.2598	13.341	4361
CAC40	0.0035	-9.4715	10.594	1.4085	-0.0048	8.9249	4361
FTSE MIB	-0.0095	-13.331	10.876	1.5021	-0.2054	8.5680	4361
NIKKEI225	0.0185	-12.111	13.234	1.4430	-0.4737	10.822	4361
S&P/TSE	0.0170	-9.7880	9.3703	1.0185	-0.6833	15.260	4361
BOVESPA	0.0401	-12.096	13.679	1.6898	-0.0996	7.8687	4361
RTS	0.0337	-21.199	20.203	2.0383	-0.4528	14.298	4361
NIFTY500	0.0599	-12.884	15.034	1.3436	-0.5355	14.207	4361
SHANGHAI	0.0116	-9.2561	9.0345	1.5451	-0.4318	8.1483	4361
FTSE/JSE	0.0386	-7.5807	6.8340	1.1519	-0.1492	6.7317	4361
BIST100	0.0446	-13.340	12.127	1.7729	-0.1495	7.8664	4361

Notlar: std. sapma; standart sapmayı ifade etmektedir.

Tablo 4.1'de G7 ülkelerinin hisse senedi piyasaları içinde en yüksek ortalama getirinin S&P500 endeksine, en düşük ortalama getirinin ise FTSE MIB endeksine ait olduğu görülmektedir. BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları içinde ise en yüksek ortalama getiri NIFTY500 endeksine, en düşük ortalama getiri SHANGHAI endeksine aittir. Bununla birlikte, G7 ülkelerinin hisse senedi piyasaları içinde en yüksek değişkenliğin FTSE MIB endeksine, en düşük değişkenliğin ise S&P/TSE endeksine ait olduğu görülmektedir. BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları içinde ise

değişkenliğin en yüksek olduğu piyasa RTS iken en düşük olduğu piyasa FTSE/JSE'dir. Bununla birlikte, tüm hisse senedi piyasaları içinde çarpıklığı en yüksek olan piyasa S&P/TSE iken çarpıklığı en düşük olan piyasanın CAC40 olduğu görülmektedir. Yine tüm hisse senedi piyasaları arasında en yüksek basıklığa sahip olan piyasanın S&P/TSE, en düşük basıklığa sahip olan piyasanın ise FTSE/JSE olduğu görülmektedir.

Analizin ilk aşamasında kullanılan DCC-MIDAS modellerinde G7 ve BRICS+T ülkelerinin günlük hisse senedi piyasa getirileri kullanılmıştır. Veri setinin ikinci kısmı ise Ocak 2006-Ağustos 2018 döneminde ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler ile DCC-MIDAS modellerinden elde edilen çeyreklik frekanslı[5] uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlardan oluşmaktadır. Veri seti analizin ilk aşamasında Ocak 2002 tarihinden başlamasına rağmen analizin ikinci aşamasında Ocak 2006 tarihinden başlamaktadır. Aradaki gözlem farkı DCC-MIDAS analizinde başlangıç gözlemlerinin MIDAS parametrelerinin tahmini için kullanılmasından kaynaklanmaktadır.

Analizin ikinci aşamasında bağımlı değişken olarak, uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların Fisher Z dönüştürmesi kullanılmıştır. Fisher Z dönüşümü; $p_{ij,t} = (\exp(2z_{ij,t}) - 1)/(\exp(2z_{ij,t}) + 1)$ hesaplanarak elde edilmiştir. Hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu açıklayan değişkenler olarak ise karşılıklı ticaret, ekonomik büyüme oranı, enflasyon oranı, faiz oranı farkı (term spread), 5 yıllık CDS risk primi, ekonomi politika belirsizlik endeksi, piyasaların volatilite oranları ve S&P500 endeksinin volatilitesi kullanılmıştır.

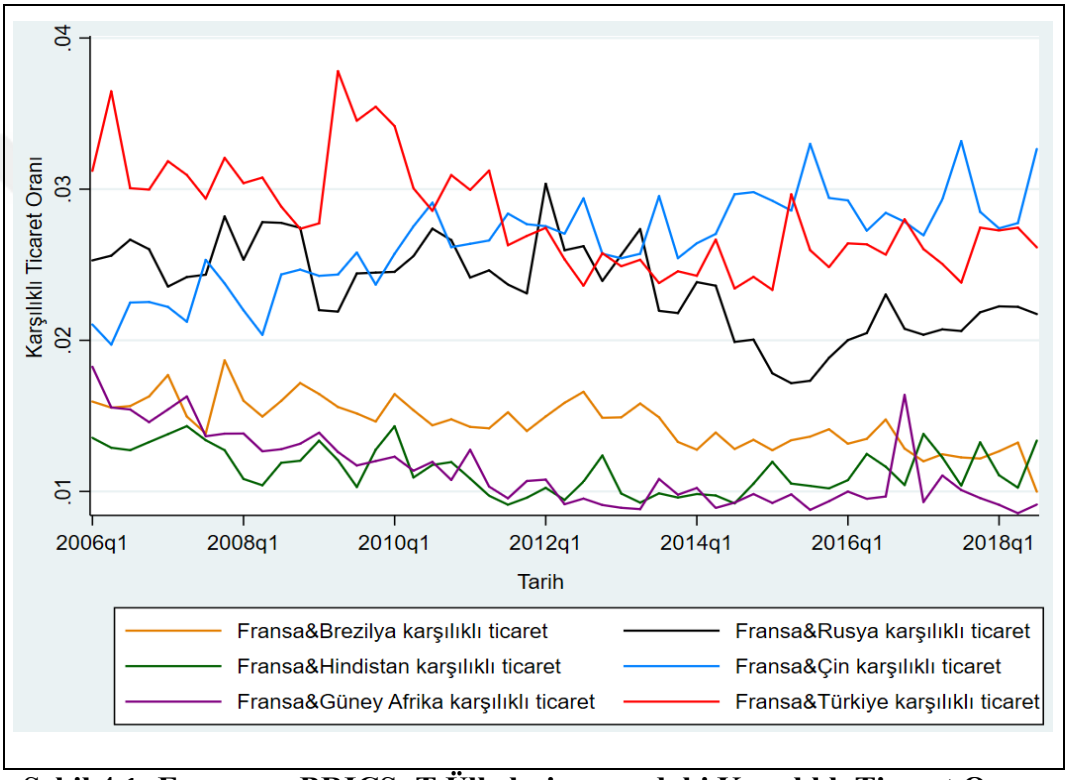
Ülkeler arasındaki karşılıklı ticaretin gücünü gösteren karşılıklı ticaret oranları, her ülke çifti için denklem (4.1)'deki gibi hesap edilmiştir.

$$bt = [\,\{(X_{ij,t}/X_{i,t}) + (M_{ij,t}/M_{i,t}) + (X_{ji,t}/X_{j,t}) + M_{ji,t}/M_{j,t})\,\}\,/\,4\,] \qquad (4.1)$$

Denklem (4.1)'de $X_{i,t}$ i ülkesinin t zamanındaki toplam ihracatını, $X_{ij,t}$ i ülkesinin t zamanında j ülkesine yaptığı ihracatı, $M_{i,t}$ i ülkesinin t zamanındaki toplam ithalatını ve $M_{ij,t}$ i ülkesinin t zamanında j ülkesinden yaptığı ithalatı temsil etmektedir. $X_{j,t}$ j ülkesinin t zamanındaki toplam ihracatını, $X_{ji,t}$ j ülkesinin t zamanında i ülkesine

[5] Günlük frekanslı DCC-MIDAS korelasyonları çeyreklik ortalamaları alınarak çeyreklik frekanslı seriye dönüştürülmüştür.

yaptığı ihracatı, $M_{j,t}$ j ülkesinin t zamanındaki toplam ithalatını ve $M_{ji,t}$ j ülkesinin t zamanında i ülkesinden yaptığı ithalatı temsil etmektedir. bt i ve j ülkelerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretin yüzdesini ifade etmektedir. Karşılıklı ticaret oranı bt 0 ile 1 arasında bir değer alır ve bu değerin 0'a yaklaşması ülke çiftleri arasındaki ticaretin gücünün düşük olduğunu, 1'e yakın olması ise ülke çiftleri arasında güçlü bir ticaret bağı bulunduğunu göstermektedir.

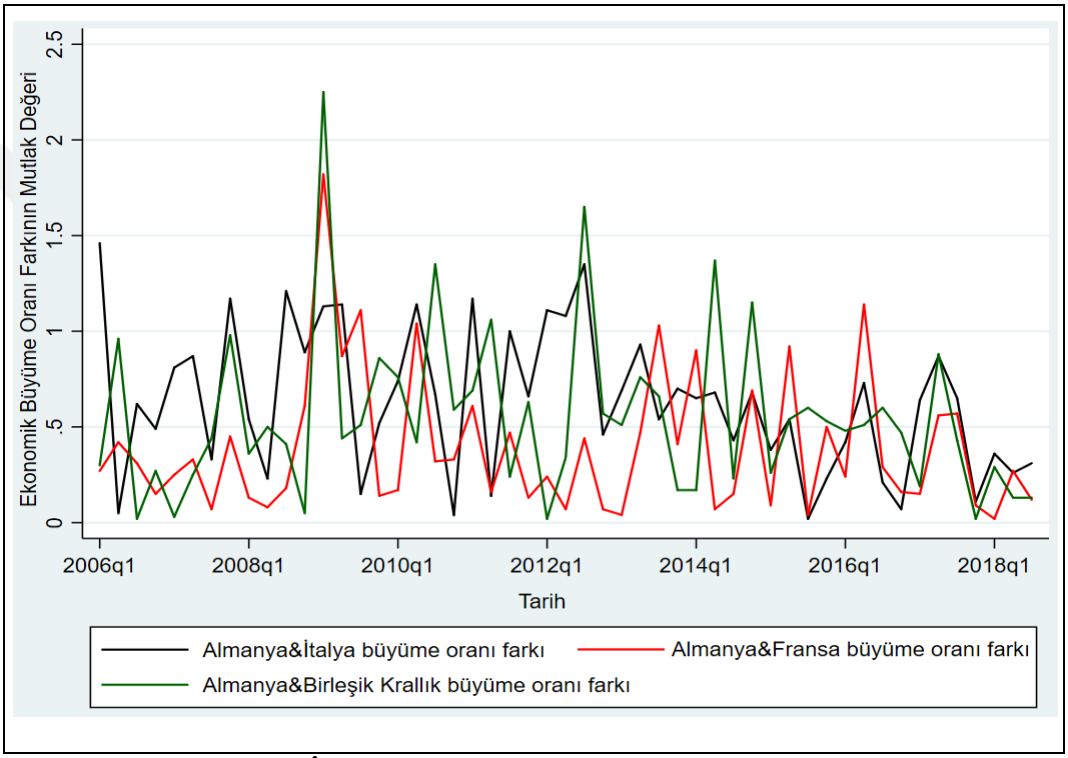


Şekil 4.1: Fransa ve BRICS+T Ülkeleri arasındaki Karşılıklı Ticaret Oranı

Şekil 4.1'de Fransa ve BRICS+T ülkeleri arasındaki karşıklı ticaret ilişkisi yer almaktadır. Şekilde Fransa ile Türkiye arasındaki karşılıklı ticaretin, 2011 yılının üçüncü çeyreğine kadar Fransa ile BRICS ülkeleri arasındaki karşılıklı ticaretten daha güçlü olduğu görülmektedir. Ancak bu dönemden sonra Fransa ile Türkiye arasındaki karşılıklı ticaret zayıflarken Fransa ile Çin arasındaki karşılıklı ticaret artış trendine girmiştir. Fransa ve BRICS+T ülke çiftleri arasında en düşük karşılıklı ticaret ise Fransa ile Güney Afrika ve Fransa ile Hindistan arasında yapılmaktadır. Analizde kullanılan karşılıklı ticaret oranı verisi genel olarak değerlendirildiğinde, G7

ülkelerinin kendi arasındaki karşılıklı ticaretin G7 ve BRICS+T ülkelerinin arasındaki karşıklı ticaretten daha güçlü olduğu görülmüştür.

Ülkelerin ekonomik büyüme oranları arasındaki yakınlığı göstermesi amacıyla her ülke çifti için ülkelerin GSYH büyüme oranları arasındaki farkın mutlak değeri hesap edilmiştir. İki ülkenin ekonomik büyüme oranları arasındaki farkın mutlak değerinin bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon ile negatif yönde ilişkili olması beklenmektedir.

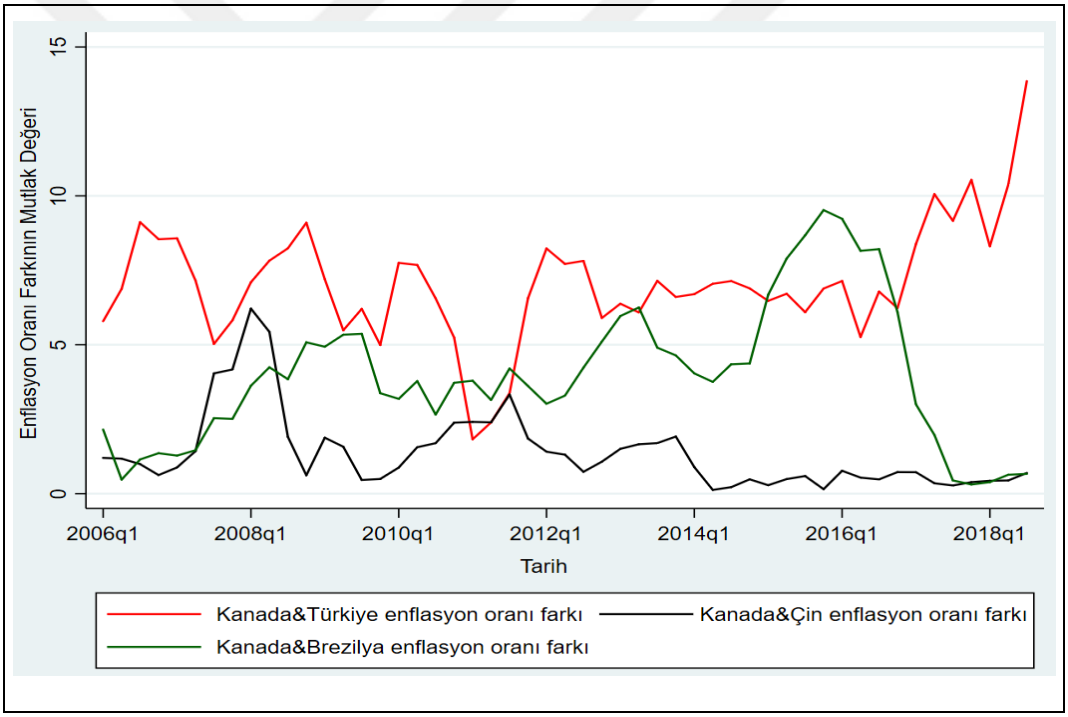


Şekil 4.2: Almanya ile İtalya, Birleşik Krallık ve Fransa arasındaki Ekonomik Büyüme Oranı Farkının Mutlak Değeri

Şekil 4.2'de Almanya-İtalya, Almanya-Birleşik Krallık ve Almanya-Fransa ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farklarının mutlak değeri yer almaktadır. Şekilde bu ülke çiftlerinin GSYH büyüme oranları arasındaki farkların mutlak değerlerinin birbirine yakın oldukları ve zaman içinde benzer hareketler sergiledikleri görülmektedir. Bununla birlikte 2009 yılının birinci çeyreğinde, Almanya-Birleşik Krallık ve Almanya-Fransa ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farklarının en yüksek seviyeye ulaştığı görülmektedir. Ayrıca Almanya ve İtalya arasındaki GSYH büyüme oranı farkı 2015 yılının üçüncü çeyreğinde en düşük değerini almıştır.

Analizde kullanılan ekonomik büyüme oranı farkları verisi tüm ülke çiftleri için değerlendirildiğinde, BRICS+T ülke grubundaki ülkeler arasındaki ekonomik büyüme oranı farklarının diğer ülke çiftlerine göre daha yüksek düzeyde olduğu görülmektedir.

Ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil etmesi amacıyla ülkelerin enflasyon oranı farklarının mutlak değeri her ülke çifti için hesap edilmiştir. İki ülkenin enflasyon oranları arasındaki farkın mutlak değeriyle hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun negatif yönde ilişkili olması beklenmektedir. Başka bir ifadeyle, enflasyon oranları arasındaki farkın yükselmesi ülkelerin uyguladığı ekonomi politikalarının birbirinden uzaklaştığı anlamına gelir ve bu durumda söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin daha düşük olması beklenir.

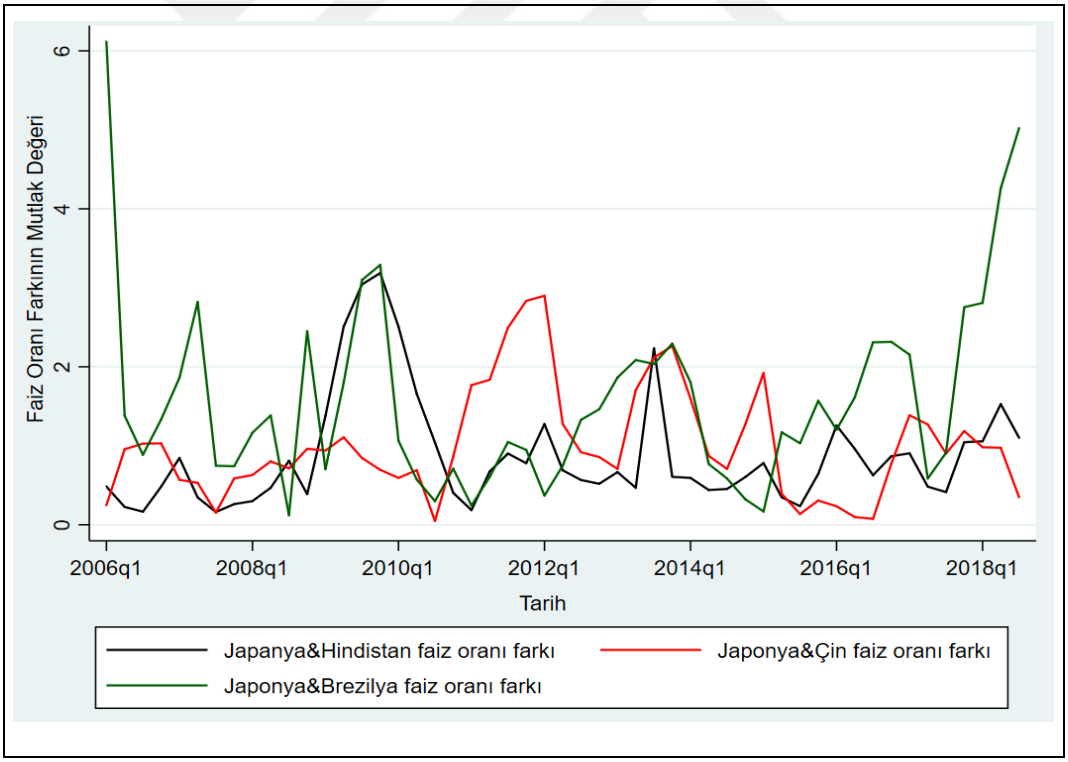


Şekil 4.3: Kanada ile Türkiye, Brezilya ve Çin arasındaki Enflasyon Oranı Farkının Mutlak Değeri

Şekil 4.3'te Kanada-Türkiye, Kanada-Brezilya ve Kanada-Çin ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farklarının mutlak değeri yer almaktadır. Şekilde Kanada ile Çin arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin, Kanada-Brezilya ve Kanada-Türkiye enflasyon oranı farkının mutlak değerinden daha düşük olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, Kanada ile Türkiye enflasyon oranları arasındaki fark 2017 yılının

birinci çeyreğinden sonra artmaya başlarken Kanada ile Brezilya enflasyon oranları arasındaki fark bu dönemden sonra önemli ölçüde düşmüştür. Analizde kullanılan enflasyon oranı farkları verisi tüm ülke çiftleri için değerlendirildiğinde, G7 ülke grubundaki ülkeler arasındaki enflasyon oranı farklarının diğer ülke çiftlerine göre daha düşük düzey olduğu görülmektedir.

Ülkeler arasındaki faiz oranı yakınlığını göstermesi amacıyla her ülke çifti için faiz oranı farkı (term spread) arasındaki farkın mutlak değeri hesap edilmiştir. Faiz oranı farkları (term spread), ülkelerin 10 yıllık devlet tahvil faiz oranları ile 3 aylık bankalar arası faiz oranları arasındaki fark alınarak hesaplanmıştır. İki ülkenin faiz oranları arasındaki farkın mutlak değerinin bu ülkelerin hisse piyasaları arasındaki korelasyon ile negatif yönlü bir ilişki içinde olması beklenmektedir. Diğer bir ifadeyle, ülkelerin faiz oranları arasındaki farkın düşük olması bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin artacağı anlamına gelmektedir.

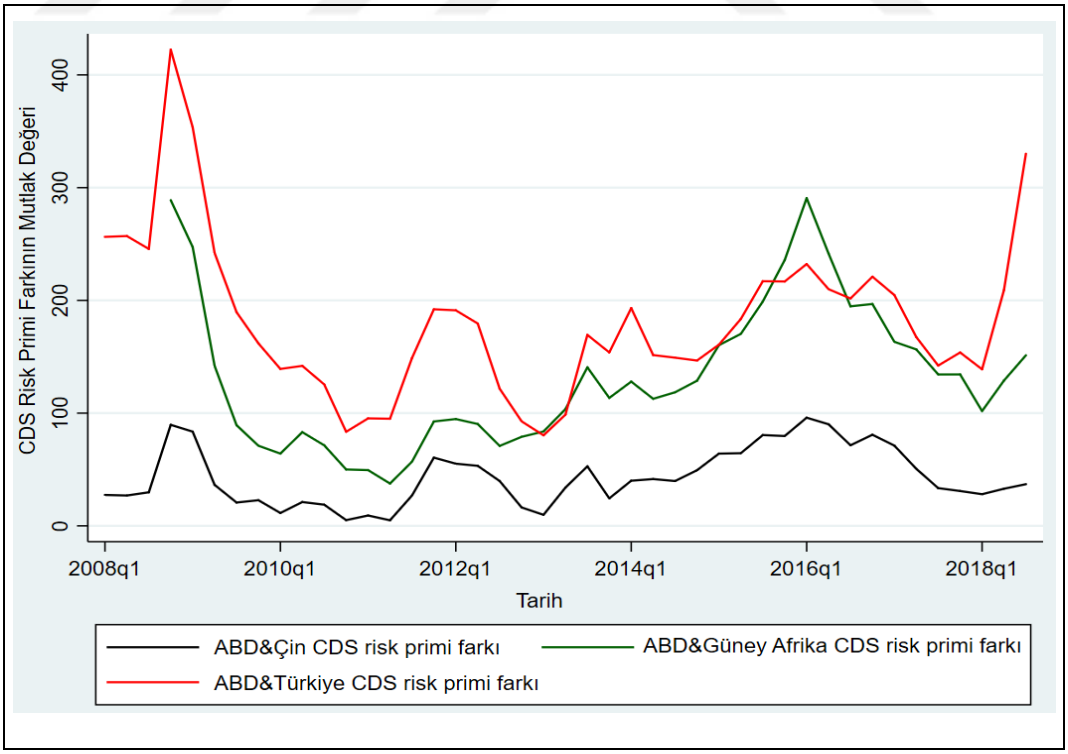


Şekil 4.4: Japonya ile Hindistan, Brezilya ve Çin arasındaki Faiz Oranı Farkının Mutlak Değeri

Şekil 4.4'te Japonya-Hindistan, Japonya-Brezilya ve Japonya-Çin ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farklarının mutlak değeri yer almaktadır. Şekilde Japonya-

Brezilya ülke çifti arasındaki faiz oranı farkının 2006 yılının birinci çeyreğinde en yüksek seviyeye ulaştığı görülmektedir. Bu dönemden sonra düşüşe geçen Japonya ile Brezilya arasındaki faiz oranı farkının 2014 yılının dördüncü çeyreği itibariyle tekrar yükseliş trendine girdiği görülmektedir. Bununla birlikte, Japonya-Çin arasındaki faiz oranı farkı 2017 yılının üçüncü çeyreğinden sonra azalmaya başlamış, Japonya-Hindistan arasındaki faiz oranı farkı ise 2018 yılının ikinci çeyreği itibariyle düşüşe geçmiştir. Analizde kullanılan faiz oranı farkları verisi genel olarak değerlendirildiğinde, BRICS+T ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farklarının diğer ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farklarına göre daha yüksek düzeyde olduğu görülmüştür.

Ülkelerin kredilerini geri ödeme durumlarına ilişkin genel risk düzeylerini yansıtan CDS risk primlerinin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon üzerine etkilerini dikkate almak amacıyla her ülke çifti için ülkelerin 5 yıllık CDS risk primleri arasındaki farkın mutlak değeri hesap edilmiştir. 5 yıllık CDS risk primi verileri Birleşik Krallık ve Güney Afrika için 2008 yılının dördüncü çeyreğinden, Kanada için 2012 yılının üçüncü çeyreğinden ve Hindistan için 2015 yılının birinci çeyreğinden başlarken diğer ülkeler için 2008 yılının birinci çeyreğinden başlamaktadır.



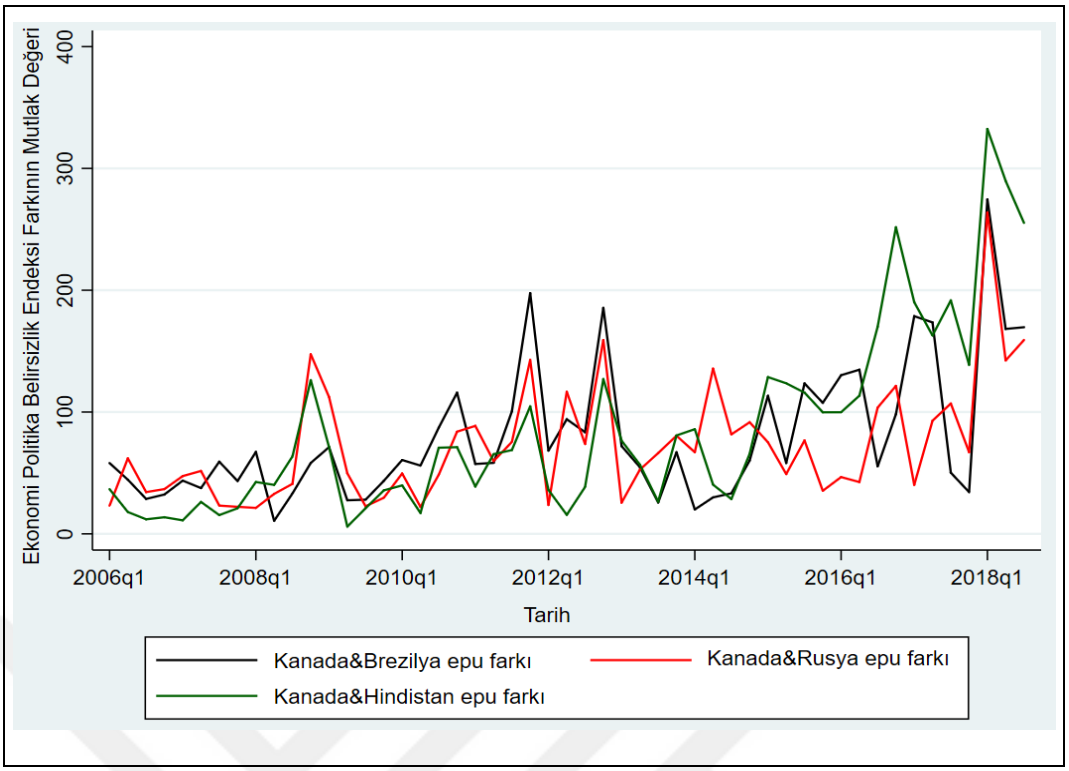
Şekil 4.5: ABD ile Çin, Güney Afrika ve Türkiye arasındaki CDS Risk Primi Farkının Mutlak Değeri

Şekil 4.5'te ABD-Çin, ABD-Güney Afrika ve ABD-Türkiye ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primleri farklarının mutlak değeri yer almaktadır. Şekilde ABD ile Çin arasındaki CDS risk primi farkının, ABD ile Güney Afrika ve ABD ile Türkiye arasındaki CDS risk primi farkından daha düşük olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, 2018 yılının birinci çeyreğinden sonra ABD ile Türkiye arasındaki CDS risk primi farkı önemli ölçüde yükselmiştir. Analizde kullanılan CDS risk primi farklarına ilişkin veriler genel olarak değerlendirildiğinde, G7 ve BRICS+T ülke çiftleri arasındaki CDS risk primi farklarının diğer ülke çiftlerine nazaran daha yüksek düzeyde olduğu görülmüştür.

CDS risk primlerinde meydana gelen artışlar hisse senedi piyasa volatilitesini pozitif yönde etkilemektedir. CDS risk primi yüksek olan ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitesinin daha yüksek olması beklenirken bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun da yüksek olması beklenmektedir. Diğer bir ifadeyle, ülkelerin 5 yıllık CDS risk primleri arasındaki fark ile hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun pozitif yönlü bir ilişki içinde olması beklenmektedir.

Ülkelerin ekonomi politika belirsizlik endeksleri arasındaki yakınlık düzeylerini temsil etmesi amacıyla 55 ülke çifti için ülkelerin ekonomi politika belirsizlik endeksleri arasındaki farkın mutlak değeri hesap edilmiştir. Güney Afrika ve Türkiye'ye ait ekonomi politika belirsizlik endeksi olmadığı için bu ülkelerin içinde bulunduğu ülke çiftleri veri setine dâhil edilmemiştir.

Şekil 4.6'da Kanada-Brezilya, Kanada-Rusya ve Kanada-Hindistan ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeks farklarının mutlak değeri gösterilmektedir. Şekilde bu ülke çiftlerinin ekonomi politika belirsizlik endeksleri arasındaki farkların mutlak değerlerinin birbirine yakın oldukları ve benzer hareketler içinde bulundukları görülmektedir. Bununla birlikte, 2018 yılının birinci çeyreğinde her üç seri de en yüksek seviye ulaşmıştır. Bu tarihte bu ülke çiftlerinin ekonomi politika belirsizlik endeksleri arasındaki fark önemli ölçüde yükselmiştir. Ülkeler arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeks farklılıklarına ilişkin veriler genel olarak değerlendirildiğinde, G7 ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeks farklılıklarının G7 ve BRIC ülkeleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeks farklılıklarına göre daha düşük düzeyde olduğu görülmüştür.



Şekil 4.6: Kanada ile Brezilya, Rusya ve Hindistan arasındaki EPU Farkının Mutlak Değeri

Ülkeler arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeks farklılıklarının azalması ülke ekonomilerinin uyguladıkları politikalar açısından birbirlerine olan yakınlığına işaret etmektedir. Benzer ekonomi politikalarına ve yakın ekonomik göstergelere sahip ekonomilerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin daha yüksek olduğu bilinmektedir. Bu nedenle ülkelerin ekonomi politika belirsizlik endeksleri arasındaki farkın mutlak değeri ile hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun negatif yönlü bir ilişki içinde olması beklenmektedir.

Ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine yakınlık düzeylerinin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon üzerine etkilerini ölçmek amacıyla her ülke çifti için hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirlerine oranı ayrı ayrı hesap edilmiştir. Ülkelerin hisse senedi piyasa volatiliteleri GARCH modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. İki ülkenin hisse senedi piyasa volatilitesinin birbirine uzak olması yani volatilite oranlarının yüksek olması durumunda bu hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun düşük olması beklenmektedir. Bu nedenle volatilite oranı değişkeniyle hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun negatif yönlü bir ilişki içinde olması beklenmektedir.

Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımının analizinde ABD hisse senedi piyasalarının baskın bir role sahip olduğu bilinmektedir. ABD hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaların hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon üzerine etkilerini dikkate almak amacıyla S&P500 endeksinin volatilitesi analize dâhil edilmiştir. S&P500 endeksinin volatilitesi GARCH modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. S&P500 endeksinin volatilitesindeki artışların hisse senedi piyasaları arasında korelasyonu arttırması beklenmektedir. Bu nedenle S&P500 endeksinin volatilitesi ile hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon arasında pozitif yönlü bir ilişkinin var olması beklenmektedir.

Tablo 4.2: Dccmidascorr ve Açıklayıcı Değişkenlere ilişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	corr	bt	gsyh	enf	faiz	cds	epu	voloran	SP500v
Tüm ülke çiftleri									
ortalama	0.402	0.040	4.452	3.737	1.565	97.41	79.79	1.002	0.040
en küçük	-0.017	0.0009	0.010	0.010	0.013	0.354	1.020	0.145	0.010
en büyük	0.968	0.450	32.37	16.47	12.61	663.13	609.16	5.144	0.191
std. sapma	0.201	0.052	5.473	3.208	1.428	91.12	77.47	0.604	0.040
çarpıklık	0.500	4.631	2.137	1.085	2.359	1.804	2.404	1.541	2.646
basıklık	2.752	31.36	7.895	3.851	12.15	8.425	10.34	5.982	9.659
ülke çifti	78	78	78	78	78	78	55	78	78
gözlem	3978	3978	3978	3978	3978	2769	2805	3978	3978
G7 ülke çiftleri									
ortalama	0.553	0.063	0.753	1.094	0.936	42.03	76.77	1.166	0.040
en küçük	0.163	0.006	0.010	0.010	0.013	0.715	1.020	0.271	0.010
en büyük	0.968	0.450	4.220	5.064	4.719	366.31	561.95	5.144	0.191
std. sapma	0.210	0.084	0.627	0.852	0.807	61.84	80.99	0.617	0.040
çarpıklık	0.133	3.128	1.529	1.208	1.821	2.815	2.503	1.464	2.646
basıklık	1.990	13.05	6.217	4.561	7.173	11.88	10.64	5.436	9.659
ülke çifti	21	21	21	21	21	21	21	21	21
gözlem	1071	1071	1071	1071	1071	783	1071	1071	1071
G7 ve BRICS+T ülke çiftleri									
ortalama	0.363	0.032	5.529	5.054	1.635	130.03	80.49	0.788	0.040
en küçük	-0.017	0.001	0.010	0.051	0.048	0.354	2.930	0.145	0.010
en büyük	0.770	0.159	30.32	16.47	11.33	663.13	609.16	3.374	0.191
std. sapma	0.171	0.029	5.744	3.261	1.397	94.09	74.38	0.416	0.040
çarpıklık	0.194	2.257	1.943	0.688	2.392	1.767	2.394	1.228	2.646
basıklık	2.292	8.665	6.830	3.329	12.85	8.647	10.60	4.844	9.659
ülke çifti	42	42	42	42	42	42	28	42	42
gözlem	2142	2142	2142	2142	2142	1493	1428	2142	2142

Notlar: corr; dcc-midas korelasyonlarını, bt; karşılıklı ticareti, gsyh; ülke çiftleri arasındaki büyüme oranı farklarının mutlak değerini, enf; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farklarının mutlak değerini, faiz; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farklarının mutlak değerini, cds; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farklarının mutlak değerini, epu; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farklarının mutlak değerini, voloran; hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını, SP500v; S&P500 endeksinin volatilitesini, std. sapma; standart sapmayı temsil etmektedir.

Analizde kullanılan tüm veriler Thomson Reuters Datastream veri tabanından derlenmiştir. Analizin ikinci aşamasında panel veri analizinde kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.2'de yer almaktadır. Tablo 4.2'nin ilk kısımında tüm ülke çiftlerinin bulunduğu veri setine ilişkin tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tüm ülke çiftlerinin içinde; G7 ülke çiftleri, G7 ve BRICS+T ülke çiftleri ve BRICS+T ülke çiftleri bulunmaktadır. Tablonun ikinci kısımda G7 ülke çiftlerinin içinde bulunduğu veri setine, tablonun son kısmında ise G7 ve BRICS+T ülke çiftlerinin içinde bulunduğu veri setine ilişkin tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır.

4.3. Analiz ve Tahmin Sonuçları

Bu çalışmanın analiz bölümü iki kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda G7 ve BRICS+T ülkelerinin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonlar Colacito, Engle, Ghysels (2011) tarafından geliştirilen DCC-MIDAS metodolojisi kullanılarak kısa dönemli (günlük) ve uzun dönemli (çeyreklik) bileşenlerine ayrılmıştır. Analizin ikinci kısımda ise çeyreklik frekanslı uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlar ile ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin nedenleri Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) ve Sistem GMM (Generalized Method of Moments) yöntemleri kullanılarak araştırılmıştır.

4.3.1. DCC-MIDAS Analizi

Analizde G7 ülkelerinin kendi aralarındaki 21 ülke çifti, BRICS+T ülkelerinin kendi aralarındaki 15 ülke çifti ve G7 ve BRICS+T ülkelerinin kendi arasındaki 42 ülke çifti olmak üzere toplamda 78 ülke çifti için DCC-MIDAS modelleri ayrı ayrı tahmin edilmiştir. DCC-MIDAS modelinin tahmin sürecinde iki aşamalı bir prosedür izlenmektedir[6]. Analizin ilk aşamasında her bir seri için GARCH-MIDAS modelleri tahmin edilirken ikinci aşamada GARCH-MIDAS modellerinden elde edilen standardize edilen kalıntılar kullanılarak DCC-MIDAS modelleri tahmin edilmektedir. GARCH-MIDAS modellinde volatilitenin uzun dönemli bileşeni τ_t için iki farklı durum söz konusudur. Birincisi τ_t'nin sabit zaman uzunluğunda (fixed window)

[6] GARCH-MIDAS ve DCC-MIDAS modelleriyle ilgili ayrıntılı bilgi için tezin MIDAS Yaklaşımı bölümüne bakınız.

olması yani τ'nun herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmemesi, ikincisi ise τ_t bileşenin değişen zaman uzunluğunda olması (rolling window) yani τ'nun herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmesi durumudur.

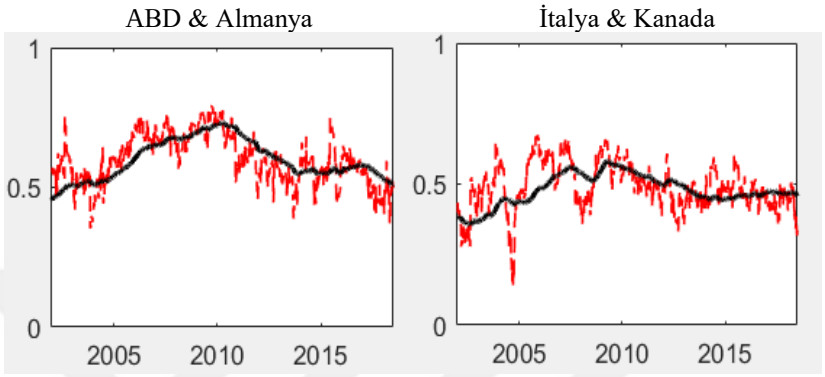
Bu çalışmada DCC-MIDAS modelleri, tahmin edilen uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların sağlamlığını sınamak amacıyla GARCH-MIDAS modelindeki uzun dönemli bileşenin sabit ve değişen zaman uzunluğunda olma durumlarına göre iki ayrı şekilde tahmin edilmiştir[7]. Çalışmanın içinde sunulan DCC-MIDAS modellerine ilişkin tüm sonuçlar değişen zaman uzunluğuna sahip gerçekleşen volatiliteli (RV) GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS modellerinin sonuçlarını göstermektedir. Sabit zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS modellerin sonuçları Ekler bölümünde sunulmuştur.

G7 ülkelerinin kendi aralarındaki 21 ülke çifti için tahmin edilen DCC-MIDAS modellerine ilişkin sonuçların tamamı Ekler bölümünde yer almaktadır. Burada 21 ülke çifti arasından örnek olarak seçilen dört ülke çiftinin (ABD-Almanya, İtalya-Kanada, Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada) sonuçlarına yer verilmiştir. Bu ülke çiftleri G7 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların genel davranışlarını temsil etmesi amacıyla tercih edilmiştir. Örneğin; ABD ile Avrupa ülkeleri arasındaki ilişkiyi temsilen ABD-Almanya, Avrupa ülkeleri ile Kanada arasındaki ilişkiyi temsilen İtalya-Kanada, Avrupa ülkeleri arasındaki ilişkiyi temsilen Birleşik Krallık-Fransa ülke çifti seçilmiştir. Şekil 4.7'de ABD-Almanya ve İtalya-Kanada ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Bu ülke çiftlerine ait hisse senedi piyasa getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları Tablo 4.3'te, DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları ise Tablo 4.4'te yer almaktadır.

Şekil 4.7'nin ilk kısmında ABD ve Almanya'nın hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki seyri yer almaktadır. Şekilde bu piyasalar arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeni, kırmızı kesikli çizgiyle yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ise siyah sürekli çizgi ile gösterilmiştir. Bu

[7] Analizde kullanılan DCC-MIDAS ve GARCH-MIDAS modellerinin tahmininde Eric Ghysels tarafından yazılan MIDAS Matlab Toolbox'ından yararlanılmıştır.

piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun analiz dönemi içindeki ortalaması 0.58'dir. Bu değer, G7 ülke grubundaki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun analiz dönemi içindeki ortalaması olan 0.55'in üzerindedir.



Notlar: Şekilde iki ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Kırmızı çizgi, DCC-MIDAS korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini, siyah çizgi ise DCC-MIDAS korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini temsil etmektedir.

Şekil 4.7: ABD-Almanya ve İtalya-Kanada DCC-MIDAS Korelasyonları

Şeklin ikinci kısmında ise İtalya ve Kanada'nın hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonun kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki davranışları gösterilmiştir. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun analiz dönemi içindeki ortalaması 0.47'dir.

Tablo 4.3'te ilk iki sütunda ABD-Almanya ülke çiftinin, son iki sütunda ise İtalya-Kanada ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirilerine ait GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları yer almaktadır. S&P500 ve DAX30 endeks getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçlarına göre, tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı her iki model için 0.94 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 4.56, ikinci model için 5.02 olarak tahmin edilmiştir. FTSE MIB ve S&P/TSE endeks getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçlarına göre, tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 4.3: ABD-Almanya ve İtalya-Kanada GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Garch-Midas parametreleri	*S&P500*	*DAX30*	*FTSE MIB*	*S&P/TSE*
$\boldsymbol{\mu}$	0.053*	0.067*	0.047***	0.040***
	(0.013)	(0.016)	(0.017)	(0.012)
$\boldsymbol{\alpha}$	0.121***	0.098***	0.104***	0.095***
	(0.009)	(0.009)	(0.007)	(0.009)
$\boldsymbol{\beta}$	0.829***	0.857***	0.854***	0.867***
	(0.015)	(0.018)	(0.014)	(0.017)
$\boldsymbol{\theta}$	0.141***	0.151***	0.182***	0.162***
	(0.012)	(0.015)	(0.009)	(0.014)
$\boldsymbol{\omega}$	4.569***	5.023**	4.572***	6.817**
	(1.481)	(2.040)	(1.228)	(2.658)
$\boldsymbol{m}$	0.674***	0.822***	0.620***	0.504***
	(0.049)	(0.088)	(0.080)	(0.069)
LL	-4392.33	-5290.94	-5999.42	-4386.01
AIC	8796.6	10593.9	12010.8	8784.1
BIC	8834.1	10631.4	12048.8	8821.9

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı her iki model için 0.95'tir. ω ağırlık parametresi birinci model için 4.56, ikinci model için 5.02 olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen tüm modellerde ω ağırlık parametreleri 1'den daha büyük bir değer almıştır. Bununla birlikte, tahmin edilen tüm modellerde θ parametrelerinin 0 ile 1 arasında bir değer aldığı, m parametrelerinin ise pozitif olduğu görülmektedir.

Tablo 4.4'ün ilk sütununda S&P500 ve DAX30 endeks getirileri, ikinci sütununda ise FTSE MIB ve S&P/TSE endeks getirileri için DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları bulunmaktadır.

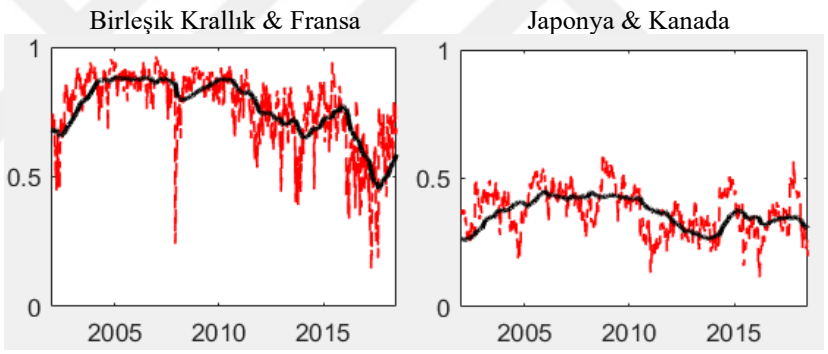
Tablo 4.4: ABD-Almanya ve İtalya-Kanada DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Dcc-Midas parametreleri	*S&P500 vs. DAX30*	*FTSE MIB vs. S&P/TSE*
$\boldsymbol{a}$	0.019***	0.016***
	(0.002)	(0.005)
$\boldsymbol{b}$	0.963***	0.972***
	(0.006)	(0.007)
$\boldsymbol{\omega}$	2.163***	1.035**
	(0.825)	(0.510)
LL	-8476.01	-8815.05
AIC	16958.1	17626.1
BIC	16977.1	17635.1

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Her iki modelde tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. a ve b parametrelerinin toplamı ilk model için 0.97, ikinci model için ise 0.98'dir. ω ağırlık parametresi birinci model için 2.16, ikinci model için 1.03 olarak tahmin edilmiştir. Modellerde MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu AIC ve BIC'i minimize eden değerlere göre tespit edilmiştir. Modellerin tahmin sonuçlarına göre, ABD-Almanya ve İtalya-Kanada ülke çiftleri için hem GARCH-MIDAS modellerinin hem de DCC-MIDAS modellerinin durağanlık koşullarını sağladığı görülmektedir.

Şekil 4.8'de Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Bu ülke çiftlerine ait hisse senedi piyasa getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları Tablo 4.5'te, DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları ise Tablo 4.6'da yer almaktadır.



Notlar: Şekilde iki ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Kırmızı çizgi, DCC-MIDAS korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini, siyah çizgi ise DCC-MIDAS korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini temsil etmektedir.

Şekil 4.8: Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada DCC-MIDAS Korelasyonları

Şekil 4.8'in ilk kısmında Birleşik Krallık ve Fransa hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonun kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki seyri yer almaktadır. Şekilde bu piyasalar arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeni, kırmızı kesikli çizgiyle yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ise siyah sürekli çizgi ile gösterilmiştir. Analiz dönemi içinde bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun

ortalaması 0.72'dir. Bu korelasyon 2018 yılının Şubat ayında 0.45 ile en düşük seviyesine ulaşmıştır. Bu tarihten sonra bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun tekrar yükseliş trendine girdiği görülmektedir. Şeklin ikinci kısmında ise Japonya ve Kanada hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki davranışları gösterilmektedir. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalaması 0.35 düzeyindedir. G7 ülke grubundaki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon ortalamasının Avrupa ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında en yüksek seviyeye ulaştığı görülmüştür. Bu ortalama Almanya ile Birleşik Krallık arasında 0.71, Almanya ile İtalya arasında 0.82, Fransa ile İtalya arasında 0.86 ve Almanya ile Fransa arasında 0.91 düzeyindedir.

Tablo 4.5'in birinci ve ikinci sütununda Birleşik Krallık-Fransa, üçüncü ve dördüncü sütununda ise Japonya-Kanada ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirilerine ait GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları yer almaktadır. FTSE ve CAC40 endeks getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçlarına göre, tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 4.5: Birleşik Krallık- Fransa ve Japonya-Kanada GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Garch-Midas parametreleri	*FTSE*	*CAC40*	*NIKKEI225*	*S&P/TSE*
$\boldsymbol{\mu}$	0.048***	0.058***	0.070***	0.043***
	(0.014)	(0.015)	(0.019)	(0.012)
$\boldsymbol{\alpha}$	0.124***	0.116***	0.134***	0.098***
	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.009)
$\boldsymbol{\beta}$	0.819***	0.833***	0.822***	0.861***
	(0.015)	(0.018)	(0.016)	(0.018)
$\boldsymbol{\theta}$	0.170***	0.174***	0.141***	0.154***
	(0.010)	(0.010)	(0.016)	(0.014)
$\boldsymbol{\omega}$	8.615***	6.884***	7.864**	9.252***
	(2.375)	(2.183)	(3.596)	(3.485)
$\boldsymbol{m}$	0.654***	0.663***	1.008***	0.496***
	(0.066)	(0.077)	(0.115)	(0.069)
$\boldsymbol{LL}$	-5446.69	-5611.62	-5537.67	-4018.26
$\boldsymbol{AIC}$	10905.4	11235.2	11087.3	8048.5
$\boldsymbol{BIC}$	10943.5	11273.4	11125.1	8086.2

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı birinci model için 0.93, ikinci model için 0.94 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 8.61, ikinci model için 6.88 olarak tahmin edilmiştir. NIKKEI225 ve S&P/TSE endeks getirileri için GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına göre, tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı her iki model için 0.95'tir. ω ağırlık parametresi birinci model için 7.86, ikinci model için 9.52 olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen tüm modellerde ω ağırlık parametreleri 1'den daha büyük bir değer almıştır. Bununla birlikte, tahmin edilen tüm modellerde θ parametrelerinin 0 ile 1 arasında bir değer aldığı, m parametrelerinin ise pozitif olduğu görülmektedir.

Tablo 4.6: Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

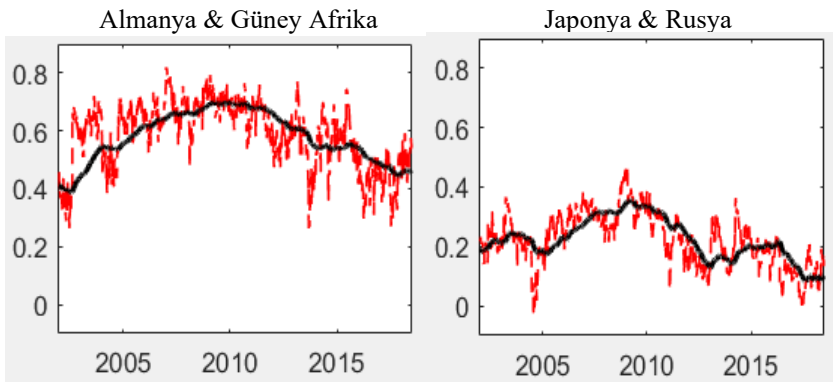
Dcc-Midas parametreleri	*FTSE vs. CAC40*	*NIKKEI225 vs. S&P/TSE*
a	0.066***	0.016***
	(0.005)	(0.004)
b	0.901***	0.968***
	(0.011)	(0.010)
ω	1.428***	1.021**
	(0.432)	(0.485)
LL	-8990.73	-9381.99
AIC	17987.5	18770.1
BIC	18006.5	18788.8

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Tablo 4.6'da ilk sütunda FTSE ve CAC40 endeks getirileri, ikinci sütunda ise NIKKEI225 ve S&P/TSE endeks getirileri için DCC-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları bulunmaktadır. Her iki modelde tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. a ve b parametrelerinin toplamı ilk model için 0.96 ikinci model için ise 0.97 olarak bulunmuştur. ω ağırlık parametresi birinci model için 1.42, ikinci model için 1.02 değerini almıştır. Modellerde MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu AIC ve BIC'i en küçük yapan değerlere göre belirlenmiştir. Modellerin tahmin sonuçlarına göre, Birleşik Krallık-Fransa ve Japonya-Kanada ülke çiftleri için hem GARCH-MIDAS modelleri hem de DCC-MIDAS modelleri durağanlık koşullarını sağlamaktadır.

G7 ve BRICS+T ülkelerinin kendi aralarındaki 42 ülke çifti için tahmin edilen DCC-MIDAS modellerine ilişkin sonuçların tamamı Ekler bölümünde yer almaktadır. Burada 42 ülke çifti arasından örnek olarak seçilen dört ülke çiftinin (Almanya-Güney Afrika, Japonya-Rusya, Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye) sonuçlarına yer verilmiştir. Bu ülke çiftleri G7 ve BRICS+T hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların genel davranışlarını temsil etmesi amacıyla tercih edilmiştir. Şekil 4.9'da Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Bu ülke çiftlerine ait hisse senedi piyasa getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları Tablo 4.7'de, DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları ise Tablo 4.8'de yer almaktadır.

Şekil 4.9'un ilk kısmında Almanya ve Güney Afrika hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki davranışları gösterilmektedir. Şekilde bu piyasalar arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeni, kırmızı kesikli çizgiyle yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ise siyah sürekli çizgi ile gösterilmiştir.



Notlar: Şekilde iki ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Kırmızı çizgi, DCC-MIDAS korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini, siyah çizgi ise DCC-MIDAS korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini temsil etmektedir.

Şekil 4.9: Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya DCC-MIDAS Korelasyonları

Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri 0.55'tir. Bu değer G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri olan 0.36'nın üzerindedir. Şeklin ikinci kısmında ise Japonya ve Rusya hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki seyri yer almaktadır. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların ortalama değeri 0.20'dir. Bu korelasyonun 2017 yılının Şubat ayı itibariyle önemli derecede düştüğü görülmektedir.

Tablo 4.7'nin ilk iki sütununda Almanya-Güney Afrika ülke çiftinin, son iki sütununda ise Japonya ve Rusya ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirilerine ilişkin GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları bulunmaktadır. DAX30 ve FTSE/JSE endeks getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçlarına göre, μ parametresi dışındaki tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı birinci model için 0.95, ikinci model için 0.97'dir. ω ağırlık parametresi birinci model için 4.40 ikinci model için 3.70 olarak tahmin edilmiştir. NIKKEI225 ve RTS endeks getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçlarına göre, tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 4.7: Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Garch-Midas parametreleri	*DAX30*	*FTSE/JSE*	*NIKKEI225*	*RTS*
$\boldsymbol{\mu}$	0.075	0.071	0.065***	0.089***
	(0.015)	(0.015)	(0.018)	(0.027)
$\boldsymbol{\alpha}$	0.094***	0.092***	0.131***	0.104***
	(0.008)	(0.009)	(0.009)	(0.008)
$\boldsymbol{\beta}$	0.863***	0.882***	0.827***	0.853***
	(0.016)	(0.017)	(0.014)	(0.014)
$\boldsymbol{\theta}$	0.149***	0.127***	0.128***	0.097***
	(0.015)	(0.035)	(0.015)	(0.015)
$\boldsymbol{\omega}$	4.401**	3.705*	4.266**	5.485*
	(1.816)	(1.134)	(1.860)	(2.883)
$\boldsymbol{m}$	0.813***	0.874***	1.062***	1.644***
	(0.084)	(0.157)	(0.107)	(0.094)
$\boldsymbol{LL}$	-5764.79	-5379.84	-5716.31	-6882.75
$\boldsymbol{AIC}$	11541.6	10771.7	11444.6	13777.5
$\boldsymbol{BIC}$	11579.6	10809.7	11482.3	13815.2

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı her iki model için 0.95 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 4.26, ikinci model için 5.48 olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen tüm modellerde ω ağırlık parametreleri 1'den daha büyük bir değer almıştır. Bununla birlikte, tahmin edilen tüm modellerde θ parametrelerinin 0 ile 1 arasında bir değer aldığı, m parametrelerinin ise pozitif olduğu görülmektedir.

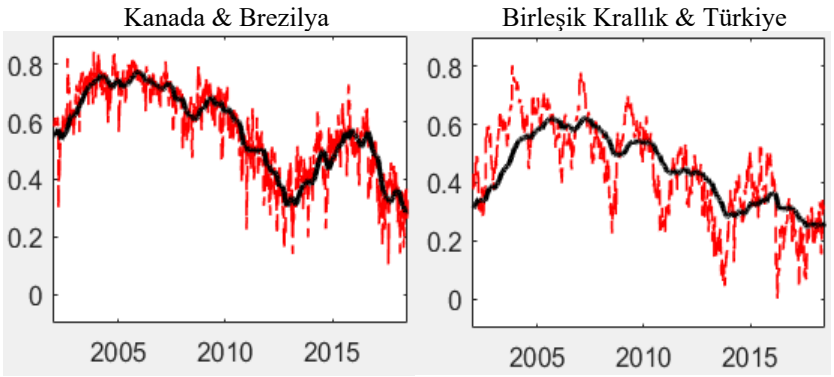
Tablo 4.8: Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Dcc-Midas parametreleri	*DAX30 vs. FTSE/JSE*	*NIKKEI225 vs. RTS*
$\boldsymbol{a}$	0.030***	0.013***
	(0.005)	(0.004)
$\boldsymbol{b}$	0.951***	0.969***
	(0.011)	(0.014)
$\boldsymbol{\omega}$	1.497*	1.051***
	(0.875)	(0.095)
$\boldsymbol{LL}$	-8813.93	-9495.93
$\boldsymbol{AIC}$	17633.9	18997.9
$\boldsymbol{BIC}$	17652.9	19016.7

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Tablo 4.8'de ilk sütunda DAX30 ve FTSE/JSE endeks getirileri, ikinci sütunda ise NIKKEI225 ve RTS endeks getirileri için DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları bulunmaktadır. Her iki modelde tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. a ve b parametrelerinin toplamı birinci model için 0.98, ikinci model için ise 0.97 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 1.49, ikinci model için 1.05 olarak tahmin edilmiştir. Modellerde MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu AIC ve BIC'i en küçük yapan değerlere göre belirlenmiştir. Modellerin tahmin sonuçlarına göre, Almanya-Güney Afrika ve Japonya-Rusya ülke çiftleri için hem GARCH-MIDAS modellerinin hem de DCC-MIDAS modellerinin durağanlık koşullarını sağladığı görülmektedir.

Şekil 4.10'da Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Bu ülke çiftlerine ait hisse senedi piyasa getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları Tablo 4.9'da, DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları ise Tablo 4.10'da yer almaktadır.



Notlar: Şekilde iki ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Kırmızı çizgi, DCC-MIDAS korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini, siyah çizgi ise DCC-MIDAS korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini temsil etmektedir.

Şekil 4.10: Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye DCC-MIDAS Korelasyonları

Şekil 4.10'un ilk kısmında Kanada ve Brezilya hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki davranışları gösterilmektedir. Şekilde bu piyasalar arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeni, kırmızı kesikli çizgiyle yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ise siyah sürekli çizgi ile gösterilmiştir. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri 0.54'tür. Bu korelasyon 2018 yılının Ağustos ayında 0.29 ile analiz dönemi içindeki en düşük seviyesine ulaşmıştır. Şeklin ikinci kısmında ise Birleşik Krallık ve Türkiye hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki seyri gösterilmektedir. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri 0.42'dir. Bu korelasyonun 2016 yılının Ağustos ayı itibariyle düşüşe geçtiği ve 2018 yılının Ağustos ayında 0.27 ile analiz dönemi içindeki en düşük seviyesine ulaştığı görülmüştür.

Tablo 4.9'un ilk iki sütununda Kanada-Brezilya ülke çiftinin, son iki sütununda ise Birleşik Krallık-Türkiye ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirilerine ilişkin GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları bulunmaktadır.

Tablo 4.9: Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Garch-Midas parametreleri	*S&P/TSE*	*BOVESPA*	*FTSE*	*BIST100*
μ	0.042***	0.055**	0.050***	0.111
	(0.012)	(0.024)	(0.014)	(0.023)
α	0.096***	0.074***	0.128***	0.110***
	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.010)
β	0.871***	0.876***	0.801***	0.798***
	(0.015)	(0.022)	(0.019)	(0.024)
θ	0.152***	0.115***	0.184***	0.170***
	(0.016)	(0.020)	(0.010)	(0.011)
ω	5.224**	8.379*	7.209***	5.925***
	(2.062)	(4.447)	(2.125)	(1.597)
m	0.558***	1.314***	0.629***	1.051***
	(0.070)	(0.118)	(0.058)	(0.082)
LL	-4306.14	-6676.98	-5574.19	-7055.7
AIC	8624.2	13366.1	11160.4	14123.4
BIC	8662.1	13403.8	11198.4	14161.4

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

S&P/TSE ve BOVESPA endeks getirileri için GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına göre, tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı birinci model için 0.96, ikinci model için 0.94 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 5.22, ikinci model için 8.37 olarak tahmin edilmiştir. FTSE ve BIST100 endeks getirileri için GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına göre, birinci modelde tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu, ikinci modelde ise μ parametresi dışındaki tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı birinci model için 0.92, ikinci model için 0.90 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 7.20, ikinci model için 5.92 olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen tüm modelde ω ağırlık parametreleri 1'den daha büyük bir değer almıştır. Bununla birlikte, θ parametrelerinin tüm modellerde 0 ile 1 arasında bir değer aldığı, m parametrelerinin ise yine tüm modellerde pozitif olduğu görülmektedir.

Tablo 4.10'da ilk sütunda S&P/TSE ve BOVESPA endeks getirileri, ikinci sütunda ise FTSE ve BIST100 endeks getirileri için DCC-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları yer almaktadır. Her iki modelde tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 4.10: Kanada-Brezilya ve Birleşik Krallık-Türkiye DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

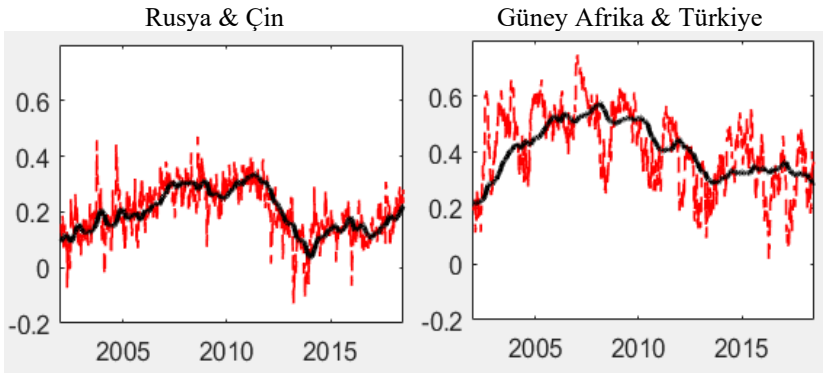
Dcc-Midas parametreleri	*S&P/TSE vs. BOVESPA*	*FTSE vs. BIST100*
a	0.037***	0.022***
	(0.007)	(0.004)
b	0.910***	0.962***
	(0.021)	(0.010)
ω	1.042***	3.340*
	(0.039)	(1.896)
LL	-9503.77	-8117.18
AIC	19013.5	16240.4
BIC	19032.4	16259.3

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

a ve b parametrelerinin toplamı ilk model için 0.94, ikinci model için ise 0.98 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 1.04, ikinci model için 3.34 olarak tahmin edilmiştir. Modellerde MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu AIC ve BIC'i en küçük yapan değere göre tespit edilmiştir. Modellerin tahmin sonuçlarına göre, Kanada-Brezilya ve Güney Afrika-Türkiye ülke çiftleri için hem GARCH-MIDAS modelleri hem de DCC-MIDAS modelleri durağanlık koşullarını sağlamaktadır.

BRICS+T ülkelerinin kendi arasındaki 15 ülke çifti için tahmin edilen DCC-MIDAS modellerine ilişkin sonuçların tamamı Ekler bölümünde bulunmaktadır. Burada 15 ülke çifti arasından örnek olarak seçilen dört ülke çiftinin (Rusya-Çin, Güney Afrika-Türkiye, Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin) sonuçlarına yer verilmiştir. Bu ülke çiftleri BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların genel davranışlarını temsil etmesi amacıyla tercih edilmiştir. Şekil 4.11'de Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Bu ülke çiftlerine ait hisse senedi piyasa getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları Tablo 4.11'de, DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları ise Tablo 4.12'de yer almaktadır.

Şekil 4.11'in ilk kısmında Rusya ve Çin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki seyri yer almaktadır. Şekilde bu piyasalar arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeni, kırmızı kesikli çizgiyle yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ise siyah sürekli çizgi ile gösterilmiştir.



Notlar: Şekilde iki ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Kırmızı çizgi, DCC-MIDAS korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini, siyah çizgi ise DCC-MIDAS korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini temsil etmektedir.

Şekil 4.11: Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye DCC-MIDAS Korelasyonları

Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri 0.17'dir. Bu değer BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri olan 0.30'dan daha düşüktür. Şeklin ikinci kısmında ise Güney Afrika ve Türkiye hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki davranışları gösterilmektedir. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri 0.36'dır. Bu korelasyon 2017 yılının Eylül ayı itibariyle düşmeye başlamış, 2018 yılının Ağustos ayında 0.29 düzeyine kadar gerilemiştir.

Tablo 4.11'de birinci ve ikinci sütunda Rusya-Çin ülke çiftinin, üçüncü ve dördüncü sütunda ise Güney Afrika-Türkiye ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirilerine ilişkin GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları yer almaktadır. RTS ve SHANGHAI endeks getirileri için GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına göre, tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı her iki model için 0.95 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 3.81, ikinci model için 9.11 olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 4.11: Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Garch-Midas parametreleri	*RTS*	*SHANGHAI*	*FTSE/JSE*	*BIST100*
μ	0.086***	0.032*	0.070	0.116***
	(0.027)	(0.019)	(0.015)	(0.023)
α	0.098***	0.068***	0.094***	0.108***
	(0.007)	(0.006)	(0.010)	(0.010)
β	0.861***	0.890***	0.874***	0.800***
	(0.012)	(0.017)	(0.019)	(0.025)
θ	0.091***	0.178***	0.152***	0.172***
	(0.015)	(0.006)	(0.028)	(0.012)
ω	3.817*	9.111**	3.979*	5.943**
	(2.131)	(2.725)	(1.236)	(1.673)
m	1.655***	0.588***	0.804***	1.074***
	(0.090)	(0.075)	(0.131)	(0.083)
LL	-6901.76	-6063.39	-5291.72	-6886.86
AIC	13815.5	12138.8	10595.4	13785.7
BIC	13853.1	12176.4	10633.3	13823.5

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

FTSE/JSE ve BIST100 endeks getirileri için GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına göre, birinci modelde μ parametresi dışındaki tüm parametrelerin, ikinci modelde ise tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı birinci model için 0.96, ikinci model için 0.90 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 3.81, ikinci model için 9.11 olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen tüm modelde ω ağırlık parametreleri 1'den daha büyük bir değer almıştır. Bununla birlikte, θ parametrelerinin tüm modellerde 0 ile 1 arasında bir değer aldığı, m parametrelerinin ise yine tüm modellerde pozitif olduğu görülmektedir.

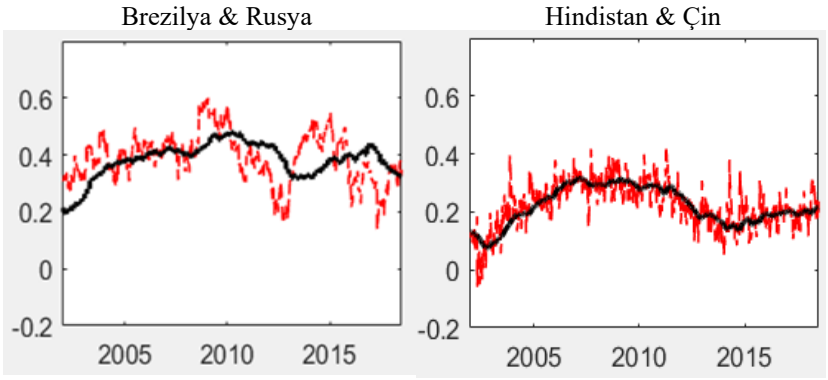
Tablo 4.12'de ilk sütunda RTS ve SHANGHAI endeks getirileri, ikinci sütunda ise FTSE/JSE ve BIST100 endeks getirileri için DCC-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları yer almaktadır. Tahmin edilen tüm parametrelerin her iki modelde de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. a ve b parametrelerinin toplamı ilk model için 0.91, ikinci model için ise 0.97'dır. ω ağırlık parametresi birinci model için 1.96, ikinci model için 1.06 olarak tahmin edilmiştir. Modellerde MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu AIC ve BIC'i minimize eden değerlere göre tespit edilmiştir. Modellerin tahmin sonuçlarına göre, Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye ülke çiftleri için hem GARCH-MIDAS modelleri hem de DCC-MIDAS modelleri durağanlık koşullarını sağlamaktadır.

Tablo 4.12: Rusya-Çin ve Güney Afrika-Türkiye DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Dcc-Midas parametreleri	*RTS vs. SHANGHAI*	*FTSE/JSE vs. BIST100*
a	0.024***	0.026***
	(0.007)	(0.005)
b	0.894***	0.958***
	(0.047)	(0.011)
ω	1.969***	1.062*
	(0.838)	(0.606)
LL	-9398.61	-9380.68
AIC	18803.2	18767.4
BIC	18822.1	18786.3

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Şekil 4.12'de Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Bu ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri için GARCH-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları Tablo 4.13'te DCC-MIDAS parametrelerinin tahmin sonuçları ise Tablo 4.14'te yer almaktadır. Şekil 4.12'nin ilk kısmında Brezilya ve Rusya hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki davranışları gösterilmektedir.



Notlar: Şekilde iki ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının kısa ve uzun dönemli bileşenleri gösterilmektedir. Kırmızı çizgi, DCC-MIDAS korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini, siyah çizgi ise DCC-MIDAS korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini temsil etmektedir.

Şekil 4.12: Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin DCC-MIDAS Korelasyonları

Şekilde bu piyasalar arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeni, kırmızı kesikli çizgiyle yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ise siyah sürekli çizgi ile gösterilmiştir. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri 0.34'tür. Bu değer BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri olan 0.30'un üzerindedir. Şeklin ikinci kısmında ise Hindistan ve Çin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonların kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin zaman içindeki seyri yer almaktadır. Bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonların analiz dönemi içindeki ortalama değeri 0.20'dir.

Tablo 4.13: Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin GARCH-MIDAS Parameterlerinin Tahmin Sonuçları

Garch-Midas parametreleri	*BOVESPA*	*RTS*	*NIFTY500*	*SHANGHAI*
$\boldsymbol{\mu}$	0.067***	0.093***	0.089***	0.018
	(0.024)	(0.026)	(0.017)	(0.019)
$\boldsymbol{\alpha}$	0.079***	0.096***	0.122***	0.070***
	(0.008)	(0.007)	(0.008)	(0.007)
$\boldsymbol{\beta}$	0.888***	0.864***	0.849***	0.879***
	(0.015)	(0.013)	(0.010)	(0.020)
$\boldsymbol{\theta}$	0.095***	0.119***	0.159***	0.204***
	(0.030)	(0.015)	(0.013)	(0.006)
$\boldsymbol{\omega}$	3.285*	4.799**	3.211***	10.086***
	(2.123)	(2.107)	(1.235)	(2.894)
$\boldsymbol{m}$	1.458***	1.528***	0.957***	0.529***
	(0.136)	(0.098)	(0.105)	(0.070)
$\boldsymbol{LL}$	-6450.26	-6886.23	-5368.64	-6022.27
$\boldsymbol{AIC}$	12912.5	13784.5	10749.3	12056.5
$\boldsymbol{BIC}$	12950.2	13822.2	10786.8	12094.1

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Tablo 4.13'ün ilk iki sütununda Brezilya-Rusya ülke çiftinin, son iki sütununda ise Hindistan-Çin ülke çiftinin hisse senedi piyasa getirilerine ilişkin GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları bulunmaktadır. BOVESPA ve RTS endeks getirileri için GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına göre, tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı her iki model için 0.95 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 3.28, ikinci model için 4.79 olarak tahmin edilmiştir.

NIFTY500 ve SHANGHAI endeks getirileri için GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçlarına göre, birinci model için tahmin edilen tüm parametrelerin, ikinci model için μ parametresi dışındaki tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı birinci model için 0.96, ikinci model için 0.94 değerini almıştır. ω ağırlık parametresi birinci model için 3.21, ikinci model için 10.08 olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen tüm modellerde ω ağırlık parametreleri 1'den daha büyük bir değer almıştır. Bununla birlikte, θ parametrelerinin tüm modellerde 0 ile 1 arasında bir değer aldığı, m parametrelerinin ise yine tüm modellerde pozitif olduğu görülmektedir.

Tablo 4.14: Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin DCC-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

Dcc-Midas parametreleri	*BOVESPA vs. RTS*	*NIFTY500 vs. SHANGHAI*
a	0.022***	0.020**
	(0.007)	(0.008)
b	0.933***	0.900***
	(0.040)	(0.062)
ω	3.466***	1.292**
	(1.160)	(0.551)
LL	-9172.80	-8993.86
AIC	18351.6	17993.7
BIC	18370.5	18012.5

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Tablo 4.14'te ilk sütunda BOVESPA ve RTS endeks getirileri, ikinci sütunda ise NIFTY500 ve SHANGHAI endeks getirileri için DCC-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları yer almaktadır. Her iki modelde tahmin edilen tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. a ve b parametrelerinin toplamı ilk model için 0.95, ikinci model için ise 0.92 değerini almıştır. Bununla birlikte ω ağırlık parametresi birinci model için 3.46, ikinci model için 1.29 olarak tahmin edilmiştir. Modellerde MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu AIC ve BIC'i en küçük yapan değerlere göre belirlenmiştir. Modellerin tahmin sonuçlarına göre, Brezilya-Rusya ve Hindistan-Çin ülke çiftleri için hem GARCH-MIDAS modellerinin hem de DCC-MIDAS modellerinin durağanlık koşullarını sağladıkları görülmektedir.

4.3.2. Panel Veri Analizi

Analizin ikinci aşamasında, DCC-MIDAS modellerinden elde edilen çeyreklik frekanslı uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlar ile ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin nedenleri Ocak 2006-Ağustos 2018 döneminde Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) ve Sistem GMM (Generalized Method of Moments) yöntemleri kullanılarak araştırılmıştır.

4.3.2.1. POLS Tahmin Sonuçları

Hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımına neden olan faktörleri ülke grupları özelinde değerlendirebilmek amacıyla veri seti; tüm ülke çiftleri, G7 ülke çiftleri ve G7&BRICS+T ülke çiftleri olmak üzere üç gruba ayrılmıştır. Tüm ülke çiftleri; G7 ülkelerinin kendi aralarındaki, BRICS+T ülkelerinin kendi aralarındaki ve G7&BRICS+T ülkelerin arasındaki karşılıklı ülke çiftleri olmak üzere toplam 78 ülke çiftini kapsamaktadır. G7 ülke çiftleri, G7 ülkelerinin kendi aralarındaki 21 ülke çiftini ve G7&BRICS+T ülke çiftleri, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki karşılıklı 42 ülke çiftini temsil etmektedir. Böylece hem gelişmiş ülkelerin kendi arasındaki ilişki hem de gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin arasındaki karşılıklı ilişki modellenmiştir.

Analizin ikinci aşamasında, ilk olarak tüm ülke çiftleri, G7 ülke çiftleri ve G7&BRICS+T ülke çiftlerinin veri seti için üç ayrı model POLS yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Analizde tahmin edilen modeller aşağıdaki gibidir. Denklem (4.2)'de Model 1, Denklem (4.3)'te Model 2 ve Denklem (4.4)'te Model 3 yer almaktadır.

Model 1:

$$p_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 Karşılıklı\ ticaret_{i,j,t} + \beta_2 GSYH\ büyüme\ oranı_{i,j,t} + \beta_3 Enflasyon\ oranı_{i,j,t} + \beta_4 Faiz\ oranı_{i,j,t} + \varphi S\&P500\ volatilite_t + \lambda Küresel\ kriz_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4.2)$$

Model 2:

$$p_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 Karşılıklı\ ticaret_{i,j,t} + \beta_2 GSYH\ büyüme\ oranı_{i,j,t} + \beta_3 Enflasyon\ oranı_{i,j,t} + \beta_4 Faiz\ oranı_{i,j,t} + \delta CDS\ risk\ primi_{i,j,t} + \gamma Eko.pol.belirsizlik_{i,j,t} + \lambda Küresel\ kriz_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4.3)$$

Model 3:

$$p_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 Karşılıklı\ ticaret_{i,j,t} + \beta_2 GSYH\ büyüme\ oranı_{i,j,t} + \beta_3 Enflasyon\ oranı_{i,j,t} + \beta_4 Faiz\ oranı_{i,j,t} + \delta CDS\ risk\ primi_{i,j,t} + \gamma Eko.pol.belirsizlik_{i,j,t} + \varphi S\&P500\ volatilite_t + \theta Volatilite\ oranı_{i,j,t} + \lambda Küresel\ kriz_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4.4)$$

Tahmin edilen modellerde, $p_{i,j,t}$ t zamanında, i ülkesi ve j ülkesinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki çeyreklik frekanstaki DCC-MIDAS korelasyonunun Fisher Z dönüştürmesini ifade etmektedir. $Karşılıklı\ ticaret_{i,j,t}$ t zamanında i ülkesi ve j ülkesinin dünyayla olan çeyreklik frekanstaki toplam ticaret hacimleri içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini göstermektedir. $GSYH\ büyüme\ oranı_{i,j,t}$ t zamanında i ülkesi ve j ülkesinin çeyreklik GSYH büyüme oranları arasındaki farkın mutlak değerini, $Enflasyon\ oranı_{i,j,t}$ t zamanında i ülkesi ve j ülkesinin çeyreklik enflasyon oranları arasındaki farkın mutlak değerini, $Faiz\ oranı_{i,j,t}$ t zamanında i ülkesi ve j ülkesinin çeyreklik faiz oranı farkları (10 yıllık devlet tahvil faiz oranları ile 3 aylık bankalar arası faiz oranı arasındaki fark) arasındaki farkın mutlak değerini, $CDS\ risk\ primi_{i,j,t}$ t zamanında i ülkesi ve j ülkesinin çeyreklik frekanstaki 5 yıllık CDS risk primi arasındaki farkın mutlak değerini ve $Eko.pol.belirsizlik_{i,j,t}$ t zamanında i ülkesi ve j ülkesinin çeyreklik ekonomi politika belirsizlik endeksleri arasındaki farkın mutlak değerini temsil etmektedir. $S\&P500\ volatilite_t$ t zamanında çeyreklik S&P500 endeksinin volatilitesini, $Volatilite\ oranı_{i,j,t}$ ise t zamanında i ülkesi ve j ülkesinin çeyreklik

hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını ifade etmektedir. Son olarak, $Küresel\ kriz_t$ kukla değişkeni ise 2007 yılının üçüncü çeyreğinden 2009 yılının üçüncü çeyreğine kadar olan dönemi temsil etmektedir (Romer, 2012).

Model 1, Model 2 ve Model 3'ün tüm ülke çiftleri veri seti için POLS tahmin sonuçları Tablo 4.15'te, G7 ülke çiftleri veri seti için POLS tahmin sonuçları Tablo 4.16'da ve G7&BRICS+T ülke çiftleri veri seti için POLS tahmin sonuçları Tablo 4.17'de yer almaktadır.

Tablo 4.15: Tüm Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları

Dccmidascorr	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
Karşılıklı ticaret	0.4150***	0.5624***	0.5509***
	(0.046)	(0.064)	(0.064)
GSYH büyüme oranı	-0.0360***	-0.0458***	-0.0468***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)
Enflasyon oranı	-0.0095***	-0.0174***	-0.0174***
	(0.002)	(0.003)	(0.003)
Faiz oranı	-0.0138***	-0.0365***	-0.0373***
	(0.002)	(0.003)	(0.003)
CDS risk primi		0.0253***	0.0233***
		(0.003)	(0.003)
Eko. pol. belirsizlik		0.0035	0.0035
		(0.004)	(0.004)
S&P500 volatilite	0.8657***		0.1735
	(0.070)		(0.128)
Volatilite oranı			-0.0249***
			(0.006)
Küresel kriz kukla	-0.0262***	-0.0853***	-0.0941***
	(0.008)	(0.013)	(0.015)
Trend	-0.0010***	-0.0068***	-0.0065***
	(0.0001)	(0.0003)	(0.0004)
Sabit	0.3845***	0.4998***	0.5159***
	(0.006)	(0.022)	(0.023)
Ülke çifti sayısı	78	55	55
Gözlem sayısı	3978	1905	1905
Düzeltilmiş R^2	0.209	0.336	0.340
F istatistiği	151.33***	121.42***	99.29***

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr, ülke çiftleri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 4.15'teki tüm ülke çiftleri için tahmin edilen üç ayrı modelin POLS tahmin sonuçlarına göre, karşılıklı ticaret değişkeninin tüm modellerde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuca göre, ülkeler arasındaki karşılıklı ticaretin gücünü temsil eden karşılık ticaret oranındaki artışların ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu arttırdığı söylenebilir. GSYH büyüme oranı, enflasyon oranı ve faiz oranı değişkenlerinin tahmin edilen üç modelde de negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuç, ülke ekonomileri arasındaki GSYH büyüme oranı, enflasyon oranı ve faiz oranı farklarındaki artışların hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu azalttığı anlamına gelmektedir. Diğer bir ifadeyle, ülke ekonomilerinin temel göstergeleri arasındaki farklılık azaldıkça bu ekonomilerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki ortak hareket yükselmektedir. Model 2 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, CDS risk primi değişkeninin her iki modelde de beklentimizle uyumlu şekilde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. ABD hisse senedi piyasa volatilitesinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki korelasyon üzerine etkilerini dikkate almak amacıyla analize dâhil edilen S&P500 endeksinin volatilitesinin, Model 1 sonuçlarına göre pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur.

Ülkeler arasındaki 5 yıllık CDS risk pirimi farklarının dâhil edildiği Model 3 sonuçlarına göre ise S&P500 endeksinin volatilitesi istatistiksel olarak anlamsızdır. Bununla birlikte, volatilite oranı değişkeninin tahmin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, ülkelerin hisse senedi piyasa volatiliteleri arasındaki farklılık arttıkça yani volatilite oranları yükseldikçe bu piyasalar arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun azalacağı anlamına gelmektedir. Diğer taraftan, tüm ülke çiftleri için tahmin edilen modellerde ekonomi politika belirsizlik endeksi değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür.

Tablo 4.16'daki G7 ülke çiftleri için tahmin edilen üç ayrı modelin POLS tahmin sonuçlarına göre, karşılıklı ticaret değişkenin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. G7 ülke çiftleri arasındaki karşılıklı ticari bağların güçlenmesi bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin artacağı anlamına gelmektedir. GSYH büyüme oranı, enflasyon oranı ve faiz oranı değişenlerinin tahmin edilen üç model için de beklentimizle uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur.

Tablo 4.16: G7 Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları

Dccmidascorr	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
Karşılıklı ticaret	0.6687***	0.9553***	0.9403***
	(0.048)	(0.062)	(0.062)
GSYH büyüme oranı	-0.0081**	-0.0082**	-0.0074*
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Enflasyon oranı	-0.0458***	-0.0387***	-0.0381***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Faiz oranı	-0.0162***	-0.0400***	-0.0416***
	(0.004)	(0.005)	(0.005)
CDS risk primi		0.0387***	0.0393***
		(0.003)	(0.003)
Eko. pol. belirsizlik		0.0204***	0.0208***
		(0.005)	(0.005)
S&P500 volatilite	0.6374***		-0.0416
	(0.121)		(0.167)
Volatilite oranı			-0.0181**
			(0.007)
Küresel kriz kukla	-0.0319**	-0.0370**	-0.0325
	(0.014)	(0.017)	(0.021)
Trend	-0.0010***	-0.0050***	-0.0049***
	(0.0003)	(0.0005)	(0.0005)
Sabit	0.4265***	0.3710***	0.3843***
	(0.011)	(0.029)	(0.030)
Ülke çifti sayısı	21	21	21
Gözlem sayısı	1071	783	783
Düzeltilmiş R^2	0.286	0.437	0.440
F istatistiği	62.49***	77.16***	62.59***

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr, ülke çiftleri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

G7 ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farklarının mutlak değerinin ise Model 2 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine pozitif yönde etki ettiği tespit edilmiştir. S&P500 endeksinin volatilitesinin bu piyasalar arasındaki ortak hareket üzerinde pozitif yönlü bir etkisinin olduğunu gösteren Model 1 sonuçlarının aksine ülkeler arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farklarının dâhil edildiği Model 3 sonuçlarına göre S&P500 endeksinin volatilitesinin istatistiksel olarak anlamsız hâle geldiği görülmektedir. Diğer taraftan Model 3 sonuçlarına göre, volatilite oranı değişkeni beklentimizle uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak

anlamlı bulunmuştur. Ayrıca Model 2 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, G7 ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değeri beklentimizin tersi yönde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Tablo 4.17: G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları

Dccmidascorr	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
Karşılıklı ticaret	-0.3956***	-0.2728**	-0.2953**
	(0.103)	(0.116)	(0.115)
GSYH büyüme oranı	-0.0292***	-0.0212***	-0.0229***
	(0.002)	(0.003)	(0.003)
Enflasyon oranı	0.0391***	0.0281***	0.0299***
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Faiz oranı	-0.0017	-0.0158***	-0.0173***
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
CDS risk primi		0.0472***	0.0406***
		(0.004)	(0.005)
Eko. pol. belirsizlik		0.0051	0.0046
		(0.005)	(0.005)
S&P500 volatilite	0.7949***		0.1039
	(0.088)		(0.156)
Volatilite oranı			-0.0558***
			(0.013)
Küresel kriz kukla	-0.0368***	-0.1312***	-0.1274***
	(0.010)	(0.015)	(0.017)
Trend	-0.0009***	-0.0068***	-0.0065***
	(0.0002)	(0.0004)	(0.0005)
Sabit	0.3340***	0.3407***	0.3977***
	(0.010)	(0.031)	(0.034)
Ülke çifti sayısı	42	28	28
Gözlem sayısı	2142	948	948
Düzeltilmiş R^2	0.168	0.374	0.384
F istatistiği	62.89***	71.91***	60.09***

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr, ülke çiftleri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 4.17'deki G7 ve BRICS+T arasındaki karşılıklı ülke çiftleri için tahmin edilen üç ayrı modelin POLS tahmin sonuçlarına göre, karşılıklı ticaret değişkeninin beklentimizin tersi yönünde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Bu sonuç, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki karşılıklı ticari bağların güçlenmesinin

bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine azaltıcı bir etki yaratacağını ima etmektedir. Bu bulgunun G7 ülke çiftleri için tahmin edilen modellerin sonuçlarından farklı olması, G7 ülkeleri ve BRICS+T ülkeleri arasındaki karşılıklı ticaretin gücünün G7 ülkelerinin kendi arasındaki karşılıklı ticarete göre daha düşük olmasından kaynaklandığı söylenebilir. Bununla birlikte tahmin edilen üç modelde GSYH büyüme oranı, Model 2 ve Model 3'te ise faiz oranı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki GSYH büyüme oranı ve faiz oranı farklarının mutlak değerindeki artışların bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi azaltacağı anlamına gelmektedir. Model 1'in tahmin sonuçlarına göre, S&P500 endeksinin volatilitesindeki artışların G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu arttırdığı tespit edilmiştir. Ülkeler arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farklarının dâhil edildiği Model 3 sonuçlarına göre ise S&P500 endeksinin volatilitesinin istatistiksel olarak anlamsız hâle geldiği görülmektedir. G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa volatilitelerinin oranlarını gösteren volatilite oranı değişkeninin tahmin katsayısı ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Model 3 ve Model 4 sonuçlarına göre, CDS risk primi değişkeni beklentimizle uyumlu şekilde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yine Model 3 ve Model 4 sonuçlarına göre, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farklarının mutlak değerinin bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi anlamlı bir şekilde etkilemediği tespit edilmiştir.

Tahmin edilen POLS modellerinde kullanılan bağımlı değişen; değişen zaman uzunluğuna sahip gerçekleşen volatiliteli (RV) GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS korelasyonlarıdır. Tahmin edilen POLS modellerinin sağlamlığını sınamak amacıyla aynı modeller bağımlı değişken olarak; sabit zaman uzunluğuna sahip gerçekleşen volatiliteli (RV) GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS korelasyonları kullanılarak tekrar tahmin edilmiştir. Bu tahminlere ilişkin sonuçlar Ekler bölümünde yer almaktadır. Tüm ülke çiftleri veri seti için POLS tahmini Ek 1'de, G7 ülke çiftleri veri seti için POLS tahmini Ek 2'de ve G7&BRICS+T ülke çiftleri veri seti için POLS tahmini Ek 3'te bulunmaktadır. Bu tahmin sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, bağımlı değişken olarak; değişen zaman uzunluğuna sahip DCC-MIDAS korelasyonlarının kullanıldığı modellerin

tahmin sonuçlarıyla büyük ölçüde uyumlu olduğu, katsayı tahminlerinin büyüklük ve anlamlılık olarak birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir.

POLS yönteminde veri setinin yatay kesit ve zaman boyutu dikkate alınmadan tüm gözlemler bir havuzda toplanarak OLS uygulanmaktadır. Dinamik yapısı belirgin olan panel veri setleri için analiz yaparken zaman serilerine ait özelliklerin dikkate alınması gerekmektedir. Bu tip bir veri seti için POLS uygulanması durumunda hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu ortaya çıkmaktadır. Analizde kullanılan panel veri setinin zaman boyutunun baskınlığı nedeniyle statik modeller yerine dinamik panel veri yöntemlerinin kullanılması gerekmektedir. Veri setinin dinamik yapısını dikkate almak amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele dâhil edilmelidir.

4.3.2.2. Sistem GMM Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin açıklayıcı değişken olarak dâhil edildiği modeller dinamik modellerdir. Bağımlı değişkenin birinci gecikmesinin bulunduğu dinamik bir panel veri modeli şu şekilde yazılabilir:

$$y_{it} = \delta y_{it-1} + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2,\dots N; \quad t = 1,2,\dots T \tag{4.5}$$

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \mu_{it} \tag{4.6}$$

Denklem (4.5)'teki dinamik panel veri modelinde y_{it-1} ile bileşik hata terimi ε_{it}'nin içinde yer alan zaman sabit bireysel etkiler, α_i'nin ilişkili olması içsellik sorununa yol açmaktadır. Bu durumda söz konusu modelin POLS, sabit etkiler ve rassal etkiler yöntemleriyle tahmin edilmesi, sapmalı ve tutarsız tahminler elde edilmesine neden olacaktır (Baltagi, 2005, 135-136). Dinamik panel veri modellerindeki içsellik sorununun çözümü için çeşitli öneriler sunulmuştur. Anderson ve Hsiao (1981), içsellik sorununa sebep olan zaman sabit bireysel etkileri ortadan kaldırmak için modelin farkını almayı ve farkı alınan yeni modele araç değişken (IV) yöntemini uygulamayı önermiştir. Bu yaklaşımda, Δy_{it-1} yerine araç değişken olarak Δy_{it-2} veya y_{it-2}'nin kullanılması önerilmiştir. Arellano ve Bond (1991), Anderson ve Hsiao (1981)'in çalışmasına benzer bir mantıkla zaman sabit bireysel etkileri ortadan kaldırmak için modelin farkını almayı ve yeni modeli, araç değişken (IV) yöntemi yerine daha etkin bir yöntem olan genelleştirilmiş momentler yöntemiyle (GMM) tahmin etmeyi önermiştir. Bu yaklaşımda birinci farkı alınmış modelde, Δy_{it-1} için araç değişken olarak sadece Δy_{it-2} veya y_{it-2}'yi kullanmak yerine bağımlı değişkenin

ikinci gecikmesi dâhil bütün gecikmeli değerlerinin araç değişken olarak kullanılması önerilmiştir. Bu yöntemde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri araç değişken olarak tercih edildiği için hata terimlerinde otokorelasyon olması hâlinde araç değişkenler geçerliliğini yitirecek ve GMM tahmincisi tutarsız olacaktır. Bu nedenle hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığının test edilmesi gerekmektedir. Bu yöntem daha sonra fark GMM olarak adlandırılmıştır.

Bağımlı değişkenin geçmiş değerleriyle yüksek derecede ilişkili olması hâlinde Arellano ve Bond (1991)'in çalışmasında önerilen birinci farklar için bağımlı değişkenin gecikmeli seviye değerlerinin araç değişken olarak kullanılması, gecikmeli seviye değerlerinin zayıf araç değişken olmaları nedeniyle optimal bir yaklaşım olmaz. Arellano ve Bover (1995) ile Blundell ve Bond (1998), bağımlı değişkende yüksek kalıcılık olması durumda ortaya çıkan zayıf araç değişken sorununa karşı birinci fark denklemini ve seviye denklemini bir sistem içinde birleştirerek ele alan sistem GMM yöntemini önermişlerdir. Bu yaklaşımda, fark GMM yönteminde birinci fark denklemi için araç değişken olarak kullanılan bağımlı değişkenin gecikmelerinin yanında, seviye denklemi için bağımlı değişkenin birinci farklarının gecikmeleri araç değişken olarak kullanılmaktadır. Sistem GMM tahmincisi, zayıf araç değişken problemi karşında fark GMM tahmincisine kıyasla daha etkin tahminler vermektedir. Bununla birlikte, sistem GMM yöntemi sonlu örneklem sapmasını azaltarak tahminlerin kesinlik derecesini arttırmaktadır (Baltagi, 2005, 148).

Analizin ikinci aşamasında, POLS tahminlerinin ardından uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin temel belirleyenlerini araştırmak amacıyla tüm ülke çiftleri, G7 ülke çiftleri ve G7&BRICS+T ülke çiftlerinin veri seti için üç ayrı model Sistem GMM yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Analizin bu aşamasında tahmin edilen modeller aşağıdaki gibidir. Denklem (4.7)'de Model 1, Denklem (4.8)'de Model 2 ve Denklem (4.9)'da Model 3 yer almaktadır.

Model 1:

$$p_{i,j,t} = \alpha + \sum_{k=1}^{4} \delta_k p_{i,j,t-k} + \beta_1 Karşılıklı\ ticaret_{i,j,t} + \beta_2 GSYH\ büyüme\ oranı_{\ i,j,t} + \beta_3 Enflasyon\ oranı_{i,j,t} + \beta_4 Faiz\ oranı_{i,j,t} + \varphi S\&P500\ volatilite_t + \lambda Küresel\ kriz_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4.7)$$

Model 2:

$$p_{i,j,t} = \alpha + \sum_{k=1}^{4} \delta_k p_{i,j,t-k} + \beta_1 Karşılıklı\ ticaret_{i,j,t} + \beta_2 GSYH\ büyüme\ oranı_{\ i,j,t} + \beta_3 Enflasyon\ oranı_{i,j,t} + \beta_4 Faiz\ oranı_{i,j,t} + \psi CDS\ risk\ primi_{i,j,t} + \gamma Eko.pol.belirsizlik_{i,j,t} + \lambda Küresel\ kriz_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4.8)$$

Model 3:

$$p_{i,j,t} = \alpha + \sum_{k=1}^{4} \delta_k p_{i,j,t-k} + \beta_1 Karşılıklı\ ticaret_{i,j,t} + \beta_2 GSYH\ büyüme\ oranı_{i,j,t} + \beta_3 Enflasyon\ oranı_{i,j,t} + \beta_4 Faiz\ oranı_{i,j,t} + \psi CDS\ risk\ primi_{i,j,t} + \gamma Eko.pol.belirsizlik_{i,j,t} + \varphi S\&P500\ volatilite_t + \theta Volatilite\ oranı_{i,j,t} + \lambda Küresel\ kriz_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4.9)$$

Tahmin edilen modellerde, bağımlı değişken $p_{i,j,t}$ t zamanında, i ülkesi ve j ülkesinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki çeyreklik frekanstaki DCC-MIDAS korelasyonunun Fisher Z dönüştürmesini, $\sum_{k=1}^{4} \delta_k p_{i,j,t-k}$ ifadesi ise bağımlı değişken $p_{i,j,t}$'nin dördüncü gecikmeye kadar olan gecikmeli değerlerini temsil etmektedir. Model 1, Model 2 ve Model 3'ün tüm ülke çiftleri veri seti için Sistem GMM tahmin sonuçları Tablo 4.18'de, G7 ülke çiftleri veri seti için Sistem GMM tahmin sonuçları Tablo 4.19'da ve G7&BRICS+T ülke çiftleri veri seti için Sistem GMM tahmin sonuçları Tablo 4.20'de yer almaktadır.

Tablo 4.18'deki tüm ülke çiftleri için tahmin edilen üç ayrı modelin Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu etkileyen en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, 5 yıllık CDS risk primi farkları ve ekonomi politika belirsizlik endeksi farkları olduğu görülmüştür.

Tablo 4.18: Tüm Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları

$(\text{Dccmidascorr})_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
$(\text{Dccmidascorr})_{t-1}$	1.2794***	1.3618***	1.3456***
	(0.008)	(0.008)	(0.010)
$(\text{Dccmidascorr})_{t-2}$	-0.4515***	-0.4873***	-0.4704***
	(0.014)	(0.015)	(0.019)
$(\text{Dccmidascorr})_{t-3}$	0.0871***	0.0914***	0.0799***
	(0.011)	(0.008)	(0.013)
Karşılıklı ticaret	-0.0666	-0.0191	0.0183
	(0.065)	(0.092)	(0.084)
GSYH büyüme oranı	-0.0011***	-0.0024***	-0.0025***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
Enflasyon oranı	-0.0009***	-0.0008***	0.00008
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
Faiz oranı	-0.0009***	-0.0005	-0.0010***
	(0.0002)	(0.0003)	(0.0004)
CDS risk primi		0.0093***	0.0067***
		(0.0004)	(0.0004)
Eko. pol. belirsizlik		-0.0013***	-0.0016***
		(0.0003)	(0.0004)
S&P500 volatilite	0.0904***		0.1421***
	(0.003)		(0.012)
Volatilite oranı			-0.0057***
			(0.001)
Küresel kriz kukla	-0.0021***	0.0012***	-0.0098***
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0009)
Trend	-0.0002***	-0.0002***	-0.0001***
	(0.0001)	(0.00003)	(0.00004)
Sabit	0.0869***	-0.0076	0.0032
	(0.010)	(0.006)	(0.004)
Ülke çifti sayısı	78	55	55
Gözlem sayısı	3978	1905	1905
Enstrüman sayısı	150	96	98
Wald istatistiği	1.80e+06***	336501.38***	2.28e+06***
AR(1) Arellano-Bond prob	0.000	0.000	0.000
AR(2) Arellano-Bond prob	0.121	0.173	0.134
AR(3) Arellano-Bond prob	0.123	0.118	0.123
Sargan test prob	0.999	0.999	0.998

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr, ülke çiftleri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

GSYH büyüme oranı değişkeni tahmin edilen üç modelde de negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bununla birlikte ülkeler arasındaki enflasyon oranı farklarının mutlak değerini gösteren enflasyon değişkeninin Model 1 ve Model 2 tahmin sonuçlarına göre, negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Model 1

ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre ise faiz oranı değişkeninin tahmin katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Bu sonuçlar, ülkeler arasındaki makroekonomik göstergelerin büyüklükleri birbirine yaklaştıkça yani bu göstergelerin arasındaki farkın mutlak değeri azaldıkça bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin yükseldiği anlamına gelmektedir. Model 2 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, CDS risk pirimi değişkeninin tahmin katsayısı beklentimizle uyumlu şekilde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Modele S&P500 endeks volatilitesinin etkisinin dâhil edildiği Model 3'te CDS risk priminin etkisinin azaldığı görülmektedir. Yine Model 2 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, ülkelerin ekonomi politika belirsizlik endeksleri arasındaki farkın mutlak değerini gösteren ekonomi politika belirsizlik değişkeninin tahmin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, ülkeler arasındaki ekonomi politika belirsizlik endekslerinin büyüklükleri birbirinden uzaklaştıkça bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun azalacağı anlamına gelmektedir.

ABD hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaların uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki ortak harekete etkisini dikkate almak için analize dâhil edilen S&P500 endeksinin volatilitesinin ise hem Model 1 hem Model 3'te pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum, S&P500 endeksinin volatilitesindeki artışların ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu arttırdığını göstermektedir. Hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil eden volatilite oranı değişkeninin tahmin katsayısı beklentimizle uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ülkeler arasındaki karşılıklı ticaretin gücünü temsil eden karşılıklı ticaret değişkeninin tahmin edilen üç model için de istatistiksel olarak anlamsız olduğu bulunmuştur. Bu sonuç, karşılıklı ticaretin ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli korelasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Bununla birlikte, bağımlı değişken dccmidascorr değişkenin birinci, ikinci ve üçüncü gecikmelerinin tahmin edilen üç modelde de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 4.19'daki G7 ülke çiftleri için tahmin edilen üç ayrı modelin Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu etkileyen en önemli faktörlerin G7 ülkeleri arasındaki enflasyon oranı farkları, faiz oranı farkları ve ekonomi politika belirsizlik

endeksi farkları olduğu görülmüştür. Tahmin edilen üç modelde de enflasyon oranı ve faiz oranı değişkenlerinin tahmin katsayıları beklentimizle uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Tablo 4.19: G7 Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları

$(\text{Dccmidascorr})_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
$(\text{Dccmidascorr})_{t-1}$	1.2908***	1.3096***	1.2716***
	(0.088)	(0.135)	(0.118)
$(\text{Dccmidascorr})_{t-2}$	-0.4907***	-0.4991***	-0.7206***
	(0.154)	(0.110)	(0.216)
$(\text{Dccmidascorr})_{t-3}$	0.4608***	0.3717***	0.6915***
	(0.124)	(0.123)	(0.171)
$(\text{Dccmidascorr})_{t-4}$	-0.2901**	-0.2771***	-0.2633**
	(0.115)	(0.074)	(0.127)
Karşılıklı ticaret	-0.4112	0.2613	-2.7579
	(1.305)	(0.993)	(1.876)
GSYH büyüme oranı	-0.0011***	-0.0004	-0.0006**
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)
Enflasyon oranı	-0.0019**	-0.0031***	-0.0022***
	(0.0008)	(0.0007)	(0.0008)
Faiz oranı	-0.0032***	-0.0042***	-0.0044***
	(0.0008)	(0.0009)	(0.001)
CDS risk primi		0.0033***	0.0027**
		(0.0008)	(0.001)
Eko. pol. belirsizlik		-0.0028***	-0.0031***
		(0.0008)	(0.0008)
S&P500 volatilite	0.1022***		0.1392*
	(0.027)		(0.080)
Volatilite oranı			-0.0022
			(0.002)
Küresel kriz kukla	-0.0022	0.0025	-0.0086*
	(0.003)	(0.003)	(0.004)
Trend	-0.0002	-0.0002	-0.0001
	(0.0002)	(0.0003)	(0.0003)
Sabit	0.0403	0.0343	0.1813
	(0.085)	(0.117)	(0.140)
Ülke çifti sayısı	21	21	21
Gözlem sayısı	1071	783	783
Enstrüman sayısı	101	96	98
Wald istatistiği	2235.44***	5461.17***	7859.04***
AR(1) Arellano-Bond prob	0.001	0.002	0.009
AR(2) Arellano-Bond prob	0.451	0.641	0.115
AR(3) Arellano-Bond prob	0.074	0.387	0.064
Sargan test prob	0.999	0.999	0.998

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr, ülke çiftleri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Model 1 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre ise G7 ülkeleri arasındaki GSYH büyüme oranı farklarının mutlak değerini temsil eden GSYH büyüme oranı değişkeni negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuçlar, G7 ülkelerinin makroekonomik göstergeleri birbirine yaklaştıkça yani bu göstergelerin arasındaki farkın mutlak değeri azaldıkça G7 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin artacağı anlamına gelmektedir. Model 2 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, CDS risk primi değişkeninin tahmin katsayısı her iki modelde de beklentimizle uyumlu şekilde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak Model 3'e S&P500 endeks volatilitesinin dâhil edilmesiyle birlikte CDS risk primi değişkenin, G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine etkisinin azaldığı ve anlamlılığının düştüğü görülmektedir. Ekonomi politika belirsizlik endeksi değişkenin tahmin katsayısı beklentimizle uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, G7 ülkeleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeks farklarındaki artışların bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketi düşüreceği anlamına gelmektedir.

Model 1 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, S&P500 endeks volatilitesinin tahmin katsayısının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. S&P500 endeks volatilitesindeki artışların G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu yükseltici bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Bununla birlikte Model 3 tahmin sonuçlarına göre, G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil eden volatilite oranı değişkeninin, G7 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşim üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür. G7 ülkeleri arasındaki karşılık ticaretin gücünü temsil eden karşılıklı ticaret değişkenin tahmin edilen üç model için de istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, karşılıklı ticaretin G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir. Diğer taraftan, bağımlı değişken dccmidascorr değişkenin birinci, ikinci, üçüncü ve dördüncü gecikmelerinin tahmin edilen üç modelde de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 4.20'deki G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için tahmin edilen üç ayrı modelin Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine etki eden en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, faiz oranı

farkları ve CDS risk primi farkları olduğu görülmüştür. Tahmin edilen üç modelde de GSYH büyüme oranı ve faiz oranı değişkenlerinin tahmin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 4.20: G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları

$(\text{Dccmidascorr})_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
$(\text{Dccmidascorr})_{t-1}$	1.3339***	1.3304***	1.4048***
	(0.016)	(0.033)	(0.042)
$(\text{Dccmidascorr})_{t-2}$	-0.4788***	-0.3964***	-0.5630***
	(0.022)	(0.043)	(0.053)
$(\text{Dccmidascorr})_{t-3}$	0.0726***		0.0906
	(0.010)		(0.055)
Karşılıklı ticaret	-0.0522	-0.4752	0.3818
	(0.474)	(0.373)	(1.150)
GSYH büyüme oranı	-0.0020***	-0.0029***	-0.0037***
	(0.0002)	(0.0003)	(0.0006)
Enflasyon oranı	0.0012	-0.0021*	0.0002
	(0.0008)	(0.001)	(0.001)
Faiz oranı	-0.0024***	-0.0014**	-0.0022***
	(0.0002)	(0.0006)	(0.0007)
CDS risk primi		0.0116***	0.0070***
		(0.001)	(0.001)
Eko. pol. belirsizlik		0.0003	-0.0015
		(0.001)	(0.001)
S&P500 volatilite	0.1010***		0.2249***
	(0.005)		(0.038)
Volatilite oranı			-0.0134***
			(0.002)
Küresel kriz kukla	-0.0004	-0.0088***	-0.0196***
	(0.0008)	(0.002)	(0.003)
Trend	-0.0002***	-0.0008***	-0.0004***
	(0.00004)	(0.00009)	(0.0001)
Sabit	0.0298*	0.0230	0.0062
	(0.015)	(0.023)	(0.052)
Ülke çifti sayısı	42	28	28
Gözlem sayısı	2142	948	948
Enstrüman sayısı	103	96	98
Wald istatistiği	51162.17***	8686.90***	12976.39***
AR(1) Arellano-Bond prob	0.000	0.000	0.000
AR(2) Arellano-Bond prob	0.094	0.098	0.298
AR(3) Arellano-Bond prob	0.103	0.154	0.232
Sargan test prob	0.999	0.998	0.999

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr, ülke çiftleri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki enflasyon oranı farklarının bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine Model 2 dışındaki modellerde anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Model 2'de ise enflasyon oranı değişkenin tahmin katsayısının negatif ve istatistiksel olarak düşük anlamlılığa sahip olduğu bulunmuştur. Model 2 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre, CDS risk primi değişkeninin tahmin katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu değişkenin tahmin katsayısının, S&P500 endeksinin volatilitesinin bulunmadığı Model 2'de S&P500 endeksinin volatilitesinin dâhil edildiği Model 3'e göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, S&P500 endeksinin volatilitesinin Model 1 ve Model 3 tahmin sonuçlarına göre beklentimizle uyumlu şekilde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç, S&P500 endeks volatilitesindeki artışların G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi yukarı yönlü olarak etkilediği anlamına gelmektedir.

G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını ifade eden volatilite oranı değişkeni beklentimizle uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa volatiliteleri arasındaki farklılık artıkça yani volatilite oranı yükseldikçe bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun azalacağını göstermektedir. Diğer taraftan, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farklarının mutlak değerini temsil eden ekonomi politika belirsizlik değişkeninin tahmin edilen modellerde istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Diğer bir ifadeyle, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farklılıklarının bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu açıklamada anlamlı bir etkiye sahip olmadığı söylenebilir. G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki karşılıklı ticaretin gücünü temsil eden karşılıklı ticaret değişkeninin tahmin edilen üç modelde de istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, bağımlı değişken dccmidascorr değişkenin Model 1'de birinci, ikinci ve üçüncü gecikmelerinin Model 2 ve Model 3'te ise birinci ve ikinci gecikmelerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tahmin edilen Sistem GMM modellerinde kullanılan bağımlı değişen; değişen zaman uzunluğuna sahip gerçekleşen volatiliteli (RV) GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS korelasyonlarıdır. Tahmin edilen Sistem GMM modellerinin sağlamlığını sınamak amacıyla aynı modeller bağımlı değişken olarak; sabit zaman

uzunluğuna sahip gerçekleşen volatiliteli (RV) GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS korelasyonları kullanılarak tekrar tahmin edilmiştir. Bu tahminlere ilişkin sonuçlar Ekler bölümünde yer almaktadır. Tüm ülke çiftleri veri seti için Sistem GMM tahmini Ek 4'te, G7 ülke çiftleri veri seti için Sistem GMM tahmini Ek 5'te ve G7&BRICS+T ülke çiftleri veri seti için Sistem GMM tahmini Ek 6'da bulunmaktadır. Bu tahmin sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, bağımlı değişken olarak; değişen zaman uzunluğuna sahip DCC-MIDAS korelasyonlarının kullanıldığı modellerin tahmin sonuçlarıyla büyük ölçüde uyum içinde olduğu ve katsayı tahminlerinin anlamlılıklarının ve büyüklüklerinin birbirine yakın olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, dccmidascorr bağımlı değişkeninin değişen zaman uzunluğuna sahip DCC-MIDAS korelasyonlarının kullanıldığı modellere göre daha az sayıda gecikmesinin modellerde yer aldığı görülmüştür.

Tahmin sonuçları hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin nedenlerini araştıran ilgili literatürün sonuçlarıyla karşılaştırıldığında; GSYH büyüme oranı değişkeninin tahmin katsayısının, Mollah, Quoreshi, Zafirov (2016)'nın bulgularının aksine Mobarek ve diğ. (2016), Nitoi ve Pochea (2019)'ın bulgularıyla uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Enflasyon oranı değişkeninin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu Beine ve Candelon (2011) ve Asgharian, Hess, Liu (2013)'nin sonuçlarının tersine tahmin sonuçlarına göre enflasyon oranı değişkeni, Luchtenberg ve Vu (2015), Mobarek ve diğ. (2016) ve Nitoi ve Pochea (2019)'ın bulgularıyla uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Faiz oranı değişkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareket üzerine anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşan Pretorius (2002), Büttner ve Hayo (2011) ve Mollah, Quoreshi, Zafirov (2016) bulgularının aksine faiz oranı değişkeninin tahmin katsayısı Luchtenberg ve Vu (2015), Mobarek ve diğ. (2016) ve Vithessonthi ve Kumarasinghe (2016)'nin bulgularıyla uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Karşılıklı ticaret değişkenin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi pozitif yönlü etkilediği sonucuna ulaşan Pretorius (2002), Tavares (2009) ve Beine ve Candelon (2011)'in bulgularının tersine, karşılıklı ticaret değişkeninin tahmin katsayısı Didier, Love, Peria (2012), Vithessonthi ve Kumarasinghe (2016) ve Thomas, Kashiramka, Yadav (2019)'ın bulgularına benzer şekilde istatistiki olarak anlamsız bulunmuştur. CDS risk primi değişkenin tahmin katsayısı ise Min ve Hwang (2012) ve Kim, Kim, Lee (2015)'in

bulgularıyla uyumlu şekilde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Son olarak; volatilite oranı değişkeninin tahmin katsayısı, Thomas, Kashiramka ve Yadav (2019)'in bulgularıyla uyumlu şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

4.4. Sonuç

Tezin bu bölümünde, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı ve volatilite yayılımına etki eden temel faktörlerin analizi amaçlanmıştır. Bu amaç için çalışmada iki aşamalı bir analiz prosedürü takip edilmiştir. İlk aşamada, G7 ve BRICS+T ülkelerinin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyon Colacito, Engle, Ghysels (2011) tarafından geliştirilen DCC-MIDAS modeli kullanılarak 1 Ocak 2002-19 Eylül 2018 döneminde 78 ülke çifti için kısa dönemli (günlük) ve uzun dönemli (çeyreklik) bileşenlerine ayrılmıştır. İkinci aşamada ise DCC-MIDAS modellerinden elde edilen çeyreklik frekanslı uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlar ile ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin nedenleri Ocak 2006-Ağustos 2018 periyotunda POLS ve Sistem GMM yöntemleriyle analiz edilmiştir. Ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki korelasyonun yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeninin, ülkeler arasındaki ekonomik yakınlığı temsil eden düşük frekanslı makroekonomik değişkenlerle ilişkili olması beklenmektedir. DCC-MIDAS analizinde sonuçların sağlamlığını sınamak amacıyla iki farklı yaklaşım takip edilmiştir. Bu yaklaşımlardan birincisi, değişken zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS modelleri ikincisi ise sabit zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS modelleridir. DCC-MIDAS analizinin sonuçlarına göre, G7 ülkelerinin kendi aralarındaki, BRICS+T ülkelerinin kendi aralarındaki ve G7&BRICS+T ülkelerinin arasındaki karşılıklı ülke çiftleri içinde en yüksek DCC-MIDAS korelasyonlarının G7 ülke çiftlerine ait olduğu görülmüştür. G7 ülke çiftleri arasından ise en yüksek DCC-MIDAS korelasyonları Avrupa ülkelerinin kendi arasındaki ülke çiftlerine aittir. Bununla birlikte, G7 ülke çiftlerinden sonra en yüksek DCC-MIDAS korelasyonları G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için en düşük DCC-MIDAS korelasyonları ise BRICS+T ülke çiftleri için tahmin edilmiştir.

Analizin ikinci aşamasında, DCC-MIDAS analizinden elde edilen ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonuna etki eden temel faktörler karşılıklı ticaret, GSYH büyüme oranı, enflasyon oranı, faiz oranı, CDS risk primi ve ekonomi politika belirsizlik endekleri arasındaki farkların mutlak değeri gibi ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden bir takım makroekonomik değişkenler kullanılarak araştırılmıştır. Tüm ülke çiftlerini kapsayan veri setinin yanında G7 ülke çiftlerini ve G7&BRICS+T ülke çiftlerini kapsayan veri seti için ayrı tahminler yapılmıştır. Böylece hem gelişmiş ülkelerin kendi arasındaki ilişkiler hem de gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin kendi aralarındaki ilişkiler ayrı modellerle ele alınmıştır.

Analize dâhil edilen tüm ülke çiftlerine ilişkin Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, uluslararası hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu açıklayan en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, 5 yıllık CDS risk primi farkları ve ekonomi politika belirsizlik endeksi farkları olduğu bulunmuştur. Bu bulgular, ülkelerin GSYH büyüme oranı ve ekonomi politika belirsizlik endeksi büyüklükleri birbirine yaklaştıkça hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin artış göstereceği anlamına gelmektedir. Gelişmiş ülkelerin arasındaki ilişkileri temsil eden G7 ülke çiftleri için Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu etkileyen en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki faiz oranı farkları, enflasyon oranı farkları ve 5 yıllık CDS risk primi farkları olduğu görülmüştür. Bu bulgulara göre, G7 ülkeleri arasındaki enflasyon ve faiz oranları birbirinden uzaklaştıkça kısacası bu göstergelerin büyüklükleri arasındaki farkın mutlak değeri arttıkça bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin azalacağı söylenebilir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki ilişkileri temsil eden G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu etkileyen en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, faiz oranı farkları ve 5 yıllık CDS risk primi farkları olduğu bulunmuştur. Bu sonuçlara göre, G7 ve BRICS+T ülkeleri arasındaki GSYH büyüme oranı farklarının ve faiz oranı farklarının mutlak değeri azaldıkça bu ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin yükselmesi beklenmektedir.

Ülkeler arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farklarının mutlak değerini gösteren CDS risk primi değişkeni, tahmin edilen tüm modellerde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu tahmin sonuçlarına göre, G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için CDS risk pirimi değişkenin ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine etkisinin G7 ülke çiftlerine göre daha yüksek olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, ekonomi politika belirsizlik endeksi değişkeninin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine etkisinin G7 ülke çiftleri için negatif istatistiksel olarak anlamlı, G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu bulunmuştur. ABD hisse senedi piyasa volatilitesinin uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki ortak harekete etkisini dikkate almak için analize dâhil edilen S&P500 endeks volatilitesi değişkeni tahmin edilen modellerde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu, S&P500 endeks volatilitesindeki artışların hem G7 ülke çiftlerinin hem G7 ve BRICS+T ülke çiftlerinin hem de BRICS+T ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu arttırdığını göstermektedir. Bununla birlikte, hisse senedi piyasalarının volatiliteleri arasındaki yakınlık düzeyini ifade eden volatilite oranı değişkeninin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine etkisinin G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için negatif ve istatistiksel olarak anlamlı, G7 ülke çiftleri için ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Diğer taraftan, tüm ülke çiftleri, G7 ülke çiftleri ve G7&BRICS+T ülke çiftleri veri seti için tahmin edilen Sistem GMM modellerine ilişkin sonuçlara göre, ülkeler arasındaki karşılıklı ticaretin gücünü temsil eden karşılıklı ticaret değişkeninin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

5. TÜRKİYE HİSSE SENEDİ PİYASA VOLATİLİTESİNİN MAKROEKONOMİK TEMELLERİ: GARCH-MIDAS YAKLAŞIMI

5.1. Giriş

Hisse senedi piyasa volatilitesinin analizi finans yazınının önemli konularından biridir. Finansal piyasaların makroekonomik değişkenlere ait bilgiyi yansıtması nedeniyle hisse senedi piyasa volatilitesinin temelde ülke ekonomisine ait faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru ve sanayi üretimi gibi makroekonomik değişkenlerin hareketlerinden etkilendiği varsayılır (Schwert, 1989). Bu makroekonomik faktörler iç faktörler olarak nitelendirilebilir. Bununla birlikte hisse senedi piyasa volatilitesinin diğer ülkelerin, özellikle gelişmiş ülkelerin, hisse senedi piyasalarından volatilite yayılımı yoluyla etkilendiği varsayılmaktadır (Eun ve Shim, 1989). Bu faktörler ise volatilitenin dış kaynakları olarak kabul edilmektedir. Hisse senedi piyasa getirisi ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişki için teorik motivasyon indirgenmiş bugünkü değer modeli aracılığıyla kurulabilir. Bu modelde hisse senedi piyasa getirisi basit şekilde beklenen gelecekteki nakit akışlarının bugüne indirgenmiş değeri olarak ifade edildiği için gelecekteki nakit akışlarını veya iskonto faktörünü etkileyen makroekonomik değişkenlerin hisse senedi piyasa getirisini etkilemesi beklenmektedir (Fama, 1981). Benzer şekilde hisse senedi piyasa volatilitesi gelecekteki iskonto oranının ve gelecekteki nakit akışlarının volatilitesine bağlı olmalıdır. Hisse senedi piyasa getirisi ekonomik aktiviteye dayalı olduğu için gelecekteki makroekonomik koşullarla ilgili belirsizliklerin hisse senedi piyasa volatilitesini etkilemesi muhtemeldir.

Hisse senedi piyasa volatilitesi üzerine yapılmış çok fazla çalışma olmasına rağmen hisse senedi piyasalarının neden volatil oldukları, volatilitelerinin zaman içinde hangi faktörler sebebiyle değiştiğinin araştırılması genellikle ihmal edilmiştir. Hisse senedi piyasa volatilitesine sebep olan kaynakların irdelenmesi ve volatilitenin ekonomideki temel gelişmelerden, finansal ve diğer faktörlerden ne ölçüde etkilendiğinin

anlaşılması politika yapıcılar, portföy yöneticileri yatırımcılar ve diğer finansal piyasa aktörleri için önemli çıkarımlar sunmaktadır.

Türkiye hisse senedi piyasası üzerine yapılan çalışmaların büyük çoğunluğunda hisse senedi piyasa getirisi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir (örneğin, Yılmaz, Güngör ve Kaya, 1997; Kasman, 2006; Tiryaki, Ceylan ve Erdoğan; 2018). Bununla birlikte Türkiye hisse senedi piyasa volatilitesini analiz eden çalışmaların büyük kısmında ise hisse senedi piyasasının volatilite yapısı üzerine odaklanılmıştır (Aygören, 2006). Literatürde Türkiye hisse senedi piyasa volatilitesinin makroekonomik sebeplerini inceleyen az sayıda çalışma bulunmaktadır (örneğin, Kasman, 1997; Erdem, Arslan ve Erdem, 2005). Bu çalışmalarda ise hisse senedi piyasa volatilitesinin sebebi genellikle enflasyon (Saryal, 2007), döviz kuru (Tokat, 2013) ve işlem hacmi (Kıran, 2010) gibi tek bir faktörle açıklanmıştır.

Tezin bu bölümünde günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasa volatilitesinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile aylık makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki iki aşamalı bir modelleme yardımıyla araştırılmıştır. İlk olarak, piyasa volatilitesinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilmiştir. İkinci adımda, BIST100 endeksi volatilitesinin uzun dönemli bileşenini belirleyen faktörleri ortaya koymak amacıyla bir dinamik model tahmin edilmiştir. Bu modelde açıklayıcı iç faktörler olarak 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı; dış faktör olarak ise S&P500 endeksinin volatilitesi kullanılmıştır. Mevcut literatürden farklı olarak bu çalışmada günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasası volatilitesinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile aylık makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışma bu yönüyle ilgili literatürde ilk olma özelliği taşımaktadır. Ayrıca çalışmada, literatürde şimdiye kadar kullanılan makroekonomik değişkenlere ek olarak reel sektör güven endeksi ve CDS risk primi uzun dönemli volatiliteyi açıklayıcı faktör olarak kullanılmıştır.

5.2. Literatür Özeti

Hisse senedi piyasa volatilitesinin sebeplerini inceleyen ilk çalışmalardan biri olan Schwert (1989), ABD hisse senedi piyasa volatilitesi ile reel ve nominal makroekonomik volatilite, ekonomik aktivite seviyesi, finansal kaldıraç ve hisse senedi piyasası işlem hacmi arasındaki ilişkiyi 1857-1987 dönemi için VAR modelini

kullanarak araştırmıştır. Bu çalışmaya benzer şekilde, Liljeblom ve Stenius (1997) 1920-1991 döneminde Finlandiya hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik volatilite arasındaki ilişkiyi VAR yöntemiyle analiz etmişlerdir. Çalışmada ayrıca hisse senedi piyasa volatilitesi ve işlem hacmindeki artış arasındaki ilişki incelenmiş ve ilişkinin zayıf ve negatif yönlü olduğu bulunmuştur. Kearney ve Daly (1998) Avustralya hisse senedi piyasasının volatilitesi ve finansal değişkenlerin volatilitesi arasındaki ilişkiyi 1972-1994 döneminde incelemişlerdir. Analizin sonuçları, Avustralya hisse senedi piyasa volatilitesinin en önemli belirleyicisinin piyasa volatilitesiyle doğrudan ilişkili olan enflasyon ve faiz oranının volatilitesi olduğunu; para arzı, sanayi üretimi ve cari hesap açığı değişkenlerinin volatilitesinin ise piyasa volatilitesi ile dolaylı şekilde ilişkili olduğunu göstermiştir.

Morelli (2002) çalışmasında Birleşik Krallığın hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik değişkenlerin volatilitesi arasındaki ilişkiyi araştırmak amacıyla VAR modelini kullanmıştır. Koşullu volatiliteler ARCH/GARCH modelleri kullanılarak tahmin edilmiştir. Hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik değişkenlerin volatilitesi arasında anlamlı bir ilişki olduğu ancak çalışmada kullanılan makroekonomik değişkenlerin volatilitesinin hisse senedi piyasa volatilitesini açıklayamadığı sonucuna ulaşılmıştır. Beltratti ve Morana (2006), S&P500'ün volatilitesi ile bazı makroekonomik faktörlerin volatilitesi arasındaki ilişkiyi ortak uzun hafızalı faktör modelini kullanarak 1970-2001 dönemi için incelemişlerdir. Çalışmada enflasyon oranı, faiz oranı, büyüme oranı, M1 parasal büyüme oranı, sanayi üretimi büyüme oranı ve hisse senedi piyasa endeksine ait aylık veriler kullanılmıştır. Sonuçlar makroekonomik volatilite ve hisse senedi piyasa volatilitesi arasında iki yönlü bir ilişki olduğunu göstermiştir.

Engle ve Rangel (2008) çalışmalarında 48 ülke için hisse senedi piyasa volatilitesinin düşük frekanslı bileşenlerini Spline-GARCH modelini kullanarak tahmin etmişler ve ayrıca düşük frekanslı piyasa volatilitesinin makroekonomik ve finansal sebeplerini araştırmışlardır. Analizin sonuçları, düşük frekanslı piyasa volatilitesinin ana sebebinin büyüme oranı ile faiz oranının volatilitesi olduğunu ve bu değişkenlerle aralarında güçlü pozitif bir ilişkisinin var olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte düşük frekanslı piyasa volatilitesinin enflasyon oranı yüksek, büyüme oranı düşük olduğu zaman daha yüksek olduğu görülmüştür. Diebold ve Yılmaz (2008) gelişmiş ve gelişmekte olan 46 ülke için hisse senedi piyasa volatilitesi ve makroekonomik

temellerinin volatilitesi arasındaki ilişkiyi 1960-2003 döneminde analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda, GSYH büyümesinin volatilitesi ve hisse senedi piyasa volatilitesi arasında pozitif ancak tek yönlü bir ilişkinin var olduğu bulunmuş GSYH büyümesinin volatilitesi hisse senedi piyasa volatilitesinin Granger nedeniyken tersinin geçerli olmadığı görülmüştür. Baroıan ve Baroıan (2014) gelişmekte olan beş Avrupa ülkesi için makroekonomik volatilitenin hisse senedi piyasa volatilitesini etkileyip etkilemediğini araştırmışlardır. Hisse senedi piyasa endeksi ile enflasyon oranı, sanayi üretim artış oranı, işsizlik oranı ve döviz kuru makroekonomik değişkenlerine ait aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın ilk aşamasında her bir ülke için ARCH/GARCH modelleri kullanılarak analiz yapılmış bir sonraki aşamada ise dinamik panel GMM metodu kullanılmıştır. Analizin sonuçları hisse senedi piyasa volatilitesinin tek anlamlı belirleyeninin döviz kuru volatilitesi olduğunu ve aralarında pozitif yönlü ilişki olduğunu göstermiştir.

Engle, Ghysels ve Sohn (2008) ABD hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik aktivite arasındaki ilişkiyi volatilitenin kısa ve uzun dönemli bileşenlerine ayrılmasına izin veren GARCH-MIDAS yöntemini kullanarak 1884-2004 döneminde analiz etmişlerdir. Makroekonomik aktiviteyi temsil eden enflasyon oranı ve sanayi üretimi büyüme oranı değişkenlerine ait çeyreklik veriler kullanılırken, hisse senedi piyasasına ait günlük frekanstaki veriler kullanılmıştır. Bu çalışmaya benzer şekilde, Girardin ve Joyeux (2013) Çin hisse senedi piyasasının uzun dönemli volatilitesi üzerine ekonomik temellerin ve borsanın işlem hacminin etkisini araştırmak amacıyla GARCH-MIDAS yöntemini kullanmışlardır. Analizin sonuçları, enflasyon oranının hisse senedi piyasası volatilitesi üzerinde artan bir rol oynadığını, A tipi hisse senedi endeksi üzerine ise işlem hacminin etkisinin olmadığını göstermiştir. Bununla birlikte, ekonomik aktivite seviyesinin hisse senedi piyasasının uzun dönemli volatilitesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

5.3. Analiz ve Tahmin Sonuçları

Çalışmanın analiz bölümü iki kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda BIST100 endeksi volatilitesinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilmiştir. Analizin ikinci kısmında ise BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesinin faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru, CDS risk primi, reel sektör güven endeksi ve

S&P500 endeksiyle ilişkisi ARDL (Autoregressive Distributed Lag) modeli kullanılarak analiz edilmiştir.

5.3.1. GARCH-MIDAS Tahmin Sonuçları

GARCH-MIDAS yöntemi hisse senedi piyasa volatilitesinin zaman içindeki değişimini analiz etmek ve volatilite modellemesinde farklı frekanstaki verileri kullanabilmek için Spline-GARCH ve MIDAS modelleri birleştirilerek geliştirilmiştir. Bu yöntemde günlük koşullu volatilite iki bileşene ayrılmaktadır. Birinci bileşen, volatilitedeki kısa süreli geçici etkileri yansıtan ve standart günlük GARCH sürecini izleyen kısa dönemli bileşendir. İkinci bileşen ise volatilitedeki yavaş hareket eden ve kalıcı olan etkileri yansıtan uzun dönemli bileşendir.

GARCH-MIDAS modeli şu şekilde formüle edilebilir:

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}}\varepsilon_{i,t}\,, \qquad \forall_i = 1, \dots., N_t \tag{5.1}$$

Denklem (5.1)'de $g_{i,t}$ volatilitenin kısa dönemli etkileri ile ilişkilidir ve günlük dalgalanmaları gösterir. τ_t ise volatilitenin düşük frekanslı veya uzun dönemli bileşenidir. $g_{i,t}$ bileşeninin koşullu varyans dinamiklerinin günlük GARCH(1,1) sürecini takip ettiği varsayılmaktadır.

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha\frac{(r_{i-1,t} - \mu)^{\,2}}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t} \tag{5.2}$$

GARCH-MIDAS yönteminde τ_t bileşenini modellemek için MIDAS regresyonu kullanılmaktadır (Engle, Ghysels, Sohn, 2008, 6).

$$\tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^{K} \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{t-k} \tag{5.3}$$

$$RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} r_{i,t}^2 \tag{5.4}$$

τ_t için iki durum söz konusu olabilir. Birincisi τ_t bileşeninin sabit zaman uzunluğunda (fixed window) olması yani τ 'nun herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmemesidir. İkincisi ise τ_t bileşenin değişen zaman uzunluğunda olması (rolling window) yani τ 'nun herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmesidir (Engle, Ghysels, Sohn, 2013, 778).

$$\tau_i^{(rw)} = m^{(rw)} + \theta^{(rw)} \sum_{k=1}^{K} \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{i-k}^{(rw)} \quad (5.5)$$

$$RV_i^{(rw)} = \sum_{j=1}^{N'} r_{i-j}^2 \quad (5.6)$$

Denklem (5.3), sabit zaman uzunluğuna sahip gerçekleşen volatiliteli (RV) GARCH-MIDAS modelini, denklem (5.5) ise değişen zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modelini ifade etmektedir. $\varphi_k(\omega_1, \omega_2)$ MIDAS filtrelerinin ağırlık şemasını tanımlayan bir fonksiyondur. Denklem (5.7) beta gecikme fonksiyonunu temsil etmektedir.

$$\varphi_k(w) = \frac{(k/K)^{w_1-1}(1-k/K)^{w_2-1}}{\sum_{j=1}^{K}(j/K)^{w_1-1}(1-j/K)^{w_2-1}} \quad (5.7)$$

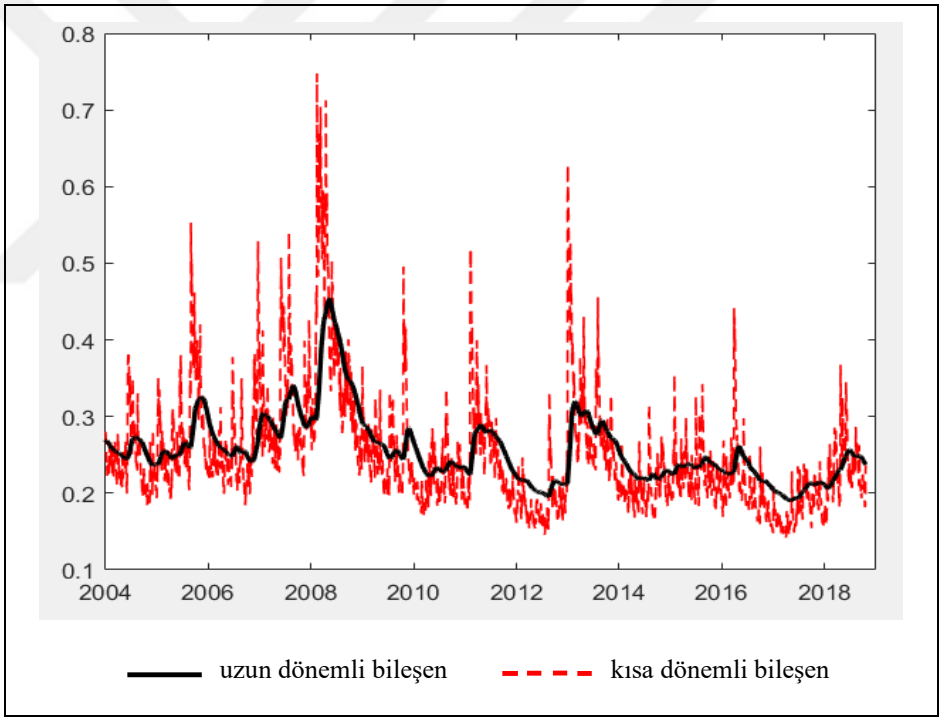
Analizin ilk kısmında 1 Ocak 2001-4 Ocak 2019 periyotunda BIST100 endeksine ait günlük kapanış değerleri kullanılmıştır. BIST100 getiri serisi, BIST100 endeks değerlerinden $r_t = 100 \times [lnP_{i,t} - lnP_{i,t-1}]$ hesaplanarak elde edilmiştir. BIST100 endeks ve getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 5.1'de yer almaktadır.

Tablo 5.1: BIST100 Endeks ve BIST100 Getiri Serilerine ilişkinTanımlayıcı İstatistikler

	ortalama	en küçük	en büyük	std. sapma	çarpıklık	basıklık	gözlem
BIST100 endeks	52435.1	7159.6	120845.3	29248.9	0.1254	2.0045	4522
BIST100 getiri	0.0495	-19.9785	12.6857	1.9763	-0.3033	10.354	4521

BIST100 için denklem (5.3)'te sunulan sabit zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modeli ve denklem (5.5)'te sunulan değişen zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modeli ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Her iki GARCH-MIDAS modelinde de MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu 30 olarak belirlenmiştir. Gecikme uzunluğu AIC ve BIC'i minimize eden değere göre tespit edilmiştir. Denklem (5.4) ve denklem (5.6)'da ifade edilen gerçekleşen volatilitenin (RV) zaman

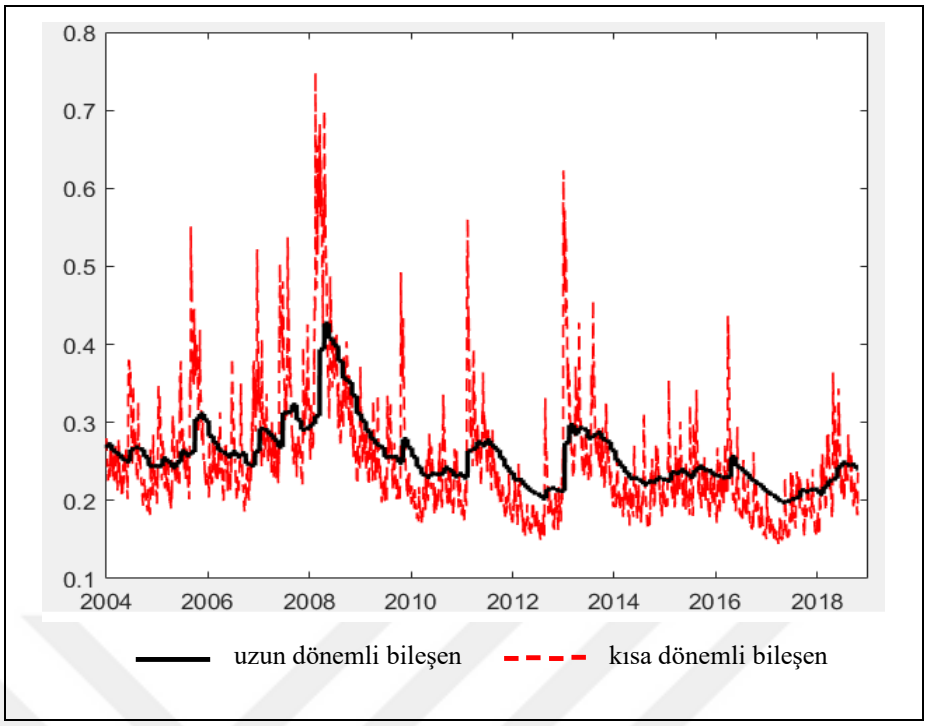
uzunluğu her iki modelde de $(N = 22)$[8] olarak kullanılmıştır $(K = 660)$[9]. Değişen zaman uzunluğuna sahip aylık RV'li GARCH-MIDAS modelinin tahmininden elde edilen BIST100 volatilitesinin uzun dönemli (τ_t) ve kısa dönemli (RV) bileşenleri Şekil 5.1'de, sabit zaman uzunluğuna sahip aylık RV'li GARCH-MIDAS modelinin tahmininden elde edilen BIST100 volatilitesinin uzun dönemli (τ_t) ve kısa dönemli (RV) bileşenleri ise Şekil 5.2'de yer almaktadır. Analiz periyotu 1 Ocak 2001'den başlamasına rağmen 660 tane başlangıç gözleminin MIDAS ağırlıklarının tahmini için kullanılması dolayısıyla Şekil 5.1 ve Şekil 5.2 1 Ocak 2004'ten başlamaktadır. Şekillerde siyah çizgi, volatilitenin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini kırmızı kesikli çizgi ise volatilitenin hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini ifade etmektedir.



Şekil 5.1: BIST100 Volatilitesinin Kısa ve Uzun Dönemli Bileşenleri

Volatilitenin uzun dönemli bileşeni τ_t'nin, değişen zaman uzunluğuna sahip olduğu Şekil 5.1'de sabit zaman uzunluğuna sahip olduğu Şekil 5.2'ye göre daha düzgün olduğu görülmektedir.

[8] $N = 22$, bir aydaki iş günlerinin sayısını ifade etmektedir.
[9] 660 tane başlangıç gözlemi GARCH-MIDAS ağırlıklarının tahmini için kullanılmaktadır.



Şekil 5.2: BIST100 Volatilitesinin Kısa ve Uzun Dönemli Bileşenleri (Fixed Window)

BIST100 getirisinin sabit zaman uzunluğuna sahip aylık RV'li GARCH-MIDAS ve değişen zaman uzunluğuna sahip aylık RV'li GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları Tablo 5.2'de yer almaktadır. Her iki model için de μ dışındaki tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β'nın toplamı her iki modelde de 0.91 olarak bulunmuştur. Denklem (5.7)'de sunulan beta ağırlık fonksiyonu ω_1 ve ω_2 olarak iki ağırlık parametresini içermektedir ancak ağırlıkların monoton olarak azalmasının sağlanması için ω_1 ağırlığı her zaman 1'e eşittir. Bu nedenle Tablo 5.2'de sadece ω_2 ağırlık parametresinin (ω) sonuçları sunulmuştur. ω ağırlık parametresi ilk model için 7.3 ikinci model için 10.3 olarak bulunmuştur. Bununla birlikte, θ parametrelerinin her iki modelde 0 ile 1 arasında bir değer aldığı, m parametrelerinin ise iki modelde de pozitif olduğu görülmektedir. Tahmin edilen tüm parametrelerin tahmin katsayılarının ve anlamlılıklarının her iki modelde de birbirine oldukça yakın olduğu görülmüştür.

Tablo 5.2: BIST100 Getirisi için GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

GARCH-MIDAS parametreleri	BIST100_fixed window	BIST100_rolling window
μ	0.0010	0.0010
	(0.0002)	(0.0002)
α	0.1081***	0.1100***
	(0.009)	(0.009)
β	0.8131***	0.8008***
	(0.020)	(0.023)
θ	0.1630***	0.1683***
	(0.011)	(0.010)
ω	7.3824***	10.308***
	(2.117)	(2.736)
m	0.0104***	0.0100***
	(0.0008)	(0.0008)
LL	10616	10618
AIC	-21221	-21225
BIC	-21183	-21187

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion. Fixed window: Sabit zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modelini, Rolling window: Değişen zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modelini ifade etmektedir.

5.3.2. ARDL Tahmin Sonuçları

Analizin ikinci kısmında günlük frekanslı BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesinin makroekonomik sebepleri araştırılmıştır. BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesinin kaynakları iç faktörler ve dış faktörler olarak ikiye ayrılmıştır. İç faktörleri temsilen 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı kullanılmıştır. Dış faktörler olarak ise S&P500 endeksinin volatilitesi kullanılmıştır. Bu faktörlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 5.3'te yer almaktadır. Analizde kullanılan tüm veriler Thomson Reuters Datastream veri tabanından derlenmiştir.

Tablo 5.3: İç ve Dış Faktörlere ilişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	3 aylık faiz	dolar/tl döviz kuru	enflasyon oranı	CDS risk primi	rsg değişim oranı	S&P500 volatilitesi
ortalama	10.45	2.11	8.99	222.19	-0.07	0.03
en küçük değer	1.50	1.16	3.81	118.72	-25.37	0.01
en büyük değer	25.25	6.56	25.17	506.22	21.53	0.24
standart sapma	5.960	1.029	2.911	69.755	4.890	0.040
çarpıklık	0.593	1.759	2.681	1.676	-0.514	3.234
basıklık	2.199	6.089	14.200	6.920	11.273	14.448
gözlem sayısı	180	180	180	123	179	180

Notlar: rsg, reel sektör güven endeksini ifade etmektedir.

Günlük frekanslı BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini aylık frekanslı makroekonomik göstergelerle açıklayabilmek için analizin ilk bölümünde değişen zaman uzunluğuna (rolling window) sahip RV'li GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilen günlük frekanslı uzun dönemli volatilite, bu bölümde aylık frekanslı[10] seri haline getirilmiştir. Analiz periyodu Ocak 2004-Aralık 2018 dönemini kapsamaktadır. Analizde otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli kullanılmıştır. ARDL modelinde seçilen uygun gecikme sayısına bağlı olarak bağımlı değişkenin ve açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerleri, açıklayıcı değişkenler arasında modelin sağ tarafında yer almaktadır. Böylece bu model tahminiyle hata terimindeki otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılabilmektedir. Analizde tahmin edilen model denklem (5.8)'deki gibidir.

$$log\ \tau_t = \alpha + \sum_{j=1}^{4} \delta_j log\tau_{t-j} + \sum_{k=1}^{5}\sum_{l=0}^{2} \varphi_{kl} X_{kt-l} + \gamma S\&P500_t^v + u_t \qquad (5.8)$$

$log\tau_t$, BIST100 volatilitesinin uzun dönemli bileşeninin logaritmasını ifade etmektedir. X_{kt}, $k = 1 \ldots .5$, 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı makroekonomik değişkenlerini temsil etmektedir. $S\&P500_t^v$ ise S&P500 endeksinin volatilitesini göstermektedir.

Analizde tahmin edilen beş ayrı ARDL modelinin tahmin sonuçları Tablo 5.4'te yer almaktadır. ARDL modellerinde uygun gecikme uzunluğu BIC (Bayesian Information Criterion) göre belirlenmiştir. Tahmin edilen ARDL modellerinde Newey-West HAC standart hataları kullanılmıştır. Breusch-Godfrey otokorelasyon LM testinin 1. ve 12. gecikme sonuçlarına göre Model 4'ün 1. gecikmesi dışında modellerin hata terimlerinde otokorelasyon sorunu bulunmadığı görülmüştür.

Modellerin tahmin sonuçlarına göre, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün Dolar/TL döviz kuru olduğu bulunmuştur. Döviz kuruyla BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesi arasında tahmin edilen tüm modellerde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin var olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve S&P500 endeks volatilitesi ile BIST100 endeksi uzun

[10] Günlük frekanslı serinin aylık ortalamaları alınarak aylık frekanslı seriye dönüştürülmüştür.

dönemli volatilitesi arasında pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca CDS risk priminin dâhil edilmediği Model 4 ve Model 5'te S&P500 endeks volatilitesinin, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerine olan etkisinin arttığı ve anlamlılığının yükseldiği görülmüştür. Diğer taraftan reel sektör güven endeksi değişim oranının anlamlı olduğu tek model olan Model 4 sonuçlarına göre, reel sektör güven endeksindeki artışların BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 5.4: ARDL Modellerinin Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: $log\ (\tau)_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*	*Model 4*	*Model 5*
$\log(\tau)_{t-1}$	1.3882***	1.3783***	1.2996***	1.3284***	1.3786***
	(0.096)	(0.094)	(0.053)	(0.060)	(0.094)
$\log(\tau)_{t-2}$	-0.8105***	-0.7905***	-0.4759***	-0.4604***	-0.7904***
	(0.167)	(0.167)	(0.041)	(0.059)	(0.168)
$\log(\tau)_{t-3}$	0.4056*	0.4108*			0.4101*
	(0.223)	(0.218)			(0.218)
$\log(\tau)_{t-4}$	-0.1657	-0.1719			-0.1711
	(0.133)	(0.127)			(0.128)
$\text{dolar/tl}_{\ t}$	-0.0369**	-0.0331**	0.0559*		-0.0336**
	(0.014)	(0.014)	(0.029)		(0.014)
$\text{dolar/tl}_{\ t-1}$			0.0052		
			(0.037)		
$\text{dolar/tl}_{\ t-2}$			-0.0872*		
			(0.047)		
enflasyon oranı	0.0018				0.0010
	(0.003)				(0.002)
faiz oranı_t			0.0159***	0.0029**	
			(0.004)	(0.001)	
faiz oranı_{t-1}			-0.0122**		
			(0.005)		
rsg değişim oranı		-0.0017	-0.0023	-0.0039**	-0.0016
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
CDS_t	0.0013***	0.0012***			0.0012***
	(0.0002)	(0.0002)			(0.0002)
CDS_{t-1}	-0.0009***	-0.0008***			-0.0008***
	(0.0002)	(0.0002)			(0.0002)
S&P500 volatilite	0.3950*	0.3878*	0.7314***	0.5623***	0.4000*
	(0.236)	(0.221)	(0.204)	(0.150)	(0.235)
sabit	-1.5515***	-1.4634***	-1.4722***	-1.1435***	-1.4656***
	(0.360)	(0.337)	(0.278)	(0.201)	(0.235)
düzeltilmiş R^2	0.9575	0.9580	0.9460	0.9404	0.9576
LM testi prob [1]	0.342	0.525	0.259	0.021	0.515
LM testi prob [2]	0.790	0.886	0.175	0.113	0.887
LLF	148.87	149.57	212.94	202.12	149.61
BIC	-2.0468	-2.0582	-2.1015	-2.0963	-2.0195

Notlar: Bağımlı değişken $\log(\tau)_t$, BIST 100 volatilitesinin uzun dönemli bileşeninin logaritmasını ve rsg, reel sektör güven endeksini temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler Newey-West HAC standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [1] Breusch-Godfrey serial correlation LM test 1. gecikme, [2] Breusch-Godfrey serial correlation LM test 12. gecikme sonuçlarını göstermektedir. LLF: Logarithmic likelihood function, BIC: Bayesian information criterion.

Bununla birlikte, enflasyon oranının BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüş, BIST100 endeks volatilitesinin uzun dönemli bileşeninin BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesinin geçmiş değerlerinden de anlamlı şekilde etkilendiği tespit edilmiştir.

Tablo 5.5: ARDL Modellerinin Tahmin Sonuçları (Fixed Window)

Bağımlı değişken: $log\ (\tau_{fw})_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*	*Model 4*	*Model 5*
$\log\ (\tau_{fw})_{t-1}$	1.2586***	1.3024***	1.3330***	1.3584***	1.3030***
	(0.062)	(0.071)	(0.050)	(0.049)	(0.071)
$\log\ (\tau_{fw})_{t-2}$	-0.3902***	-0.4450***	-0.4634***	-0.4531***	-0.4451***
	(0.054)	(0.062)	(0.051)	(0.049)	(0.062)
dolar/tl	-0.0167*	-0.0313**	-0.0146***		-0.0307**
	(0.008)	(0.012)	(0.005)		(0.012)
enflasyon oranı	0.0013				-0.0009
	(0.002)				(0.001)
faiz oranı$_t$			0.0127**	0.0018*	
			(0.005)	(0.0009)	
faiz oranı$_{t-1}$			-0.0104**		
			(0.005)		
rsg değişim oranı		-0.0017*	-0.0023*	-0.0027**	-0.0018*
		(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0008)
CDS$_t$	0.0007***	0.0003**			0.0003**
	(0.0001)	(0.0001)			(0.0001)
CDS$_{t-1}$	-6.40e-05				
	(0.0003)				
CDS$_{t-2}$	-0.0006**				
	(0.0002)				
S&P500 volatilite$_t$	0.5442**	0.9640***	1.2727***	1.2031***	0.9654***
	(0.209)	(0.277)	(0.229)	(0.240)	(0.278)
S&P500 volatilite$_{t-1}$		-0.8503***	-0.7418***	-0.8275***	-0.8622***
		(0.318)	(0.261)	(0.260)	(0.317)
sabit	-1.1139***	-1.1990***	-1.0905***	-0.8163***	-1.1901***
	(0.283)	(0.351)	(0.229)	(0.167)	(0.352)
düzeltilmiş R^2	0.9723	0.9696	0.9636	0.9613	0.9694
LM testi prob [1]	0.081	0.077	0.054	0.008	0.084
LM testi prob [2]	0.834	0.174	0.124	0.116	0.188
LLF	185.58	182.68	265.34	258.69	182.74
BIC	-2.7107	-2.6574	-2.7193	-2.7029	-2.619

Notlar: Bağımlı değişken $\log\ (\tau_{fw})_t$, sabit zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilen BIST 100 volatilitesinin uzun dönemli bileşeninin logaritmasını ve rsg, reel sektör güven endeksini temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler Newey-West HAC standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [1] Breusch-Godfrey serial correlation LM test 1. gecikme, [2] Breusch-Godfrey serial correlation LM test 12. gecikme sonuçlarını göstermektedir. LLF: Logarithmic likelihood function, BIC: Bayesian information criterion.

Analizin ikinci aşamasında ARDL modellerinde bağımlı değişken olarak değişen zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilen BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi kullanılmıştır. Sonuçların sağlamlığını sınamak amacıyla bağımlı değişken olarak sabit zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-

MIDAS modeliyle tahmin edilen BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi kullanılarak aynı ARDL modelleri tahmin edilmiştir. ARDL modellerine ilişkin tahmin sonuçları Tablo 5.5 bulunmaktadır. Modellerin tahmin sonuçlarının, $log\ (\tau)_t$'nin bağımlı değişken olduğu ARDL modellerinin tahmin sonuçlarıyla büyük ölçüde uyumlu olduğu, tahmin katsayılarının ve anlamlılıklarının birbirine yakın olduğu görülmektedir. Tablo 5.4'te yer alan tahmin sonuçlarına göre, bağımlı değişken $log\ (\tau)_t$'nin dördüncü gecikmeye kadar olan gecikmeleri modellerde yer alırken Tablo 5.5'te yer alan tahmin sonuçlarına göre, tahmin edilen beş modelde de bağımlı değişken $log\ (\tau_{fw})_t$'nin birinci ve ikinci gecikmelerinin açıklayıcı değişkenler arasında yer aldığı görülmüştür. Bu durumun $log\ (\tau)_t$'nin, $log\ (\tau_{fw})_t$'ye göre daha fazla bilgi içermesinden kaynaklandığı düşünülebilir.

5.4. Sonuç

Bu çalışmada, günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasasının yavaş hareket eden uzun dönemli volatilitesiyle aylık frekanslı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Çalışmanın ilk aşamasında, 1 Ocak 2001-4 Ocak 2019 periyotunda günlük frekanslı BIST100 endeks volatilitesinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Çalışmanın ikinci aşamasında ise BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesinin; 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı makroekonomik değişkenleri ve S&P500 endeksinin volatilitesi arasındaki ilişki Ocak 2004-Aralık 2018 döneminde ARDL modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Analiz sonucunda, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün döviz kuru olduğu bulunmuştur. Döviz kuruyla BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, üç aylık bankalar arası faiz oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve S&P500 volatilitesi ile BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Enflasyon oranının BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerine anlamlı bir etkisinin olmadığı bulunurken reel sektör güven endeksindeki artışların ise BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Hisse senedi piyasa volatilitesinin makroekonomik faktörler dışında belirlenmesi bu hisse senedi piyasasının yeterince etkin olmadığı ve spekülatif hareketlerin hisse senedi piyasa volatilitesi üzerinde belirleyici olduğu anlamına gelmektedir. Volatiliteyi açıklayan makroekonomik değişken sayısının artması hisse senedi piyasasının derinliğinin arttığı, spekülatif hareketlerin hisse senedi piyasası üzerindeki etkisinin ise azaldığı anlamına gelecektir. Aynı zamanda volatiliteyi açıklayan makroekonomik değişkenlerin artması hisse senedi piyasasının dış şoklara karşı daha dirençli olduğunu göstermektedir. Tahmin sonuçlarına göre, Türkiye hisse senedi piyasasının uzun dönemli volatilitesinin önemli bir kısmının BIST100 endeksinin geçmiş uzun dönemli volatilitesi ve dış faktör olarak analize dâhil edilen S&P500 endeksinin volatilitesi tarafından açıklandığı görülmüştür. Makroekonomik faktörlerin BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerindeki etkisi bu faktörlere nazaran daha düşük düzeydedir. Politika yapıcıların BIST100 endeksinin volatilitesini açıklayan Türkiye'nin 5 yıllık CDS priminin etkisinin düşürülmesine ve reel sektöre olan güvenin arttırılmasına yönelik politikalarının, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerinde azaltıcı bir etki yaratacağı söylenebilir.

6. SONUÇ

Küresel finansal piyasalar arasındaki etkileşimin artışıyla birlikte özellikle küresel finansal kriz döneminde bir finans merkezinde yaşanan olumsuzluğun kısa süre içinde diğer ülkelerin finans piyasalarına yayılabildiği görülmüştür. Uluslararası finansal piyasalar arasındaki etkileşim uzun bir süredir araştırılmaktadır ancak 2008 küresel krizinden sonra araştırmacılar çalışmalarını özellikle uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin analizi üzerine yoğunlaştırmışlardır. Krizlerin meydana gelme sıklığı ve küresel ekonomi üzerinde yarattığı olumsuz etkileri dolayısıyla hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının analizi küresel finansal sisteminin istikrarı açısından önem arz etmektedir. Hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımı üzerine geniş bir literatür bulunmaktadır. Hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının ne boyutta olduğu, oynaklık yayılımında hangi piyasaların baskın rol oynadığı ve oynaklık yayılımının hangi yönde olduğu farklı analiz teknikleri, farklı ülke grupları ve farklı frekanslı veriler kullanılarak çok sayıda çalışmada incelenmiştir. Buna karşın ilgili literatürde hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını belirleyen faktörleri analiz eden az sayıda çalışma bulunmaktadır. Bununla birlikte, ilgili literatürdeki çalışmaların çoğunluğunda ABD hisse senedi piyasaları ile diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı analiz edilmiş ABD dışındaki ülkelerin hisse senedi piyasalarının kendi aralarındaki ilişkilerin analizi ikinci planda tutulmuştur.

Bu tez çalışmasında, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı ve volatilite yayılımını belirleyen temel makroekonomik faktörlerin analizi amaçlanmıştır. Analiz bölümünde iki aşamalı bir prosedür takip edilmiştir. İlk aşamada, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyon Colacito, Engle, Ghysels (2011) tarafından geliştirilen DCC-MIDAS modeli kullanılarak 1 Ocak 2002-19 Eylül 2018 döneminde 78 ülke çifti için hızlı hareket eden kısa dönemli (günlük) ve yavaş hareket eden uzun dönemli (çeyreklik) bileşenlerine ayrılmıştır. DCC-MIDAS analizinin sonuçlarına göre, G7 ülkelerinin

hisse senedi piyasalarının kendi aralarındaki, BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasalarının kendi aralarındaki ve G7&BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasalarının arasındaki karşılıklı piyasa ikilileri içinde en yüksek DCC-MIDAS korelasyonlarının G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa ikililerine ait olduğu bulunmuştur. G7 ülkelerinin hisse senedi piyasa ikilileri arasından ise en yüksek DCC-MIDAS korelasyonlarının Avrupa ülkelerinin kendi arasındaki hisse senedi piyasa ikililerine ait olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte, G7 piyasa ikililerinden sonra en yüksek DCC-MIDAS korelasyonları, G7 ve BRICS+T piyasa ikilileri için en düşük DCC-MIDAS korelasyonları ise BRICS+T piyasa ikilileri için tahmin edilmiştir. DCC-MIDAS analizinde sonuçların sağlamlığını sınamak amacıyla iki farklı yaklaşım takip edilmiştir. Bu yaklaşımlardan birincisi, değişken zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS modelleri, ikincisi ise sabit zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modellerine dayanan DCC-MIDAS modelleridir.

Ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden makroekonomik faktörlerin, ülkelerin günlük hisse senedi piyasa getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyonun hızlı hareket eden kısa dönemli bileşeninden ziyade yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile ilişkili olması beklenmektedir. Analizin ikinci aşamasında, ülkeler arasındaki ekonomik-finansal yakınlığı temsil eden çeyreklik makroekonomik değişkenler ile DCC-MIDAS modellerinden elde edilen çeyreklik frekanslı uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonlar kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin nedenleri Ocak 2006-Ağustos 2018 periyotunda Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) ve Sistem GMM yöntemleriyle analiz edilmiştir. Analizin bu aşamasında karşılıklı ticaret, ülkelerin GSYH büyüme oranı, enflasyon oranı, faiz oranı, CDS risk primi ve ekonomi politika belirsizlik endekleri arasındaki farkların mutlak değeri, S&P500 endeksinin volatilitesi ve hisse senedi piyasalarının volatilite oranları ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki DCC-MIDAS korelasyonlarını açıklayıcı faktörler olarak kullanılmıştır. Analizde tüm ülke çiftlerini kapsayan modellerin yanında, G7 ülkelerinin kendi arasındaki ve G7 ile BRICS+T ülkelerin arasındaki karşılıklı ilişki ayrı modellerle ele alınmıştır. Böylece hem gelişmiş ülkelerin kendi arasındaki ilişki hem de gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin arasındaki karşılıklı ilişki modellenmiştir.

Tüm ülke çiftlerine ilişkin Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, uluslararası hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu açıklayan en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, 5 yıllık CDS risk primi farkları ve ekonomi politika belirsizlik endeksi farkları olduğu bulunmuştur. Tahmin edilen modellerde, ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları ve ekonomi politika belirsizlik endekleri farkları negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunurken ülkeler arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkları pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu bulgular, ülkelerin GSYH büyüme oranı ve ekonomi politika belirsizlik endeksi büyüklükleri birbirine yaklaştıkça hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketin artış göstereceği anlamına gelmektedir. Gelişmiş ülkelerin arasındaki ilişkileri temsil eden G7 ülke çiftleri için Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu etkileyen en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki faiz oranı farkları, enflasyon oranı farkları ve 5 yıllık CDS risk primi farkları olduğu görülmüştür. Tahmin edilen modellerde, G7 ülkeleri arasındaki faiz oranı farkları ve enflasyon oranı farkları negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunurken bu ülkeler arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkları pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu bulgulara göre, G7 ülkeleri arasındaki enflasyon ve faiz oranları birbirinden uzaklaştıkça kısacası bu göstergelerin büyüklükleri arasındaki farkın mutlak değeri arttıkça bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin azalacağı söylenebilir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki ilişkileri temsil eden G7&BRICS+T ülke çiftleri için Sistem GMM tahmin sonuçlarına göre, bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu etkileyen en önemli faktörlerin ülkeler arasındaki GSYH büyüme oranı farkları, 5 yıllık CDS risk primi farkları ve faiz oranı farkları olduğu bulunmuştur. Tahmin edilen modellerde, G7&BRICS+T ülkeleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkları ve faiz oranı farkları negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunurken bu ülkeler arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkları pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuçlara göre, G7&BRICS+T ülkeleri arasındaki GSYH büyüme oranı farklarının ve faiz oranı farklarının mutlak değeri azaldıkça bu ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin yükselmesi beklenmektedir.

ABD hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaların uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki ortak harekete etkisini dikkate almak için analize dâhil edilen S&P500

endeksinin volatilitesi tahmin edilen modellerde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu, S&P500 endeks volatilitesindeki artışların hem G7 ülke çiftlerinin hem G7 ve BRICS+T ülke çiftlerinin hem de BRICS+T ülke çiftlerinin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonu arttırdığını göstermektedir. Bununla birlikte, hisse senedi piyasalarının volatiliteleri arasındaki yakınlık düzeyini ifade eden volatilite oranı değişkeninin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerine etkisinin G7 ve BRICS+T ülke çiftleri için negatif ve istatistiksel olarak anlamlı, G7 ülke çiftleri için ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Bu bulgu, G7 ve BRICS+T ülkelerinin hisse senedi piyasa volatiliteleri arasındaki farklılık artıkça yani volatilite oranı yükseldikçe bu ülkelerin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyonun azalacağı anlamına gelmektedir. Diğer taraftan, tüm ülke çiftleri, G7 ülke çiftleri ve G7&BRICS+T ülke çiftleri veri seti için tahmin edilen Sistem GMM modellerine ilişkin sonuçlara göre, ülkeler arasındaki karşılıklı ticaretin gücünü temsil eden karşılıklı ticaret değişkeninin hisse senedi piyasa getirileri arasındaki uzun dönemli dinamik koşullu korelasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Bu tez çalışmasında ayrıca, günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasasının yavaş hareket eden uzun dönemli volatilitesiyle aylık makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki iki aşamalı bir modelleme yardımıyla araştırılmıştır. Analizin ilk aşamasında, 1 Ocak 2001- 4 Ocak 2019 periyotunda günlük frekanslı BIST100 endeks volatilitesinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Sonuçların sağlamlığını sınamak amacıyla, bu aşamada BIST100 endeksi için hem sahip zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modeli hem de değişen zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modeli tahmin edilmiştir. İkinci aşamada ise BIST100 endeksi volatilitesinin uzun dönemli bileşenini belirleyen faktörler Ocak 2004-Aralık 2018 döneminde otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Günlük frekanslı BIST100 endeksinin değişen zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modeli tahmininden elde edilen uzun dönemli volatilitesi ikinci aşamada aylık seriye dönüştürülerek bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bu aşamada açıklayıcı iç faktörler olarak 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve

reel sektör güven endeksi artış oranı; dış faktör olarak ise S&P500 endeksi volatilitesi kullanılmıştır. Analizin sonucunda, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün döviz kuru olduğu bulunmuştur. Döviz kuruyla BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, üç aylık bankalar arası faiz oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve S&P500 volatilitesi ile BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Diğer taraftan reel sektör güven endeksindeki artışların BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte, enflasyon oranının BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüş, BIST100 endeks volatilitesinin uzun dönemli bileşeninin BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesinin geçmiş değerlerinden de anlamlı şekilde etkilendiği tespit edilmiştir. Analizin bulgularına göre, Türkiye hisse senedi piyasasının uzun dönemli volatilitesinin önemli bir kısmının BIST100 endeksinin geçmiş uzun dönemli volatilitesi ve dış faktör olarak analize dâhil edilen S&P500 endeksinin volatilitesi tarafından açıklandığı görülmüştür. Makroekonomik faktörlerin BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerindeki etkisi bu faktörlere nazaran daha düşük düzeydedir. Politika yapıcıların BIST100 endeksinin volatilitesini açıklayan Türkiye'nin 5 yıllık CDS priminin etkisinin düşürülmesine ve reel sektöre olan güvenin arttırılmasına yönelik politikalarının, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerinde azaltıcı bir etki yaratacağı söylenebilir.

Gelecek çalışmalar için bu tezde BIST100 endeksinin uzun dönemli oynaklığı ile ilgili yapılan analiz, farklı ülke grupları için genişletilerek analizin ikinci aşamasında panel veri yöntemi kullanılabilir. Bununla birlikte, bu tezde uluslararası hisse senedi piyasalarının getirileri arasındaki oynaklık yayılımının belirleyenleri ile ilgili yapılan analiz, her bir piyasa ikilisi için DCCX-MIDAS modeli kullanılarak tek aşamalı bir modelleme ile araştırılabilir.

KAYNAKÇA

Abounoori, Esmaiel, Mansour Tour. 2019. Stock Market Interactions among Iran, USA, Turkey, and UAE. **Physica A**. c. 524: 297-305.

Alper, C. Emre, Salih Fendoglu, Burak Saltoğlu. 2008. Forecasting Stock Market Volatilities Using MIDAS Regressions: An Application to the Emerging Markets. **MPRA Paper**. No. 7460.

_____. 2012. MIDAS Volatility Forecast Performance under Market Stress: Evidence from Emerging Stock Markets. **Economics Letters**. c. 117: 528-532.

Anderson, Theodore W., Cheng Hsiao. 1981. Estimation of Dynamic Models with Error Components. **Journal of the American Statistical Association**. c. 76. s. 375: 598-606.

Andreou, Elena, Eric Ghysels, Andros Kourtellos. 2009. Should Macroeconomic Forecasters Look at Daily Financial Data. 1-15.

_____. 2010. Regression Models with Mixed Sampling Frequencies. **Journal of Econometrics**. c. 158: 246-261.

_____. 2013. Should Macroeconomic Forecasters Use Daily Financial Data and How. **Journal of Business and Economic Statistics**. c. 31. s. 2: 240-251.

Andreou, Elena, Maria Matsi, Andreas Savvides. 2013. Stock and Foreign Exchange Market Linkages in Emerging Economies. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**. c. 27: 248-268.

Arellano, Manuel, Olympia Bover. 1995. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. **Journal of Econometrics**. c. 68. s. 1: 29-51.

Arellano, Manuel, Stephen Bond. 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies**. c. 58. s. 2: 277-297.

Armesto, Michelle T., Kristie M. Engemann, Michael T. Owyang. 2010. Forecasting with Mixed Frequencies. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**. c. 92. s. 6: 521-36.

Arouri, Mohamed El Hedi, Jamel Jouini, Duc Khuong Nguyen. 2011. Volatility Spillovers between Oil Prices and Stock Sector Returns: Implications for Portfolio Management. **Journal of International Money and Finance**. c. 30: 1387-1405.

Arouri, Mohamed El Hedi, Mondher Bellalah, Duc Khuong Nguyen. 2010. The Comovements in International Stock Markets: New Evidence from Latin American Emerging Countries. **Applied Economics Letters**. c.17. s. 13: 1323-1328.

Asgharian, Hossein, Charlotte Christiansen, Ai Jun Hou. 2016. Macro-Finance Determinants of the Long-Run Stock-Bond Correlation: The DCC-MIDAS Specification. **Journal of Financial Econometrics**. c. 14. s. 3: 617-642.

Asgharian, Hossein, Wolfgang Hess, Lu Liu. 2013. A Spatial Analysis of International Stock Market Linkages. **Journal of Banking & Finance**. c. 37: 4738-4754.

Aygören, Hakan. 2006. İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Değişkenlik (Oynaklık) Davranışı üzerine bir Ampirik Çalışma. **İktisat İşletme ve Finans**. c. 21: 95-110.

Baele, Lieven. 2005. Volatility Spillover Effects in European Equity Markets. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**. c. 40. s. 2: 373-401.

Baele, Lieven, Geert Bekaert, Koen Inghelbrecht. 2009. The Determinants of Stock and Bond Return Comovements. **NBER Working Paper**. No. 15260.

Bai, Jennie, Eric Ghysels, Jonathan H. Wright. 2013. State Space Models and MIDAS Regressions. **Econometric Reviews**. c. 32. s. 7: 779-813.

Balli, Faruk, Hassan Rafdan Hajhoj, Syed Abul Basher, Hassan Belkacem Ghassan. 2015. An Analysis of Returns and Volatility Spillovers and Their Determinants in Emerging Asian and Middle Eastern Countries. **International Review of Economics and Finance**. c. 39: 311-325.

Baltagi, Badi H. 2005. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3. bs. England: John Wiley & Sons.

Baroıan, Elena, Felicia Baroıan. 2014. Can Macroeconomic Volatility Affect Stock Market Volatility? The Case of 5 Central and Eastern European Countries. **Romanian Journal of Fiscal Policy**. c. 5. s. 2: 41-55.

Baumöhl, Eduard, Evzen Kocenda, Stefan LyOcsa, Tomas Vyrost. 2018. Networks of Volatility Spillovers among Stock Markets. **Physica A**. c. 490: 1555-1574.

Beine, Michel, Bertrand Candelon. 2011. Liberalisation and Stock Market Co-Movement between Emerging Economies. **Quantitative Finance**. c. 11: 299-312.

Beine, Michel, Gunther Capelle-Blancard, Helene Raymond. 2008. International Nonlinear Causality between Stock Markets. **The European Journal of Finance**. c. 14. s. 8: 663-686.

Beltratti, A., C. Morana. 2006. Breaks and Persistency: Macroeconomic Causes of Stock Market Volatility. **Journal of Econometrics**. c. 131: 151-177.

Blundell, Richard, Stephen Bond. 1998. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**. c. 87. s. 1: 115-143.

Boffelli, Simona, Vasiliki D. Skintzi, Giovanni Urga. 2017. High- and Low-Frequency Correlations in European Government Bond Spreads and Their Macroeconomic Drivers. **Journal of Financial Econometrics**. c. 15. s. 1: 62-105.

Bracker, Kevin, Diane Scott Docking, Paul D. Koch. 1999. Economic Determinants of Evolution in International Stock Market Integration. **Journal of Empirical Finance**. c. 6. s. 2: 1-27.

Burzala, Milda Maria. 2016. Contagion Effects in Selected European Capital Markets during the Financial Crisis of 2007-2009. **Research in International Business and Finance**. c. 37: 556-571.

Büttner, David, Bernd Hayo. 2011. Determinants of European Stock Market Integration. **Economic Systems**. c. 35: 574-585.

Cardona, Laura, Marcela Gutierrez, Diego A. Agudelo. 2017. Volatility Transmission between US and Latin American Stock Markets: Testing the Decoupling Hypothesis. **Research in International Business and Finance**. c. 39: 115-127.

Chen, Nai-fu, Feng Zhang. 1997. Correlations, Trades and Stock Returns of the Pacific-Basin Markets. **Pacific-Basin Finance Journal**. c. 5. s. 5: 559-577.

Cheung, Yin-Wong, Kon S. Lai. 1999. Macroeconomic Determinants of Long-Term Stock Market Comovements among Major EMS Countries. **Applied Financial Economics**. c. 9. s. 1: 73-85.

Clements, Michael P., Ana Beatriz Galvao. 2008. Macroeconomic Forecasting With Mixed-Frequency Data: Forecasting Output Growth in the United States. **American Statistical Association Journal of Business & Economic Statistics**. c. 26. s. 4: 546-554.

_____. 2009. Forecasting US Output Growth Using Leading Indicators: An Appraisal Using Midas Models. **Journal Of Applied Econometrics**. c. 24. s. 7: 1187-1206.

Colacito, Riccardo, Robert F. Engle, Eric Ghysels. 2011. A Component Model for Dynamic Correlations. **Journal of Econometrics**. c. 164: 45-59.

Conrad, Christian, Karin Loch, Daniel Rittler. 2014. On the Macroeconomic Determinants of Long-Term Volatilities and Correlations in U.S. Stock and Crude Oil Markets. **Journal of Empirical Finance**. c. 29: 26-40.

Creti, Anna, Marc Joets, Valerie Mignon. 2013. On the Links between Stock and Commodity Markets' Volatility. **Energy Economics**. c. 37: 16-28.

Çelik, Sibel. 2012. The More Contagion Effect on Emerging Markets: The Evidence of DCC-GARCH Model. **Economic Modelling**. c. 29: 1946-1959.

Dajcman, Silvo, Mejra Festic, Alenka Kavkler. 2012. European Stock Market Comovement Dynamics during Some Major Financial Market Turmoils in the period 1997 to 2010-A Comparative DCC-GARCH and Wavelet Correlation Analysis. **Applied Economics Letters**. c. 19. s. 13: 1249-1256.

Darbar, Salim M., Partha Deb. 1997. Co-Movements in International Equity Markets. **The Journal of Financial Research**. c. 19. s. 3: 305-322.

Das, Debojyoti, Puja Bhowmik, R. K. Jana. 2018. A Multiscale Analysis of Stock Return Co-Movements and Spillovers: Evidence from Pacific Developed Markets. **Physica A**. c. 502: 379-393.

Didier, Tatiana, Inessa Love, Maria Soledad M. Peria. 2012. What Explains Comovement in Stock Market Returns During the 2007-2008 Crisis? **International Journal of Finance and Economics**. c. 17: 182-202.

Diebold, Francis X., Kâmil Yılmaz. 2008. Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility, Worldwide. **NBER Working Paper**. Cambridge, Massachusetts. No. 14269. August.

_____. 2009. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets. **Economic Journal, Royal Economic Society**. c. 119. s. 534: 158-171.

_____. 2011. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. **NBER Working Paper**. Cambridge, Massachusetts. No. 17490. October.

_____. 2012. Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers. **International Journal of Forecasting**. c. 28: 57-66.

Dimitriou, Dimitrios, Dimitris Kenourgios, Theodore Simos. 2013. Global Financial Crisis and Emerging Stock Market Contagion: A Multivariate FIAPARCH-DCC Approach. **International Review of Financial Analysis**. c. 30: 46-56.

Doğan, Bahar Şen, Murat Midiliç. 2016. Forecasting Turkish Real GDP Growth in a Data Rich Environment. **Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey**. c. 16. s. 11: 1-45.

Engle, Robert F., Eric Ghysels, Bumjean Sohn. 2008. On the Economic Sources of Stock Market Volatility. **The American Finance Association Meetings Paper**. New Orleans, Louisiana. s. 1-53. August.

_____. 2009. Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals. 1-55.

_____. 2013. Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals. **The Review of Economics and Statistics**. c. 95. s. 3: 776-797.

Engle, Robert F., Jose Gonzalo Rangel. 2008. The Spline-GARCH Model for Low-Frequency Volatility and its Global Macroeconomic Causes. **The Review of Financial Studies**. c. 21: 1187-1222.

Erdem, Cumhur, Cem Kaan Arslan, Meziyet Sema Erdem. 2005. Effects of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes. **Applied Financial Economics**. c. 15: 987-994.

Eun, Cheol S., Sangdal Shim. 1989. International Transmission of Stock Market Movements. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**. c. 24. s. 2: 241-256.

Fama, Eugene F. 1981. Stock Return, Real Activity, Inflation and Money. **The American Economic Review**. c. 71. s. 4: 545-565.

Flavin, Thomas J., Margaret J. Hurley, Fabrice Rousseau. 2002. Explaining Stock Market Correlation: A Gravity Model Approach. **The Manchester School Supplement**. 87-106.

Forbes, Kristin J., Menzie D. Chinn. 2004. A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time. **Review of Economics and Statistics**. c. 86. s. 3: 705-722.

Forbes, Kristin J., Roberto Rigobon. 2002. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements. **Journal of Finance**. c. 57. s. 5: 2223-2261.

Foroni, Claudia, Massimiliano Marcellino, Christian Schumacher. 2011. U-MIDAS: MIDAS Regressions with Unrestricted Lag Polynomials. **Deutsche Bundesbank Discussion Paper**. No. 35.

_____. 2015. Unrestricted Mixed Data Sampling (MIDAS): MIDAS Regressions with Unrestricted Lag Polynomials. **Journal of the Royal Statististical Society**. c. 178. s. 1: 57-82.

Foroni, Claudia, Massimiliano Marcellino. 2013. A Survey of Econometric Methods for Mixed-Frequency Data. **Norges Bank Research Working Paper**. No. 06.

Forsberg, Lars, Eric Ghysels. 2007. Why Do Absolute Returns Predict Volatility So Well? **Journal of Financial Econometrics**. c. 5. s. 1: 31-67.

Galvao, Ana Beatriz. 2013. Changes in Predictive Ability with Mixed Frequency Data. **International Journal of Forecasting**. c. 29. s. 3: 395-410.

Gamba-Santamaria, Santiago, Jose Eduardo Gomez-Gonzalez, Jorge Luis Hurtado-Guarin, Luis Fernando Melo-Velandia. 2017. Stock Market Volatility Spillovers: Evidence for Latin America. **Finance Research Letters**. c. 20. s. 207-216.

Geweke, John. 1982. Measurement of Linear Dependence and Feedback between Multiple Time Series. **Journal of American Statistical Association**. c. 77: 304-313.

Ghysels, Eric. 2013. Matlab Toolbox for Mixed Sampling Frequency Data Analysis Using MIDAS Regression Models. Version 8.

Ghysels, Eric, Arthur Sinko, Rossen Valkanov. 2004. The Cross Section of Firm Stock Returns and Economic Announcements: A Bird's Eye View. **UNC and UCSD Working Paper**.

_____. 2007. MIDAS Regressions: Further Results and New Directions. **Econometric Reviews**. c. 26. s. 1: 53-90.

Ghysels, Eric, Pedro Santa-Clara, Rossen Valkanov. 2002. The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. **UNC and UCLA Working Paper**.

_____. 2004a. Predicting Volatility: Getting the Most Out of Return Data Sampled at Different Frequencies. **NBER Working Paper**. No. 10914.

_____. 2004b. The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. **CIRANO Working Papers**. c. 20. s. 919: 1-33.

_____. 2005. There Is a Risk-Return Trade-Off After All. **Journal of Financial Economics**. c. 76: 509-548.

_____. 2006. MIDAS Regressions: Further Results and New Directions. 1-48.

Gilenkoa, Evgenii, Elena Fedorova. 2014. Internal and External Spillover Effects for the BRIC Countries: Multivariate GARCH-in-mean Approach. **Research in International Business and Finance**. c. 31: 32-45.

Girardin, Eric, Roselyne Joyeux. 2013. Macro Fundamentals as a Source of Stock Market Volatility in China: A GARCH-MIDAS Approach. **Economic Modelling**. c. 34. s. 59-68.

Golosnoy, Vasyl, Bastian Gribisch, Roman Liesenfeld. 2015. Intra-Daily Volatility Spillovers in International Stock Markets. **Journal of International Money and Finance**. c. 53: 95-114.

Grubel, Herbert. 1968. Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. **The American Economic Review**. c. 58. s. 5: 1299-1314.

Güloğlu, Bülent, Pınar Kaya, Resul Aydemir. 2016. Volatility Transmission among Latin American Stock Markets under Structural Breaks. **Physica A**. c. 462. s: 330-340.

Habiba, Umm E., Shen Peilong, Kashif Hamid, Farrukh Shahzad. 2019. Stock Returns and Asymmetric Volatility Spillover Dynamics Between Asian Emerging Markets. **Global Business Review**. 1-15.

Hamadi, Hassan, Charbel Bassil, Tamara Nehme. 2017. News Surprises and Volatility Spillover among Agricultural Commodities: The Case of Corn, Wheat, Soybean and Soybean Oil. **Research in International Business and Finance**. c. 41: 148-157.

Hamao, Yasushi, Ronald W. Masulis, Victor Ng. 1990. Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets. **The Review of Financial Studies**. c. 3. s. 2: 281-307.

Hilliard, Jimmy E. 1979. The Relationship between Equity Indices on World Exchanges. **The Journal of Finance**. c. 34. s. 1: 103-114.

Izquierdo, Angeles Fernandez, Juan Angel Lafuente. 2004. International Transmission of Stock Exchange Volatility: Empirical Evidence from the Asian Crisis. **Global Finance Journal**. c. 15: 25-137.

Jawadi, Fredj, Wael Louhichi, Abdoulkarim Idi Cheffou. 2015. Intraday Bidirectional Volatility Spillover across International Stock Markets: Does the Global Financial Crisis Matter? **Applied Economics**. c. 47. s. 34-35: 3633-3650.

Jeong, Jin-Gil. 1999. Cross-Border Transmission of Stock Price Volatility: Evidence from the Overlapping Trading Hours. **Global Finance Journal**. c. 10. s. 1: 53-70.

Jiang, George J., Eirini Konstantinidi, George Skiadopoulos. 2012. Volatility Spillovers and the Effect of News Announcements. **Journal of Banking & Finance**. c. 36: 2260-2273.

Jin, Xiaoye, Ximeng An. 2016. Global Financial Crisis and Emerging Stock Market Contagion: A Volatility Impulse Response Function Approach. **Research in International Business and Finance**. c. 36: 179-195.

Jung, R.C., R. Maderitsch. 2014. Structural Breaks in Volatility Spillovers between International Financial Markets: Contagion or Mere Interdependence? **Journal of Banking & Finance**. c. 47: 331-342.

Kanas, Angelos. 1998. Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence. **Applied Financial Economics**. c. 8. s. 3: 245-256.

Karolyi, G. Andrew. 1995. A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada. **Journal of Business & Economic Statistics**. c. 13. s. 1: 11-25.

Kasman, Saadet Kırbaş. 1997. Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığı ile Makroekonomik Değişkenlerin Oynaklığı arasındaki İlişki. **İMKB Dergisi**. c. 8. s. 32: 1-10.

_____. 2006. Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler arasında bir İlişki Var mı? **İktisat İşletme ve Finans**. c. 21: 88-99.

Kearney, Colm, Kevin Daly. 1998. The Causes of Stock Market Volatility in Australia. **Applied Financial Economics**. c. 8. s. 6: 597-605.

Kıran, Burcu. 2010. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Hacmi ve Getiri Volatilitesi. **Doğuş Üniversitesi Dergisi**. c. 11. s. 1: 98-108.

Kim, Bong-Han, Hyeongwoo Kim, Bong-Soo Lee. 2015. Spillover Effects of the U.S. Financial Crisis on Financial Markets in Emerging Asian Countries. **International Review of Economics and Finance**. c. 39: 192-210.

King, Mervyn A., Enrique Sentana, Sushil Wadhwani. 1994. Volatility and Links between National Stock Markets. **Econometrica**. c. 62. s. 4: 901-933.

King, Mervyn A., Sushil Wadhwani. 1990. Transmission of Volatility between Stock Markets. **The Review of Financial Studies**. c. 3. s. 1: 5-33.

Kogut, Bruce, Harbir Singh. 1988. The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode. **Journal of International Business Studies**. c. 19: 411-432.

Koutmos, Gregory, G. Geoffrey Booth. 1995. Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets. **Journal of International Money and Finance**. c. 14. s. 6: 747-762.

Kuzin, Vladimir, Massimiliano Marcellino, Christian Schumacher. 2011. MIDAS vs. Mixed-Frequency VAR: Nowcasting GDP in the Euro Area. **International Journal of Forecasting**. c. 27. s. 2: 529-542.

Lau, Chi Keung Marco, Xin Sheng. 2018. Inter- and Intra-Regional Analysis on Spillover Effects across International Stock Markets. **Research in International Business and Finance**. c. 46: 420-429.

Lee, Hahn Shik. 2004. International Transmission of Stock Market Movements: A Wavelet Analysis. **Applied Economics Letters**. c. 11. s. 3: 197-201.

Levy, Haim, Marshall Sarnat. 1970. International Diversification of Investment Portfolios. **The American Economic Review**. c. 60. s. 4: 668-675.

Li, Yanan, David E. Giles. 2015. Modelling Volatility Spillover Effects between Developed Stock Markets and Asian Emerging Stock Markets. **International Journal of Finance & Economics**. c. 20: 155-177.

Liljeblom, Eva, Marianne Stenius. 1997. Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility: Empirical Evidence on Finnish Data. **Applied Financial Economics**. c. 7. s. 4: 419-426.

Lin, Cho-Min, Wan-Hsiu Cheng. 2008. Economic Determinants of Comovement across International Stock Markets: The Example of Taiwan and its Key Trading Partners. **Applied Economics**. c. 40. s. 9: 1187-1205.

Liu, Xueyong, Haizhong An, Huajiao Li, Zhihua Chen, Sida Feng, Shaobo Wen. 2017. Features of Spillover Networks in International Financial Markets: Evidence from the G20 Countries. **Physica A**. c. 479: 265-278.

Lucey, Brian M., QiYu Zhang. 2010. Does Cultural Distance Matter in International Stock Market Comovement? Evidence from Emerging Economies around the World. **Emerging Markets Review**. c. 11: 62-78.

Luchtenberg, Kimberly F., Quang Viet Vu. 2015. The 2008 Financial Crisis: Stock Market Contagion and its Determinants. **Research in International Business and Finance**. c. 33: 178-203.

Luo, Jiawen, Shengquan Wang. 2019. The Asymmetric High-Frequency Volatility Transmission across International Stock Markets. **Finance Research Letters**. c. 31: 104-109.

Madaleno, Mara, Carlos Pinho. 2012. International Stock Market Indices Comovements: A New Look. **International Journal of Finance and Economics**. c. 17: 89-102.

Malik, Farooq, Bradley T. Ewing. 2009. Volatility Transmission between Oil Prices and Equity Sector Returns. **International Review of Financial Analysis**. c. 18: 95-100.

Marcellino, Massimiliano. 1999. Some Consequences of Temporal Aggregation in Empirical Analysis. **Journal of Business & Economic Statistics**. c. 17. s. 1: 129-136.

Marcellino, Massimiliano, Christian Schumacher. 2010. Factor MIDAS for Nowcasting and Forecasting with Ragged Edge Data: A Model Comparison for German GDP. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 72. s. 4: 518-550.

Markowitz, Harry. 1952. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**. c. 7. s. 1: 77-91.

Mensi, Walid, Khamis Hamed Al-Yahyaee, Sang Hoon Kang. 2017. Time-Varying Volatility Spillovers between Stock and Precious Metal Markets with Portfolio Implications. **Resources Policy**. c. 53: 88-102.

Mensi, Walid, Shawkat Hammoudeh, Duc Khuong Nguyen, Sang Hoon Kang. 2016. Global Financial Crisis and Spillover Effects among the U.S. and BRICS Stock Markets. **International Review of Economics and Finance**. c. 42: 257-276.

Min, Hong-Ghi, Young-Soon Hwang. 2012. Dynamic Correlation Analysis of US Financial Crisis and Contagion: Evidence from Four OECD Countries. **Applied Financial Economics**. c. 22. s. 24: 2063-2074.

Miyakoshi, Tatsuyoshi. 2003. Spillovers of Stock Return Volatility to Asian Equity Markets from Japan and the US. **International Financial Markets, Institutions and Money**. c. 13: 383-399.

Mobarek, Asma, Gülnur Muradoğlu, Sabur Mollah, Ai Jun Hou. 2016. Determinants of Time Varying Co-Movements among International Stock Markets During Crisis and Non-Crisis Periods. **Journal of Financial Stability**. c. 24: 1-11.

Mollah, Sabur, A.M.M. Shahiduzzaman Quoreshi, Goran Zafirov. 2016. Equity Market Contagion during Global Financial and Eurozone Crises: Evidence from A Dynamic Correlation Analysis. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**. c. 41: 151-167.

Moon, Gyu-Hyen, Wei-Choun Yu. 2010. Volatility Spillovers between the US and China Stock Markets: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approaches. **Global Economic Review**. c. 39. s. 2: 129-149.

Morales, Lucıa, Bernadette Andreosso-O'Callaghan. 2014. The Global Financial Crisis: World Market or Regional Contagion Effects? **International Review of Economics and Finance**. c. 29: 108-131.

Morelli, David. 2002. The Relationship between Conditional Stock Market Volatility and Conditional Macroeconomic Volatility Empirical Evidence Based on UK Data. **International Review of Financial Analysis**. c. 11: 101-110.

Narayan, S., S. Sriananthakumar, S. Z. Islam. 2014. Stock Market Integration of Emerging Asian Economies: Patterns and Causes. **Economic Modelling**. c. 39: 19-31.

Ng, Angela. 2000. Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin. **Journal of International Money and Finance**. c. 19: 207-233.

Nitoi, Mihai, Maria Miruna Pochea. 2019. What Drives European Union Stock Market Co-Movements? **Journal of International Money and Finance**. c. 97: 57-69.

Omrane, Walid Ben, Syed Mujahid Hussain. 2016. Foreign News and the Structure of Co-Movement in European Equity Markets: An Intraday Analysis. **Research in International Business and Finance**. c. 37: 572-582.

Pagan, Jose A., Gökçe Soydemir. 2000. On the Linkages between Equity Markets in Latin America. **Applied Economics Letters**. c. 7. s. 3: 207-210.

Peiro, Amado, Javier Quesada, Ezequiel Uriel. 1998. Transmission of Movements in Stock Markets. **The European Journal of Finance**. c. 4. s. 4: 331-343.

Piljak, Vanja. 2013. Bond Markets Co-Movement Dynamics and Macroeconomic Factors: Evidence from Emerging and Frontier Markets. **Emerging Markets Review**. c. 17: 29-43.

Poshakwale, Sunil S., Anandadeep Mandal. 2016. Determinants of Asymmetric Return Comovements of Gold and Other Financial Asset. **International Review of Financial Analysis**. c. 47: 229-242.

Pragidis, I.C., G.P. Aielli, D. Chionis, P. Schizas. 2015. Contagion Effects during Financial Crisis: Evidence from the Greek Sovereign Bonds Market. **Journal of Financial Stability**. c. 18: 127-138.

Pretorius, Elna. 2002. Economic Determinants of Emerging Stock Market Interdependence. **Emerging Markets Review**. c. 3: 84-105.

Rejeb, Aymen Ben, Mongi Arfaoui. 2016. Financial Market Interdependencies: A Quantile Regression Analysis of Volatility Spillover. **Research in International Business and Finance**. c. 36: 140-157.

Romer, David. 2012. **Advanced Macroeconomics**. 4. bs. USA: The McGraw-Hill Companies.

Rothonis, Stephanie, Duy Tran, Eliza Wu. 2016. Does National Culture Affect the Intensity of Volatility Linkages in International Equity Markets? **Research in International Business and Finance**. c. 36: 85-95.

Rua, Antonio, Luis C. Nunes. 2009. International Comovement of Stock Market Returns: A Wavelet Analysis. **Journal of Empirical Finance**. c. 16: 632-639.

Sakemoto, Ryuta. 2018. Co-Movement between Equity and Bond Markets. **International Review of Economics and Finance**. c. 53: 25-38.

Saryal, Fatma Sönmez. 2007. Does Inflation Have an Impact on Conditional Stock Market Volatility? Evidence from Turkey and Canada. **International Research Journal of Finance and Economics**. c. 11: 123-133.

Schwert, G. William. 1989. Why Does Stock Market Volatility Change Over Time? **The Journal of Finance**. c. 44. s. 6: 1115-1153.

Shen, Pei-Long, Wen Li, Xiao-Ting Wang, Chi-Wei Su. 2015. Contagion Effect of the European Financial Crisis on China's Stock Markets: Interdependence and Pure Contagion. **Economic Modelling**. c. 50: 193-199.

Skintzi, Vasiliki D. 2017. Determinants of Stock-Bond Market Comovement in the Eurozone Under Model Uncertainty. **Munich Personal RePEc Archive**. No. 78278.

Skintzi, Vasiliki D., Apostolos N. Refenes. 2006. Volatility Spillovers and Dynamic Correlation in European Bond Markets. **International Financial Markets, Institutions and Money**. c. 16: 23-40.

Sola, Martin, Fabio Spagnolo, Nicola Spagnolo. 2002. A Test for Volatility Spillovers. **Economics Letters**. c. 76: 77-84.

Solnik, Bruno H. 1974. Why Not Diversify Internationally Rather Than Domestically? **Financial Analysts Journal**. c. 30. s. 4: 48-54.

Susmel, Raul, Robert Engle. 1994. Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets. **Journal of International Money and Finance**. c. 13: 3-25.

Taşdemir, Murat, Abdullah Yalama. 2014. Volatility Spillover Effects in Interregional Equity Markets: Empirical Evidence from Brazil and Turkey. **Emerging Markets Finance and Trade**. c. 50: 190-202.

Taştan, Hüseyin. 2006. Estimating Time-Varying Conditional Correlations between Stock and Foreign Exchange Markets. **Physica A**. c. 360: 445-458.

Tavares, Jose. 2009. Economic Integration and the Comovement of Stock Returns. **Economics Letters**. c. 103: 65-67.

Tay, Anthony S. 2007. Financial Variables as Predictors of Real Output Growth. **SMU Working Paper**. No. 14.

Thomas, Nisha Mary, Smita Kashiramka, Surendra Singh Yadav. 2019. The Nature and Determinants of Comovement between Developed, Emerging and Frontier Equity Markets: Europe versus Asia-Pacific. **Thunderbird International Business Review**. c. 61: 291-307.

Tiryaki, Ahmet, Reşat Ceylan, Levent Erdoğan. 2018. Asymmetric Effects of Industrial Production, Money Supply and Exchange Rate Changes on Stock Returns in Turkey. **Applied Economics**. 1-12.

Tokat, Hakkı Arda. 2013. Altın, Döviz ve Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık Etkileşimi Mekanizmasının Analizi. **İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi**. c. 48: 151-162.

Tsukuda, Yoshihiko, Junji Shimada, Tatsuyoshi Miyakoshi. 2017. Bond Market Integration in East Asia: Multivariate GARCH with Dynamic Conditional Correlations Approach. **International Review of Economics and Finance**. c. 51: 193-213.

Vithessonthi, Chaiporn, Sriyalatha Kumarasinghe. 2016. Financial Development, International Trade Integration, and Stock Market Integration: Evidence from Asia**. Journal of Multinational Financial Management**. c. 35: 79-92.

Walti, Sebastien. 2005. The Macroeconomic Determinants of Stock Market Synchronization. **Journal of International Banking Law**.

Wang, Fangfang, Eric Ghysels. 2014. Econometric Analysis of Volatility Component Models. **Econometric Theory**. 1-32.

Wang, Kehluh, Yi-Hsuan Chen, Szu-Wei Huang. 2011. The Dynamic Dependence between the Chinese Market and Other International Stock Markets: A Time-Varying Copula Approach. **International Review of Economics and Finance**. c. 20: 654-664.

Wang, Sen, Zhixiu Guo. 2019. A Study on the Co-Movement and Influencing Factors of Stock Markets between China and the Other G20 Members. **International Journal of Finance & Economics**. 1-20.

Yang, Sheng-Yung. 2005. A DCC Analysis of International Stock Market Correlations: The Role of Japan on the Asian Four Tigers. **Applied Financial Economics Letters**. c. 1. s. 2: 89-93.

Yarovaya, Larisa, Janusz Brzeszczynski, Chi Keung Marco Lau. 2016. Intra- and Inter-Regional Return and Volatility Spillovers across Emerging and Developed Markets: Evidence from Stock Indices and Stock Index Futures. **International Review of Financial Analysis**. c. 43: 96-114.

Yarovaya, Larisa, Marco Chi Keung Lau. 2016. Stock Market Comovements around the Global Financial Crisis: Evidence from the UK, BRICS and MIST Markets. **Research in International Business and Finance**. c. 37: 605-619.

Yılmaz, Kâmil. 2010. Return and Volatility Spillovers among the East Asian Equity Markets. **Journal of Asian Economics**. c. 21: 304-313.

Yılmaz, Ömer, Bener Güngör, Vedat Kaya. 1997. Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik. **İMKB Dergisi**. c. 9. s. 34: 1-16.

Zhou, Xiangyi, Weijin Zhang, Jie Zhang. 2012. Volatility Spillovers between the Chinese and World Equity Markets. **Pacific-Basin Finance Journal**. c. 20: 247-27.

EKLER

Ek 1. Tüm Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları

Dccmidascorr_fw	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
Karşılıklı ticaret	0.4202***	0.5481***	0.5361***
	(0.046)	(0.064)	(0.064)
GSYH büyüme oranı	-0.0353***	-0.0452***	-0.0465***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)
Enflasyon oranı	-0.0102***	-0.0180***	-0.0181***
	(0.002)	(0.003)	(0.003)
Faiz oranı	-0.0136***	-0.0369***	-0.0378***
	(0.002)	(0.003)	(0.003)
CDS risk primi		0.0261***	0.0243***
		(0.003)	(0.003)
Eko. pol. belirsizlik		0.0028	0.0030
		(0.004)	(0.004)
S&P500 volatilite	0.8328***		0.0552
	(0.070)		(0.129)
Volatilite oranı			-0.0281***
			(0.006)
Küresel kriz kukla	-0.0266***	-0.0897***	-0.0903***
	(0.008)	(0.013)	(0.015)
Trend	-0.0006***	-0.0065***	-0.0063***
	(0.0001)	(0.0003)	(0.0004)
Sabit	0.3737***	0.4947***	0.5189***
	(0.007)	(0.022)	(0.023)
Ülke çifti sayısı	78	55	55
Gözlem sayısı	3978	1905	1905
Düzeltilmiş R^2	0.199	0.323	0.329
F istatistiği	142.69***	114.96***	94.51***

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr_fw, ülke çiftleri arasındaki fixed window DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Ek 2. G7 Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları

Dccmidascorr_fw	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
Karşılıklı ticaret	0.6849***	0.9599***	0.9438***
	(0.048)	(0.063)	(0.063)
GSYH büyüme oranı	-0.0066*	-0.0074*	-0.0064
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Enflasyon oranı	-0.0447***	-0.0380***	-0.0373***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Faiz oranı	-0.0153***	-0.0380***	-0.0398***
	(0.004)	(0.005)	(0.005)
CDS risk primi		0.0384***	0.0394***
		(0.003)	(0.003)
Eko. pol. belirsizlik		0.0211***	0.0216***
		(0.005)	(0.005)
S&P500 volatilite	0.6099***		-0.1177
	(0.122)		(0.169)
Volatilite oranı			-0.0198**
			(0.007)
Küresel kriz kukla	-0.0322**	-0.0372**	-0.0270
	(0.014)	(0.017)	(0.021)
Trend	-0.0006**	-0.0047***	-0.0046***
	(0.0003)	(0.0005)	(0.0005)
Sabit	0.4177***	0.3615***	0.3789***
	(0.011)	(0.029)	(0.030)
Ülke çifti sayısı	21	21	21
Gözlem sayısı	1071	783	783
Düzeltilmiş R^2	0.281	0.423	0.426
F istatistiği	60.82***	72.72***	59.26***

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr_fw, ülke çiftleri arasındaki fixed window DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Ek 3. G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri POLS Tahmin Sonuçları

Dccmidascorr_fw	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
Karşılıklı ticaret	-0.4060***	-0.3278***	-0.3466***
	(0.105)	(0.116)	(0.115)
GSYH büyüme oranı	-0.0288***	-0.0193***	-0.0211***
	(0.002)	(0.003)	(0.003)
Enflasyon oranı	0.0392***	0.0266***	0.0282***
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Faiz oranı	-0.0018	-0.0179***	-0.0193***
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
CDS risk primi		0.0509***	0.0449***
		(0.004)	(0.005)
Eko. pol. belirsizlik		0.0037	0.0035
		(0.005)	(0.005)
S&P500 volatilite	0.7609***		-0.0506
	(0.089)		(0.156)
Volatilite oranı			-0.0603***
			(0.013)
Küresel kriz kukla	-0.0374***	-0.1417***	-0.1278***
	(0.010)	(0.015)	(0.017)
Trend	-0.0005**	-0.0067***	-0.0065***
	(0.0002)	(0.0004)	(0.0005)
Sabit	0.3241***	0.3328***	0.3992***
	(0.010)	(0.031)	(0.034)
Ülke çifti sayısı	42	28	28
Gözlem sayısı	2142	948	948
Düzeltilmiş R^2	0.1561	0.375	0.388
F istatistiği	57.59***	72.24***	61.28***

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr_fw, ülke çiftleri arasındaki fixed window DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Ek 4. Tüm Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları

$(\text{Dccmidascorr_fw})_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-1}$	1.2460***	1.3511***	1.3424***
	(0.011)	(0.008)	(0.007)
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-2}$	-0.3436***	-0.4418***	-0.4314***
	(0.008)	(0.011)	(0.009)
Karşılıklı ticaret	0.0677	-0.0682	-0.1213
	(0.066)	(0.074)	(0.151)
GSYH büyüme oranı	-0.0016***	-0.0028***	-0.0027***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
Enflasyon oranı	0.0002	-0.0006**	-0.0010***
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
Faiz oranı	-0.0012***	-0.0005*	-0.0009***
	(0.0002)	(0.0003)	(0.0003)
CDS risk primi		0.0059***	0.0042***
		(0.0002)	(0.0003)
Eko. pol. belirsizlik		-0.0014***	-0.0015***
		(0.0002)	(0.0002)
S&P500 volatilite	0.0187***		0.0978***
	(0.003)		(0.006)
Volatilite oranı			-0.0040***
			(0.001)
Küresel kriz kukla	-0.0047***	-0.0050***	-0.0113***
	(0.0005)	(0.0004)	(0.0006)
Trend	-0.0009***	-0.0003***	-0.0002***
	(0.00009)	(0.00003)	(0.00002)
Sabit	0.0229***	0.0331***	0.0398***
	(0.006)	(0.003)	(0.007)
Ülke çifti sayısı	78	55	55
Gözlem sayısı	3978	1905	1905
Enstrüman sayısı	105	96	98
Wald istatistiği	2.14e+06***	594007.20***	1.61e+06***
AR(1) Arellano-Bond prob	0.000	0.000	0.000
AR(2) Arellano-Bond prob	0.891	0.718	0.685
AR(3) Arellano-Bond prob	0.591	0.827	0.756
Sargan test prob	0.959	0.998	0.999

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr_fw, ülke çiftleri arasındaki fixed window DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Ek 5. G7 Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları

$(\text{Dccmidascorr_fw})_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-1}$	1.2398***	1.2353***	1.1897***
	(0.110)	(0.105)	(0.188)
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-2}$	-0.3271***	-0.4311***	-0.3679***
	(0.098)	(0.144)	(0.135)
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-3}$	0.0002	0.0219	
	(0.093)	(0.117)	
Karşılıklı ticaret	-0.3941	-0.6125	-0.8339
	(0.686)	(0.476)	(0.601)
GSYH büyüme oranı	-0.0001	-0.00009	0.00008
	(0.0002)	(0.0003)	(0.0003)
Enflasyon oranı	-0.0004	-0.0009	-0.0015*
	(0.0009)	(0.0007)	(0.0008)
Faiz oranı	-0.0017**	-0.0036***	-0.0038***
	(0.0008)	(0.0007)	(0.0007)
CDS risk primi		0.0030***	0.0031***
		(0.0007)	(0.001)
Eko. pol. belirsizlik		-0.0023***	-0.0017**
		(0.0006)	(0.0008)
S&P500 volatilite	0.0517***		-0.0320
	(0.013)		(0.122)
Volatilite oranı			-0.0042**
			(0.001)
Küresel kriz kukla	-0.0024	-0.0015	0.0006
	(0.001)	(0.002)	(0.006)
Trend	-0.0002**	-0.0005**	-0.0004*
	(0.00007)	(0.0002)	(0.0002)
Sabit	0.0706	0.1370*	0.1547*
	(0.067)	(0.072)	(0.085)
Ülke çifti sayısı	21	21	21
Gözlem sayısı	1071	783	783
Enstrüman sayısı	103	96	98
Wald istatistiği	686.41***	1301.92***	4983.80***
AR(1) Arellano-Bond prob	0.001	0.004	0.004
AR(2) Arellano-Bond prob	0.184	0.354	0.131
AR(3) Arellano-Bond prob	0.071	0.055	0.059
Sargan test prob	0.999	0.999	0.998

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr_fw, ülke çiftleri arasındaki fixed window DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Ek 6. G7 ve BRICS+T Ülke Çiftleri Sistem GMM Tahmin Sonuçları

$(\text{Dccmidascorr_fw})_t$	*Model 1*	*Model 2*	*Model 3*
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-1}$	1.3359***	1.3871***	1.3790***
	(0.015)	(0.046)	(0.055)
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-2}$	-0.4174***	-0.5022***	-0.5258***
	(0.013)	(0.037)	(0.052)
$(\text{Dccmidascorr_fw})_{t-3}$			-0.0086
			(0.047)
Karşılıklı ticaret	-0.1083	-0.7532	-0.0389
	(0.250)	(0.990)	(0.725)
GSYH büyüme oranı	-0.0029***	-0.0034***	-0.0041***
	(0.0002)	(0.0004)	(0.0004)
Enflasyon oranı	0.0005	0.0002	0.0011
	(0.0004)	(0.001)	(0.0009)
Faiz oranı	-0.0020**	-0.0019***	-0.0023***
	(0.0002)	(0.0005)	(0.0006)
CDS risk primi		0.0040***	0.0030*
		(0.001)	(0.001)
Eko. pol. belirsizlik		0.0007	0.0010
		(0.0009)	(0.0009)
S&P500 volatilite	0.0784***		0.1230***
	(0.004)		(0.040)
Volatilite oranı			-0.0127***
			(0.003)
Küresel kriz kukla	-0.0022**	-0.0029	-0.0141***
	(0.0008)	(0.003)	(0.004)
Trend	-0.0002***	-0.0005***	-0.0006***
	(0.00003)	(0.0001)	(0.0001)
Sabit	0.0375***	0.0700***	0.0641**
	(0.009)	(0.026)	(0.029)
Ülke çifti sayısı	42	28	28
Gözlem sayısı	2142	948	948
Enstrüman sayısı	101	96	98
Wald istatistiği	43030.62***	14643.63***	12725.07***
AR(1) Arellano-Bond prob	0.000	0.002	0.003
AR(2) Arellano-Bond prob	0.536	0.463	0.364
AR(3) Arellano-Bond prob	0.386	0.652	0.606
Sargan test prob	0.998	0.998	0.999

Notlar: Bağımlı değişken; Dccmidascorr_fw, ülke çiftleri arasındaki fixed window DCC-MIDAS korelasyonlarının Fisher Z dönüştürmesini, Karşılıklı ticaret; ülke çiftlerinin tüm dünyayla olan toplam ticaret hacimlerinin içinde birbirleriyle olan karşılıklı ticaretlerinin yüzdesini, GSYH büyüme oranı; ülke çiftleri arasındaki GSYH büyüme oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Enflasyon oranı; ülke çiftleri arasındaki enflasyon oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, Faiz oranı; ülke çiftleri arasındaki faiz oranı farkının mutlak değerinin logaritmasını, CDS risk primi; ülke çiftleri arasındaki 5 yıllık CDS risk primi farkının mutlak değerinin logaritmasını, Eko. pol. belirsizlik; ülke çiftleri arasındaki ekonomi politika belirsizlik endeksi farkının mutlak değerinin logaritmasını, S&P500 volatilite; S&P500 endeksinin volatilitesini, Volatilite oranı; ülkelerin hisse senedi piyasa volatilitelerinin birbirine oranını temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Ek 7. Tüm Ülke Çiftleri (Fixed Window) DCC-MIDAS Tahmin Sonuçları

Dcc-Midas Parametreleri	a	b	ω	*LL*	*AIC*	*BIC*
S&P500 vs. DAX30	0.018***	0.966***	2.056***	-8489.5	16985.1	17004.1
	(0.002)	(0.005)	(0.786)			
S&P500 vs. FTSE	0.021***	0.939***	2.201***	-9097.2	18200.5	18219.5
	(0.001)	(0.004)	(0.201)			
S&P500 vs. CAC40	0.015***	0.976***	1.502*	-8664.1	17334.2	17353.2
	(0.002)	(0.003)	(0.788)			
S&P500 vs. FTSE MIB	0.011***	0.981***	1.155*	-9352.9	18711.9	18730.9
	(0.002)	(0.004)	(0.765)			
S&P500 vs. NIKKEI225	0.063***	0.280*	1.868***	-9543.8	19093.7	19112.6
	(0.011)	(0.153)	(0.505)			
S&P500 vs. S&P/TSX	0.028***	0.951***	1.051***	-9168.4	18342.8	18361.8
	(0.004)	(0.009)	(0.057)			
DAX30 vs. FTSE	0.053***	0.915***	1.062***	-9156.5	18319.1	18338.1
	(0.004)	(0.008)	(0.045)			
DAX30 vs. CAC40	0.063***	0.756***	3.790***	-7084.1	14174.1	14193.2
	(0.004)	(0.033)	(0.488)			
DAX30 vs. FTSE MIB	0.076***	0.837***	1.021***	-8491.7	16989.6	17008.6
	(0.005)	(0.011)	(0.022)			
DAX30 vs. NIKKEI225	0.008*	0.946***	1.001***	-9549.4	19105.1	19123.9
	(0.004)	(0.054)	(0.107)			
DAX30 vs. S&P/TSX	0.014***	0.967***	2.755**	-9310.9	18627.9	18646.9
	(0.004)	(0.015)	(1.395)			
FTSE vs. CAC40	0.065***	0.905***	1.038***	-8990.2	17986.5	18005.6
	(0.005)	(0.009)	(0.143)			
FTSE vs. FTSE MIB	0.053***	0.911***	1.015***	-9344.4	18695.1	18714.1
	(0.006)	(0.012)	(0.075)			
FTSE vs. NIKKEI225	0.010***	0.960***	1.001***	-9053.2	18112.5	18131.4
	(0.003)	(0.022)	(0.183)			
FTSE vs. S&P/TSX	0.014***	0.971***	1.021***	-9425.1	18856.2	18875.2
	(0.003)	(0.010)	(0.155)			
CAC40 vs. FTSE MIB	0.055***	0.912***	1.081***	-7886.7	15779.4	15798.5
	(0.004)	(0.010)	(0.058)			
CAC40 vs. NIKKEI225	0.011**	0.956***	1.033***	-9592.1	19190.1	19208.9
	(0.004)	(0.029)	(0.123)			
CAC40 vs. S&P/TSX	0.013***	0.972***	1.917*	-9380.1	18766.2	18785.2
	(0.003)	(0.012)	(1.046)			
FTSE MIB vs. NIKKEI	0.007**	0.969***	1.052***	-8958.1	17922.1	17941.1
	(0.003)	(0.025)	(0.200)			
FTSE MIB vs. S&P/TSX	0.017***	0.972***	1.037**	-8825.1	17656.1	17675.1
	(0.003)	(0.007)	(0.520)			
NIKKEI vs. S&P/TSX	0.017**	0.968***	1.001***	-9534.2	19074.4	19093.3
	(0.004)	(0.008)	(0.115)			
BOVESPA vs. RTS	0.011***	0.983***	1.041***	-9036.1	18078.3	18097.1
	(0.003)	(0.006)	(0.349)			
BOVESPA vs. NIFTY	0.008**	0.980***	1.001***	-9306.7	18619.4	18638.3
	(0.003)	(0.013)	(0.188)			
BOVESPA vs. SHANG.	0.012**	0.901***	3.071**	-7920.5	15847.1	15865.8
	(0.001)	(0.140)	(1.479)			
BOVESPA vs. FTSE/JSE	0.009***	0.986***	1.012***	-8895.6	17797.3	17816.2
	(0.002)	(0.004)	(0.305)			
BOVESPA vs. BIST100	0.012***	0.968***	1.283*	-9636.7	19279.4	19298.3
	(0.004)	(0.017)	(0.737)			

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Ek 7. - devam

Dcc-Midas Parametreleri	*a*	*b*	*ω*	*LL*	*AIC*	*BIC*
RTS vs. NIFTY500	0.023***	0.930***	2.170***	-9455.1	18916.3	18935.2
	(0.006)	(0.030)	(0.828)			
RTS vs. SHANGHAI	0.025***	0.902***	1.001***	-9399.4	18804.8	18823.7
	(0.007)	(0.038)	(0.063)			
RTS vs. FTSE/JSE	0.029***	0.952***	1.484**	-9619.2	19244.6	19263.4
	(0.005)	(0.012)	(0.644)			
RTS vs. BIST100	0.035***	0.940***	1.015***	-9935.3	19876.7	19895.6
	(0.004)	(0.009)	(0.049)			
NIFTY500 vs. SHANG.	0.022**	0.876***	1.090***	-9141.8	18289.7	18308.5
	(0.009)	(0.073)	(0.411)			
NIFTY vs. FTSE/JSE	0.017***	0.957***	1.022***	-9385.5	18777.1	18796.1
	(0.005)	(0.017)	(0.125)			
NIFTY500 vs. BIST100	0.016***	0.967***	1.179**	-8845.9	17697.9	17716.7
	(0.004)	(0.014)	(0.525)			
SHANG. vs. FTSE/JSE	0.012*	0.923***	1.080***	-9678.3	19362.6	19381.5
	(0.007)	(0.079)	(0.088)			
SHANG. vs. BIST100	0.019***	0.828***	1.001***	-9353.7	18713.5	18732.4
	(0.009)	(0.135)	(0.072)			
FTSE/JSE vs. BIST100	0.027***	0.957***	1.320***	-9321.3	18648.6	18667.5
	(0.005)	(0.011)	(0.167)			
S&P500 vs. BOVESPA	0.032***	0.955***	1.701**	-8565.3	17136.6	17155.5
	(0.004)	(0.006)	(0.138)			
S&P500 vs. RTS	0.014*	0.908***	7.481***	-8481.9	16969.8	16988.7
	(0.007)	(0.086)	(2.128)			
S&P500 vs. NIFTY500	0.014**	0.920***	1.008***	-9030.1	18066.1	18084.9
	(0.007)	(0.059)	(0.130)			
S&P500 vs. SHANG.	0.015**	0.947***	1.001***	-8491.2	16988.1	17006.9
	(0.006)	(0.029)	(0.201)			
S&P500 vs. FTSE/JSE	0.011*	0.944***	5.989***	-8474.1	16954.2	16973.1
	(0.006)	(0.062)	(2.053)			
S&P500 vs. BIST100	0.005**	0.981***	1.201**	-9059.7	19125.5	19144.4
	(0.002)	(0.008)	(0.424)			
DAX30 vs. BOVESPA	0.018***	0.972***	1.091*	-8537.9	17081.9	17100.8
	(0.003)	(0.008)	(0.155)			
DAX30 vs. RTS	0.031***	0.945***	1.002*	-9756.1	19518.1	19537.2
	(0.004)	(0.011)	(0.041)			
DAX30 vs. NIFTY500	0.011***	0.976***	1.032***	-8462.1	16930.2	16949.2
	(0.003)	(0.008)	(0.299)			
DAX30 vs. SHANG.	0.004**	0.988***	1.001**	-8940.1	17886.2	17904.9
	(0.003)	(0.012)	(0.376)			
DAX30 vs. FTSE/JSE	0.030***	0.949***	1.796*	-8814.7	17635.5	17654.5
	(0.005)	(0.012)	(1.064)			
DAX30 vs. BIST100	0.022***	0.968***	1.141*	-8804.3	17614.7	17633.7
	(0.003)	(0.007)	(0.533)			
FTSE vs. BOVESPA	0.013**	0.978***	1.001***	-9746.9	19499.4	19518.8
	(0.003)	(0.006)	(0.165)			
FTSE vs. RTS	0.033***	0.930***	3.341***	-9646.5	19299.1	19318.1
	(0.004)	(0.015)	(0.898)			
FTSE vs. NIFTY500	0.013***	0.960***	1.020***	-9687.4	19380.9	19399.9
	(0.004)	(0.021)	(0.096)			
FTSE vs. SHANGHAI	0.006*	0.956***	1.001***	-8502.2	17010.5	17029.3
	(0.005)	(0.059)	(0.156)			

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Ek 7. - devam

Dcc-Midas Parametreleri	*a*	*b*	*ω*	*LL*	*AIC*	*BIC*
FTSE vs. FTSE/JSE	0.035***	0.945***	2.474*	-8897.8	17801.8	17820.8
	(0.005)	(0.012)	(1.359)			
FTSE vs. BIST100	0.024***	0.960***	2.943*	-8335.9	16678.1	16697.2
	(0.004)	(0.010)	(1.764)			
CAC40 vs. BOVESPA	0.017***	0.973***	1.001***	-9935.7	19877.5	19896.5
	(0.003)	(0.006)	(0.126)			
CAC40 vs. RTS	0.044***	0.901***	3.045***	-9826.3	19658.7	19677.6
	(0.007)	(0.023)	(0.808)			
CAC40 vs. NIFTY500	0.014***	0.951***	1.614**	-9328.3	18662.8	18681.7
	(0.005)	(0.028)	(0.764)			
CAC40 vs. SHANGHAI	0.007*	0.957***	1.012***	-9970.8	19947.7	19966.6
	(0.005)	(0.050)	(0.085)			
CAC40 vs. FTSE/JSE	0.029***	0.953***	1.103***	-9556.4	19118.8	19137.9
	(0.005)	(0.010)	(0.155)			
CAC40 vs. BIST100	0.021***	0.969***	1.008***	-9849.3	19704.6	19723.5
	(0.003)	(0.006)	(0.199)			
FTSE MIB vs. BOVES.	0.017***	0.975***	1.001***	-9956.7	19712.5	19763.4
	(0.003)	(0.007)	(0.146)			
FTSE MIB vs. RTS	0.036***	0.906***	1.783***	-9843.1	19692.3	19711.2
	(0.007)	(0.024)	(0.530)			
FTSE MIB vs. NIFTY	0.014***	0.953***	1.011**	-9827.3	19660.5	19679.5
	(0.004)	(0.023)	(0.076)			
FTSE MIB vs. SHANG.	0.006*	0.929***	1.321***	-9250.1	18506.3	18525.2
	(0.004)	(0.121)	(0.114)			
FTSE MIB vs. FTSE/JSE	0.031***	0.952***	1.188***	-9165.5	18337.1	18356.1
	(0.005)	(0.009)	(0.194)			
FTSE MIB vs. BIST100	0.020**	0.972***	1.001***	-9891.2	19978.1	19990.9
	(0.003)	(0.006)	(0.137)			
NIKKEI225 vs. BOVES.	0.011***	0.969***	1.231***	-8937.9	17882.2	17900.8
	(0.003)	(0.015)	(0.131)			
NIKKEI225 vs. RTS	0.013***	0.969***	1.001**	-9495.9	18997.9	19016.7
	(0.004)	(0.014)	(0.095)			
NIKKEI vs. NIFTY500	0.022***	0.933***	1.321***	-9377.9	18762.1	18780.8
	(0.006)	(0.027)	(0.236)			
NIKKEI vs. SHANGHAI	0.012***	0.977***	1.120***	-9340.6	18687.2	18706.1
	(0.004)	(0.013)	(0.182)			
NIKKEI vs. FTSE/JSE	0.008**	0.967***	1.001***	-8698.2	17402.5	17421.3
	(0.004)	(0.023)	(0.130)			
NIKKEI225 vs. BIST100	0.017***	0.954***	1.140***	-9888.1	19782.2	19801.1
	(0.005)	(0.017)	(0.089)			
S&P/TSX vs. BOVESPA	0.037***	0.910***	1.001***	-9503.7	19013.5	19032.4
	(0.007)	(0.021)	(0.039)			
S&P/TSX vs. RTS	0.012***	0.975***	1.101*	-8773.1	17552.4	17571.3
	(0.002)	(0.007)	(0.463)			
S&P/TSX vs. NIFTY500	0.013**	0.952***	1.201***	-9449.2	18904.6	18923.5
	(0.005)	(0.029)	(0.145)			
S&P/TSX vs. SHANG.	0.016***	0.957***	1.024***	-9680.4	19366.4	19385.2
	(0.005)	(0.021)	(0.106)			
S&P/TSX vs. FTSE/JSE	0.016***	0.939***	1.020***	-9580.3	19166.8	19185.7
	(0.006)	(0.033)	(0.092)			
S&P/TSX vs. BIST100	0.015***	0.967***	1.001***	-9578.7	19163.6	19182.5
	(0.004)	(0.014)	(0.149)			

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Ek 8. Tüm Ülke Çiftleri (Rolling Window) DCC-MIDAS Tahmin Sonuçları

Dcc-Midas Parametreleri	a	b	ω	*LL*	*AIC*	*BIC*
S&P500 vs. DAX30	0.019***	0.963***	2.163***	-8476.1	16958.1	16977.1
	(0.002)	(0.006)	(0.825)			
S&P500 vs. FTSE	0.007**	0.939***	4.442***	-9107.2	18400.1	18419.5
	(0.002)	(0.052)	(1.164)			
S&P500 vs. CAC40	0.015***	0.943***	2.962***	-8764.1	17434.3	17453.1
	(0.002)	(0.023)	(0.775)			
S&P500 vs. FTSE MIB	0.011*	0.946***	7.626***	-9359.9	18725.9	18744.9
	(0.002)	(0.028)	(1.971)			
S&P500 vs. NIKKEI225	0.061***	0.280*	1.943***	-9304.1	18614.3	18633.2
	(0.011)	(0.161)	(0.504)			
S&P500 vs. S&P/TSX	0.031***	0.942***	1.001***	-9090.1	18186.1	18205.1
	(0.004)	(0.011)	(0.269)			
DAX30 vs. FTSE	0.058***	0.894***	5.123***	-7949.3	15904.6	15923.7
	(0.005)	(0.011)	(1.333)			
DAX30 vs. CAC40	0.058***	0.820***	3.799***	-7079.1	14164.1	14183.1
	(0.004)	(0.022)	(0.576)			
DAX30 vs. FTSE MIB	0.077***	0.823***	2.544***	-8479.3	16964.6	16983.7
	(0.005)	(0.013)	(0.516)			
DAX30 vs. NIKKEI225	0.008**	0.951***	1.029**	-9548.8	19103.6	19122.5
	(0.004)	(0.044)	(0.500)			
DAX30 vs. S&P/TSX	0.013***	0.975***	1.055**	-9810.9	19640.1	19666.9
	(0.003)	(0.011)	(0.420)			
FTSE vs. CAC40	0.066***	0.901***	1.428***	-8990.7	17987.5	18006.5
	(0.005)	(0.011)	(0.432)			
FTSE vs. FTSE MIB	0.052***	0.913***	1.067***	-9339.5	18685.1	18704.1
	(0.006)	(0.012)	(0.034)			
FTSE vs. NIKKEI225	0.011***	0.958***	1.001*	-9283.9	18573.9	18592.8
	(0.004)	(0.025)	(0.593)			
FTSE vs. S&P/TSX	0.014***	0.970***	1.196*	-9425.8	18857.7	18876.8
	(0.004)	(0.011)	(0.638)			
CAC40 vs. FTSE MIB	0.054***	0.914***	1.041***	-7880.6	15767.3	15786.3
	(0.004)	(0.010)	(0.270)			
CAC40 vs. NIKKEI225	0.010**	0.955***	1.030**	-9590.1	19186.1	19205.1
	(0.004)	(0.031)	(0.422)			
CAC40 vs. S&P/TSX	0.018***	0.940***	1.314***	-9932.7	19871.5	19890.5
	(0.005)	(0.025)	(0.377)			
FTSE MIB vs. NIKKEI	0.008**	0.942***	1.042***	-9528.3	19062.8	19081.7
	(0.004)	(0.063)	(0.539)			
FTSE MIB vs. S&P/TSX	0.016***	0.972***	1.035**	-8815.1	17626.1	17635.1
	(0.005)	(0.007)	(0.510)			
NIKKEI vs. S&P/TSX	0.016**	0.968***	1.021***	-9381.9	18770.1	18788.8
	(0.004)	(0.010)	(0.485)			
BOVESPA vs. RTS	0.022***	0.933***	3.466***	-9172.8	18351.6	18370.5
	(0.007)	(0.040)	(1.160)			
BOVESPA vs. NIFTY	0.008**	0.980***	1.001***	-9307.2	18620.6	18639.4
	(0.003)	(0.014)	(0.647)			
BOVESPA vs. SHANG.	0.012**	0.894***	3.138**	-7955.3	15916.7	15935.5
	(0.001)	(0.156)	(1.500)			
BOVESPA vs. FTSE/JSE	0.018*	0.743***	5.386***	-9568.2	19142.4	19161.3
	(0.003)	(0.266)	(1.435)			
BOVESPA vs. BIST100	0.011***	0.968***	1.504*	-9637.1	19280.1	19298.9
	(0.004)	(0.019)	(0.816)			

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Ek 8. - devam

Dcc-Midas Parametreleri	*a*	*b*	*ω*	*LL*	*AIC*	*BIC*
RTS vs. NIFTY500	0.025***	0.925***	3.160**	-8841.6	17689.3	17708.1
	(0.006)	(0.031)	(1.295)			
RTS vs. SHANGHAI	0.024***	0.894***	1.969***	-9398.6	18803.2	18822.1
	(0.007)	(0.047)	(0.838)			
RTS vs. FTSE/JSE	0.035***	0.934***	3.891***	-9231.4	18468.9	18487.8
	(0.006)	(0.019)	(1.450)			
RTS vs. BIST100	0.034***	0.944***	1.016***	-9933.1	19872.2	19891.1
	(0.004)	(0.009)	(0.307)			
NIFTY vs. SHANGHAI	0.020**	0.900***	1.292***	-8993.8	17993.7	18012.5
	(0.008)	(0.062)	(0.551)			
NIFTY vs. FTSE/JSE	0.019***	0.937***	2.130**	-9379.5	18765.1	18783.9
	(0.006)	(0.029)	(0.832)			
NIFTY500 vs. BIST100	0.015***	0.967***	1.304**	-8854.1	17714.2	17733.1
	(0.004)	(0.015)	(0.608)			
SHANG. vs. FTSE/JSE	0.010*	0.922***	1.190**	-9645.3	19296.7	19315.5
	(0.007)	(0.093)	(0.564)			
SHANG. vs. BIST100	0.019***	0.824***	1.001***	-9350.1	18706.1	18724.9
	(0.009)	(0.140)	(0.359)			
FTSE/JSE vs. BIST100	0.026***	0.958***	1.062*	-9380.6	18767.4	18786.3
	(0.005)	(0.011)	(0.606)			
S&P500 vs. BOVESPA	0.032***	0.954***	1.001***	-8571.2	17148.4	17167.4
	(0.004)	(0.006)	(0.383)			
S&P500 vs. RTS	0.015*	0.907***	6.086***	-8925.4	17856.9	17875.8
	(0.008)	(0.109)	(1.727)			
S&P500 vs. NIFTY500	0.015**	0.919***	1.001***	-9034.2	18074.4	18093.3
	(0.007)	(0.057)	(0.446)			
S&P500 vs. SHANG.	0.014**	0.941***	2.060*	-8318.7	16643.6	16662.4
	(0.006)	(0.041)	(0.855)			
S&P500 vs. FTSE/JSE	0.011*	0.943***	7.214***	-8364.4	16734.8	16753.7
	(0.005)	(0.062)	(2.482)			
S&P500 vs. BIST100	0.006*	0.966***	1.520*	-9888.9	19783.9	19802.8
	(0.003)	(0.026)	(0.724)			
DAX30 vs. BOVESPA	0.018***	0.963***	2.010*	-8537.3	17080.7	17099.6
	(0.003)	(0.008)	(0.800)			
DAX30 vs. RTS	0.035***	0.914***	4.76***	-9886.5	19779.1	19798.2
	(0.007)	(0.024)	(1.252)			
DAX30 vs. NIFTY500	0.011***	0.973***	1.030**	-8443.1	16892.1	16911.1
	(0.003)	(0.012)	(0.290)			
DAX30 vs. SHANGHAI	0.006*	0.976***	1.001*	-8939.9	17885.8	17904.7
	(0.003)	(0.027)	(0.580)			
DAX30 vs. FTSE/JSE	0.030***	0.951***	1.497*	-8813.9	17633.9	17652.9
	(0.005)	(0.011)	(0.875)			
DAX30 vs. BIST100	0.021***	0.968***	1.140*	-8802.5	17611.2	17630.1
	(0.003)	(0.007)	(0.530)			
FTSE vs. BOVESPA	0.013***	0.953***	4.451***	-9744.5	19495.2	19514.1
	(0.004)	(0.029)	(1.218)			
FTSE vs. RTS	0.032***	0.932***	3.727***	-9637.2	19280.4	19299.4
	(0.004)	(0.015)	(1.008)			
FTSE vs. NIFTY500	0.014***	0.956***	1.065***	-9622.7	19251.5	19270.4
	(0.004)	(0.023)	(0.048)			
FTSE vs. SHANGHAI	0.007*	0.938***	1.658*	-8977.7	17961.5	17980.4
	(0.005)	(0.101)	(0.971)			

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

Ek 8. - devam

Dcc-Midas Parametreleri	*a*	*b*	*ω*	*LL*	*AIC*	*BIC*
FTSE vs. FTSE/JSE	0.033***	0.951***	1.672*	-8787.2	17580.4	17599.4
	(0.004)	(0.009)	(0.970)			
FTSE vs. BIST100	0.022***	0.962***	3.340*	-8117.1	16240.4	16259.3
	(0.004)	(0.010)	(1.896)			
CAC40 vs. BOVESPA	0.018***	0.969***	1.070*	-9934.7	19867.1	19886.2
	(0.003)	(0.008)	(0.618)			
CAC40 vs. RTS	0.043***	0.900***	3.219***	-9824.3	19654.6	19673.5
	(0.007)	(0.025)	(0.899)			
CAC40 vs. NIFTY500	0.016***	0.950***	1.214**	-9835.9	19678.1	19696.9
	(0.005)	(0.024)	(0.619)			
CAC40 vs. SHANGHAI	0.008*	0.951***	1.806*	-9865.1	19736.1	19755.1
	(0.005)	(0.075)	(0.967)			
CAC40 vs. FTSE/JSE	0.029***	0.954***	1.003*	-9555.6	19117.3	19136.3
	(0.005)	(0.010)	(0.605)			
CAC40 vs. BIST100	0.020***	0.971***	1.001*	-9505.7	19017.6	19036.5
	(0.003)	(0.006)	(0.640)			
FTSE MIB vs. BOVES.	0.016***	0.977***	1.001**	-9857.1	19720.1	19739.1
	(0.003)	(0.006)	(0.140)			
FTSE MIB vs. RTS	0.037***	0.897***	2.108***	-9838.7	19683.5	19702.4
	(0.007)	(0.027)	(0.588)			
FTSE MIB vs. NIFTY	0.015***	0.950***	1.001***	-9826.6	19659.2	19678.2
	(0.004)	(0.024)	(0.344)			
FTSE MIB vs. SHANG.	0.006*	0.941***	1.150*	-9014.6	18035.4	18054.2
	(0.004)	(0.135)	(0.624)			
FTSE MIB vs. FTSE/JSE	0.034***	0.938***	3.922*	-8992.6	17991.3	18010.3
	(0.006)	(0.016)	(1.380)			
FTSE MIB vs. BIST100	0.021***	0.970***	2.021**	-8844.5	17695.1	17714.1
	(0.003)	(0.007)	(0.937)			
NIKKEI vs. BOVESPA	0.011**	0.959***	2.533*	-8765.9	17537.9	17556.7
	(0.004)	(0.034)	(1.305)			
NIKKEI225 vs. RTS	0.013***	0.969***	1.051***	-9495.9	18997.9	19016.7
	(0.004)	(0.014)	(0.095)			
NIKKEI225 vs. NIFTY	0.021***	0.931***	1.021***	-9326.3	18658.6	18677.4
	(0.006)	(0.030)	(0.384)			
NIKKEI225 vs. SHANG.	0.013***	0.974***	1.110**	-9409.4	18824.9	18843.7
	(0.004)	(0.015)	(0.192)			
NIKKEI vs. FTSE/JSE	0.009**	0.967***	1.001*	-8558.2	17122.5	17141.4
	(0.004)	(0.022)	(0.546)			
NIKKEI225 vs. BIST100	0.024***	0.897***	2.768***	-9422.7	18851.6	18870.4
	(0.008)	(0.057)	(0.862)			
S&P/TSX vs. BOVESPA	0.037***	0.910***	1.042***	-9503.7	19013.5	19032.4
	(0.007)	(0.021)	(0.039)			
S&P/TSX vs. RTS	0.020***	0.934***	3.634***	-9853.6	19713.3	19732.2
	(0.006)	(0.044)	(0.958)			
S&P/TSX vs. NIFTY500	0.013**	0.951***	1.121*	-9398.1	18802.2	18821.1
	(0.005)	(0.030)	(0.608)			
S&P/TSX vs. SHANG.	0.014**	0.959***	1.020*	-9592.6	19191.4	19210.2
	(0.005)	(0.021)	(0.573)			
S&P/TSX vs. FTSE/JSE	0.015**	0.929***	1.690***	-9953.4	19912.8	19931.8
	(0.007)	(0.056)	(0.655)			
S&P/TSX vs. BIST100	0.014***	0.967***	1.001*	-9579.8	19165.8	19184.7
	(0.004)	(0.015)	(0.572)			

Notlar: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion.

ÖZ GEÇMİŞ

ARİFENUR GÜNGÖR

Eğitim Bilgileri

- Doktora, Yıldız Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Doktora Programı, 09/2015-10/2019 [3.69/4.00]
- Yüksek Lisans, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Para, Sermaye Piyasaları ve Finansal Kurumlar Tezli Yüksek Lisans Programı, 09/2013-07/2015 [3.50/4.00]
- Lisans, İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, 09/2009-06/2013 [3.59/4.00]

Uluslararası Hakemli Dergilerde Yayınlanan Makaleler

- Taştan, H. & Güngör, A. (2019). Türkiye Hisse Senedi Piyasa Volatilitesinin Makroekonomik Temelleri. *Business and Economics Research Journal*. 10(4), 823-832.

Yazılan Ulusal/Uluslararası Kitaplardaki Bölümler

- Güngör, A. (2019). Hisse Senedi Piyasaları Arasında Bilgi Yayılımı üzerine Bir Değerlendirme. ed. Özcan, Y. & Karakaya, G. *Bir Değer Aracı Olarak Bilgi: Disiplinlerarası Güncel Yaklaşımlar*. İstanbul: Nobel Bilimsel Eserler. 27-40

Uluslararası Bilimsel Toplantılarda Sunulan ve Bildiri Kitaplarında Basılan Bildiriler

- Güngör, A. & Taştan, H. (2019). Uluslararası Hisse Senedi Piyasaları arasındaki Volatilite Yayılımının Belirleyenleri: DCC-MIDAS Yaklaşımı. *2nd International Conference on Management and Social Sciences*, 20-22 Nisan, Antalya. [Tam Metin]
- Taştan, H. & Güngör, A. (2019). Türkiye Hisse Senedi Piyasa Volatilitesinin Makroekonomik Temelleri: GARCH-MIDAS Yaklaşımı. *3rd International Conference on Economics, Finance and Management: "Recent Trends of the 21st Century in Economics, Finance and Management"*, 17-19 Nisan, İstanbul. [Özet Metin]