

**T.C.
DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ PROGRAMI
DOKTORA TEZİ**

**FINANSAL ZAMAN SERİLERİNDEKİ OYNAKLIĞIN
ÇOK DEĞİŞKENLİ GARCH MODELLERİ İLE
ANALİZİ**

Mehmet Ozan ÖZDEMİR

**Danışman
Doç. Dr. Hamdi EMEÇ**

İZMİR – 2020

TEZ ONAY SAYFASI



YEMİN METNİ

Doktora Tezi olarak sunduğum “Finansal Zaman Serilerindeki Oynaklığın Çok Değişkenli GARCH Modelleri İle Analizi” adlı çalışmanın, tarafımdan, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın yazıldığını ve yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuğunu, bunlara atıf yapılarak yararlanılmış olduğunu belirtir ve bunu onurumla doğrularım.

Tarih

....../....../2020

Mehmet Ozan ÖZDEMİR

ÖZET

Doktora Tezi

Finansal Zaman Serilerindeki Oynaklığın Çok Değişkenli GARCH Modelleri İle Analizi*

Mehmet Ozan ÖZDEMİR

Dokuz Eylül Üniversitesi

Sosyal Bilimler Enstitüsü

Ekonometri Anabilim Dalı

Ekonometri Programı

Küreselleşme ile birlikte ekonomilerin dışa açılması ve finansal liberalizasyon süreci, piyasalar arasındaki etkileşimi ve oynaklığı artırmıştır. Bu durum, piyasalardaki oynaklık ilişkisinin incelenmesini varlık fiyatlandırması ve risk yönetiminde odak noktası haline getirmiştir. Piyasalarda yaşanan oynaklığın zamana göre değişen dinamik yapısının ve piyasalar arasındaki oynaklık yayılımının analizi, yatırımcılar ve portföy yöneticileri için portföylerini çeşitlendirme, koruma ve risk yönetimi açısından; politika yapıcılar için ise makroekonomik göstergelere olan yansımaların incelenerek gerekli politikaların ortaya konulması açısından oldukça önem arz etmektedir.

Finansal getiri serilerinin otokorelasyonlu olması ve sabit varyans varsayımının sağlanamaması nedeniyle oynaklığı modellemek ve oynaklık kümelenmelerini yakalamak amacıyla tek değişkenli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelleri ortaya koyulmuştur. Finansal piyasalarda yaşanan entegrasyon sebebiyle finansal getiri serilerinin oynaklığının birlikte hareket ettiğinin gözlemlenmesi, tek değişkenli ARCH modellerinden Çok Değişkenli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (MGARCH) modellerine geçişi gerekli hale getirmiştir. MGARCH modellerinin geliştirilmesi, finansal piyasalar ve finansal varlıklar arasındaki ilişkiyi ortaya koymak adına önemli bir basamak olmuştur.

* Bu tez çalışması, 2214-A Yurt Dışı Doktora Sırası Araştırma Burs Programı kapsamında Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK) tarafından desteklenmiştir.

Bu çalışmanın temel amacı; Vektör Otoregresif (VAR)-MGARCH modelleri kullanılarak Kredi Temerrüt Takasları (CDS), hisse senedi piyasası ve petrol piyasası arasındaki oynaklığın ortak hareketinin farklı istatistiksel dağılımlar altında incelenmesi, elde edilen sonuçların karşılaştırılarak en uygun modelin seçilmesi ve istatistiksel dağılımların öngörümleme performansları üzerindeki etkisini ortaya koymaktır. Çalışmada, 31 Aralık 2009 ile 25 Şubat 2019 tarihleri arasındaki Türkiye'nin 5 yıllık CDS primi, BIST 30 endeksi ve Brent petrol fiyatı değişkenlerine ait günlük veriler kullanılmıştır.

İlk olarak, getiri serilerine ait koşullu ortalama denklemi VAR(1) modeli ile tahminlenmiş ve elde edilen artıklar Diagonal BEKK-GARCH(1,1), CCC-GARCH(1,1), DCC_E-GARCH(1,1) ve DCC_T-GARCH(1,1) modelleri için girdi olarak kullanılmıştır. Getiri serilerinde görülen kalın kuyruklu ve asimetri gibi karakteristik özellikleri dikkate almak amacıyla modeller normal dağılımın yanı sıra, student-t, Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) ve skewed-t dağılımları altında tahmin edilmiştir.

Model sonuçları analiz edilerek model seçim kriterlerine göre performansları karşılaştırıldığında koşullu korelasyonların dinamik olarak ele alındığı modellerin tahminleme gücünün daha yüksek olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Sonuçlar istatistiksel dağılımlar açısından incelendiğinde skewed -t dağılımının normal, GED ve student-t dağılımlarına göre daha başarılı olduğu görülmüştür. Çalışmada istatistiksel dağılımların modellerin öngörümleme performansları üzerindeki etkisi de incelenmiştir. Bu doğrultuda örneklem içi öngörümleme yapıldıktan sonra her bir model için hata kareleri ortalaması (MSE) ve mutlak hatalar ortalaması (MAE) değerleri hesaplanmıştır. MSE ve MAE değerleri karşılaştırıldığında birinci adımda skewed-t, ikinci adımda student-t dağılımının kullanıldığı modelin öngörümleme performansının daha iyi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Oynaklık, Çok Değişkenli GARCH Modelleri, Kredi Temerrüt Takas Primi, Petrol Fiyatı, Hisse Senedi Piyasası.

ABSTRACT
Doctoral Thesis
Doctor of Philosophy (PhD)
Analysis of the Volatility in Financial Time Series Using Multivariate GARCH
Models**
Mehmet Ozan ÖZDEMİR

Dokuz Eylül University
Graduate School of Social Sciences
Department of Econometrics
Econometrics Program

Opening up of the economies and financial liberalization process at global level increased the interaction and volatility among markets. This phenomenon has made the analysis of volatility in the markets the focus of asset pricing and risk management. Analysis of the time varying volatility in the markets and the volatility spillover among markets is important for investors and portfolio managers in terms of diversification, protection and risk management. Moreover it has implications for policymakers to reveal the necessary policies by examining the reflections on macroeconomic indicators.

Univariate Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) models have been introduced in order to model volatility and capture volatility clusters because the financial return series are autocorrelated and constant variance assumption cannot be achieved. Observing the volatility of the financial return series co-move together due to the integration in financial markets has made the transition from univariate ARCH models to Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (MGARCH) models necessary. The development of MGARCH models has become an important step in revealing the relationship between financial markets and financial assets.

** This dissertation has been supported by the Scientific and Technological Research Council of Turkey (TUBITAK) under the 2214-A International Research Fellowship for Doctoral Students.

The aim of this study is to examine the co-movement of volatility between the Credit Default Swap (CDS), equity market and oil market under different statistical distributions using VAR-MGARCH models, and to determine the most appropriate model by comparing the results and to show the effect of statistical distributions on the forecast performance. Daily data of Turkey's 5year CDS premium between the dates of December 31, 2009, and February 25, 2019, BIST 30 index and Brent oil price variables are used in this study.

First, VAR(1) model was applied to the conditional mean equation of the return series, and then the residuals obtained from VAR(1) model were used as an input for Diagonal BEKK-GARCH(1,1), CCC-GARCH(1,1), DCCE-GARCH(1,1) and DCCT-GARCH(1,1) models. In order to take into account the stylized features in financial return series such as fat tail and asymmetry, the models were estimated under the student-t, GED, and skewed-t distributions as well as the normal distribution.

When the results of the models were analyzed and their performances were compared according to the model selection criteria, it was found that the models which handle conditional correlations dynamically had higher estimating power. When the results were examined in terms of the statistical distributions, it was seen that the skewed -t distribution was more successful than the normal, GED, and Student-t distributions. The effect of statistical distributions on forecasting performance of the models was also examined in this study. In this context, after in-sample forecasting, Mean Square Error (MSE) and Mean Absolute Error (MAE) values were calculated for each model. When the MSE and MAE values were compared, it was concluded that the model using skewed-t in the first step and student-t distribution in the second step shows better forecasting performance.

Keywords: Volatility, Multivariate GARCH Models, Credit Default Swap Premium, Oil Price, Equity Market.

FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNDEKİ OYNAKLIĞIN ÇOK DEĞİŞKENLİ GARCH MODELLERİ İLE ANALİZİ

İÇİNDEKİLER

TEZ ONAY SAYFASI	ii
YEMİN METNİ	iii
ÖZET	iv
ABSTRACT	vi
İÇİNDEKİLER	viii
KISALTMALAR	xi
TABLolar LİSTESİ	xiii
ŞEKİLLER LİSTESİ	xvi
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

FİNANSAL PİYASALARA İLİŞKİN GÖSTERGELER VE LİTERATÜR TARAMASI

1.1. FİNANSAL PİYASALAR	4
1.2. BORSA KAVRAMI VE BORSALARIN GELİŞİMİ	6
1.2.1. Borsa İstanbul	7
1.2.2. BIST 30 Endeksi	8
1.3. KREDİ TÜREV ÜRÜNLERİ	10
1.3.1. Kredi Temerrüt Takasları	11
1.3.2. Kredi Temerrüt Takaslarının Kullanımı	14
1.4. PETROL PİYASASI	14
1.5. LİTERATÜR TARAMASI	15

İKİNCİ BÖLÜM
ÇOK DEĞİŞKENLİ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS
MODELLERİ

2.1. FİNANSAL GETİRİ SERİLERİNİN ÖZELLİKLERİ	27
2.2. TEK DEĞİŞKENLİ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ	28
2.2.1. ARCH Modelleri	29
2.2.2. GARCH Modelleri	32
2.3. ÇOK DEĞİŞKENLİ OYNAKLIK MODELLERİ	37
2.3.1. Tek Değişkenli GARCH Modellerinin Genelleştirilmesi	39
2.3.1.1. VECH Modeli	39
2.3.1.2. BEKK Modeli	43
2.3.2. Tek Değişkenli GARCH Modellerinin Doğrusal Olmayan Kombinasyonları	48
2.3.2.1. Sabit Koşullu Korelasyonlar Modeli	48
2.3.2.2. Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli	50
2.3.2.2.1. Tse ve Tsui'nin Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli	51
2.3.2.2.2. Engle'ın Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli	53
2.4. GENELLEŞTİRİLMİŞ HATA DAĞILIMI (GED) VE SKEWED-STUDENT-T DAĞILIMI	59
2.5. ÇOK DEĞİŞKENLİ TANI TESTLERİ	60
2.6. LAGRANGE ÇARPANI TESTLERİ	62
2.7. MODEL SEÇİM KRİTERLERİ	63
2.8. VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER	64

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM
CDS, BIST 30 ENDEKSİ VE PETROL FİYATLARI ARASINDAKİ
OYNAKLIK ETKİLEŞİMİNİN ÇOK DEĞİŞKENLİ OTOREGRESİF
KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ İLE ANALİZİ

3.1. VERİ SETİ VE BETİMLEYİCİ İSTATİSTİKLER	66
3.2. AMPİRİK BULGULAR	75
3.2.1. Diagonal BEKK Model Sonuçları	77
3.2.2. CCC-GARCH Model Sonuçları	85
3.2.3. DCC _T -GARCH ve DCC _E -GARCH Model Sonuçları	92
3.2.4. Öngörümleme Sonuçları	111
SONUÇ	115
KAYNAKÇA	120

KISALTMALAR

AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR	Otoregresif
ARCH	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama
BIST	Borsa İstanbul
CCC	Sabit Koşullu Korelasyonlar
CDS	Kredi Temmerüt Takasları
DCC	Dinamik Koşullu Korelasyonlar
DCC_E	Engle (2002) Tarafından Önerilen DCC
DCC_T	Tse ve Tsui (2002) Tarafından Önerilen DCC
DVECH	Diagonal VECH
FPE	Final Prediction Error
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GCC	Körfez İşbirliği Konseyi
GED	Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
GO-GARCH	Generalized Orthogonal GARCH
HQ	Hannan-Quinn
IID	Bağımsız ve Özdeş Dağılan
ISDA	Uluslararası Swap ve Türev Ürünleri Birliği
K_ε	Aşırı Basıklık Katsayısı
LM	Lagrange Multiplier (Lagrange Çarpanı)
MAE	Mean Absolute Error (Mutlak Hatalar Ortalaması)
MGARCH	Çok Değişkenli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
MSE	Mean Square Error (Hata Kareleri Ortalaması)
O-GARCH	Orthogonal GARCH
PACF	Particular Autocorrelation Function
PF	Brent Petrol Fiyatı
PP	Phillips-Perron
PROB	Probability
SC	Schwarz Bilgi Kriteri

VAR	Vector Autoregressive (Vektör Otoregresif)
VECM	Vektör Hata Düzeltme Modeli



TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1: BIST 30 Endeksindeki Şirketlerin Sektörleri ve Endeksteeki Ağırlıkları	s. 8
Tablo 2: CDS, BIST 30 ve PF Serilerinin Korelogramı	s. 69
Tablo 3: CDS, BIST 30 ve PF Serileri İçin PP Birim Kök Test Sonuçları	s. 70
Tablo 4: CDS, BIST 30 ve PF Getiri Serileri İçin PP Birim Kök Test Sonuçları	s. 72
Tablo 5: Getiri Serilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler	s. 74
Tablo 6: CDS, BIST ve PF Getiri Serileri İçin ARCH-LM ve Q^2 Testi Sonuçları	s. 75
Tablo 7: VAR Modelinde Uygun Gecikme Sayısı İçin Kriterlere Ait Sonuçlar	s. 76
Tablo 8: VAR(1) Model Sonuçları	s. 77
Tablo 9: Normal Dağılım Altında Diagonal BEKK(1,1) Model Sonuçları	s. 78
Tablo 10: Normal Dağılım Altında Diagonal BEKK(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 79
Tablo 11: Student-t Dağılımı Altında Diagonal BEKK(1,1) Model Sonuçları	s. 79
Tablo 12: Student-t Dağılımı Altında Diagonal BEKK(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 81
Tablo 13: Normal Dağılım Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 86
Tablo 14: Normal Dağılım Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 86
Tablo 15: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları	s. 87
Tablo 16: Student-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 87
Tablo 17: Student-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 88
Tablo 18: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları	s. 89
Tablo 19: GED Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 89
Tablo 20: GED Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 90
Tablo 21: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları	s. 90
Tablo 22: Skewed-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 91
Tablo 23: Skewed-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 91
Tablo 24: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları	s. 92

Tablo 25: Normal Dağılım Altında DCC_T -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 93
Tablo 26: Normal Dağılım Altında DCC_T -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 94
Tablo 27: Student-t Dağılımı Altında DCC_T -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 94
Tablo 28: Student-t Dağılımı Altında DCC_T -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 95
Tablo 29: GED Dağılımı Altında DCC_T -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 96
Tablo 30: GED Dağılımı Altında DCC_T -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 97
Tablo 31: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_T -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 97
Tablo 32: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_T -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 98
Tablo 33: Koşullu Korelasyonların Student-t Dağılımı Altında Tahminlendiği DCC_T Modellerine Ait Model Seçim Kriterleri	s. 99
Tablo 34: Normal Dağılım Altında DCC_E -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 99
Tablo 35: Normal Dağılım Altında DCC_E -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 100
Tablo 36: Student-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 101
Tablo 37: Student-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 102
Tablo 38: GED Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 103
Tablo 39: GED Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 103
Tablo 40: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Model Sonuçları	s. 104
Tablo 41: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları	s. 105
Tablo 42: Koşullu Korelasyonların Student-t Dağılımı Altında Tahminlendiği DCC_E Modellerine Ait Model Seçim Kriterleri	s. 105
Tablo 43: Diagonal BEKK(1,1) Modeli Öngörümleme Kriterleri	s. 112
Tablo 44: Normal Dağılım Altında DCC_E -GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme Kriterleri	s. 112

Tablo 45: Student-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme

Kriterleri s. 113

Tablo 46: GED Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme

Kriterleri s. 113

Tablo 47: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme

Kriterleri s. 113



ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Fon Aktarım Mekanizması	s. 5
Şekil 2: CDS Mekanizmasının İşleyişi	s. 12
Şekil 3: CDS Primi Zaman Yolu Grafiği	s. 67
Şekil 4: BIST 30 Endeksi Zaman Yolu Grafiği	s. 68
Şekil 5: Brent Petrol Fiyatı Zaman Yolu Grafiği	s. 68
Şekil 6: CDS Getiri Serisi Zaman Yolu Grafiği	s. 71
Şekil 7: BIST Getiri Serisi Zaman Yolu Grafiği	s. 71
Şekil 8: PF Getiri Serisi Zaman Yolu Grafiği	s. 72
Şekil 9: CDS, BIST ve PF Getiri Serilerine Ait Histogramlar	s. 74
Şekil 10: Diagonal BEKK(1,1) Modeli CDS Koşullu Varyans Grafiği	s. 82
Şekil 11: Diagonal BEKK(1,1) Modeli BIST Koşullu Varyans Grafiği	s. 82
Şekil 12: Diagonal BEKK(1,1) Modeli PF Koşullu Varyans Grafiği	s. 82
Şekil 13: Diagonal BEKK(1,1) Modeli CDS-BIST Koşullu Kovaryans Grafiği	s. 83
Şekil 14: Diagonal BEKK(1,1) Modeli CDS-PF Koşullu Kovaryans Grafiği	s. 84
Şekil 15: Diagonal BEKK(1,1) Modeli BIST-PF Koşullu Kovaryans Grafiği	s. 84
Şekil 16: Diagonal BEKK(1,1) Modeli Koşullu Korelasyon Grafikleri	s. 85
Şekil 17: DCC _E -GARCH(1,1) Modeli CDS-BIST Koşullu Korelasyon Grafiği	s. 107
Şekil 18: DCC _E -GARCH(1,1) Modeli CDS-PF Koşullu Korelasyon Grafiği	s. 107
Şekil 19: DCC _E -GARCH(1,1) Modeli BIST-PF Koşullu Korelasyon Grafiği	s. 108
Şekil 20: CCC-GARCH(1,1) Modeli Koşullu Korelasyon Grafikleri (Skewed-t-Student-t)	s. 108
Şekil 21: Diagonal-BEKK ve DCC _E Modelleri CDS-BIST Koşullu Korelasyon Grafikleri	s. 109
Şekil 22: Diagonal-BEKK ve DCC _E Modelleri CDS-PF Koşullu Korelasyon Grafikleri	s. 110
Şekil 23: Diagonal-BEKK ve DCC _E Modelleri BIST-PF Koşullu Korelasyon Grafikleri	s. 110

GİRİŞ

Günlük konuşma dilinde zamana göre gözlemlenen bir olgudaki dalgalanmaları ifade etmek için kullanılan oynaklık, iktisadi olarak bir zaman serisinin rassal bileşenindeki değişkenliği ifade etmek için kullanılmaktadır. Finansal iktisatta ise daha dar kapsamda ele alınarak rassal bileşenin standart sapması olarak tanımlanmaktadır (Andersen ve diğerleri, 2006: 780).

Oynaklık, bir şans değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonundaki yayılımın ölçüsüdür ve genellikle standart sapma ya da varyans ile ölçülmektedir. Bu nedenle, finansal serilerin iki dereceden momentlerindeki zamana bağlı (geçici) bağımlılığın modellenmesi oldukça önem arz etmektedir. Oynaklık zamana bağlı olarak değişkenlik göstermekte ve belirli dönemlerdeki küçük değişimleri küçük, büyük değişimleri büyük değişimlerin izlediği oynaklık kümelenmeleri meydana getirmektedir. Diğer bir ifade ile cari dönemdeki oynaklık önceki dönemdeki oynaklık ile pozitif korelasyonludur.

Finans teorisi ve ampirik uygulamalarının merkezinde belirsizlik yatmaktadır. Campbell, Lo ve MacKinlay (1997) belirsizliğin finansal teoride ve ampirik uygulamalarında oldukça önemli olduğunu ve eğer belirsizlik olmasaydı finansal iktisatta karşılaşılan problemlerin mikro iktisatta karşılaşılan problemlere indirgeneceğini ifade etmişlerdir. Örneğin, getiri serileri için oynaklık doğrudan gözlenememektedir. Bu belirsizlik nedeniyle istatistiksel teori ve yöntemler finansal zaman serilerinin analizinde önemli kilit bir rol üstlenmektedir (Campbell ve diğerleri, 1997: 3).

ARCH modeli Engle (1982) tarafından literatüre kazandırıldığından beri getiri serilerinin oynaklığını modellemek, finansal ekonometrinin başlıca çalışma alanlarından biri olmuştur. Son 20 yıldır, küreselleşmenin de etkisiyle, finansal piyasalar daha önce hiç olmadığı kadar birbirine bağlı hale gelmiştir. Zaman içerisinde finansal getiri serilerindeki oynaklığın birlikte hareket ettiği gözlemlenmiştir. Bu nedenle, finansal piyasalar arasındaki karşılıklı ilişkinin nasıl olduğunu anlamak yatırımcılar ve kurumlar açısından oldukça önem arz etmektedir. Finansal piyasalardaki integrasyon sebebiyle bir piyasadaki fiyat hareketleri başka bir piyasada kolay ve hızlı bir şekilde etkisini gösterebilmektedir. Bununla birlikte, bir yatırımcı ya da finansal kuruluş için varlıkların getirileri arasındaki dinamik ilişki

varlık yönetiminde önemli bir rol oynamaktadır. Varlık fiyatlama modelleri, risk yönetimi ve portföy dağılımı, riskten korunma oranlarının bulunması, piyasalar ve varlıklar arasındaki yayılma etkilerini araştırmak, tek değişkenli GARCH modellerinden çok değişkenli GARCH (MGARCH) modellerine geçişi gerekli kılmıştır.

Bu çalışmanın temel amacı; VAR-MGARCH modelleri kullanılarak Kredi Temerrüt Takasları (CDS), hisse senedi piyasası ve petrol piyasası arasındaki oynaklığın analiz edilmesi; elde edilen sonuçların karşılaştırılarak en uygun modelin seçilmesi ve istatistiksel dağılımların öngörümleme performansları üzerindeki etkisi de incelemektir. Bu amaçla Türkiye'nin 5 yıllık CDS primi, BIST 30 endeksi ve Brent petrol fiyatlı VAR-MGARCH modelleri ile tahminlenmiştir. Literatürde Türkiye için CDS primi, hisse senedi piyasası ve petrol piyasası arasındaki oynaklığın incelendiği herhangi bir çalışmaya rastlanmamıştır. Çalışmanın bir diğer özgün yanı ise getiri serilerinde görülen kalın kuyruklu ve asimetri gibi karakteristik özellikleri dikkate alarak modellerin tahminlenmesidir. Koşullu korelasyon modellerinin tahminlenmesi 2 aşamada gerçekleştirilmiştir. İlk aşamada getiri serileri normal dağılımın yanı sıra student-t, GED ve skewed student-t dağılımları altında tahminlenerek koşullu varyanslar elde edilmiştir. İkinci aşamada ise elde edilen koşullu varyanslar kullanılarak koşullu korelasyonlar tahminlenmiştir. Böylece koşullu varyanslar elde edilirken getiri serilerinin kendine has dinamiklerinin ortaya konularak modellerin tahminleme gücünün artırılması amaçlanmıştır.

Çalışmanın kapsamı gereği birinci bölümde, kredi türev ürünleri, borsa ve petrol piyasası kavramları ele alınmıştır. Bununla birlikte, çalışmanın analiz kısmında yer alacak değişkenlerden olan CDS primi, BIST 30 endeksi ve Brent petrol fiyatına ilişkin bilgiler sunulmuş ve ardından literatür taramasına yer verilmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde, finansal getiri serilerinin özelliklerine ve oynaklığın modellenmesinde kullanılan tek değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modellerine yer verilmiştir. Analizde kullanılan MGARCH modelleri kapsamlı bir şekilde ele alınarak modellerin avantajları, dezavantajları ve birbirlerine karşı üstünlükleri incelenmiştir. Bununla birlikte VAR modeline, modellerin

tahminlenmesinde kullanılan istatistiksel dağılımlara ve model seçim kriterlerine de bu bölümde yer verilmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde Türkiye'nin 5 yıllık CDS primi, BIST 30 endeksi ve Brent petrol fiyatları arasındaki oynaklık ilişkisini incelemek amacıyla VAR-MGARCH modelleri tahminlenmiştir. İki aşamalı bir yaklaşım olan VAR-MGARCH yönteminde; ilk olarak koşullu ortalama denklemi VAR modeli ile tahmin edilerek artıklar elde edilmiş ve bu artıklar kullanılarak ikinci adımda Diagonal BEKK-GARCH(1,1), CCC-GARCH(1,1), DCC_E-GARCH(1,1) ve DCC_T-GARCH(1,1) modelleri tahmin edilmiştir. Modellerin tahminlenmesi normal dağılım, student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular analiz edilip model seçim kriterlerine göre model performansları karşılaştırılmıştır. Bu aşamadan sonra istatistiksel dağılımların öngörümleme üzerindeki etkisini görmek amacıyla örneklem içi öngörümleme yapılarak sonuçlar değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

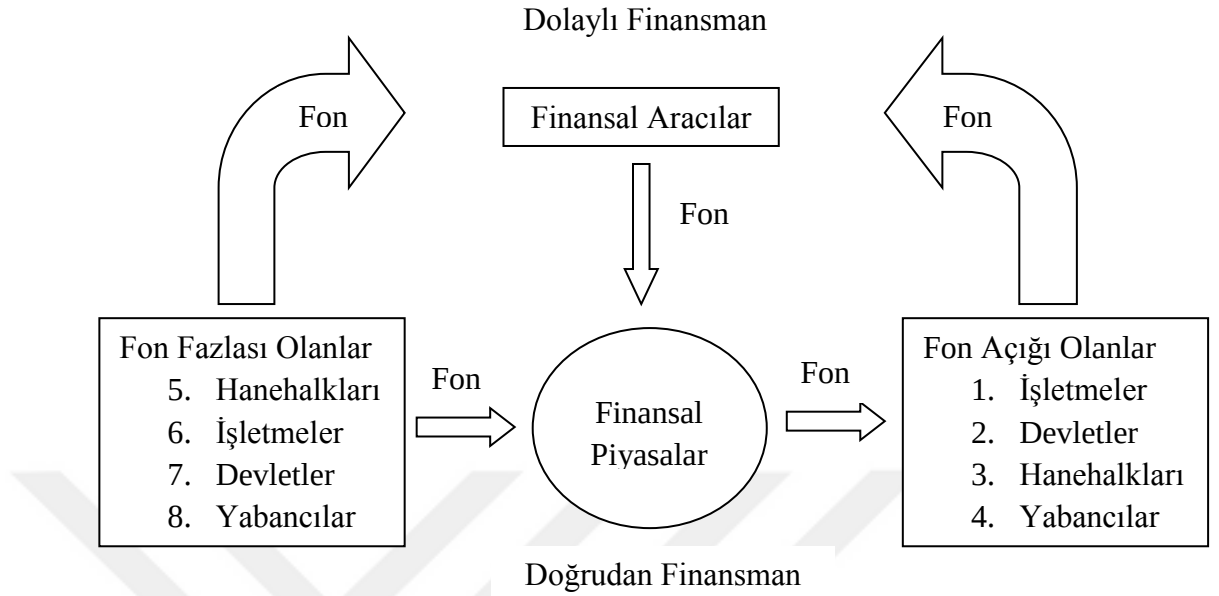
FINANSAL PİYASALARA İLİŞKİN GÖSTERGELER VE LİTERATÜR TARAMASI

Çalışmanın kapsamı gereği bu bölümde, kredi türev ürünleri, borsa ve petrol piyasası kavramlarından bahsedilmiştir. Bununla birlikte, analiz kısmında yer alacak değişkenlerden olan kredi temerrüt takasları, BIST 30 endeksi ve Brent petrol fiyatına ilişkin bilgiler sunulmuş ve ardından literatür taramasına yer verilmiştir.

1.1. FİNANSAL PİYASALAR

Piyasalar, malların alınıp satıldığı yerler olarak tanımlanabilir. Finansal piyasalar ise genel olarak, fon fazlası olanlardan fon açığı olanlara fon aktarımı yapılan yerlerdir. Finansal piyasalar, elinde fon fazlası olan fakat bunu üretken bir biçimde kullanamayan ekonomik birimlerin bu fon fazlasını, elinde yeterli fonu olmayan ancak yatırım yapmak isteyen ekonomik birimlere kanallara ederek ekonomideki etkinliği artırmak gibi önemli bir rol üstlenmektedir. Finansal piyasalardaki faaliyetlerin kişisel zenginlik, işletmelerin ve tüketicilerin davranışları ve ekonominin döngüsel performansı üzerinde doğrudan etkileri bulunmaktadır. İyi işleyen finansal piyasalar, yüksek bir ekonomik büyümenin sağlanmasında önemli bir faktördür (Mishkin ve Eakins, 2012: 2). Finansal piyasalarda fon aktarım mekanizmasının genel işleyişi Şekil 1’de gösterildiği gibidir.

Şekil 1: Fon Aktarım Mekanizması



Kaynak: Mishkin, 2012: 16.

Doğrudan finansmanda, fon açığı olanlar finansal piyasalarda fon fazlası olanlara menkul kıymet satarak borçlanırlar. Menkul kıymetler satın alan için varlık niteliğindeki, satan ekonomik birim için borç niteliğindedir. Dolaylı finansmanda ise fon aktarımı finansal aracılara sağlanmaktadır (Mishkin, 2012: 16).

Finansal piyasalar vade ve işlem görme yapısına göre sınıflandırılabilir. Finansal piyasalar vadelerine göre para piyasası ve sermaye piyasası olarak ayrılabilir. Kısa vadeli (1 yıl veya daha az) fon aktarımının yapıldığı piyasalar para piyasası olarak tanımlanırken; uzun vadeli (1 yıldan fazla) fon aktarımının yapıldığı piyasalar sermaye piyasası olarak tanımlanmaktadır (Madura, 2010: 4). Kısa vadeli menkul kıymetler daha çok alım satım işlemi yapıldığı için uzun vadeli menkul kıymetlere göre daha likittirler. Bununla birlikte uzun vadeli menkul kıymetler ile kıyaslandığında fiyatlarda daha az dalgalanmalar görüldüğü için kısa vadeli menkul kıymetler daha güvenlidir (Mishkin, 2012: 20).

Menkul kıymetlerin ilk kez alınıp satılmasına göre finansal piyasalar birincil ve ikincil piyasalar olarak ayrılmaktadır. Birincil piyasalar yeni menkul kıymetlerin ihraç edildiği piyasalardır. İkincil piyasalar ise daha önceden çıkarılmış olan menkul kıymetlerin alım satım işleminin yapıldığı piyasalardır. Birincil piyasada yapılan alım satım işlemi doğrudan menkul kıymeti ihraç eden ekonomik birime fon aktarımı

sağlarken ikincil piyasada ise bu durum geçerli değildir. İkincil piyasalar yalnızca tasarruf sahipleri arasında fon aktarımı gerçekleştirmektedir. İkincil piyasalarda işlem gören menkul kıymetler değer kaybetmeksizin satılabilir yani likit varlıklardır (Madura, 2010: 4). Piyasadaki alıcılar ikincil piyasadaki fiyattan daha fazla ödemek istemeyecekleri için bir şirketin daha önce ihraç edilmiş menkul kıymetinin ikincil piyasadaki fiyatı, yeni çıkaracağı menkul kıymetlerin birincil piyasadaki fiyatını etkileyecektir. İkincil piyasada fiyatı yüksek olan bir menkul kıymet, firmanın birincil piyasada yüksek fiyattan menkul kıymet ihraç etmesini sağlayacak ve böylece elde edilen finansal sermaye miktarı artacaktır (Mishkin, 2012: 19). Bu nedenle ikincil piyasalar firmalar için de önem arz etmektedir.

1.2. BORSA KAVRAMI VE BORSALARIN GELİŞİMİ

Borsa, soyut bir kavram olan piyasa kavramının somutlaşmış halidir. Borsalar ikincil piyasa işlemlerinin gerçekleştirildiği kurumlardır. Borsa kavramı genellikle menkul kıymet alım satımının gerçekleştiği borsaları ifade etmek için kullanılmakla birlikte, bunun dışında döviz borsaları ve emtia borsaları da bulunmaktadır (Işık, 2012: 216). Borsaların devamlı ve düzenli işleyen bir pazar oluşturma, likidite sağlama, piyasada tek fiyat oluşturma, mülkiyeti tabana yayma, uzun vadeli yatırımların kısa vadeli tasarruflarla sağlanması ve sermayeye hareketlilik kazandırma gibi ekonomiye birçok katkısı bulunmaktadır (Aydın, 2012: 8; Karslı, 1989: 178-179).

Tarihte ilk menkul kıymet alım satımının M.Ö. 180 yılında Roma imparatorluğunda başladığı düşünülmektedir. Borsaların temeli Avrupa’da pazar ve panayırnlarda kıymetli maden alım satımı şeklinde atılmıştır. Zaman içerisinde artan ticari faaliyetler nedeniyle ticaret merkezleri kurulmuş ve vadeli satışların yapılması poliçelerin kullanılmasına yol açmıştır. Elinde poliçe bulunduranların bunları nakde çevirmek amacıyla iskonto ettirmesiyle menkul kıymet el değiştirmeye başlamıştır. Bu el değiştirme işlemlerini belirli kurallara bağlamak amacıyla 1487 yılında Anvers kentinde ilk borsa kurulmuştur. Sabit faizli menkul kıymetler ilk olarak bu borsada işlem görmüştür. Zamanla Avrupa’nın diğer kentlerinde de borsalar kurulmaya başlamıştır. 16. yüzyılda Amsterdam, Paris, Frankfurt ve Londra borsaları, 17.

yüzyılda Belin ve Basel borsaları, 18. yüzyılda Viyana, New York, 19. yüzyılda Brüksel, Roma, Milano, Tokyo, Madrid ve İstanbul borsaları kurulmuştur. İlk hisse senedi ihracı 1602 yılında Hollanda Doğu Hindistan şirketi tarafından yapılmıştır. Böylece ilk kez yatırımcılar faiz geliri ile birlikte kar payı almışlardır (Karslı, 1989: 183; Başoğlu ve diğerleri, 2009: 54).

Avrupa’da borsaların hızla gelişmesi ve 1854 Kırım savaşıdan sonra yapılan dış borçlanmalara ait tahvillerin el değiştirmesinin artması, Osmanlı imparatorluğunda borsa kurulum sürecinin başlamasına ortam hazırlamıştır. İlk borsa 1866 yılında “Dersaadet Tahvilat Borsası” adı ile faaliyete geçmiştir ve 1906 yılında borsanın adı “Esham ve Tahvilat Borsası” olarak değiştirilmiştir (Beşirli, 2009: 185). Birinci dünya savaşı ve Osmanlı devletinin çöküşü sonrası Esham ve Tahvilat Borsası kapanmıştır. Cumhuriyetin ilanından sonra 1929 yılında kurulmuş olan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası yapılan düzenlemeler ve isim değişiklikleriyle birlikte günümüze kadar devam etmektedir.

1.2.1. Borsa İstanbul

Borsa İstanbul (BIST) 30 Aralık 2012 tarihinde 6362 sayılı Sermaye Piyasası Kanunun resmi gazetede yayınlanmasıyla birlikte anonim şirket olarak kurulmuştur. BIST’in başlıca amacı ve faaliyet konusu; “Kanun hükümleri ve ilgili mevzuat çerçevesinde, sermaye piyasası araçlarının, kambiyo ve kıymetli madenler ile kıymetli taşların ve Sermaye Piyasası Kurulunca uygun görülen diğer sözleşmelerin, belgelerin ve kıymetlerin serbest rekabet şartları altında kolay ve güvenli bir şekilde, şeffaf, etkin rekabetçi, dürüst ve istikrarlı bir ortamda alınıp satılabilmesini sağlamak, bunlara ilişkin alım satım emirlerini sonuçlandıracak şekilde bir araya getirmek veya bu emirlerin bir araya gelmesini kolaylaştırmak ve oluşan fiyatları tespit ve ilan etmek üzere piyasalar, pazarlar, platformlar ve sistemler ile teşkilatlanmış diğer pazar yerleri oluşturmak, kurmak ve geliştirmek, bunları ve başka borsaları veyahut borsaların piyasalarını yönetmek ve/veya işletmektir” (BIST, 2019: 1).

BIST tarafından yürütülen faaliyetler genel olarak; piyasa oluşturma, piyasada oluşan fiyatları tespit ve ilan etme ve alım satım emirlerinin

gerçekleştirilmesi şeklinde ifade edilebilir. BIST’te pay piyasası, borçlanma araçları piyasası, vadeli işlem ve opsiyon piyasası ve kıymetli madenler ve kıymetli taşlar piyasası olmak üzere menkul kıymetlerin işlem gördüğü dört piyasa mevcuttur (BIST, <https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar>). BIST’te yer alan her bir piyasa için farklı endeksler hesaplanmaktadır. Bu çalışma kapsamında yalnızca BIST 30 endeksine ilişkin genel bilgiler verilecektir.

1.2.2. BIST 30 Endeksi

Yıldız Pazar pay piyasası altında yer alan, piyasa değeri 100 milyon TL’nin üstünde olan şirketlerin işlem görebileceği pazardır (BISTa, <https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/piyasalar/pay-piyasasi>, 15.10.2019). BIST 30 endeksi yıldız pazarda işlem gören, işlem hacmi ve piyasa değeri en yüksek 30 şirketten oluşmaktadır. Endekste yer alan şirketlerin piyasa değerleri çok yüksek olduğu için, fiyat değişimlerinin endekse etkisini dengelemek amacıyla şirketlerin endeks içindeki oranları %10 ile sınırlandırılmaktadır. Endeks değeri seans süresince her 1 saniyede bir hesaplanıp, yayınlanmaktadır. Endeks dönemi, endekslerin kapsamında yapılacak değişikliklerin geçerli olacağı dönemi ifade etmektedir. BIST 30 endeksi için Ocak–Mart, Nisan-Haziran, Temmuz-Eylül ve Ekim-Aralık olmak üzere dört endeks dönemi bulunmaktadır (BISTb, <https://www.borsaistanbul.com/docs/default-source/endeksler/bist-pay-endeksleri-temel-kurallari-ekim-2019.pdf?sfvrsn=8>, 15.10.2019). Tablo 1’de BIST 30 endeksinde yer alan şirketlerin sektörleri ve endeksin hesaplanmasındaki ağırlıklarına yer verilmiştir.

Tablo 1: BIST 30 Endeksindeki Şirketlerin Sektörleri ve Endeksteeki Ağırlıkları

PAY ADI	PAY KODU	AĞIRLIK (%)	SEKTÖR
AKBANK	AKBNK	10	Mali Kuruluşlar
ARCELİK	ARCLK	1.7884	İmalat Sanayii
ASELSAN	ASELS	2.9039	Teknoloji

PAY ADI	PAY KODU	AĞIRLIK (%)	SEKTÖR
BİM MAGAZALAR	BIMAS	7.8971	Toptan ve Perakende Ticaret, Otel ve Lokantalar
DOĞAN HOLDING	DOHOL	0.5683	Mali Kuruluşlar
EMLAK KONUT GMYO	EKGYO	1.192	Mali Kuruluşlar
EREĞLİ DEMİR CELİK	EREGL	7.1963	İmalat Sanayii
FORD OTOSAN	FROTO	2.1487	İmalat Sanayii
GARANTİ BANKASI	GARAN	9.9853	Mali Kuruluşlar
T. HALK BANKASI	HALKB	1.9136	Mali Kuruluşlar
İS BANKASI (C)	ISCTR	4.5936	Mali Kuruluşlar
KOC HOLDING	KCHOL	5.3261	Mali Kuruluşlar
KOZA MADENCİLİK	KOZAA	0.658	Madencilik
KOZA ALTIN	KOZAL	1.2722	Madencilik
KARDEMİR (D)	KRDMD	0.8504	İmalat Sanayii
PETKİM	PETKM	2.0535	İmalat Sanayii
PEGASUS	PGSUS	0.914	Ulaştırma, Haberleşme ve Depolama
SABANCI HOLDING	SAHOL	4.1975	Mali Kuruluşlar
SİSE CAM	SİSE	2.161	Mali Kuruluşlar
SODA SANAYİİ	SODA	1.35	İmalat Sanayii
TAV HAVALIMANLARI	TAVHL	2.1355	Mali Kuruluşlar
TURKCELL	TCELL	7.5103	Ulaştırma, Haberleşme ve Depolama
TURK HAVA YOLLARI	THYAO	4.8409	Ulaştırma, Haberleşme ve Depolama
TEKFEN HOLDING	TKFEN	2.5094	Mali Kuruluşlar
TOFAS OTO. FAB.	TOASO	1.2606	İmalat Sanayii

PAY ADI	PAY KODU	AĞIRLIK (%)	SEKTÖR
T.S.K.B.	TSKB	0.4398	Mali Kuruluşlar
TURK TELEKOM	TTKOM	1.2333	Ulaştırma, Haberleşme ve Depolama
TUPRAS	TUPRS	7.6805	Mali Kuruluşlar
VAKIFLAR BANKASI	VAKBN	1.4254	Mali Kuruluşlar
YAPI VE KREDİ BANK.	YKBNK	1.9944	Mali Kuruluşlar

Kaynak: <https://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri/page/3/>

Tablo 1’de yer alan sektörlerle bakıldığında 15 şirketin mali kuruluşlar, 7 şirketin imalata sanayii, 4 şirketin ulaştırma, haberleşme ve depolama, 2 şirketin madencilik, 1 şirketin teknoloji ve 1 şirketin toptan ve perakende ticaret, otel ve lokantalar sektörüne ait olduğu görülmektedir. Sektörlerin BIST 30 endeksi içerisindeki ağırlıklarına bakılacak olursa; mali kuruluşlar sektörünün %56.12, imalat sanayii sektörünün %16.65, ulaştırma, haberleşme ve depolama sektörünün %14.50, madencilik sektörünün %1.93, toptan ve perakende ticaret, otel ve lokantalar sektörünün %7.90 ve teknoloji sektörünün %2.90 ağırlığa sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

1.3. KREDİ TÜREV ÜRÜNLERİ

Finansal piyasalara giren bir yatırımcı çeşitli risklerle karşı karşıya kalmaktadır. Bu risklerden en önemlileri piyasa riski ve kredi riskidir. Piyasa riski; faiz oranları, döviz kurları, hisse fiyatları ve emtia fiyatları gibi piyasa değişkenlerindeki değişiklikler nedeniyle finansal varlıktaki değer değişikliği riskidir. Kredi riski ise en genel haliyle, karşı tarafın sözleşmeden doğan yükümlülüklerini yerine getirememesi ihtimali olarak tanımlanabilir (Donaldson, 1989: 4). Kredi riski basit kredilerde açık bir şekilde görülmekte ve oldukça önem arz etmektedir. Uzun vadeli bir kredi kısa vadeli bir krediden ya da teminatsız bir kredi teminatlı bir krediden daha fazla risk taşımaktadır. Kredi riski tahvillerde,

değişken faizli sabit getirili menkul kıymetlerde ve ticari senetlerde de görülmektedir (Donaldson, 1989: 17).

Kredi türev ürünleri, kredi riskini minimize etmek için 1990'lı yıllarda finans piyasalarında kullanılmaya başlanmıştır. Kredi türevleri, kredi olaylarından kaynaklanan zararlara karşı sigorta sağlayarak, kredi riskine maruz kalmayı azaltmak veya ortadan kaldırmak için oluşturulmuş finansal sözleşmelerdir. Kredi türevleri, yatırımcıların portföylerinin veya varlıklarının kredi riskine maruz kalmalarını yönetmelerini sağlar (Choudhry, 2002: 785-786). Kredi türevlerinin öncelikli amacı, kredi riskinin etkin bir şekilde transferini mümkün kılmaktır. Kredi türevleri, bir tarafın belirli bir borç yükümlülüğü ile ilişkili kredi riskinin tamamını ya da bir kısmını belirli bir komisyon karşılığında kredi işleminden bağımsız başka bir tarafa devretmesini sağlayan mali sözleşmelerdir. Bu sözleşmeler kredi riskine yol açan varlığın devredilmesini gerektirmemektedir. Bunun yerine risk ve getirinin bir kısmının transferi yeterli olmaktadır (Kiff ve Morrow: 2000:3; Hirtle, 2008: 4). Özellikle son yıllarda hızlı bir şekilde büyüyen kredi türevleri piyasası, kredi riskini bir taraftan diğerine aktarmak için kullanılabilen tezgah üstü bir piyasadır.

Kredi türevleri; Kredi Temerrüt Takasları (Credit Default Swaps), Krediye Dayalı Tahviller (Credit Linked Notes), Kredi Spread Opsiyonları (Credit Spread Options), Teminatlı Borç Senetleri (Collateralized Debt Obligations) ve Toplam Getiri Takasları (Total Return Swap) olarak kategorize edilmektedir.

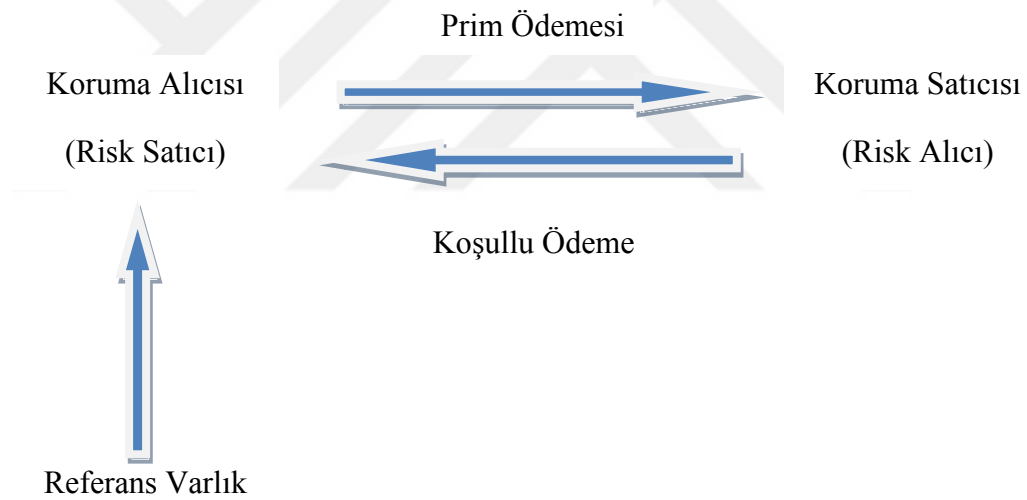
1.3.1. Kredi Temerrüt Takasları

J.P. Morgan takas ekibinin bir üyesi olan Blythe Masters 1994 yılında kredi riskini, Avrupa İmar ve Kalkınma Bankası'na satma fikrini geliştirmiştir. Buna göre, eğer Exxon firması temerrüde düşerse Avrupa İmar ve Kalkınma Bankası krediyi üstlenecekti. Bu riski satın almanın karşılığında ise J.P. Morgan tarafından Avrupa İmar ve Kalkınma Bankası'na bir ücret ödenecekti. Daha önce hiç gerçekleştirilmemiş olan bu anlaşma tipi daha sonra Kredi Temerrüt Takasları (CDS) olarak adlandırılacaktır (Lanchester, 2009).

CDS, sözleşmeye taraf olan tüzel kişinin kredi riskinin, referans varlığın aktarımı olmadan bir taraftan diğer bir tarafa aktarılmasına izin vermektedir. CDS

sözleşmeleri, koruma alıcısının (risk satıcısının) riski koruma satıcısına (risk alıcısına) devrederek, iflas veya temerrüt gibi zararlara neden olabilecek belirli olayların oluşmasına karşı korunmalarını sağlar. CDS taraflardan birinin (koruma alıcısının) periyodik olarak ödeme yapmasını, diğerinin (koruma satıcısının) ise önceden kararlaştırılmış kredi olaylarına (credit event) karşı şarta bağlı ödeme yapmaya hazır olmasını sağlayan çift taraflı bir finansal sözleşmedir (Bruyere ve diğerleri, 2006: 36). CDS sözleşmelerinde referans kuruluş veya referans yükümlülük açık bir şekilde tanımlanmaktadır. Referans kuruluş borç ihraç eden taraftır. Bu referans kuruluş şirket, banka ya da ülke olabilir (Anson ve diğerleri, 2004: 47). Kredi temerrüt takasının işleyiş mekanizması Şekil 2'deki gibi gösterilebilir.

Şekil 2: CDS Mekanizmasının İşleyişi



Kaynak: Anson ve diğerleri, 2004: 48.

CDS'in kredi riskini yaymanın dışında başka avantajları da bulunmaktadır. Örneğin, tahvil piyasası likit olmayabilir ve bu durumda fiyatların düşeceği beklentisiyle satış yapmak zorlaşabilmekteyken, likit olmalarından dolayı CDS aracılığıyla kısa veya uzun pozisyon almak kolaylaşmaktadır. CDS, alım satım işlem maliyetlerini düşürmektedir. Ayrıca, referans varlığa göre vade, para birimi belirleme gibi esnekliğine sahiptir (Schöpf, 2010: 6; O'Kane, 2005: 1342).

CDS sözleşmelerinin yasal ve kurumsal detayları Uluslararası Takas ve Türev Ürünleri Birliği (ISDA) tarafından belirlendikten sonra en yaygın kullanılan türev ürünü haline gelmiştir. Bu kadar yaygın olmasının altında yatan nedenlerden biri en likit ürün olmasıdır. Bir diğeri ise, tıpkı klasik bir sigorta poliçesi gibi taraflara kredi riskini yönetmeye izin vermesidir. ISDA tarafından ilk olarak 1999 yılında yayımlanan, 2003 ve son olarak 2014 yıllarında revize edilen Kredi Türevleri Tanımları (Credit Derivatives Definitions) adlı dökümanda, CDS sözleşmelerinde yer alması gereken hususlar ve kredi olayları (credit events) açıkça ifade edilmektedir. CDS sözleşmelerinde yer alması gereken unsurlar;

- 1) Sözleşme tarafları,
- 2) Kredi riskine dayanak oluşturan referans varlık,
- 3) Kredi olayının belirlenmesi,
- 4) Transfer edilen kredi riski miktarı ve ödeme koşulları,
- 5) Başlangıç tarihi ve vade süresi,
- 6) CDS primi (CDS spread)

şeklinde sıralanabilir (Schönbucher, 2003: 15-16). Burada sözleşme tarafları koruma alıcısını (risk satıcı) ve koruma satıcısını (risk alıcı), CDS primi ise koruma alıcısı tarafından, aldığı riske karşılık olarak koruma satıcısına düzenli olarak yapılan ödemeleri ifade etmektedir. Başlangıç tarihi, korumanın başladığı tarihi göstermektedir. Vade süresi, sözleşmenin bitiş tarihini ifade etmektedir ve sözleşme taraflarınca kararlaştırılmaktadır. ISDA sözleşmede yer alan kredi olayının gerçekleşmesi için gerekli durumları standardize etmiştir. Bunlar,

- 1) Referans kurumun iflas etmesi,
- 2) Referans kurumun vadesinde ödemelerini yapmaması,
- 3) Referans kurumun temerrüde düşmesi,
- 4) Referans varlığın unsurların meydana gelen değişiklikler sonucu ödeme koşullarının yeniden yapılandırılması,
- 5) Moratoryum¹ ilan edilerek yükümlülüklerin yerine getirilmemesi,
- 6) Koruma satıcısının (risk alıcı) karşı taraftan vade tarihinden önce yükümlü olduğu ödemeyi yapmasını istemesi,

¹ Borçlunun, ödeme gücünü kaybetmesinden dolayı, borçlarının tümünü veya bir kısmını ödeyemeyeceğini ilân etmesidir.

7) Referans kurumun kredi notunun düşmesi, olarak ifade edilebilir (Bruyere ve diğerleri, 2006: 39-40; Anson ve diğerleri, 2004: 59).

1.3.2. Kredi Temerrüt Takaslarının Kullanımı

Başlangıçta referans varlığın mevcut kredi riskini ortadan kaldırmak amacıyla oluşturulan CDS, ilerleyen yıllarda farklı amaçlar için kullanılmaya başlanmıştır. CDS, risk yönetiminde özellikle bankalar ve varlık yöneticileri için oldukça etkin bir şekilde kullanılmaktadır. Örneğin, bir banka belirli bir sektöre veya bir şirkete çok fazla kredi veriyse ya da bir varlık yöneticisi elinde belirli bir sektörden çok fazla tahvil bulunduruyorsa CDS satın alarak riski üçüncü şahıslara dağıtabilir. Bankalar için kredi riskini dağıtmakla birlikte, sağladığı güvence sayesinde banka bilançolarından referans varlık için ayrılan kredi teminatının düşük oranda tutulmasını mümkün kılmaktadır. Bu durum kaynak maliyetini azaltarak bankaya avantaj sağlamaktadır (Anson ve diğerleri, 2004: 68; Turguttobbaş, 2013: 40).

CDS yaygın olarak spekülasyon amacıyla kullanılmaya başlanmıştır. CDS yatırımcıları CDS'in cari fiyatlarına göre pozisyon alırlar. Eğer bir yatırımcı mevcut fiyatların olması gerekenden yüksek olduğunu düşünüyorsa kar elde etmek için kısa pozisyon alırken, fiyatların olması gerekenden düşük olduğunu düşünüyorsa uzun pozisyon almaktadır. Bunun dışında, yatırımcının bir şirketin gelecekteki durumu ile ilgili beklentisi de spekülasyon amaçlı pozisyon almasına neden olabilir. Örneğin, bir şirketin borç ödeme kabiliyeti düşükse yatırımcı düşük fiyattan koruma satın alabilir ve fiyat yükseldiğinde satabilir (Schöpf, 2010: 8).

1.4. PETROL PİYASASI

Petrol piyasası; birincil ve en önemli enerji kaynağı olan ham petrolün işlem gördüğü piyasadır ve ekonomik faaliyetteki rolü nedeniyle dünya ekonomisindeki en önemli piyasalardan biridir. Petrol endüstrisi en önemli sektörlerden biri olmakla birlikte petrol birçok sektörde girdi olarak kullanıldığından ekonomik aktivitenin en önemli göstergelerinden biri haline gelmiştir. Kullanım alanının genişliği nedeniyle

petrol piyasası hem fiziksel üretim hem de finansal piyasa faaliyeti açısından diğer emtialara göre daha büyüktür. Bu nedenle, ham petrolün fiyatında yaşanan değişimler küresel ölçekte etkisini göstermektedir.

Ham petrol hem fiziksel hem de finansal olarak spot ve tezgah üstü piyasalarda işlem görmektedir. Ham petrolün ihtiyaca uygun sözleşmeler gerektiren heterojen doğası nedeniyle bu işlemlerin çoğu tezgah üstü piyasada gerçekleşmektedir. Fiziksel ham petrolün yaklaşık olarak %90'ı orta ve uzun vadeli sözleşmelerle işlem görmektedir. Finansal piyasalarda ham petrol için yapılan işlemler genellikle üreticiler ve tüketiciler tarafından yapılan vadeli satış ve finansal kuruluşlar tarafından gerçekleştirilen arbitraj ve spekülatif hareketlerden oluşmaktadır. Vadeli işlem piyasasında gerçekleştirilen faaliyetlere ilişkin bilgi organize piyasalarda gerçekleştirildiği için kolayca ulaşılabilir olmasına rağmen, tezgah üstü piyasada yapılan işlemlere ilişkin bilgi bu piyasadaki şeffaflık sorunu nedeniyle açık değildir (Dunn ve Holloway, 2012: 67-68).

Ham petrol fiyatı, kalitesine ve çıkarıldığı bölgeye göre Brent petrol, WTI (West Teksas Intermediate) petrol, Dubai ve OPEC referans sepeti olmak üzere dört grupta sınıflandırılabilir (Bayraç, 2019: 49). En yaygın olarak kullanılan referans fiyatlar, Brent petrol ve WTI petrol fiyatlarıdır. Bu çalışmada ham petrol fiyatı olarak Brent petrol fiyatı kullanılmıştır. Kuzey denizinden çıkarılan Brent petrol, içerdiği düşük kükürt oranı nedeniyle tatlı petrol sınıfına girmektedir. Brent petrol dünyadaki petrol üretiminin yalnızca %1'ini oluşturmasına rağmen, küresel petrol ticaretinin yaklaşık üçte ikisi için referans fiyat olarak kabul görmektedir (Dunn ve Holloway, 2012: 68).

1.5. LİTERATÜR TARAMASI

Hammoudeh ve diğerleri (2004) 17 Temmuz 1995 ile 10 Ekim 2001 tarihleri arasındaki petrol fiyatları ve petrol sektörü hisse senedi endeksi arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Bu amaçla 1-4 ay vadeli petrol fiyatları ile WTI petrol spot fiyatı verilerini ve beş S&P petrol sektörü endeksi verilerini eşbütünleşme testi, vektör hata düzeltme modeli ve çok değişkenli GARCH modelleri ile analiz etmişlerdir. Çok değişkenli GARCH modeli olarak BEKK modelinin kullanıldığı analiz sonucunda

spot petrol fiyatı ve petrol vadeli fiyatları ile endeks verileri arasında iki yönlü etkileşim olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, spot petrol fiyatından üç ay vadeli petrol fiyatına doğru bir oynaklık geçişkenliği olduğu ve spot fiyatın vadeli fiyatlara göre oynaklık geçişkenliğinde daha etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Malik ve Hammoudeh (2007) petrol piyasası, Amerika hisse senedi piyasası ve körfez ülkeleri (Bahreyn, Kuveyt, Suudi Arabistan) hisse senedi piyasası arasındaki oynaklık ve şok aktarım mekanizmasını incelemek amacıyla, 14 Şubat 1994 ile 25 Aralık 2001 tarihleri arasındaki WTI petrol fiyatına ve ilgili ülkelerin borsa endekslerine ait günlük verileri BEKK GARCH(1,1) modeli kullanarak analiz etmiştir. Elde edilen bulgular petrol piyasasından Körfez ülkeleri hisse senedi piyasasına doğru oynaklık yayılım etkisinin var olduğunu, yalnızca Suudi Arabistan hisse senedi piyasasından petrol piyasasına doğru oynaklık yayılım etkisinin var olduğunu ve Amerika hisse senedi piyasasındaki şokların dolaylı olarak körfez ülkelerinin hisse senedi piyasasındaki oynaklığı etkilediğini ortaya koymaktadır.

Lake ve Apergis (2009) 16 Haziran 2004 ile 13 Kasım 2008 tarihleri arasındaki Amerika, Almanya, İngiltere ve Yunanistan borsa endeksi ve iTraxx CDS endeksi değişkenlerine ait günlük verileri kullanarak piyasalar arasındaki oynaklık geçişkenliğini araştırmışlardır. Ortalama denklemi vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile, koşullu varyans denklemi ise ortalamada çok değişkenli GARCH (MVGARCH-M) modeli ile tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, borsa endeksleri ile Avrupa CDS primlerinde yaşanan değişimler arasında negatif bir ilişki olduğunu, CDS piyasasının hisse senedi piyasasından daha hızlı tepki verdiğini ve hisse senedi piyasasında yaşanan oynaklığın CDS primleri üzerinde pozitif bir etki meydana getirdiğini ortaya koymuştur.

Schreiber ve diğerleri (2009) 23 Haziran 2004 ile 30 Nisan 2009 tarihleri arasındaki Euro bölgesindeki hisse senedi endeksi Down Jones Euro Stoxx 50, Euro Stoxx 50 hisse senedi endeksine bağlı oynaklık endeksi Down Jones VStoxx ve CDS endeksi iTraxx Europe değişkenlerine ait verileri kullanarak CDS primi ile makroekonomik değişkenler arasındaki yapısal bağımlılığı incelemişlerdir. Koşullu ortalama denklemi VAR(1) modeli ile tahminlenmiştir. Koşullu kovaryans denklemi ise iki farklı yaklaşımla tahmin edilmiştir. Öncelikle seçim kriterlerine göre en uygun model olan BEKK(2,2) modeli tahmin edilmiştir. Bu aşamadan sonra VAR(1)

modelinden elde edilen artıklara DCC GARCH(1,1) modeli uygulanmış ve elde edilen sonuçlar BEKK(2,2) modelinden elde edilen sonuçlarla karşılaştırılmıştır. Elde edilen bulgular koşullu varyans ve kovaryansların zamana bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. CDS endeksi ile hisse senedi endeksi ve hisse senedi endeksi ile oynaklık endeksi arasındaki koşullu korelasyon negatif iken, CDS endeksi ile oynaklık endeksi arasındaki koşullu korelasyon pozitifdir. BEKK modeli ile DCC modeli arasındaki en önemli fark, DCC modelinden elde edilen varyans ve korelasyon tahminlerinin daha kararlı bir yapı sergilemesidir. Bununla birlikte DCC modelinden elde edilen koşullu korelasyonlar trende sahip iken BEKK modelinden elde edilen koşullu korelasyonlar yerel olarak durağan serilerdir.

Chang ve diğerleri (2010) 2 Ocak 1998 ile 4 Kasım 2009 tarihleri arasında spot ve vadeli WTI ve Brent ham petrol fiyatları ile FTSE100, NYSE, Dow Jones ve S&P 500 endeks verilerini kullanarak petrol piyasası ile hisse senedi piyasası arasındaki oynaklık ilişkisini CCC, DCC, VARMA-GARCH ve VARMA-AGARCH modelleri ile analiz etmişlerdir. Elde edilen bulgular CCC modeline dayalı koşullu korelasyonların sabit olduğu varsayımının geçerli olmadığını göstermektedir. VARMA-GARCH ve VARMA-AGARCH model sonuçları petrol piyasası ile hisse senedi piyasası arasındaki karşılıklı oynaklık geçişkenliğini ortaya koymaktadır.

Arouri ve diğerleri (2011) Körfez İşbirliği Konseyi (GCC) ülkeleri (Bahreyn, Kuveyt, Umman, Katar, Suudi Arabistan, Birleşik Arap Emirlikleri) için hisse senedi piyasası ve petrol piyasası arasındaki oynaklık yayılımını inceledikleri çalışmalarında, ilgili ülkelerin hisse senedi endeksi ve Brent petrol fiyatı değişkenlerine ait 7 Temmuz 2005 ile 21 Şubat 2010 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanmışlardır. Çalışmada hem getiride hem de oynaklıkta yayılma etkisine izin veren VAR-GARCH modeli kullanılmıştır. Model sonuçları petrol fiyatları ile GCC ülkelerinin borsa endeksleri arasında anlamlı getiri ve oynaklık yayılmalarının varlığını ortaya koyarken, bu oynaklık yayılmaların petrol piyasasından hisse senedi piyasasına doğru daha belirgin olduğu görülmüştür.

Filis ve diğerleri (2011) petrol ihraç eden ülkeler (Kanada, Meksika, Brezilya) ve petrol ithal eden ülkeler (Amerika, Almanya, Hollanda) için hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatları arasındaki dinamik korelasyon yapısını incelemişlerdir. Bu amaçla, 1 Ocak 1987 ile 30 Eylül 2009 tarihleri arasında ilgili

lkelerin borsa endeksine ve Brent petrol fiyatına ait gnlk veriler DCC GJR GARCH modeli kullanılarak analiz edilmiřtir. Elde edilen bulgular kresel konjonktrel dalgalanmalar (kriz veya geniřleme) sırasında petrol fiyatlarındaki řokların, petrol ve hisse senedi fiyatları arasındaki iliřki zerinde nemli bir etkisi olduėunu gstermektedir. Toplam talep ynl petrol fiyatı řoklarının (Asya krizi, inin ekonomik bymesi, konut piyasası balonu) petrol ve hisse senedi fiyatları arasında pozitif ynl korelasyona, nlem amalı talep ynl fiyat řoklarının (1. ve 2. Irak savařı, 9 Eyll terr saldırısı) negatif ynl korelasyona neden olduėu grlrken arz ynl řokların ise petrol ve hisse senedi fiyatları arasındaki iliřkiyi etkilemediėi gzlemlenmiřtir. Korelasyonun byklėn řokun kaynaėından etkilenmediėi, korelasyonun byklėn temel belirleyicisinin petrol ve hisse senedi piyasalarında fiyat deėiřimlerine neden olan olaylar olduėu sonucuna ulařılmıřtır.

Ghorbel ve diėerleri (2012) petrol ihra eden ve petrol ithal eden lkeler iin hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatları arasındaki oynaklık yayılma etkisini ve dinamik korelasyon yapısını incelemiřlerdir. Bu amala, 1 Ocak 1997 ile 31 Aralık 2010 tarihleri arasında altı petrol ihra eden ve yirmi petrol ithal eden lkenin borsa endekslerine ve Brent petrol fiyatına ait gnlk veriler BEKK GARCH(1,1), CCC GARCH(1,1) ve DCC GARCH(1,1) modelleri ile analiz edilmiřtir. BEKK modeli sonucunda petrol piyasasından tm lkelerin hisse senedi piyasasına doėru oynaklık yayılmasının olduėu ve DCC modeli sonucunda ise kořullu korelasyon katsayılarının anlamlı olduėu sonucuna ulařılmıřtır. Dinamik korelasyon katsayılarının petrol ihra eden ve ithal eden lkeler iin farklılık gstermediėi, petrol fiyat řoklarının petrol piyasası ve hisse senedi piyasası arasındaki iliřki zerinde etkili olduėu bulgularına ulařılmıřtır.

Kseoėlu (2013) Trkiye'nin CDS primi ile hisse senedi piyasası arasındaki oynaklık yayılımını VAR-BEKK modeli kullanarak incelemiřtir. alıřmada 3 Ocak 2005-30 Haziran 2012 tarihleri arasındaki gnlk veriler kullanarak IMKB 100 (BIST 100) endeksi ve Trkiye'nin CDS risk primi analiz edilmiřtir. Veri seti kriz ncesi dnem, kriz dnemi ve kriz sonrası dnem olmak zere e blnmřtir. İlk ařamada gecikme uzunluėu seim kriterleri kullanılarak ortalama denklemi iin VAR(1) modelinin en uygun model olduėu belirlenmiřtir. İkinci ařamada ise

VAR(1) modelinden elde edilen artıklar BEKK(1,1) modeli tahminlenmiştir. Elde edilen bulgular her üç dönemde de IMKB 100 ile CDS primi arasında anlamlı GARCH etkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Dönemler arasındaki farklılıklar incelendiğinde, kriz döneminde koşullu varyans ve kovaryans değerlerinin kriz öncesi ve sonrası dönemlere göre daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Ratner ve Chiu (2013) Amerikan hisse senedi piyasasındaki sektörlerin karşılaştığı risklere karşı CDS'in risk azaltıcı etkisini analiz etmişlerdir. Bu amaç doğrultusunda, 2004 ile 2011 yılları arasındaki 10 sektöre ait hisse senedi endeksi ve ilgili sektörlerin CDS risk primleri günlük verileri DCC GARCH modeli ile tahminlenmiştir. Model sonucunda tüm sektörler için tahmin edilen koşullu korelasyon katsayısının negatif olduğu gözlemlenmiştir. DCC GARCH modeli sonucu elde edilen katsayılar hisse senedi piyasası oynaklığını ve Amerika finans krizini gösteren kukla değişkenlerle birlikte kantil regresyon modeli tahmin edilerek CDS priminin hisse senedi piyasasındaki risklere karşı koruma (hedge) özelliği araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar CDS'in oynaklığın yüksek olduğu periyotlarda bazı sektörlerde güçlü bazılarında ise zayıf bir koruma sağladığını, Amerika finans krizi döneminde ise iki sektör için güçlü, beş sektör için zayıf bir koruma sağladığını ortaya koymaktadır.

Belke ve Gokus (2014) 1 Ocak 2006-31 Aralık 2009 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanarak dört büyük Amerikan bankasının hisse senedi fiyatları, CDS risk primi ve tahvil getirisi arasındaki oynaklığı BEKK modeli kullanarak analiz etmişlerdir. Model seçim kriterlerine göre en uygun model BEKK(1,2) ya da BEKK(2,1) olmasına rağmen literatürde ilave ARCH ya da GARCH terimleri eklenmesi model başarısına çok az etki edeceği ortaya konulduğundan analiz BEKK(1,1) modeli kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Koşullu ortalama denklemi tahminlenirken AR(1) terimi modele eklenmiştir. BEKK modeli, finansal serilerin kalın kuyruklu özelliğini dikkate almak amacıyla student's t dağılımı altında tahminlenmiştir. Elde edilen bulgular kriz dönemlerinde oynaklığın yüksek seviyelerde olduğunu sonucunu destekler niteliktedir. Korelasyon ve kovaryansların zamana göre değiştiği, kriz dönemlerinde büyük değerlere sahip oldukları gözlemlenmiştir.

Creti ve diğerleri (2014) petrol piyasası ve hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi 1 Ocak 1990 ile 1 Aralık 2012 tarihleri arasındaki 17 OECD ülkesine ait hisse senedi endeksi ve Brent ham petrol fiyatı değişkenlerine ait verileri DCC FIAPARCH modeli ile analiz etmişlerdir. Ülkeler ekonomik durumlarına ve coğrafik konumlarına göre beş kategoriye ayrılmış ve her bir kategori için model Student-t dağılımı altında tahminlenmiştir. Elde edilen bulgular petrol ve hisse senedi fiyatları arasındaki zamana bağlı korelasyonun farklı ekonomi grupları için değişmediğini ortaya koymuştur. Petrol fiyat şoklarının hisse senedi fiyatlarında oldukça önemli bir etkiye sahip olduğu, talep yönlü (Asya krizi, Çin'in ekonomik büyüme hızı, küresel finans krizi) şokların pozitif korelasyona, arz yönlü (1. ve 2. Irak savaşı) şokların ise negatif korelasyona yol açtığı gözlemlenmiştir.

Gomes ve Chaibi (2014) petrol piyasası ile hisse senedi piyasası arasındaki oynaklık geçişkenliği mekanizmasını incelemek amacıyla, 8 Şubat 2008 ile 1 Şubat 2013 tarihleri arasında 21 ülkenin (frontier markets) hisse senedi endeksi ve Brent petrol fiyatı değişkenlerine ait haftalık verileri BEKK GARCH(1,1) modeli ile analiz etmiştir. Model sonucu, piyasalar arasında iki yönlü bir oynaklık yayılma etkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Ancak bu oynaklık yayılımları petrol piyasasından hisse senedi piyasasına doğru daha sık gözlemlenmektedir.

Guesmi ve Fattoum (2014) petrol ihraç eden ülkeler (Birleşik Arap Emirlikleri, Kuveyt, Suudi Arabistan, Venezuela) ve petrol ithal eden ülkeler (Amerika, İtalya, Fransa, Almanya, Hollanda) için hisse senedi piyasası ile petrol piyasası arasındaki ortak hareketi ve dinamik oynaklık yayılma etkisini incelemek amacıyla, 3 Eylül 2000 ile 3 Aralık 2010 tarihleri arasındaki ilgili ülkelerin borsa endeksi verileri ve Brent petrol fiyatına ait günlük verileri DCC GJR GARCH(1,1) modeli kullanarak tahminlemiştir. Elde edilen sonuçlar dinamik korelasyonları petrol ihraç eden ve ithal eden ülkeler için farklılaşmadığını ortaya koymaktadır. Petrol fiyatları ile borsa endeksi arasında pozitif korelasyon olduğu ve piyasalar arası ortak hareketi gösteren koşullu korelasyon katsayılarının toplam talep yönlü petrol fiyat şokları sonrasında artış gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Sadorksy (2014) 3 Ocak 2000 ile 29 Haziran 2012 tarihleri arasındaki 21 yükselen piyasa ekonomisinin borsa verilerinden oluşan MSCI endeksine, petrol fiyatlarına, bakır fiyatlarına ve buğday fiyatlarına ait günlük verileri VARMA-

AGARCH, CCC GARCH ve DCC GARCH modelleri ile analiz etmişlerdir. Model seçim kriterleri, DCC GARCH modelinin daha iyi sonuçlar verdiğini ortaya koymaktadır. Petrol fiyatları ile MSCI endeksi arasında iki yönlü oynaklık geçişkenliği olduğu ve bu iki değişken için asimetri katsayısının pozitif olarak tahminlendiği görülmektedir. Bu durum negatif şokların pozitif şoklara göre oynaklığı daha fazla artırdığını ifade etmektedir.

Avino ve diğerleri (2015) CDS, hisse senedi, tahvil ve opsiyon piyasaları arasında Hasbrouck'un (1995) "bilgi paylaşımı" ölçüsünü analiz etmişlerdir. Çalışmalarında veri setini kriz öncesi dönem ve kriz dönemi olarak ikiye ayırmışlardır. Hasbrouck'un statik olan "bilgi paylaşımı" ölçüsünü çok değişkenli GARCH modeli kullanarak dinamik hale getirmişlerdir. İlk olarak VEC modeli ile ortalama denklemini tahmin edip elde edilen artıklara BEKK modelini uygulamışlardır. Elde edilen sonuçlar piyasalar arasındaki bilgi akışının değişkenliğine ve değişen piyasa koşullarına yüksek seviyede duyarlılık gösterdiğini ortaya koymuştur.

Bouri (2015) petrol fiyatları ile Lübnan hisse senedi piyasası arasındaki getiri ve oynaklık ilişkisini incelemek amacıyla, 2 Şubat 1998 ile 30 Mayıs 2014 tarihleri arasındaki petrol fiyatları ve Lübnan borsa endeksine ait haftalık verileri VAR(1)-GARCH(1,1) modeli ile analiz etmiştir. Küresel finans krizinin etkisini görmek amacıyla veri seti kriz öncesi dönem (2 Şubat 1998-28 Aralık 2007), kriz dönemi (2 Ocak 2008-30 Haziran 2009) ve kriz sonrası dönem (1 Temmuz 2009-30 Mayıs 2014) olmak üzere üçe bölünmüştür. Model sonuçları her üç dönemde de petrol fiyatı değişimlerinden hisse senedi getirisine doğru pozitif nedensel etki olduğunu ve bu etkinin kriz döneminde zirve yaptığını göstermektedir. Petrol piyasasından hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü oynaklık yayılımı olduğu ve bu yayılım etkisinin kriz döneminde zirve yaptığı görülmüştür.

Fonseca ve Gottschalk (2015) kredi ve hisse senedi piyasası arasındaki etkileşimi araştırdıkları çalışmalarında dört Asya-Pasifik ülkesine ait CDS risk primi ve borsa verilerini kullanmışlardır. Hisse senedi piyasasındaki oynaklığı temsilen dört ülke için "gerçekleşen oynaklık (realized volatility) değerleri hesaplanmış ve VAR modeli kullanılarak CDS risk primi, hisse senedi getirisi ve gerçekleşen

oyunaklık arasındaki ilişki ortaya konulmuştur. Model sonuçları, hisse senedi piyasasının CDS priminin önemli bir belirleyicisi olduğunu göstermektedir.

Salisu ve Oloko (2015) petrol piyasası ile hisse senedi piyasası arasındaki oyunaklık yayılma etkisini incelemek amacıyla, 2 Ocak 2002 ile 4 Nisan 2004 tarihleri arasındaki Brent petrol fiyatı, WTI petrol fiyatı ve S&P 500 endeksine ait günlük verileri VARMA-BEKK AGARCH modelini kullanarak analiz etmiştir. Koşullu ortalama denklemi VARMA(1,1) modeli ile tahminlenmiş ve elde edilen artıklara asimetrik BEKK GARCH(1,1) modeli uygulanmıştır. Veri seti, küresel finans krizi öncesi ve sonrası olarak ikiye ayrılmıştır. Elde edilen bulgular, iki piyasa arasında çift yönlü şok yayılması ve hisse senedi piyasasından petrol piyasasına pozitif getiri yayılması olduğunu ortaya koymaktadır. Her iki piyasada da asimetrik şokların etkili olduğu görülmekte iken piyasalar arasında asimetrik etki bulunmamaktadır. Kriz öncesi dönemde yalnızca WTI petrol piyasasından hisse senedi piyasasına doğru oyunaklık yayılma etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Küresel krizden sonra petrol piyasasından hisse senedi piyasasına doğru oyunaklık geçişkenliğinin arttığı görülmüştür.

Taly (2015) Kore, Amerika ve Japonya için CDS piyasası, hisse senedi piyasası ve döviz piyasası arasındaki getiri ve oyunaklık yayılma etkisini analiz etmek amacıyla, Ocak 2002 ile Şubat 2010 periyodu arasındaki haftalık verileri kullanarak VAR(1)-BEKK GARCH(1,1) modelini tahminlemiştir. Model sonuçları, döviz piyasasından Kore CDS ve hisse senedi piyasasına doğru getiri yayılma etkisini ortaya koymaktadır. Döviz piyasasından Kore CDS piyasasına doğru tek yönlü oyunaklık yayılma etkisi görülmektedir. Amerika hisse senedi piyasasından Kore CDS ve hisse senedi piyasasına doğru anlamlı getiri yayılma etkisi ve Japonya hisse senedi piyasasından Kore CDS ve hisse senedi piyasasına doğru anlamlı oyunaklık yayılma etkisi olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Bununla birlikte, Kore CDS piyasası ile hisse senedi piyasası arasında iki yönlü getiri ve oyunaklık yayılma etkisi olduğu gözlemlenmektedir. Döviz kurundaki yaşanan değişimlerin Kore'nin CDS primindeki değişimleri artırdığını; ancak hisse senedi getirilerini azalttığını; Amerika ve Japonya hisse senedi getirilerindeki artışın Kore CDS priminde azalışa ve Kore hisse senedi getirilerinde artışa neden olduğunu ortaya koymaktadır.

Basher ve Sadorsky (2016) 4 Ocak 2000 ile 31 Temmuz 2014 tarihleri arasındaki WTI petrol fiyatları, altın fiyatları, 23 gelişmekte olan ülke hisse senedi endeksi fiyatları, 10 yıllık tahvil fiyatları ve VIX oynaklık endeksi değişkenlerine ait verileri kullanarak farklı piyasalar arasındaki oynaklık ve koşullu korelasyonu incelemişlerdir. Bu amaçla DCC, ADCC ve GO-GARCH modellerini analiz için kullanmışlardır. Getiri serilerinin otokorelasyonlu olması ve oynaklık kümelenmesi ve kalın kuyruklu gibi özellikler sergilemesi nedeniyle koşullu ortalama denklemi AR(1) modeli ile tahminlenmiştir. DCC ve ADCC modelleri student-t dağılılı altında tahminlenirken, GO-GARCH modeli Normal Ters Gaussian (NIG) dağılımı altında tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar GO-GARCH modelinden elde edilen dinamik koşullu korelasyonların DCC ve ADCC modellerinden elde edilenlere göre daha az değişkenlik gösterdiğini ortaya koymaktadır. Gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasasında ve petrol piyasasında pozitif kaldıraç etkisi görülmektedir. Negatif şoklar pozitif şoklara göre oynaklığı daha çok artırmaktadır. ADCC modelinin diğer iki modele göre en önemli avantajı asimetrik etkileri dikkate almasıdır. Hisse senedi ve petrol piyasası için anlamlı ve pozitif asimetri katsayıları elde edilirken, altın ve tahvil piyasası için anlamlı ve negatif asimetri katsayıları tahminlenmiştir.

Ewing ve Malik (2016) 1 Temmuz 1996 ile 30 Haziran 2013 tarihleri arasındaki WTI petrol fiyatları ve S&P 500 endeksine ait günlük verileri, yapısal kırılmaları dikkate alarak BEKK GARCH(1,1) modeli ile analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar, kırılmalar dikkate alınmadığında piyasalar arasında oynaklık yayılım etkisi görülmediğini; ancak kırılmalar dikkate alındığında, petrol ve hisse senedi piyasası arasında güçlü bir oynaklık yayılımı etkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Her bir piyasanın kendi piyasalarında meydana gelen şoklardan diğer piyasada meydana gelen şoklardan daha çok etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Özellikle petrol piyasasının hisse senedi piyasasından güçlü bir şekilde etkilendiği gözlemlenmiştir.

Wang ve Liu (2015) petrol ve hisse senedi piyasası arasındaki oynaklık yayılma etkisini ve dinamik korelasyon ilişkisini analiz ettikleri çalışmalarında, dokuz petrol ithal eden ve yedi petrol ihraç eden olmak üzere 16 ülkenin hisse senedi endeksi ve WTI petrol fiyatı değişkenlerine ait 4 Ocak 2000 ile 27 Aralık 2011 tarihleri arasındaki haftalık verileri BEKK GARCH, CCC GARCH ve DCC GARCH modelleri ile tahminlemişlerdir. BEKK GARCH model sonucunda petrol

piyasasından petrol ihraç eden ülkelerin hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü oynaklık yayılma etkisi olduğu görülürken, gelişmiş petrol ithal eden ülkelerin hisse senedi piyasasından petrol piyasasına doğru tek yönlü bir oynaklık yayılma etkisi olduğu görülmüştür. CCC ve DCC GARCH model sonuçları koşullu korelasyonların tüm ülkeler için pozitif olduğunu ortaya koymuştur.

Wegener ve diğerleri (2016) petrol üreten dokuz ülkenin CDS primleri ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, 26 Ocak 2011 ile 26 Ocak 2016 arasındaki günlük verileri kullanarak BEKK modelini tahmilenmişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, petrol fiyatlarındaki pozitif şoklar CDS priminde azalışa neden olmaktadır. Petrol fiyatlarındaki pozitif şoklar, petrol üreten ülkelerin gelirlerini artırarak mali istikrarın korunmasını sağlayarak CDS primini düşüreceği için elde edilen bulgular beklentilerle paralellik göstermektedir.

Bouri ve diğerleri (2017) 2 Haziran 2010-30 Mayıs 2014 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanarak 17 yükselen piyasa ekonomisine sahip ülke ve 6 frontier ülke için CDS primi ile emtia indeksi arasındaki oynaklık geçişkenliğini analiz etmişlerdir. Çalışmada tek değişkenli GARCH modellerini tahminledikten sonra Hafner ve Herwartz (2006) tarafından ortaya konulan varyans nedensellik testini uygulamışlardır. Elde edilen bulgular emtia piyasasından CDS primine anlamlı ve güçlü bir oynaklık geçişkenliğinin varlığını ortaya koymuştur.

Balcılar ve diğerleri (2018) petrol piyasası, hisse senedi piyasası ve petrol kullanımının yoğun olduğu sektörlerin CDS primleri arasındaki risk aktarım mekanizmasını incelemişlerdir. Bu amaçla, 6 Ocak 2004 ile 2 Şubat 2016 tarihleri arasındaki WTI petrol fiyatları, otomobil, petrol-gaz, kimya ve hizmet sektörü CDS primleri ve hisse senedi piyasası riskini göstermek için iki endeks (VIX ve MOVE) BEKK GARCH modeli ve Varyans Etki-Tepki fonksiyonu yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Böylece oynaklığın yayılımının büyüklüğü ile birlikte yayılımın hızı da dikkate alınmıştır. Çalışma sonucunda, petrol piyasasında yaşanan şokların risk aktarım etkisine sahip olduğu ve CDS primleri ile hisse senedi piyasası arasındaki koşullu korelasyonların şok ile karşılaşılan dönemler haricinde sıfıra yakın olduğu gözlemlenmiştir.

Gourene ve Mendy (2018) OPEC petrol fiyatları ile altı Afrika ülkesinin borsasının birlikte hareketini araştırmıştır. Analiz sonuçları, Güney Afrika ve Mısır

hariç birlikte fiyat hareketlerinin düşük seviyede olduğunu ve kriz dönemlerinde ve Amerika finans krizi sonrası borsa ile petrol fiyatları arasında kuvvetli bir korelasyon olduğunu ortaya koymaktadır. Genel olarak Afrika ülkelerinin borsaları ile petrol fiyatlarının birlikte hareketi kısa ve orta vadede zayıf iken uzun vadede çoğu ülke için kuvvetlidir.

Gün (2018) geli mekte olan piyasa ekonomilerindeki CDS risk primleri ile borsa endeksleri arasındaki ili kiyi ortaya koymak amacıyla, Ocak 2010 ile Aralık 2017 tarihleri arasındaki dokuz geli mekte olan piyasa ekonomisine ait haftalık verileri VAR modeli ile analiz etmi tir. Model se im kriterlerine g re optimal gecikme uzunlu u 1 olarak bulunmu  ve VAR(1) modeli tahminlenmi tir. Bir sonraki a amada ise Granger nedensellik testi, Varyans ayrıştırma analizi ve Etki-Tepki analizi ger ekle tirilmi tir. Elde edilen bulgular borsa endekslerinin piyasadaki de i ikliklere daha hızlı reaksiyon g sterdi i ve b ylece piyasaları  nceden uyardı ı sonucunu ortaya koymu tur. Granger nedensellik testi sonucu borsa endeks getirilerinden CDS primlerine do ru tek y nl  nedensellik oldu unu, VAR modeli sonucu ise endeks getirilerinin gecikmeli de erinin CDS primi  zerinde negatif bir etkiye sahip oldu unu ortaya koymaktadır. Varyans ayrıştırma analizi endeks getirilerindeki varyansın  o unlukla kendi  oklarından etkilendi ini, CDS priminin varyansındaki de i imin endeks getirilerindeki de i imlerden kaynaklandı ını g stermektedir.

Sabkha ve Peretti (2018) 2 Ocak 2006 ile 3 Nisan 2014 tarihleri arasında 33  lkeye ait g nl k CDS risk primi ve  lkelerin tahvil faiz oranları verilerini DCC GARCH modeli ile analiz etmi tir.  alı mada  lkeler d  uk ekonomik b y meye sahip, yeni sanayile mi , geli mekte olan ve geli mi   lkeler olmak  zere d rt kategoriye ayrılmı tır. Finansal serilerin  zelliklerini (asimetri ve/veya kaldıra  etkisi, uzun d nem hafıza vs.) dikkate almak amacıyla DCC modelinin dokuz farklı t revi (DCC GARCH, DCC EGARCH, DCC APARCH, DCC GJR GARCH, DCC IGARCH, DCC FIGARCH, DCC FIAPARCH, DCC FIEGARCH, DCC HYGARCH) kullanılmı tır. DCC modelleri Tse ve Tsui'nin (2002) ve Engle'nin (2002) yakla ımlarıyla normal da ılım ve student's t da ılımları altında tahminlenmi tir. Analiz sonu ları CDS ve tahvil verileri uzun d nem hafıza, asimetrik kaldıra  etkisi,  okun kalıcı olması gibi  zellikler g stermesine ra men

hepsini birden dikkate almanın model tahminlerini iyileştirmediğini ortaya koymaktadır. Tanı (Diagnostic) testleri çoğunlukla en basit haliyle DCC GARCH modelinin daha iyi sonuç verdiğini göstermesine rağmen sonuçlar ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. Bununla birlikte, student's t dağılımı altında tahminlenen modellerin normal dağılım altında tahminlenen modellere göre daha iyi sonuçlar verdiği görülmektedir.

Mateev (2019) 1 Ocak 2012 ile 29 Ocak 2016 tarihleri arasında iTraxx Europe series 24 endeksinde yer alan 109 şirketin CDS primleri ve hisse senedi fiyatları arasındaki oynaklık ilişkisini, DCC GARCH ve BEKK(1,1) modelleri ile analiz etmiştir. Modeller kalın kuyrukluluğu dikkate almak amacıyla student's t dağılımı altında tahminlenmiştir. Elde edilen bulgular CDS primleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki korelasyonun dinamik olduğunu göstermektedir. DCC modeli sonucunda şokların korelasyon üzerindeki etkisinin sınırlı olduğu; ancak oynaklığın kalıcı olduğu gözlenmiştir. BEKK GARCH modeli sonucunda CDS primi ile hisse senedi fiyatları arasında oynaklık geçişkenliği ortaya konulmuştur. 33 şirket için oynaklık geçişkenliği çift yönlü iken 32 firma için CDS piyasasından hisse senedi piyasasına, 11 şirket için ise hisse senedi piyasasından CDS piyasasına oynaklık geçişkenliği olduğu sonucu elde edilmiştir.

İKİNCİ BÖLÜM

ÇOK DEĞİŞKENLİ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Finansal getiri serilerinin otokorelasyonlu olması ve sabit varyans varsayımının sağlanamaması, oynaklığın modellenmesinde klasik ekonometrik yöntemlerin kullanılmasını geçersiz kılmıştır. Oynaklığı modellemek ve oynaklık kümelenmelerini yakalamak amacıyla ilk olarak tek değişkenli Oto regresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelleri ortaya koyulmuştur. Finansal piyasalardaki karşılıklı etkileşimin yüksek olması ve finansal getiri serilerinin oynaklığının birlikte hareket ettiğinin gözlemlenmesi nedeniyle Çok Değişkenli Oto regresif Koşullu Değişen Varyans (MGARCH) modellerine ihtiyaç duyulmuştur. Birden fazla değişkenin ele alındığı MGARCH modellerinin geliştirilmesi, finansal piyasalar ve finansal varlıklar arasındaki ilişkiyi ortaya koymak adına önemli bir basamak olmuştur. Bu bölümde, çalışmanın kapsamı dahilinde tek değişkenli ve çok değişkenli oto regresif koşullu değişen varyans modelleri ele alınacaktır.

2.1. FİNANSAL GETİRİ SERİLERİNİN ÖZELLİKLERİ

Finansal iktisat alanında yapılan ampirik uygulamalarda genel olarak finansal varlığın fiyatı yerine getirisinin kullanıldığı görülmektedir. Bunun iki önemli nedeni bulunmaktadır. İlk olarak, ortalama bir yatırımcı için finansal piyasalar tam rekabetçi olarak ele alınabilir ve bu nedenle yatırımın büyüklüğü fiyat değişimlerini etkilemez. Ancak getiri, yatırım fırsatının ölçekten bağımsız bir göstergesidir. İkinci olarak ise getiri serilerinin fiyat serisine göre, durağanlık gibi daha ilgi çekici istatistiksel özelliklere sahip olmasıdır (Campbell ve diğerleri, 1997: 9).

Mandelbrot (1963) ve Fama (1965) finansal varlıkların getirilerinin normal dağılıma sahip olmadığını ortaya koymuşlardır. Getiri serilerinin ampirik dağılımı normal dağılımdan daha kalın kuyrukludur ve genellikle sola çarpık bir görünüm sergilemektedir. Bu nedenle, aşırı negatif değerlerin risk yönetimi ve portföy seçiminde oldukça etkili hale gelmektedir. Ayrıca, getiriler zaman içerisinde bağımsız değildir. Karesel getiriler ve mutlak getiriler gibi oynaklığı ifade etmek için

kullanılan araç değişkenlerin serisel korelasyonlu olduğu gözlemlenmektedir. Bu durum oynaklık kümelenmesi ya da koşullu değişen varyanslılık olarak bilinmektedir (Jondeau ve diğerleri, 2007: 1).

Finansal getiri serilerinin büyük çoğunluğu kendine has istatistiksel özellikler barındırmaktadır. Bu özellikler aşağıdaki başlıklar altında özetlenebilir: (Cont, 2001: 224; Jondeau ve diğerleri, 2007: 9).

- a) Kalın kuyruklu: Getirilerin koşulsuz dağılımı normal dağılıma göre daha kalın kuyruklu ve sivri bir yapı göstermektedir.
- b) Asimetri: Getirilerin koşulsuz dağılımı genellikle sola çarpıktır. Bu nedenle, aşırı negatif getiriler aşırı pozitif getirilere göre daha sık gözlemlenmektedir.
- c) Oynaklık kümelenmesi: Getiri serilerinin oynaklığı serisel korelasyonludur. Bu nedenle, büyük getirileri büyük, küçük getirileri ise küçük getiriler takip etmektedir ve seride oynaklık kümelenmeleri gözlemlenmektedir.
- d) Topluca (Aggregated) Normallik: Getiri serilerinin frekansı uzadıkça normal dağılıma daha çok yaklaşmaktadır.
- e) Kaldıraç etkisi: Oynaklık getiri serisiyle negatif korelasyonludur. Ortaya çıkan negatif şoklar pozitif şoklara göre oynaklığı daha fazla artırmaktadır.
- f) Zamana göre değişen korelasyon: Varlık getirileri arasındaki korelasyon, oynaklığın fazla olduğu periyotlarda artma eğilimi göstermektedir.

2.2. TEK DEĞİŞKENLİ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Finansal getiri serileri genellikle durağan olmasına rağmen karesel getirilerin serisel korelasyonlu olduğu görülmektedir. Oynaklık kümelenmesi ya da koşullu değişen varyanslılık olarak bilinen bu durum sabit varyans varsayımının geçerli olduğu klasik ekonometrik modellerin kullanılmasına engel olmaktadır. Koşullu değişen varyanslılığı modellemek amacıyla Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından sırasıyla Otoresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri geliştirilmiştir.

2.2.1. ARCH Modelleri

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modeli, koşullu varyansın geçmiş dönemdeki artıkların karelerinin bir fonksiyonu olarak zamanla değişmesine izin verirken koşulsuz varyans sabit kalmaktadır. Bu yaklaşım getiri serilerinde var olan oynaklık kümelenmelerini ortaya koymaktadır.

ARCH modelleri genel olarak;

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2.2)$$

$$\varepsilon_t = h_t^{1/2} z_t \quad (2.3)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2.4)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada r logaritmik getiri serisini, μ ortalamayı, ε artıkları, h koşullu varyansı, z bağımsız ve özdeşçe dağılan (iid) standartlaştırılmış rassal değişkeni, ψ_{t-1} t-1 dönemindeki tüm bilgiyi ve α_i parametreleri göstermektedir. Eşitlik (2.4)'ten görüleceği üzere koşullu varyans, geçmiş dönemdeki artıkların bir fonksiyonudur ve zamana bağlı olarak değişmekte iken koşulsuz varyans sabit kalmaktadır (Engle, 1982: 988-989). $\varepsilon_t = h_t^{1/2} z_t$ olarak ifade edilen hata sürecinde, z_t 'nin varyansı $\sigma_z^2 = 1$ 'dir. Bununla birlikte z_t 'nin ε_{t-1} 'den bağımsız olması nedeniyle koşullu ve koşulsuz ortalaması sıfıra eşittir.

Koşullu varyansın pozitif olması için parametrelere bazı kısıtlamalar konulmuştur. (2.4) no'lu denklemde yer alan α_0 ve α_i parametrelerinin pozitif olması gerekmektedir. En basit haliyle ARCH(1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2.5)$$

şeklinde ifade edilebilir. (2.5) no'lu aynı zamanda hata terimin koşullu varyansını göstermektedir.

$$h_t = V(\varepsilon_t^2 / \Psi_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

(2.6)

Bu nedenle $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_1 > 0$ koşulları sağlanmalıdır (Engle, 1983: 288).

ARCH modelinde ε_t sürecinin sağlanması gereken bazı koşullar yer almaktadır. Bunlardan ilki (2.7) no'lu denklemde ifade edilen ortogonallik koşuludur.

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = 0 \quad (2.7)$$

(2.7) no'lu denklemde yer alan koşulun birçok sonucu mevcuttur. Buna göre;

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-i}) = 0 \quad \forall i > 0 \quad (2.8)$$

(2.8) no'lu eşitlik yinelenen beklenen değer yasası (law of iterated expectations) yardımı ile (2.9)'daki gibi elde edilir.

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-i}) &= E(E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) | \varepsilon_{t-i}) \\ E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-i}) &= E(0 | \varepsilon_{t-i}) \\ E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-i}) &= 0 \end{aligned} \quad (2.9)$$

Ortogonalite koşulunun diğer bir sonucu ise artıkların koşullu korelasyonlarının sıfıra eşit olmasıdır. Böylece artıkların cari dönem ile herhangi bir gecikme değeri için gelecek dönem değerleri arasında korelasyon yoktur. i ve k iki pozitif tam sayı olmak üzere;

$$\begin{aligned} \text{Cov}[(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) | \varepsilon_{t-i}] &= E[\varepsilon_t \varepsilon_{t+k} | \varepsilon_{t-i}] - E[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-i}] E[\varepsilon_{t+k} | \varepsilon_{t-i}] \\ \text{Cov}[(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) | \varepsilon_{t-i}] &= E[\varepsilon_t \varepsilon_{t+k} | \varepsilon_{t-i}] \\ \text{Cov}[(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) | \varepsilon_{t-i}] &= E[E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+k} | \varepsilon_{t+k-1}) | \varepsilon_{t-i}] \\ \text{Cov}[(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) | \varepsilon_{t-i}] &= E[\varepsilon_t E(\varepsilon_{t+k} | \varepsilon_{t+k-1}) | \varepsilon_{t-i}] \\ \text{Cov}[(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) | \varepsilon_{t-i}] &= 0 \end{aligned} \quad (2.10)$$

$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + u_t$ birinci dereceden otoregresif süreci kullanılarak ve ardışık olarak yerine koyma işlemi tekrarlanarak;

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 [1 + \alpha_1 + \dots + \alpha_1^{i-1}] + \alpha_1^i \varepsilon_{t-i}^2 + u_t + \alpha_1 u_{t-1} + \dots + \alpha_1^{i-1} u_{t-i+1} \quad (2.11)$$

denklemini elde edilir. (2.11) no'lu denklemde ε_{t-i} veri iken her iki tarafın koşullu beklenen değeri alınarak;

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-i}) &= \alpha_0 [1 + \alpha_1 + \dots + \alpha_1^{i-1}] + \alpha_1^i \varepsilon_{t-i}^2 \\ E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-i}) &= \alpha_0 \frac{1 - \alpha_1^i}{1 - \alpha_1} + \alpha_1^i \varepsilon_{t-i}^2 \\ V(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-i}) &= \alpha_0 \frac{1 - \alpha_1^i}{1 - \alpha_1} + \alpha_1^i \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (2.12)$$

koşullu varyans değerleri elde edilir. Elde edilen koşullu varyans değerleri yalnızca ε_{t-i}^2 değerinin verdiği geçmiş dönemdeki bilgiye bağlıdır. Eğer i gecikme değeri sonsuza giderse koşullu varyanslar (2.13)'de yer alan koşulsuz varyans değerine yakınsayacaktır.

$$V(\varepsilon_t) = V(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-i}) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} \quad (2.13)$$

(2.13)'de yer alan varyans değeri zamandan bağımsız olduğu için ε_t hata süreci zayıf beyaz gürültü süreci olarak adlandırılır (Gourieroux, 1997: 30-31).

Engle (1982), ε_t hata sürecinin koşullu olarak normal dağılıma sahip olduğunu varsayarak ikinci ve dördüncü dereceden momentleri elde etmiştir.

$$\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1} \sim N[0, \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2] \quad (2.14)$$

Burada önemli olan nokta ε_t hata süreci koşullu normal dağılıma sahipken marjinal dağılımı normal dağılım değildir. Aksi takdirde koşullu varyans geçmiş dönem değerlerinden bağımsız olurdu. ε_t hata sürecinin marjinal dağılımının normal dağılım olmadığı durumda ikinci ve dördüncü dereceden momentler;

$$E(\varepsilon_t^2) = \alpha_0 / 1 - \alpha_1 \quad (2.15)$$

$$E(\varepsilon_t^4) = \frac{3\alpha_0^2}{(1 - \alpha_1)^2} \frac{1 - \alpha_1^2}{1 - 3\alpha_1^2} \quad (2.16)$$

şeklinde elde edilir. İkinci dereceden momentin durağan olması için gereken koşul $\alpha_1 < 1$ iken, dördüncü dereceden momentin durağan olması için gereken koşul $3\alpha_1^2 < 1$ 'dir. İkinci ve dördüncü dereceden momentler kullanılarak elde edilen basıklık değeri (2.17) no'lu denklemde yer almaktadır.

$$k = \frac{E(\varepsilon_t^4)}{[E(\varepsilon_t^2)]^2} = \frac{3(1-\alpha_1^2)}{(1-3\alpha_1^2)} \quad (2.17)$$

(2.17)'den görüldüğü üzere elde edilen basıklık değeri, normal dağılımın basıklık değeri olan 3'ten büyüktür. Bu durum marjinal dağılımın normal dağılıma göre kalın kuyruklu olduğunu göstermesi açısından önem arz etmektedir (Engle, 1982: 992; Gouriéroux, 1997: 33).

Uygulamada, ARCH modelinin bazı dezavantajları ortaya çıkmıştır. Bunlardan ilki ARCH modelinin yalnızca koşullu varyansın otoregresif yapısına dayanmasıdır. Bu durum, koşullu varyansı modellerken çok fazla gecikme kullanılmasını gerektirdiğinde durağanlık sorununa yol açmaktadır. Diğer bir kısıtlayıcı özelliği ise meydana gelen şoklara karşı gecikmeli olarak tepki vermesidir (Tsay, 2010: 119). Bollerslev (1986) bu dezavantajları ortadan kaldırmak amacıyla ARCH modelindeki otoregresif yapıya hareketli ortalama yapısını da ilave ederek genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelini ortaya koymuştur.

2.2.2. GARCH Modelleri

Bollerslev (1986) tarafından ARCH modeline alternatif olarak geliştirilen GARCH(q, p) modelinin genel yapısı;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} \quad (2.18)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2.19)$$

şeklindedir. GARCH modeli koşullu varyansın gecikmeli değerlerini modele ekleyerek çok sayıda artıkların gecikmeli değerlerinin tahminlenmesi yerine daha az sayıda parametre tahminlenmesini sağlamış ve tahminleme sürecini basitleştirmiştir. GARCH modelinde koşullu varyansın pozitif olması koşulunun sağlanması için gereken sınırlamalar $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ $i = 1, 2, \dots, q$, $\beta_i \geq 0$ $i = 1, 2, \dots, p$ şeklindedir. (2.18) no'lu denklemin pozitif olmasını sağlayan kısıtlamaların yanı sıra

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} < 1 \quad (2.20)$$

koşulu da sağlanırsa modelin durağan olduğu söylenebilir (Bollerslev, 1986: 309-310; Engle, 2001: 16).

(2.18) no'lu denklemden görüldüğü üzere koşullu varyans geçmiş dönemdeki artıkların karesine bağlıdır ve zamanla değişmektedir. ε_t geçmiş dönemdeki değerlerine bağlı olmasına rağmen serisel olarak korelasyonsuzdur. Çünkü bu bağımlılık doğrusal değildir. ε_t 'nin gecikmeli değerlerinin büyük olması cari dönemdeki ε_t değerinin de büyük olmasına neden olmaktadır. Bunun anlamı; meydana gelen büyük şokların başka büyük şoklar tarafından takip edilme eğiliminde olmasıdır. Buna göre, α_i ve β_j parametrelerin toplamı 1'e ne kadar yakınsa geçmiş dönemdeki şokların cari dönemdeki değere etkisinin o kadar fazla olduğu söylenebilir (Bollerslev, 1987: 544).

GARCH modelinde hata süreci ε_t 'nin koşulsuz ortalaması;

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= E[E(\varepsilon_t | \psi_{t-1})] \\ E(\varepsilon_t) &= E[E(h_t^{1/2} z_t | \psi_{t-1})] \\ E(\varepsilon_t) &= E[h_t^{1/2} E(z_t | \psi_{t-1})] \\ E(\varepsilon_t) &= E[h_t^{1/2} E(z_t)] = 0 \end{aligned} \quad (2.21)$$

şeklinde elde edilir. Burada h_t ve z_t birbirinden bağımsızdır ve $E(z_t) = 0$ 'dır. Böylece ε_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfıra eşittir. ε_t hata sürecinin koşulsuz varyansı;

$$\begin{aligned}
\sigma^2 &= \text{Var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) \\
\sigma^2 &= E\left[E(\varepsilon_t^2 | \psi_{t-1})\right] \\
\sigma^2 &= E\left[E(h_t z_t^2 | \psi_{t-1})\right] \\
\sigma^2 &= E\left[h_t E(z_t^2)\right] \\
\sigma^2 &= E(h_t) \\
\sigma^2 &= E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p}) \\
\sigma^2 &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i E(\varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j E(h_{t-j}) \\
\sigma^2 &= \frac{\alpha_0}{1 - \left(\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j\right)}
\end{aligned} \tag{2.22}$$

şeklinde elde edilir. (2.22) no'lu koşulsuz varyans eşitliği elde edilirken ε_t 'nin durağan bir süreç olduğunu varsayarak tüm i değerleri için $E(\varepsilon_{t-i}^2) = \sigma^2$, $E(z_t^2) = 1$ ve h_t ile z_t 'nin bağımsız olduğu bilgileri kullanılmıştır. ε_t 'nin durağan olması $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ koşulu ile sağlanmaktadır. Bu koşul varyansın pozitif olması için gerekli koşuldur. ε_t 'nin koşulsuz otokovaryansı;

$$\begin{aligned}
E[\varepsilon_{t+k} \varepsilon_{t-1}] &= E\left[E[\varepsilon_{t+k} \varepsilon_{t-1} | \psi_{t-1}]\right] \\
E[\varepsilon_{t+k} \varepsilon_{t-1}] &= E\left[\varepsilon_{t-1} E[\varepsilon_{t+k} | \psi_{t-1}]\right] \\
E[\varepsilon_{t+k} \varepsilon_{t-1}] &= 0 \quad k=0,1,2,\dots
\end{aligned} \tag{2.23}$$

şeklinde elde edilmektedir. (2.23) no'lu eşitlikte $E[\varepsilon_{t+k} | \psi_{t-1}]$ ifadesi sıfıra eşittir. En basit GARCH modeli olan GARCH(1,1) modeli ele alınarak basıklık katsayısı elde edilebilir. ε_t 'nin aşırı basıklık katsayısı K_ε olarak;

$$K_\varepsilon = \frac{E(\varepsilon_t^4)}{[E(\varepsilon_t^2)]^2} - 3 \tag{2.24}$$

gösterilir. Normal dağılımın Fisher basıklık katsayısı (aşırı basıklık katsayısı) sıfırdır. Burada K_ε pozitif ise normal dağılıma göre daha kalın kuyruklu olduğu söylenebilir. (2.22) no'lu ifadeden

ikinci momentin $\left[E(\varepsilon_t^2) \right]^2 = \frac{\alpha_0}{1-(\alpha_1 + \beta_1)}$ olduğu görülmektedir. (2.24) no'lu

eşitlikteki dördüncü moment;

$$E(\varepsilon_t^4) = E(h_t^2 z_t^4) = E(z_t^4) E(h_t^2) = (3 + K_z) E(h_t^2) \quad (2.25)$$

olarak elde edilmektedir. Burada K_z , z_t 'nin Fisher basıklık katsayısıdır. Burada $E(h_t^2)$ ifadesi;

$$\begin{aligned} E(h_t^2) &= E\left[(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1})^2 \right] \\ E(h_t^2) &= E\left[\alpha_0^2 + \alpha_1^2 \varepsilon_{t-1}^4 + \beta_1^2 h_{t-1}^2 + 2\alpha_0 \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + 2\alpha_0 \beta_1 h_{t-1} + 2\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \beta_1 h_{t-1} \right] \\ E(h_t^2) &= \alpha_0^2 + \alpha_1^2 E(\varepsilon_{t-1}^4) + \beta_1^2 E(h_{t-1}^2) + 2\alpha_0 \alpha_1 E(\varepsilon_{t-1}^2) + 2\alpha_0 \beta_1 E(h_{t-1}) + 2\alpha_1 \beta_1 E(\varepsilon_{t-1}^2 h_{t-1}) \end{aligned} \quad (2.26)$$

şeklinde elde edilmektedir. Durağanlık koşulu nedeniyle $E(h_t^2) = E(h_{t-1}^2)$ eşitliği

sağlanmaktadır. Ayrıca (2.22) no'lu ifade $E(\varepsilon_{t-1}^2) = E(h_{t-1}) = \sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1-(\alpha_1 + \beta_1)}$

olduğunu göstermektedir. (2.25) no'lu eşitlikten $E(\varepsilon_{t-1}^4) = (K_z + 3) E(h_{t-1}^2)$ olduğu görülmektedir. Bu eşitlikler (2.26) no'lu ifadede yerine koyularak;

$$E(h_t^2) = \frac{\alpha_0^2 (1 + \alpha_1^2 + \beta_1^2)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1) [1 - (K_z + 2) \alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2]} \quad (2.27)$$

eşitliği elde edilir. (2.27) no'lu ifade (2.25)'te yerine koyularak;

$$E(\varepsilon_t^4) = \frac{\alpha_0^2 (3 + K_z) (1 + \alpha_1 + \beta_1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1) [1 - (K_z + 2) \alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2]} \quad (2.28)$$

şeklinde dördüncü moment elde edilir. İkinci ve dördüncü dereceden moment eşitlikleri (2.24)'te yerine koyularak;

$$K_{\varepsilon} = \frac{\alpha_0^2 (3 + K_z) (1 + \alpha_1 + \beta_1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1) \left[1 - (K_z + 2) \alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 \right]} \frac{(1 - \alpha_1 - \beta_1)^2}{\alpha_0^2} - 3 \quad (2.29)$$

$$K_{\varepsilon} = \frac{(3 + K_z) \left[1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 \right]}{1 - (K_z + 2) \alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2} - 3$$

Fisher basıklık katsayısı elde edilir. Burada, katsayının z_t 'nin dağılımına bağlı olduğu görülmektedir. Eğer $z_t \sim N(0,1)$ ise ve $K_z=0$ ise ε_t 'nin basıklığı;

$$K_{\varepsilon} = \frac{3 \left[1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 \right]}{1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2} - 3 \quad (2.30)$$

$$K_{\varepsilon} = \frac{6\alpha_1^2}{1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2}$$

olarak elde edilmektedir. Eşitlik (2.30)'dan basıklık katsayısının $1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 > 0$ olması gerektiği görülmektedir. Eğer $\alpha_1 = 0$ ise $K_{\varepsilon} = 0$ olur ve kalın kuyruklu olmadığı söylenir. Ancak GARCH(1,1) modelinde $\alpha_1 > 0$ varsayımı söz konusudur. Bu durumda ε_t 'nin dağılımı kalın kuyruklu (Bollerslev, 1986: 311-313; Rachev ve diğerleri, 2007: 286-287).

GARCH modelinde parametrelerin tahmini için En Çok Olabilirlik Yöntemi kullanılmaktadır. GARCH modelinin olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\alpha, \beta | \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T) = f(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T | \alpha, \beta)$$

$$L(\alpha, \beta | \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T) = f(\varepsilon_T | \psi_{T-1}, \alpha, \beta) f(\varepsilon_{T-1} | \psi_{T-2}, \alpha, \beta) \dots f(\varepsilon_{m+1} | \psi_m, \alpha, \beta) f(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T | \alpha, \beta)$$

şeklinde. Burada n örneklem büyüklüğü, $m = \max(q, p)$, $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q)'$, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$ ve $f(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T | \alpha, \beta)$ ise $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m$ 'nin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonudur. $f(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T | \alpha, \beta)$ 'in kesin yapısının karmaşık olması nedeniyle;

$$L(\alpha, \beta | \varepsilon_{m+1}, \dots, \varepsilon_T) = f(\varepsilon_{m+1}, \dots, \varepsilon_T | \alpha, \beta, \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m) \quad (2.31)$$

koşullu olabilirlik fonksiyonu kullanılmaktadır. Eşitlik (2.31)'de yer alan olasılık yoğunluk fonksiyonunu belirleyebilmek için dağılım varsayımı yapılması

gerekmektedir. Modelde $\varepsilon_t = h_t^{1/2} z_t$ olduğundan $z_t \sim N(0,1)$ varsayımı altında $\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ dağılır. Böylece koşullu olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\alpha, \beta | \varepsilon_{m+1}, \dots, \varepsilon_T) = f(\varepsilon_{m+1}, \dots, \varepsilon_T | \alpha, \beta, \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m) = \prod_{t=m+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2h_t}\right)$$

olarak elde edilir. Koşullu olabilirlik fonksiyonu yerine, kolaylık sağlaması açısından ve sonucu değiştirmeyeceği için koşullu log-olabilirlik fonksiyonu maksimize edilir.

$$\begin{aligned} \ln(L) &= l(\varepsilon_{m+1}, \dots, \varepsilon_n | \alpha, \beta, \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m) = \sum_{t=m+1}^T \left[-\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(h_t) - \frac{1}{2} \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right] \\ \ln(L) &= l(\varepsilon_{m+1}, \dots, \varepsilon_n | \alpha, \beta, \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m) = -\frac{1}{2} \sum_{t=m+1}^T \left[\ln(h_t) + \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right] + c \quad (2.32) \end{aligned}$$

$\ln(2\pi)$ değeri hiçbir parametre içermediğinden c sabiti olarak gösterilmiştir. Eşitlik (2.32) no'lu denklemde $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p}$ yinelemeli olarak ele alınmaktadır ve nümerik optimizasyon yöntemleri kullanılarak maksimize edilmektedir (Tsay, 2010: 120-121).

2.3. ÇOK DEĞİŞKENLİ OYNAKLIK MODELLERİ

MGARCH modellerinin ilk örnekleri, 1980'lerin sonunda ve 1990'ların başlarında geliştirilmiştir. Bu modeller çoğunlukla farklı piyasalar arasındaki oynaklık geçişkenliğini araştırmak amacıyla kullanılmıştır. Modelin, koşullu varyans-kovaryans matrisinin dinamiklerini ortaya koyabilecek esneklikte olması gerekmektedir. Modelde yer alan değişken sayısının az olması varyans-kovaryans matrisindeki ilgili dinamiklerin ortaya konulmasına engel olabilir. Ancak modele eklenen her bir ilave değişken tahminlenecek parametre sayısını hızla artırmakta; model tahminlemesini ve elde edilen parametrelerin yorumlanmasını zorlaştırmaktadır. Bu nedenle, çok değişkenli yapının oluşturulmasında model esnekliği ve parametre sayısı arasındaki denge göz önünde bulundurulmalıdır. Diğer

bir önemli nokta ise model spesifikasyonunda, varyans-kovaryans matrisinin pozitif tanımlı olması zorunluluğunun yer almasıdır. Model, yapısı gereği bu pozitif tanımlılığını sağlayacak şekilde oluşturulmalı ya da ona göre kısıtlamalar getirilmelidir (Silvennoinen ve Terasvirta, 2008: 202).

Literatürde yer alan çok değişkenli oynaklık modelleri Bauwens, Laurent ve Romboust (2006) tarafından özelliklerine göre; tek değişkenli GARCH modellerinin genelleştirilmesi, tek değişkenli GARCH modellerinin doğrusal kombinasyonları ve tek değişkenli GARCH modellerinin doğrusal olmayan kombinasyonları olmak üzere üç şekilde kategorize etmiştir (Bauwens ve diğerleri, 2006: 81). Kısım 2.3.1.1 ve 2.3.1.2’de açıklanan VEC ve BEKK modelleri tek değişkenli GARCH modelinin, n değişkenli bir modele genişletilmesiyle elde edilen modellere örnektir. Tek değişkenli oynaklık modellerinin doğrusal kombinasyonları olarak elde edilen MGARCH modellerine örnek olarak Orthogonal GARCH (O-GARCH) ve Generalized OGARCH (GO-GARCH) verilebilir. Tek değişkenli GARCH modellerinin doğrusal olmayan kombinasyonlarına örnek olarak ise sırasıyla kısım 2.3.2.1 ve 2.3.2.2’de açıklanan Constant Conditional Correlation (CCC) modeli ve Dynamic Conditional Correlation (DCC) modeli gösterilebilir (Bauwens ve diğerleri, 2006: 81).

MGARCH modeli genel olarak;

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t | \boldsymbol{\psi}_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t) \quad (2.33)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{z}_t$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada $\mathbf{y}_t$, $N \times 1$ boyutlu değişkenler vektörünü, $\boldsymbol{\mu}$: $N \times 1$ boyutlu ortalama vektörünü, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$: $N \times 1$ boyutlu artıklar vektörünü, $\mathbf{H}_t$: $N \times N$ boyutlu pozitif tanımlı koşullu kovaryans matrisini göstermektedir. $\mathbf{z}_t$ ise $E(\mathbf{z}_t) = 0$ ve $Var(\mathbf{z}_t) = \mathbf{I}_N$ olan $N \times 1$ boyutlu bağımsız ve özdeş dağılan (iid) standartlaştırılmış rassal değişken vektörünü ve $\boldsymbol{\psi}_{t-1}$: $t-1$ dönemindeki tüm bilgi setini ifade etmektedir. Eşitlik (2.1) yer alan ortalama vektörü, sabit değerler olabileceği gibi ARMA ve VARMA süreçleri kullanılarak da belirlenebilmektedir.

2.3.1. Tek Değişkenli GARCH Modellerinin Genelleştirilmesi

Bu kategoride yer alan modeller, tek değişkenli GARCH modellerinin N değişken için genelleştirilmesiyle elde edilmektedir. Bu durum, tahmin edilecek parametre sayısını artırmaktadır. H_t matrisinin pozitif tanımlı olmasını sağlamak için bu tür modellere ilave sınırlamalar koyulmaktadır. Ayrıca, değişken sayısı arttıkça tahmin edilmesi gereken parametre sayısındaki hızlı artış nedeniyle modellerin yapısına da sınırlamalar getirilebilmektedir. VEC ve BEKK modelleri bu kategoride yer almaktadır (Bauwens ve diğerleri, 2006: 81).

2.3.1.1. VEC Modeli

VEC modeli Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) tarafından tek değişkenli GARCH modelinin basit bir genellemesi olarak ortaya koyulmuştur. Modelde varyans-kovaryans matrisinin her bir elemanı, gecikmeli artıkların, artıkların birbirleriyle çarpımlarının ve varyans-kovaryans matrisinin elemanlarının gecikmeli değerlerine bağlıdır. $VEC(p,q)$ modelinin genel gösterimi;

$$vec(H_t) = c + \sum_{i=1}^q A_i vec(\epsilon_{t-i} \epsilon'_{t-i}) + \sum_{i=1}^p G_i vec(H_{t-i}) \quad (2.34)$$

şeklinde. Burada $vec(\cdot)$, $N \times N$ boyutlu simetrik matrisin alt üçgensel kısmındaki elemanlarla $\frac{N(N+1)}{2} \times 1$ boyutlu sütun vektörü oluşturan bir operatördür. A ve G ,

$\frac{N(N+1)}{2} \times \frac{N(N+1)}{2}$ boyutlu parametre matrisleridir. Modeldeki parametre sayısı

$(p+q) \left[\frac{N(N+1)}{2} \right]^2 + \frac{N(N+1)}{2}$ kadardır. Gecikmeleri gösteren p ve q değerleri 1

olarak alındığında, değişken sayısı iki iken tahminlenecek parametre sayısı 21'dir. Değişken sayısı üç olduğunda tahminlenecek parametre sayısı 78 olur. Modele eklenen her bir ilave değişken parametre sayısını çok fazla artırmaktadır. Bu nedenle, VEC modeli çoğunlukla iki değişkenin ele alındığı durumlarda kullanılmaktadır. $VEC(1,1)$ modeli;

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (2.35)$$

şeklinde elde edilir. VECM modelinde H_t 'nin pozitif tanımlı olması için birçok sınırlama söz konusudur. Ayrıca, değişken sayısı az değilse tahminlenecek parametre sayısının fazla olması modelin dezavantajlarındandır.

Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) tarafından VECM modelinin basitleştirilmiş bir hali ortaya koyulmuştur. Bu modelde H_t 'nin her bir elemanı, sadece kendi gecikmeli değerlerine ve artıkların karelerinin gecikmeli değerlerine bağlıdır. Diğer bir ifade ile A_i ve G_j matrisleri diagonal matrislerdir. Diagonal VECM (DVECM) olarak adlandırılan bu modelde, tahminlenecek parametre sayısı $(p+q+1)\frac{N(N+1)}{2}$ kadardır. (2.34) no'lu VECM(1,1) modeli DVECM(1,1) olduğunda (2.36)'da gösterildiği gibi olmaktadır.

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (2.36)$$

(2.36) no'lu DVECM(1,1) modeli daha açık bir ifadeyle (2.37)'deki gibi gösterilmektedir (Engle ve Kroner, 1995: 125-126).

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_1 + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{11}h_{11,t-1} \\ h_{21,t} &= c_2 + a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + g_{22}h_{21,t-1} \\ h_{22,t} &= c_3 + a_{33}\varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{33}h_{22,t-1} \end{aligned} \quad (2.37)$$

İki değişkenli durumda VECM(1,1) modelinde 21 parametrenin tahminlenmesi gerekirken bu sayı DVECM modelinde dokuzdur. DVECM modelinde $a_{ij} = g_{ij} = 0$ olması parametre sayısında azalma sağlarken, koşullu varyanslar arasında etkileşim olmadığını ifade etmektedir. Örneğin; (2.36) no'lu ifadeye bakılırsa $\varepsilon_{1,t-1}$ 'in $h_{11,t}$ ve $h_{12,t}$ 'yi etkilediği ancak $h_{22,t}$ 'yi etkilemediği görülmektedir.

DVECH modelinde H_t 'nin pozitif tanımlı olması için gerek ve yeter koşullar, modelin hadamard çarpımı ve Cholesky ayrıştırma yöntemi kullanılarak (2.38)'deki gibi yazılabilir.

$$\mathbf{H}_t = \tilde{\mathbf{C}}\tilde{\mathbf{C}}' + \tilde{\mathbf{A}}\tilde{\mathbf{A}}' \otimes \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + \tilde{\mathbf{G}}\tilde{\mathbf{G}}' \otimes \mathbf{H}_{t-1} \quad (2.38)$$

$\tilde{\mathbf{C}}\tilde{\mathbf{C}}'$, $\tilde{\mathbf{A}}\tilde{\mathbf{A}}'$ ve $\tilde{\mathbf{G}}\tilde{\mathbf{G}}'$ yarı pozitif tanımlı olduklarından, başlangıç $\mathbf{H}_0$ matrisi pozitif tanımlı olursa $\mathbf{H}_t$ 'de pozitif tanımlı olacaktır. (2.38)'de yer alan $\otimes$, hadamard çarpımını göstermektedir.

L geri kaydırma işlemcisi, $L^K \boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_{t-k}$, $A(L) = A_1L + A_2L^2 + \dots + A_qL^q$ ve $G(L) = G_1L + G_2L^2 + \dots + G_pL^p$ olacak şekilde tanımlansın. $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 'nin sonsuz bir dizi olduğunu varsayarak (2.34) no'lu VECH modeli,

$$vech(\mathbf{H}_t) = \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [c + A(L)vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t')] \quad (2.39)$$

şeklinde yeniden yazılabilir. (2.39) no'lu modelin (2.34) no'lu modelle aynı olduğu (2.40)'daki gibi gösterilebilir.

$$\begin{aligned} vech(\mathbf{H}_t) &= \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t')] \\ vech(\mathbf{H}_t) &= \mathbf{c} + A(L)vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t') + \sum_{i=2}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t')] \\ vech(\mathbf{H}_t) &= \mathbf{c} + A(L)vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t') + G(L) \sum_{i=3}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t')] \\ vech(\mathbf{H}_t) &= \mathbf{c} + A(L)vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t') + G(L)vech(\mathbf{H}_t) \end{aligned} \quad (2.40)$$

VECH modelinde durağanlık koşulunu göstermek amacıyla, (2.39) no'lu modelde $vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t')$ yerine $\boldsymbol{\eta}_t$, $vech(\mathbf{H}_t)$ yerine $\mathbf{h}_t$ yazılarak ve t-1 dönemindeki tüm bilgi seti ψ_{t-1} üzerine koşullu E_{t-1} beklenen değeri operatörü kullanılarak,

$$\begin{aligned}
E_{t-1}\mathbf{\eta}_t &= \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i}] \\
E_{t-2}\mathbf{\eta}_t &= E_{t-2}E_{t-1}\mathbf{\eta}_t \\
E_{t-2}\mathbf{\eta}_t &= E_{t-2} \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i}] \\
E_{t-2}\mathbf{\eta}_t &= \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)E_{t-2}\mathbf{\eta}_{t-i}] \\
E_{t-2}\mathbf{\eta}_t &= \mathbf{c} + A(L) \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-1}] + \sum_{i=2}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i}] \\
E_{t-2}\mathbf{\eta}_t &= \mathbf{c} + A(L) \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-1}] + G(L) \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-1}] \\
E_{t-2}\mathbf{\eta}_t &= \mathbf{c} + [A(L) + G(L)] \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-1}] \\
E_{t-3}\mathbf{\eta}_t &= E_{t-3}E_{t-2}\mathbf{\eta}_t \\
E_{t-3}\mathbf{\eta}_t &= \mathbf{c} + [A(L) + G(L)] \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)E_{t-3}\mathbf{\eta}_{t-i-1}] \\
E_{t-3}\mathbf{\eta}_t &= \mathbf{c} + [A(L) + G(L)] (\mathbf{c} + A(L)\mathbf{h}_{t-2}) + [A(L) + G(L)] \sum_{i=2}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-1}] \\
E_{t-3}\mathbf{\eta}_t &= \mathbf{c} + [A(L) + G(L)] \mathbf{c} + [A(L) + G(L)] A(L) \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-2}] \\
&\quad + [A(L) + G(L)] \sum_{i=2}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-1}] \\
E_{t-3}\mathbf{\eta}_t &= \mathbf{c} + [A(L) + G(L)] \mathbf{c} + [A(L) + G(L)] A(L) \sum_{i=2}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-1}] \\
&\quad + [A(L) + G(L)] G(L) \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-2}] \\
&\quad \vdots \\
E_{t-\tau}\mathbf{\eta}_t &= \left[I + (A(L) + G(L)) + \dots + (A(L) + G(L))^{\tau-2} \right] \mathbf{c} \\
&\quad + [A(L) + G(L)]^{\tau-1} \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L)\mathbf{\eta}_{t-i-\tau+1}]
\end{aligned} \tag{2.41}$$

eşitliği elde edilir. Matrislerin asimptotik özelliğinden, herhangi bir kare $\mathbf{Z}$ matrisinin özdeğerleri modülde 1'den küçükse $\tau \rightarrow \infty$ iken $\mathbf{Z}^\tau \rightarrow 0$ 'dır. $\mathbf{Z}$ matrisinin özdeğerleri, yalnızca $[I + \mathbf{Z} + \mathbf{Z}^2 + \dots] \rightarrow (I - \mathbf{Z})^{-1}$ olduğunda modülde 1'den küçüktür. Böylece $\tau \rightarrow \infty$ iken $E_{t-\tau}\mathbf{\eta}_t$ ifadesi yalnız ve yalnızca $A(1) + G(1)$ toplamının özdeğerleri modülde

1'den küçük olduğunda $[I - A(1) - G(1)]^{-1} c$ 'ye olasılıksal olarak yakınsamaktadır. Diagonal VECM modelinde ε_t 'nin durağanlık şartı $a_{ii} + g_{ii}$ toplamının 1'den küçük olmasıdır (Engle ve Kroner, 1995: 149).

2.3.1.2. BEKK Modeli

Engle ve Kroner (1995), H_t 'nin modelin yapısı gereği pozitif tanımlı olmasını sağlamak amacıyla Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) modelini ortaya koymuşlardır. BEKK(p, q, K) modelinin genel gösterimi:

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K A_{ik}^* \varepsilon_{t-i}' \varepsilon_{t-i} A_{ik}^* + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^K G_{ik}^* H_{t-i} G_{ik}^* \quad (2.42)$$

şeklindedir. A_{ik}^* ve G_{ik}^* $N \times N$ boyutlu parametre matrisleri, C ise $N \times N$ boyutlu üst üçgensel matristir. Modelde yer alan K , sürecin genelliğini göstermektedir. Parametrelerin modelde karesel formda yer alması, CC' 'nin pozitif olması halinde H_t 'nin pozitif tanımlı olmasını sağlamaktadır. BEKK modelinde tahminlenmesi gereken parametre sayısı $(p+q)KN^2 + \frac{N(N+1)}{2}$ kadardır. GARCH(1,1) sürecine sahip iki değişkenli BEKK(1,1,1) modeli;

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix} \quad (2.43)$$

şeklindedir (Engle ve Kroner, 1995: 127). (2.43) no'lu matris formu açık bir şekilde (2.44)'te yer almaktadır.

$$\begin{aligned}
h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^{*2} \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}^* a_{21}^* \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^{*2} \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}^{*2} h_{11,t-1} + 2g_{11}^* g_{21}^* h_{21,t-1} + a_{21}^{*2} h_{22,t-1} \\
h_{12,t} &= c_{11} c_{21} + a_{11}^* a_{12}^* \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21}^* a_{12}^* + a_{11}^* a_{22}^*) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^* a_{22}^* \varepsilon_{2,t-1}^2 \\
&\quad + g_{11}^* g_{12}^* h_{11,t-1} + (g_{12}^* g_{21}^* + g_{11}^* g_{22}^*) h_{12,t-1} + g_{21}^* g_{22}^* h_{22,t-1} \\
h_{22,t} &= (c_{21}^2 + c_{22}^2) + a_{12}^{*2} \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}^* a_{22}^* \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^{*2} \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{12}^{*2} h_{11,t-1} + 2g_{12}^* g_{22}^* h_{12,t-1} + g_{22}^{*2} h_{22,t-1}
\end{aligned}
\tag{2.44}$$

İki değişkenli durum ele alındığında, VEC(1,1) modelinde 21 parametrenin tahmin edilmesi gerekirken, BEKK(1,1,1) modelinde 11 parametrenin tahmin edilmesi gerekmektedir. BEKK modelinde VEC modeline göre daha az parametre tahmin edildiği görülmektedir. Değişken sayısının artmasıyla tahmin edilecek parametre sayısı da hızla artacaktır. Bu nedenle, modeldeki $\mathbf{A}_{ik}^*$ ve $\mathbf{G}_{ik}^*$ parametre matrislerinin diagonal matrisler olduğu kısıtı koyulup diagonal BEKK modeli elde edilir. Diagonal BEKK(1,1,1) modeli;

$$\begin{aligned}
\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^* & 0 \\ 0 & a_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & 0 \\ 0 & a_{22}^* \end{bmatrix} \\
&\quad + \begin{bmatrix} g_{11}^* & 0 \\ 0 & g_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11}^* & 0 \\ 0 & g_{22}^* \end{bmatrix}
\end{aligned}
\tag{2.45}$$

olarak ifade edilmektedir. (2.45) no'lu ifade açık bir şekilde (2.46)'da yer almaktadır.

$$\begin{aligned}
h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^{*2} \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{11}^{*2} h_{11,t-1} \\
h_{12,t} &= c_{11} c_{21} + a_{11}^* a_{22}^* \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + g_{11}^* g_{22}^* h_{12,t-1} \\
h_{22,t} &= (c_{21}^2 + c_{22}^2) + a_{22}^{*2} \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{22}^{*2} h_{22,t-1}
\end{aligned}
\tag{2.46}$$

Diagonal BEKK modelinde tahmin edilmesi gereken parametre sayısı

$$(p+q)KN + \frac{N(N+1)}{2} \text{ kadardır (Silvennoinen ve Terasvirta, 2008: 206).}$$

$p = q = 1$ için (2.42)'de yer alan BEKK modeli vektörize edilerek (2.47)'deki gibi yazılabilir.

$$vec(\mathbf{H}_t) = (\mathbf{C} \otimes \mathbf{C}') vec(\mathbf{I}_N) + \sum_{k=1}^K (\mathbf{A}_{1k}^* \otimes \mathbf{A}_{1k}^*)' vec(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}') + \sum_{k=1}^K (\mathbf{G}_{1k}^* \otimes \mathbf{G}_{1k}^*)' vec(\mathbf{H}_{t-1}) \quad (2.47)$$

(2.47) no'lu denklem elde edilirken vec operatörünün $vec(\mathbf{ABC}) = (\mathbf{C}' \otimes \mathbf{A}) vec(\mathbf{B})$ özelliğinden yararlanılmıştır.

BEKK modeli VEC modelinin özel bir halidir Gösterimi basitleştirmek amacıyla VEC(1,1) modelinde $vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t')$ yerine $\boldsymbol{\eta}_t$, $vech(\mathbf{H}_t)$ yerine $\mathbf{h}_t$ yazılarak,

$$\mathbf{h}_t = \mathbf{c} + \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\eta}_{t-1} + \mathbf{G}_1 \mathbf{h}_{t-1} \quad (2.48)$$

elde edilir. BEKK(1,1,K) modeli vektörize edilir ve $vech(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t')$ yerine $\boldsymbol{\eta}_t$, $vech(\mathbf{H}_t)$ yerine $\mathbf{h}_t$ yazılırsa,

$$vec(\mathbf{H}_t) = (\mathbf{C} \otimes \mathbf{C}') vec(\mathbf{I}_N) + \sum_{k=1}^K (\mathbf{A}_{1k}^* \otimes \mathbf{A}_{1k}^*)' vec(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}') + \sum_{k=1}^K (\mathbf{G}_{1k}^* \otimes \mathbf{G}_{1k}^*)' vec(\mathbf{H}_{t-1})$$

$$\mathbf{h}_t = (\mathbf{C} \otimes \mathbf{C}') vec(\mathbf{I}_N) + \sum_{k=1}^K (\mathbf{A}_{1k}^* \otimes \mathbf{A}_{1k}^*)' \boldsymbol{\eta}_{t-1} + \sum_{k=1}^K (\mathbf{G}_{1k}^* \otimes \mathbf{G}_{1k}^*)' \mathbf{h}_{t-1} \quad (2.49)$$

denklemini elde edilir. (2.49) no'lu ifade ile (2.48) no'lu ifadenin aynı olabilmesi için,

$$\mathbf{c} = (\mathbf{C} \otimes \mathbf{C}')' vec(\mathbf{I}_N) \quad (2.50)$$

$$\mathbf{A}_i = \sum_{k=1}^K (\mathbf{A}_{ik}^* \otimes \mathbf{A}_{ik}^*)'$$

$$\mathbf{G}_i = \sum_{k=1}^K (\mathbf{G}_{ik}^* \otimes \mathbf{G}_{ik}^*)' \quad (2.51)$$

koşullarının sağlanması gerekmektedir. Ancak o zaman VEC ve BEKK modelleri birbirine denk olmaktadır (Engle ve Kroner, 1995: 145). BEKK modelinden VEC modeline geçiş söz konusu iken, bunun tersi doğru değildir. Diğer bir ifade ile BEKK modelinden VEC modeline dönüşüm eşsiz olmasına rağmen, VEC modelinden

BEKK modeline geçiş eşsiz değildir. Çünkü $\mathbf{A}_i = \sum_{k=1}^K (\mathbf{A}_{ik}^* \otimes \mathbf{A}_{ik}^*)'$ tekildir; fakat $(\mathbf{A}_{ik}^* \otimes \mathbf{A}_{ik}^*) = (-\mathbf{A}_{ik}^* \otimes -\mathbf{A}_{ik}^*)$ olduğundan $\mathbf{A}_i$ için $\mathbf{A}_{ik}^*$ 'nin seçimi tekil değildir (Engle ve Kroner, 1995: 131). BEKK modelinde $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ sürecinin durağanlığını göstermek için (2.42) no'lu denklem vektörize edilerek ve $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 'nin sonsuz bir dizi olduğu varsayılarak (2.52) elde edilir.

$$\text{vech}(\mathbf{H}_t) = \sum_{i=1}^{\infty} G(L)^{i-1} [\mathbf{c} + A(L) \text{vech}(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t')] \quad (2.52)$$

VECH modelinden farklı olarak, BEKK modeli için (2.52)'de yer alan $A(L)$ ve $G(L)$;

$$G(L) = \sum_{k=1}^K (\mathbf{G}_{ik}^* \otimes \mathbf{G}_{ik}^*)' L + \dots + (\mathbf{G}_{pk}^* \otimes \mathbf{G}_{pk}^*)' L^p \quad (2.53)$$

$$A(L) = \sum_{k=1}^K (\mathbf{A}_{ik}^* \otimes \mathbf{A}_{ik}^*)' L + \dots + (\mathbf{A}_{qk}^* \otimes \mathbf{A}_{qk}^*)' L^q \quad (2.54)$$

şeklinde. BEKK modeli için $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ sürecinin durağanlığının ispatı VECH modeli ile aynıdır. BEKK modelinde $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ süreci, $\sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K (\mathbf{A}_{ik}^* \otimes \mathbf{A}_{ik}^*) + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^K (\mathbf{G}_{ik}^* \otimes \mathbf{G}_{ik}^*)$ toplamının özdeğerleri modülde 1'den küçük olduğunda durağandır. Diagonal BEKK modelinde $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ sürecinin durağanlık şartı $\sum_{k=1}^K (a_{ii,k}^{*2} + g_{ii,k}^{*2}) < 1$ olmasıdır (Engle ve Kroner, 1995: 133).

BEKK modelinde parametre tahmini, tek değişkenli GARCH modellerinde olduğu gibi Gaussian log-olabilirlik fonksiyonunun nümerik olarak optimizasyonu ile yapılmaktadır. $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 'nin, T gözlemleri bir örneklemin birleşik Gaussian log-olabilirlik fonksiyonu olan $\log L(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{t=1}^T l_t(\boldsymbol{\theta})$ 'ye tekil katkısı l_t ;

$$l_t(\boldsymbol{\theta}) = \ln \{ f(\boldsymbol{\varepsilon}_t | \boldsymbol{\psi}_{t-1}) \} = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\mathbf{H}_t| - \frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.55)$$

şeklindedir (Hafner ve Herwatz, 2006: 724). Burada f , çok değişkenli normal dağılım fonksiyonunu göstermektedir. Log-olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu, doğrusal olmayan maksimizasyon yöntemleri gerektirmektedir. Berndt, Hall, Hall ve Hausman (1974) tarafından ortaya koyulan ve yalnızca birinci mertebeden türevleri içeren BHHH yaklaşımı, MGARCH modellerinin tahminlenmesinde kolayca uygulanabilmektedir.

Eğer ε_t süreci normal dağılmıyorsa (2.55)'in maksimizasyonunun yorumlanması Quasi en çok olabilirlik tahmini olarak yorumlanmaktadır (Fengler ve Herwatz, 2002: 224-225). Quasi en çok olabilirlik tahminlerinin tutarlılığı için sağlanması gereken koşullar bulunmaktadır. Θ parametre uzayı ve θ_0 , $\theta_0 \in \Theta$ olan gerçek parametre değeri olsun. (2.42) no'lu BEKK modelinin Quasi en çok olabilirlik tahminlerinin tutarlılığı için;

1. Θ parametre uzayı kompakttır,
2. $\forall \theta_0 \in \Theta$ için, model tekil bir güçlü durağanlığa ve ergodik çözüme izin vermelidir,
3. C , A_i ve G_i θ 'nın sürekli fonksiyonlarıdır,
4. Model tanımlanabilir olmalıdır,
5. z_t , lebesgue metriğine göre sürekli bir yoğunluğa sahip olmalıdır,
6. $\theta \in \Theta$ için, $\lambda \left(\sum_{i=1}^q A_i(\theta) + \sum_{i=1}^p G_i(\theta) \right) < 1$ olmalıdır. Burada λ , özdeğerlerin en

büyük modülleridir

koşullarının sağlanması gerekmektedir. Bu koşullar sağlanırsa $T \rightarrow \infty$ iken $\hat{\theta}_T$ tutarlıdır, $\hat{\theta}_T \rightarrow \theta_0$ (Jeantheau, 1998: 70-86).

Quasi en çok olabilirlik tahminlerinin asimptotik olarak normal olması için, parametrelerin tutarlılığı için sağlanması gereken koşulların yanında başka koşullar da mevcuttur. Bu koşullar;

1. C , A_i ve G_i üçüncü mertebeye kadar türevlenebilir olmalıdır.
2. z_t 'nin bileşenleri bağımsız olmalıdır.
3. H_t sürecinin başlangıç değeri durağan olarak sabitlenmelidir.
4. ε_t sekizinci dereceden momentle sınırlı olmalıdır.

şeklindedir (Comte ve Lieberman, 2003: 66-69).

2.3.2. Tek Değişkenli GARCH Modellerinin Doğrusal Olmayan Kombinasyonları

Bu kategoride yer alan modeller, tek değişkenli GARCH modellerinin doğrusal olamayan kombinasyonlarından meydana gelmektedir. Koşullu kovaryans matrisinin doğrudan modellenmesi yerine, koşullu varyanslar ve koşullu korelasyonlar olarak ayrıştırılıp modellenmesine imkan tanımaktadırlar. Bu nedenle, bu kategorideki modellerin tahmini, tek değişkenli GARCH modellerinin genelleştirilmesiyle elde edilen modellerin tahminine göre daha kolaydır. Çünkü daha az parametrenin tahmin edilmesine gereksinim duymaktadır (Bauwens ve diğerleri, 2006: 88). Sabit koşullu korelasyonlar ve dinamik koşullu korelasyonlar modelleri bu kategoride yer almaktadır.

2.3.2.1. Sabit Koşullu Korelasyonlar Modeli

Bollerslev (1990) tarafından koşullu korelasyon matrisini kullanarak koşullu varyans-kovaryans matrisini modellemek amacıyla Sabit Koşullu Korelasyonlar (CCC) modeli geliştirilmiştir. CCC modeli koşullu kovaryans matrisini, koşullu standart sapmalara ve koşullu korelasyonlara ayırmaktadır. Modelde yer alan koşullu korelasyon matrisi sabittir ve koşullu varyans matrisi tek değişkenli GARCH modelleri kullanılarak tahminlenmektedir (Minović, 2009: 31). CCC modeli;

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R} \mathbf{D}_t = \left(\rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \right) \quad (2.56)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. (2.56)'da yer alan $\mathbf{D}_t$ ve $\mathbf{R}$;

$$\mathbf{D}_t = \text{diag} \left(h_{11,t}^{1/2} \dots h_{NN,t}^{1/2} \right) \quad (2.57)$$

$$\mathbf{R} = \rho_{ij} \quad (2.58)$$

şeklinde dir. (2.57)'de yer alan $h_{ii,t}$, herhangi bir tek değişkenli GARCH modeli ile tahminlenebilmektedir. Tanımlamanın basitleştirilmesi amacıyla koşullu varyansların (2.59)'da yer alan GARCH(p,q) modeli kullanılarak tahminlendiği varsayılın.

$$h_{kk,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{k,i} \varepsilon_{k,t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{k,j} h_{kk,t-j} \quad k=1,2,\dots,N \quad (2.59)$$

Burada $\alpha_0 > 0$, $\alpha_{ki} \geq 0$ ve $\beta_{kj} \geq 0$ 'dır. Koşullu kovaryans matrisinin köşegen dışındaki elemanları;

$$[\mathbf{H}_t]_{ij} = h_{it}^{1/2} h_{jt}^{1/2} \rho_{ij} \quad (2.60)$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada, $i \neq j$ ve $1 \leq i, j \leq N$ 'dir.

Eşitlik (2.58)'de tanımlanan $\mathbf{R}$, $N \times N$ boyutlu, köşegen elemanları $\rho_{ii} = 1$ olan, sabit koşullu korelasyonları içeren pozitif tanımlı simetrik koşullu korelasyon matrisidir.

$\mathbf{H}_t$ 'nin pozitif tanımlı olması için tek değişkenli GARCH(p, q) modelinden elde edilen varyansların pozitif olması ve $\mathbf{R}$ 'nin pozitif tanımlı olması gerekmektedir. CCC modelinde tahminlenmesi gereken parametre sayısı, tek değişkenli GARCH modelinde tahminlenmesi gereken parametre sayısına ilave olarak tahminlenmesi gereken korelasyon katsayı kadardır. Tek değişkenli GARCH(p, q) modeli dikkate alındığında tahmin edilecek parametre sayısı $\frac{N(N+5)}{2}$ olarak ifade edilebilir

(Bauwens ve diğerleri, 2006: 89). VEC ve BEKK modelleri için de ele alınan iki değişkenli durumda, GARCH(1,1) modelinde her bir değişken için üç parametre tahminlenecektir. Ayrıca, tahminlenecek olan bu iki değişken arasındaki korelasyon katsayısı da ilave edildiğinde, tahminlenecek toplam parametre sayısı yedi tanedir.

CCC modelinde parametreler En Çok Olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmektedir. $\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t)$ varsayımı altında, genel MGARCH modelinin log-olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |\mathbf{H}_t| + \varepsilon_t' \mathbf{H}_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (2.61)$$

şeklinde dir. Eşitlik (2.61)'de yer alan fonksiyon iteratif yöntemlerle maksimize edilirken, her t dönemi için $N \times N$ boyutlu bir matrisin tersine ihtiyaç durulmaktadır. Bu durum gözlem sayısı (T) ve değişken sayısı (N) arttıkça hesaplamada zorluklara yol açmaktadır. CCC modelinde koşullu kovaryansın (2.56)'daki gibi ayrıştırılması

bu hesaplama yükünü azaltmaktadır. (2.61)'de yer alan log-olabilirlik fonksiyonu (2.56)'daki ayrıştırma kullanılarak

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\log |\mathbf{D}_t \mathbf{R} \mathbf{D}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' (\mathbf{D}_t \mathbf{R} \mathbf{D}_t)^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \quad (2.62)$$

şeklinde elde edilir. (2.62)'de yer alan fonksiyonun açık hali;

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log |\mathbf{R}| - \sum_{t=1}^T \log |\mathbf{D}_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t' \mathbf{R}^{-1} \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \quad (2.63)$$

şeklinde dir. (2.63)'te $\mathbf{D}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$ yerine $\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t$ yazılmıştır. Eşitlik (2.63)'te yer alan fonksiyonun maksimizasyonu için Eşitlik (2.61)'de olduğu gibi iteratif yöntemler kullanılmalıdır. (2.61) ile karşılaştırıldığında (2.63)'te yer alan fonksiyonun maksimizasyonu yalnızca bir kez NxN boyutlu bir matrisinin tersine ihtiyaç duymaktadır. Bu durum, CCC modelinin kullanılmasını cazip hale getirmektedir (Bollerslev, 1990: 499-500).

CCC modelinde, $\mathbf{H}_t$ 'nin pozitif tanımlı olma zorunluluğu basit sınırlamalarla sağlanmasına ve parametrelerin tahmin edilmesi kolay olmasına rağmen, koşullu korelasyonların sabit olması koşullu kovaryansları sınırlamaktadır. Ayrıca, yapılan ampirik çalışmalar sabit koşullu korelasyon kısıtının gerçekçi olmadığını ortaya koymaktadır.

2.3.2.2. Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli

Koşullu korelasyonların sabit olduğu varsayımının gerçekçi olmaması nedeniyle, CCC modelinin genelleştirilmiş hali olan ve koşullu korelasyonların zamanla değişmesine izin veren yaklaşımlar önerilmiştir. Tse ve Tsui (2002) ve Engle (2002) tarafından önerilen bu yaklaşımlar Dinamik Koşullu Korelasyonlar (DCC) modeli olarak literatürde yer almıştır.

2.3.2.2.1. Tse ve Tsui'nin Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli

Tse ve Tsui (2002) tarafından önerilen DCC_T modeli;

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t \quad (2.64)$$

$$\mathbf{R}_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \mathbf{R} + \theta_1 \boldsymbol{\Psi}_{t-1} + \theta_2 \mathbf{R}_{t-1} \quad (2.65)$$

şeklindedir. Eşitlik (2.64)'te yer alan $\mathbf{D}_t$, $N \times N$ boyutlu koşullu standart sapma matrisidir ve (2.57)'de olduğu gibi;

$$\mathbf{D}_t = \text{diag} \left(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2} \right) \quad (2.66)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Eşitlik (2.66)'da yer alan $h_{ii,t}$, herhangi bir tek değişkenli GARCH modeli kullanılarak tahminlenebilmektedir. Eşitlik (2.65)'de yer alan θ_1 ve θ_2 negatif olmayan ve $\theta_1 + \theta_2 \leq 1$ şartını sağlayan parametrelerdir. $\mathbf{R}_t$, köşegen elemanları 1 olan, $N \times N$ boyutlu pozitif tanımlı, simetrik koşulsuz korelasyon matrisidir. $\boldsymbol{\Psi}_{t-1}$, standartlaştırılmış artıkların $N \times N$ boyutlu korelasyon matrisidir ve $\tau = t-M, t-M+1, \dots, t-1$ için;

$$\Psi_{ij,t-1} = \frac{\sum_{m=1}^M \tilde{\epsilon}_{i,t-m} \tilde{\epsilon}_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^M \tilde{\epsilon}_{i,t-m}^2 \right) \left(\sum_{m=1}^M \tilde{\epsilon}_{j,t-m}^2 \right)}} \quad (2.67)$$

şeklinde elde edilmektedir. $\tilde{\epsilon}_{i,t}$, $\tilde{\epsilon}_{i,t} = \frac{\epsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{ii,t}}}$ şeklinde standartlaştırılmış artıkları ifade

etmektedir. $\boldsymbol{\Psi}_{t-1}$ matrisi;

$$\boldsymbol{\Psi}_{t-1} = \mathbf{B}_{t-1}^{-1} \mathbf{L}_{t-1} \mathbf{L}_{t-1}' \mathbf{B}_{t-1}^{-1} \quad (2.68)$$

olarak ifade edilebilir. $\mathbf{B}_{t-1}$, i . köşegen elemanı $\sum_{m=1}^M \tilde{\epsilon}_{i,t-m}^2$ olan, $i = 1, 2, \dots, N$ için $N \times N$

boyutlu diagonal matris; $\mathbf{L}_{t-1}$, $\mathbf{L}_{t-1} = (\tilde{\epsilon}_{t-1}, \tilde{\epsilon}_{t-2}, \dots, \tilde{\epsilon}_{t-M})$ şeklinde $N \times M$ boyutlu matristir. $M = 1$ için, $\boldsymbol{\Psi}_{t-1}$ anlamlı olmayan bir şekilde birim matris olmaktadır. $\boldsymbol{\Psi}_{t-1}$ 'in

ve dolayısıyla $\mathbf{R}_t$ 'nin pozitif tanımlı olabilmesi için $M \geq N$ olmalıdır (Tse ve Tsui, 2002: 353).

θ parametre vektörü olmak üzere, $\boldsymbol{\varepsilon}_t | \psi_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t)$ varsayımı altında DCC_T modelinin log-olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\log|\mathbf{H}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \quad (2.69)$$

şeklindedir. Eşitlik (2.69)'da yer alan log-olabilirlik fonksiyonu (2.64) no'lu ayrıştırma kullanılarak yeniden yazılarak;

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\log|\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' (\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t)^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \quad (2.70)$$

elde edilir. (2.70)'de yer alan fonksiyonun açık hali (2.71)'de yer almaktadır.

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log|\mathbf{R}_t| - \sum_{t=1}^T \log|\mathbf{D}_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \quad (2.71)$$

(2.71)'de yer alan log-olabilirlik fonksiyonunu optimize ederken $0 \leq \theta_1, \theta_2 \leq 1$ ve $\theta_1 + \theta_2 \leq 1$ koşulları nedeniyle bazı problemler yaşanabilir. Bu nedenle, θ_1 ve θ_2 parametrelerine göre optimizasyon yapmak yerine Tse ve Tsui (2002), (2.72)'deki dönüşümü önermişlerdir.

$$\theta_i = \frac{\lambda_i^2}{(1 + \lambda_1^2 + \lambda_2^2)} \quad i = 1, 2 \quad (2.72)$$

(2.72)'de yer alan λ_1 ve λ_2 sınırlandırılmamış parametrelerdir. Eşitlik (2.71)'de yer alan fonksiyon, başlangıçta λ_1 ve λ_2 parametrelerine göre optimize edildikten sonra (2.72)'de yer alan dönüşümü kullanarak θ_1 ve θ_2 parametreleri tahmin edilebilir (Tse ve Tsui, 2002: 353).

2.3.2.2.2. Engle'in Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli

Engle (2002) tarafından önerilen DCC_E modelinde koşullu kovaryans matrisi;

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t \quad (2.73)$$

şeklinde koşullu varyans ve koşullu korelasyon matrisleri olarak ayrıştırılmaktadır. Eşitlik (2.73)'te yer alan D_t , CCC ve DCC_T modellerinde olduğu gibi

$$\mathbf{D}_t = \text{diag} \left(h_{11,t}^{1/2} \dots h_{NN,t}^{1/2} \right) \quad (2.74)$$

$$\mathbf{D}_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_{33,t}} & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \sqrt{h_{NN,t}} \end{bmatrix} \quad (2.75)$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada $h_{ii,t}$, tek değişkenli GARCH modellerinden biri kullanılarak tahmin edilmektedir. Ampirik çalışmalarda genellikle tek değişkenli GARCH modeli kullanılmaktadır.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2.76)$$

GARCH modelinin durağan olması ve dolayısıyla H_t matrisinin pozitif tanımlı olması için;

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (2.77)$$

şartının sağlanması gerekmektedir. Eşitlik (2.73)'te yer alan $\mathbf{R}_t$, $N \times N$ boyutlu simetrik koşullu korelasyon matrisidir.

$$\mathbf{R}_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \rho_{13,t} & \cdots & \rho_{1N,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & \rho_{23,t} & \cdots & \rho_{2N,t} \\ \rho_{13,t} & \rho_{23,t} & 1 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \rho_{N-1,N,t} \\ \rho_{1N,t} & \rho_{2N,t} & \cdots & \rho_{N-1,N,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (2.78)$$

Koşullu korelasyon matrisi tanımlanırken dikkate alınması gereken iki önemli koşul bulunmaktadır. Bunlardan ilki, $\mathbf{H}_t$ 'nin pozitif tanımlı olabilmesi için $\mathbf{R}_t$ 'nin pozitif tanımlı olması gerekmektedir. Diğeri ise, matriste yer alan elemanların 1'e eşit ya da 1'den küçük olmasıdır. Bu iki koşulun sağlanması amacıyla $\mathbf{R}_t$;

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{Q}_t^{*-1} \mathbf{Q}_t \mathbf{Q}_t^{*-1} \quad (2.79)$$

(2.79)'daki gibi ayrıştırılmıştır. Burada yer alan $\mathbf{Q}_t$ matrisi;

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{\mathbf{Q}} + \theta_1 \tilde{\mathbf{e}}_{t-1} \tilde{\mathbf{e}}'_{t-1} + \theta_2 \mathbf{Q}_{t-1} \quad (2.80)$$

şeklinde pozitif tanımlı bir matristir. Koşullu korelasyonların dinamik yapısı, $\mathbf{Q}_t$

matrisi ile sağlanmaktadır. Eşitlik (2.80) no'lu denklemde yer alan $\tilde{\mathbf{e}}_{i,t}$, $\tilde{\mathbf{e}}_{i,t} = \frac{\mathbf{e}_{i,t}}{\sqrt{h_{ii,t}}}$

şeklinde standartlaştırılmış artıkları ifade ederken; $\bar{\mathbf{Q}}$ matrisi,

$\bar{\mathbf{Q}} = E(\tilde{\mathbf{e}}_t \tilde{\mathbf{e}}'_t) = Cov(\tilde{\mathbf{e}}_t \tilde{\mathbf{e}}'_t)$, koşulsuz korelasyon matrisidir ve $\bar{\mathbf{Q}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{\mathbf{e}}_t \tilde{\mathbf{e}}'_t$ şeklinde

tahmin edilmektedir.

(2.79) no'lu ifadede yer alan $\mathbf{Q}_t^*$, $\mathbf{Q}_t$ 'nin köşegen elemanlarının kareköklerinden

oluşan köşegen bir matristir. $\mathbf{Q}_t^*$, $\mathbf{Q}_t$ matrisini ölçeklendirerek $|\rho_{ij,t}| = \left| \frac{q_{ij,t}}{q_{ii,t} q_{jj,t}} \right| \leq 1$

koşulunu sağlamaktadır. $\mathbf{Q}_t^*$ 'nin açık matris formu (2.81)'de yer almaktadır.

$$\mathbf{Q}_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11,t}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22,t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{q_{33,t}} & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \sqrt{q_{NN,t}} \end{bmatrix} \quad (2.81)$$

$\mathbf{Q}_t$ matrisinin ve dolayısıyla $\mathbf{H}_t$ 'nin pozitif tanımlı olması için, θ_1 ve θ_2 parametreleri $0 \leq \theta_1, \theta_2 \leq 1$ ve $\theta_1 + \theta_2 \leq 1$ koşullarını sağlamalıdır. $\mathbf{H}_t$ 'nin pozitif tanımlı olması için, $\mathbf{Q}_t$ 'nin başlangıç değeri olan $\mathbf{Q}_0$ 'ın da pozitif tanımlı olması gerekmektedir. Eşitlik (2.80)'de yer alan $\mathbf{Q}_t$ matrisi, DCC_E(1,1) modeli için tanımlanmıştır. Eğer model DCC_E(M,N) olarak genişletilirse, $\mathbf{Q}_t$;

$$\mathbf{Q}_t = \left(1 - \sum_{m=1}^M \theta_{1m} - \sum_{n=1}^N \theta_{2n}\right) \bar{\mathbf{Q}} + \sum_{m=1}^M \theta_{1m} \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{t-m} \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{t-m}' + \sum_{n=1}^N \theta_{2n} \mathbf{Q}_{t-n} \quad (2.82)$$

şeklinde ifade edilebilir.

DCC_E modelinde parametrelerin tahmin edilmesi, quasi en çok olabilirlik yöntemi ile iki aşamada gerçekleştirilmektedir. Tahminleme işlemini kolaylaştırmak amacıyla birleşik log-olabilirlik fonksiyonu iki parçaya ayrılmakta ve sırayla maksimize edilmektedir. İlk aşamada, her bir seri için tek değişkenli GARCH modeli tahmin edilmektedir. İkinci aşamada ise ilk aşamadan elde edilen standart sapmalar kullanılarak artıklar standartlaştırılır ve dinamik korelasyonların parametreleri tahmin edilir (Engle and Sheppard, 2001: 7).

$\boldsymbol{\varepsilon}_t | \psi_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t)$ varsayımı altında DCC_E modelinin log-olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + \log|\mathbf{H}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \quad (2.83)$$

şeklindeir. Eşitlik (2.83)'de yer alan log-olabilirlik fonksiyonu (2.73) no'lu ayrıştırma kullanılarak;

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + \log|\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' (\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t)^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \quad (2.84)$$

şeklinde yeniden yazılabilir. Eşitlik (2.84) no'lu ifade daha açık bir şekilde (2.85)'deki gibi gösterilebilir.

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + 2 \log|\mathbf{D}_t| + \log|\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \quad (2.85)$$

$\boldsymbol{\theta}$ parametre vektörü, $(\phi, \varphi) = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_N, \varphi)$ şeklinde iki kısma ayrılabilir. ϕ_i , $\phi_i = (\alpha_{0i}, \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{qi}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{pi})$ olmak üzere tek değişkenli GARCH modelinden elde edilen parametreleri göstermektedir (Engle ve Sheppard, 2001: 7).

Olabilirlik fonksiyonunu iki adımda tahmin ederken (2.85) no'lu ifadede $\mathbf{R}_t$ yerine $\mathbf{I}_N$ birim matrisi yazılmaktadır. Böylece, N adet tek değişkenli GARCH modelinin log-olabilirlik fonksiyonunun toplamı elde edilmektedir.

$$\begin{aligned} L_v(\phi) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + 2 \log|\mathbf{D}_t| + \log|\mathbf{I}_N| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{I}_N \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \\ L_v(\phi) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + 2 \log|\mathbf{D}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{I}_N \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \\ L_v(\phi) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + \sum_{i=1}^N \left[\log(h_{ii,t}) + \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}^2}{h_{ii,t}} \right] \right) \\ L_v(\phi) &= \sum_{i=1}^N \left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\log(h_{ii,t}) + \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}^2}{h_{ii,t}} \right] + \text{sabit} \right) \end{aligned} \quad (2.86)$$

Eşitlik (2.86)'da yer alan log-olabilirlik fonksiyonu maksimize edilerek parametreler tahmin edilmektedir. İlk adımda parametrelerin tahmininden sonra $i = 1, \dots, N$ için $h_{ii,t}$, $\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t = \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$ ve $\bar{\mathbf{Q}} = E(\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t')$ tahmin edilir. İlk adımda tahmin edilen parametreler koşul koyularak ikinci adımda;

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta} | \hat{\phi}) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + 2 \log|\mathbf{D}_t| + \log|\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \\ L(\boldsymbol{\theta} | \hat{\phi}) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(N \log(2\pi) + 2 \log|\mathbf{D}_t| + \log|\mathbf{R}_t| + \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \right) \end{aligned} \quad (2.87)$$

fonksiyonu tahmin edilmektedir. Burada $\hat{\phi}$ koşul olarak koyulduğundan, $\mathbf{D}_t$ terimleri ve sabit kısım (2.87) no'lu fonksiyondan çıkarılır.

$$L^*(\boldsymbol{\theta}|\hat{\phi}) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |\mathbf{R}_t| + \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t) \quad (2.88)$$

Eşitlik (2.88)'de yer alan fonksiyonun maksimizasyonu ile korelasyon parametreleri tahmin edilmektedir (Engle ve Sheppard, 2001: 7; Engle, 2002: 342).

Eğer artıklar student's-t dağılımına sahipse log-olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu+n}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu}{2} \right) \right] - \frac{n}{2} \ln [\pi(\nu-2)] - \frac{1}{2} \ln [|\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t|] \right. \\ \left. - \frac{\nu+n}{2} \ln \left[1 + \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t}{\nu-2} \right] \right) \quad (2.89)$$

şeklindedir. Normal dağılımda olduğu gibi (2.89) no'lu fonksiyon iki kısma ayrılabilir. İlk adımda (2.86)'da olduğu gibi;

$$L_v(\boldsymbol{\phi}) = \sum_{i=1}^N \left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\log(\mathbf{h}_{ii,t}) + \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}^2}{\mathbf{h}_{ii,t}} \right] + \text{sabit} \right) \quad (2.90)$$

fonksiyonu maksimize edilerek tek değişkenli GARCH modellerine ait parametreler tahmin edilmektedir. Parametrelerin tahmininden sonra, $i = 1, \dots, N$ için $h_{ii,t}$, $\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t = \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$ ve $\bar{\mathbf{Q}} = E(\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t')$ elde edilir ve ilk adımda tahmin edilen parametreler koşul koyularak ikinci adımda;

$$L(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\phi}) = \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu+n}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu}{2} \right) \right] - \frac{n}{2} \ln [\pi(\nu-2)] - \frac{1}{2} \ln [|\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t|] \right. \\ \left. - \frac{\nu+n}{2} \ln \left[1 + \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t}{\nu-2} \right] \right) \\ L(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\phi}) = \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu+n}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu}{2} \right) \right] - \frac{n}{2} \ln [\pi(\nu-2)] - \frac{1}{2} \ln [|\mathbf{R}_t|] \right. \\ \left. - \ln [|\mathbf{D}_t|] - \frac{\nu+n}{2} \ln \left[1 + \frac{\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t}{\nu-2} \right] \right) \quad (2.91)$$

fonksiyonu tahmin edilmektedir. Burada $\hat{\phi}$ koşul olarak koyulduğundan, $\mathbf{D}_t$ terimleri ve sabit kısım (2.91) no'lu fonksiyondan çıkarılır.

$$L(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\phi}) = \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu+n}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu}{2} \right) \right] - \frac{n}{2} \ln [\boldsymbol{\pi}(\nu-2)] - \frac{1}{2} \ln [|\mathbf{R}_t|] \right. \\ \left. - \frac{\nu+n}{2} \ln \left[1 + \frac{\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t}{\nu-2} \right] \right) \quad (2.92)$$

(2.92) no'lu fonksiyonun maksimizasyonu ile korelasyon parametreleri tahmin edilmektedir.

DCC_T ve DCC_E modelleri arasındaki fark iki değişkenli durum ele alınarak gösterilebilir. DCC_T modelinde ρ_{12} korelasyon katsayısı;

$$\rho_{12,t} = (1 - \theta_1 - \theta_2) \rho_{12} + \theta_2 \rho_{12,t-1} + \frac{\sum_{m=1}^M \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{1,t-m} \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{2,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^M \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{1,t-m}^2 \right) \left(\sum_{m=1}^M \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{2,t-m}^2 \right)}} \quad (2.93)$$

olarak elde edilmektedir. DCC_E modelinde ise ρ_{12} korelasyon katsayısı;

$$\rho_{12,t} = \frac{(1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{q}_{12} + \theta_1 \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{1,t-1} \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{2,t-1} + \theta_2 q_{12,t-1}}{\sqrt{\left((1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{q}_{11} + \theta_1 \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{1,t-1}^2 + \theta_2 q_{11,t-1} \right) \left((1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{q}_{22} + \theta_1 \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{2,t-1}^2 + \theta_2 q_{22,t-1} \right)}} \quad (2.94)$$

olarak elde edilmektedir.

(2.93)'te yer alan korelasyon katsayısı incelendiğinde DCC_T modelinde korelasyon katsayılarının, geçmiş dönemdeki korelasyon katsayılarının ağırlıklı ortalamaları şeklinde elde edildiği görülmektedir. DCC_E modelinde bu durum geçerli değildir. DCC_E modelinde, Q_t matrisi GARCH modeli formunda elde edildikten sonra (2.94)'teki gibi korelasyon matrisine dönüştürülmektedir.

2.4. GENELLEŞTİRİLMİŞ HATA DAĞILIMI (GED) VE SKEWED-STUDENT-t DAĞILIMI

ARCH modellerinde geçerli olan normal dağılım varsayımı, finansal getiri serilerinde kalın kuyruklu ve asimetrikliğe rastlanması nedeniyle sağlanamamaktadır. Bu özellikleri dikkate alarak tahminleme yapmak amacıyla student-t dağılımı dışında GED ve skewed-t dağılımları da kullanılmaktadır.

Finansal getiri serilerinde gözlemlenen kalın kuyruklu soruna çözüm olarak Nelson (1991) tarafından Genelleştirilmiş Hata Dağılımının (GED) kullanılması önerilmiştir. GED üstel dağılımlar ailesinin bir üyesidir. Bu dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(z(\theta); \eta) = v\lambda^{-1} 2^{-\left(1+\frac{1}{v}\right)} \Gamma(v^{-1}) \exp\left[-\frac{1}{2}|z_t(\theta)\lambda^{-1}|^v\right], \quad -\infty < z < \infty, \quad 0 < v < \infty \quad (2.95)$$

olup fonksiyonda yer alan λ ,

$$\lambda = \left[2^{\frac{-2}{v}} \Gamma(3v^{-1})^{-1} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2.96)$$

şeklinde (Nelson, 1991: 352). GED log-olabilirlik fonksiyonu

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \left[\ln \frac{v}{\lambda} - 0.5 \left| \frac{z_t}{\lambda} \right|^v - (1+v^{-1}) \ln(2) - \ln \Gamma\left(\frac{1}{v}\right) - \frac{1}{2} \ln(h_t) \right] \quad (2.97)$$

olarak elde edilmektedir. v parametresi kalın kuyruğun yapısını belirleyen parametredir. Eğer $v = 2$ ise z_t standart normal dağılıma sahiptir. $v > 2$ olduğunda dağılım normal dağılıma göre daha ince kuyruğa sahip olur. $v < 2$ olduğunda ise normal dağılıma göre daha kalın kuyruklara sahiptir (Nelson, 1991: 353).

Skewed student-t dağılımı, student-t ve GED dağılımlarından farklı olarak kalın kuyrukluğun yanı sıra asimetrikliği de dikkate almaktadır. Fernandez ve Steel (1998) tarafından student-t dağılımına asimetri parametresinin eklenmesiyle elde edilen skewed student-t dağılımı, ilk kez Lambert ve Laurent (2001) tarafından

GARCH modellerine uygulanmıştır. Skewed student-t dağılımına ait log-olabilirlik fonksiyonu

$$L(\theta) = T \left(\ln \Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right) - \ln\left(\frac{\nu}{2}\right) - \frac{1}{2} \ln(\pi(\nu-2)) + \ln\left(\frac{2}{\xi + \frac{1}{\xi}}\right) + \ln(s) \right) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\ln \sigma_t^2 + (1+\nu) \ln \left(1 + \frac{s z_t + m}{\nu-2} \xi^{-I_t} \right) \right) \quad (2.98)$$

şeklindedir. Eşitlik (2.98)'de yer alan I_t

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{eğer } z_t \geq -\frac{m}{s} \\ -1, & \text{eğer } z_t < -\frac{m}{s} \end{cases} \quad (2.99)$$

(2.99)'daki gibidir. Eşitlik (2.98)'de yer alan m ve s sırasıyla,

$$m = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu-1}{2}\right) \sqrt{\nu-2}}{\sqrt{\pi} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(\xi - \frac{1}{\xi} \right) \quad (2.100)$$

$$s = \sqrt{\left(\xi^2 + \frac{1}{\xi^2} - 1 \right) - m^2} \quad (2.101)$$

olarak ifade edilmektedir. (2.98)'de yer alan ν , kalın kuyrukluğu belirleyen serbestlik derecesi parametresini gösterirken; ξ ise asimetri parametresini göstermektedir (Lambert ve Laurent, 2001:8).

2.5. ÇOK DEĞİŞKENLİ TANI TESTLERİ

Hosking (1980) ve Li ve McLeod (1981), tek değişkenli modeller için kullanılan tanı testlerini çok değişkenli durumlar için genelleştirmiştir. Box ve Pierce (1970) tarafından tek değişkenli modeller için önerilen tanı testi (2.102)'de yer almaktadır.

$$Q_m = T \sum_{l=1}^m \hat{r}_l^2 \quad (2.102)$$

Burada $\hat{r}_l = \frac{\sum_{t=l+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-l}}{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}$ 'dir (Box-Pierce, 1970: 1510). Ljun ve Box (1978), Box ve

Pierce tarafından önerilen tanı testini gözlem sayısının az olduğu durumlar için;

$$Q_m^* = T(T+2) \sum_{l=1}^m (T-l)^{-1} \hat{r}_l^2 \quad (2.103)$$

şeklinde düzenlemişlerdir (Ljung ve Box, 1978: 298).

Hosking (2.102) ve (2.103)'te yer alan tanı test istatistiklerini genelleştirmek amacıyla artıkların otokorelasyon matrisini;

$$\hat{\mathbf{R}}_l = \hat{\mathbf{L}}' \hat{\mathbf{\Gamma}}_l \hat{\mathbf{L}} \quad (2.104)$$

olarak cholesky ayrıştırma yöntemiyle tanımlamıştır. Burada $\hat{\mathbf{\Gamma}}_l = T^{-1} \sum_{t=l+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-l}$ ve $\hat{\mathbf{L}}$ $\hat{\mathbf{\Gamma}}_0^{-1}$ 'in alt üçgensel matristir. Hosking'in önerdiği tanı testi;

$$\tilde{\mathbf{Q}}_m = T^2 \sum_{l=1}^m (T-l)^{-1} \hat{\mathbf{r}}_l' (\hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \otimes \hat{\mathbf{R}}_0^{-1}) \hat{\mathbf{r}}_l \quad (2.105)$$

şeklindedir. Burada $\hat{\mathbf{r}}_l = \text{vec} \hat{\mathbf{R}}_l'$ olarak tanımlanmış, $1 \times N^2$ boyutunda satır vektörüdür ve m , gecikme sayısını göstermektedir (Hosking, 1980: 606). $\tilde{\mathbf{Q}}_m$, asimptotik olarak $N^2(m-p-q)$ serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına sahiptir. Tek değişkenli durum için $\tilde{\mathbf{Q}}_m$ ve Q_m^* test istatistikleri aynıdır (Mahdi ve McLeod, 2012: 212).

Li ve McLeod (1981) tarafından ortaya koyulan çok değişkenli tanı testi;

$$\tilde{\mathbf{Q}}_m^* = T \sum_{l=1}^m \hat{\mathbf{r}}_l' (\hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \otimes \hat{\mathbf{R}}_0^{-1}) \hat{\mathbf{r}}_l + \frac{N^2 m(m+1)}{2T} \quad (2.106)$$

(2.99)'daki gibi tanımlanmıştır. $\tilde{\mathbf{Q}}_m^*$, asimptotik olarak Hosking tarafından önerilen $\tilde{\mathbf{Q}}_m$ test istatistiği gibi $N^2(m-p-q)$ serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına sahiptir (Li ve McLeod, 1981: 238).

2.6. LAGRANGE ÇARPANI TESTLERİ

DCC_T ve DCC_E modellerinde koşullu kovaryans matrisinin ayrıştırılması CCC modeliyle aynıdır. Aralarındaki fark, CCC modelinde koşullu korelasyonlar sabitken DCC_T ve DCC_E modellerinde koşullu korelasyonların dinamik yapıda olmasından kaynaklanmaktadır. CCC model yapısı, DCC_T ve DCC_E modelleri içerisinde yuvalanmıştır. Eşitlikler (2.65) ve (2.80) incelendiğinde θ_1 ve θ_2 parametrelerinin sıfıra eşit olması durumunda, DCC_T ve DCC_E modelleri CCC modeli haline gelmektedir.

Tse (2000), koşullu korelasyonların zaman içinde sabit olduğu varsayımını test etmek amacıyla Lagrange Multiplier (LM) testi önermiştir. Buna göre hipotezler;

$$H_0 : h_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \quad (2.107)$$

$$H_1 : h_{ij,t} = \rho_{ij,t} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \quad (2.108)$$

şeklinde kurulmaktadır. Burada yer alan h_{ii} ve h_{jj} koşullu varyansları tek değişkenli GARCH(1,1) modelinden elde edilmektedir. Elde edilen LM test istatistiği, sıfır hipotezi altında $N(N-1)/2$ serbestlik dereciyle χ^2 dağılmaktadır (Tse, 2000:111-113).

Engle ve Sheppard (2001) tarafından sabit korelasyon hipotezini test etmek amacıyla bir başka LM testi önerilmiştir. Bu testte hipotezler;

$$H_0 : \mathbf{R}_t = \bar{\mathbf{R}} \quad (2.109)$$

$$H_1 : \text{vech}(\mathbf{R}_t) = \text{vech}(\bar{\mathbf{R}}) + \beta_1^* \text{vech}(\mathbf{R}_{t-1}) + \dots + \beta_p^* \text{vech}(\mathbf{R}_{t-p}) \quad (2.110)$$

şeklindedir. Testi gerçekleştirmek amacıyla, tek değişkenli GARCH modeli tahminlendikten sonra standartlaştırılmış artıklar elde edilmektedir. Elde edilen standartlaştırılmış artıklar kullanılarak korelasyon matrisi tahmin edilir ve $\bar{\mathbf{R}}$ matrisi ayrıştırılarak standartlaştırılmış artıklar vektörü standardize edilir. Artıklar, H_0 hipotezi altında $\mathbf{I}_N$ varyans-kovaryans matrisiyle bağımsız ve özdeş dağılmalıdır. LM test istatistiğini hesaplamak amacıyla kurulan yardımcı regresyon denklemi (2.104)'te yer almaktadır.

$$\mathbf{Y}_t = \alpha + \beta_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \beta_s \mathbf{Y}_{t-s} + \boldsymbol{\eta}_t \quad (2.111)$$

Burada $\mathbf{Y}_t = \text{vech}^u \left[\left(\bar{\mathbf{R}}^{-1/2} \mathbf{D}_t^{-1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \left(\bar{\mathbf{R}}^{-1/2} \mathbf{D}_t^{-1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right)' - \mathbf{I}_N \right]$ şeklindedir. $\bar{\mathbf{R}}^{-1/2} \mathbf{D}_t^{-1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t$, $N \times 1$

boyutlu sıfır hipotezi altında standartlaştırılmış artıklar vektörüdür. vech^u operatörü ise köşegen üzerindeki elemanları vektörize eden bir operatördür. Sıfır hipotezi altında α ve β_i parametrelerinin sıfıra eşit olması gerekmektedir. Test istatistiği $s+1$ serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına sahiptir (Engle ve Sheppard, 2001: 11-12).

2.7. MODEL SEÇİM KRİTERLERİ

Model seçim kriterleri, tahmin edilen istatistiksel bir modelin uyum iyiliği ölçüleridir. Literatürde, tahmin edilen modeller arasında seçim yapabilmek amacıyla kullanılan birçok model seçim kriteri yer almaktadır. Bunlardan en çok bilinen ve kullanılanlar, Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) ve Shibata kriterleridir. Bu kriterler karşılaştırılarak seçim yapılırken, minimum değere sahip olan model seçilmektedir. Akaike (1973) tarafından önerilen AIC;

$$AIC = -2 \ln(L_n(k)) / T + 2k / T \quad (2.112)$$

şeklindedir. Burada k , parametre sayısını ve T gözlem sayısını göstermektedir. Shibata (1976), AIC kriterinin tutarlı olmadığını ve yüksek olasılıkla parametre sayısı fazla olan modeli seçtiğini göstermiştir. Schwarz (1978) tarafından tutarlı olan

$$SC = -2 \ln L_T(k) / T + k \ln(T) / T \quad (2.113)$$

kriteri ortaya koyulmuştur. Hannan ve Quinn (1979) tarafından geliştirilen diğer bir tutarlı model seçim kriteri;

$$HQ = -2 \ln L_T(k) / T + 2k \ln(\ln(T)) / T \quad (2.114)$$

şeklindedir (Javed ve Mantalos, 2003: 1920-1921). Kriterlerin ortak yapısı;

$$c_n(k) = -2L_T(k) / T + k\phi(T) / T \quad (2.115)$$

(2.108)'deki gibi ifade edilebilir. Burada $\varphi(n)$, AIC için $\varphi(T) = 2$, SC için $\varphi(T) = \ln(T)$ ve HQ için $\varphi(T) = 2\ln(\ln(T))$ olmaktadır (Bierens, 2006: 1). Kriterler hesaplanırken, parametrelere göre maksimize edilmiş log-olabilirlik değeri ve parametre sayısına bağlı ceza terimi olmak üzere iki bileşene ayrılmaktadır. Ceza terimi bileşeni, modelde yer alan parametre sayısı ile uyum iyiliği ölçüsü arasında bir denge kurmaktadır.

Eğer kullanılan model GARCH artıklarını içeren bir formda ise (2.105), (2.106) ve (2.107)'deki eşitliklerden $[1+\ln(2\pi)]$ çıkartılır. Böylece model seçim kriterleri,

$$AIC = -2 \ln L_T(k) / T + 2k / T - 1 - \ln(2\pi) \quad (2.116)$$

$$SC = -2 \ln L_T(k) / T + k \ln(T) / T - 1 - \ln(2\pi) \quad (2.117)$$

$$HQ = -2 \ln L_T(k) / T + 2k \ln(\ln(T)) / T - 1 - \ln(2\pi) \quad (2.118)$$

şeklinde hesaplanmaktadır (Bierens, 2006: 4).

2.8. VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER

İktisadi değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkiyi ortaya koyabilmek adına tek denklemliler tahminlenmesi yerine eşanlı denklem sistemlerinin tahmin edilmesi daha anlamlı sonuçlar vermektedir. Eşanlı denklem modellerinin çözümünde içsel ve dışsal değişkenlerin belirlenmesi gerekmektedir. Ancak değişkenlerin birbirleriyle olan çok yönlü ilişki dışsal değişkenlerin belirlenmesini zorlaştırmaktadır. Tek değişkenli otoregresif (AR) modellerin genelleştirilmiş hali olan vektör otoregresif (VAR) modellerinde değişkenlerin içsel ve dışsal olarak ayrılmasına gerek yoktur. Eşanlı denklem modellerindeki bu yapısal kısıtlamaları ortadan kaldıran VAR modelinde her bir değişken kendi gecikmeleri değerleri ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerine bağlıdır (Brooks, 2014: 328; Keating, 1990: 453-454). Genel olarak n değişkenli VAR(p) modeli,

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\phi}_0 + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\phi}_i \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.119)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada p gecikme sayısını, $\mathbf{y}_t$ $nx1$ boyutlu değişkenler vektörünü, ϕ_0 $nx1$ boyutlu sabit terim vektörünü, ϕ_i nxn katsayılar matrisini ve $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ $nx1$ boyutlu artıklar vektörünü göstermektedir (Tsay, 2014: 27). İki değişkenli ve tek gecikmeli durum için VAR(1) modeli,

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_{1t} \\ \mathbf{y}_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{1,t-1} \\ \mathbf{y}_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.120)$$

ya da eşdeğer olarak

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_{1t} &= \phi_{10} + \phi_{1,11}\mathbf{y}_{1,t-1} + \phi_{1,12}\mathbf{y}_{2,t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \\ \mathbf{y}_{2t} &= \phi_{20} + \phi_{1,21}\mathbf{y}_{1,t-1} + \phi_{1,22}\mathbf{y}_{2,t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \end{aligned} \quad (2.121)$$

şeklinde gösterilebilir. VAR modelinde gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi oldukça önem arz etmektedir. Uygun gecikme uzunluğunu belirlemek amacıyla genellikle Akaike (1969) tarafından önerilen FPE kriteri ve model seçiminde kullanılan AIC, SC ve HQ kriterleri kullanılmaktadır (Lütkepohl, 2005: 325-326).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

CDS, BIST 30 ENDEKSİ VE PETROL FİYATLARI ARASINDAKİ OYNAKLIK ETKİLEŞİMİNİN ÇOK DEĞİŞKENLİ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ İLE ANALİZİ

Çalışmanın bu bölümünde CDS primi, hisse senedi piyasası ve petrol piyasası arasındaki oynaklık ilişkisini incelemek amacıyla VAR-MGARCH modelleri tahminlenmiştir. İki aşamalı bir yaklaşım olan VAR-MGARCH yönteminde, ilk olarak koşullu ortalama denklemi VAR modeli ile tahminlenmiştir. İkinci adımda ise VAR modelinden elde edilen artıklar girdi olarak kullanılarak Diagonal BEKK-GARCH, CCC-GARCH, DCC_E-GARCH ve DCC_T-GARCH modelleri tahmin edilmiştir. Getiri serilerine ait kalın kuyruklu ve asimetri gibi karakteristik özellikler göz önünde bulundurularak model tahminleri normal dağılımın yanı sıra student-t, GED ve skewed student-t dağılımları altında gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular analiz edilip model seçim kriterlerine göre model performansları karşılaştırılmıştır. Bu aşamadan sonra istatistiksel dağılımların öngörümleme üzerindeki etkisini görmek amacıyla örneklem için öngörümleme yapılmış ve performans kriterleri kullanılarak sonuçlar değerlendirilmiştir.

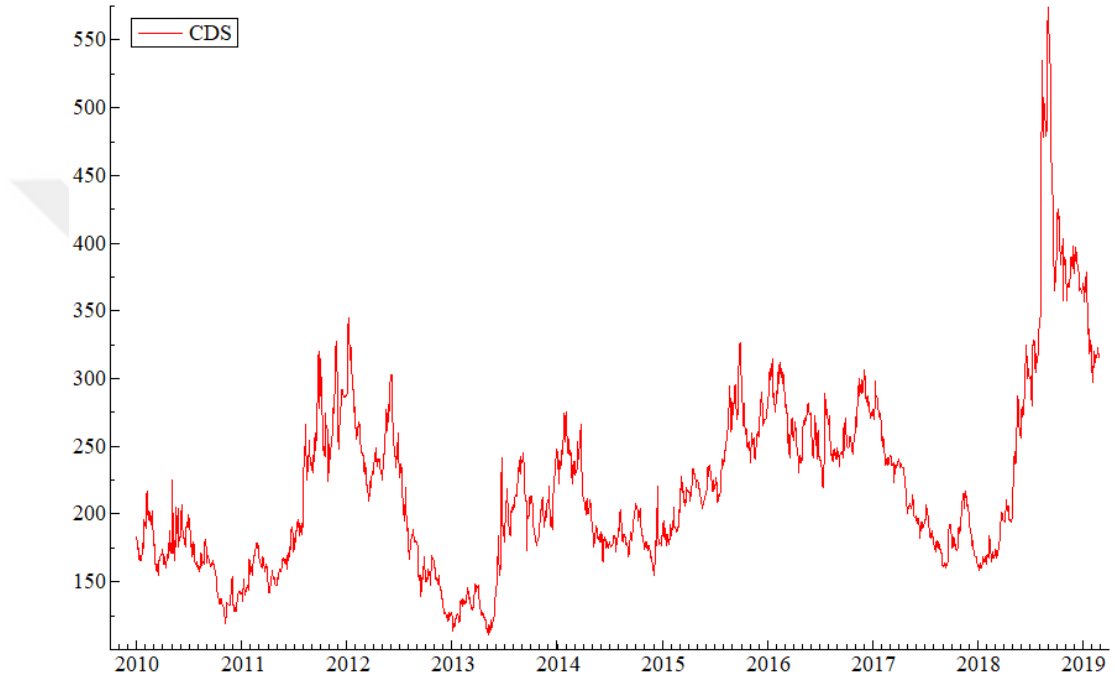
3.1. VERİ SETİ VE BETİMLEYİCİ İSTATİSTİKLER

Çalışmada Türkiye'nin 5 yıllık CDS primi, BIST 30 endeksi (BIST) ve Brent petrol fiyatına (PF) değişkenlerine ait günlük veriler kullanılmıştır. Veri seti 31 Aralık 2009 ile 25 Şubat 2019 tarihleri arasındaki hafta sonları ve resmi tatiller hariç 2216 gözlemden oluşmaktadır. Veriler, Datastream veri tabanından çekilmiştir. Çalışmanın analiz kısmında Matlab ve OxMetrics programları kullanılmıştır.

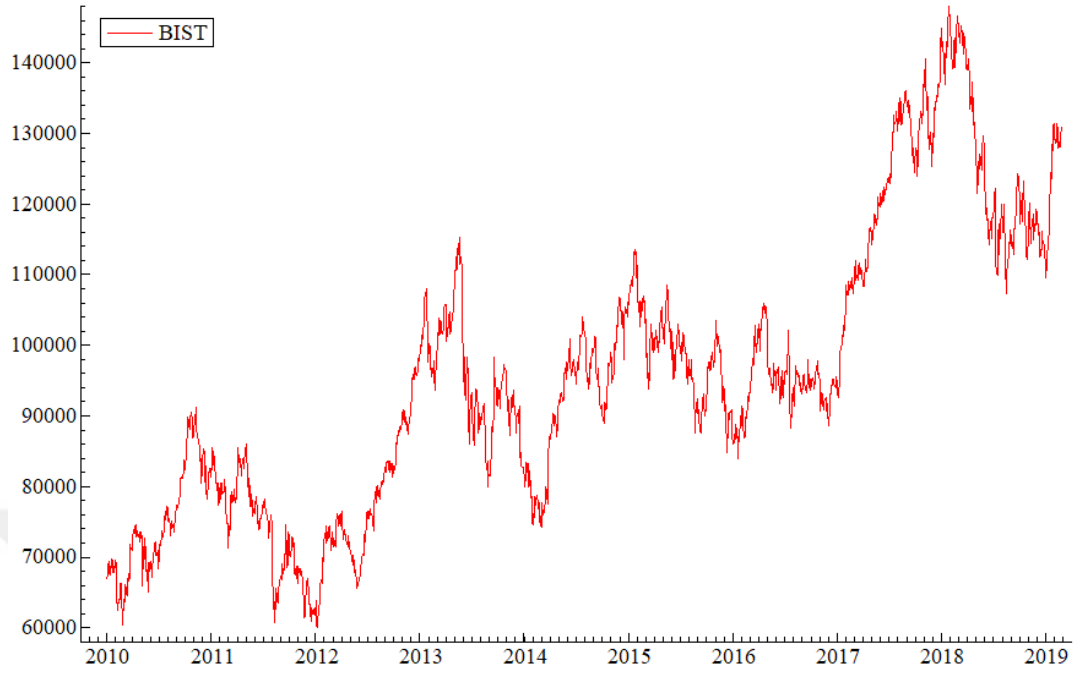
CDS, BIST ve PF serilerinin durağanlığını incelemek amacıyla ilk olarak serilerin zaman yolu grafikleri çizdirilmiş ve Şekil 3, Şekil 4 ve Şekil 5'te ilgili grafiklere yer verilmiştir. Grafikler incelendiğinde, küresel ve ulusal boyutta yaşanan siyasi ve ekonomik gelişmeler nedeniyle her üç seride de belirli periyotlarda artış ve azalış yönlü trend ve oynaklığın çok fazla olduğu görülmektedir. Şekil 4'te Brent petrol fiyatında 2014 ve 2016 yılları içerisinde dikkat çekici düşüşler görülmektedir.

2014 yılında yaşanan bu düşüş, ABD'nin petrol üretimi artırması ve OPEC ülkelerinin pazar payını kaybetmemek amacıyla petrol üretiminde azalışa gitmemesi nedeniyle gerçekleşmiştir. Küresel ekonomik görünümde yaşanan olumsuz gelişmelerin devam etmesi nedeniyle önceki yıllarda artan enerji talebinde meydana gelen azalışın etkisiyle petrol fiyatları 2016 yılında en düşük seviyeye gerilemiştir.

Şekil 3: CDS Primi Zaman Yolu Grafiği



Şekil 4: BIST 30 Endeksi Zaman Yolu Grafiği



Şekil 5: Brent Petrol Fiyatı Zaman Yolu Grafiği



Serilerin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelenerek otokorelasyona sahip olup olmadığı analiz edilmiştir. Tablo 2’de serilere ait 1., 5., 10. ve 50. gecikmeye ait sonuçlara yer verilmektedir. Sonuçlar incelendiğinde tüm gecikmelerde otokorelasyon katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve serilerin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 2: CDS, BIST 30 ve PF Serilerinin Korelogramı

Değişkenler		Gecikme Sayısı			
		1	5	10	50
CDS	Otokorelasyon Katsayısı	0.993	0.960	0.925	0.686
	Kısmi Otokorelasyon Katsayısı	0.993	0.018	-0.044	-0.045
	Q İstatistiği	2190.1	10590.0	20404.0	78292.0
	Prob. Değeri	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
BIST 30	Otokorelasyon Katsayısı	0.996	0.982	0.9666	0.848
	Kısmi Otokorelasyon Katsayısı	0.996	0.025	-0.004	-0.018
	Q İstatistiği	2202.8	108.67	21383.0	94648.0
	Prob. Değeri	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
PF	Otokorelasyon Katsayısı	0.999	0.993	0.985	0.910
	Kısmi Otokorelasyon Katsayısı	0.999	0.021	-0.005	0.032
	Q İstatistiği	2212.6	11009.0	21879.0	102832
	Prob. Değeri	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Serilerin durağan olup olmadığını istatistiksel olarak test etmek amacıyla Phillips-Perron (PP) testi gerçekleştirilmiştir. PP testinde sıfır hipotezi serinin birim köke sahip olduğunu, alternatif hipotez ise serinin birim köke sahip olmadığını diğer bir deyişle durağan olduğunu ifade etmektedir. Tablo 3’te yer alan sonuçlar incelendiğinde, sabit ve trend içeren model, yalnızca sabit terim içeren model ve sabit ve trendin yer almadığı model için PP test istatistiği değerlerinin kritik değerlerden mutlak değerce daha küçük oldukları görülmektedir. Böylece, serilerin

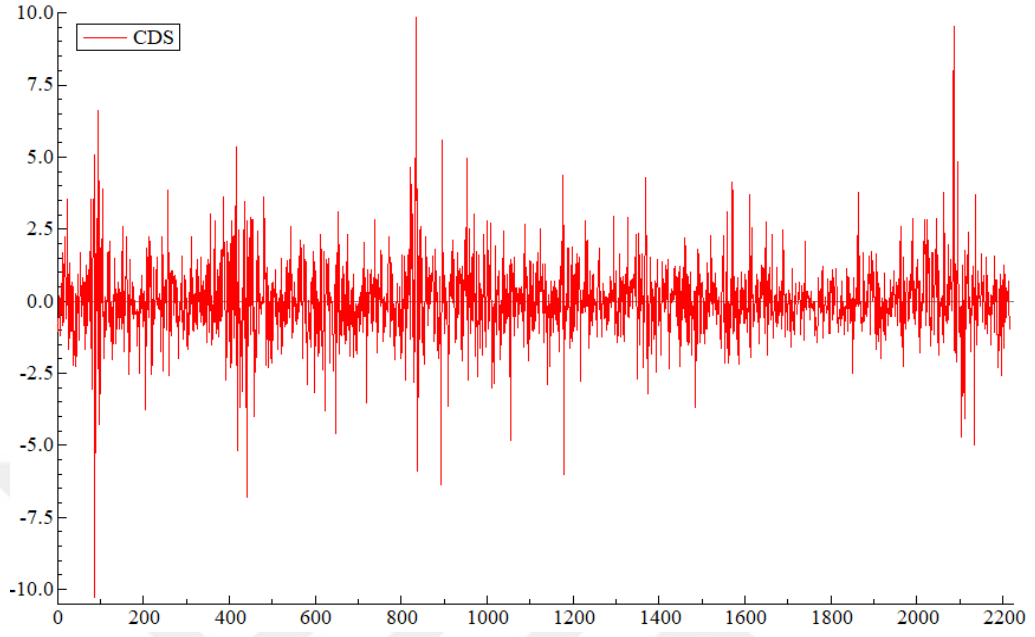
birim köke sahip olduğunu yani durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir.

Tablo 3: CDS, BIST 30 ve PF Serileri İçin PP Birim Kök Test Sonuçları

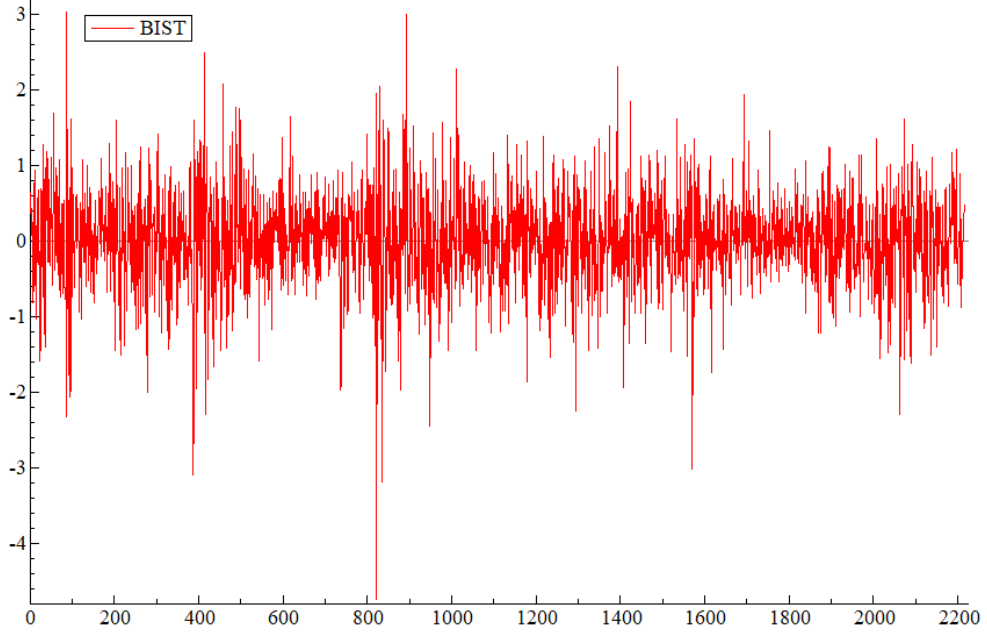
		CDS		BIST		PF	
Sabit ve Trend		t istatistiği	Prob.	t istatistiği	Prob.	t istatistiği	Prob.
PP Test İstatistiği		-3.275875	0.0705	-3.084187	0.1103	-1.940848	0.6325
Test Kritik Değerleri	%1	-3.962189		-3.962189		-3.962189	
	%5	-3.411837		-3.411837		-3.411837	
	%10	-3.127810		-3.127810		-3.127810	
Sabit		t istatistiği	Prob.	t istatistiği	Prob.	t istatistiği	Prob.
PP Test İstatistiği		-2.668262	0.9943	-1.458002	0.5549	-1.173226	0.6881
Test Kritik Değerleri	%1	-3.433106		-3.433106		-3.433106	
	%5	-2.862643		-2.862643		-2.862643	
	%10	-2.567403		-2.567403		-2.567403	
Hiçbiri		t istatistiği	Prob.	t istatistiği	Prob.	t istatistiği	Prob.
PP Test İstatistiği		-0.412977	0.9848	0.688285	0.8642	-0.564918	0.4727
Test Kritik Değerleri	%1	-2.566006		-2.566006		-2.566006	
	%5	-1.940967		-1.940967		-1.940967	
	%10	-1.616603		-1.616603		-1.616603	

Serilerin durağanlığını sağlamak amacıyla $r_t = (\log P_t - \log P_{t-1}) * 100$ formülü ile getiri serileri elde edilmiştir. CDS, BIST ve PF serileri için elde edilen getiri serilerine ait zaman yolu grafikleri sırasıyla Şekil 6, Şekil 7 ve Şekil 8’de yer almaktadır. Getiri serilerinin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, stokastik trendin ortadan kalktığı ve serilerin sıfır ortalama etrafında salınım gösterdiği gözlemlenmektedir. Bununla birlikte, getiri serilerinin belirli dönemlerde yığınlar oluşturduğu görülmektedir. Oynaklık kümelenmesi olarak tanımlanan bu yığınlar küçük değişimleri küçük, büyük değişimleri ise büyük değişimlerin izlediğini ifade etmektedir.

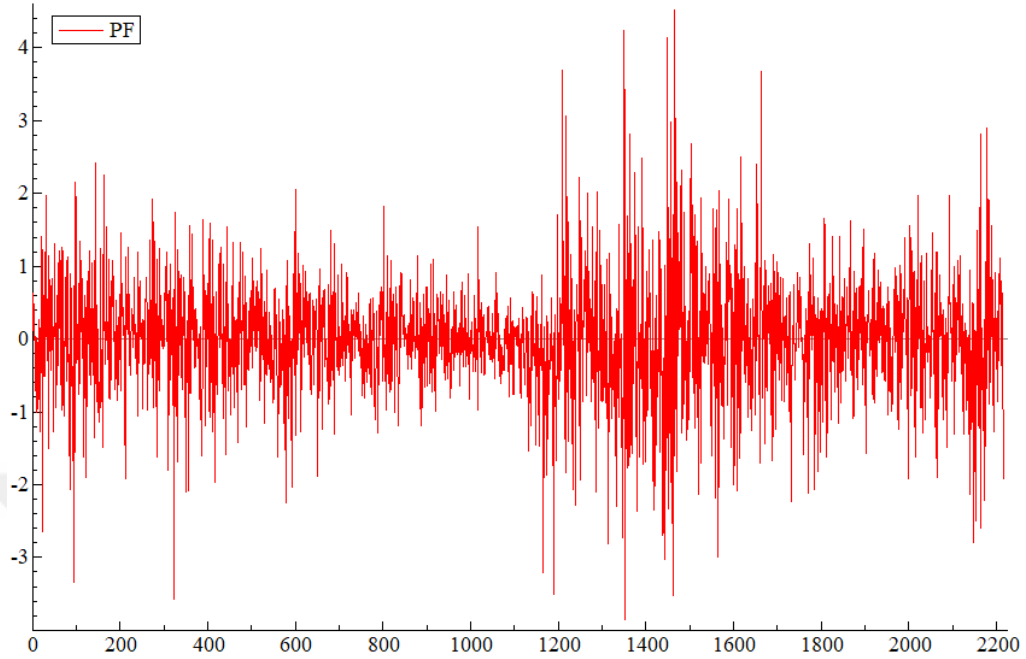
Şekil 6: CDS Getiri Serisi Zaman Yolu Grafiği



Şekil 7: BIST Getiri Serisi Zaman Yolu Grafiği



Şekil 8: PF Getiri Serisi Zaman Yolu Grafiği



Getiri serilerine ait zaman yolu grafikleri serilerin birim köke sahip olmadığı ön bilgisini vermesine rağmen durağanlığın istatistiksel olarak test edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla getiri serilerinin durağanlı PP birim kök testi ile incelenmiştir. PP testine ait sonuçlar Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 4: CDS, BIST 30 ve PF Getiri Serileri İçin PP Birim Kök Test Sonuçları

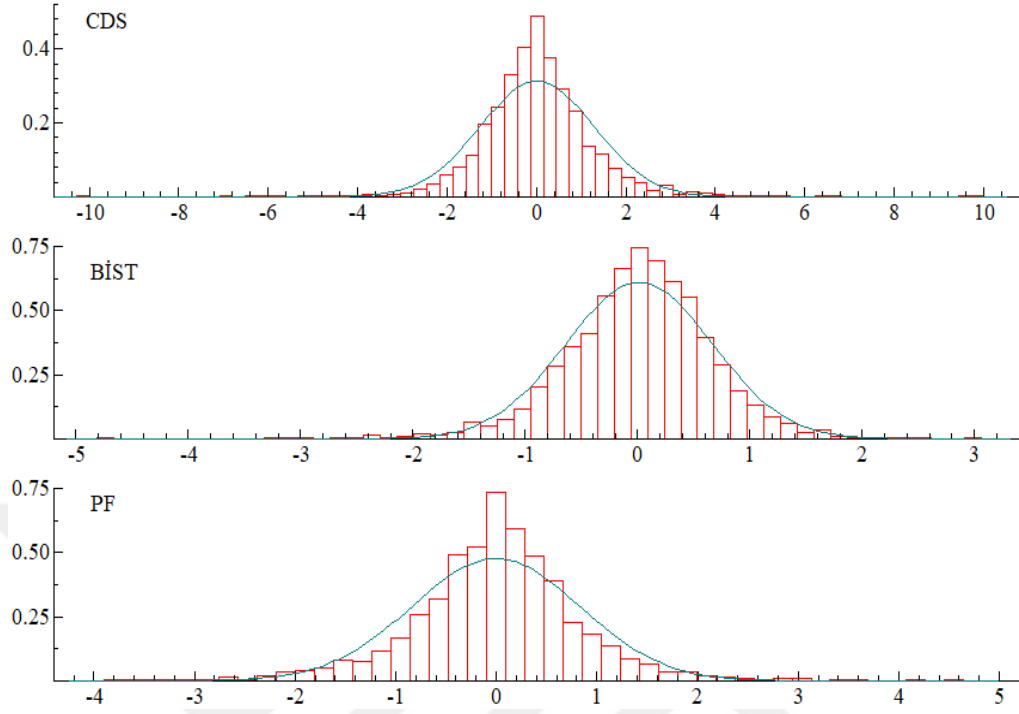
		CDS		BIST		OP	
Sabit ve Trend		t İstatistiği	Prob.	t İstatistiği	Prob.	t İstatistiği	Prob.
PP Test İstatistiği		-40.36683	0.0000	-48.03175	0.0000	-47.55330	0.0000
Test Kritik Değerleri	%1	-3.962191		-3.962191		-3.962191	
	%5	-3.411838		-3.411838		-3.411838	
	%10	-3.127811		-3.127811		-3.127811	
Sabit		t İstatistiği	Prob.	t İstatistiği	Prob.	t İstatistiği	Prob.
PP Test İstatistiği		-40.37612	0.0000	-48.04286	0.0001	-47.56246	0.0001
Test Kritik Değerleri	%1	-3.433107		-3.433107		-3.433107	
	%5	-2.862644		-2.862644		-2.862644	

		CDS		BIST		OP	
	%10	-2.567403		-2.567403		-2.567403	
Hiçbiri		t İstatistiği	Prob.	t İstatistiği	Prob.	t İstatistiği	Prob.
PP Test İstatistiği		-40.38357	0.0000	-48.02790		-47.57184	0.0001
Test Kritik Değerleri	%1	-2.566007		-2.566007		-2.566007	
	%5	-1.940967		-1.940967		-1.940967	
	%10	-1.616603		-1.616603		-1.616603	

Tablo 4'te yer alan sonuçlar incelendiğinde, sabit ve trend içeren model, yalnızca sabit terim içeren model ve sabit ve trendin yer almadığı model için PP test istatistiği değerlerinin kritik değerlerden mutlak değerce daha büyük oldukları görülmektedir. Bu nedenle, serilerin birim köke sahip olduğunu yani durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmekte ve getiri serilerinin durağan oldukları sonucuna ulaşılmaktadır.

CDS, BIST ve PF serilerinin durağan olmadıkları; ancak logaritmik 1. farkları alınarak elde edilen getiri serilerinin durağan oldukları görülmüştür. Bu nedenle, modellerin tahminlenmesi aşamasında getiri serileri kullanılacaktır. Getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistiklere ve getiri serilerinin histogramlarına sırasıyla Şekil 9'da ve Tablo 5'te yer verilmiştir.

Şekil 9: CDS, BIST ve PF Getiri Serilerine Ait Histogramlar



Tablo 5: Getiri Serilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	CDS	BIST	PF
Ortalama	0.010625	0.013137	-0.003850
Ortanca	-0.032654	0.028817	0.015366
En Büyük Değer	9.845095	3.024931	4.523707
En Küçük Değer	-10.26631	-4.734655	-3.846716
Standart Sapma	1.276235	0.653910	0.836185
Çarpıklık	0.275739	-0.423393	0.043323
Basıklık	10.38124	5.832591	5.759582
Jargue-Bera	5056.366	806.6862	703.5211
Prob. Değeri	0.00000	0.00000	0.00000

Tablo 5’te yer alan sonuçlar incelendiğinde, getiri serilerine ait ortalamaların oldukça düşük oldukları, standart sapma değerlerinin ortalamaların oldukça üzerinde oldukları görülmektedir. Bu durum getiri serilerinin rassal yürüyüş sürecine sahip olduklarını ifade etmektedir. CDS ve PF getiri serilerinin sağa çarpık, BIST getiri serisinin ise sola çarpık olduğu ve tüm serilerin aşırı basık oldukları

gözlemlenmektedir. Bu sonuçlar finansal getiri serilerinin özelliklerinden olan kalın kuyruklu özellik ile bağdaşmaktadır. Jarque-Bera test istatistiği değerlerine göre, serilerin normal dağıldığını ifade eden sıfır hipotezi %5 önem düzeyinde reddedilmekte ve getiri serilerinin normal dağılmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Getiri serilerinde ARCH etkisinin varlığını sınamak amacıyla serilere uygulanan ARCH-LM testine ait sonuçlar ve Q^2 istatistikleri Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6: CDS, BIST ve PF Getiri Serileri İçin ARCH-LM ve Q^2 Testi Sonuçları

	Gecikme Sayısı	CDS	BIST	PF
ARCH-LM	1	62.95084 (0.000)	25.32466 (0.000)	65.92703 (0.000)
	12	162.4160 (0.000)	111.9618 (0.000)	244.2441 (0.000)
	36	181.2263 (0.000)	166.9879 (0.000)	274.9658 (0.000)
Q^2	1	63.064 (0.000)	25.369 (0.000)	65.932 (0.000)
	12	279.79 (0.000)	178.65 (0.000)	558.25 (0.000)
	36	329.44 (0.000)	272.55 (0.000)	980.66 (0.000)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerleridir.

Tablo 6 incelendiğinde, ARCH-LM testi sonuçlarına göre her üç getiri serisi için tüm gecikmelerde %5 önem düzeyinde ARCH etkisinin var olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Seride oynaklık kümelenmesinin varlığını gösteren Q^2 istatistiklerine bakıldığında tüm gecikmeler için getiri serilerinde ARCH etkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Getiri serilerinin durağan olması ve serilerde ARCH etkisinin var olması, çok değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin tahminlenmesinin uygun olduğunu göstermektedir.

3.2. AMPİRİK BULGULAR

CDS, BIST 30 ve PF getiri serilerinde ARCH etkisinin varlığının ortaya koyulmasından sonra, bu kısımda birbirleriyle olan oynaklık etkileşimleri analiz

edilecektir. Bu amaçla analizde Diagonal BEKK(1,1), CCC-GARCH(1,1), DCC_T-GARCH(1,1) ve DCC_E-GARCH(1,1) modelleri kullanılacaktır. İncelenen getiri serilerinin kalın kuyruk özelliği göstermesinden dolayı modeller normal dağılım ile birlikte, student-t, GED ve skewed student-t dağılımları altında tahminlenecektir. Elde edilen sonuçlar model seçim kriterlerine göre karşılaştırılarak tahminleme gücü yüksek olan model belirlenecektir. Bununla birlikte modellerin hangi dağılım altında daha iyi sonuçlar verdiği ortaya konulacak ve öngörümleme performansları karşılaştırılacaktır.

Getiri serilerine ait koşullu ortalama denklemini VAR modeli ile tahminlemek amacıyla ilk olarak uygun gecikme sayısı belirlenmiştir.

Tablo 7: VAR Modelinde Uygun Gecikme Sayısı İçin Kriterlere Ait Sonuçlar

	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	0.325609	7.391573	7.399320*	7.394403
1	67.79010*	0.318328*	7.368957*	7.399946	7.380279*
2	5.954778	0.320067	7.374406	7.428637	7.394219
3	13.50672	0.320710	7.376414	7.453886	7.404719
4	16.15743	0.320964	7.377205	7.477920	7.414002
5	7.646648	0.322465	7.381871	7.505827	7.427159
6	12.14291	0.323307	7.384477	7.531675	7.438256
7	14.97026	0.323729	7.385782	7.556221	7.448052
8	8.275122	0.325145	7.390145	7.583826	7.460907

Tablo 7’de yer alan sonuçlar incelendiğinde, LR, FPE (Final Prediction Error), AIC ve HQ seçim kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. SC kriterine göre gecikmeli değişkenlerin sistemde yer almaması gerekmektedir. Ancak, hem SC dışındaki 4 kriterin 1 gecikme uzunluğuna işaret etmesi hem de modeller tahminlendikten sonra ortaya çıkabilecek otokorelasyon sorununun önüne geçebilmek amacıyla, VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Sistemde yer alacak uygun gecikme sayısı belirlendikten sonra koşullu ortalama denklemini VAR(1) modeli ile tahminlenmiştir. Model tahminine ilişkin sonuçlar Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 8: VAR(1) Model Sonuçları

Parametre	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
ϕ_{10}	0.009719	0.0684	0.36206
ϕ_{11}	0.153967	0.02539	6.06519*
ϕ_{12}	-0.006221	0.04862	-0.12796
ϕ_{13}	0.083491	0.03331	2.50684*
ϕ_{20}	0.014344	0.01387	1.03418
ϕ_{21}	-0.048343	0.01312	-3.68594*
ϕ_{22}	-0.067763	0.02512	-2.69763*
ϕ_{23}	-0.014692	0.01721	-0.85383
ϕ_{30}	-0.004666	0.01779	-0.26233
ϕ_{31}	0.007676	0.01682	0.45633
ϕ_{32}	0.031308	0.03222	0.97184
ϕ_{33}	-0.013377	0.02207	-0.60616

Not: * %5 Önem Düzeyinde Katsayılar İstatistiksel Olarak Anlamlıdır.

Tablo 8’de yer alan sonuçlara göre modeller,

$$CDS_t = 0.009719 + 0.153967CDS_{t-1} - 0.006221BIST_{t-1} + 0.083491PF_{t-1}$$

$$BIST_t = 0.014344 - 0.048343CDS_{t-1} - 0.067763BIST_{t-1} - 0.014692PF_{t-1}$$

$$PF_t = -0.004666 + 0.007676CDS_{t-1} + 0.031308BIST_{t-1} - 0.013377PF_{t-1}$$

şeklinde yazılabilir. Köşegen elemanlar (ϕ_{ii}) CDS, BIST ve PF getiri serilerinin kendi gecikmeli değerleri ile olan bağımlılığını gösterirken, köşegen dışındaki elemanlar (ϕ_{ij}) değişkenlerin karşılıklı bağımlılığını göstermektedir. Model sonuçlarına göre cari dönemdeki CDS getiri serisi kendi gecikmeli değerinden ve PF getiri serisinin gecikmeli değerinden; BIST getiri serisi kendi gecikmeli değerinden ve CDS getiri serisinin gecikmeli değerinden etkilenmektedir. PF getiri serisi üzerinde ise kendi gecikmeli değerinin ve diğer getiri serilerinin gecikmeli değerlerinin etkisinin bulunmadığı görülmektedir.

3.2.1. Diagonal BEKK Model Sonuçları

VAR(1) modeli ile koşullu ortalama denkleminin tahminlenmesinden sonra elde edilen artıklar MGARCH modellerinde girdi olarak kullanılarak koşullu varyans denklemleri tahminlenecektir. İlk olarak Diagonal BEKK(1,1) modeli normal dağılım altında tahminlenmiş ve sonuçlara Tablo 9’da yer verilmiştir.

Tablo 9: Normal Dağılım Altında Diagonal BEKK(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_{11}	0.274717	5.542	0.0000
c_{12}	-0.065008	-4.600	0.0000
c_{13}	-0.019297	-2.963	0.0031
c_{22}	0.106509	4.196	0.0000
c_{23}	-0.000739	-0.1441	0.8855
c_{33}	0.054474	3.434	0.0006
α_{11}	0.272192	7.531	0.0000
α_{22}	0.188429	5.782	0.0000
α_{33}	0.191871	8.321	0.0000
β_{11}	0.935424	52.20	0.0000
β_{22}	0.962753	72.04	0.0000
β_{33}	0.978989	189.00	0.0000
AIC	8.971127		
SC	9.002035		
HQ	8.982418		
Shibata	8.971069		
L(0)	-9705.038		

Diagonal BEKK(1,1) modelinde α_{ii} katsayıları ilgili piyasadaki gecikmeli şokların cari dönemdeki koşullu oynaklık üzerine olan etkisinin gösterirken, β_{ii} katsayıları oynaklık kalıcılığını göstermektedir. Diğer bir deyişle α_{ii} kısa dönem kalıcılığı, β_{ii} ise uzun dönem kalıcılığı ifade etmektedir. Diagonal BEKK modeli dolaylı sonuçlar vermektedir. Tablo 9’da yer alan sonuçlar kullanılarak nihai sonuçlar aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$\begin{aligned}
h_{11,t} &= 0.075469 + 0.074088\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.875018h_{11,t-1} \\
h_{12,t} &= -0.01786 + 0.051289\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0.900582h_{12,t-1} \\
h_{13,t} &= -0.0053 + 0.052226\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + 0.91577h_{13,t-1} \\
h_{22,t} &= 0.01557 + 0.035505\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.926893h_{22,t-1} \\
h_{23,t} &= 0.001176 + 0.036154\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + 0.942525h_{23,t-1} \\
h_{33,t} &= 0.00334 + 0.036814\varepsilon_{3,t-1}^2 + 0.958419h_{33,t-1}
\end{aligned}$$

Model sonuçlarının geçerli olabilmesi için modelin kovaryans durağan olup olmadığı kontrol edilmelidir. Sürecin kovaryans durağan olması için

$$K = \begin{bmatrix} 0.272192 & 0 & 0 \\ 0 & 0.188429 & 0 \\ 0 & 0 & 0.191871 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 0.272192 & 0 & 0 \\ 0 & 0.188429 & 0 \\ 0 & 0 & 0.198171 \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} 0.935424 & 0 & 0 \\ 0 & 0.962753 & 0 \\ 0 & 0 & 0.978989 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 0.935424 & 0 & 0 \\ 0 & 0.962753 & 0 \\ 0 & 0 & 0.978989 \end{bmatrix}$$

matrisinin özdeğerlerinin mutlak değerce 1'den küçük olması gerekmektedir. K matrisin özdeğerleri

$$[0.9491 \ 0.9519 \ 0.9519 \ 0.9624 \ 0.9680 \ 0.9680 \ 0.9787 \ 0.9787 \ 0.9952]'$$

şeklinde elde edilmiştir.

Tüm özdeğerler 1'den küçük olduğu için modelin kovaryans durağan olduğu söylenebilmektedir. Bununla birlikte, model sonuçları incelendiğinde $\alpha + \beta$ katsayı toplamalarının 1'den küçük olduğu görülmektedir. Bu da model tahminin başarılı olduğunu ifade etmektedir. Modele ait Portmanteau test sonuçlarına Tablo 10'da yer verilmiştir. Test sonuçları modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun görülmediğini ortaya koymaktadır.

Tablo 10: Normal Dağılım Altında Diagonal BEKK(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Lags	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	6.88837 (0.6487405)	30.1098 (0.06907)
5	33.0682 (0.9062523)	56.6809 (0.0788)
10	77.765 (0.8176747)	95.4747 (0.2749)
20	160.303 (0.8515619)	187.529 (0.2975)
50	433.567 (0.7027369)	438.974 (0.6108)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Diagonal BEKK(1,1) modeli getiri serilerinde gözlemlenen kalın kuyruk özelliğini dikkate almak amacıyla student-t dağılımı altında da tahminlenmiştir. Modele ait sonuçlar Tablo 11'de yer almaktadır.

Tablo 11: Student-t Dağılımı Altında Diagonal BEKK(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c ₁₁	0.245673	7.011	0.0000
c ₁₂	-0.053739	-5.616	0.0000
c ₁₃	-0.017894	-3.088	0.0020
c ₂₂	0.096472	5.142	0.0000

Parametre	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_{23}	-0.001857	-0.3868	0.6990
c_{33}	0.054587	3.926	0.0001
α_{11}	0.239166	8.697	0.0000
α_{22}	0.170265	7.660	0.0000
α_{33}	0.193978	9.710	0.0000
β_{11}	0.945806	76.63	0.0000
β_{22}	0.970748	121.7	0.0000
β_{33}	0.979185	225.0	0.0000
df	6.707071	13.59	0.0000
AIC	8.786669		
SC	8.820153		
HQ	8.798900		
Shibata	8.786600		
L(0)	-9499.842		

Tablo 11’de yer alan model sonuçları kullanılarak Diagonal BEKK(1,1) modeline ait nihai sonuçlar aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$\begin{aligned}
h_{11,t} &= 0.060355 + 0.0572\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.894549h_{11,t-1} \\
h_{12,t} &= -0.0132 + 0.040722\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0.918139h_{12,t-1} \\
h_{13,t} &= -0.0044 + 0.046393\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + 0.926119h_{13,t-1} \\
h_{22,t} &= 0.012195 + 0.02899\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.942352h_{22,t-1} \\
h_{23,t} &= 0.000782 + 0.033028\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + 0.950542h_{23,t-1} \\
h_{33,t} &= 0.003303 + 0.037627\varepsilon_{3,t-1}^2 + 0.958803h_{33,t-1}
\end{aligned}$$

Tahminlenen modelin kovaryans durağan olup olmadığını kontrol etmek amacıyla aşağıdaki K matrisinin özdeğerleri elde edilmiştir.

$$\begin{aligned}
K &= \begin{bmatrix} 0.239166 & 0 & 0 \\ 0 & 0.170265 & 0 \\ 0 & 0 & 0.193978 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 0.239166 & 0 & 0 \\ 0 & 0.170265 & 0 \\ 0 & 0 & 0.193978 \end{bmatrix} + \\
&\quad \begin{bmatrix} 0.945806 & 0 & 0 \\ 0 & 0.970748 & 0 \\ 0 & 0 & 0.979185 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 0.945806 & 0 & 0 \\ 0 & 0.970748 & 0 \\ 0 & 0 & 0.979185 \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

K matrisine ait özdeğerler,

$$[0.9517 \ 0.9589 \ 0.9589 \ 0.9713 \ 0.9725 \ 0.9725 \ 0.9836 \ 0.9836 \ 0.9964]'$$

olarak elde edilmiştir. Tüm özdeğerler mutlak değerce 1’den küçük olduğu için model kovaryans durağandır. Model sonuçlarına bakıldığında $\alpha + \beta < 1$ şartının

sağlandığı görülmektedir. Tablo 12’de yer alan modele ait Portmanteau test sonuçları modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığını göstermektedir.

Tablo 12: Student-t Dağılımı Altında Diagonal BEKK(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	6.48504 (0.6905615)	37.0495 (0.0646)
5	33.2551 (0.9021405)	56.3118 (0.0838)
10	78.5975 (0.7991075)	95.0313 (0.2855)
20	160.095 (0.8542877)	187.422 (0.2994)
50	432.484 (0.7154260)	438.566 (0.6160)

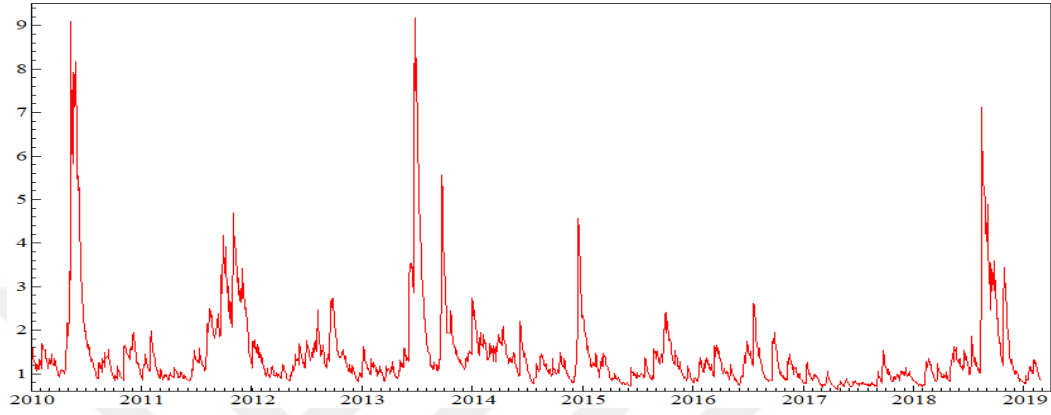
Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 9 ve Tablo 11’de yer alan model seçim kriterlerine bakıldığında, student-t dağılımı altında tahminlenen Diagonal BEKK(1,1) modelinin daha başarılı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Tablo 11’de yer alan model sonuçları güçlü bir GARCH etkisini ve zayıf bir ARCH etkisini ortaya koymaktadır. Her bir piyasanın kendi içinde oynaklık yayılımlarının pozitif olduğu görülmektedir. Oynaklık yayılım etkisini gösteren katsayılar CDS için 0.0572, BIST için 0.02899 ve PF için 0.037627’dir. Bu katsayılar ilgili piyasanın kendi geçmiş dönem şoklarından kaynaklanan oynaklığın kalıcılığını göstermektedir. Piyasalar arası yayılım etkilerine bakıldığında, PF’deki geçmiş dönem şokların CDS piyasasının gelecekteki oynaklığı üzerindeki etkisinin (0.04633) BIST’in gelecekteki oynaklığı üzerindeki etkisine (0.033028) göre daha fazla olduğu görülmektedir. CDS’deki geçmiş dönem şoklarının BIST’in gelecekteki oynaklığı üzerindeki etkisi (0.040722) BIST’in kendi geçmiş dönem şoklarından kaynaklanan etkisinden daha fazladır.

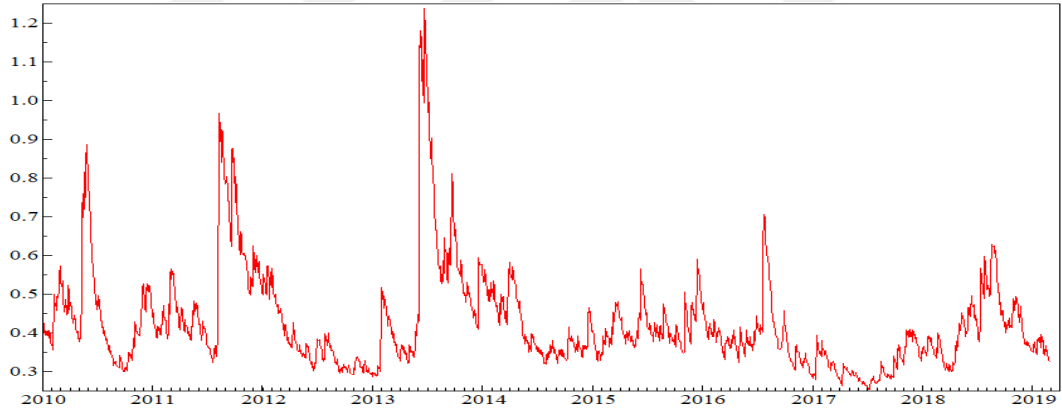
Her bir piyasanın kendi gecikmeli oynaklık kalıcılığını gösteren katsayıların CDS için 0.894549, BIST için 0.942352 ve PF için 0.958803 oldukları görülmektedir. Bu katsayılar PF’nin oynaklık kalıcılığının CDS ve BIST’e göre daha çok kendi içi piyasasından kaynaklandığını ortaya koymaktadır. Piyasalar arası gecikmeli oynaklık kalıcılığı, CDS için 0.918139 ile 0.926119, BIST için 0.918139 ile 0.950542 ve PF için 0.926119 ile 0.950542 arasında değişmektedir. Piyasalar arasındaki oynaklık kalıcılığını gösteren katsayıların büyüklüğü piyasaların yüksek seviyede bütünleşik olduğunu göstermektedir.

Student-t dağılımının altında tahminlenen Diagonal BEKK(1,1) modelinden elde edilen koşullu varyansların grafikleri sırasıyla Şekil 10, Şekil 11 ve Şekil 12’de yer almaktadır.

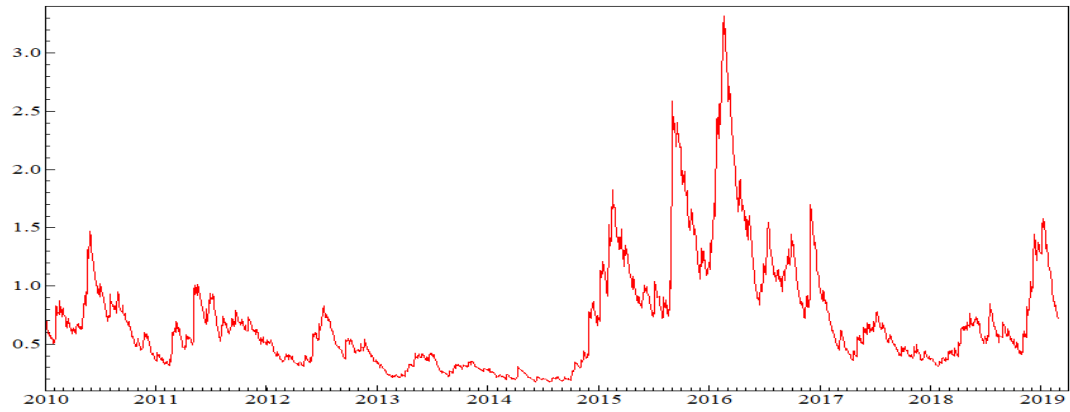
Şekil 10: Diagonal BEKK(1,1) Modeli CDS Koşullu Varyans Grafiği



Şekil 11: Diagonal BEKK(1,1) Modeli BIST Koşullu Varyans Grafiği



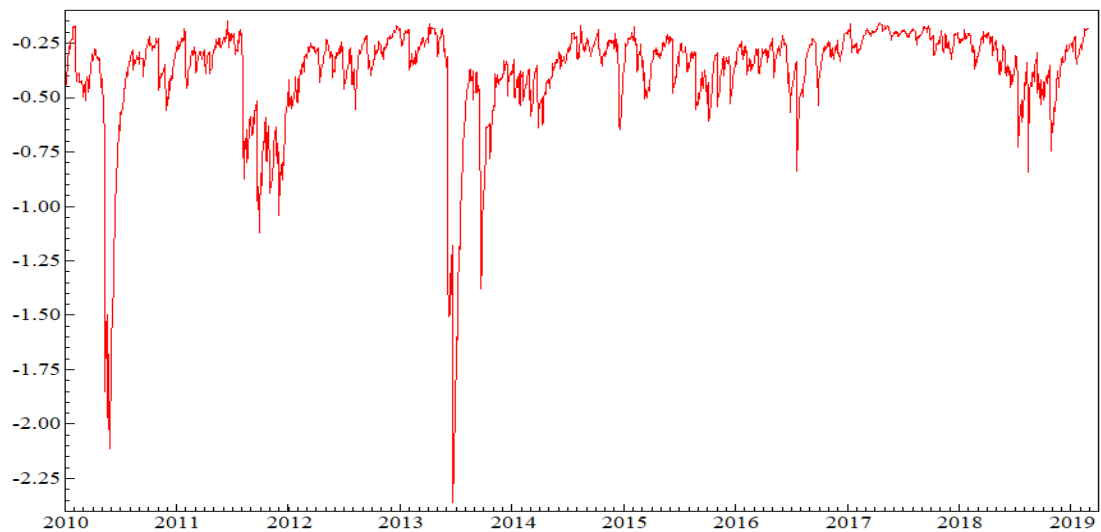
Şekil 12: Diagonal BEKK(1,1) Modeli PF Koşullu Varyans Grafiği



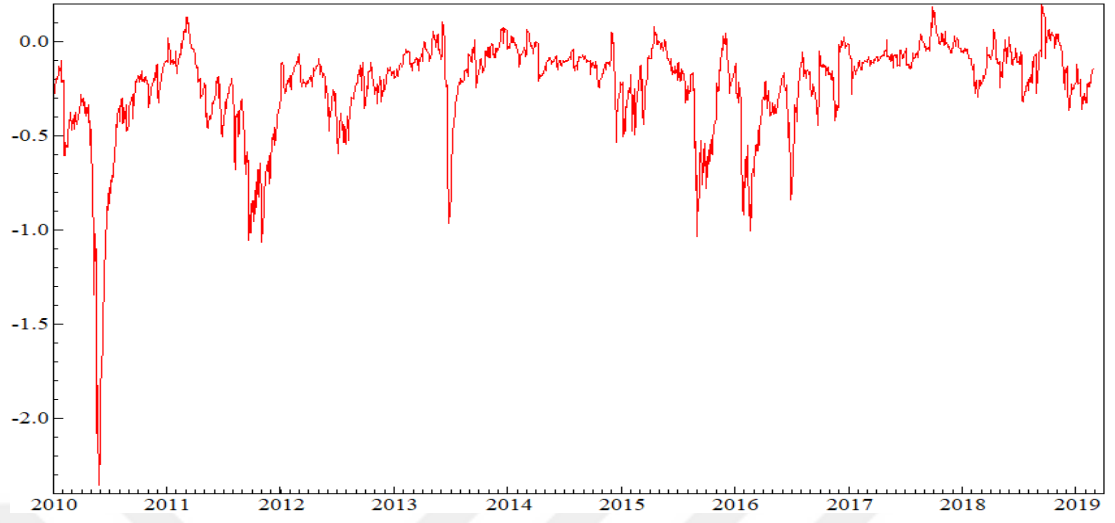
Koşullu varyans grafikleri incelendiğinde CDS ve BIST için oynaklığın arttığı dönemlerin aynı olduğu görülmektedir. Bu durum iki piyasa arasındaki etkileşimin fazla olduğunu ortaya koymaktadır. 2011 yılının ortalarından itibaren görülen oynaklık artışında, Avrupa borç krizinde yaşanan olumsuz gelişmeler ve döviz kurunda yaşanan yükselişin etkili olduğu söylenebilir. 2013 yılındaki dikkat çekici oynaklık artışında ise Türkiye’de yaşanan siyasi gelişmelerin ve FED’in tahvil alımında azalışa gitme kararı almasının etkileri söz konusudur. 2018 yılı ikinci yarısından sonra ABD ile yaşanan siyasi gerilim ve Türkiye’ye karşı ekonomik yaptırım kararları nedeniyle dolarda yaşanan hızlı yükseliş oynaklık artışındaki temel etkenlerden biridir. PF için özellikle 2014 yılının sonundan 2017 yılın ilk çeyreğine kadarki dönemde oynaklığın arttığı gözlemlenmektedir. 2014 yılı itibari ile toplam petrol arzındaki artışa, küresel bazda yaşanan ekonomik gelişmeler nedeniyle toplam talepte yaşanan düşüşün de eklenmesi bu piyasadaki oynaklığın artmasına neden olmuştur.

CDS, BIST ve PF’nin birlikte hareketini görebilmek için koşullu kovaryans grafiklerine Şekil 13, Şekil 14 ve Şekil 15’te yer verilmiştir. Koşullu kovaryans grafikleri incelediğinde, siyasi ve ekonomik çalkantıların fazla olduğu dönemlerde piyasaların birbirleriyle olan etkileşimlerinin daha yüksek olduğu görülmektedir. Özellikle CDS ile BIST’in birlikte hareketi oldukça oynak bir yapı sergilemektedir.

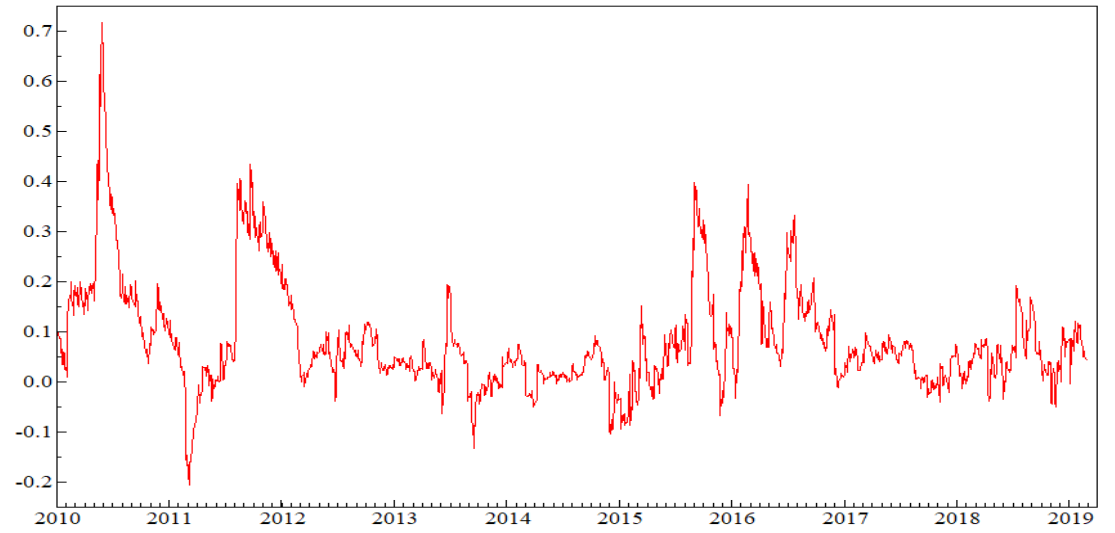
Şekil 13: Diagonal BEKK(1,1) Modeli CDS-BIST Koşullu Kovaryans Grafiği



Şekil 14: Diagonal BEKK(1,1) Modeli CDS-PF Koşullu Kovaryans Grafiği

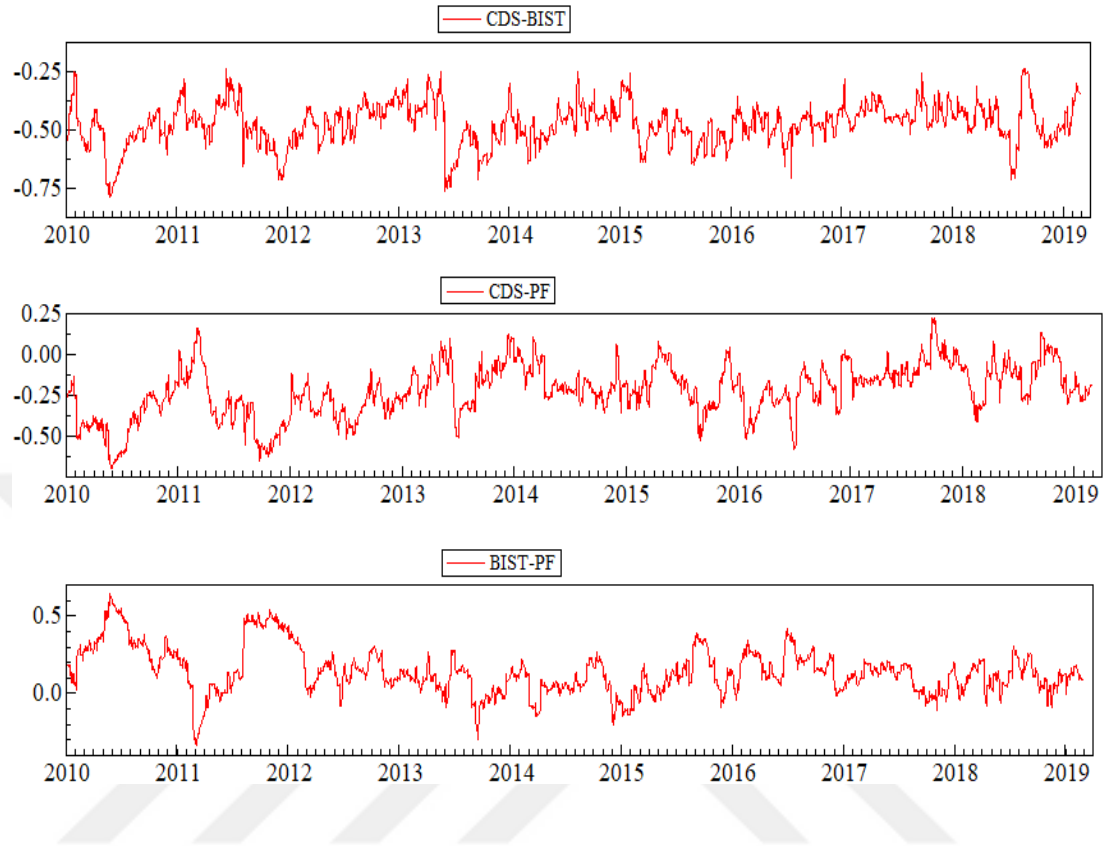


Şekil 15: Diagonal BEKK(1,1) Modeli BIST-PF Koşullu Kovaryans Grafiği



Şekil 16’da Diagonal BEKK(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyon grafiklerine yer verilmiştir.

Şekil 16: Diagonal BEKK(1,1) Modeli Koşullu Korelasyon Grafikleri



Şekil 16’da yer alan grafiklere bakıldığında, özellikle CDS ile BIST arasındaki koşullu korelasyonun kuvvetli olduğu ve çalkantılı dönemlerde koşullu korelasyonlarda artış yaşandığı gözlemlenmektedir.

3.2.2. CCC-GARCH Model Sonuçları

Diagonal BEKK(1,1) modelinden sonra koşullu korelasyon dinamiklerini ortaya koyabilmek adına CCC-GARCH(1,1) modeli tahmin edilmiştir. Model tahmini iki adımda gerçekleştirilmiştir. İlk adımda, getiri serilerinde görülen kalın kuyrukluğa dikkate almak amacıyla tek değişkenli GARCH modeli normal dağılım ile birlikte student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında tahminlenmiştir. İkinci adımda ise ilk aşamada tahminlenen koşullu varyanslar ile standartlaştırılmış artıklar elde edilerek koşullu korelasyonlar tahmin edilmiştir. Koşullu korelasyonların tahminlenmesi aşamasında ise normal dağılım ve student-t dağılımları kullanılmıştır. Tablo 13’te ilk adımda normal dağılım, ikinci adımda ise normal ve student-t

dağılımları altında tahminlenen CCC-GARCH(1,1) modeline ait sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 13: Normal Dağılım Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_1	0.082176	2.238	0.0253	0.082176	2.238	0.0253
c_2	0.013853	1.112	0.2663	0.013853	1.112	0.2663
c_3	0.003804	1.777	0.0758	0.003804	1.777	0.0758
α_1	0.110959	3.810	0.0001	0.110959	3.810	0.0001
α_2	0.055694	1.969	0.0491	0.055694	1.969	0.0491
α_3	0.055281	4.210	0.0000	0.055281	4.210	0.0000
β_1	0.838814	18.11	0.0000	0.838814	18.11	0.0000
β_2	0.912000	16.89	0.0000	0.912000	16.89	0.0000
β_3	0.940836	67.99	0.0000	0.940836	67.99	0.0000
ρ_{21}	-0.509037	-31.10	0.0000	-0.493758	-31.26	0.0000
ρ_{31}	-0.244308	-11.17	0.0000	-0.250067	-12.20	0.0000
ρ_{32}	0.161095	6.692	0.0000	0.159542	7.262	0.0000
v	-	-	-	6.642796	16.36	0.0000
AIC	8.153247			7.973541		
SC	8.168701			7.991571		
HQ	8.158893			7.980127		
Shibata	8.153233			7.973571		
L(0)	-9019.645			-8819.710		

Tablo 13'te yer alan sonuçlar incelendiğinde, tüm ARCH ve GARCH parametreleri ile birlikte koşullu korelasyon katsayılarının da istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Model seçim kriterlerine göre sonuçlar karşılaştırıldığında student-t dağılımının daha iyi sonuç verdiği görülmektedir. Tablo 14'te modellere ilişkin portmanteau test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 14: Normal Dağılım Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	11.3729 (0.2510124)	14.4152 (0.1083028)	11.3729 (0.2510124)	14.3437 (0.1106146)
5	37.9170 (0.7637795)	55.7778 (0.1302283)	37.9170 (0.7637795)	55.5601 (0.1344940)
10	79.5245 (0.7773031)	94.8435 (0.3430212)	79.5245 (0.7773031)	94.6290 (0.3487151)
20	162.699 (0.8179026)	184.698 (0.3895354)	162.699 (0.8179026)	184.801 (0.3874820)

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
50	438.076 (0.6475691)	438.258 (0.6452690)	438.076 (0.6475691)	438.158 (0.6465387)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Portmanteau test sonuçlarına bakıldığında Q ve Q² istatistiklerinin istatistiksel olarak anlamsız oldukları görülmektedir. Q istatistiğinin anlamsız olması koşullu ortalama denkleminin doğru bir şekilde tahminlendiğini, Q² istatistiğinin anlamsız olması ise modelin oynaklığın dinamiklerini ortaya koymada başarılı olduğunu ifade etmektedir. Bu aşamadan sonra Tse'nin LM testi ve Engle-Sheppard testi uygulanarak sabit korelasyon varsayımı test edilmiş ve sonuçlara Tablo 15'te yer verilmiştir.

Tablo 15: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları

	Normal Dağılım	Student-t Dağılımı
Tse'nin LM testi	11.1768 (0.0108072)	14.9191 (0.0018871)
Engle-Sheppard Testi (1)	8.11901 (0.0172575)	8.30158 (0.0157520)
Engle-Sheppard Testi (5)	17.3571 (0.0080566)	17.8337 (0.0066616)
Engle-Sheppard Testi (10)	43.3571 (0.0000094)	43.7358 (0.0000081)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 15'te yer alan test sonuçları sabit korelasyon varsayımının geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. CCC-GARCH(1,1) modeli student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında da tahminler yapılarak modellere ilişkin tanı testleri gerçekleştirilip, sabit korelasyon varsayımının geçerli olup olmadığı test edilmelidir. Eğer diğer dağılımlar altında tahminlenen CCC-GARCH(1,1) model sonuçlarında da sabit korelasyonun geçerli olmadığı sonucuna ulaşırsa dinamik koşullu korelasyon modellerinin tahminlenmesi uygun olacaktır. Tablo 16'da student-t dağılımı altında tahminlenen CCC-GARCH(1,1) modellerine ait sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 16: Student-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c ₁	0.112065	2.810	0.0050	0.112065	2.810	0.0050
c ₂	0.006141	1.761	0.0784	0.006141	1.761	0.0784

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_3	0.003218	1.786	0.0742	0.003218	1.786	0.0742
α_1	0.127606	4.058	0.0001	0.127606	4.058	0.0001
α_2	0.036829	3.548	0.0004	0.036829	3.548	0.0004
α_3	0.049014	4.195	0.0000	0.049014	4.195	0.0000
β_1	0.807341	16.75	0.0000	0.807341	16.75	0.0000
β_2	0.948462	57.66	0.0000	0.948462	57.66	0.0000
β_3	0.948164	77.43	0.0000	0.948164	77.43	0.0000
v_1	4.445850	10.57	0.0000	4.445850	10.57	0.0000
v_2	7.361258	6.675	0.0000	7.361258	6.675	0.0000
v_3	6.391201	7.724	0.0000	6.391201	7.724	0.0000
ρ_{21}	-0.507475	-30.93	0.0000	-0.492544	-31.07	0.0000
ρ_{31}	-0.244245	-11.13	0.0000	-0.250289	-12.22	0.0000
ρ_{32}	0.160451	6.652	0.0000	0.158208	7.208	0.0000
v	-	-	-	6.609473	16.43	0.0000
AIC	8.128589			7.944351		
SC	8.144043			7.962381		
HQ	8.134235			7.950937		
Shibata	8.128575			7.944331		
$L(\theta)$	-8992.348			-8787.396		

Tablo 16’da yer alan model sonuçlarına bakıldığında tüm katsayıların istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Model seçim kriterleri student-t dağılımının daha iyi sonuç verdiğini ortaya koymaktadır. Modellere ait Hosking’in portmanteau test sonuçlarına Tablo 17’de yer verilmiştir.

Tablo 17: Student-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	11.0832 (0.2700471)	14.3519 (0.1103478)	11.0832 (0.2700471)	14.2502 (0.1136988)
5	38.4804 (0.7428983)	55.0472 (0.1449646)	38.4804 (0.7428983)	54.8337 (0.1495002)
10	80.4457 (0.77545404)	96.2016 (0.3080212)	80.4457 (0.77545404)	95.9456 (0.3144741)
20	163.785 (0.8013036)	196.272 (0.1927100)	163.785 (0.8013036)	196.471 (0.1900227)
50	441.951 (0.5977965)	442.213 (0.5943784)	441.951 (0.5977965)	442.357 (0.5924919)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 17’de yer alan sonuçlar, modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun bulunmadığını ortaya koymaktadır. Sabit korelasyon varsayımının geçerli olup olmadığı test edilerek sonuçlara Tablo 18’de yer verilmiştir.

Tablo 18: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları

	Normal Dağılım	Student-t Dağılımı
Tse’nin LM testi	11.3284 (0.0100765)	15.1080 (0.0017266)
Engle-Sheppard Testi (1)	8.10664 (0.0173646)	8.23259 (0.0163048)
Engle-Sheppard Testi (5)	17.4005 (0.0079189)	17.8382 (0.0066496)
Engle-Sheppard Testi (10)	43.7153 (0.0000081)	44.0214 (0.0000072)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 18’de yer alan sonuçlara göre, sabit korelasyonun geçerli olduğunu ifade eden sıfır hipotezi her iki model için de reddedilmektedir. Sabit korelasyon varsayımının geçerliliğini test etmek amacıyla GED dağılımı altında CCC-GARCH(1,1) modelleri tahmin edilmiş ve sonuçlara Tablo 19’da yer verilmiştir.

Tablo 19: GED Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_1	0.100685	2.719	0.0066	0.100685	2.719	0.0066
c_2	0.008683	1.325	0.1854	0.008683	1.325	0.1854
c_3	0.003521	1.841	0.0657	0.003521	1.841	0.0657
α_1	0.121821	4.184	0.0000	0.121821	4.184	0.0000
α_2	0.043660	2.524	0.0117	0.043660	2.524	0.0117
α_3	0.051374	4.334	0.0000	0.051374	4.334	0.0000
β_1	0.813134	17.29	0.0000	0.813134	17.29	0.0000
β_2	0.935618	30.65	0.0000	0.935618	30.65	0.0000
β_3	0.944787	74.81	0.0000	0.944787	74.81	0.0000
v_1	1.169884	23.27	0.0000	1.169884	23.27	0.0000
v_2	1.431624	19.39	0.0000	1.431624	19.39	0.0000
v_3	1.341739	22.43	0.0000	1.341739	22.43	0.0000
ρ_{21}	-0.508161	-31.00	0.0000	-0.493100	-31.14	0.0000
ρ_{31}	-0.244089	-11.12	0.0000	-0.250230	-12.21	0.0000
ρ_{32}	0.160792	6.671	0.0000	0.158843	7.235	0.0000
v	-	-	-	6.622552	16.41	0.0000
AIC	8.181044			7.998495		
SC	8.196498			8.016525		
HQ	8.186689			8.005081		
Shibata	8.181029			7.998475		
$L(\theta)$	-9050.415			-8847.334		

Tablo 19’da yer alan sonuçlar incelendiğinde, sabit terimlerden biri dışında tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Model sonuçlarının geçerli olup olmadığı Hosking’in portmanteau testi ile sınanmış ve ardından sabit korelasyon varsayımı test edilmiştir. İlgili testlere ait sonuçlar Tablo 20 ve Tablo 21’de yer almaktadır.

Tablo 20: GED Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	11.3039 (0.2554542)	13.5419 (0.1395802)	11.3039 (0.2554542)	13.4471 (0.1433964)
5	38.2672 (0.7508856)	54.0187 (0.1677937)	38.2672 (0.7508856)	53.8031 (0.1728976)
10	79.8968 (0.7682294)	94.0451 (0.3644329)	79.8968 (0.7682294)	93.8067 (0.3709375)
20	163.246 (0.8096400)	190.535 (0.2810485)	163.246 (0.8096400)	190.692 (0.2783637)
50	440.421 (0.6176524)	440.060 (0.6223103)	440.421 (0.6176524)	440.092 (0.6218957)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 21: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları

	Normal Dağılım	Student-t Dağılımı
Tse’nin LM testi	11.5163 (0.0092380)	15.3590 (0.0015342)
Engle-Sheppard Testi (1)	8.11767 (0.0172692)	8.25866 (0.0160937)
Engle-Sheppard Testi (5)	17.3991 (0.0079232)	17.8439 (0.0066344)
Engle-Sheppard Testi (10)	43.4523 (0.0000091)	43.7911 (0.0000079)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 20’de yer alan sonuçlar modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun bulunmadığını ifade etmektedir. Ancak Tablo 21 incelendiğinde, sabit korelasyon varsayımının geçerli olduğu sıfır hipotezinin reddedildiği ve dinamik korelasyonların geçerli olduğu görülmektedir.

Son olarak CCC-GARCH(1,1) modeli skewed-t dağılımı altında tahminlenmiş ve modellere ilişkin istatistiksel testler gerçekleştirilerek modellerin geçerli olup olmadığı araştırılmıştır.

Tablo 22: Skewed-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_1	0.112467	2.805	0.0051	0.112467	2.805	0.0051
c_2	0.006400	1.757	0.0791	0.006400	1.757	0.0791
c_3	0.002930	1.681	0.0928	0.002930	1.681	0.0928
α_1	0.127095	4.057	0.0001	0.127095	4.057	0.0001
α_2	0.035788	3.562	0.0004	0.035788	3.562	0.0004
α_3	0.049186	4.232	0.0000	0.049186	4.232	0.0000
β_1	0.807533	16.70	0.0000	0.807533	16.70	0.0000
β_2	0.948796	56.93	0.0000	0.948796	56.93	0.0000
β_3	0.948428	78.36	0.0000	0.948428	78.36	0.0000
v_1	4.447504	10.50	0.0000	4.447504	10.50	0.0000
v_2	7.475247	6.621	0.0000	7.475247	6.621	0.0000
v_3	6.499794	7.619	0.0000	6.499794	7.619	0.0000
ξ_1	0.062118	2.579	0.0100	0.062118	2.579	0.0100
ξ_2	-0.087350	-2.931	0.0034	-0.087350	-2.931	0.0034
ξ_3	-0.072583	-2.892	0.0039	-0.072583	-2.892	0.0039
ρ_{21}	-0.507908	-30.99	0.0000	-0.492797	-31.10	0.0000
ρ_{31}	-0.243990	-11.11	0.0000	-0.250143	-12.20	0.0000
ρ_{32}	0.160264	6.642	0.0000	0.158124	7.203	0.0000
v	-	-	-	6.611027	16.42	0.0000
AIC	8.130084			7.945913		
SC	8.145538			7.963943		
HQ	8.135730			7.952500		
Shibata	8.130070			7.945893		
$L(0)$	-8994.003			-8789.126		

Tablo 22’de yer alan model sonuçları incelendiğinde tüm ARCH ve GARCH parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Bununla birlikte, kalın kuyrukluğa dikkate alan v_i parametreleri, ξ_i asimetri parametreleri ve koşullu korelasyon katsayıları da istatistiksel olarak anlamlıdır. Tahminlenen modellere ait Hosking’in portmanteau test sonuçlarına Tablo 23’te yer verilmiştir.

Tablo 23: Skewed-t Dağılımı Altında CCC-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.9895 (0.2764322)	14.5453 (0.1042085)	10.9895 (0.2764322)	14.4373 (0.1075984)
5	38.5050 (0.7419713)	55.7401 (0.1309610)	38.5050 (0.7419713)	55.5234 (0.1352240)

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
10	80.4701 (0.7539256)	96.9838 (0.2887428)	80.4701 (0.7539256)	96.7204 (0.2951603)
20	163.883 (0.7997743)	197.380 (0.1780167)	163.883 (0.7997743)	197.591 (0.1752991)
50	442.245 (0.5939641)	443.650 (0.5755105)	442.245 (0.5939641)	443.794 (0.5736176)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Portmanteau test sonuçlarına bakıldığında her iki modelde de otokorelasyon ve değişen varyans sorunu görülmemektedir. Modelin yorumlanabilir olması amacıyla sabit korelasyon varsayımının geçerliliği sınanmış ve sonuçlar Tablo 24'te gösterilmiştir.

Tablo 24: Sabit Korelasyon İçin Test Sonuçları

	Normal Dağılım	Student-t Dağılımı
Tse'nin LM testi	11.2868 (0.0102720)	15.0796 (0.0017499)
Engle-Sheppard Testi (1)	8.11503 (0.0172919)	8.24839 (0.0161765)
Engle-Sheppard Testi (5)	17.4762 (0.0076837)	17.9300 (0.0064095)
Engle-Sheppard Testi (10)	44.0197 (0.0000072)	44.3446 (0.0000063)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tse'nin LM testi ve Engle-Sheppard test sonuçları sabit korelasyonun geçerli olduğunu ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini ortaya koymaktadır. Normal, student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında tahminlenen tüm CCC-GARCH(1,1) modellerinde sabit korelasyonun geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle, bu aşamadan sonra koşullu korelasyonların sabit olduğu kısıtını ortadan kaldıran Tse ve Tsui'nin ortaya koyduğu Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC_T) ve Engle'in ortaya koyduğu Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC_E) modelleri tahmin edilecektir.

3.2.3. DCC_T-GARCH ve DCC_E-GARCH Model Sonuçları

Koşullu korelasyonların dinamik yapısını ortaya koyabilmek amacıyla ilk olarak DCC_T modellerine ait sonuçlara yer verilecek ve tahminleme başarısı en iyi olan model seçilerek yorumlanacaktır. Normal dağılım altında tahminlenen model

sonuçları ve modellere ilişkin portmanteau test sonuçları sırasıyla Tablo 25 ve Tablo 26’da gösterilmektedir.

Tablo 25: Normal Dağılım Altında DCC_T-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_1	0.082176	2.238	0.0253	0.082176	2.238	0.0253
c_2	0.013853	1.112	0.2663	0.013853	1.112	0.2663
c_3	0.003804	1.777	0.0758	0.003804	1.777	0.0758
α_1	0.110959	3.810	0.0001	0.110959	3.810	0.0001
α_2	0.055694	1.969	0.0491	0.055694	1.969	0.0491
α_3	0.055281	4.210	0.0000	0.055281	4.210	0.0000
β_1	0.838814	18.11	0.0000	0.838814	18.11	0.0000
β_2	0.912000	16.89	0.0000	0.912000	16.89	0.0000
β_3	0.940836	67.99	0.0000	0.940836	67.99	0.0000
θ_1	0.017978	3.237	0.0012	0.016550	3.244	0.0012
θ_2	0.957850	53.11	0.0000	0.963452	64.35	0.0000
ρ_{21}	-0.554028	-17.72	0.0000	-0.526798	-17.95	0.0000
ρ_{31}	-0.262359	-6.558	0.0000	-0.273406	-7.146	0.0000
ρ_{32}	0.180892	4.284	0.0000	0.176081	4.367	0.0000
v	-	-	-	6.737588	16.01	0.0000
AIC	8.134383			7.958353		
SC	8.154988			7.981534		
HQ	8.141910			7.966821		
Shibata	8.134357			7.958320		
$L(0)$	-8996.762			-8800.897		

Tablo 25’de yer alan model sonuçlarına bakıldığında bir sabit terim dışında tüm parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelin geçerli olabilmesi için sağlaması gereken koşullar mevcuttur. Bunlardan ilki $\alpha_i + \beta_i$ katsayılarının toplamının 1’den küçük olmasıdır. Bir diğer koşul ise tahmin edilen θ_i parametrelerinin negatif olmaması ve toplamlarının 1’den küçük olmasıdır. Model sonuçları incelendiğinde her iki koşulun da sağlandığı görülmektedir. Tahminlenen modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olup olmadığını incelemek amacıyla Tablo 26’da Hosking’in portmanteua test sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 26: Normal Dağılım Altında DCC_T-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.6963 (0.2971011)	14.8488 (0.0951733)	10.7241 (0.2950988)	14.8158 (0.0961202)
5	36.1714 (0.8232930)	54.8716 (0.1486865)	36.2919 (0.8194607)	54.6252 (0.1540315)
10	77.1314 (0.8311668)	94.9825 (0.3393547)	77.2349 (0.8290058)	94.5905 (0.3497426)
20	160.728 (0.8458878)	184.633 (0.3908168)	160.783 (0.8451430)	184.183 (0.3998120)
50	434.774 (0.6883220)	442.585 (0.5895035)	434.898 (0.6868247)	441.763 (0.6002541)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 26’da yer alan sonuçlar incelendiğinde her iki modelde de otokorelasyon ve değişen varyans sorunu bulunmadığı görülmektedir. Tablo 25’te yer alan modellerden hangisinin daha başarılı olduğuna karar vermek amacıyla model seçim kriterleri incelenmelidir. Koşullu korelasyonların student-t dağılımı altında tahminlendiği modelde AIC, SC, HQ ve Shibata model seçim kriterlerinin, normal dağılım altında tahminlenen modele göre daha küçük, Log-Likelihood değerinin ise daha büyük olduğu görülmektedir. Bu durum ikinci adımda student-t dağılımı altında tahminlenen modelin daha başarılı olduğunu ortaya koymaktadır.

Getiri serilerinde görülen kalın kuyruklu ve asimetri gibi istatistiksel özellikleri dikkate almada normal dağılıma göre daha başarılı olan student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında da DCC_T modelleri tahminlenmiştir. Tablo 27’de student-t dağılımı altında tahminlenen modele ilişkin sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 27: Student-t Dağılımı Altında DCC_T-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c ₁	0.112065	2.810	0.0050	0.112065	2.810	0.0050
c ₂	0.006141	1.761	0.0784	0.006141	1.761	0.0784
c ₃	0.003218	1.786	0.0742	0.003218	1.786	0.0742
α ₁	0.127606	4.058	0.0001	0.127606	4.058	0.0001
α ₂	0.036829	3.548	0.0004	0.036829	3.548	0.0004
α ₃	0.049014	4.195	0.0000	0.049014	4.195	0.0000
β ₁	0.807341	16.75	0.0000	0.807341	16.75	0.0000
β ₂	0.948462	57.66	0.0000	0.948462	57.66	0.0000

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
β_3	0.948164	77.43	0.0000	0.948164	77.43	0.0000
v_1	4.445850	10.57	0.0000	4.445850	10.57	0.0000
v_2	7.361258	6.675	0.0000	7.361258	6.675	0.0000
v_3	6.391201	7.724	0.0000	6.391201	7.724	0.0000
θ_1	0.017886	3.327	0.0009	0.016469	3.357	0.0008
θ_2	0.959165	56.54	0.0000	0.964454	68.96	0.0000
ρ_{21}	-0.555314	-17.03	0.0000	-0.527659	-17.51	0.0000
ρ_{31}	-0.262563	-6.395	0.0000	-0.274462	-7.045	0.0000
ρ_{32}	0.181511	4.190	0.0000	0.175447	4.271	0.0000
v	-	-	-	6.711385	16.05	0.0000
AIC	8.110544			7.930300		
SC	8.131150			7.953481		
HQ	8.118072			7.938768		
Shibata	8.110519			7.930267		
$L(\theta)$	-8970.373			-8769.842		

Model sonuçlarına bakıldığında c_2 ve c_3 sabit terimleri dışındaki parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır. c_2 ve c_3 sabit terimlerinin ise %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Her iki modelin de gerekli koşulları sağladıkları görülmektedir. Model sonuçlarının geçerli olabilmesi için otokorelasyon ve değişen varyans sorununun bulunmaması gerekmektedir.

Tablo 28: Student-t Dağılımı Altında DCC_T-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.5647 (0.3067318)	13.9388 (0.1245178)	10.5832 (0.3053632)	13.9182 (0.1252642)
5	36.7661 (0.8039660)	52.9181 (0.1950213)	36.8777 (0.8002242)	52.7541 (0.1993293)
10	78.0833 (0.8106973)	94.5396 (0.3511036)	78.1845 (0.8084458)	94.2246 (0.3595683)
20	161.835 (0.8305089)	194.128 (0.2233637)	161.886 (0.8297835)	193.752 (0.2290257)
50	438.334 (0.6443156)	443.367 (0.5792383)	438.462 (0.6426883)	442.769 (0.5870956)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 28 incelendiğinde modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun bulunmadığı görülmektedir. Bu durumda hangi modelin daha başarılı olduğuna karar vermek için model seçim kriterleri incelenmelidir. Model seçim

kriterlerine bakıldığında, ikinci adımda student-t dağılımı altında tahminlenen modelde log-likelihood değeri dışındaki kriterler normal dağılım altında tahminlenen modele göre daha küçük, log-likelihood değeri ise daha büyük olduğu için koşullu korelasyonların student-t dağılımı altında tahminlendiği modelin normal dağılım altında tahminlenen modele göre daha başarılı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Kalın kuyruk özelliğini dikkate alan bir diğer dağılım olan GED dağılımı altında tek değişkenli GARCH modelinin tahmin edildiği modellere ait sonuçlara Tablo 29’da yer verilmiştir.

Tablo 29: GED Dağılımı Altında DCC_T-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_1	0.100685	2.719	0.0066	0.100685	2.719	0.0066
c_2	0.008683	1.325	0.1854	0.008683	1.325	0.1854
c_3	0.003521	1.841	0.0657	0.003521	1.841	0.0657
α_1	0.121821	4.184	0.0000	0.121821	4.184	0.0000
α_2	0.043660	2.524	0.0117	0.043660	2.524	0.0117
α_3	0.051374	4.334	0.0000	0.051374	4.334	0.0000
β_1	0.813134	17.29	0.0000	0.813134	17.29	0.0000
β_2	0.935618	30.65	0.0000	0.935618	30.65	0.0000
β_3	0.944787	74.81	0.0000	0.944787	74.81	0.0000
v_1	1.169884	23.27	0.0000	1.169884	23.27	0.0000
v_2	1.431624	19.39	0.0000	1.431624	19.39	0.0000
v_3	1.341739	22.43	0.0000	1.341739	22.43	0.0000
θ_1	0.018052	3.276	0.0011	0.016577	3.295	0.0010
θ_2	0.958024	53.87	0.0000	0.963726	66.04	0.0000
ρ_{21}	-0.554407	-17.38	0.0000	-0.527106	-17.75	0.0000
ρ_{31}	-0.261856	-6.485	0.0000	-0.273851	-7.115	0.0000
ρ_{32}	0.180969	4.247	0.0000	0.175554	4.325	0.0000
v	-	-	-	6.720765	16.04	0.0000
AIC	8.161843			7.983070		
SC	8.182448			8.006252		
HQ	8.169370			7.991538		
Shibata	8.161817			7.983038		
L(0)	-9027.160			-8828.259		

Tablo 29’a bakıldığında c_2 sabit terimi dışındaki tüm parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır ve modellerin geçerli olabilmesi gerekli olan koşullar her iki model için de sağlanmaktadır.

Tablo 30: GED Dağılımı Altında DCC_T-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.7241 (0.2950954)	13.3493 (0.1474264)	10.7472 (0.2934364)	13.3270 (0.1483577)
5	36.5479 (0.8111784)	52.2793 (0.2121775)	36.6655 (0.8073089)	52.0846 (0.2176050)
10	77.5299 (0.8227576)	93.0859 (0.3908875)	77.6326 (0.8205519)	92.7341 (0.4007702)
20	161.328 (0.8376589)	189.286 (0.3028437)	161.381 (0.8369220)	188.838 (0.3108685)
50	436.930 (0.6619071)	442.412 (0.5917738)	437.061 (0.6602742)	441.687 (0.6012481)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 30’da yer alan portmanteau test sonuçlarına bakıldığında, her iki modelde de otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığı gözlemlenmektedir. Hangi modelin daha başarılı olduğuna karar vermek amacıyla model seçim kriterleri incelendiğinde, ikinci adımda student-t dağılımı altında tahminlenen modelin daha başarılı olduğu görülmektedir.

Kalın kuyruklu ile birlikte asimetriyi de dikkate alan bir dağılım olan skewed-t dağılımı altında tahminlenen modellere ait sonuçlar Tablo 31’de yer almaktadır.

Tablo 31: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_T-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c ₁	0.112467	2.805	0.0051	0.112467	2.805	0.0051
c ₂	0.006400	1.757	0.0791	0.006400	1.757	0.0791
c ₃	0.002930	1.681	0.0928	0.002930	1.681	0.0928
α ₁	0.127095	4.057	0.0001	0.127095	4.057	0.0001
α ₂	0.035788	3.562	0.0004	0.035788	3.562	0.0004
α ₃	0.049186	4.232	0.0000	0.049186	4.232	0.0000
β ₁	0.807533	16.70	0.0000	0.807533	16.70	0.0000
β ₂	0.948796	56.93	0.0000	0.948796	56.93	0.0000
β ₃	0.948428	78.36	0.0000	0.948428	78.36	0.0000
v ₁	4.447504	10.50	0.0000	4.447504	10.50	0.0000
v ₂	7.475247	6.621	0.0000	7.475247	6.621	0.0000
v ₃	6.499794	7.619	0.0000	6.499794	7.619	0.0000
ξ ₁	0.062118	2.579	0.0100	0.062118	2.579	0.0100
ξ ₂	-0.087350	-2.931	0.0034	-0.087350	-2.931	0.0034
ξ ₃	-0.072583	-2.892	0.0039	-0.072583	-2.892	0.0039

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
θ_1	0.017877	3.325	0.0009	0.016426	3.355	0.0008
θ_2	0.959176	56.56	0.0000	0.96564	69.08	0.0000
ρ_{21}	-0.555842	-17.05	0.0000	-0.527958	-17.50	0.0000
ρ_{31}	-0.262465	-6.390	0.0000	-0.274584	-7.034	0.0000
ρ_{32}	0.181463	4.187	0.0000	0.175561	4.269	0.0000
v	-	-	-	6.712643	16.05	0.0000
AIC	8.109038			7.928720		
SC	8.129644			7.951901		
HQ	8.116565			7.937188		
Shibata	8.109012			7.928687		
$L(\theta)$	-8968.705			-8768.093		

Tablo 31 incelendiğinde birinci adımda tahmin edilen ARCH ve GARCH katsayılarının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı oldukları, $\alpha_i + \beta_i$ toplamalarının 1'den küçük olduğu ve θ_i toplamalarının 1'den küçük olduğu görülmektedir. Bununla birlikte student-t ve GED dağılımına ilave olarak eklenen asimetri parametrelerinin de istatistiksel olarak anlamlı oldukları sonucuna ulaşılmaktadır. Her iki modele ait portmanteau test sonuçları Tablo 32'de yer almaktadır.

Tablo 32: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_T-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.4898 (0.3123085)	14.1303 (0.1177666)	10.5676 (0.3109720)	14.1041 (0.1186694)
5	36.8025 (0.8027494)	53.5946 (0.1779401)	36.9165 (0.7989188)	53.4270 (0.1820684)
10	78.1122 (0.8100560)	95.2630 (0.3320126)	78.2165 (0.8077307)	94.9371 (0.3405496)
20	161.954 (0.8287981)	195.159 (0.2082641)	162.007 (0.8280458)	194.783 (0.2136845)
50	438.634 (0.6405148)	444.666 (0.5620828)	438.764 (0.6388638)	444.051 (0.5702227)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 32'de yer alan Hosking'in portmanteua test sonuçları incelendiğinde, Q istatistikleri modellerde otokorelasyon olmadığını ifade ederken, Q² istatistikleri ise modellerin oynaklığı yakalamada başarılı olduklarını ortaya koymaktadır. Model seçim kriterleri ikinci adımda student-t dağılımı altında tahminlenen modelin daha başarılı olduğunu göstermektedir.

DCC_T model sonuçlarına bakıldığında, ikinci adımda student-t dağılımı altında tahminlenen modellerin normal dağılım altında tahminlenen modellere göre daha başarılı oldukları görülmektedir. Hangi modelin tahminleme gücünün daha yüksek olduğuna karar vermek için birinci adımda dört farklı dağılım altında tahminlenen modellere ilişkin model seçim kriterleri karşılaştırılmalıdır.

Tablo 33: Koşullu Korelasyonların Student-t Dağılımı Altında Tahminlendiği DCC_T Modellerine Ait Model Seçim Kriterleri

	Normal Dağılım	Student-t Dağılımı	GED Dağılımı	Skewed-t Dağılımı
AIC	7.958353	7.930300	7.983070	7.928720
SC	7.981534	7.953481	8.006252	7.951901
HQ	7.966821	7.938768	7.991538	7.937188
Shibata	7.958320	7.930267	7.983038	7.928687
L(θ)	-8800.897	-8769.842	-8828.259	-8768.093

Tablo 33'te yer alan model seçim kriterlerine göre tek değişkenli GARCH modelinin skewed-t dağılımı altında tahminlendiği modelin tahminleme gücünün daha iyi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Getiri serilerinin oynaklık ve korelasyon dinamikleri üzerinde student-t ve GED dağılımından farklı olarak kalın kuyrukluğun yanı sıra asimetrikliğin etkilerini de dikkate alması nedeniyle skewed-t dağılımı incelenen diğer dağılımlara göre daha iyi sonuç vermektedir.

DCC_T modellerinin tahminlenmesinden sonra koşullu korelasyonların tahminlenmesi açısından Tse ve Tsui'nin (2002) önerdiğinden farklı bir yaklaşım kullanan Engle'nin (2002) önerdiği Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC_E) modelleri tahminlenecektir. Tablo 34'te ilk adımda yapılan tahminleme için normal dağılımın kullanıldığı modellere ait sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 34: Normal Dağılım Altında DCC_E-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c₁	0.082176	2.238	0.0253	0.082176	2.238	0.0253
c₂	0.013853	1.112	0.2663	0.013853	1.112	0.2663
c₃	0.003804	1.777	0.0758	0.003804	1.777	0.0758
α₁	0.110959	3.810	0.0001	0.110959	3.810	0.0001

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
α_2	0.055694	1.969	0.0491	0.055694	1.969	0.0491
α_3	0.055281	4.210	0.0000	0.055281	4.210	0.0000
β_1	0.838814	18.11	0.0000	0.838814	18.11	0.0000
β_2	0.912000	16.89	0.0000	0.912000	16.89	0.0000
β_3	0.940836	67.99	0.0000	0.940836	67.99	0.0000
θ_1	0.019324	4.470	0.0000	0.018484	4.681	0.0000
θ_2	0.960318	96.29	0.0000	0.963196	101.7	0.0000
ρ_{21}	-0.498873	-15.69	0.0000	-0.465086	-14.34	0.0000
ρ_{31}	-0.243805	-5.902	0.0000	-0.249178	-6.433	0.0000
ρ_{32}	0.166117	3.799	0.0001	0.154929	3.700	0.0002
v	-	-	-	6.772232	15.94	0.0000
AIC	8.122607			7.947924		
SC	8.143213			7.971105		
HQ	8.130134			7.956392		
Shibata	8.122581			7.947891		
$L(\theta)$	-8983.726			-8789.352		

DCC_E modelinde koşullu kovaryans matrisinin (H_t) pozitif tanımlı olması için sağlanması gereken koşullar mevcuttur. Bu koşullardan ilki, birinci adımda tahminlenen ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamalarının 1'den küçük olmasıdır. Diğer bir koşul ise ikinci adımda tahminlenen koşullu korelasyon matrisinin (R_t) dolayısıyla da H_t 'nin pozitif tanımlı olması için $0 \leq \theta_1, \theta_2 \leq 1$ ve $\theta_1 + \theta_2 \leq 1$ kısıtlarının sağlanmasıdır.

Tablo 34'te yer alan model sonuçları incelendiğinde c_2 dışındaki tüm katsayıların istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Bununla birlikte, α_1 ve β_1 katsayılarının ve θ_1 parametrelerinin toplamalarının 1'den küçük oldukları görülmektedir. Modellere ait Hosking'in portmanteau test sonuçlarına Tablo 35'te yer verilmiştir.

Tablo 35: Normal Dağılım Altında DCC_E-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.0002 (0.3504658)	15.5828 (0.0761222)	10.0354 (0.3476281)	15.5606 (0.0766449)
5	34.8796 (0.8615870)	56.9618 (0.1088392)	34.9507 (0.8596161)	56.7648 (0.1121908)
10	76.4937 (0.8441391)	97.3621 (0.2796643)	76.5313 (0.8433922)	97.2126 (0.2832320)

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
20	160.205 (0.8528509)	189.193 (0.3045010)	160.169 (0.8533161)	189.260 (0.3033142)
50	435.473 (0.6798475)	445.344 (0.5531014)	435.445 (0.6801788)	445.239 (0.5544891)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 35'e bakıldığında, Q istatistiği sonuçları modellerde otokorelasyon sorunun bulunmadığını ve Q² istatistiği sonuçları ise modellerin oynaklığı tahminlemede başarılı olduklarını göstermektedir. Modellerin tahminlemedeki başarısını kıyaslamak amacıyla model seçim kriterleri incelendiğinde, ikinci adımda student-t dağılımının kullanıldığı modelin, normal dağılımın kullanıldığı modele göre daha iyi sonuç verdiği gözlemlenmektedir. Student-t dağılımı altında tahminen modelde AIC, SC, HQ ve Shibata model seçim kriterleri normal dağılım altında tahminen modele göre daha küçük değerler alırken, log-likelihood değerinin ise daha büyük olduğu görülmektedir.

Getiri serilerinde görülen kalın kuyruklu özelliğini dikkate alan dağılımlardan biri olan student-t dağılımı altında DCC_E modeli tahminlenerek ilgili sonuçlara Tablo 36'da yer verilmiştir.

Tablo 36: Student-t Dağılımı Altında DCC_E-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c ₁	0.112065	2.810	0.0050	0.112065	2.810	0.0050
c ₂	0.006141	1.761	0.0784	0.006141	1.761	0.0784
c ₃	0.003218	1.786	0.0742	0.003218	1.786	0.0742
α ₁	0.127606	4.058	0.0001	0.127606	4.058	0.0001
α ₂	0.036829	3.548	0.0004	0.036829	3.548	0.0004
α ₃	0.049014	4.195	0.0000	0.049014	4.195	0.0000
β ₁	0.807341	16.75	0.0000	0.807341	16.75	0.0000
β ₂	0.948462	57.66	0.0000	0.948462	57.66	0.0000
β ₃	0.948164	77.43	0.0000	0.948164	77.43	0.0000
v ₁	4.445850	10.57	0.0000	4.445850	10.57	0.0000
v ₂	7.361258	6.675	0.0000	7.361258	6.675	0.0000
v ₃	6.391201	7.724	0.0000	6.391201	7.724	0.0000
θ ₁	0.018494	4.789	0.0000	0.018034	4.808	0.0000
θ ₂	0.962954	105.9	0.0000	0.965030	111.8	0.0000
ρ ₂₁	-0.499058	-15.41	0.0000	-0.464470	-13.98	0.0000
ρ ₃₁	-0.242701	-5.712	0.0000	-0.248407	-6.246	0.0000

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
ρ_{32}	0.166220	3.701	0.0002	0.153680	3.571	0.0004
v	-	-	-	6.741460	16.00	0.0000
AIC	8.099265			7.919952		
SC	8.119870			7.943133		
HQ	8.106792			7.928420		
Shibata	8.099239			7.919919		
L(0)	-8957.886			-8758.387		

Tablo 36'daki model sonuçlarına bakıldığında c_2 ve c_3 'ün %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları, diğer katsayıların ise %5 önem düzeyinde anlamlı oldukları görülmektedir. Ayrıca modellerin geçerli olabilmesi için gerekli koşullar her iki modelde de sağlanmaktadır. Tablo 37'de yer alan portmanteau test sonuçları her iki modelde de otokorelasyon sorunu bulunmadığını ve serilerde görülen ARCH etkisinin ortadan kalktığını ifade etmektedir. Her iki modelin de durağanlık için gerekli koşulları sağlaması ve portmanteau test sonuçlarının istenildiği gibi olması nedeniyle hangi modelin kullanılması gerektiğine model seçim kriterleri ile karar verilmelidir. Model seçim kriterleri incelendiğinde, koşullu korelasyonların student-t dağılımı altında tahminlenen modelin normal dağılım altında tahminlenen modele göre daha başarılı olduğu görülmektedir.

Tablo 37: Student-t Dağılımı Altında DCC_E-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.0096 (0.3497104)	14.3134 (0.1116070)	10.0232 (0.3486086)	14.3012 (0.1120075)
5	35.5975 (0.8409474)	55.1563 (0.1426883)	35.6250 (0.8401249)	55.0148 (0.1456453)
10	77.5782 (0.8217220)	96.9462 (0.2896553)	77.5717 (0.8218608)	96.8746 (0.2913939)
20	161.199 (0.8394518)	199.812 (0.1484767)	161.137 (0.8403146)	200.095 (0.1452733)
50	438.622 (0.6406721)	446.563 (0.5368965)	438.574 (0.6412689)	446.740 (0.53465363)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Student-t dağılımı gibi kalın kuyruk özelliğini dikkate alan GED dağılımı altında tahminlenen DCC_E modellerine ait sonuçlar Tablo 38'de gösterilmektedir.

Tablo 38: GED Dağılımı Altında DCC_E-GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c ₁	0.100685	2.719	0.0066	0.100685	2.719	0.0066
c ₂	0.008683	1.325	0.1854	0.008683	1.325	0.1854
c ₃	0.003521	1.841	0.0657	0.003521	1.841	0.0657
α ₁	0.121821	4.184	0.0000	0.121821	4.184	0.0000
α ₂	0.043660	2.524	0.0117	0.043660	2.524	0.0117
α ₃	0.051374	4.334	0.0000	0.051374	4.334	0.0000
β ₁	0.813134	17.29	0.0000	0.813134	17.29	0.0000
β ₂	0.935618	30.65	0.0000	0.935618	30.65	0.0000
β ₃	0.944787	74.81	0.0000	0.944787	74.81	0.0000
v ₁	1.169884	23.27	0.0000	1.169884	23.27	0.0000
v ₂	1.431624	19.39	0.0000	1.431624	19.39	0.0000
v ₃	1.341739	22.43	0.0000	1.341739	22.43	0.0000
θ ₁	0.018947	4.773	0.0000	0.018311	4.756	0.0000
θ ₂	0.961501	100.5	0.0000	0.964021	106.7	0.0000
ρ ₂₁	-0.498970	-15.58	0.0000	-0.464818	-14.16	0.0000
ρ ₃₁	-0.242672	-5.795	0.0000	-0.248621	-6.335	0.0000
ρ ₃₂	0.165989	3.751	0.0002	0.154063	3.629	0.0003
v	-	-	-	6.752182	15.98	0.0000
AIC	8.150300			7.972628		
SC	8.170906			7.995809		
HQ	8.157827			7.981096		
Shibata	8.150274			7.972595		
L(0)	-9014.382			-8816.699		

Tablo 38’de yer alan sonuçlar c₂ dışındaki tüm katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduklarını göstermektedir. Her iki modelde de H_t ’nin pozitif tanımlı olması için gerekli koşullar sağlanmaktadır.

Tablo 39: GED Dağılımı Altında DCC_E-GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	10.1201 (0.3408485)	13.7856 (0.1301607)	10.1411 (0.3391867)	13.7716 (0.1306848)
5	35.3296 (0.8488381)	54.3346 (0.1605187)	35.3745 (0.8475323)	54.1685 (0.1643138)
10	76.9687 (0.8345334)	95.3614 (0.3294548)	76.9793 (0.8343158)	95.2540 (0.3322469)
20	160.713 (0.8460851)	194.557 (0.2169980)	160.660 (0.8468023)	194.732 (0.2144357)
50	437.381 (0.6562939)	445.439 (0.5518398)	437.339 (0.6568114)	445.485 (0.5512212)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 39’da yer verilen portmanteau test sonuçları her iki modelin de otokorelasyon ve değişen varyans sorunu içermediğini ifade etmektedir. Modellerle ait seçim kriterleri incelendiğinde koşullu korelasyonların student-t dağılımı altında tahminlendiği modelin, normal dağılım altında tahminlenen modele göre daha iyi sonuç verdiği görülmektedir.

Student-t ve GED dağılımdan farklı olarak kalın kuyruklu ile birlikte asimetrikliği de dikkate alan bir dağılım olan skewed-t dağılımı altında tahminlenen DCC_E modellerine ait sonuçlar Tablo 40’ta yer almaktadır.

Tablo 40: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Model Sonuçları

Parametre	Normal Dağılım			Student-t Dağılımı		
	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri	Katsayı	t İstatistiği	Prob. Değeri
c_1	0.112467	2.805	0.0051	0.112467	2.805	0.0051
c_2	0.006400	1.757	0.0791	0.006400	1.757	0.0791
c_3	0.002930	1.681	0.0928	0.002930	1.681	0.0928
α_1	0.127095	4.057	0.0001	0.127095	4.057	0.0001
α_2	0.035788	3.562	0.0004	0.035788	3.562	0.0004
α_3	0.049186	4.232	0.0000	0.049186	4.232	0.0000
β_1	0.807533	16.70	0.0000	0.807533	16.70	0.0000
β_2	0.948796	56.93	0.0000	0.948796	56.93	0.0000
β_3	0.948428	78.36	0.0000	0.948428	78.36	0.0000
v_1	4.447504	10.50	0.0000	4.447504	10.50	0.0000
v_2	7.475247	6.621	0.0000	7.475247	6.621	0.0000
v_3	6.499794	7.619	0.0000	6.499794	7.619	0.0000
ξ_1	0.062118	2.579	0.0100	0.062118	2.579	0.0100
ξ_2	-0.087350	-2.931	0.0034	-0.087350	-2.931	0.0034
ξ_3	-0.072583	-2.892	0.0039	-0.072583	-2.892	0.0039
θ_1	0.018421	4.779	0.0000	0.017960	4.792	0.0000
θ_2	0.963018	105.7	0.0000	0.965111	111.5	0.0000
ρ_{21}	-0.499541	-15.46	0.0000	-0.464650	-14.01	0.0000
ρ_{31}	-0.242937	-5.726	0.0000	-0.248840	-6.266	0.0000
ρ_{32}	0.166381	3.711	0.0002	0.154115	3.588	0.0003
v	-	-	-	6.742983	15.99	0.0000
AIC	8.097687			7.918311		
SC	8.118292			7.941492		
HQ	8.105214			7.926779		
Shibata	8.097661			7.918278		
$L(\theta)$	-8956.139			-8756.570		

Tablo 40’a bakıldığında c_2 ve c_3 sabit terimleri %10 önem düzeyinde, diğer katsayılar ise %5 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Her iki modelde de H_t ’nin pozitif tanımlı olması için gerekli koşullar sağlanmaktadır. Model seçim

kriterleri incelendiğinde ikinci adımda student-t dağılımı altında tahmin edilen modelin, normal dağılım altında tahminlenen modele göre daha başarılı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Model sonuçlarının geçerli olabilmesi için portmanteau test sonuçlarının da incelenmesi gerekmektedir. Modellere ait portmanteau test sonuçlarına Tablo 41’de yer verilmiştir.

Tablo 41: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Portmanteau Test Sonuçları

Gecikme	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği	Q İstatistiği	Q ² İstatistiği
1	9.93277 (0.3559551)	14.5063 (0.1054191)	9.94571 (0.3548982)	14.4893 (0.1059526)
5	35.6336 (0.8398658)	55.9201 (0.1274984)	35.6604 (0.8390606)	55.7791 (0.1302049)
10	77.6146 (0.8209399)	97.7516 (0.2704867)	77.6066 (0.8211123)	97.6779 (0.2722113)
20	161.328 (0.8376559)	200.871 (0.1367620)	161.265 (0.8385418)	201.171 (0.1335763)
50	438.936 (0.6366739)	447.862 (0.5196023)	438.890 (0.6372694)	448.044 (0.5171692)

Not: Parantez İçerisindeki Değerler Prob. Değerlerini Göstermektedir.

Tablo 41’de yer alan sonuçlar modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu bulunmadığını ortaya koymaktadır. DCC_E modellerine ait sonuçlar incelendiğinde koşullu korelasyonların student-t dağılımı altında tahminlendiği modellerin, koşullu korelasyonların normal dağılım altında tahminlendiği modellere göre daha iyi sonuç verdiği görülmektedir. Koşullu varyansların normal, student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında tahminlendiği dört model içerisinde kıyaslama yapmak amacıyla model seçim kriterlerine ait değerler Tablo 42’de verilmiştir.

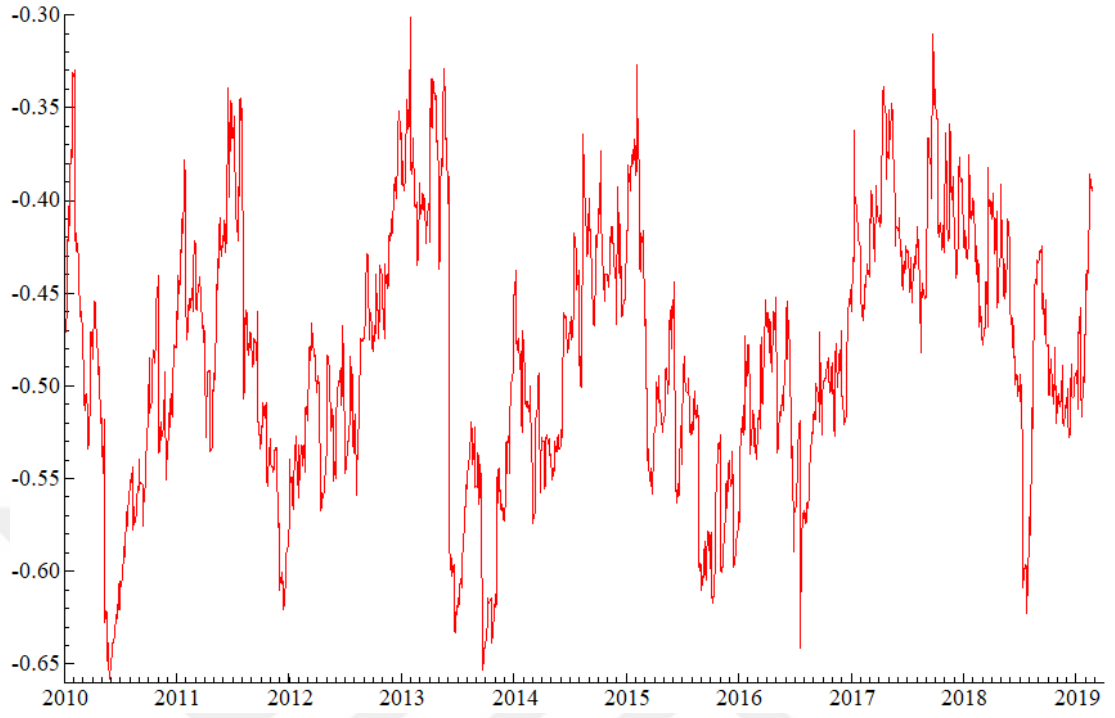
Tablo 42: Koşullu Korelasyonların Student-t Dağılımı Altında Tahminlendiği DCC_E Modellerine Ait Model Seçim Kriterleri

	Normal Dağılım	Student-t Dağılımı	GED Dağılımı	Skewed-t Dağılımı
AIC	7.947924	7.919952	7.972628	7.918311
SC	7.971105	7.943133	7.995809	7.941492
HQ	7.956392	7.928420	7.981096	7.926779
Shibata	7.947891	7.919919	7.972595	7.918278
L(0)	-8789.352	-8758.387	-8816.699	-8756.570

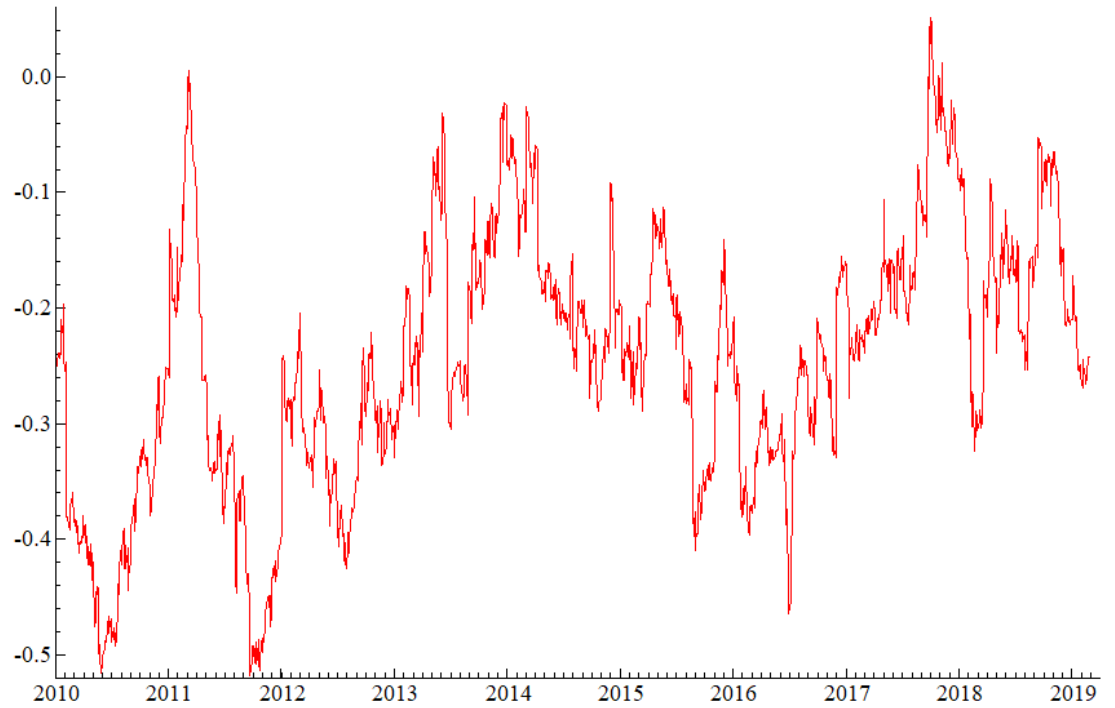
Tablo 42’de yer alan model seçim kriterlerine bakıldığında tek değişkenli GARCH modelinin skewed-t dağılımı altında tahminlendiği modelin tahminleme gücünün, diğer dağılımlar altında tahminlenen modellere göre daha yüksek olduğu sonucu elde edilmektedir. Bununla birlikte, Tablo 33’de yer alan DCC_T ve Tablo 42’de yer alan DCC_E modellerine ait model seçim kriterleri karşılaştırıldığında, DCC_E modelinin koşullu korelasyonları modellemede daha başarılı olduğu görülmektedir.

Tablo 40’da yer alan DCC_E model sonuçlarına bakıldığında, şokların kısa dönem kalıcılığını gösteren, diğer bir ifade ile şoklara karşı anlık tepkiyi gösteren α_i ve oynaklığın uzun dönem kalıcılığı gösteren β_i katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. BIST ve PF için β katsayıları sırasıyla 0.948796 ve 0.948428 iken CDS için 0.807533 olarak elde edilmiştir. Bu durum BIST ve PF’de meydana gelen şokların uzun dönem etkisinin CDS’ye göre daha fazla olduğunu göstermektedir. $\alpha_1 + \beta_1 = 0.934628$, $\alpha_2 + \beta_2 = 0.984584$ ve $\alpha_3 + \beta_3 = 0.997614$ olarak elde edilmektedir. Böylece α_i ve β_i parametrelerinin toplamalarının 1’den küçük olması koşulunun sağlandığı ve sistemin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. v_i parametreleri incelendiğinde CDS, BIST ve PF getiri serilerinin kalın kuyruklu oldukları, ξ_i parametrelerine bakıldığında ise CDS’nin sağsa çarpık, BIST ve PF’nin ise sola çarpık oldukları görülmektedir. Geçmiş şokların cari dönemdeki koşullu korelasyonlar üzerindeki etkisini gösteren θ_1 ve önceki dönemdeki koşullu korelasyonların cari dönemdeki koşullu korelasyonlar üzerindeki etkisini gösteren θ_2 katsayıları istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum koşullu korelasyonların sabit olmadığını ifade etmektedir. DCC_E modelinde sağlanması gereken şartlardan biri de θ_1 ve θ_2 toplamının 1’den küçük olmasıdır ve $\theta_1 + \theta_2 = 0.981439$ olduğu görülmektedir. DCC_E -GARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyonlara ait grafiklere Şekil 17, Şekil 18 ve Şekil 19’da yer verilmiştir.

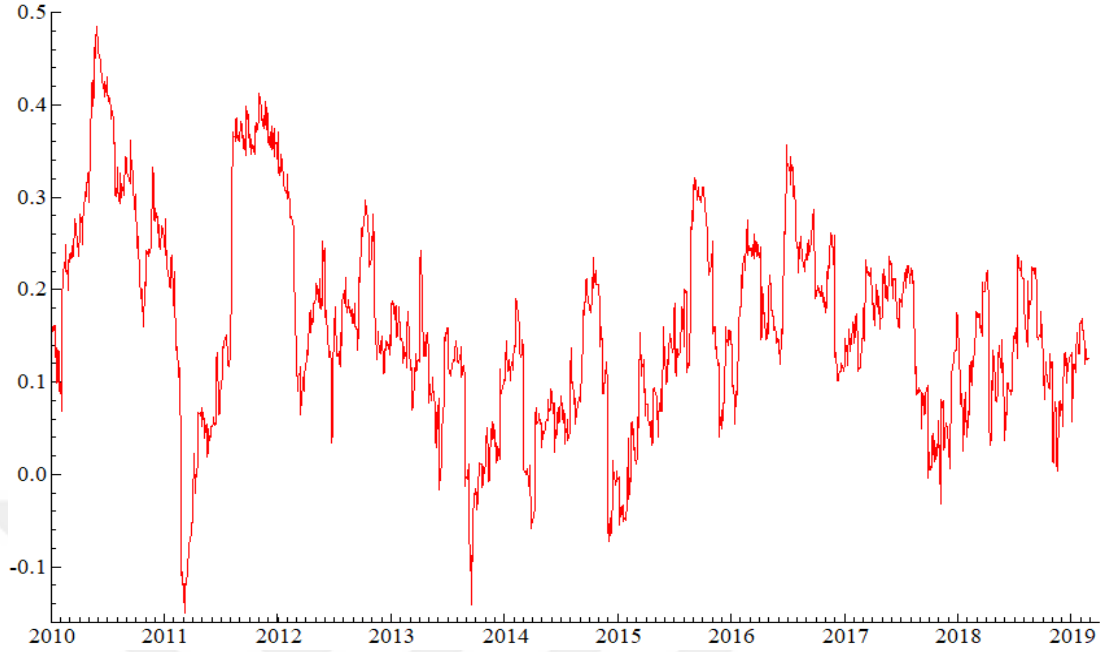
Şekil 17: DCC_E -GARCH(1,1) Modeli CDS-BIST Koşullu Korelasyon Grafiği



Şekil 18: DCC_E -GARCH(1,1) Modeli CDS-PF Koşullu Korelasyon Grafiği

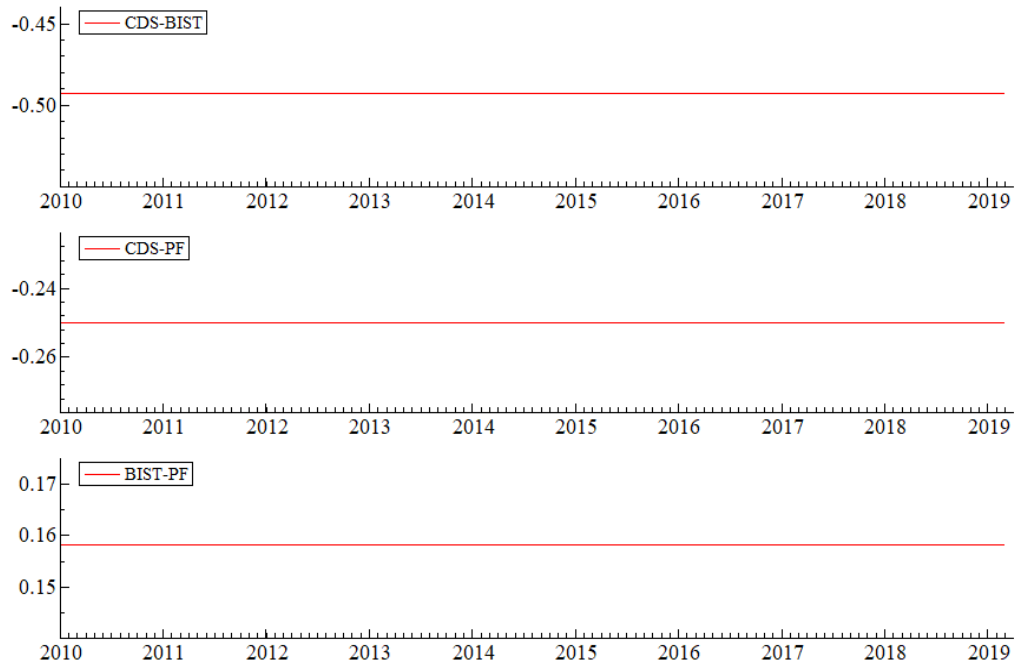


Şekil 19: $DCC_E\text{-GARCH}(1,1)$ Modeli BIST-PF Koşullu Korelasyon Grafiği



Koşullu korelasyonlara ait grafikler incelendiğinde, koşullu korelasyonların Şekil 20’de yer alan CCC-GARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyonların aksine sabit olmadıkları, dinamik bir yapıya sahip oldukları görülmektedir.

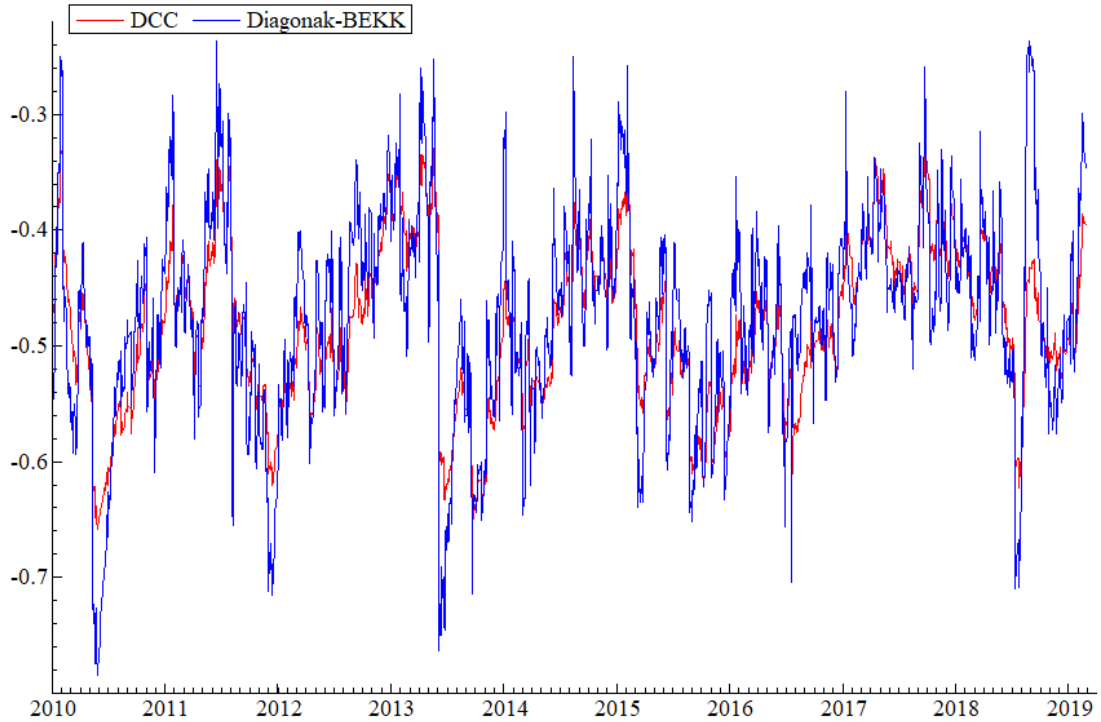
Şekil 20: CCC-GARCH(1,1) Modeli Koşullu Korelasyon Grafikleri (Skewed-t-Student-t)



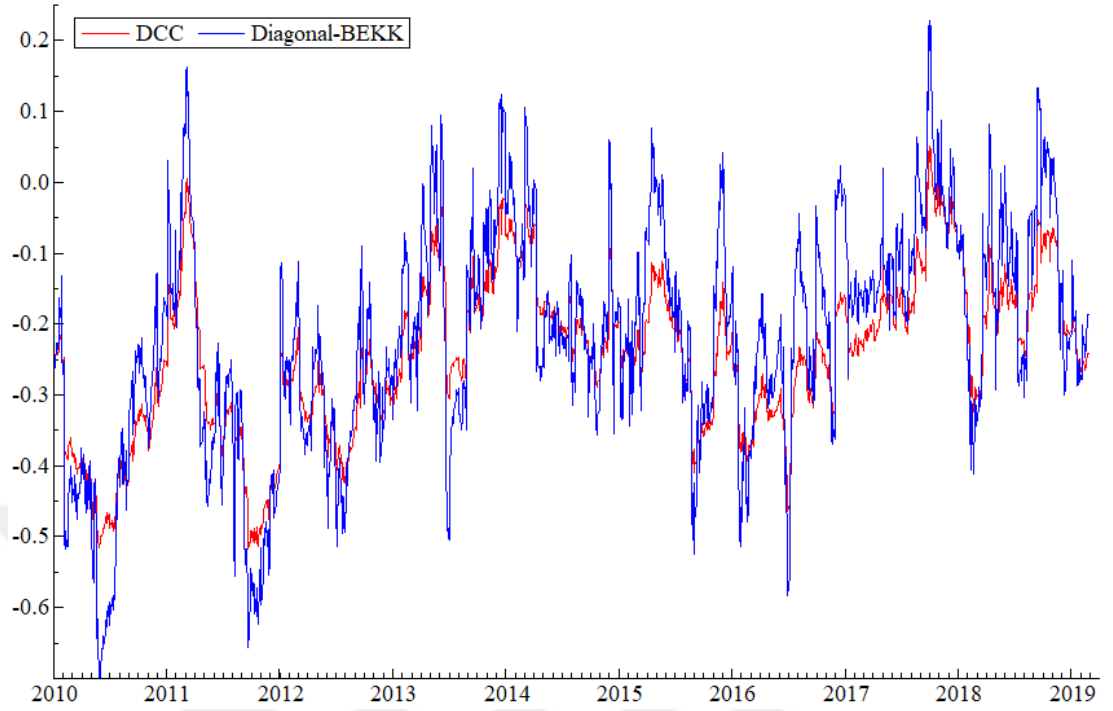
Tablo 40’da yer alan DCC_E model sonuçlarına bakıldığında CDS ile BIST arasındaki koşullu korelasyon katsayısının -0.464650, CDS ile PF arasındaki koşullu korelasyon katsayısının -0.248840 ve BIST ile PF arasındaki koşullu korelasyon katsayısının ise 0.154115 olduğu görülmektedir. CDS ile BIST arasında ve BIST ile PF arasındaki ilişki negatif iken BIST ile PF arasındaki ilişki pozitif yönlüdür. Bununla birlikte, CDS ile BIST arasındaki korelasyonun diğer değişkenler arasındaki korelasyonlara göre daha kuvvetli olduğu gözlemlenirken; BIST ile PF arasındaki koşullu korelasyonun zayıf olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

DCC_E modelinden elde edilen koşullu korelasyonların artış gösterdiği periyotlar, Diagonal BEKK(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyonlar ile aynı yapıyı sergilemektedir. Her iki modelden elde edilen koşullu korelasyonların incelenmesi amacıyla değişkenlere ait koşullu korelasyon grafiklerine Şekil 21, Şekil 22 ve Şekil 23’te yer verilmiştir.

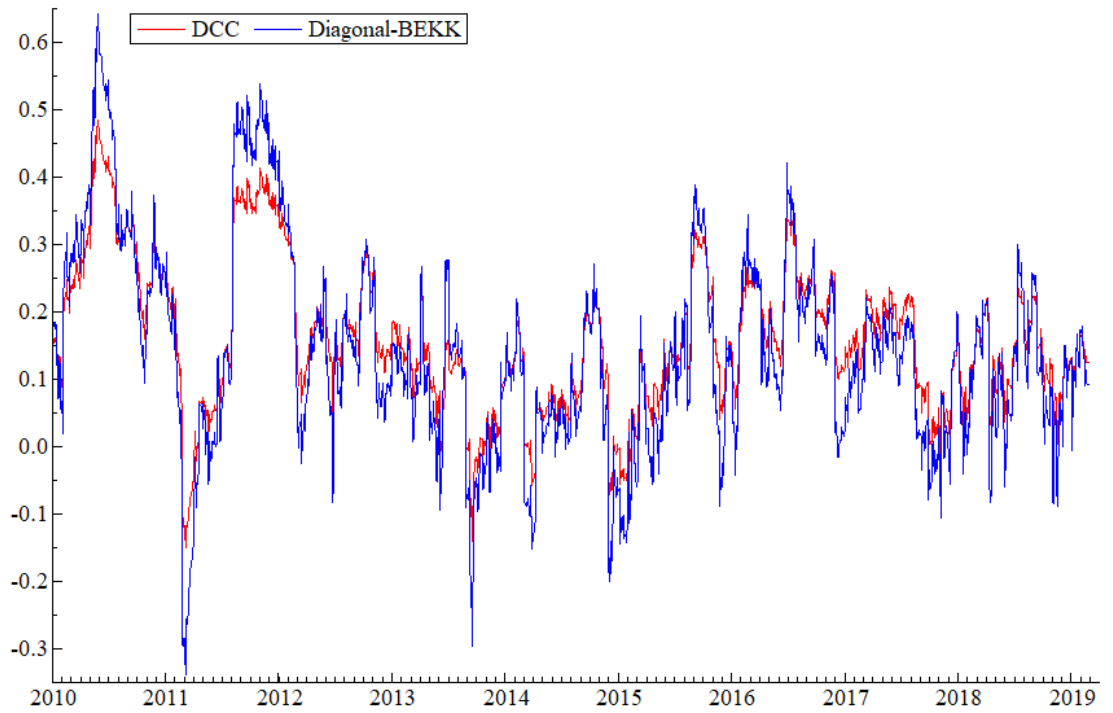
Şekil 21: Diagonal-BEKK ve DCC_E Modelleri CDS-BIST Koşullu Korelasyon Grafikleri



Şekil 22: Diagonal-BEKK ve DCC_E Modelleri CDS-PF Koşullu Korelasyon Grafikleri



Şekil 23: Diagonal-BEKK ve DCC_E Modelleri BIST-PF Koşullu Korelasyon Grafikleri



Şekil 21, Şekil 22 ve Şekil 23'te yer alan koşullu korelasyonlara ait grafikler incelendiğinde, ekonomik resesyonların görüldüğü, siyasi ve ekonomik nedenlerle piyasalarda dalgalanmaların yaşandığı dönemlerde her iki modelden elde edilen koşullu korelasyonların daha yüksek bir değer aldığı gözlemlenmektedir. İki modele ait koşullu korelasyon değerleri karşılaştırıldığında, Diagonal-BEKK(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyonların DCC_E -GARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyonlara göre daha yüksek olma eğiliminde oldukları ve daha fazla değişkenliğe sahip oldukları görülmektedir. Bu durum DCC_E -GARCH(1,1) modelinin koşullu korelasyonlara ait dinamikleri ortaya koymada daha başarılı olduğunu göstermektedir.

Model sonuçları CDS, BIST ve PF getiri serilerinin oynaklığının analizinde koşullu korelasyonların dinamik olarak ele alındığı modellerin daha uygun olduğunu ortaya koymaktadır. Dinamik koşullu korelasyon modellerinden biri olan DCC_E GARCH(1,1) modelinin DCC_T GARCH(1,1) modeline göre daha iyi sonuçlar verdiği sonucu elde edilmiştir. Tahminlenen model sonuçları istatistiksel dağılımlar açısından incelendiğinde ise skewed -t dağılımının normal, GED ve student-t dağılımlarına göre tahminleme gücünün daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durum, skewed-t dağılımının kalın kuyruklu ile birlikte asimetri parametresini de içermesinden dolayı getiri serilerinin özelliklerini ortaya koymada ve oynaklık kümelenmelerini yakalamada daha başarılı olduğunu göstermektedir.

3.2.4. Öngörümleme Sonuçları

Bu aşamadan sonra Diagonal BEKK(1,1) ve DCC_E -GARCH(1,1) modellerine ait öngörümleme performansları karşılaştırılacaktır. Diagonal BEKK(1,1) modeli için normal dağılım ve student-t dağılımı altında öngörümleme yapılırken, DCC_E -GARCH(1,1) modeli için normal, student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında öngörümleme yapılmıştır. Diagonal BEKK(1,1) ve DCC_E -GARCH(1,1) modelleri tahminlenirken son 100 gözlem dışarıda bırakılmış ve modeller tahminlendikten sonra koşullu korelasyonlar ve koşullu varyanslar için öngörümleme gerçekleştirilmiştir. Öngörümleme performanslarını karşılaştırmak amacıyla Hata Kareler Ortalaması (MSE) ve Mutlak Hatalar Ortalaması (MAE)

değerleri hesaplanmıştır. Diagonal BEKK(1,1) ve DCC_E-GARCH(1,1) modelleri için elde edilen MSE ve MAE değerleri Tablo 43, Tablo 44, Tablo 45, Tablo 46 ve Tablo 47’de yer almaktadır.

Tablo 43: Diagonal BEKK(1,1) Modeli Öngörümleme Kriterleri

	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	MSE	MAE	MSE	MAE
CDS	0.437863	0.585506	0.277485	0.460427
BIST	0.002924	0.046556	0.002600	0.043872
PF	0.262291	0.403500	0.253970	0.394249
CDS-BIST	0.007281	0.075107	0.007241	0.075985
CDS-PF	0.006667	0.070361	0.007222	0.074099
BIST-PF	0.006378	0.060145	0.005549	0.056926

Tablo 43’te yer alan koşullu varyanslara ait sonuçlar incelendiğinde Diagonal BEKK(1,1) modeli için student-t dağılımı altında elde edilen MSE ve MAE değerlerinin normal dağılım altında elde edilen MSE ve MAE değerlerine göre daha küçük oldukları görülmektedir. Koşullu korelasyonlara ait MSE ve MAE değerleri incelendiğinde ise dağılımların öngörümleme performansına etkisi ile ilgili genel bir kanı ortaya konulamamaktadır. Elde edilen sonuçların DCC_E-GARCH(1,1) model sonuçları ile karşılaştırılması gerekmektedir.

Tablo 44: Normal Dağılım Altında DCC_E-GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme Kriterleri

	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	MSE	MAE	MSE	MAE
CDS	0.877364	0.827032	0.877364	0.827032
BIST	0.006491	0.069626	0.006491	0.069626
PF	0.35506	0.453184	0.35506	0.453184
CDS-BIST	0.001458	0.029395	0.001392	0.031311
CDS-PF	0.001831	0.036189	0.001745	0.035421
BIST-PF	0.005003	0.05847	0.004215	0.052786

Tablo 45: Student-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme Kriterleri

	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	MSE	MAE	MSE	MAE
CDS	0.97765	0.85274	0.97765	0.85274
BIST	0.00481	0.059528	0.00481	0.059528
PF	0.330928	0.442828	0.330928	0.442828
CDS-BIST	0.001368	0.029107	0.001375	0.031622
CDS-PF	0.001747	0.036143	0.001711	0.035751
BIST-PF	0.004945	0.058484	0.004162	0.052549

Tablo 46: GED Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme Kriterleri

	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	MSE	MAE	MSE	MAE
CDS	0.813711	0.749504	0.813711	0.749504
BIST	0.005096	0.061704	0.005096	0.061704
PF	0.342296	0.449232	0.342296	0.449232
CDS-BIST	0.001413	0.029229	0.001386	0.031479
CDS-PF	0.001782	0.036228	0.001726	0.035655
BIST-PF	0.004991	0.058547	0.004200	0.052696

Tablo 47: Skewed-t Dağılımı Altında DCC_E -GARCH(1,1) Modeli Öngörümleme Kriterleri

	Normal Dağılım		Student-t Dağılımı	
	MSE	MAE	MSE	MAE
CDS	0.965127	0.845911	0.965127	0.845911
BIST	0.00449	0.057529	0.00449	0.057529
PF	0.33472	0.445469	0.33472	0.445469
CDS-BIST	0.001357	0.028994	0.001363	0.03151
CDS-PF	0.001731	0.035949	0.001695	0.035531
BIST-PF	0.004939	0.058481	0.004169	0.052644

Normal, student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında öngörümleme yapılan DCC_E -GARCH(1,1) modelinden elde edilen sonuçlara sırasıyla Tablo 44, Tablo 45, Tablo 46 ve Tablo 47’de yer verilmiştir. MSE ve MAE değerleri incelendiğinde

skewed-t dağılımı altında elde edilen sonuçların diğer dağılımlar altında elde edilen sonuçlardan daha küçük oldukları görülmektedir. Böylece kalın kuyruklu ile birlikte asimetriyi de dikkate alan skewed-t dağılımının öngörümleme başarısının diğer dağılımlara göre daha yüksek olduğu söylenebilir. Bununla birlikte, ikinci adımda student-t dağılımının kullanıldığı modellerin öngörümleme performanslarının normal dağılımın kullanıldığı modellere göre daha iyi oldukları gözlemlenmektedir. Kalın kuyrukluğun dikkate alınmasının modelin tahminlenme gücünün yanı sıra öngörümleme performansını da artırdığı sonucuna varılmaktadır.

Diagonal BEKK(1,1) ve DCC_E -GARCH(1,1) modellerine ait MSE ve MAE değerleri karşılaştırıldığında ise DCC_E -GARCH(1,1) modelinin koşullu korelasyonların öngörülenmesinde daha iyi performans sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır.

SONUÇ

Günlük yaşamdaki kullanımında değişkenliği ifade eden oynaklık, riskin ölçüsü olarak ele alındığından finansal piyasalar açısından oldukça önem arz etmektedir. Bu nedenle, oynaklığın modellenmesi yatırımcılar, karar vericiler ve politika yapıcılar açısından başat bir konu haline gelmiştir.

Standart sapma veya varyans ile ifade edilen oynaklığın modellenmesi finansal serilerin ikinci derece momentlerindeki bağımlılığın modellenmesini gerektirmektedir. Oynaklık zaman içerisinde değişmekte ve küçük değişimleri küçük, büyük değişimleri ise büyük değişimler takip ederek kümelenmeler meydana getirmektedir. Bu durum ekonometride değişen varyans olarak bilinmektedir. Bununla birlikte oynaklık serisel korelasyonludur yani bugünkü oynaklık geçmiş dönemdeki oynaklığa bağlıdır. Sabit varyans varsayımının sağlanamaması ve otokorelasyon sorunu klasik ekonometrik yöntemlerin kullanılmasının önüne geçmektedir. Direkt olarak gözlenemeyen oynaklığı modellemek ve oynaklık kümelenmelerini yakalamak amacıyla ilk olarak Engle (1982) tarafından Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modeli ortaya konulmuştur. Daha sonra ARCH modelinde var olan bazı kısıtlamaların önüne geçmek amacıyla Bollerslev (1986) tarafından Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli literatüre kazandırılmıştır.

Zaman içerisinde tek değişkenli yapıda birçok farklı GARCH modeli türevi literatüre kazandırılmıştır. Finansal piyasalar ve varlıklar arasındaki etkileşimin yüksek olması nedeniyle getiri serilerindeki oynaklığın birlikte hareket ettiği gözlemlenmiştir. Bir piyasa ya da varlıkta yaşanan fiyat hareketlerinin başka bir piyasa veya varlıkta hızlı bir şekilde etkisini göstermesi, varlıkların getirileri arasındaki dinamik ilişkinin ortaya konulması açısından oldukça önemlidir. Varlık fiyatlama modelleri, risk yönetimi ve portföy dağılımı, riskten korunma oranlarının bulunması, piyasalar ve varlıklar arasındaki yayılma etkilerini araştırmak, tek değişkenli GARCH modellerinden çok değişkenli GARCH (MGARCH) modellerine geçişi gerekli hale getirmiştir.

Tek değişkenli GARCH modellerinden MGARCH modellerine geçişteki en önemli noktalardan biri modelin esnek bir yapıda olması ile birlikte cimrilik

prensibine bağlı kalınmasıdır. Literatürde birçok MGARCH modeli yer almaktadır ve her birinin birbirine üstün ve zayıf yönleri bulunmaktadır. Bu çalışmada Diagonal BEKK modeli, CCC-GARCH modeli, Tse ve Tsui'nin önerdiği DCC_T -GARCH modeli ve Engle tarafından önerilen DCC_E -GARCH modeli ele alınmıştır.

Bu çalışmanın temel amacı; VAR-MGARCH modelleri kullanılarak Kredi Temerrüt Takasları (CDS), hisse senedi piyasası ve petrol piyasası arasındaki oynaklığın ortak hareketinin farklı istatistiksel dağılımlar altında incelenmesi, elde edilen sonuçların karşılaştırılarak en uygun modelin seçilmesi ve istatistiksel dağılımların öngörüleme performansları üzerindeki etkisini ortaya koymaktır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin oynaklık ilişkisinin incelendiği herhangi bir çalışmaya literatürde Türkiye için rastlanmamıştır. Çalışmanın bir diğer özgün yanı ise getiri serilerinde görülen kalın kuyruklu ve asimetri gibi karakteristik özellikleri dikkate alarak modellerin tahmin edilmesidir. Bu amaçla CCC-GARCH, DCC_T -GARCH ve DCC_E -GARCH modellerinin tahminlenmesi iki aşamada gerçekleştirilmiştir.

Çalışmada 31 Aralık 2009 ile 25 Şubat 2019 tarihleri arasındaki Türkiye'nin 5 yıllık CDS primi, BIST 30 endeksi ve Brent petrol fiyatı değişkenlerine ait günlük veriler kullanılmıştır. Öncelikle serilerin durağanlık analizi gerçekleştirilmiş ve durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Serilerin durağanlığı sağlamak amacıyla getiri serileri elde edilmiştir. Modellerin tahminlenmesi iki aşamada gerçekleştirilmiştir. İlk adımda, uygun gecikme sayısının 1 olarak belirlenmesiyle getiri serilerinin ortalama denklemi için VAR (1) modeli tahminlenmiştir. VAR (1) modelinden elde edilen artıklar MGARCH modelleri için girdi olarak kullanılmıştır.

İlk olarak Diagonal BEKK(1,1) modeli normal dağılım ve kalın kuyruk özelliğini dikkate alan student-t dağılımı altında tahminlenmiştir. Model sonuçları student-t dağılımı altında tahminlenen modelin daha iyi sonuç verdiğini göstermektedir. Getiri serilerinde zayıf bir ARCH etkisi görülmekte iken güçlü bir GARCH etkisi gözlemlenmektedir. Bu durum ele alınan piyasalardaki oynaklığın kalıcılığının kendi iç piyasalarından kaynaklı olduğunu belirtmektedir. Piyasalar arası yayılım etkileri incelendiğinde, petrol piyasasında geçmiş dönemde yaşanan şokların CDS piyasasının oynaklığı üzerindeki etkisinin, BIST'in oynaklığı üzerindeki etkisine göre daha fazla olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir diğer önemli

bulgu ise CDS piyasasındaki geçmiş dönem şokların BIST'in gelecekteki oynaklığı üzerindeki etkisinin, BIST'in kendi geçmiş dönem şoklarından kaynaklanan etkisinden daha fazla olmasıdır.

Diagonal BEKK(1,1) modeline ait sonuçlar elde edildikten sonra koşullu korelasyon dinamiklerini yakalayabilmek amacıyla CCC-GARCH(1,1), DCC_T-GARCH(1,1) ve DCC_E-GARCH(1,1) modelleri ele alınmıştır. İki aşamada tahminen modellerde ilk adımda, koşullu varyansların elde edilmesi amacıyla getiri serileri GARCH(1,1) modeli ile tahminlenmiştir. Getiri serilerine ait kalın kuyruklu ve asimetri özelliklerini dikkate almak amacıyla GARCH(1,1) modeli normal dağılımın yanı sıra student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında tahmin edilmiştir. İkinci adımda ise standartlaştırılmış artıklar elde edilerek koşullu korelasyonlar tahminlenmiştir. Koşullu korelasyonların tahminlenmesi aşamasında ise normal dağılım ve student-t dağılımları kullanılmıştır.

Bollerslev (1990) tarafından literatüre kazandırılan CCC modeli koşullu korelasyonların zaman içerisinde değişmediğini varsaymaktadır. Uygulamada geçerli olmayan bu güçlü varsayımın test edilmesi için öncelikle modellerin tahminlenmesi gerekmektedir. Ele alınan dağılımlar altında sekiz farklı CCC-GARCH(1,1) modeli tahmin edilmiştir. Elde edilen katsayıların gerekli koşulları sağladığı ve portmanteau test sonuçlarının beklentileri karşıladığı görülmektedir. Model sonuçlarının geçerli olabilmesi için koşullu korelasyonların sabit olduğu varsayımının sağlanması gerekmektedir. Bu amaçla Tse'nin LM testi ve Engle Sheppard testi uygulanmıştır. Tse'nin LM testi ve Engle-Sheppard test sonuçları normal, student-t, GED ve skewed-t dağılımları altında tahminlenen tüm CCC-GARCH(1,1) modellerinde sabit korelasyonun geçerli olduğunu ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini ortaya koymuştur. Bu nedenle, bu aşamadan sonra koşullu korelasyonların sabit olduğu varsayımını ortadan kaldıran Tse ve Tsui'nin ortaya koyduğu Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC_T) ve Engle'in ortaya koyduğu Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC_E) modelleri tahmin edilmiştir.

Koşullu korelasyonların dinamik olarak ele alındığı DCC_T-GARCH(1,1) ve DCC_E-GARCH(1,1) modelleri çalışmada ele alınan istatistiksel dağılımlar altında tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar modellerin tamamında ARCH ve GARCH parametrelerinin, geçmiş şokların cari dönemdeki koşullu korelasyonlar üzerindeki

etkisini gösteren θ_1 ve önceki dönemdeki koşullu korelasyonların cari dönemdeki koşullu korelasyonlar üzerindeki etkisini gösteren θ_2 katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduklarını ortaya koymaktadır. Bununla birlikte portmanteau test sonuçları modellerde değişen varyans ve otokorelasyon sorununun bulunmadığını göstermektedir. Modellerden hangisini tahminleme gücünün daha yüksek olduğuna karar vermek amacıyla model seçim kriterleri incelenmiştir. Model seçim kriterlerine göre; DCC_T -GARCH(1,1) ve DCC_E -GARCH(1,1) için koşullu varyansların skewed-t dağılımı altında, koşullu korelasyonların ise student-t dağılımı altında tahmin edildiği modellerin tahminleme gücünün daha yüksek oldukları görülmüştür. Skewed-t dağılımı kalın kuyrukluğun yanı sıra asimetrikliği de dikkate alması sebebiyle finansal getiri serilerine has özellikleri yakalamada daha başarılı sonuçlar vermektedir.

Model seçim kriterleri incelendiğinde piyasalar arasındaki oynaklık ilişkisinin incelendiği çok değişkenli durumlarda, koşullu korelasyonları dinamik bir yapıda ele alan DCC_E modelinin tahminleme gücünün Diagonal BEKK ve DCC_T modellerine göre daha yüksek olduğu ortaya konulmuştur.

Model sonuçları petrol piyasası ve hisse senedi piyasasında meydana gelen şokların kalıcılığının CDS piyasasına göre daha fazla olduğunu ortaya koymaktadır. Koşullu korelasyon katsayıları, CDS piyasası ile hisse senedi piyasası arasında ve CDS piyasası ile petrol piyasası arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, katsayıların büyüklükleri CDS piyasası ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkinin CDS piyasası ile petrol piyasası arasındaki ilişkiye göre daha kuvvetli olduğunu göstermektedir. CDS piyasası ile hisse senedi piyasası için Türkiye'ye ait veriler kullanıldığından bu sonuç beklentiyle uyumaktadır. BIST ile PF arasındaki koşullu korelasyon katsayısı, hisse senedi piyasası ile petrol piyasası arasında literatürü destekler biçimde pozitif yönlü ancak zayıf bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. BIST 30 endeksinde yer alan şirketlerin sektörlerine bakıldığında mali kuruluşların ağırlıkta ve imalat sanayii sektöründe yer alan şirketlerin azınlıkta olması bu bulguyu destekler niteliktedir. Ayrıca, koşullu korelasyonların ekonomik resesyonların görüldüğü, siyasi ve ekonomik nedenlerle piyasalarda dalgalanmaların yaşandığı dönemlerde daha yüksek bir değer aldığı sonucu elde edilmiştir.

Diagonal-BEKK(1,1) ve DCC_E -GARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyon değerleri karşılaştırıldığında, DCC_E -GARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyonların Diagonal-BEKK(1,1) modelinden elde edilen koşullu korelasyonlara göre daha stabil oldukları belirlenmiştir. Koşullu korelasyonlarda görülen değişkenliğin daha az olması DCC_E -GARCH(1,1) modelinin koşullu korelasyonların dinamiklerini yakalamada Diagonal-BEKK(1,1) modeline göre daha başarılı olduğunu ifade etmektedir.

Çalışmada istatistiksel dağılımların modellerin öngörümleme performanslarına olan etkisi incelenmiştir. Tahminleme gücünün yüksek olduğu sonucuna ulaşılan DCC_E -GARCH(1,1) modeli ve Diagonal BEKK(1,1) modeli için öngörümleme gerçekleştirilmiştir. Ele alınan dağılımlar nedeniyle sekiz tane DCC_E -GARCH(1,1) modeli ve iki tane Diagonal BEKK(1,1) modeli için öngörümleme yapılmış ve her bir model için MSE ve MAE değerleri hesaplanmıştır. Öngörümleme performansları karşılaştırıldığında birinci adımda skewed-t, ikinci adımda student-t dağılımının kullanıldığı modelin daha başarılı olduğu görülmüştür. Böylece, kalın kuyrukluğa dikkate alan dağılımların tahminleme gücünü artırması ile birlikte öngörümleme performansını da artırdığı sonucuna ulaşılmaktadır.

MGARCH modellerinin tahminlenmesindeki asıl amaç getiri serilerinin birbirleri ile olan etkileşimlerini incelemek olduğundan koşullu korelasyonların öngörümleme performanslarına bakıldığında DCC_E -GARCH(1,1) modelinin Diagonal BEKK(1,1) modeline göre daha başarılı olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Bu çalışmada Türkiye'nin CDS risk primi, BIST 30 endeksi ve Brent petrol fiyatı değişkenlerine ait veriler Diagonal BEKK, CCC, Tse ve Tsui'nin önerdiği DCC ve Engle'in önerdiği DCC modelleri ile tahminlenmiştir. Bundan sonra yapılacak çalışmalarda literatürde yer alan diğer MGARCH modelleri de dikkate alınabilir. Ayrıca, çalışmanın kasamı gereği tüm getiri serilerinin aynı dağılıma sahip olduğu varsayımı altında modeller tahmin edilmiştir. Güvenilir miktarda örnek hacmi olması durumunda, verilerin dağılışa uyumu yöntemlerinden Pearson (1895), Burr (1942) ve Johnson (1949) gibi yöntemler ile getiri serilerinin marjinal dağılımları elde edilerek Copula yöntemi yardımı ile ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu bulunabilir. Böylece, her bir getiri serisinin marjinal dağılımı ayrı ayrı dikkate alınarak tahminlenecek olan modellerin performansları karşılaştırılabilir.

KAYNAKÇA

Akaike, H. (1969). Fitting Autoregressive Models for Prediction. *Annals of The Institute of Statistical Mathematics*. 21(1): 243-247.

Akaike, H. (1974). A New Look at The Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*. 19(6): 716-723.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Christoffersen, P. F., ve Diebold, F. X. (2006). Volatility and Correlation Forecasting. *Handbook of Economic Forecasting*. (777-878).

Anson, M. J., Fabozzi, F. J., Choudhry, M., ve Chen, R. R. (2004). *Credit Derivatives: Instruments, Applications, and Pricing*. John Wiley & Sons.

Arouri, M. E. H., Lahiani, A., ve Nguyen, D. K. (2011). Return and Volatility Transmission between World Oil Prices and Stock Markets of the GCC Countries. *Economic Modelling*. 28(4): 1815-1825.

Avino, D., Lazar, E., ve Varotto, S. (2015). Time Varying Price Discovery. *Economics Letters*. 126(2015): 18-21.

Aydın, N. (2012). Borsa, Menkul Kıymet Borsaları ve İMKB. *Borsaların Yapısı ve İşleyişi* (3-28). Eskişehir:Anadolu Üniversitesi.

Balcılar, M., Hammoudeh, S., ve Toparli, E. A. (2018). On The Risk Spillover Across the Oil Market, Stock Market, and the Oil Related CDS Sectors: A Volatility Impulse Response Approach. *Energy Economics*. 74(August): 813-827.

Basher, S. A., ve Sadorsky, P. (2016). Hedging Emerging Market Stock Prices with Oil, Gold, VIX, and Bonds: A Comparison Between DCC, ADCC and GO-GARCH. *Energy Economics*. 54: 235-247.

Başıoğlu, U., Ceylan, A., ve Parasız, İ. (2009). *Finans: Teori, Kurum ve Araçlar*. Bursa: Ekin Basım Yayım Dağıtım.

Bayraç, H. N. (2019). Küresel Petrol Piyasasında Fiyat Oluşumu ve Ekonomik Etkileri. *Yalova Sosyal Bilimler Dergisi*. 9(19): 44-59.

Belke, A. H., ve Gokus, C. (2011). Volatility Patterns of CDS, Bond and Stock Markets Before and During the Financial Crisis: Evidence from Major Financial Institutions. *International Journal of Economics and Finance*. 6(7): 53-7.

Beşirli, M. (2009). Osmanlı'da Borsa: Dersaadet Tahvilât Borsası'ndan Eshâm ve Tahvilât Borsası'na Yeni Düzenleme Girişimleri. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 19(1): 185-208.

Bierens, H. J. (2006). Information Criteria and Model Selection.
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.178.6240&rep=rep1&type=pdf>

BIST (2019). Borsa İstanbul Anonim Şirketi Esas Sözleşmesi.
<https://www.borsaistanbul.com/docs/default-source/kurumsal-yonetim/bias-esas-sozlesmesi.pdf?sfvrsn=22>, (15.10.2019).

BISTa. <https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/piyasalar/pay-piyasasi>, (15.10.2019).

BISTb, <https://www.borsaistanbul.com/docs/default-source/endeksler/bist-pay-endeksleri-temel-kurallari-ekim-2019.pdf?sfvrsn=8>, 15.10.2019).

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31(3): 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R. F. ve Wooldridge, J. M. (1988). A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances. *Journal of Political Economy*. 96(1): 116-131.

Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model. *The Review of Economics and Statistics*. 72(3): 498-505.

Bouri, E. (2015). Return and Volatility Linkages Between Oil Prices and the Lebanese Stock Market in Crisis Periods. *Energy*. 89(September): 365-371.

Bouri, E., de Boyrie, M. E., ve Pavlova, I. (2017). Volatility Transmission From Commodity Markets to Sovereign CDS Spreads in Emerging and Frontier Countries. *International Review of Financial Analysis*. 49(2017): 155-165.

Box, G. E. P. ve Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*. 65(332): 1509-1526.

Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. New York: Cambridge University Press. 3. Baskı.

Bruyere, R., Copinot, R., Fery, L., Jaeck, C., ve Spitz, T. (2006). *Credit Derivatives and Structured Credit: A Guide for Investors*. John Wiley & Sons.

Burr, I. W. (1942). Cumulative Frequency Functions. *The Annals of mathematical statistics*. 13(2): 215-232.

Campbell, J. Y., Lo, A. W. ve MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. USA: Princeton University Press

Chang, C. L., McAleer, M., ve Tansuchat, R. (2013). Conditional Correlations and Volatility Spillovers Between Crude Oil and Stock Index Returns. *The North American Journal of Economics and Finance*. 25(C): 116-138.

Choudhry, M. (2002). Credit Derivatives. *The Handbook of Financial Instruments* (785-803). John Wiley & Sons.

Comte, F. ve Lieberman, O. (2003). Asymptotic Theory for Multivariate GARCH Processes. *Journal of Multivariate Analysis*. 84(1): 61-84.

Cont, R. (2001). Empirical properties of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues. *Quantitative Finance*. 1(2): 223-236.

Creti, A., Guesmi, K., ve Abid, I. (2014). Conditional Correlations and Volatility Spillovers between Oil Price and OECD Stock Index: A Multivariate Analysis (No. 2014065). http://v6.ipag.fr/wp-content/uploads/recherche/WP/IPAG_WP_2014_065.pdf.

Da Fonseca, J., ve Gottschalk, K. (2018). The Co- Movement of Credit Default Swap Spreads, Equity Returns and Volatility: Evidence from Asia- Pacific Markets. *International Review of Finance*. DOI: 10.1111/irfi.12237.

Donaldson, T. H. (1989). *Credit Risk and Exposure in Securitization and Transactions*. USA: Palgrave Macmillan.

Dunn, S., ve Holloway, J. (2012). The Pricing of Crude Oil. RBA Bulletin, 65-74. <https://www.rba.gov.au/publications/bulletin/2012/sep/pdf/bu-0912-8.pdf>, (20.12.2019)

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50(4): 987-1008.

Engle, R. F. (1983). Estimates of the Variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH Model. *Journal of Money, Credit and Banking*. 15(3): 286-301.

Engle, R. F. ve Kroner, K. F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*. 11(1): 122-150.

Engle, R. F. (2001). The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics. *Journal of Economic Perspectives*. 15(4): 157-168.

Engle, R. F., ve Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical Properties Of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *NBER Working Paper No.8554*. <https://www.nber.org/papers/w8554.pdf>

Engle, R. F. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business & Economic Statistics*. 20(3): 339-350.

Ewing, B. T., ve Malik, F. (2016). Volatility Spillovers Between Oil Prices and the Stock Market Under Structural Breaks. *Global Finance Journal*. 29(2016): 12-23.

Fengler, M. R. ve Herwatz, H. (2002). Multivariate Volatility Models. *Applied Quantitative Finance* (222-236). New York: Springer.

Fernández, C. ve Steel, M. F. (1998). On Bayesian Modeling of Fat Tails and Skewness. *Journal of the American Statistical Association*. 93(441): 359-371.

Filis, G., Degiannakis, S., ve Floros, C. (2011). Dynamic Correlation Between Stock Market and Oil Prices: The Case of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries. *International Review of Financial Analysis*. 20(3): 152-164.

Ghorbel, A., Boujelbène Abbas, M., ve Boujelbène, Y. (2012). Volatility Spillovers and Dynamic Conditional Correlation Between Crude Oil and Stock Market Returns. *International Journal of Managerial and Financial Accounting*. 4(2): 177-194.

Gomes, M., ve Chaibi, A. (2014). Volatility Spillovers Between Oil Prices and Stock Returns: A Focus on Frontier Markets. *Journal of Applied Business Research*. 30(2): 509-526.

Gourène, G. A. Z., ve Mendy, P. (2018). Oil Prices and African Stock Markets Co-Movement: A Time and Frequency Analysis. *Journal of African Trade*. 5(1-2): 55-67.

Gourieroux, C. (1997). *ARCH Models and Financial Applications*. New York: Springer.

Hannan, E. J. ve Quinn, B. G. (1979). The Determination of The Order of An Autoregression. *Journal of The Royal Statistical Society, Series B*. 41(2): 190-195.

Guesmi, K., ve Fattoum, S. (2014). Return and Volatility Transmission Between Oil Prices and Oil-Exporting and Oil-Importing Countries. *Economic Modelling*. 38(February): 305-310.

Gün, M. (2018). The Co-Movement of Credit Default Swaps and Stock Markets in Emerging Economies. *Recent Perspectives and Case Studies in Finance & Econometrics* (55-69). London: IJOPEC Publication.

Hafner, C. M. ve Herwatz, H. (2006). Volatility Impulse Responses for GARCH Models: An Exchange Rate Illustration. *Journal of International Money and Finance*. 25(5): 719-740.

Hammoudeh, S., Dibooglu, S., ve Aleisa, E. (2004). Relationships Among U.S. Oil Prices and Oil Industry Equity Indices. *International Review of Economics & Finance*. 13(4): 427-453.

Hirtle, B. (2008). Credit Derivatives and Bank Credit Supply. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 276.

<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/60677/1/526662085.pdf>

Hosking, J. R. M. (1980). The Multivariate Portmanteau Statistic. *Journal of the American Statistical Association*. 75(371): 602-608.

Işık, O. (2012). Hukuki Açıdan Borsa ve Borsa Türleri. *Yalova Üniversitesi Hukuk Fakültesi Dergisi*. 1(1): 215-258.

Javed, F., ve Mantalos, P. (2013). GARCH-Type Models and Performance of Information Criteria. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*. 42(8): 1917-1933.

Jeantheau, T. (198). Strong Consistency of Estimators for Multivariate ARCH Models. *Econometric Theory*. 14(1): 70-86.

Johnson, N. L. (1949). Systems of Frequency Curves Generated By Methods of Translation. *Biometrika*. 36(1-2): 149-176.

Jondeau, E., Poon, S. H., ve Rockinger, M. (2007). *Financial Modeling Under Non-Gaussian Distributions*. Springer Science & Business Media.

Karlı, M. (1989). *Sermaye Piyasası "Borsa" Menkul Kıymetler*. İstanbul: İrfan Yayıncılık ve Ticaret.

Keating, J. W. (1990). Identifying VAR models under rational expectations. *Journal of Monetary Economics*. 25(3): 453-476.

Kiff, J., ve Morrow, R. (2000). Credit derivatives. *Bank of Canada Review*. 2000(Autumn): 3-11.

Köseoğlu, S. D. (2013). The Transmission of Volatility Between The CDS Spreads and Equity Returns Before, During and After the Global Financial Crisis: Evidence From Turkey. In Proceedings of 8th Asian Business Research Conference (1-2) (pp. 1-14).

Lake, A., ve Apergis, N. (2009). Credit Default Swaps and Stock Prices: Further Evidence within and Across Markets from Mean and Volatility Transmission with a MVGARCH-M Model and Newer Data.

<http://www.wseas.us/e-library/conferences/2009/lalaguna/AEBD/AEBD-05.pdf>,
(23.12.2019)

Lambert, P. ve Laurent, S. (2001). Modelling Financial Time Series Using GARCH-Type Models with A Skewed Student Distribution for The Innovations. <https://www.scribd.com/doc/142043941/Lambert-Laurent-2001>.

Lanchester, J. (2009). Outsmarted. High Finance vs. Human Nature. <https://www.newyorker.com/magazine/2009/06/01/outsmarted>, (27.10.2019).

Li, W. K. ve McLeod, A. I. (1981). Distribution of the Residual Autocorrelations in Multivariate ARMA Time Series Models. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*. 43(2): 231-239.

Ljung, G.M ve Box, G. E. P. (1978). On A Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*. 65(2): 297-303.

Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Germany: Springer.

Madura, J. (2010). *Financial Markets and Institutions*. USA: Thomson/South-Western. 9. Baskı.

Mahdi, E. ve McLeod, A. I. (2012). Improved Multivariate Portmanteau Test. *Journal of Time Series Analysis*. 33(2): 211-222.

Malik, F., ve Hammoudeh, S. (2007). Shock and Volatility Transmission in the Oil, US and Gulf Equity Markets. *International Review of Economics & Finance*. 16(3): 357-368.

Mateev, M. (2019). Volatility Relation Between Credit Default Swap and Stock Market: New Empirical Tests. *Journal of Economics and Finance*. 43(4): 681-712.

Minović, J. Z. (2009). Modeling Multivariate Volatility Processes: Theory and Evidence. *Theoretical & Applied Economics*. 16(5): 21-44.

Mishkin, F. S. ve Eakins, S. G. (2012). *Financial Markets & Institutions*. USA: Pearson Education. 7. Baskı.

O’Kane, D. (2005). Introduction to Credit Derivatives. *The Handbook of Fixed Income Securities* (1337-1367). USA: McGraw Hill Professional.

Orskaug, E. (2009). *Multivariate DCC-GARCH Model with Various Error Distributions*. Norwegian Computing Center.

Pearson, K. (1895). Contributions to the Mathematical Theory of Evolution. II. Skew Variation in Homogeneous Material. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*. 186(1895): 343-414. www.jstor.org/stable/90649

Rachev, S. T., Miitnik, S., Fabozzi, F. J., Foccardi, S. M. ve Jasic, T. (2007). *Financial Econometrics From Basics to Advanced Modeling Techniques*. USA: John Wiley&Sons, Inc.

Ratner, M., ve Chiu, C. C. J. (2013). Hedging Stock Sector Risk with Credit Default Swaps. *International Review of Financial Analysis*. 30(December): 18-25.

Sabkha, S., & De Peretti, C. (2018). On the Performances of Dynamic Conditional Correlation Models in the Sovereign CDS Market and the Corresponding Bond Market. HAL Id: hal-01710398. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01710398/document>

Sadorsky, Perry (2014). Modeling Volatility and Correlations Between Emerging Market Stock Prices and the Prices of Copper, Oil And Wheat. *Energy Economics*. 43(2014): 72-81.

Salisu, A. A., ve Oloko, T. F. (2015). Modeling Oil Price–US Stock Nexus: A VARMA–BEKK–AGARCH Approach. *Energy Economics*. 50(2015): 1-12.

Schönbucher, P. J. (2003). *Credit Derivatives Pricing Models: Models, Pricing and Implementation*. John Wiley & Sons.

Schöpf, W. (2010). Credit Default Swap Trading Strategies, Diplomica, Germany. <https://www.diplom.de/document/227362>, (27.10.2019).

Schreiber, I., Müller, G., Klüppelberg, C., ve Wagner, N. (2012). Equities, Credits and Volatilities: A Multivariate Analysis of the European Market During the Subprime Crisis. *International Review of Financial Analysis*. 24(September): 57-65.

Schwarz, G. (1978). Estimating The Dimension of A model. *The Annals of Statistics*. 6(2): 461-464.

Shibata, R. (1976). Selection of The Order of An Autoregressive Model by Akaike's Information Criterion. *Biometrika*. 63(1): 117-126.

Silvennoinen, A. ve T. Teräsvirta, T. (2009). Multivariate GARCH Models. *Handbook of Financial Series* (201-229). New York: Springer.

Taly, I. (2015). Study on Return And Volatility Spillover Effects Among Stock, CDS, and Foreign Exchange Markets in Korea. *East Asian Economic Review*. 19(3): 275-322.

Tsay, R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series*. USA: John Wiley&Sons, Inc.

3. Baskı.

Tsay, R. S. (2014). *Multivariate Time Series Analysis: with R and Financial Applications*. John Wiley & Sons.

Tse, Y. K. (2000). A Test for Constant Correlations in A Multivariate GARCH Model. *Journal of Econometrics*. 98(107): 127

Tse, Y. K. ve Tsui, A. K. C. (2002). Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model With Time-Varying Correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*. 20(3): 351-362.

Turguttopbaş, N. (2013). Kredi Temerrüt Swapları ve İlgili Riskin Gerçekleşmesi Durumunda Uygulanan Hukuki Prosedür. *Bankacılar Dergisi*. 24(84): 37-53.

Wang, Y., ve Liu, L. (2016). Crude Oil and World Stock Markets: Volatility Spillovers, Dynamic Correlations, and Hedging. *Empirical Economics*. 50(4): 1481-1509.

Wegener, C., Basse, T., Kunze, F., ve Von Mettenheim, H. J. (2016). Oil Prices and Sovereign Credit Risk of Oil Producing Countries: An Empirical Investigation. *Quantitative Finance*. 16(12): 1961-1968.