



T.C.

TOKAT GAZİOSMANPAŞA ÜNİVERSİTESİ

LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ

İŞLETME ANABİLİM DALI

MUHASEBE-FİNANSMAN BİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

**KREDİ TEMERRÜT TAKASI PRİMLERİNDE (CDS) UZUN
DÖNEM HAFIZA VE ETKİN PİYASA HİPOTEZİ –
FRAKTAL PİYASA HİPOTEZİ SINAMASI:
G-20 ÜLKELERİNDEN ÖRNEKLER**

DOKTORA TEZİ

Mustafa ÇEVİK

Danışman:

Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA

TOKAT-2022

ETİK SÖZLEŞME

Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü tez yazım kılavuzuna göre, Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA danışmanlığında hazırlamış olduğum “**Kredi Temerrüt Takası Primlerinde (CDS) Uzun Dönem Hafıza ve Etkin Piyasa Hipotezi-Fraktal Piyasa Hipotezi Sınaması: G-20 Ülkelerinden Örnekler**” adlı Doktora tezinin bilimsel etik değerlere ve kurallara uygun, özgün bir çalışma olduğunu, aksinin tespit edilmesi halinde her türlü yasal yaptırımını kabul edeceğimi beyan ederim.

.../.../...

Mustafa ÇEVİK

İmza

JÜRİ KABUL VE ONAY

Mustafa ÇEVİK tarafından hazırlanan “*Kredi Temerrüt Takası Primlerinde (CDS) Uzun Dönem Hafıza ve Etkin Piyasa Hipotezi-Fraktal Piyasa Hipotezi Sınaması: G-20 Ülkelerinden Örnekler*” adlı tez çalışmasının savunma sınavı 30.09.2022 tarihinde yapılmış olup aşağıda verilen Jüri tarafından Oy Birliği ile Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı’nda Doktora Tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyeleri (Unvanı, Adı Soyadı)

İmzası

Üye (Başkan) :.....

.....

Üye :

Üye :

Üye :

Üye :

ONAY

...../...../.....

Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Müdürü

TEŞEKKÜR

Doktora eğitimim süresince bilgi ve deneyimlerini benle paylaşan saygıdeğer danışman hocam Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA'ya;

Tez İzleme Komitesinde ve Tez Savunma jürisinde yer alan ve tez yazım sürecinde verdikleri tavsiye ve fikirler için değerli hocalarım Prof. Dr. İbrahim Halil EKŞİ, Doç. Dr. Eşref Savaş BAŞCI, Doç. Dr. Türker ŞİMŞEK ve Dr. Öğr. Üyesi Atila KARKACIER'e;

Ekonometrik yöntemlerde bilgilerini ve zamanını benden esirgemeyen değerli hocalarım Dr. Deniz ERER ve Dr. Öğr. Üyesi Ahmet Galip GENÇYÜREK'e;

Veri temini konusunda zamanını ve emeklerini esirgemeyen değerli hocam Doç. Dr. Zekai ŞENOL'a ve üzerimde emeği olan tüm değerli hocalarıma ve arkadaşlarıma en derinden saygılarımı sunar ve teşekkür ederim.

KREDİ TEMERRÜT TAKASI PRİMLERİNDE (CDS) UZUN DÖNEM HAFIZA VE ETKİN PİYASA HİPOTEZİ- FRAKTAL PİYASA HİPOTEZİ SINAMASI: G-20 ÜLKELERİNDEN ÖRNEKLER

Mustafa ÇEVİK

Özet

Bu çalışmanın amacı, G-20 ülkelerinin CDS primlerinde uzun hafıza bağlamında Etkin Piyasa Hipotezi (EPH) ve Fraktal Piyasa Hipotezi koşullarının sağlanıp sağlanmadığını incelemektir. G-20 ülkeleri arasında uzun hafıza modelleri geçerli sonuç veren örneklem 4 Ocak 2010 – 17 Ocak 2022 dönemi için incelenmiştir. Çalışmada serilerin zaman serisi özellikleri belirlenmiş ve ön uzun hafıza testleri (GPH - GSP ve R/S Analizi) ile getiri düzeyinde örneklem geneline kısa hafızaya yakın, volatilité düzeyinde ise uzun hafıza bulguları elde edilmiştir. Uygun ARFIMA (ARMA) yapısı belirlendikten sonra simetrik ve asimetrik uzun hafıza modelleri ile ikili uzun hafıza sürecine devam edilmiştir. Durağanlık yapısı araştırılmış ve varyansdaki yapısal kırılmalar Sanso vd., (2004)'nin varyansta kırılma testi ile belirlenip volatilité düzeyinde dikkate alınmıştır. G-20 ülkeleri arasında yer alan Arjantin, Brezilya, Çin Halk Cumhuriyeti, Güney Afrika, Rusya ve Türkiye'nin CDS primleri ile denemelerde uzun hafıza modellerinin geçerli sonuçlar verdiği gözlenmiştir. Simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza sonuçlarında getiri düzeyinde Türkiye'de uzun hafızaya yakın özellik bulunurken İtalya'da hafıza etkisi bulunmamıştır. Diğer örneklerde kısa hafıza ile kısa hafızaya yakın özellikler bulunmuştur. Koşullu ortalama serisi için tüm ülkelerde zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı belirlenmiştir. Volatilité düzeyinde ise Arjantin'de zayıf formda etkinliğin geçerli olduğu belirlenirken diğer örneklerde uzun hafıza olgusu ile zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı ve fraktal piyasa koşullarının geçerli olduğu belirlenmiştir. Diğer G-20 ülkelerinin veri setiyle yapılan denemelerde uzun hafıza modellerinin geçerli sonuçlar vermediği görülmüştür. Bu çalışmada elde edilen sonuçlar EPH'nin en zayıf formunun bile gerçek hayatta yer almadığına dair bir eleştiri olarak kabul edilebilir.

Anahtar Kelimeler: Kredi Temerrüt Takası, İkili Uzun Hafıza, Zayıf Formda Etkinlik, Etkin Piyasalar Hipotezi, Fraktal Piyasa Hipotezi,

LONG-TERM MEMORY IN CREDIT DEFAULT SWAPS SPREADS AND EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS- FRACTAL MARKET HYPOTHESIS TESTING: EXAMPLES FROM G-20 COUNTRIES

Mustafa ÇEVİK

Abstract

This study aims to examine whether the conditions of the Efficient Market Hypothesis (EMH) and Fractal Market Hypothesis are met in the context of long memory in CDS spreads of G-20 countries. Samples with valid long-memory models among G-20 countries were examined for the period from January 4, 2010 to January 17, 2022. In the study, the time series properties of the series were determined and with the preliminary long memory tests (GPH - GSP and R/S Analysis), findings close to short memory were obtained in the samples at the return level and long memory findings were obtained at the volatility level. After the appropriate ARFIMA (ARMA) structure was determined, the dual long memory process was continued with symmetric and asymmetric long memory models. The stationarity structure was investigated and structural breaks in the variance were determined by Sanso et al., (2004)'s break in variance test and considered at the volatility level. It was observed that long memory models gave valid results in trials with CDS spreads of Argentina, Brazil, People's Republic of China, South Africa, Russia and Türkiye, which are among the G-20 countries. According to symmetric and asymmetric dual long memory results, there is a feature close to long memory in Türkiye at the level of return, while no memory effect was found in Italy. In other samples, short memory and features close to short memory were found. For the conditional mean series, it was determined that the weak form efficiency was not valid in all countries. At the level of volatility, it was determined that weak-form efficiency was valid in Argentina, while long-memory feature and weak-form efficiency were not valid in other samples, and fractal market conditions were valid. It has been observed that long memory models do not give valid results in trials with the data set of other G-20 countries. The results obtained in this study can be considered as a criticism that even the weakest form of EMH is not available in the CDS market.

Anahtar Kelimeler: Credit Default Swap, Dual Long Memory, Weak Form Efficiency, Efficient Markets Hypothesis, Fractal Market Hypothesis,

İÇİNDEKİLER

Jüri Kabul ve Onay.....	ii
Teşekkür	iii
Özet	iv
Abstract.....	v
İçindekiler.....	vi
Tablolar Listesi	xi
Grafikler Listesi	xiv
Şekiller Listesi	xvi
Kısaltmalar Listesi	xvii
 GİRİŞ	 1
 BİRİNCİ BÖLÜM	 5
1. TÜREV PİYASALARIN GELİŞİMİ, KREDİ RİSKİ YÖNETİMİ ve KREDİ TEMERRÜT TAKASI.....	5
1.1. Türev Piyasaların Ortaya Çıkışı ve Tarihsel Gelişimi	5
1.2. Türev Piyasası Ürünleri.....	6
1.2.1. Forward Sözleşmeleri.....	6
1.2.2. Future Sözleşmeleri.....	7
1.2.3. Opsiyon Sözleşmeleri.....	7
1.2.4. Swap (Takas) Sözleşmeleri	7
1.2.4.1. Swap Sözleşmelerinin Çeşitleri	8
1.2.4.1.1. Faiz Swapı (Interest Rate Swap).....	8
1.2.4.1.2. Para (Döviz) Swapı (Currency Swap).....	9
1.2.4.1.3. Varlık Swapı (Asset Swap)	10
1.2.4.2. Swap Sözleşmelerinin Faydaları	10
1.3. Kredi Riski Yönetimi	11
1.3.1. Basel I Sermaye Uzlaşısı.....	12
1.3.2. Basel II Yeni Sermaye Uzlaşısı.....	13
1.3.3. Basel III Sermaye Uzlaşısı	13
1.3.4. Kredi Derecelendirme Şirketleri ve Notları	14

1.4. Kredi Riski ve Kredi Türevleri	15
1.4.1. Kredi Temerrüt Takası Kavramı (KTT-CDS).....	17
1.4.2. Kredi Temerrüt Takas Sözleşmesi	19
1.4.2.1. Prim (spread)	22
1.4.2.2. Referans Varlık (Yükümlülük).....	23
1.4.2.3. Vade (Dönem)	23
1.4.2.4. Kredi Olayı	24
1.4.3. Kredi Temerrüt Takası Türleri	25
1.4.3.1. Tek İsimli (Basit) Kredi Temerrüt Takasları	25
1.4.3.2. Kredi Temerrüt Takası Endeksleri	25
1.4.3.3. Sepet Kredi Temerrüt Takasları	26
1.4.3.4. Portföy Kredi Temerrüt Swapları	27
1.4.3.5. Dijital Kredi Temerrüt Takasları	28
1.4.4. Kredi Temerrüt Takas Piyasasının Gelişimi	28
1.4.5. Kredi Türevlerinin Ekonomiye Etkileri	32
İKİNCİ BÖLÜM.....	35
ETKİN PİYASA HİPOTEZİ, KAOS TEORİSİ VE FRAKTAL PİYASA	
HİPOTEZİ.....	35
2.1. Etkin Piyasa Hipotezi	40
2.1.1. Zayıf Formda Piyasa Etkinliği	39
2.1.2. Yarı Güçlü Formda Etkinlik.....	40
2.1.3. Güçlü Formda Piyasa Etkinliği	40
2.1.4. Finans Piyasalarında Asimetri Sorunu	42
2.1.5. Etkin Piyasa Hipotezinin Eleştirisi.....	42
2.2. Fraktal Piyasa Hipotezi	44
2.2.1. Kaos ve Kaos Teorisinin Tarihsel Gelişimi	47
2.2.1.1. Kaotik Serilerin Özellikleri	48
2.2.2. Fraktallık	50
2.2.3. Fraktal Geometri.....	51
2.2.4. Kaos Teorisinin Finansal Piyasalara Uygulanması	51
ÜÇÜNCÜ BÖLÜM.....	55
FİNANSAL ZAMAN SERİLERİ VE UZUN DÖNEM HAFIZA	55

3.1. Finansal Zaman Serileri ve Özellikleri	55
3.1.1. Finansal Zaman Serilerinde Kullanılan Dağılımlar.....	55
3.1.1.1. Normal Dağılım	55
3.1.1.2. Student-t Dağılımı	56
3.1.1.3. GED Dağılımı	56
3.1.1.4. S-Student-t Dağılımı.....	57
3.1.2. Volatilite ve Volatilite Kümelenmesi.....	57
3.1.3. Kaldıraç Etkisi ve Asimetri	58
3.1.4. Finansal Zaman Serilerinde Stokastik Süreçler.....	59
3.1.4.1. Durağan Stokastik Süreçler	60
3.1.4.2. Zayıf ve Güçlü Durağanlık	60
3.1.4.3. Beyaz Gürültü (White Noise)	61
3.1.4.4. Rassal Yürüyüş Süreci (Random Walk).....	61
3.1.5. Birim Kök Testleri.....	62
3.1.5.1. Genişletilmiş Dickey – Fuller Birim Kök (ADF) Testi	62
3.1.5.2. Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi.....	62
3.1.6. Getiri’de ve Varyans’ta Kırılma Testleri.....	62
3.1.6.1. Carrion-I-Silvestre, Kim ve Perron (2009) Birim Kök Testi.....	62
3.1.6.2. Inclan ve Tiao (1994) ICSS Testi	64
3.1.6.3. Sanso, Arago ve Carrion (2004) Yapısal Kırılma Testi	64
3.2. Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Modelleri	65
3.2.1. Otoregresif Süreç (AR)	65
3.2.2. Hareketli Ortalama Modelleri (MA)	66
3.2.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri (ARMA).....	66
3.2.4. Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Modelleri (ARIMA).....	66
3.3. Zaman Serilerinde Uzun Dönem Hafıza Bağımlılığı (Long Term Memory Dependence).....	67
3.3.1. Yarı Parametrik Modeller.....	68
3.3.1.1. GPH (Geweke ve Porter-Hudak).....	68
3.3.1.2. GSP (Gaussian Semiparametric Estimation).....	68
3.3.2. Parametrik Olmayan Model	70
3.3.2.1. R/S Analizi	70

3.4. Tek Değişkenli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri	70
3.4.1. Uzun Hafızalı Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri	74
3.4.1.1. ARFIMA Modeli	74
3.4.1.2. FIGARCH Modeli	75
3.4.1.3. HYGARCH Modeli	76
3.4.1.4. FIEGARCH Modeli	76
3.4.1.5. FIAPARCH Modeli	76
3.5. CDS Primlerine Yönelik Yazın İncelemesi	76
3.6. Uzun Dönem Hafıza Yapısına Yönelik Yazın İncelemesi	86
3.7. Zayıf Formda Etkinliğe Yönelik Yazın İncelemesi	92
3.8. Fraktal Teoriye Yönelik Yazın İncelemesi	93
DÖRDÜNCÜ BÖLÜM	96
KREDİ TEMERRÜT TAKAS PRİMLERİNDE UZUN HAFIZA VE ETKİN	
PİYASA HİPOTEZİ-FRAKTAL PİYASA HİPOTEZİ SINAMASI	96
4.1. Araştırmanın Amacı ve Önemi	96
4.2. Araştırmanın Kapsamı ve Kısıtları	97
4.3. Araştırmanın Örnekleme ve Veri Seti	98
4.4. Araştırmada Test Edilecek Hipotezler	99
4.5. Veri Analizi ve Sonuçlar	100
4.5.1. Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları	100
4.5.2. Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları	113
4.5.3. Çin Halk Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları	125
4.5.4. Güney Afrika Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları	138
4.5.5. İtalya Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları	149
4.5.6. Rusya Federasyonu CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları	161

4.5.7. Türkiye Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza	
Sonuçları.....	172
Sonuç ve Öneriler.....	184
KAYNAKÇA.....	191
EKLER	212
Ek-1: Koşullu Ortalama Sonuçları	212
Ek-2: ABD İkili Uzun Hafıza Süreci	234
Ek-3: Almanya İkili Uzun Hafıza Süreci	236
Ek-4: Arjantin Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci	238
Ek-5: Avustralya İkili Uzun Hafıza Süreci	243
Ek-6: Brezilya Federal Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci.....	245
Ek-7: Çin Halk Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci.....	251
Ek-8: Endonezya İkili Uzun Hafıza Süreci.....	257
Ek-9: Fransa Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci.....	261
Ek-10: Güney Afrika Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci	265
Ek-11: Kore Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci	271
Ek-12: İtalya Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci	275
Ek-13: İngiltere İkili Uzun Hafıza Süreci	281
Ek-14: Japonya İkili Uzun Hafıza Süreci.....	285
Ek-15: Kanada İkili Uzun Hafıza Süreci	289
Ek-16: Meksika İkili Uzun Hafıza Süreci.....	292
Ek-17: Rusya Federasyonu İkili Uzun Hafıza Süreci	297
Ek-18: Türkiye Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci.....	303
Ek-19: Örneklem İçi Öngörü Hataları.....	303
Ek-20: Özgeçmiş.....	310

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 1.1: Kredi Derecelendirme Kuruluşları ve Not Sistemi	15
Tablo 1.2: Küresel Tezgahüstü Türev Piyasaları	17
Tablo 1.3: Sık Kullanılan Kredi Olayları.....	24
Tablo 1.4: Top 10, Top 50 ve Top 100 Tek İsimli CDS Piyasası (trilyon dolar)	30
Tablo 1.5: Her Çeyrek Dönemde Top 100’da Kalan Ülke ve Kuruluşlar	31
Tablo 3.1: d Parametresinin Aldığı Değere Göre Hafıza Direnci.....	75
Tablo 4.1: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler	102
Tablo 4.2: Birim Kök Testi Sonuçları.....	105
Tablo 4.3: Uygun ARFIMA Model Sonuçları	106
Tablo 4.4: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları	107
Tablo 4.5: Kupiec LR Testi Sonuçları	110
Tablo 4.6: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler	111
Tablo 4.7: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri	111
Tablo 4.8: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	116
Tablo 4.9: Birim Kök Testi Sonuçları.....	118
Tablo 4.10: Uygun ARFIMA Model Sonuçları	119
Tablo 4.11: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları	120
Tablo 4.12: Kupiec LR Testi Sonuçları	123
Tablo 4.13: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler	124
Tablo 4.14: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkisi	124
Tablo 4.15: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	128
Tablo 4.16: Birim Kök Testi Sonuçları.....	130
Tablo 4.17: Uygun ARMA Model Sonuçları	131
Tablo 4.18: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Uzun Hafıza Sonuçları	131
Tablo 4.19: Kupiec LR Testi Sonuçları	135
Tablo 4.20: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler	136
Tablo 4.21: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri	136

Tablo 4.22: Güney Afrika Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	140
Tablo 4.23: Birim Kök Testi Sonuçları.....	142
Tablo 4.24: Uygun ARFIMA Model Sonuçları.....	143
Tablo 4.25: Güney Afrika Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları	143
Tablo 4.26: Kupiec LR Testi Sonuçları	147
Tablo 4.27: Varyansta Kırılma Tarihine İlişkin Bilgiler	148
Tablo 4.28: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri	148
Tablo 4.29: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	152
Tablo 4.30: Birim Kök Testi Sonuçları.....	154
Tablo 4.31: Uygun ARFIMA Model Sonuçları.....	155
Tablo 4.32: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları	155
Tablo 4.33: Kupiec LR Testi Sonuçları	159
Tablo 4.34: Varyansta Kırılma Tarihine İlişkin Bilgiler	160
Tablo 4.35: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri	160
Tablo 4.36: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler	163
Tablo 4.37: Birim Kök Testi Sonuçları.....	165
Tablo 4.38: Uygun ARFIMA Model Sonuçları.....	166
Tablo 4.39: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları	167
Tablo 4.40: Kupiec LR Testi Sonuçları	169
Tablo 4.41: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler	170
Tablo 4.42: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri	171
Tablo 4.43: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	174
Tablo 4.44: Birim Kök Testi Sonuçları.....	176
Tablo 4.45: Uygun ARFIMA Model Sonuçları.....	177
Tablo 4.46: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları ...	178
Tablo 4.47: Kupiec LR Testi Sonuçları	181
Tablo 4.48: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler	182
Tablo 4.49: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri	183

Tablo 4.50: Ülkeler İtibariyle Getiri ve Volatilite Serisinde Hafıza Yapısı ve Piyasa Etkinliği Düzeyi	188



GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik 1.1: Tek İsimli CDS Piyasa Faaliyeti ve İşlem Hacmi	29
Grafik 1.2: Çeyrek Dönem Başına Tek İsimli CDS Sayısı	30
Grafik 1.3: Tek İsimli CDS Piyasasında Top 10 – 50 – 100 Payları Hata! Yer işareti tanımlanmamış.	
Grafik 4.1: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri.....	101
Grafik 4.2: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu.....	102
Grafik 4.3: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri	109
Grafik 4.4: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri.....	114
Grafik 4.5: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu.....	115
Grafik 4.6: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri	122
Grafik 4.7: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri.....	127
Grafik 4.8: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu.....	127
Grafik 4.9: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri.....	134
Grafik 4.10: Güney Afrika Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri.....	138
Grafik 4.11: Güney Afrika Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Grafiği	139
Grafik 4.12: Güney Afrika Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri.....	146
Grafik 4.13: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri.....	150

Grafik 4.14: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu.....	151
Grafik 4.15: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri	158
Grafik 4.16: Rusya Federasyonu CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri	162
Grafik 4.17: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Grafiği.	163
Grafik 4.18: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri	169
Grafik 4.19: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri.....	173
Grafik 4.20: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Grafiği	174
Grafik 4.21: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri.....	180

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1: Faiz Swapı.....	9
Şekil 1.2: Kredi Temerrüt Takasının İşleyişi	21
Şekil 1.3: Sepet CDS Sözleşmelerinin İşleyişi.....	27
Şekil 2.1: Etkin ve Etkin Olmayan Piyasalarda Pay Senedi Fiyatlarının Yeni Bilgiye Verdiği Tepki	37
Şekil 2.2: Etkin Piyasa Hipotezinde Etkinlik Çeşitleri.....	39
Şekil 2.3: Sierpinski Üçgeni.....	50



KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Geliştirilmiş Dickey Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
AR	: Otoregresif Model
ARCH	: Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARFIMA	: Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama
ARIMA	: Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama
BIS	: Bank for International Settlements
CDS	: Credit Default Swap
CDX	: Credit Default Swap Index
CS	: Carrion-i Silvestre
ÇHC	: Çin Halk Cumhuriyeti
DFA	: Detrended Fluctuation Analysis
EGARCH	: Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
EPH	: Etkin Piyasalar Hipotezi
FPH	: Fraktal Piyasa Hipotezi
GED	: Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
GPH	: Geweke ve Porter-Hudak
GSP	: Gaussian Semiparametric
HYGARCH	: Hiperbolik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen
IOSECO	: International Organization of Securities Commissions
ISDA	: Uluslararası Swap ve Türev Ürün Birliği
ICSS	: Yinelenen Birikimli Kareler Toplamı
FIGARCH	: Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen
Varyans	
FIAPARCH	: Kesirli Bütünleşik Asimetrik Üslü Otoregresif Koşullu Değişen
Varyans	
FIEGARCH	: Kesirli Bütünleşik Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu
Değişen Varyans	
KT	: Kredi Temerrüt Takası

LL	: En Çok Olabilirlik
LR	: Olabilirlik Oranı
MA	: Hareketli Ortalama
MAE	: Ortalama Mutlak Hata
PP	: Phillips – Perron
R/S	: Dönüştürülmüş Genişlik
SIC	: Schwartz Bilgi Kriteri
TIC	: Theil Eşitsizlik Katsayısı
TB	: Ticaret Bakanlığı
VAR	: Vektör Otoregresif

GİRİŞ

Markowitz'in Modern Portföy teorisi (1952), Sharpe'ın Sermaye Varlıklarını Fiyatlama Modeli (1964), Fama'nın Rassal Yürüyüş (1965) ve Etkin Piyasa Hipotezi (1970) gibi teorilerde piyasaların etkin olduğu, rassal yürüyüşün geçerli olduğu, getiri serilerinin normal dağılım özelliği gösterdiği ve varyansın zamanla değişmediği kabul edilmekteydi. Yapılan ampirik çalışmalarda bu varsayımların geçerli olmadığı görülmüştür. Finansal zaman serilerinin istatistiksel özelliklerinin incelenmesi ile birlikte çeşitli piyasalarda, araçlarda ve dönemlerde ortak gibi görünen çok sayıda ilginç tarzda gerçekler ortaya çıkmıştır. Varyansın zamanla değiştiğinin belirlenmesi ile birlikte volatilité kümelenmesi, aşırı volatilité, uzun hafıza bağımlılığı, yayılım-geçişkenlik, aşırı sivri dağılım ve kalın kuyruk yapısı gibi bir çok olgu belirlenmiştir. Bu çalışma için önemli bir yere sahip olan aşırı volatilité, varlık getirilerinde gözlenen değişkenlik düzeyini temel ekonomik değişkenlerdeki değişikliklerle doğrulamanın zor olduğuna işaret etmektedir. Özellikle, büyük (negatif veya pozitif) getirilerin ortaya çıkması, piyasaya yeni bilgilerin gelmesiyle her zaman açıklanamamaktadır. Oynaklık olarak da bilinen volatilité, ortalamadan sapma olarak tanımlanır ve standart sapma veya varyans ile hesaplanmaktadır. Mandelbrot (1963)'un belirttiği "büyük değişimleri büyük değişimlerin, küçük değişimleri küçük değişimlerin izlemesi" ise volatilité kümelenmesidir. Volatilité kümelenmesi finansal zaman serilerinin şekil bulmuş en önemli özelliklerinden biridir.

1960'larda Paul Samuelson ve Eugene Fama tarafından formüle edilen Etkin Piyasa Hipotezine (EPH) göre sermaye piyasasında oluşan fiyatlar, şirket ve hisse senedi ile ilgili tüm bilgilere ve verilere göre oluşmaktadır. EPH iki önemli çıkarıma sahiptir bunlar; tüm fiyat hareketleri rassaldır ve tüm temel bilgiler zaten finansal varlığın fiyatına dâhil edilmiştir. EPH'nin geliştiricileri, rassal piyasa fiyatı davranışının rasyonel karar vermenin bir sonucu olduğunu savunmuştur. Bilginin kıt kaynak olduğu ve geleceğe ilişkin öngörü yapılamayan bir ortamda Homo economicus'un bilgileri etkin ve hızlı şekilde kullanacağı düşünülmüştür. EPH'ne göre hisse senedi piyasasında oluşan fiyatlar piyasa ve firmayla ilgili tüm bilgileri yansıtmaktadır. Diğer bir anlatımla etkin bir piyasada oluşan fiyatlar var olan bütün veri ve bilgileri içermektedir. Bu şekilde herhangi bir yatırımcının firmayla ilgili sahip olduğu bir bilgiden ötürü diğer yatırımcılara göre aşırı kazanç elde etmesi imkânsızdır. Pay senetlerinin cari fiyatı, yatırımcıların temettü

ve fiyat beklentilerine göre oluşmaktadır. Sözkonusu beklentiler, firmanın gelecekteki durumu ile ilgili bilgilere dayanır. Pay senedi fiyatını etkileyebilecek bilgileri diğer yatırımcılardan önce alıp değerlendiren yatırımcı piyasada yüksek getirili pay senetlerini bulabilir. EPH bu tür bilgilerin piyasaya derhal yayıldığını ve menkul kıymet fiyatlarına yansıdığını savunmaktadır.

EPH, varlık fiyatlarının mevcut tüm bilgileri tamamen yansıttığını ve fiyat hareketlerinin tamamen beklendiğini belirtirken, Kaos teorisi, tahmin edilemeyen, kontrol edilemeyen veya yönetilemeyen doğrusal olmayan olgularla ilgilenmektedir. Bu nedenle, EPH finansal yönetim için yetersiz olabilmektedir. EPH'nin yetersiz geldiği durumlarda ortaya çıkan boşluğu Fraktal Piyasa Hipotezi (FPH) ve beraberinde Kaos Teorisi doldurmaktadır. Kaotik bir serinin en önemli özelliği, meteorolog Lorenz (1963)'e göre "başlangıç değerlerine hassas derecede bağlılık" (sensitivity to initial conditions) göstermesi ve Mandelbrot (1963)'un tanımladığı fraktal yapıya sahip olmasıdır. Başlangıç değerlerine bağımlılık ise EPH'nin açıklamadığı uzun hafıza bağımlılığını ifade etmektedir. Başlangıç durumlarına hassas bağlılığı olan ve fraktal yapıya sahip olan serinin kaotik yapısını belirlemek için ilk aşamada serinin doğrusal-doğrusal olmayan özelliğinin araştırılması gerekmektedir. Fraktal yapının en önemli gereksinimi normal dağılım özellikleri göstermeyen doğrusal olmayan zaman serisidir. FPH, likidite ve yatırım ufkunun yatırımcı davranışı üzerindeki etkisine dikkati çekmektedir. Piyasaların amacı, ticaret için istikrarlı ve likit bir ortamı sağlamaktır. Yatırımcı pozisyonuna göre iyi bir fiyat istemesine karşın ekonomik anlamda "adil" bir fiyat olmayabilir. Örneğin kısa pozisyon nadiren adil bir fiyatla gerçekleşir. Piyasaya çok sayıda yatırımcının katılmasıyla farklı yatırım ufukları sayesinde piyasaya istikrar gelmektedir. FPH bir piyasanın, farklı yatırım ufuklarına sahip olan ve bireysel zaman dilimleri nedeniyle bilgi analizlerinde farklılık gösteren birçok yatırımcıdan oluştuğunu belirtir. Belirtilen iki koşul altında, piyasa sabit kalır. Ancak, yatırım ufukları tek tip hale geldiğinde piyasa istikrarsız hale gelir. Bu nedenle, yatırımcılar aynı risk seviyelerini paylaşmalıdır ve paylaşılan risk, getirilerin frekans dağılımının farklı yatırım ufuklarında neden aynı görüldüğünü açıklar. Bu kendine benzer istatistiksel yapı nedeniyle bu öneriye Fraktal Piyasa Hipotezi adı verilmiştir.

Türev piyasalarda son 20 yılda meydana gelen büyüme, beraberinde etkinlik ve güvenilirlik sorunlarının tartışılmasına neden olmuştur. Kredi türevi fiyatlarının

öngörülebilir (uzun hafıza olgusu) yapıda olması ampirik çalışmalarla belirlenmiş ve bu nedenle eleştiri almışlardır. Piyasa katılımcılarının bu ürünleri asıl işlevi olan riskten korunma yerine spekülasyon ve arbitraj işlemlerinde kullandıkları görülmektedir. Arbitraj ve spekülasyon işlemlerini motive eden birkaç neden ise; özellikle gelişen ülke CDS primlerinin volatil yapıda olması ile fiyatların irrasyonel (homoeconomicus yerine irrasyonel-mantıksız insan davranışları) ve öngörülebilir (rassallıktan uzak) olmasından kaynaklıdır.

Uzun hafıza etkisinin önemli teorik ve pratik etkileri vardır. Uzun dönem hafıza bağımlılığı durumunda, tarihi fiyatlar yardımıyla ülkenin temerrüde düşme durumu kreditorler ve spekülörler tarafından öngörülebilmektedir. Özellikle 2008 yılında gerçekleşen finansal skandallar sonrasında kredi derecelendirme kuruluşlarının güvenilirliğinin sorgulanması ile birlikte ülkenin-firmanın temerrüde düşme riskinin dinamik bir şekilde takip edilebildiği kredi temerrüt takası primlerinin kredi türevleri arasında göreceli olarak önemi artmıştır. Sadece teoride gerçekleşebilecek olan etkin piyasa koşullarında, yatırımcının portföyünü yönetmesi ve analizlerini doğru bir şekilde yapması mümkündür.

Bu çalışmanın önemi iki tür piyasa katılımcısı için önem arz etmektedir bunlar; CDS yatırımcısı ve kaynak ülke. Uzun hafıza olgusu, yatırımcılara CDS piyasasında normalüstü kazanç sağlama fırsatı anlamına gelirken, kaynak ülkenin aleyhine işleyen bir sürece neden olmaktadır. Yine CDS fiyatlarının rassal yürüyüş özelliği göstermesi, piyasa katılımcıları için önemli bir göstergedir. Piyasaya gelen şokların kalıcı olması, fiyatların rassal şekilde oluştuğu anlamına gelmektedir. Bu durumda söz konusu piyasa zayıf formda etkinliği desteklemektedir. CDS primlerinin getiri ve oynaklık serilerinde uzun dönem hafıza bağımlılığının olması durumunda zayıf formda etkinlik geçerli olmamaktadır. Bu durumda ise fraktal piyasa koşulları için uygun ortam sağlanmış olmaktadır. CDS piyasasında zayıf formda etkinliğin söz konusu olması durumunda ise piyasa katılımcıları tarihi fiyatlardan hareketle primlerin gelecekte muhtemel oynaklık durumunu tahmin edebilecektir. Finans teorisinde uzun hafıza ve zayıf formda etkinlik odaklı çalışmaların çoğunlukla sermaye piyasası olmak üzere kripto para ve değerli metal konularında yoğunlaştığı görülmüştür. Yazın incelemesinde CDS primlerinde ikili uzun hafıza incelemesinin yapılmadığı görülmüştür. Çalışma ile türev piyasalarında önemli bir

yeri olan CDS primlerinde ikili uzun hafıza, örneklem çeşitliliği, incelenen dönem ve zayıf formda etkinlik-fraktal piyasa özellikleri sınaması ile literatüre katkı sağlanacaktır.

Çalışmada, G20 ülkelerinin CDS primlerinde uzun hafıza bağımlılığı ve EPH, FPH koşullarını sağlayıp sağlamadığını incelemek için serilerin zaman serisi özellikleri belirlenmiş, durağanlık yapısı araştırılmış ve varyansdaki yapısal kırılmalar Sanso vd., (2004)'nin varyansta kırılma testiyle belirlenip volatilité düzeyinde dikkate alınmıştır. Ön uzun hafıza testleri (GPH - GSP ve R/S Analizi) ile getiri düzeyinde örneklemelerin genelinde kısa hafızaya yakın, volatilité düzeyinde ise uzun hafıza bulguları elde edilmiştir. Uygun ARFIMA (ARMA) yapısı belirlendikten sonra ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-HYGARCH, ARFIMA FIAPARCH ve ARFIMA-FIEGARCH yöntemleri ile ikili uzun hafıza sürecine devam edilmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde türev piyasalar ve kredi temerrüt takası hakkında, ikinci bölümde Etkin Piyasa Hipotezi ve Fraktal Piyasa Hipotezi hakkında, üçüncü bölümde kullanılan ekonometrik yöntemler hakkında detaylı bilgilere ve yazın incelemesine, dördüncü bölümde çalışmaya konu ülkelerin uygulama sonuçlarına ve yorumlarına yer verilmiş, son olarak toplu değerlendirme ile birlikte piyasa katılımcılarına önerilerde bulunulmuştur.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. TÜREV PİYASALARIN GELİŞİMİ, KREDİ RİSKİ YÖNETİMİ ve KREDİ TEMERRÜT TAKASI

1.1. Türev Piyasaların Ortaya Çıkışı ve Tarihsel Gelişimi

İkinci dünya savaşı sonrasında uluslararası işbirliğinin gelişmesi ile uluslararası ticarete serbestliğe ve finansal konularda düzenlemelere ilişkin bir sisteme ihtiyaç duyulmuştur. Bu ihtiyaç nedeniyle yeni bir uluslararası para sistemini tartışmak amacıyla bazı ülkelerin katılımıyla 1944 yılında ABD’de yer alan Bretton Woods kentinde konferans düzenlenmiştir. Konferansta, ABD doları ve dolar aracılığıyla endirekt yoldan altın temelinde bir para sistemi üzerinde anlaşılmıştır. ABD ekonomisinin dünya ekonomisinde ki ağırlığı nedeniyle ABD’yi dünyanın merkez bankacısı konumuna getiren bu sistem, sabit kur rejiminin yetersiz kalması sonucu 1973 yılında çökmüştür.

Bretton Woods sisteminin çökmesi ile birlikte 1972 yılından itibaren faiz oranlarında ve döviz kurunda yaşanan dalgalanmalar sonucunda finans piyasalarında belirsizliğin artmasına neden olmuş ve ortaya çıkan risklerden korunma ihtiyacını doğurmuştur. Riskten korunma amacıyla faiz, döviz ve hisse senedi üzerine vadeli işlem ve opsiyon sözleşmelerinin kullanılmasının yanında spekülâtörlerin kaldıraç etkisinden faydalanmak için bu piyasalarda işlem sayısını artırması, vadeli işlem ve opsiyon piyasalarında işlem hacminin yüksek düzeylere ulaşmasına neden olmuştur. 1970’lerden bugüne değin finansal piyasalarda yaşanan en önemli gelişmelerden biri, türev piyasalarda görülen hızlı büyümedir (Ersoy, 2011, s. 64). Türev araçların gelişmiş bir finansal sistemin önemli bir aracı olmasının nedenleri şu şekilde sıralanabilir (Karatepe, 2000, s. 3);

- Vadeli işlemler spot piyasada alınan pozisyonlara ve gelecekte olabilecek fiyat belirsizliklerine karşı bir koruma aracı olarak kullanılabilirler
- Türev araçlar, piyasada dolaşan nakit için alternatif yatırım imkânları sağlayarak piyasa etkinliğinin artmasına yardımcı olur
- İşlem maliyetinin göreceli olarak düşük olması nedeniyle yatırımcının maliyeti de düşük sevidedir

- Türev piyasalar sayesinde spot piyasa daha likit olmaktadır. Gelecekte karşılaşılması muhtemel fiyat dalgalanmalarına karşı koruma imkânı olan bu piyasalarda işlem gören emtiaya olan yatırımcı ilgisi de doğal olarak artmaktadır
- Türev piyasada küçük sermaye ile de pozisyon alınabilir. Türev ürün sözleşmesinden kaynaklanan işlem maliyeti, sözleşmeye konu olan emtianın piyasa fiyatından oldukça düşük olmaktadır. Bu sayede piyasa bilgisi olan ancak yeterli sermayesi olmayan yatırımcılar küçük sermaye ile büyük kazanç sağlayabilmektedir.

1.2. Türev Piyasası Ürünleri

“Türev” terimi esas itibariyle opsiyon ve vadeli işlem (futures) seçeneklerini içeren finansal araçların geniş bir sınıfından meydana gelmektedir. Bu finansal araçlar değerlerini dayanak varlığın fiyatından ve diğer ilgili değişkenlerden almaktadır (Vashishtha ve Kumar, 2010, s. 16). Türev ürünler, futures, forward, swap ve opsiyon sözleşmeleridir. Türev piyasaları türev ürünlerin işlem gördüğü piyasalar oluşturmaktadır (Ersoy, 2011, s. 64).

1.2.1. Forward Sözleşmeleri

Forward sözleşmelerinin geçmişi ortaçağa dayandırılmaktadır. Forward piyasaları, zanaat ve tarım kesiminin fiyat değişikliklerinden korunma çabalarıyla ortaya çıkmaya başlamıştır (Chambers, 2012, s. 5). Bir Forward sözleşmesi göreceli olarak basit bir türev araçtır. Forward, gelecekte belirli bir zamanda bir gelirin alım yada satım anlaşmasıdır. Forward işlemleri tezgah üstü piyasada işlem görmektedir (Hull, 2015, s. 6). Forward sözleşmesinde teslimat gelecekte yapılmasına rağmen, fiyat sözleşme anında belirlenmektedir. Forward işleminde sözleşmeye taraf olanlardan biri uzun bir pozisyon (alıcı) alır ve dayanak varlığı belli bir tarihte belirli bir fiyattan almayı kabul eder. Satıcı olarak bilinen sözleşmenin diğer tarafı ise kısa pozisyon alır ve varlığı aynı tarihte aynı fiyata satmayı kabul eder. Belirlenen fiyat, teslimat fiyatı olarak adlandırılmaktadır. Teslimat gibi sözleşme şartları fiyat ve miktar, sözleşmenin tarafları ile karşılıklı olarak belirlenmektedir (Vashishtha ve Kumar, 2010, s. 18).

1.2.2. Future Sözleşmeleri

Future sözleşmesinde amaç, döviz kuru riskine karşı pozisyon almak ve beklenen spekülâtif hareketleri kara dönüştürmektir (Doğukanlı, 2015, s. 127). Spot piyasada bugün tüketim için emtia alınırken, Forward ve Future sözleşmesinde gelecekte belli bir tarihte emtia almak için anlaşma yapılmaktadır. Forward ve Future sözleşmeleri arasında kişiselleştirme, likidite ve karşı taraf riski gibi önemli farklılıklar bulunmaktadır. Forward sözleşmeleri tezgah üstü piyasa ürünü olduğu için likidite riskine ve ödenmeme riskine tabiyken Future sözleşmesi standartlaşmış, likiditesi yüksek ve ödenmeme riski olmayan bir sözleşme türüdür (Przybylinski ve Leonberger, 2010, s. 2). Yatırımcının futures sözleşmesi satabilmesi için sözleşmede yer alan varlığa sahip olması gerekmektedir. Bunun için futures sözleşmesi pay senedi, yabancı para veya tahvil gibi dayanak varlıklara bağlı olarak çıkarılmaktadır (Chambers, 2012, s. 7).

1.2.3. Opsiyon Sözleşmeleri

Opsiyon sözleşmesi, alım satım ile ilgili seçme hakkı sağlayan standart bir sözleşmedir. Opsiyon sözleşmeleri çok sayıda yatırım pozisyonu seçeneği sağlaması ile yatırımcıya esneklik tanımaktadır (Karan, 2013, s. 624). Opsiyonun diğer özelliği ise yatırımcının dayanak varlığı alıp satabileceği süreyi tanımlayan sözleşme vadesidir. Sözleşme vadesinin dolması ile opsiyon artık kullanılamaz. Opsiyon sözleşmeleri, vadeye kadar uygulanabilenler ve sadece vade tarihinde uygulanabilenler olarak iki genel tipe sahiptir. Erken uygulanabilen seçeneğe Amerikan tipi opsiyon, sadece belirli vade tarihinde uygulanabilen seçeneğe ise Avrupa tipi opsiyonu denmektedir (Clarke, Silva ve Thorley, 2013, s. 46).

1.2.4. Swap (Takas) Sözleşmeleri

İlk swap işlemi, 1923 yılında Avusturya Merkez Bankasının spot piyasada İngiliz Sterlinine karşılık ulusal parayı satıp vadeli olarak geri satın alması olarak gösterilmektedir. Swap işlemlerinin gelişmesi aslen 1970’li yıllardan itibaren başlamaktadır (Anbar ve Karabıyık, 2018, s. 78). Tezgâh üstü takas piyasasının ortaya çıkışı ise, 1981 yılında IBM ile Dünya Bankası arasında müzakere edilen bir para takası ile olmuştur. O tarihlerde Dünya Bankasının ABD doları cinsinden borçlanmaları ve IBM’in ise Alman Markı ve İsviçre Frankı cinsinden borçlanmaları olmuştur. Dünya Bankası, Alman Markı ve İsviçre Frankı ile doğrudan borçlanamaması nedeniyle IBM’in

borçlarının faizini ödemeyi kabul ederken, IBM bunun karşılığında Dünya Bankasının borçlarının faizlerini ödemeyi kabul etmiştir. 1981 yılında yapılan bu işlemde bugüne takas pazarı olağanüstü bir büyüme kaydetmiştir. Takaslar tezgâh üstü türev piyasasında merkezi bir öneme sahip konuma gelmiştir (Hull, 2015, s. 152).

Swap işlemleri, temelde fon kullananlar ve aracılar olarak iki grupta yer almaktadır. Fon kullananlar, ekonomik nedenlerle faiz ve döviz riskini azaltmak için swap yaparken, aracılar komisyon ücreti ve kazanç elde etmek amacıyla swap yapmaktadır (Anbar ve Karabıyık, 2018, s. 78). Swap işlemi, farklı piyasalarda faaliyet gösteren ve buna bağlı olarak farklı kredi değerliliklerine sahip olan kurumların, bu farklılıkları birbirlerinin yararına olacak şekilde kullanmasıdır. Finansal piyasaların kurumsal ve yapı bakımından farklılık özelliği göstermesi, swap işleminin gereği olarak gösterilebilir. Swap piyasasının gelişmesine neden olan etkenlerden biri ise swapın para piyasası aracı olmak yerine kredi piyasası aracı haline gelmesidir. Swap işlemleri kredi işlemlerine göre oldukça hızlı şekilde gerçekleştirilmektedir (Karatepe, 2000, s. 148). Swap sözleşmesine temel oluşturacak nedenlere ayrıntılı olarak bakılacak olursa; (Akgüç, 2001, s. 698)

- Ülke riskinin yüksek olması ya da düşük kredi değerliliği gibi nedenlerle sabit faizli fon bulmada yaşanan zorluklar,
- Portföyüne esneklik kazandırmak isteyen kredi değerliliği yüksek olan firmaların değişken faizli fonları tercih etmesi,
- Yüksek tutarlı uzun vadeli yabancı kaynak imkânlarının bazı piyasalarda yetersiz olması,
- Diğer ülkelerin sağlayabileceği yüksek getiriden yararlanma motivasyonu,
- Farklı finansal piyasalarda var olan örgüt ve yapı farklılıkları.

1.2.4.1. Swap Sözleşmelerinin Çeşitleri

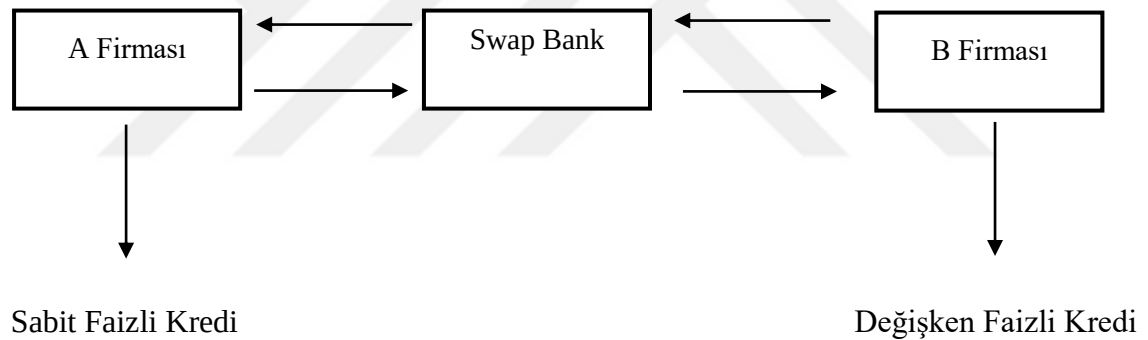
1.2.4.1.1. Faiz Swapı (Interest Rate Swap)

Faiz swapı, anaparayı değiştirmeksizin bir dizi faiz ödemesini değiştirmek amacıyla yapılan bir anlaşmadır. Tipik bir sabit/değişken kur swapında, taraflardan biri diğerine belirli aralıklarla varsayımsal tutar üzerinde sabit bir oranda hesaplanan faizi ödemeyi taahhüt eder; diğer taraf ise değişken faiz oranına göre hesaplanan faizi ödemektedir (Bicksler ve Chen, 1986, s. 646). Başka bir tanıma göre faiz swapı, belirli

bir ulusal para üzerinden sabit faizle ve nispeten ucuza sağlanan kredinin, diğer bir firmanın değişken faizli ve nispeten pahalı bir kredi işlemi ile karşılıklı olarak değiştirilmesidir (Seyidoğlu, 1999, s. 353). Bu swap çeşidi kredi değerliliği farklı olan taraflar arasında yapılmaktadır. Kredi değerliliği düşük olan taraf, kredi değerliliği yüksek olan tarafın kredi maliyetini düşürmekte ve aynı zamanda değişken faizli dış kaynağını sabit faizli kaynağa dönüştürerek faiz riskine karşı koruma sağlamaktadır. Sabit değişken faiz swapının gerçekleşebilmesi bazı koşullara bağlıdır; (Doğukanlı, 2015, s. 91-92)

- Farklı kredi değerliliklerine sahip olan iki firma,
- Söz konusu firmaların bağımsız olarak borçlanabilmeleri,
- Taraflardan birinin borcunu sabit faizli, diğerinin borcunun ise değişken faizli olması

Faiz swapının işleyişi Şekil 1.1’de görülmektedir.



Şekil 1.1: Faiz Swapı

Kaynak: (Anbar ve Karabıyık, 2018)

Şekil 1’e göre faiz swapı yapılmadan önce taraflar değişken ve sabit sabit faizle fon bulabilmektedir. Swap işlemi ile, borçlanma yöntemlerini kendi ihtiyaçlarına göre değiştirmektedirler (Anbar ve Karabıyık, 2018, s. 82).

1.2.4.1.2. Para (Döviz) Swapı (Currency Swap)

Daha önce de belirtildiği üzere ilk para swapı, 1981 yılında IBM ile Dünya Bankası arasında müzakere edilen bir para takası ile olmuştur. O tarihlerde Dünya Bankasının ABD doları cinsinden borçlanmaları ve IBM’in ise Alman Markı ve İsviçre Frankı cinsinden borçlanmaları olmuştur. Dünya Bankası, Alman Markı ve İsviçre Frankı ile doğrudan borçlanamaması nedeniyle IBM’in borçlarının faizini ödemeyi kabul

ederken, IBM bunun karşılığında Dünya Bankasının borçlarının faizlerini ödemeyi kabul etmiştir. Firmaların para swapını seçme nedeni, döviz kuru denetimiyle ilgili denetimlerden kaçınma ve dövizle borçlanma maliyetini azaltıp daha da uzun süre döviz cinsinden fon ihtiyacın gidermedir (Karatepe, 2000, s. 161). Para swapının gerçekleşmesi için bazı şartlar gerekmektedir (Başoğlu, Ceylan ve Parasız, 2009, s. 410);

- Sözleşmeye konu olan paraların üzerinde anlaşılan döviz kuru üzerinden karşılıklı olarak değiştirilmesi,
- Faizlerin değiştirilmesi,
- Sözleşmenin sona ermesiyle üzerinde anlaşılan döviz kuru üzerinden anaparanın iade edilmesi.

Açıklamalardan da anlaşılacağı üzere para swapı sözleşmeleri, kur riski yönetimi, ucuz fon maliyeti ve piyasalara farklı para birimleri ile erişim güdülerini ile yapılmaktadır.

1.2.4.1.3. Varlık Swapı (Asset Swap)

Çoğu yatırımcı için varlık swapı aracılığıyla swap piyasalarıyla bağlantı kurmak ilk ve tek yöntem olabilmektedir (Karatepe, 2000, s. 164). Varlık swaplarında sözleşmenin amacı, alacakların ekonomik yapısını değiştirmektir. Geniş tanımlamada varlık swapları, yapay bir varlık oluşturmak için bir aktif ile bir swapın birleştirilmesinden ibarettir. Bu işlem sayesinde aynı veya farklı para birimlerinden sabit faizli bir aktif, değişken faizli bir aktife dönüştürülmektedir. Bu değişiklik sayesinde yatırımcı nakit çıkışlarını istediği faiz oranına ya da para birimine dönüştürebilmektedir (Keskin, 2007, s. 77).

1.2.4.2. Swap Sözleşmelerinin Faydaları

Modern işletme finansmanı anlayışında işletmeler için türev araç kullanımının önemi belirtilmektedir. Türev araçlar arasında yer alan swap işlemlerinin ise işletme finansmanı için bir çok faydası bulunmaktadır. En önemlilerinden biri, sözleşme taraflarının finansman maliyetini önemli ölçüde azaltmasıdır. Diğer bir faydası ise tarafların (farklı ülkelerde yer alan swap işlemi tarafları) vergiden ve diğer mevzuat düzenlemelerinden kaçınmasına imkan vermesidir. Bu durum, kendi ülkesindeki ekonomik sınırlamalardan kaçınmak isteyen yatırımcının durumu için geçerli olmaktadır. Swap sözleşmeleri işletmenin aktif ve pasif mevcutlarını korumak için de

kullanılmaktadır. Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların, ulusal para biriminden borcu olan çok uluslu şirketlerin beklenen karını azalttığı durumda para swapı sözleşmesi ile borçlar ve alacaklar döviz kuru riskine karşı korunma sağlanabilmektedir (Karatepe, 2000, s. 170-171).

1.3. Kredi Riski Yönetimi

Risk, sermaye piyasalarında çok sayıda şekil almaktadır ve finansal kurumlar riski değerlendirmede, dağıtmada ve yönetmede kritik rol oynamaktadır. Kredi riskine en basit örnek, ödünç para veren bankanın aldığı risk (borçlunun temerrüte düşme riski) gösterilebilir (Chisholm, 2009, s. 1). Kredi riski, finansal sözleşmelerde yer alan yükümlülüklerin yerine getirilmemesi veya aksatılması durumunda da ortaya çıkabilmektedir. Kredi kullanan tarafın itibarındaki azalma ile kredi derecelendirme notunda meydana gelen düşme, kredi riskine neden olmaktadır. Bundan dolayı kredi riski sadece fiili kredi kullanımlarından kaynaklanmamakta ve Bankacılık Kanununda kredi kapsamına alınan işlemlerin belirtilen durumlara bağlı olarak ortaya çıkabilmektedir (Delikanlı, 2010, s. 14-15). Finans teorisinin geneli için (kredi veren kurumlar, kredili satış yapan firmalar) düşünüldüğünde kredi riskini belirleyen bazı etkenlerin üzerinde durulması gerekmektedir (Akgüç, 2001, s. 265);

- Karakter; kredi talep eden tarafın sözlerine bağlılığı, yükümlülüklerini yerine getirmede gösterdiği çabalar ve iyi niyeti,
- Kapasite; kredi talep eden tarafın planlama ve uygulama ile ilgili yetenekleri,
- Sermaye durumu (finansal etmenler); kredi talep eden tarafın finansal durumunun güvenilir yapıda olup olmaması,
- Gösterilen güvence; kredi talep edenin göstereceği teminat, kefalet, banka teminat mektubu,
- Ekonomik ve sektörel koşullar; ekonominin içinde bulunduğu konjonktürel durum ve endüstri kolunun mevsimsel koşullardan etkilenme derecesi ve iniş-çıkışların düzenli olup olmadığı,
- Diğer etmenler; firmanın yaşı, büyüme potansiyeli, işletme sahipliği yapısı.

Belirtilen etmenler, finansal olan ve olmayanlar olarak da ikiye ayrılabilir. Kredi riskine maruz kalan tarafı, karşı tarafa finansal olan ve olmayan etmenlere göre puanlayabilir ve belirli bir puanı aşanlarla çalışabilir.

Kredi riski finansal sistem için büyük öneme sahiptir. Bu nedenle kredi riskinin yönetilebilmesi amacıyla gelişmiş ülkelerin merkez bankaları ve bankacılık düzenleme kurullarından yetkililerin katılımıyla oluşturulan Basel Bankacılık Denetim Komitesi oluşturulmuştur (Terzi, 2017, s. 247). Bu komite uyarında 1988 yılından günümüze değin Basel I-II ve III adıyla düzenlemeler yapılmıştır.

1.3.1. Basel I Sermaye Uzlaşısı

1930 yılında İsviçre'nin Basel şehrinde kurulan Bankacılık Gözetim Komitesi, Uluslararası Ödemeler Bankasının bünyesinde G-10 ülkelerinin merkez bankası başkanlarının kararıyla Aralık 1974 tarihinde kurulmuştur. Kuruluşun kurucu üyeleri ise ABD, Almanya, Japonya, İngiltere, Fransa, İtalya, Kanada, Hollanda, İspanya, İsveç, İsviçre, Belçika, Lüksemburg olmak üzere finansal sistemde ağırlığı olan 13 ülkeden oluşmaktaydı. Kuruluşun denetim komitesi üyeleri söz konusu ülkelerin merkez bankası ve bankacılık denetim kuruluşlarının yetkililerinden oluşmaktaydı (Yıldırım, 2015, s. 10).

Basel komitesi, resmi statüsü yada otoritesi olmayan, ilgili ülkelerin bankacılık üst kurullarının üye olduğu bir organizasyon yapısına sahiptir. Komite temel konu olarak bankacılık sektörünü ilgilendiren risklere odaklanmakta ve bankacılık sisteminde risk yönetimi kültürünü ve bilincini oluşturmayı amaçlamaktadır. Bankalarda risk yönetimi kültürünün oluşması, bankacılık sektöründe verimliliği artırmakta ve piyasanın korunması bakımından daha doğru bir sistemin oluşmasını sağlamaktadır. Nitelik yada nicelik bakımından yaşanabilecek bir sorun ise risk yönetimi tarafından hızlı bir şekilde teşhis edilebilmektedir (Terzi, 2017, s. 247). Basel I'in özünü, istikrar, emniyet ve güven bakımından sürdürülebilir bir uluslararası bankacılık sistemi oluşturmak, banka sahiplerinin ve yöneticilerinin vizyonlarını yeni sisteme uygun olarak genişletmek, personel eğitimi ve teknoloji yatırımlarını tamamlamak, uluslararası uygulamalara standartlar getirmek gibi konular oluşturmaktaydı. Basel Komitesi'nde üye ülkeler için tavsiye niteliğinde karar alınmasına rağmen 100'den fazla ülke tarafından geniş ölçüde kabul görmüş ve uygulanmıştır. Kuruluşunun ilk zamanlarında likidite bakımından kredi riskini bertaraf etmeyi amaçlayan Basel Komitesi kararları piyasa ve operasyonel risklerin de eklenmesiyle gelişmeye açık hale gelmiştir. Basel I ile gelen risk ağırlıklarının banka bilançosu, kredi riski ve kredi işlemleri üzerinde önemli etkisi bulunmaktaydı. Basel I'e yönelik, OECD üyesi ve üyesi olmayan ülkeler için farklı risk konusu ve OECD ülkelerinin avantajlı durumda olması, bankaların risk yönetimi

sistemlerini geliřtirmeleri için gerekli teřvięi vermemesi, operasyonel risklerin dikkate alınmaması, kredi risklerine gereęinden fazla odaklanması gibi konularda eleřtiriler getirilmiřtir (Erol, 2007, s. 156).

1.3.2. Basel II Yeni Sermaye Uzlařısı

Basel II kriterleri Basel I'in devamı nitelięinde özellikler göstermesine ek olarak bankaların risk ölçümünün ve sermaye yeterlilięi hesaplamalarının daha saęlıklı olması için köklü deęiřiklikler içermektedir. Basel II kriterleri, risk odaklı sermaye yönetimi ve risk odaklı kredi fiyatlaması gibi asgari sermaye tutarını riski baz alarak belirlemeye yönelik bir uzlařı olarak 2004 Haziran ayında Basel Bankacılık Denetim Komitesi tarafından duyurulmuřtur (Erdoğan, 2014, s. 150). 2005 yılında çiftte temerrüt ve alım satım faaliyetlerine yönelik güncellemeler 2005 yılında yapılmıř ve 2006 Haziran ayında yayınlanmıřtır. Basel I'e yönelik eleřtiri alan konular nedeniyle Basel II kriterleri, yayınlanmadan önce güncellemeden geçmiřtir. Basel II her ülkeye aynı reęete yaklařımı yerine ülke inisiyatifine bırakılan uygulama tercihlerini öngörmektedir. Basel II kriterleri ile kanuni özsermaye tutarı ile riskler daha iyi řekilde eřleřtirilmiř, risk ölçümü ve yönetiminde yařanan geliřmeler göz önüne alınarak geniř kapsamlı bir yaklařım getirilmiř, finansal sistemin güvenlięini ve saęlamlıęını, rekabet eřitlięini destekleyen, özellikle uluslararası bankalara odaklanılmıřtır (Yıldırım, 2015, s. 13).

1.3.3. Basel III Sermaye Uzlařısı

2008 Eylül ayında Lehman Brothers'ın iflas duyurusu, AIG Sigorta'nın çöküř eřięine gelmesi, Fortis'in parçalanarak satılması, İzlanda'nın en büyük ticari bankasının iflasının ardından ülke bankacılık sisteminin çökmesi gibi büyük finansal kırımlar, kriz durumları için yeterli önlemin alınmadıęını ve yürürlükteki sistemin yetersiz olduęunu göstermiřtir (Terzi, 2017, s. 250). Basel komitesi, 2009 Aralık ayında "Bankacılık Sektöründeki Dayanıklılıęın Artırılması İřtiřare Metni" isimli çalışmayı Basel II uzlařısının belirlenebilen eksikliklerini gidermek ve 2008 küresel finans krizi kapsamında halen yürürlükte olan Basel II kriterlerini geliřtirmek amacıyla yayınlanmıřtır. Basel III uzlařısı, Basel II gibi sermaye ihtiyacını hesaplama yöntemini tamamıyla deęiřtiren bir uzlařı olmamasıyla beraber, Basel II uzlařısının 2008 finansal krizi esnasında gözlenen eksikliklerini tamamlayan bir "Ek Düzenlemeler Seti'dir (Erdoğan, 2014, s. 163). Basel III uzlařısı ile ulařılmak istenen hedefler; bankacılık sisteminin ekonomik ve finansal

şoklara karşı direncinin artırılması, risk yönetimi ve kurumsal yönetim becerilerinin geliştirilmesi, bankacılık sisteminin şeffaflığının artırılması ve kamuya bilgi paylaşımı özelliklerinin artırılması, mikro düzeyde yapılan düzenlemelerle tekil düzeyde bankanın dayanıklılığının artırılması, makro düzeyde yapılan düzenlemelerle finansal sistemin şoklara karşı dayanıklılığının artırılması (Apak, Erol ve Aslan, 2016, s. 24).

1.3.4. Kredi Derecelendirme Şirketleri ve Notları

Mali sektörde yaşanan istikrarsızlıklar, özellikle gelişen piyasalarda finansal yapılanmanın sağlıklı bir zemine oturtulmasını gerekli kılmıştır. Bu ihtiyaç ise piyasalarda derecelendirme olgusunu gündeme getirmiştir. Derecelendirme sistemi ilk kez 19. yy'ın başlarında ABD'de ortaya çıkmıştır. 1837 – 1941 döneminde ABD ekonomisinde yaşanan çöküş ile birlikte şirketlerin yükümlülüklerini yerine getirememesine ilişkin bir kredi notu uygulaması L. Tappan tarafından başlatılmış ve ardından 1900 yılında John Moody's şirket bilgilerinin yer aldığı bir el kitabını yayınlarak yatırım tercihlerine yön vermiştir. 1909 yılında Moody's şirketlerin borçlarına “A”, “B”, “C” gibi dereceler vermiştir. 1913 yılında Fitch'in kurduğu şirket ise şirket performansını değerlendiren ilk derecelendirme kuruluşu olmuştur. Devamında 1941 yılında kurulan S&P ile birlikte günümüze değin en etkili üç kuruluş olduğu görülmektedir (Kargı, 2014, s. 356).

Derecelendirme, özel ve tüzel kişilerin borç yükümlülüklerini ifa edebilme gücünün tarihi ve güncel verilerden faydalanılarak belirlenmesine yönelik yapılan değerlendirme ve sınıflandırma işlemi olarak tanımlanmaktadır (Aksoylu, 2017, s. 19). Derecelendirme, borçlu tarafın yükümlülüğünü vadesinde ve belirlenen şekilde ödeyebilme gücünü, istekliliğini ve kredibilitesini yansıtan standart ve objektif bir görüştür. Derecelendirme faaliyeti, söz konusu kurumun likiditesinin, organizasyonunun, parasal yükümlülüklerini karşılama gücünün, karlılığının ve finansal yapısının ekonomik ve politik koşulların dikkate alınarak değerlendirilmesidir. Derecelendirme genellikle borçlanma araçları (özel sektör tahvili) ve işletmeler için yapılmaktadır. Devlet iç borçlanma senetleri risksiz varsayıldığı için derecelendirilmemektedir. Derecelendirme isteğe bağlı olarak yapılmaktadır (Korkmaz ve Ceylan, 2017, s. 162). Tablo 1.1'de 3 kredi derecelendirme kuruluşunun not sistemi verilmiştir.

Tablo 1.1: Kredi Derecelendirme Kuruluşları ve Not Sistemi

Sandart & Poor's	Fitch	Moody's	Notun Açıklaması	
AAA	AAA	Aaa	En Yüksek Derece	
AA+	AA+	Aa1		
AA	AA	Aa2	İyi Kredi Derecesi	
AA-	AA-	Aa3		
A+	A+	A1		Yatırım
A	A	A2	İyi Kredi Derecesi	Yapılabilir Seviye
A-	A-	A3		
BBB+	BBB+	Baa1		
BBB	BBB	Baa2	Ortanın Altı Seviye	
BBB-	BBB-	Baa3		
BB+	BB+	Ba1		
BB	BB	Ba2	Yatırım Yapılmaz	
BB-	BB-	Ba3		
B+	B+	B1	Spekülatif	
B	B	B2	Önemli Derecede	Spekülatif Seviye
B-	B-	B3	Spekülatif	
CCC+	CCC+	Caa		
CCC	CCC	Caa3	Şiddetli Riskli	
CC	CC	C	Aşırı Spekülatif	
D	DDD DD D	D	Yükümlülüğünü Yerine Getiremez	Temerrüt

Kaynak: Yıldırım ve diğerleri (2018)

Kredi derecelendirme kuruluşlarının 1997 Asya, 1998 Rusya ve 2008-2009 finans krizini öngörememesi sonrası bu kuruluşlara olan eleştiriler yükselmeye başlamıştır. Ülke ve şirketlere not verirken derecelendirme kuruluşlarının kendi çıkarları için yatırımcıları yanlış yönlendirdiği yönünde düşünceler piyasa katılımcıları arasında genel kabul olmuştur (Yıldırım, Yıldız, ve Aydemir, 2018, s. 13).

1.4. Kredi Riski ve Kredi Türevleri

Kredi temerrüt takası ile ilgili tanımlara geçmeden önce kredi temerrüt takaslarının bir çeşidi olan kredi türevlerine ve kredi türevlerinin çıkış noktası olan kredi riski ile ilgili açıklamalara bakılacak olursa; Neal (1996)'e göre kredi riski, borçlunun banka kredisini veya diğer borçlarını geri ödeme taahhüdünde temerrüde düşme

olasılığıdır. Brown ve Moles (2014)'e göre kredi riski, sözleşmede taraflardan birinin mutabık kalınan şartlara uygun olarak yükümlülüklerini yerine getirememe potansiyelidir. Li ve Zhang (2019)'e göre kredi riski, karşı tarafın sözleşme ile ödeme zorunluluğu olan ödemeyi yapmama riskini ifade eder.

Kredi riski, borçlunun banka kredilerini veya borcunu geri ödeme taahhüdünde temerrüde düşme olasılığıdır. Kredi riski, kredi-borç ödemesi yapan-alan tarafları etkilemektedir. Bunlara örnek olarak tahvil ihraç edenler, tahvil yatırımcıları ve ticari bankalar gösterilebilir. Yakın gelecekte geri ödemesi olan bir borçlu, beklenmeyen olaylarla borçlanma maliyetinin artma riskiyle karşılaşabilmektedir. Tahvil yatırımcısı, tahvilin kredi derecelendirme notunun düşme riskiyle karşılaşabilmektedir. Kredi notunda meydana gelen bir düşüş, tahvilin kredi risk priminin artmasına neden olmakta ve tahvilin değeri ile fonların toplam getirisini olumsuz etkilemektedir. Ticari bankalar ise borçluların temerrüde düşme riskine maruz kalabilmektedir. Temerrüt ise borçlunun faiz ödemesi veya banka kredilerini geri ödeme yükümlülüğünü yerine getiremediğinde ortaya çıkmaktadır. Temerrüt durumunda tahvil sahipleri-borç verenler veya bankalar, kendilerine vaat edilen ödemeleri alamayacakları için zarara uğramaktadır (Neal, 1996, s. 16-17). Alacakların tahsil edilememesi durumunda, zarara neden olacak riski minimize etmek amacıyla kredi türevleri kullanılmaktadır. Kredi türevleri ile ilgili tanımlara bakılacak olursa;

Kredi türevi, sözleşmeye konu olan varlığın sahipliğini devretmeden riskini ve getirisini karşı tarafa devretmek için kullanılan sözleşmelerdir (Kiff ve Morrow, 2000, s. 3). Diğer bir tanıma göre kredi türevi; değeri, tahvil yada kredi benzeri dayanak varlığın kredi kalitesine bağlı olan ve karşı tarafa dayanak varlığın mülkiyeti yerine risk ve getirisini transfer eden finansal araçtır (Pollack, 2003, s. 3). Tanımlardan anlaşılabileceği üzere mülkiyetin değişmediği iki taraflı bir finansal işlemde, risk ve getiri karşı tarafa transfer edilmektedir. Finansal işlemde risk ve getiri, referans varlık'tan kaynaklanmaktadır. Bu referans varlık, kredi riskini doğuran uzun ya da kısa vadeli borçlanma aracı olabileceği gibi bankanın sağladığı kredi de olabilmektedir. Kredi türevi sayesinde taraflardan biri koruma satın alırken diğer taraf sözleşmede yer alan şartların gerçekleşmesi halinde sözleşmede belirtilen tutarda ödemeyi alacak olan taraftır.

Son on yılda meydana gelen finansal krizler ile kredi türevlerinin önemi ve dolayısıyla etkinliği daha da artmıştır. Kredi türevi piyasasındaki genişleme, BIS'in

(Bank for International Settlements-Uluslararası Ödemeler Bankası) altı aylık raporlarından anlaşılabilmektedir. Haziran 2021'e kadar olan dönemi kapsayan son raporun yer aldığı Tablo 1.2'de yer alan veriler incelendiğinde 2020'nin birinci yarısı itibariyle 606,911 milyar \$ olan tedavüldeki nominal sözleşmelerin değeri 2021'in ikinci yarısı itibariyle az bir artışla 609,383 milyar \$ olmuştur.

Tablo 1.2: Küresel Tezgahüstü Türev Piyasaları

	Tedavüldeki nominal miktar (milyar \$)				Brüt piyasa değeri (milyar \$)			
	2020/1	2020/2	2021/1	2021/2	2020/1	2020/2	2021/1	2021/2
Döviz sözleşmeleri	93,117	97,798	102,658	104,651	2,628	3,176	2,412	2,548
Faiz oranı sözleşmeleri	495,648	466,086	488,832	475,960	11,718	11,319	8,940	8,612
Emtia'ya bağlı sözleşmeler	6,457	7,084	7,506	7,280	659	840	730	655
Bütün sözleşmeler	606,911	582,832	609,383	598,416	15,481	15,783	12,617	12,439

Kaynak: BIS (2022)

Tedavüldeki sözleşmelerin el değiştirme maliyeti olan brüt piyasa değerleri ise 2020/1'den 2021/2'ye kadar % 10 azalarak 15,481 milyar \$ seviyesinden 12,439 milyar \$'a gerilemiştir. Verilere göre tezgahüstü türev piyasalarında tedavüldeki sözleşmelerin nominal ve brüt değerlerinde azalış eğilimi hakimdir.

ISDA verilerine kredi türevi piyasasında 2020'nin ilk çeyreğinde, 2019'un ilk çeyreğine göre nominal ve net ticaret hacmi sırasıyla % 67,9 ve % 61,5 artış gösterdi. CDX HY, CDX IG ve iTraxx Avrupa dâhil olmak üzere tüm ana endekslerde ticaret hacminde oldu. 2019 yılının ilk çeyreğinde kredi türevlerinde ticaret hacmi nominal olarak 2,4 trilyon dolardan 3,9 trilyon dolara yükseldi. İşlem sayısı ise aynı dönemde 63,2 binden 102,0 bine yükseldi. CDX HY işlem hacmi, 2019'un ilk çeyreğinde 360,7 milyar dolardan % 76,3 artışla 635,9 milyar dolara yükseldi. 2019'un ilk çeyreğinde 891,9 milyar dolardan, nominal olarak % 82,7 artışla 1,6 trilyon dolara yükselen CDX IG ticareti yapıldı. İTraxx Avrupa nominal işlemleri % 90.0 arttı ve 2019'un aynı döneminde 375,7 milyar dolardan 2020'nin ilk çeyreğinde 713,9 milyar dolara yükseldi.

1.4.1. Kredi Temerrüt Takası Kavramı (CDS-KTT)

CDS, “swap” olarak bilinen finansal tekniğe dayalı bir araçtır. Geniş anlamda swap, bir şeyin diğer bir şey ile değiştirilmesidir. Finans teorisi bakış açısıyla iki nakit akımının karşılıklı olarak değiştirilmesi anlamına gelmektedir. Diğer bir ifade ile bir finansal aracın getirisinin diğer bir finansal aracın getirisi ile takas edilmesidir (Delikanlı,

2010, s. 90). Kredi türevleri arasında yer alan kredi temerrüt takasları ile ilgili literatürde çeşitli tanımlamalar yer almaktadır.

Brigo ve Alfonsi (2005)'nin yaptığı kısa tanımlama ile temerrüde karşı koruma sağlayan bir sözleşmedir.

Kunt (2008)'a göre kredi temerrüt takası basit tanımlamada bir finansal sigorta sözleşmesi, en geniş tanımlamada ise herhangi bir finansal kredinin geri ödenmeme riskine karşı alacaklı tarafın parasını belirli bir bedel karşılığında garantiye almasına imkân veren, kredi türev aracıdır.

Okane (2008)'e göre kredi temerrüt takası, koruma alıcısını, fon ihraç edenin temerrüde düşmesi durumunda tahvil yada krediyi belirli bir nominal değerden korumak için yapılan iki taraflı bir tezgah üstü işlemidir.

Cao, Yu, ve Zhong (2010)'ya göre kredi temerrüt takası, temerrüt, iflas, ödeme başarısızlığı veya yeniden yapılanma gibi kredi olaylarının neden olduğu bir referans varlığın (borçlu) tahvillerinde veya kredilerinde kayıp durumuna karşı ödeme sağlayan bir kredi türevidir.

IOSECO (2012)'nin (International Organization of Securities Commissions) yaptığı tanımlamaya göre kredi temerrüt takası, piyasa katılımcıları arasında belirli bir kuruluşa ait kredi riskini transfer eden tezgah üstü sözleşmelerdir. CDS'in alıcısı, bir kredi olayının meydana gelmesi durumuna karşın periyodik ödemeler yapar. Bu sözleşmeler belirli bir referans kuruluşa (tek isimli CDS) veya bir referans varlık portföyüne (endeks-sepet) bağlıdır.

Broto ve Perez-Quiros (2013)'a göre CDS, sigorta sözleşmesi olarak işlev gören bir tezgah üstü türevidir; burada bir koruma alıcısı, vadeye kadar veya kredi işleminin gerçekleşmesine kadar satıcıya sabit bir miktar (CDS primi) öder.

Zhang ve Zhang (2013)'a göre kredi temerrüt takası, sözleşmede belirtilen dayanak varlığın temerrüt durumuna karşı alıcının yaptığı periyodik ödemelerle koruma sağlayan bir kredi türev sözleşmesidir.

Başarır ve Ketten (2016)'e göre kredi temerrüt takası ile ücret karşılığında kredinin geri ödenmeme riskine karşı alacaklı tarafa sigorta hizmeti sağlanmaktadır. Alıcıya yapılan ödeme sözleşmeye konu olan kredinin belirli bir yüzdesidir ve kredi temerrüt takası primi olarak adlandırılmaktadır.

Yazında yer alan tanımlamalara göre kredi temerrüt takası, iki taraf arasında gerçekleştirilen ve borcun ödenmemesi durumuna karşı borç veren tarafı belirli bir prim karşılığında koruma altına alan bir sözleşmedir. Koruma satın alan taraf, sözleşmeye konu varlığa ait edimlerin yerine getirilmemesi veya sözleşmeye konu varlığın derecelendirme notunda olabilecek düşüşe karşı kendini güvenceye almaktadır (Kaya, 2015: 48).

CDS, şirket ve banka gibi özel sektör tarafından çıkartılabildiği gibi ülke tarafından da çıkarılabilmektedir. Ülke CDS'leri devlet tahvillerini veya Euro Bondları esas alırken, özel sektör CDS'leri bono, kredi yada tahvillerini referans alarak çıkarılmaktadır (Aksoylu, 2017: 40).

1.4.2. Kredi Temerrüt Takas Sözleşmesi

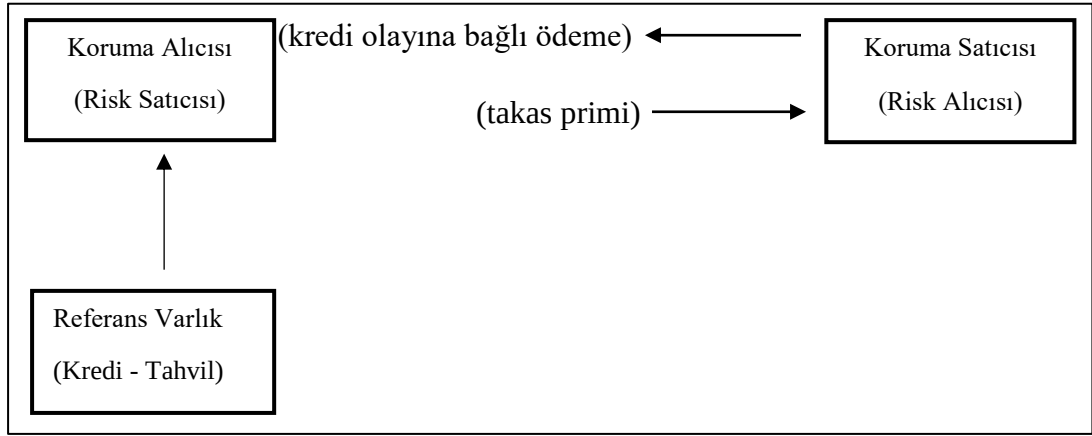
Bir şirketin finansal raporları şirketin finansal durumunu ortaya koyarken, makroekonomik faktörler, ülkenin borç ödeme kapasitesini ve bu kapasitenin dış şoklara karşı savunmasızlığını göstermektedir. Ülke kredi riski, bir ülkenin ekonomik performansının önemli bir göstergesi durumundadır (Turguttopbaş, 2013, s. 124). 2008 finans krizi sonrasında yüksek kredi notuna sahip olan ülkelerde ve özel finans kurumlarında yükümlülükleri yerine getirememesi ve iflas gibi kredi olaylarının yaşanması, kredi derecelendirme kuruluşlarının güvenilirliğinin sorgulanmasına neden olmuştur. Bu olaylar sonucunda kredi notlarının kredi riski için yeterli bir uyarı mekanizması olmadığı görüşü piyasa katılımcıları tarafından savunulmaya başlanmıştır. Kredi notlarına güvenin sarsılması ile birlikte kredi riskinin göstergesi olan CDS'leri piyasa katılımcıları tarafından daha yakından takip edilmeye başlanmıştır. CDS'leri kredi riski için kredi notlarına göre daha dinamik yapıya sahiptir. ISDA verilerine göre 2008 finansal krizi sonrasında CDS işlem hacimlerine düşüş gözlenirse bile ülke CDS primlerinin derecelendirme notlarına göre daha yüksek duyarlılığa sahip olduğu söylenebilir (Gökbulut, 2019, s. 60).

Ekonomik faaliyetlerin başlangıcından bu yana kamu kesimine fon sağlayan taraflar, hükümetlerin borcunu ödeyememesi durumunu telafi edebilecek bir mekanizmaya sahip olamamışlardır. Bu durumu telafi edebilecek çeşitli sigorta araçları zamanla geliştirilmeye başlanmıştır. Bu araçlardan biri de CDS'lerdir. Ülke borçlanma araçları üzerine hesaplanıp kullanılan CDS'ler, temerrüt durumunda riski transfer eden bir çeşit sigorta sözleşmesidir. CDS sözleşmelerinde kredi riskini transfer ederek asgari düzeye indirmek temel amaç olmasına karşın sözleşmenin sağladığı kaldıraç imkanı

sayesinde spekülasyon amaçlı kullanılabilir. Spekülasyon yapma amacıyla CDS piyasasında bulunan aktörler fiyatlara göre pozisyon almaktadır. Piyasada fiyatların normalüstü seviyede olduğunu düşünen yatırımcı kısa pozisyon alırken tersi durum için uzun pozisyon alarak kar sağlamayı amaçlamaktadır. Piyasa katılımcılarının spekülatif amaçla pozisyon almasına neden olan diğer bir etken ise menkul kıymet sahibinin gelecekte dönemde ki durumuna yönelik beklentileridir. Yatırımcı sözleşmeye konu olan borcun ait olduğu kurumun temerrüde düşmesi durumunda bile yükümlüğünü ifa edebileceğini düşünüyorsa düşük fiyattan CDS sözleşmesini alabilir. Borcun ödenmemesi durumu ise yatırımcıya yüksek maliyet olarak dönebilmektedir.

CDS'lerin fiyatı bir bakıma arz talep dengesi ile oluşmaktadır. Bu bakımdan günlük piyasa değerleri, piyasa katılımcılarının günlük kar-zarar durumunu belirlemektedir. Herhangi bir kredi olayı (temerrüde düşme) durumunda sözleşmeye konu olan varlığın kredibilitesinde meydana gelebilecek olan bir değişiklik sözleşme taraflarının kar-zarar durumunu etkileyebilmektedir (Gökbulut, 2019, s. 61).

CDS sözleşmelerinde koruma satın alan ve koruma satan olmak üzere iki yer almaktadır. CDS alıcı tarafı periyodik olarak satıcı tarafına prim (spread) ödemektedir. Satıcı ise referans varlığın temerrüde düşmesi halinde CDS sahibinin zararını karşılama yükümlülüğü altındadır. Teknik bakış açısından CDS bir satım opsiyonu (put options) olarak da nitelendirilebilir. CDS sözleşmesine konu varlığın temerrüde düşmesi (kredi olayı) durumunda CDS, atım opsiyonu işlevi ile sahibine satma hakkı tanımaktadır. Bu durumda CDS satıcısı ise satın alma veya sözleşme şartları uyarınca karşı tarafın zararını belirli bir oranda karşılama edimini vermektedir. CDS'lere ilişkin diğer önemli konu ise referans varlığın kredi değerine veya fiyatına göre CDS priminin yükselip azalmasıdır (Aksoylu, 2017, s. 40).



Şekil 1.2: Kredi Temerrüt Takasının İşleyişi

Kaynak: (Choudhry, Joannas, Landuyt, Pereira, ve Pienaar, 2010)

Şekil 1.2’de görüldüğü üzere CDS, kredi riskine konu olan varlığın temerrüt riskini azaltmak amacıyla yapılan iki taraflı bir sözleşmedir. Standart özellikte olan bu işlem “karmaşık olmayan (plain vanilla) CDS” olarak bilinmektedir. Şekilde yer alan işlemde bir referans varlık olduğu için tek varlığa ilişkin (single nema CDS) CDS olarak da adlandırılmaktadır (Delikanlı, 2010, s. 91). CDS primi vade sonuna kadar genel olarak sabit kalmaktadır. Bir CDS sözleşmesi beş ana unsur ile meydana gelmektedir: (Gökbulut, 2019, s. 49; Erdil, 2008, s. 78).

- *Prim* (spread), koruma alıcısının koruma satıcısına yaptığı düzenli ödemelerdir. 3 veya 6 ayda bir yapılan ödemeler.
- *Vade*, sözleşmenin son bulunduğu tarihtir.
- Borçlu tarafından ihraç edilen ve sözleşmeye konu olan *referans varlık*,
- Referans varlık için koruma satıcısına periyodik ödeme yaparak yatırım yapan *koruma alıcısı*,
- Referans varlığı ihraç ederek borçlunun riskini satın alan, borçlunun iflas etmesi halinde referans varlığı nominal tutardan satın almayı taahhüt eden, sağladığı koruma karşılığında koruma satın alandan periyodik prim ödemelerini tahsil eden ve taahhüt ettiği koruma işlevini temerrüt meydana gelene kadar ya da CDS sözleşmesinin vadesi dolana kadar devam ettiren *koruma satıcısı*.

CDS yatırımcıları, finansal raporlamada kullanmak için sözleşmenin cari değerini hesaplarken mevcut sözleşmelerden para kazanmak için kredi temerrüt takaslarını piyasaya sürebilir. CDS sözleşmesinin değeri diğer menkul değerlerle aynı metodla yani gelecekteki nakit akışlarını bugüne indirgeyerek hesaplanabilir (Beinstein ve Scott, 2006, s. 390).

Temerrüt takas işleminin asıl alıcısının, referans varlık borçlu tarafından ihraç edilen bir tahvile sahip olması gerekmez. Kredi temerrüt swapları, tek isimli kredi risklerinin akış ticareti (yatırım bankalarının uzmanlık alanı olan evrak ticareti) için veya portföy takas formunda bir sepet referans kredisi ticareti için yaygın olarak kullanılmaktadır (Choudhry ve diğerleri, 2010). Diğer bir deyişle CDS sözleşmesi herhangi bir yatırımcı tarafından riskten korunma yerine spekülasyon amaçlı kullanılabilir. Ayrıntılı şekilde anlatmak gerekirse; Yatırımcı “çıplak” (naked) bir CDS satın alır. Risk profili açısından, çıplak bir CDS sahibi yalnızca bir kredi olayı meydana gelirse kâr sağlar. Kredi piyasasındaki pozisyonu, bir tahvilin açığa satışına benzer, kredi riskinde kısa pozisyon alır. 2002'den itibaren, çıplak CDS, hem devlet ve özel risklerinin ticareti için giderek daha fazla kullanılmaktadır (Palladini ve Portes, 2011, s. 10).

1.4.2.1. Prim (spread)

CDS primi, tahvil ihraç edenin kredi riskini yansıtır ve genellikle peşin, üç ayda bir veya altı ayda bir ödenmek üzere LIBOR veya takas oranı gibi bir referans oranı üzerinden bir spread-marj olarak belirlenir. (A.Chan-Lau, 2003, s. 5) Diğer bir anlatımla, sabit tutarla ödenen takas primlerinin bugünkü değeri ile kredi olayının meydana gelmesi durumunda yapılacak ödemenin bugünkü değeri arasındaki farka göre hesaplanır. Prim ödemeleri kredi olayının meydana gelmesi ile ya da sözleşmenin sona ermesi ile sonlanır. Ülke CDS primlerinde 100 baz puanı %1 oranında prim ödenmektedir (Gökbulut, 2019, s. 52). CDS primleri kredi riskinin göstergesi durumunda olduğu için CDS primlerinin belirleyicilerini ortaya çıkarmak önem arz etmektedir. Gelişmekte olan 23 ülkeyi inceleyen Uysal (2017)' a göre pay senedi fiyatlarında ve döviz kurundaki oynaklık primleri olumlu yönde etkilerken rezervlerin dış ticaret açığını karşılama oranı primleri olumsuz yönde etkilemektedir. Primler ekonomik konjonktürden de doğrudan etkilenmektedir. Kriz dönemlerinde primler artışa geçerken büyüme dönemlerinde primlerde düşüş gözlenmektedir. Merrill Lynch (2006)'e göre CDS primlerinin etkileyicileri ise; varlık ihraç edenin ve koruma satıcısının aynı anda ve farklı zamanda

temerrüde düşme olasılığı ile bunlar arasındaki korelasyon, CDS sözleşmesinin vadesi ile referans varlıktan beklenen kazanç. Bunlar haricinde koruma satıcısının kredi notu da önemli bir etkidir.

1.4.2.2. Referans Varlık (Yükümlülük)

CDS sözleşmelerine konu olan finansal varlıklar “referans varlık” ve bu referans varlığı ihraç eden özel/tüzel kurumun borcunu ödeyememe durumu da “temerrüt hali” olarak isimlendirilmektedir. CDS sözleşmesine konu olan varlık, borcu belirleyen varlıktır. Referans varlık, likiditesi yüksek bir tahvil veya kredi olabilmektedir. Referans varlığın ilk fiyatı sözleşme düzenlenirken koruma alıcısı ve satıcısı tarafından ortaklaşa belirlenmektedir. Temerrüt durumu için nakdi uzlaşmaya dair plan varsa başlangıç fiyatının belirlenmesi gerekir. Bunun nedeni ise nakdi uzlaşmanın, referans varlığın başlangıç fiyatı ile temerrüt durumu sonrası fiyatı arasındaki farka dayanmasıdır (Kunt, 2008: 91). Koşullu ödeme, referans menkul kıymetin veya eşdeğer bir varlığın fiziki teslimatı ile veya nakit olarak ödenebilir. Sözleşme şartlarına göre primler sözleşme başlangıcında tek seferde ödenebileceği gibi periyodik şekilde ödenebilir. Fiziki teslimde koruma satın alıcı, referans varlığı koruma satıcısına teslim eder ve anapara tutarını alır. Sözleşmeler genellikle fiziki ödemeyi içerir. Gelişmiş piyasalarda CDS işlemleri 5 yıl vadeli sözleşmelerde yoğunlaşmıştır ve piyasa katılımcıları bu sözleşmeleri “ticari mal” olarak değerlendirir. Gelişmekte olan piyasalarda CDS ihraççıları genelde devlet ve bazı seçilmiş özel şirketler için söz konusudur (A.Chan-Lau, 2003, s. 5).

1.4.2.3. Vade (Dönem)

Her sözleşmede olduğu gibi CDS sözleşmesinin de belirli bir vadesi vardır. Sözleşme süresince koruma talep eden taraf koruma satıcısına düzenli aralıklarla prim öderken, koruma satan taraf ise temerrüt durumunda meydana gelecek zararı karşılamayı taahhüt eder. Temerrüt durumu vade dolmadan meydana gelirse sözleşme kendiliğinden sonlanmaktadır (Kunt, 2008: 91). Referans varlık ile CDS sözleşmesinin vadesinin aynı olması gerekmemektedir. Uygulamada sözleşmeye konu olan finansal varlığın vadesinin sözleşme vadesini aştığı görülmektedir. CDS özelinde ise 1,2,3,4,5,7,8 ve 10 yıl vadeli sözleşmeler düzenlenmektedir (Beinstein ve Scott, 2006, s. 12). ISDA verilerine göre CDS sözleşmelerinin %80-85 kadarı 5 yıl vadeli sözleşmelerden oluşmaktadır.

1.4.2.4. Kredi Olayı

“Kredi olayı”, koruma mekanizmasını tetikleyen durum için yasal terimdir. En sık kullanılan kredi olaylarının açıklaması Tablo 1.3'de verilmektedir.

Tablo 1.3: Sık Kullanılan Kredi Olayları

Tanım	Sert/ Yumuşak	Açıklama
İflas	Sert	Şirket iflas eder veya borçlarını ödeyemez. İflas olayı, devlet ihraççıları için geçerli değildir.
Ödeme Güçlüğü	Sert	Bazı ödemesiz dönemleri dikkate alarak referans varlığın vadesi gelen ödemeleri yapılmaması
Yükümlülüklerin Hızlandırılması	Sert	Temerrüt veya diğer nedenlerle ifa edilmeyen yükümlülüklerin vadeden önce ödenebilir hale gelmesi durumudur. Bu olay genellikle belirli gelişen piyasa sözleşmelerinde kullanılır.
Koruma satanın temerrüt durumu	Sert	Yükümlülükler vadeden önce kadar ödenebilir hale gelmiştir. Bu olay çoğunlukla kullanılmaz.
Borcu reddetme (Moratoryum)	Sert	Bir referans kuruluş veya hükümet yetkilisinin, yükümlülüklerin geçerliliğini reddetmesi veya buna itiraz etmesi. Yükselen piyasa ülke CDS primlerinde kullanılır
Borcun Yeniden Yapılandırılması	Yumuşak	Koruma arz eden tarafın yükümlülükleri daha uygun şartlar için yeniden müzakere edilebilir

Kaynak: Okane (2008)

Piyasalar kredi olaylarını sert-yumuşak kredi olayları olarak ikiye ayırmaktadır. Sert kredi olayları yükümlülüğün tamamının derhal ödenmesine ve aynı fiyattan işlemin devamına neden olan kredi olaylarıdır. Derecelendirme kuruluşlarının temerrüt duyurusu olarak isimlendirdiği olaydır. Tek yumuşak kredi olayı yeniden yapılandırmadır. Yeniden yapılandırma olayı ile yükümlülük yeni bir vade yapısıyla devam edebilir (Okane, 2008, s. 87). İflas olarak isimlendirilen kredi olayı, ISDA tanımlamalarında ayrıntılı olarak açıklanmıştır. Buna göre referans varlığın birleşme ve konsolidasyon gibi nedenler dışında feshedilmesi, referans varlığın ödenme güçlüğüne düşülmesi, borçların ödenemeyecek duruma düşülmesinin idari işlem/yargı kararıyla tespit edilmesi sonucunda vadesi gelen borçların ödenme yeteneğinin kaybedilmesi, referans varlığa kavyum yada geçici tasfiye memuru atanması ve referans varlıkla ilgili bir kısıtlamanın

meydana gelmesi iflas olarak değerlendirilecek durumlar arasında yer almaktadır (Kaya, 2015, s. 51).

Bir kredi olayının meydana gelmesi durumunda koruma alıcısı, referans varlığını satıcıya teslim eder ve bunun karşılığında satıcı, teslim edilen varlığın nominal değerini alıcıya öder. Sözleşme, alıcının teslim edebileceği bir dizi alternatif varlık belirtebilir; bunlar teslim edilebilir yükümlülükler olarak bilinir. Bu, belirli bir yükümlülük (belirli bir tahvil gibi) yerine bir referans isme bir takas girildiğinde geçerli olabilir. Birden fazla teslim edilebilir yükümlülüğün belirtildiği durumlarda, koruma alıcısı her zaman uygun varlıklar listesindeki en ucuz olan varlığı teslim edecektir. Bu, devlet tahvili vadeli işlem sözleşmelerinde karşılaşıldığı gibi teslim edilmesi en ucuz kavramının ortaya çıkmasına neden olur ve aslında koruma alıcısına verilen yerleşik bir seçenektir (Choudhry ve diğerleri, 2010, s. 389).

1.4.3. Kredi Temerrüt Takası Türleri

CDS'lerin üç temel çeşiti vardır bunlar; tek isimli (single-name) kredi temerrüt takasları, çok isimli (multi-name) kredi temerrüt takasları ve sepet-endeks kredi temerrüt takaslarıdır. Bu üç temel çeşit dışında dijital kredi temerrüt takasları da kredi temerrüt takas türleri arasında yer almaktadır.

1.4.3.1. Tek İsimli (Basit) Kredi Temerrüt Takasları

Basit CDS'ler tek bir referans varlığa dayalı olarak oluşturulmaktadır. Basit CDS sözleşmelerinde CDS'in nakit akışları ve tutarı, özel şirket, devlet veya belediye gibi tüzel kişinin kredi riskini baz almaktadır (Gökbulut, 2019, s. 75). Bu swaplarda koruma satın alan taraf takas primini sözleşmede belirtildiği şekilde en baştan tek seferde ya da takvime bağlı şekilde koruma satıcısına ödemektedir. Kredi olayının meydana gelmesi durumunda riski satın alan taraf sözleşme şartları gereğince önceden belirlenen tutar ile referans varlığın piyasa değeri arasındaki farkı riski satan tarafa ödemektedir.

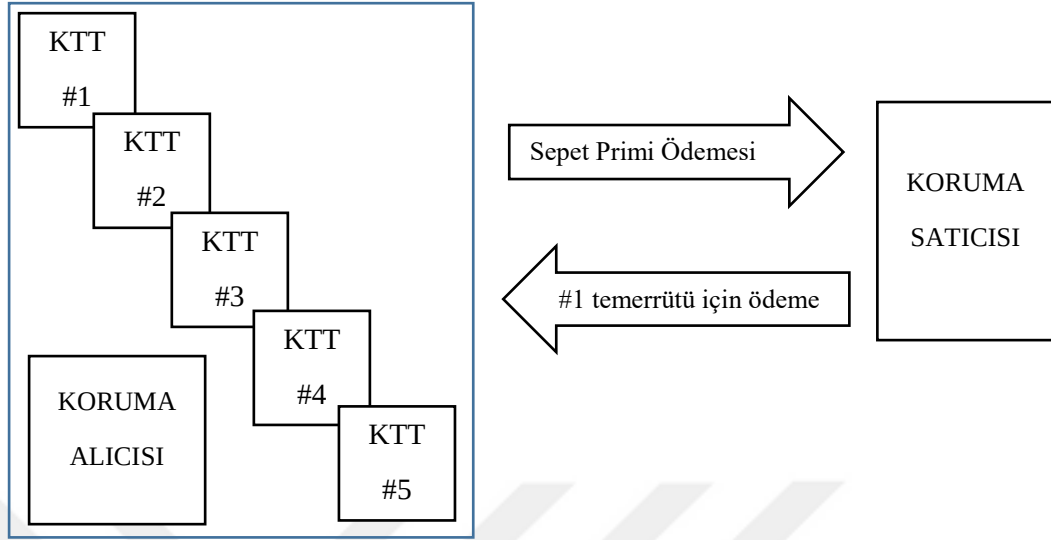
1.4.3.2. Kredi Temerrüt Takası Endeksleri

CDS endeksleri, nominal tutarları eşit paylardan oluşan tek isimli CDS'lerin bir araya gelmesiyle oluşan sözleşmelerdir. Endeksler, yatırımcılar tarafından portföylerindeki varlıkların endekste yer alan diğer varlıklarla performans karşılaştırmasında da kullanılmaktadır. Endeks dayanak varlık amacıyla kullanıldığında yeni türev araçlar oluşturulabilir. Endekslerin diğer CDS'lere göre avantajı çok küçük

prim tutarları ile alınıp satılabilmesi ve yüksek likiditesi ile kolayca alınıp satılabilen standart hale gelmiş türev aracı olmasıdır (Aksoylu, 2017, s. 57; Kaya, 2015, s. 54). İki önemli standart portföy sağlayıcı vardır. CDX NA IG'ler Kuzey Amerika'da 125 aracı yatırım kurumunun oluşturduğu portföydür. Diğer endeks olan iTraxx ise Avruda'da 125 aracı yatırım kuruluşunun oluşturduğu portföydür. Bu portföyler her sene 20 Mart ve 20 Eylül'de güncellenmektedir. Güncellemeden kasıt ise yatırım yapılabilir düzeyde olmayan şirketlerin portföyden çıkarılıp yeni şirketlerin eklenmesidir. Endeks CDS'e örnek vermek gerekirse, 5 yıllık CDX NA IG endeksi, bir piyasa yapıcı tarafından 65 baz puan teklifle, 66 baz puan teklif ediyor (endeks primi). Bunun açıklaması ise bir yatırımcının endekste ki 125 şirketin tamamında şirket başına 66 baz puan (prim) karşılığında CDS koruması satın alabileceği anlamına gelmektedir. Koruma satıcısı her şirket için 800.000 dolar koruma istediği varsayılırsa ($0,0066 \times 800.000 \times 125 = 660.000$ dolar/yıllık). Yine koruma satıcısı 125 şirketin her biri için yıllık 650.000 dolar karşılığında 800.000 dolarlık koruma satabilir. Bir şirketin temerrüte düşmesi durumunda koruma satıcısı normal primini alır ve yıllık ödemesi $660.000/125=5280$ dolar tutarında azalır. 3, 5, 7 ve 10 yıl vadeli sözleşmelerde piyasa oldukça hareketlidir. Endekste bu tür sözleşmelerin vadeleri genellikle 20 Aralık ve 20 Haziran tarihlidir (Hull, 2015, s. 579).

1.4.3.3. Sepet Kredi Temerrüt Takasları

Sepet kredi temerrüt takası (SKTT), CDS'lere benzer bir kredi türevidir. Fark, referans varlık olarak kabul edilen kredi araçlarının sayısından kaynaklanmaktadır. Spesifik olarak, SKTT düzenlemesi, referans varlıkların temerrüdüne karşı bir sigorta satıcısı ve alıcısı arasında yapılır. Sepetteki dayanak varlık sayısı 5-10 olabilir. SKTT mekanizmasında sepette yer alan varlıkların hangileri için ve kaçınıcı temerrüt olayına kadar koruma sağlayacağı belirlenmelidir. Bu finansal düzenleme, yatırımcıya tercihlerinde esneklik sunmaktadır (Davidovic ve Zelenovic, 2011, s. 229). Şekil 1.3'te SKTT'lerde $n=1$ için sözleşme mekanizması yer almaktadır.



Şekil 1.3: Sepet CDS Sözleşmelerinin İşleyişi

Kaynak: (JP Morgan, 2006)

Tek varlığın temerrüt riskine göre düzenlenen sözleşmeler (first-to-default) yaygın şekilde kullanılmaktadır. Bu çeşitte yer alan sözleşmelerde sepette bulunan referans varlıklardan herhangi biriyle ilgili yaşanan kredi olayında koruma satıcısı alıcıya sadece ilk kredi olayından kaynaklanan temerrüt için ödeme yapmaktadır. İlk kredi olayının ardından gerçekleşen diğer varlıklarla ilgili koruma ödemesi yapma zorunluluğu yoktur. Bu işleyiş $n = x$ kadar olabilir. İkinci ($n=2$, second-to-default) ve üçüncü temerrüt ($n=3$, third to-default) olarak bilinmektedir (Aksoylu, 2017, s. 56).

1.4.3.4. Portföy Kredi Temerrüt Swapları

Portföy CDS, referans varlık grubunu barındırması nedeniyle sepet CDS'e benzemektedir. Aralarındaki fark temerrüt durumunu dikkate almada ortaya çıkmaktadır. Sepet CDS temerrüt sayısını baz alırken portföy CDS, sözleşme büyüklüğünü baz almaktadır (Erdil, 2008, s. 101). Örneğin 5 referans varlığın bulunduğu ve sözleşme büyüklüğünün 100 milyon dolar olduğu bir portföy CDS'de referans varlıklardan ilkinin temerrüt zararı 40 milyon dolar ise koruma satıcısı koruma alıcısına bu tutarı öder ve sözleşme devam eder. Bu durumda bir kredi olayı ile sözleşme sona ermemektedir. İkinci referans varlığın neden olduğu bir kredi olayının 60 milyon dolar olması durumunda toplam temerrüt tutarı 100 milyon dolara yükseldiği için sözleşme sona ermektedir. Bu

durumda koruma satıcısı 60 milyon dolar daha ödeyerek sözleşmeyi sonlandırmıştır. Kalan 3 referans varlık için temerrüt durumunda ödeme yapılmamaktadır.

1.4.3.5. Dijital Kredi Temerrüt Takasları

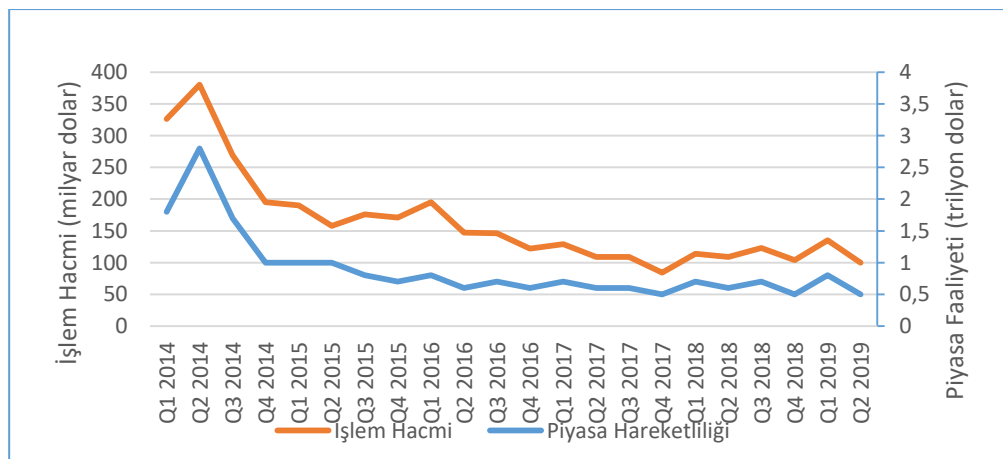
Dijital kredi temerrüt takasları basit kredi temerrüt takasları ile aynı özellikleri taşımaktadır. Dijital kredi temerrüt takaslarında temerrüt ödemesi, kredi olayı ile meydana gelen kayıptan bağımsız olarak sözleşme hazırlanırken belirlenmektedir (Kaya, 2015: 58). Bu nedenle fiziki teslimat ve nakdi uzlaşma söz konusu değildir. Bu aracın koruma alıcısı bakımından avantajı, telafi oranının hesaplanması gibi bir belirsizliğin olmamasıdır. Basit CDS'e göre maliyeti yüksek olsa da belirsizlik yaşamak istemeyen koruma alıcıları tarafından kullanılmaktadır (Uysal, 2017, s. 48).

1.4.4. Kredi Temerrüt Takas Piyasasının Gelişimi

Hisse senedi ve gayrimenkul yatırımlarının tarihsel olarak iflas riskine sahip olmasına benzer şekilde, kredi vadesinin uzatılması da temerrüt riskini artırmaktadır. Piyasa katılımcıları, onlarca yıldır faiz oranı, hisse senedi, döviz ve emtia risklerini aktif olarak yönetirken, kurumlar sadece 1990'larda kredi riskinden korunmaya odaklanmaya başladı. Basit CDS, kredi riskinin etkin bir şekilde aktarılması ve yönetilmesi için kredi verenler, tahvil yatırımcıları ve portföy yöneticileri için hızlı bir şekilde verimli ve likit bir araç haline geldi. CDS, riskten korunananların bu riski almaya istekli yatırımcılara yoğun kredi riskini aktarmasını sağlayarak kredi riskinin sendikasyonunu mümkün kılmaktadır. Bankalarda ve diğer sermaye arz edenlerde kredi riskini azaltmanın yanı sıra CDS, kredi sağlayıcılarının riski çeşitlendirmesine ve kredi verme kapasitesini genişletmesine olanak tanımaktadır. Nihayetinde CDS, tahvil sahipleri için riski azaltarak küresel olarak borç ihraççıları için sermaye maliyetini düşürmeye yardımcı olmaktadır.

CDS sözleşmeleri tezgahüstü piyasa aracı olduğu için sözleşme şartları taraflar arasında belirlenebilmektedir. Buna karşın taraflar arasında ortaya çıkan anlaşmazlıkların asgari düzeye düşmesi için standart sözleşmelere ihtiyaç duyulmaktadır. CDS ilk kez JP Morgan tarafından 1995 yılında geliştirilmeye başlanmıştır. 1999 yılında ise CDS'in standart özelliğe sahip ilk hukuki formu ISDA tarafından oluşturulmuştur. Standart hukuki formlar sayesinde taraflar arasında meydana gelebilen anlaşmazlıkların önüne geçilmiştir. Bu özellikler CDS piyasasındaki büyümeyi teşvik etmiştir (Beinstein ve Scott, 2006, s. 24).

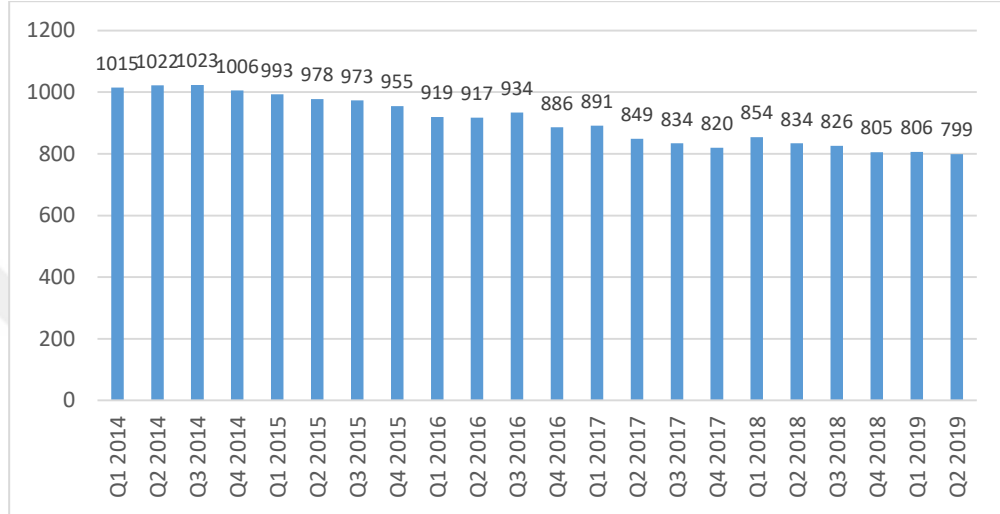
1990'ların başlangıcından sonra CDS piyasa hacminde 2007 – 2009 küresel finans krizi'ne değin istikrarlı bir artış görülmüştür. Piyasanın büyüklüğü ve CDS'lerin krizde oynadığı rol, şeffaflığın ve devamlılığın güçlendirilmesi yönünde çağrılara yol açmıştır. Küresel finans krizinden sonra CDS piyasası bir dizi önemli değişim geçirmiştir. Bunda piyasa katılımcılarının risklerini azaltıp gereksiz sözleşmeleri ortadan kaldırmasının etkisi olmuştur. Küresel finans krizinden önce başlayan ve hemen sonrasında devam eden bu süreç, kriz sonrası reformlar, sözleşmelerin standardizasyonu, genişletilmiş raporlama gereksinimleri, zorunlu merkezi takas ve çok çeşitli türevler için marj gerekliliklerini içermektedir (Aldasoro ve Ehlers, 2018, s. 1). Ağustos 2007'de başlayan kriz sırasında piyasa düzenleyicileri sistemik kriz konusunda endişeliydi ve CDS'lerin finans piyasaları için kırılganlık kaynağı olduğunu düşünmekteydiler. Bunun nedeni ise bir finans kuruluşunun temerrüdünün, zincirleme etki yaratarak diğer finans kurumlarının da temerrüdüne neden olacağı endişesiydi. Bu endişelerin kaynağı olan şirket ise AAA kredi derecesine sahip olan sigorta devi AIG'den kaynaklıydı. AIG, Mortgage kredili ipotekler için büyük bir koruma satıcısıydı. AIG'nin ABD hükümeti tarafından kurtarılması çok pahalıya mal oldu ve 2007 – 2008 yıllarında birçok kredi türevinde işlemler durdu ancak koruma maliyetinin artmış olmasına rağmen CDS'lerin ticareti devam etti (Hull, 2015, s. 574). Tek isimli CDS piyasa hareketliliğine Grafik 1.1'den bakılacak olursa piyasa faaliyeti (market activity) 2014 ile 2016 arasındaki düşüşün ardından stabil hale gelmiştir.



Grafik 1.1: Tek İsimli CDS Piyasa Faaliyeti ve İşlem Hacmi

Kaynak: (ISDA, 2019)

ISDA verilerine göre 2014'ün başlangıcı ile 2019'un ikinci çeyreği arasındaki 22 çeyrek dönemde CDS sözleşmelerinin temelini oluşturan 1.284 tek referans varlık belirlenmiştir. Grafik 1.2'de görüldüğü üzere, her çeyrekte uygulanan referans sayısı 2014'ten bu yana kademeli olarak azalmaktadır. 2014'ün ilk çeyreğinde 1.015 olan tek isimli referans varlık sayısı 2019'un ikinci çeyreğinde 799'a düşmüştür.



Grafik 1.2: Çeyrek Dönem Başına Tek İsimli CDS Sayısı

Kaynak: (ISDA, 2019)

Tek isimli CDS piyasasında söz sahibi olan ülkeler ve özel kuruluşlar top 10, top 50 ve top 100 isimleriyle gruplandırılmaktadır. Tablo 1.4'te 1284 tek referanslı varlıktan oluşan top 10, top 50 ve top 100 tek isimli CDS piyasa faaliyetine ait veriler yer almaktadır. 2016'dan buyana piyasa göreceli olarak dengededir.

Tablo 1.4: Top 10, Top 50 ve Top 100 Tek İsimli CDS Piyasası (trilyon dolar)

Yıllar	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Sınıflama						
Top 10	1.6	1	0.8	0.8	1	1
Top 50	3	1.6	1.3	1.3	1.5	1.5
Top 100	3.8	2	2	1.6	1.8	1.7
Tek İsimli Bütün CDS	7.3	3.5	2.6	2.4	2.6	2.5

Kaynak: ISDA (2019)

Tablo 1.4'ten görülebileceği gibi, top sınıflandırmalarında tek isimli CDS pazar faaliyeti önemli bir paya sahiptir.

2014'ün ilk çeyreği ile 2019'un ikinci çeyreği arası bütün dönemlerde ilk yüz listesinde yer alan ülkeler ve finansal gruplar Tablo 1.5'de yer almaktadır.

Tablo 1.5: Her Çeyrek Dönemde Top 100'da Kalan Ülke ve Kuruluşlar

ARCELORMITTAL	REPUBLIC OF INDONESIA
BANCO SANTANDER, S.A.	REPUBLIC OF ITALY
BANK OF AMERICA CORPORATION	REPUBLIC OF KOREA
BARCLAYS BANK PLC	REPUBLIC OF SOUTH AFRICA
DEUTSCHE BANK AKTIENGESELLSCHAFT	REPUBLIC OF THE PHILIPPINES
FEDERATIVE REPUBLIC OF BRAZIL	REPUBLIC OF TURKIYE
FRENCH REPUBLIC	RUSSIAN FEDERATION
GLENCORE INTERNATIONAL AG	SOCIETE GENERALE
INTESA SANPAOLO SPA	TELECOM ITALIA SPA
JPMORGAN CHASE & CO.	TELEFONICA, S.A.
KINGDOM OF SPAIN	THE GOLDMAN SACHS GROUP, INC.
MORGAN STANLEY	UNICREDIT, SOCIETA PER AZIONI
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA	UNITED MEXICAN STATES
REPUBLIC OF COLOMBIA	

Kaynak: ISDA (2019)

Spekülasyon ve riskten korunma dışında ülke CDS baz puanları, piyasa katılımcıları ve politika yapıcıları için ülkeler arası risk karşılaştırmasında kullanılan etkili ve basit bir araç özelliğindedir. 2008 finans krizi ve sonrasında yaşanan Avrupa Borç Krizi akabinde, ülkelerin temerrüt riskini değerlendirmede CDS'lere olan ilgi artmaya başlamıştır. CDS piyasası 2000'lerin başından bu yana hızlı bir büyüme göstermiştir. (Gökbulut, 2019; Hull, Predescu, ve White, 2004)'e göre CDS ve tahvil piyasası, derecelendirme duyurularını tahmin etme yeteneğine sahiptir. Yine Norden ve Weber (2004)'e göre hisse senedi ve CDS piyasası, derecelendirme değişikliklerini bekleyen finansal araç konumundadır. Alım satımı yapılan araçların piyasa fiyatları, kredi riski için “sentetik” dereceler elde etmek için kullanılabilir.

CDS piyasası devlet ve özel olmak üzere iki temel piyasadan oluşmaktadır. Ülke CDS'leri, ihraççı ülkenin temerrüt riskine karşı, tahvili satın alan yatırımcıyı güvenceye alır. Özel sektör CDS'leri ise ihraççı şirketin kredi riskinin transfer edilmesini ve böylece yönetilmesini sağlar. Anton (2011)'a göre 2008-2009 finansal krizi sırasında CDS primleri üç evrede incelenmelidir. Birinci evre 2008 son çeyreğinde Lehman Brothers'ın

çökmesi ile başlar. İkinci evre 2009'da Yunanistan'ın mali açık sorunun ortaya çıkması ile başlar ve son evre Mayıs 2010'da Euro Bölgesi ülkelerinin ülke borçları için temerrüt riskine dikkat çekilmesi ile başlar.

1.4.5. Kredi Türevlerinin Ekonomiye Etkileri

Kredi türevleri, son yirmi yılın en önemli ve başarılı finansal yeniliği olmuştur. Giderek daha karmaşık hale gelen bu finansal araçlar stresli dönemlerde, sadece çeyrek yüzyıl öncesine göre çok daha esnek, verimli ve dolayısıyla dirençli bir finansal sistemin geliştirilmesine katkıda bulunmuştur. Ürünler gelişmekte olan pazarlara hitap edecek şekilde genişledikçe ve iBoxx ve iTraxx gibi endeksler kredi koşulları için endüstri ölçütleri haline geldikçe, pazarın büyüklüğündeki büyüme hız kesmemektedir (Acharya ve Jhonson, 2007, s. 111).

Son zamanlarda kredi riski yönetimi konusu tüm dünyada büyük ilgi görmektedir. Çeşitli yapısal gelişmelere rağmen, risk yönetimi uygulayıcıları ve düzenleyiciler, riske maruz kalma ve kredi temerrüdü ile ilgili konular hakkında hala açık bir şekilde endişe duymaktadır. Kredi riski, kredi kalitesinde beklenmeyen değişikliklerle ilişkili kayıp olarak tanımlanmaktadır. Karşı tarafın temerrüde düşme riskini içerebilecek, kredi ihracı yoluyla olabileceği gibi, şirket tahvillerinde veya tezgâh üstü (OTC) piyasalardaki işlemlerde pozisyon alınması yoluyla da gerçekleşebilir. Bununla birlikte, Borç piyasalarındaki kredi riski yönetimi sorunları, piyasa kusurları (yani, ters seçim-ahlaki tehlike sorunları), nispeten daha uzun kredi vadeleri ve kredi riskinin çarpık doğası ile ilgili sorunlar nedeniyle karmaşıktır. Borçlunun kredi değerliliğini artırma olasılığı, kredi değerliliğinde bozulma olasılığına göre daha düşüktür. Basel II normunun getirilmesinin hem özel hem de kamu borçlanma araçlarının fiyatlandırılması, alım satımı ve risk analizi üzerinde belirgin etkileri olmuştur. Sermaye oranları ve düzenlemeler, banka ve finans kuruluşlarının bilançolarında ortaya çıkmalarını sağlamak için türev araçlarla kısmen ayarlanmıştır. Ödemeler Dengesi, bu araçlar üzerinde işlem yapma fikri sağlayan uluslararası türevlerin tüm marjlarının toplamı ile Mali Hesaplarda bir girişe sahiptir. Birçok merkez bankası, türev yatırımları hakkında bankalara ve finansal kurumlara daha fazla (denge içi veya dengesiz) bilgi ifşa normları uygulamıştır (Kumar, 2007). Kredi türevleri, özellikle tek isimli kredi temerrüt takasları (CDS), kamu ve özel bilgilerin karşılıklı etkileşimini ve bunun piyasa fiyatları üzerindeki etkisini çeşitli nedenlerle incelemek için iki fırsat sunmaktadır. Birincisi, borsalardan farklı olarak, alım satım

davranışları çok odaklı olan ve ağırlıklı olarak kredi riskiyle ilgili bilgilerden etkilenen kurumsal tüccarlar (örneğin, ticari ve yatırım bankaları, sigorta şirketleri ve hedge fonları) vardır. İkincisi, örneğin kurumsal mali tablolar, kredi notları ve medyada sürekli bir haber akışı aracılığıyla kamuya açıktır. İkinci olarak, CDS piyasalarında işlem gören firmalar hakkında halka açık bilgilere ek olarak, büyük bankalar sıklıkla kredi veren veya aracı kurum ve aynı zamanda CDS tüccarı olduklarından, borçluları hakkında özel bilgilere erişimleri olduğu için önemli miktarda özel bilgi de olabilir (Acharya ve Jhonson, 2007, s. 113). Bu nedenle, özel bilgiler bankaların CDS piyasalarındaki faaliyetlerini etkileyebilir ve bankaların ticaret güdülerinden bağımsız olarak çeşitli durumlarda değerli olabilir. Üçüncüsü, kredi türevleri ticareti, piyasa katılımcıları açısından anonim değildir, ancak bu OTC piyasası herhangi bir düzenlemeye veya denetime tabi olmadığından ve finansal raporlama, bilanço dışı kalemler için minimum standartları takip ettiğinden, dışarıdan bir perspektiften nispeten belirsizdir (Norden, 2009, s. 21).

Bankaların verdiği krediler ve yatırımcıların elindeki tahviller gibi çoğu borçlanma aracı çeşitli risk türlerini içerecek potansiyele sahip sepet olarak düşünülebilir. Örneğin, sabit bir faiz oranı ile kupon faizi ödeme vaadi olan bir şirket hissesi, sahiplerini faiz oranı riskine maruz bırakır. Bu risk, tahvilin vadesi boyunca piyasa faiz oranlarının değişme riskidir. Bu senedin yatırımcısı, kredi riskine veya senet ihraç edenin temerrüde düşme riskine de maruz kalır. Likidite riski dışında borçlanma araçlarıyla ilgili başka risk türleri de vardır (Bomfim, 2005, s. 3). Kredi türevleri, yatırımcıların katlanabileceği riski düzene koyabilmesine imkân veren finansal mühendislik araçlarıdır. Kredi türevlerinin potansiyel faydaları ise:

Kredi piyasası likiditesinde artış sağlar; zayıf likidite nedeniyle ticareti mümkün olmayan risklerin ticaretine olanak sağlar. Örneğin, şirket tahvilleri için repo piyasası, gelişmiş ekonomilerde bile yeterince likit olmayabilir. Kredi türevi sözleşmesinde satın alma koruması, yatırımcının, ihraç edilen tahvil yardımıyla kısa pozisyon almasını sağlar.

Düşük işlem maliyeti potansiyeli sağlar; kredi türevi işlemi, genellikle iki veya daha fazla spot piyasası işlemi temsil eder. Örneğin, sabit oranlı bir şirket tahvili satın almak ve bir devlet tahvilini açık pozisyona almak yerine, kredi türevi piyasasında koruma satın alarak istenen kredi oranı riskine ulaşılabilir.

Yasal engellerin neden olduđu verimsizlik giderilebilir. Bu sorun daha ok bankaları ilgilendirir ve bankalar, yasal sermaye gereksinimlerini karřılayabilmek iin kredi trevlerini kullanır.

Kredi temerrt takasları bařta olmak zere belirli referans varlıklara piyasanın duyarlılıđının bir gstergesi olması nedeniyle kredi trevlerinin fiyatları piyasa katılımcıları ve gzlemcileri tarafından dikkatle takip edilmektedir. Kredi temerrt takası piyasasının bařka bir potansiyel faydası ise piyasaların iki tarafı olan řirket tahvili-devlet tahvili ve kredi piyasası arasında ki btnleřmeye yardımcı olmasıdır. Kredi temerrt takasları sayesinde kredi riski daha řeffaf ve tutarlı řekilde fiyatlanmakta ve kredi piyasalarında verimliliđi ve disiplini teřvik etmektedir (Bomfim, 2005, s. 5).

İKİNCİ BÖLÜM

ETKİN PİYASA HİPOTEZİ, KAOS TEORİSİ VE FRAKTAL PİYASA HİPOTEZİ

2.1. Etkin Piyasa Hipotezi

Sermaye piyasası, modern toplumda (kapitalist toplum) fon arz edenlerle fon talep edenler arasında köprü işlevindedir. Özellikle kurumsal işletmelerde, doğrudan finansman yoluyla (örneğin, halka finansal enstrümanlar ihraç etmek) ya da dolaylı finansman yoluyla (örneğin, finansal aracılar aracılığıyla borçlanma) toplanan fonlar ticari firmalar tarafından kullanılarak verimli alanlara yönlendirilir. Bu açıdan bakıldığında sermaye piyasasının etkinliği ulaşılmak istenen piyasa çeşitidir. Dağıtım etkinliğinin yanı sıra teorisyenlerin, uygulayıcıların ve düzenleyicilerin dikkatini çeken finansal piyasaların bilgilerini işleme kabiliyetine odaklanılmalıdır. Bunun sonucu olarak, bilgi verimliliği tartışmanın odak noktasıdır. Çoğu ülkede pay piyasasına sahiplik eden borsa en erken gelişme gösteren piyasa olması nedeniyle bilgi akışını diğer piyasalardan daha iyi olmasa da yönetebilmelidir. Bilgi yönüne dikkat edildiğinde asıl mesele borsanın yeni gelen bilgileri piyasa işlemleri (hisse senedi alım satımı) kadar sistematik bir şekilde işleyebilip işleyemeyeceğidir. Genel olarak, hisse senedinin bilgi verimliliğini sağladığı fikri, borsaya ulaşan her yeni bilginin mevcut hisse senedi fiyatlarına tam ve hızlı bir şekilde yansıtılacağı anlamına gelmektedir (Yen ve Lee, 2008, s. 306).

1960’larda Paul Samuelson ve Eugene Fama tarafından formüle edilen Etkin Piyasa Hipotezine (EPH) göre sermaye piyasasında oluşan fiyatlar, şirket ve hisse senedi ile ilgili tüm bilgilere ve verilere göre oluşmaktadır. EPH iki önemli çıkarıma sahiptir bunlar; tüm fiyat hareketleri rastgeledir ve tüm temel bilgiler zaten finansal varlığın fiyatına dâhil edilmiştir. EPH’nin geliştiricileri, rassal piyasa fiyatı davranışının rasyonel karar vermenin bir sonucu olduğunu savunmuştur. Gücüne göre EPH’nde ayırım yapılabilmektedir. EPH’nin en güçlü şekli, söz konusu piyasa fiyatlarıyla ilgili tüm bilgileri (kamuya açık ve özel) içermektedir. EPH’nin yarı güçlü formu, borsa fiyatlarının halka açık tüm bilgileri içerir ve EPH’nin zayıf formu, gelecekteki pay senedi fiyat hareketlerini tarihi değerlerini baz alarak tahmin etmenin imkânsız olduğunu belirtmektedir (Novak, 2019, s. 3). EPH’ne göre hisse senedi piyasasında oluşan fiyatlar

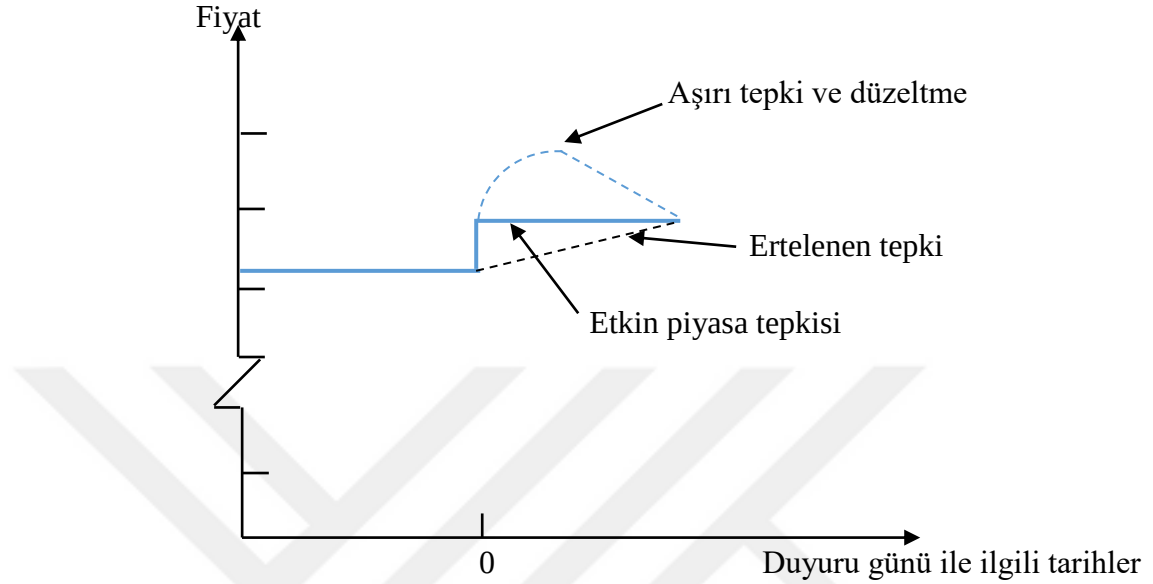
piyasa ve firmayla ilgili tüm bilgileri yansıtmaktadır. Diğer bir anlatımla etkin bir piyasada oluşan fiyatlar var olan bütün veri ve bilgileri içermektedir. Bu şekilde herhangi bir yatırımcının firmayla ilgili sahip olduğu bir bilgidен ötürü diğer yatırımcılara göre aşırı kar elde etmesi imkânsızdır. Pay senetlerinin cari fiyatı, yatırımcıların temettü ve fiyat beklentilerine göre oluşmaktadır. Söz konusu beklentiler, firmanın gelecekteki durumu ile ilgili bilgilere dayanır. Pay senedi fiyatını etkileyebilecek bilgileri diğer yatırımcılardan önce alıp değerlendiren yatırımcı piyasada yüksek getirili pay senetlerini bulabilir. EPH bu tür bilgilerin piyasaya derhal yayıldığını ve menkul kıymet fiyatlarına yansıdığını savunmaktadır (Berk, 2017, s. 272).

EPH beş önemli varsayıma dayanmaktadır (Özdemir, 2018, s. 40);

- Yatırımcılar rasyonel karar vericilerdir. Tüm yatırımcıların rasyonel olması beklenmez ancak irrasyonel yatırımcılar azınlıkta kalmaktadır.
- Rasyonel yatırımcıların fonları yeterli düzeyde olmalıdır. Piyasaya hakim olmak isteyen yatırımcıların fırsatlardan faydalanması için sermaye birikimlerinin olması gerekir.
- Bilgi çoğu yatırımcı tarafından çabuk erişilir ve rasyonel yatırımcıların hisse senedi fiyatları hakkında değerlendirmeler yaparak bilgileri derhal kullanması gerekir.
- Rasyonel yatırımcılar piyasaların etkin olduğuna inanmaz. Piyasa etkinliğinin oluşabilmesi, piyasanın etkinliğinin farkında olmayan rasyonel yatırımcılara bağlıdır. Piyasanın etkin olduğuna inanan rasyonel yatırımcı analiz veya yatırım yapmazlar. Piyasada yatırım fikrinin oluşması için yanlış fiyatlandırılmış varlık fiyatlarının olması gerekir.
- Alım satım maliyetler, sigorta ve tazminat gibi maliyetlere yakın olmayacak kadar olmamalı, diğer bir ifadeyle ticareti engelleyecek mablağda olmamalıdır. İşlem maliyetleri, aracılardan komisyonları ve damga vergisi gibi maliyetleri ifade eder. Yatırımcı sadece önemli addedilen yeni bilgilere tepki verir. Bunun sonucunda pay fiyatlarının gerçek değerlerinden küçük sapmalar düzelmez. Pay fiyatları, ilgili bütün bilgileri içermeyen seviyede kalır. Sonuçta verimli bir fiyatlandırma olmaz.

Gerçek hayatta ise bu varsayımların gerçekleşme olasılığı çok küçüktür. Bunun sonucunda piyasaların tam etkin olduğundan söz edilememektedir.

Şekil 2.1’de piyasaya gelen bilginin fiyatlara yansıma süreci anlatılmıştır.



Şekil 2.1: Etkin ve Etkin Olmayan Piyasalarda Pay Senedi Fiyatlarının Yeni Bilgiye Verdiği Tepki

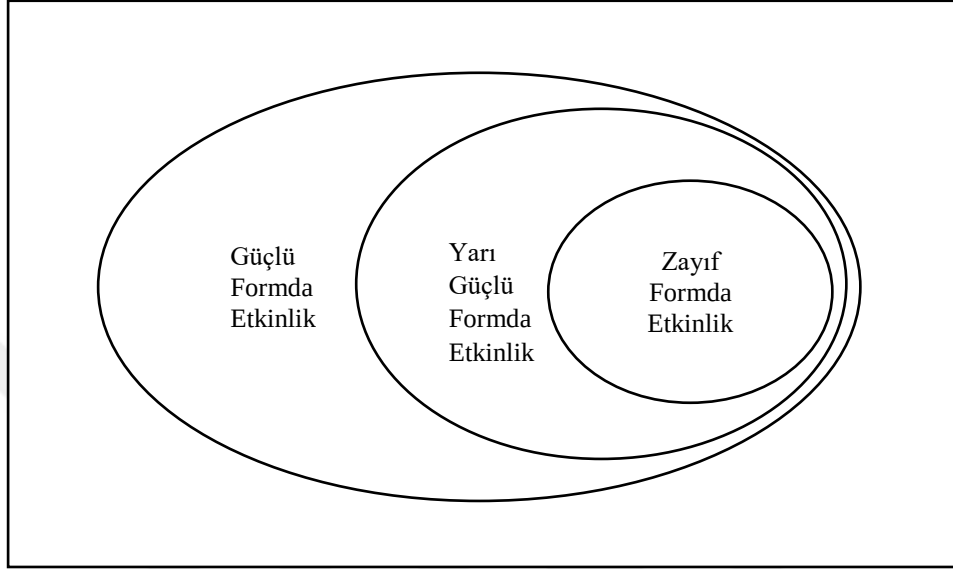
Kaynak: (Ross, Westerfield ve Jordan, 2003)

Şekil 2.1’de piyasaya gelen yeni bir bilgi etkin piyasa tepkisi uyarınca hemen fiyatlanmaktadır. Etkin piyasanın gelen yeni bilgiye anında cevap vermesi nedeniyle aşırı ya da eksik fiyatlama gözlenmemektedir. Aşırı tepki durumunda fiyatlar gelen yeni bilgiye karşı aşırı davranış gösterse de bir süre sonra doğru fiyatlama sağlanmaktadır. Ertelenen tepki durumunda ise yeni gelen bilgiye kısmi fiyatlama şeklinde davranış gözlenmektedir (Ross ve diğerleri, 2003, s. 433).

Sermaye piyasalarında etkin piyasa işleyişi, yatırımcının korunması ile ilişkilidir. Piyasaların etkin olması durumunda menkul kıymetler yatırımcının ulaşabileceği bilgiler uyarınca fiyatlanmaktadır. Sonuç olarak etkin piyasalar, menkul kıymetlerin varlık değerleriyle ilgili fiyatların oluşmasını sağlamaktadır. Bu piyasada menkul kıymet fiyatları önceki günle ilişkisiz, rassal hareket ettiği için de yatırımcı korunmaktadır. Menkul kıymet fiyatı rassal hareket ettiği için fiyatın artma yada azalma ihtimali önceki fiyat değişimlerinden tamamen bağımsız hareket ettiğine işaret etmektedir (Korkmaz ve Ceylan, 2017, s. 386). EPH, finans yazınında dönemler itibariyle fiyatların birbirinden

bağımsız şekilde oluştuğunu öne süren “rassal yürüyüş” teorisiyle (random walk theory) de ilişkilidir. Rassal yürüyüş teorisine göre, fiyatların gelecekteki yönü tahmin edilememektedir. Teoriye göre belirli bir gündeki artış, sonraki gün otomatik olarak daha fazla artış yada azalış anlamına gelmemektedir. Bunun sonucunda fiyatların hafızası yoktur. Bu teori ilk kez Jules Regnault tarafından 1863'te yayınlanan "Calcul des Chances et Philosophie de la Bourse" adlı kitabında öne sürülmüştür. Teori daha sonra, Louis Bachelier tarafından 1900 yılında yazılan doktora tezinde (Théorie de la speculation) yeniden ifade edildi. 1930'ların başına kadar, rassal yürüyüş teorisi araştırmacılar tarafından göz ardı edilmiştir. 1930 – 1940 yılları arasında bu konuda yazılan bir kaç makaleden biri Alfred Cowles tarafından yazılmıştır (Titan, 2015, s. 444). Rassal yürüyüş teorisinin matematiksel temelini istatistikçi Kendall (1953)'ın çalışmaları oluşturmuştur. Düzenli fiyat hareketlerini araştıran Maurice Kendall, pay senedi-emtia fiyat hareketlerini incelemiş ve sonuçta fiyat hareketlerinin belirli bir düzene göre hareket etmediğini belirlemiştir. Rassal yürüyüş teorisine göre rekabet koşullarının hâkim olduğu piyasalarda menkul kıymet fiyatları bütün bilgileri yansıtmaktadır. Bunun sonucu olarak piyasaya gelen yeni bir bilgi ile fiyatlar güncellenmektedir. (Anbar ve Karabıyık, 2018, s. 405). Piyasaya gelebilecek potansiyel bilgi akışı engellenmezse ve bilgi anında pay senedi fiyatlarına yansıtılırsa, yarının fiyat değişikliği yalnızca yarının haberlerini yansıtacak ve bugünkü fiyat değişikliklerinden bağımsız olacaktır. Ancak “haberler” tanımı gereği tahmin edilemez niteliktedir ve bu nedenle ortaya çıkan fiyat değişiklikleri tahmin edilemez bunun sonucunda “rastgele” olmalıdır. Sonuçta fiyatlar piyasadaki tüm bilgileri eksiksiz olarak yansıtır. Piyasanın verdiği fiyat tablosunda çeşitlendirilmiş bir portföyü satın alan amatör yatırımcılar bile, profesyonellerin elde ettiği kadar bir getiri oranına sahip olacaktır (Malkiel, 2003, s. 59-60). Etkin bir piyasada bilgiyi eksik ve yanlış yorumlayan yatırımcılar, fiyatları fazla etkilememektedir. Fama (1970)'ya göre etkin piyasada var olan bütün bilgiler fiyatlara tam olarak yansımaktadır. Buna rağmen çeşitli sermaye piyasalarının incelendiği ampirik çalışmalarda bazı tekniklerin yatırımcıya aşırı getiri sağladığı belirlenmiştir. Piyasalar arasındaki etkinlik farkı yine ilk kez Fama (1970) tarafından ileri sürülmüştür. Fama'ya göre piyasaya gelen bilgi, ait olduğu zaman ve elde edilebilirliği bakımından üçe ayrılabilir. Bunlar; geçmiş dönem bilgileri, kamuya açıklanan bilgiler (geçmiş dönem bilgileri dâhil) ve firmaya ait tüm bilgiler. Bu bilgilerin pay senedi fiyatına kısmen ya da tamamen yansımaya göre piyasaların etkinlik

dereceleri belirlenebilir. Piyasaların etkinliği ise daha önce kısaca değinildiği üzere zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik olmak üzere üçe ayrılmaktadır. Şekil 2.2’de etkinlik çeşitleri yer almaktadır.



Şekil 2.2: Etkin Piyasa Hipotezinde Etkinlik Çeşitleri

Kaynak: (Kratz, 1999)

Şekil 2.2’de yer alan piyasalar birbirinden bağımsız değildir ve piyasanın güçlü formda etkin olabilmesi için yarı güçlü formda etkin olması ve benzer şekilde yarı güçlü formda etkin olabilmesi için zayıf formda etkin olması gerekir.

2.1.1. Zayıf Formda Piyasa Etkinliği

Fama (1970)’ya göre finansal varlıkların cari fiyatlarının herhangi bir anda mevcut tüm tarihi finansal bilgileri içerdiği durum, EPH’nin zayıf formudur. Sonuç olarak teori, yatırımcıların bu finansal varlıklara yatırım yaparak anormal kar elde edemeyecekleri fikrini desteklemektedir. Bu EPH formu, fiyatların rastgele yürüyüş sergileyeceğini ima eder (Titan, 2015, s. 443). Tarihi fiyatlardan kastedilen ise, geçmiş ticari hareketler zaten bilindiği için (sevgililer gününde çiçek fiyatlarında artış vb.) gelecekteki fiyat hareketlerini güvenilir bir şekilde tahmin edebilecek herhangi bir geçmiş modelden zaten yararlanılmış olacaktır. EMH’nin bu versiyonunda, teknik analiz (tarihi fiyatların yorumlanması) zorunlu olacaktır (Malkiel, 2011, s. 8)

Bu piyasada herhangi bir bilgi pay piyasasında dikkate alınmıştır. Bu piyasalarda teknik analistler zaman serisi ve teknik analiz gibi yöntemler yardımıyla normal üstü gelir

elde edebilir. Zayıf formda etkinlikte analist-yatırımcı düşük değeriyle menkul kıymeti belirlemeye çalışmaktadır. Dolayısıyla zayıf formda etkinlikte temel analiz bir seviyeye kadar avantaj sağlayabilmektedir. Zayıf formda etkin piyasada piyasaya gelen yeni bilgi, kazanç fırsatı anlamına gelmektedir. Piyasanın bilgiyi kullanması sonucunda uzun düreli kazanç elde edilemez ve varlık fiyatları dengeye ulaşır. Zayıf formda etkin piyasalarda halka açıklanan firma bilgileri (gelir tablosu, bilanço, kar payı dağıtımı duyuruları) vasıtasıyla temel analiz ile firma değeriendirilmesi yapılabilir. Bu değeriendirmelere dayalı olarak pay senedi alınıp satılabilir ve kısa süreliğine de olsa kazanç sağlanabilir (Korkmaz ve Ceylan, 2017, s. 386).

2.1.2. Yarı Güçlü Formda Etkinlik

Yarı güçlü formda etkin (semi-strong form efficiency) bir piyasada, halka açıklanan bilgilerin hiçbir yatırımcıya avantaj sağlamayacağı belirtilmektedir. Kamuya açıklanan tüm bilgiler menkul kıymetler tarafından fiyatlanmıştır. Kamuya açıklanmayan bilgilerden içeriden öğrenenlerin ticareti yoluyla bu piyasa türünde kazanç sağlanabilir. Ancak piyasanın fiyat hareketlerine adaptasyon mekanizması nedeniyle bu kazanç kısa süreliğine geçerlidir. Buradan hareketle yarı güçlü formdaki piyasa, zayıf formda etkin piyasayı içermektedir. Bu piyasada temel-teknik analiz ile piyasa üstü gelir elde edilememektedir. Halka açıklanan bilgilerden firmaya dair olumlu/olumsuz izlenimler elde ediliyorsa pay senedi fiyatı yükselir/düşer. Firmayla ilgili yeni bilgi gelmediği sürece menkul kıymetin gelecek dönem fiyatı teoride değışmeyecektir (Berk, 2017, s. 274).

2.1.3. Güçlü Formda Piyasa Etkinliği

Etkin bir piyasanın olmazsa olmazı olan bilgiye masrafsız ve kısa yoldan ulaşma imkânı, bilginin varlık fiyatlarına doğru yansıdığı ve tüm yatırımcıların rasyonel olduğu varsayımları gerçek dünya koşullarında ütopya düzeyinde kalmaktadır. Piyasalarda bilginin kaynağı, türü, devamlılığı ve zamanla evrimi gibi bilgi arzını ilgilendiren konular, piyasada normal üstü kazançlar elde edilebileceğini göstermektedir. Finansal piyasaların etkinlikten uzak yapısı ve fon işlerliğinin bozulması ile sonuçlanan bilgi kaynaklı problemler, çoğu zaman piyasada yer alan katılımcıların nitelikli bilgi sahipliği düzeyinin farklı olduğu durumlarda meydana gelmektedir. Bilginin kalitesi ve miktarındaki artış, varlık fiyatlarının gelecekteki yönü ve değışimi konularında yatırımcılara yol gösterecek ve piyasalardaki riski azaltacak önemli bir faktördür.

Güçlü formda etkin piyasalar piyasa etkinliğinde zirveyi temsil etmektedir. Güçlü formda etkin (strong form efficiency) piyasada ise tarihi, güncel ve geleceğe ait bilgiler menkul kıymet fiyatlarına yansımıştır. Geçmiş ve geleceğe ait tüm bilgiler fiyatlandığı için etkin olan piyasa, gerçek hayatta olası görünmemektedir. Bu nedenle güçlü formda etkinlik kuramsal bir tanımlama özelliğindedir. Bu piyasada tarihi, cari ve geleceğe ait bilgiler kullanılarak aşırı kar edilememektedir. Diğer bir anlatımla temel-teknik analiz ve içeriden öğrenenlerin ticaretiyle avantaj sağlanamaz (Sayılğan, 2017, s. 30).

2.1.4. Finans Piyasalarında Asimetri Sorunu

Emtia ve finans piyasalarında genellikle piyasa katılımcılarının ekonomik faktörler hakkında bütün bilgilere sahip oldukları varsayılır. Ancak gerçek hayatta bazı ekonomik birimler diğerlerine göre daha fazla bilgiye sahiptir. Bunun sonucunda ise asimetrik bilgi sorunu karşımıza çıkar. Piyasa ekonomisi taraftarları, alıcı ve satıcının mantıklı davranış sonucunda kendi yararı için en iyi düşünceye sahip olacağını ileri sürmektedir. Alıcı ve satıcının mantıklı davranması için ise bütün bilgilere sahip olması, düşündükleri marjinal yararların cari marjinal yararlarına eşit olması ve bunun da piyasa fiyatlarına eşitlenmeleri gerekir. Gerçek hayatta ise bilgi, fiyatı olan ve fiziki varlığı olmayan bir menkul özelliğindedir ve her katılımcı bu menkule aynı ölçülerde sahip değildir. Asimetrik bilgilenme sorunu, finans piyasalarında emtia piyasalarına göre daha fazla soruna yol açabilir. Finans piyasalarında dört çeşit asimetrik bilgidен söz edilebilir; seçim sorunu, yatırım finansmanı ve gizlenmiş eylem sorunu, durumu belirleme maliyeti sorunu ve asıl-vekil sorunu.

Girişimlerin finansmanı için başvurulabilecek tek piyasanın rekabetçi kredi piyasası olduğu varsayılır. Bu varsayım ise asimetrik bilgi sorununun görmezden gelinmesine neden olur. Kredili seçim sorunu etkin olmayan yatırımlara neden olabilmektedir. Buna çözüm yolu ise bulunabilecek daha iyi bir sözleşme ve kaynak ile yatırımlara daha fazla fon sağlanabilmesidir. Fon arz edenler, fon talep edenlerin hangi projeye yatırım yaptığını bilememesi ve bazı projeleri diğerlerine göre daha fazla fonlamayı tercih etmesi durumu ise gizlenmiş eylem sorununu anlatır. Fon arz edenlerin projelerin getirisini belirli bir maliyete katlanarak öğrenmesi, durumu belirleme maliyeti olarak açıklanabilir. Asıl vekil sorununda ise asıl, bilgilendirilmeyen tarafı, vekil ise bilgilendirilen tarafı temsil eder. Burada, vekilin kendi menfaatini düşündüğü için firma sahibine yanlış veya eksik bilgi vermesi söz konusudur (Başoğlu ve Ceylan, 2009, s. 186).

2.1.5. Etkin Piyasa Hipotezinin Eleştirisi

Bir nesil önce, EPH akademik finans ekonomistleri tarafından geniş çapta kabul edildi; örneğin Fama'nın (1970) etkili araştırma makalesi, “Etkin Sermaye Piyasaları”, sermaye piyasaları hakkındaki bilgileri yansıtmada son derece etkili olduğuna inanılıyordu. Kabul edilen görüş, bilgi ortaya çıktığında haberin çok hızlı yayıldığı ve gecikmeksizin menkul kıymet fiyatlarına dâhil edildiğiydi. Bu nedenle, ne gelecekteki fiyatları tahmin etme girişiminde bulunan geçmiş hisse senedi fiyatlarının incelenmesi olan teknik analiz, ne de yatırımcıların “düşük değerli” hisse senetlerini seçmelerine yardımcı olmak için şirket kazançları ve varlık değerleri gibi finansal bilgilerin analizi olan temel analiz, bir yatırımcının, en azından karşılaştırılabilir riske sahip olmayan, rastgele seçilmiş bireysel hisse senetleri portföyünü elinde bulundurarak elde edilebilecek getirilerden daha yüksek getiri elde etmesini sağlayacaktır.

Etkin piyasa hipotezi, müteakip tüm fiyat değişikliklerinin önceki fiyatlardan rassal sapmaları temsil ettiği bir fiyat serisini karakterize etmek için finans literatüründe kullanılan bir terim olan “rassal yürüyüş” fikriyle ilişkilidir. Rassal yürüyüş fikrinin mantığı şudur: Eğer bilgi akışı engellenmezse ve bilgi anında hisse senedi fiyatlarına yansır, o zaman yarının fiyat değişikliği sadece yarının haberlerini yansıtacak ve bugün fiyat değişikliklerinden bağımsız olacaktır. Ancak haber tanımı gereği tahmin edilemez ve bu nedenle ortaya çıkan fiyat değişiklikleri tahmin edilemez ve rassal olmalıdır. Sonuç olarak, fiyatlar bilinen tüm bilgileri tam olarak yansıtmakta ve piyasanın verdiği fiyat tablosundan çeşitlendirilmiş bir portföy satın alan bilgisiz yatırımcılar bile, uzmanların elde ettiği kadar cömert bir getiri oranı elde edeceklerdir. Burton G. Malkiel'in ilk kez 1973'te yayınlanan *A Random Walk Down Wall Street* adlı kitabında belirttiği gibi, Wall Street Journal'a gözleri bağlı bir şempanzenin darta attığı oklara benzer şekilde oluşan bir portföy, uzmanların önerdiği portföy kadar işe yarayabilirdi.

Yirmi birinci yüzyılın başlarında, etkin piyasa hipotezinin entellektüel egemenliği çok daha az evrensel hale gelmişti. Birçok finansal ekonomist ve istatistikçi, hisse senedi fiyatlarının en azından kısmen tahmin edilebilir olduğuna inanmaya başladı. Yeni bir araştırmacı grubu, hisse senedi fiyatı belirlemesinin psikolojik unsurlarını vurguladı ve gelecekteki hisse senedi fiyatlarının, belirli “temel” değerlendirme ölçütlerinin yanı sıra geçmiş hisse senedi fiyat kalıpları temelinde bir şekilde tahmin edilebilir olduğuna inanmaya başladılar. Üstelik bu ekonomistlerin çoğu, bu tahmin edilebilir modellerin

yatırımcıların aşırı riske göre ayarlanmış getiri oranları kazanmalarını sağladığına dair çok daha tartışmalı iddialarda bulunuyorlardı.

Başlangıçta, “etkinlik” terimiyle anlatılmak istenen netleştirilmelidir. Etkin piyasaların tanımı, yatırımcıların ortalamanın üzerinde riskleri kabul etmeden ortalamanın üzerinde getiri elde etmelerinin imkânsız olduğu piyasa olarak yapılabilir. İyi bilinen bir hikâye, bir finans profesörü ve yerde yatan 100 dolarlık bir banknotla karşılaşan bir öğrenciyi anlatır. Öğrenci almak için durduğunda Profesör, "Zahmet etmeyin - gerçekten 100 dolarlık bir banknot olsaydı, orada olmazdı" der. Hikâye, piyasaların etkin olduğunu söylediklerinde finansal ekonomistlerin genellikle ne demek istediğini iyi bir şekilde göstermektedir. 1999-2000 başlarındaki İnternet “balonu” sırasında kesinlikle doğru olduğu gibi, bazen değerlemede hatalar yapsalar bile piyasalar bu anlamda etkin olabilir. Birçok piyasa katılımcısı oldukça irrasyonel olsa bile piyasalar etkin olabilir. Hisse senedi fiyatları kazançlar ve temettüler gibi temel unsurlarla açıklanabileceğinden daha fazla oynaklık sergilese bile piyasalar etkin olabilir. Etkinliğe inanan ekonomistlerin çoğu bunu yapmaktadır çünkü piyasalar, yeni bilgileri hızlı ve çoğunlukla doğru bir şekilde yansıtmak için şaşırtıcı derecede başarılı cihazlar olarak görülmektedir. Her şeyden önce, yatırımcıların ortalamanın üzerinde riske göre ayarlanmış getiriler elde etmelerine izin vermedikleri için finansal piyasaların etkin olduğuna inanılır. Kısacası, ne profesyonel ne de amatör yatırımcı tarafından 100 dolarlık banknotların alınması için ortalıkta dolanmadığına inanılır.

Davranışsal finans alanındaki ekonomistler ve psikologlar, bu tür kısa vadeli hareketin psikolojik geri bildirim mekanizmalarıyla tutarlı olduğunu düşünmektedir. Bireysel yatırımcı bir hisse senedi fiyatının yükseldiğini görür ve bir tür “sürü psikolojisi” ile piyasaya çekilir. Örneğin, 1990'ların sonlarında ABD borsasındaki yükseliş, irrasyonel bir taşkınlık olarak açıklanabilir. Psikologların, kısa vadeli hareket kalıpları için başka bir açıklaması ise yeni bilgilere yetersiz tepki verme eğilimidir. Önemli bir haber duyurusunun tam etkisi yalnızca belirli bir süre içinde kavranırsa, hisse senedi fiyatları araştırmacılar tarafından bulunan pozitif seri korelasyonu sergileyecektir. Davranışsal finans, finans teorisinde belirgin hale geldikçe, birçok araştırmacı için rassallık yerine determinizm makul görünüyordu.

Bununla birlikte, rapor edilen ampirik sonuçları piyasaların etkin olmadığının bir göstergesi olarak yorumlamamızı birkaç faktör engellemelidir. Birincisi, borsada

matematiksel olarak mükemmel bir rassal yürüyüş olmasa da, istatistiksel anlamlılığı ekonomik anlamlılıktan ayırt etmek önemlidir. İvme yaratan istatistiksel bağımlılıklar son derece küçüktür ve yatırımcıların fazla getiri elde etmelerine izin vermeleri pek olası değildir.

2.2. Fraktal Piyasa Hipotezi

İyi bir stokastik finansal model, ideal olarak modellemeye çalıştığı finansal sistemin tüm gözlemlenebilir davranışlarını dikkate almalıdır. Bu nedenle, uygun bir güven düzeyinde sistemin yakın gelecekteki davranışı hakkında bazı tahminler sağlayabilmelidir. Piyasaları tahmin etmek (bariz nedenlerle) finans mühendisliğindeki en önemli sorunlardan biri haline gelmiştir. En azından prensipte, finansal bir piyasada faaliyet gösteren her bir aracının davranışını modellemek mümkün olsa da, araçların kendileri ve işleyiş biçimleri hakkında gerekli tüm bilgileri elde etmekten asla emin olunamayabilir. Bu ilke, bir modelin gerekli olduğu finansal sistemin ölçeği arttıkça giderek daha önemli bir rol oynamaktadır. Bu nedenle, yarı-belirleyici modeller mikro-ekonomik sistemlerin anlaşılmasında (bilinen operasyonel koşullara sahip), devamlı yükselen bir küresel ekonomide değerli olabilir (Blackledge, 2010, s. 10).

Modern ekonomilerde, hisse senedi getirilerinin dağılımı ve piyasa çöküşleri gibi anormallikler, önemli ölçüde karmaşık etkileşimin bir sonucu olarak ortaya çıkar. Finansal zaman serilerinin analizinde, bir modelin türetilmesini mümkün kılmak için varsayımların yapılması kaçınılmazdır. Bu, sürecin en savunmasız aşamasıdır. Aşırı basitleştirici varsayımlar gerçekçi olmayan modellere yol açmaktadır. Finansal modellemeye yönelik iki ana yaklaşım vardır: İlk yaklaşım, piyasa verilerinin istatistiklerine bakmak ve piyasanın “mekanığı”ne ilişkin eğitilmiş bir tahmine dayalı bir model türetmek. Model daha sonra gerçek veriler kullanılarak test edilebilir. Buradaki fikir, bu deneme yanılma sürecinin doğru piyasa dinamikleri teorisini geliştirmeye yardımcı olmasıdır. Alternatif sorunu azaltmak ve ajanların stratejik kurallarını tahmin ederek, istenen davranışın yeniden ortaya çıkması için mikroskobik bir model formüle etmeye çalışmaktır. Bu, yorumlama için doğal bir çerçeve sunar; sorun şu ki, bu bilgi, davranış tanımlamak için bazı yöntemler ondan türetilmedikçe, gelecek hakkında açıklamalar yapmaya yardımcı olmayabilir. Bir sistemin tek tek ögeleri herhangi bir kesinlikle modellenemese de, sistemin ara bağlantı ağı ve etkileşimli bileşenler açısından

yeterince karmaşık olması koşuluyla, küresel davranış bazen istatistiksel anlamda modellenenebilir.

Karmaşık sistemlerde, öğeler birlikte oluşturdukları toplu kalıba uyum sağlar. Asimptotik bir duruma veya dengeye ulaşmayı engelleyen karmaşık sistemler, görünüşte stokastik veya kaotik davranışlar üreterek gelişmeye devam eder. Bu tür sistemler ekonomide doğal olarak ortaya çıkar. İktisadi birimler, ister bankalar ister yatırımcılar olsun, pazar stratejilerini sürekli olarak kolektif pazar stratejilerinin yarattığı makro ekonomiye göre ayarlarlar. Ekonomik topluluk içinde ek bir karmaşıklık katmanı olduğunu takdir etmek önemlidir: Birçok fiziksel sistemin aksine, ekonomik unsurlar (insan aktörleri) eylemlerinin sonuçlarını (bazen!) dikkate alarak strateji ve öngörü ile tepki verir. Bu gerçeğin ortaya çıkan davranışı değiştirip değiştirmediğinden emin olamasak da, hem karmaşık sistemlerin hem de fraktal yapılar üreten kaotik dinamik sistemlerin özü olan geri beslemeyi getirdiğinden emin olabiliriz (Blacklegde, 2010, s. 12).

Finansal piyasalar, işletmeler ve işletmeler hakkında yeni temel bilgilerin sonucu olarak ortaya çıkan işlemler tarafından sürekli olarak yönlendirildikleri için denge dışı sistemler olarak kabul edilebilir. Bunlar karmaşık sistemlerdir, çünkü piyasa da genellikle oldukça doğrusal olmayan bir tarzda kendisine yanıt verir ve yeni bilgi yokluğunda bunu yapmaya devam eder. 'Fiyat değişim alanı' oldukça doğrusal değildir ve dışsal şoklara karşı çok hassastır ve tüm şokların uzun vadeli bir etkiye sahip olması muhtemeldir. Piyasa işlemleri genellikle küresel olarak saniyede yüz binlerce oranında gerçekleşir. Bir kum yığınındaki çığların istatistiklerini belirleyen kum parçacıklarının sıklığı ve doğası olduğu gibi, borsa endekslerini de belirleyen bu işlemlerin sıklığı ve doğasıdır. Bunların hepsi rassal ölçekleme fraktallarının örnekleridir (Blacklegde, 2010, s. 13).

Fraktal Piyasa Hipotezi, (FPH) bilgi ve yatırım ufuklarının yatırımcıların davranışları üzerindeki etkisini vurgulamaktadır. Geleneksel finans teorisinde bilgi ve yatırımcı genel bir kalem olarak ele alınır. Temel olarak bir yatırımcı, mevcut bilgiler nedeniyle bir menkul kıymet satın almak, satmak veya elinde tutmak isteyen herhangi bir kişidir. Yatırımcı aynı zamanda rasyonel fiyat alıcı, yani her zaman getiriye en üst düzeye çıkarmak isteyen ve mevcut bilgiyi nasıl değerlendireceğini bilen biri olarak kabul edilir. Bilgi ve yatırımcıların genel durumları olduğu bu genel yaklaşım, her tür bilginin tüm yatırımcıları eşit şekilde etkilediğini ima eder. Geleneksel finans teorisinin başarısız

olduğu yer burasıdır (Rachev, A.Weron ve Weron, 1999, s. 25). FPH, likidite ve yatırım ufğunun yatırımcı davranışı üzerindeki etkisine dikkati çekmektedir. Piyasaların amacı, ticaret için istikrarlı ve likit bir ortamı sağlamaktır. Yatırımcı pozisyonuna göre iyi bir fiyat istemesine karşın ekonomik anlamda “adil” bir fiyat olmayabilir. Örneğin kısa pozisyon nadiren adil bir fiyatla gerçekleşir. Piyasaya çok sayıda yatırımcının katılmasıyla farklı yatırım ufukları sayesinde piyasa istikrar sağlamaktadır. FPH, bir piyasanın, farklı yatırım ufuklarına sahip olan ve bireysel zaman dilimleri nedeniyle bilgi analizlerinde farklılık gösteren birçok yatırımcıdan oluştuğunu belirtir. Yukarıdaki iki koşul altında, piyasa sabit kalır. Ancak, yatırım ufukları tek tip hale geldiğinde piyasa istikrarsız hale gelir. Bu nedenle, yatırımcılar aynı risk seviyelerini paylaşmalıdır ve paylaşılan risk, getirilerin frekans dağılımının farklı yatırım ufuklarında neden aynı görüldüğünü açıklar. Bu kendine benzer istatistiksel yapı nedeniyle bu öneriye Fraktal Piyasa Hipotezi adı verilmiştir (Peters, 1994, s. 46).

Gelecek için yapılacak tahmin sonuçlarında fiyatların sergilediği fraktal davranış belirlenebilmektedir. Fiyat ve getiri tarihi olarak lognormal olmadığı için kullanılan yöntemlerden biri ise fraktal analizdir. Fraktal analizde mevcut eğilimlerin değerlendirilmesi veya döngü çerçevesinde gerçekleşen olayların dikkate alınmasından çok, olayların yeniden başlaması ve dalga yayılımı dikkate alınmaktadır. Kaos teorisi beklenmedik olan şeyi beklemeyi önermektedir. EPH, varlık fiyatlarının mevcut tüm bilgileri tamamen yansıttığını ve hareketlerinin tamamen beklendiğini belirtirken, Kaos teorisi, tahmin edilemeyen, kontrol edilemeyen veya yönetilemeyen doğrusal olmayan şeylerle ilgilenmektedir. Bu nedenle, EPH finansal yönetim için yetersiz olabilmektedir. Bununla birlikte, bir dizi farklı araçla, finansal piyasadaki kaotik olgularla başa çıkılabilir ve böylece bunları yönetimde kullanabilir (Klioutchnikova, Sigovaa ve Beizerov, 2017, s. 370). FPH için Peters’in öne sürdüğü varsayımlar şunlardır (Weron ve Weron, 2000, s. 291);

- Piyasa katılımcıları çok fazla sayıdadır ve yatırım ufukları farklıdır. Katılımcı sayısının fazla olması likiditeyi artırmaktadır.
- Bilginin farklı yatırım ufukları üzerinde farklı etkisi vardır. Yatırım ufku arttıkça uzun dönemde temel bilgiler baskın hale gelir. Bunun sonucunda fiyat değişiklikleri sadece veri durumunda olan yatırım ufku için önemli bilgileri yansıtır.

- Arz talep dengesi büyük ölçüde likidite sorununa bağlıdır. Piyasa çok sayıda farklı yatırım ufkuna sahip yatırımcıdan oluştuğunda likidite sorunu olmaz
- Fiyatlar kısa vadeli teknik analiz ve uzun vadeli temel değerlendirmenin bir bileşimini yansıtır. Kısa vadeli fiyat uzun vadeli işlemlerden daha oynak ve daha gürültülüdür.
- Bir menkul kıymetin alım satım döngüsünde yeri yoksa uzun vadeli trend olmayacaktır. Ticarete likidite ve kısa vadeli bilgiler hâkim olacaktır

2.2.1. Kaos ve Kaos Teorisinin Tarihsel Gelişimi

Kaos, görünürde rassal olan ve doğrusal olmayan deterministik bir süreçtir (Hsieh, 1990, s. 2). Kaos teorisi, özünde periyodik, doğrusal olmayan, dinamik ve geçiş unsurları ile karakterize edilen karmaşık sistemleri araştırmada kullanılan, matematiksel ve geometrik tekniklerin bir bütünüdür. Kaos teorisi, tamamıyla periyodik ve deterministik bir düzende yer alan sistemlerden, hiçbir biçim veya düzen itibariyle kendini tekrar etmeyen sistemlere dek uzanabilir. Teori başlangıcında, özellikle matematiksel “kaos” kavramıyla karakterize edilen sistemleri incelemek için geliştirilmiştir. Bu anlamda kaos, tamamen dönemsel ve dönemsel olarak değişen sürekliliğin bir ara noktasında bulunabilen sistemleri ifade eder. Tamamen rastgele tahmin edilebilir ve içinde hiçbir zaman tam olarak tekrarlanmayan bir düzen türü vardır. Bu tür sistemlere örnek olarak hava durumu, tıpta kullanılan grafikler (EEG-elektroansefalografi), sermaye piyasası hareketleri ve birçok sosyal sistem dâhildir (Hudson, 1999, s. 221). Günlük anlamda kullanılan düzensizlik ve kargaşa ile bilimsel anlamda kullanılan kaos birbirinden farklıdır. Kaos, kargaşa içindeki gizli düzen olarak açıklanabilir. Kaos bilimi, durum ve varoluştan ziyade süreç ve oluşum bilimi olarak da bilinmektedir (Arpacı, 2010, s. 139; Bağcı, 2020, s. 2799).

Kaos teorisi doğrusal olmayan özellikleri sayesinde sinerjik düşüncelere altyapı sağlamaktadır. Kaos teorisi, özü itibariyle genel sistem teorisi olan çağdaş bir yaklaşımdır. Von Bertalanffy, karmaşıklık ve karşılıklı bağımlılığa odaklanan genel sistem teorisini gerçek olarak açıklayan ilk kişidir. Sistem kelimesi genel olarak, düzenli olarak etkileşen veya birbirine bağlı faaliyet grupları veya bir bütün oluşturan parçalar olarak tanımlanır ve dinamik bir enerji alışverişini ifade eder (Bussolari ve Goodell, 2009, s. 100). Sistem teorisi, sistemlerin parçaları arasındaki ilişkileri açığa çıkararak sistem

yapısını kavramsal olarak açıklamaktadır. Teori 1960 yılından sonra önem kazanmaya başlamasıyla birlikte sosyal bilimlerde hak ettiği konuma gelmiştir. 1970’lerde önemi artarak devam eden sistem teorisi için bazı araştırmacılar fazla soyut olduğunu ve psikoloji ile öğrenme teorilerinin uygulanmasında daha elverişli olduğunu iddia etmişlerdir. Bu düşüncelere karşın teorisi durum ve koşulların tanımlanması ile yapıların yeniden düzenlenmesinde önemli rol oynamaktadır (Gökmen, 2009, s. 64).

2.2.1.1. Kaotik Serilerin Özellikleri

Kaotik bir sistem, sistemin yörüngesinin uzun vadeli tahmininin imkânsız olduğu bir sistemdir, bu nedenle başlangıç durumundaki herhangi bir belirsizlik zaman içinde katlanarak hızla büyümektedir. Karakteristik özellik, kaotik sistemdeki tahmin gücünün hızlı kaybının nedeni ve başlangıç durumuna duyarlı bağımlılık olarak adlandırılır. Ancak kaotik sistem deterministiktir ve rassal süreçle çok önemli farklılıklar gösterebilir (Das, 2013, s. 14). Bununla birlikte Kaos teorisi, beklenmedik sonuçlar üretebilen çoklu neden-sonuç ilişkileri olan doğrusal olmayan geri besleme kuvvetleriyle ilgilidir. Kaotik sistem bütünü daha küçük parçalara ayrılmasıyla anlaşılabilir (Velasquez, 2009, s. 14). Kaotik yapının doğrusal olmayan sistemlerde gözlenmesine karşın her doğrusal olmayan sistem, kaotik yapıya sahip olmayabilir. Kaotik bir serinin en önemli özelliği, meteorolog Lorenz (1963)’e göre “başlangıç değerlerine hassas derecede bağlılık” (sensitivity to initial conditions) göstermesi ve Mandelbrot (1963)’un tanımladığı fraktal yapıya sahip olmasıdır. Başlangıç koşulları arasında çok az fark olan iki ayrı sistemin sonuçları dikkate değer olabilmektedir. Başlangıç durumlarına hassas bağımlılığı olan ve fraktal yapıya sahip olan serinin kaotik yapısını belirlemek için ilk aşamada serinin doğrusal-doğrusal olmayan özelliğinin araştırılması gerekmektedir (Ürkmez, 2018, s. 10-11). Bütün kaotik sistemlerin özelliği olan hassasiyet, “kelebek etkisi” olarak da bilinen olgunun temelidir. Kelebek etkisi, dünyanın bir ucunda kanat çırpın bir kelebeğin dünyanın diğer ucunda sıcaklık değişimine yada dünyanın başka bir yerinde fırtınaya neden olabileceği şeklinde açıklanabilir (Hudson, 1999, s. 221). Kelebek etkisini Lorenz (1963), “küçük değişimlerin etkisi uzak mesafede büyük olabilir” şeklinde açıklamıştır.

Kaotik bir seriyi açıklayan diğer bir unsur ise “etkileşim alanıdır” (domain of interaction). Bu unsur, belirli bir uzay içinde bir yer alan bir varlığı işaret etmektedir. Etkileşim alanına örnek verilecek olursa; bir apartman yönetimi içinde (apartman sakinleri olduğu sürece) gelir-gider kayıtlarının olduğu muhasebe defterleri yer alacaktır.

Etkileşim alanı içinde (muasebe defterleri) meydana gelen sınırlı sayıda olasılık vardır ve bu olasılıkların sonuçları olacaktır. Etkileşim alanı aynı zamanda içinde yer aldığı sistemin belirli sayıda davranış sonucunu içerir ve sistemin nüfus alanı ile kapsamını belirler (Gökmen, 2009, s. 73).

“İkiye ayrılma”, (bifurcation) meydana gelen bir değişim, daha önce algılanmayan yeni olasılıkları ortaya çıkarır veya deneyim, büyük bir yaşam değişikliğine neden olabilir. Bu ikiye ayrılmalar (çatallanma) her zaman o anda gözlemlenmese de, genellikle daha sonraki bir noktada netleşir (Bussolari ve Goodell, 2009, s. 103).

Çekim merkezi, (strange attractors) kaotik yapının merkezinde yer alır. Çoğu karmaşık sistem, matematikçilerin çekiciler (attractors) olarak adlandırdıkları olguyu sergiler. Ağ bir noktada bir veya bir dizi duruma çarparak tekrar tekrar döngüye girer (Hudson, 1999, s. 222). Diğer bir anlatımla çekim merkezi, organizasyonların ve kurumların yaşam döngüleri sırasında sergiledikleri davranışlarının özellikleri, dinamizmi ve yarı istikrarlı kalıplarıdır. Bir sistemin davranış kalıbını anlamak için çekim unsurlarının yeniden yapılanması gerekmektedir (Gökmen, 2009, s. 73).

2.2.2. Fraktallık

Finansal piyasa endekslerinin istatistiksel özellikleri (özellikle de değişimlerinin dağılımı) piyasaların en temel özelliklerinden biridir. Yatırımcı nezdinde ise yatırımın getirisini ve yatırım yaparken maruz kaldıkları riski belirleyen fiyat dalgalanmalarının istatistiksel dağılımı önemlidir. Bir düzenleyici kurum veya merkez bankası için ise fiyatların dağılımının, finansal kurumlara ve finansal istikrara yönelik risklerin değerlendirilmesine yönelik etkileri vardır. Nihayetinde özelde bir finansal zaman serisinin dağılım özellikleri arasında yer alan “kuyruk” davranışı, (piyasa stresi koşulları altında büyük bir olumsuz piyasa hareketi) finansal istikrar için tehdit oluşturabilir (Anderson ve Noss, 2013, s. 5). Kaotik sistemlerin önemli bir özelliği fraktal yapıya sahip olmalarıdır. Fraktal kavramı ilk kez 1977 yılında Mandelbrot’un yazarı olduğu “Doğanın Fraktal Geometrisi” başlıklı kitapta kullanılmıştır. Fraktal teriminin kökeni parçalı anlamına gelen Latince fractus kelimesine dayanmaktadır. Fraktallar, Öklid geometrisinde kare, üçgen ve dikdörtgen gibi basit şekillerin temelini oluşturduğu sıradışı şekillerden oluşmaktadır. Fraktallar temel geometrik şekillerin aksine düzenli şekillere sahip değildir. Önemli bir özellikleri bütünüyle düzensiz olmaları ve farklı ölçeklerde aynı derecede düzensizlik göstermeleridir (Ürkmez, 2018, s. 17).

2.2.3. Fraktal Geometri

Benoit Mandelbrot, 1970 ve 1980 yılları arasında Fraktallar: Formlar, şans ve boyutlar ve Doğanın Fraktal Geometrisi isimli kitaplarla fraktal geometri alanında çalışmalar yaptı. Fraktal geometri alanının önemi, Öklid geometrisindeki yer alan birkaç mükemmel simetrik şekle indirgenmemesidir. Bunun yerine doğanın asimetrisini, pürüzlülüğünü ve fraktal yapılarını araştırmaktadır. Fraktal geometri ile bulutların küre olmadığı, ağaç kabuğunun pürüzsüz olmadığı ve dağların konik şekillere sahip olmadığı gibi örnekler çoğaltılabilir. Fraktal, bütüne benzeyen parçalardan oluşan bir şekildir, bu nedenle gözlenen ölçek ne olursa olsun (yaklaşık olarak) aynı görünürler. Fraktalların aynı oranda yukarı veya aşağı ölçeklendiğinde, kendilerine benzer oldukları görülebilir. En karmaşık biçimleriyle ise birçok farklı boyut ve şekilde ölçeklenen multifraktallar olarak adlandırılırlar. Fraktalların bu çeşitliliği, karnabahar gibi somut şekillerde ve hatta finansal verilerde bulunanlar gibi istatistiksel modellerde bulunmalarına izin verebilir (Velasquez, 2009, s. 17). Açıklanan yapı şekil 2.3'te gösterilmiştir.



Şekil 2.3: Sierpinski Üçgeni

Kaynak: Velasquez (2009)

Sierpinski üçgeni ile oluşturulan fraktal, normal bir üçgenin orta noktalarının dört ayrı üçgen oluşturacak şekilde birleştirilmesiyle oluşturulur. Bu işlem, sonsuz kere tekrarlanabilir. Şekilde, fraktalların “kendine benzerlik” özelliği de fark edilebilir. Kendine benzerlik olgusuna finans teorisinde volatilité kümelenmeleri örnek olarak gösterilebilir.

2.2.4. Kaos Teorisinin Finansal Piyasalara Uygulanması

Son yıllarda, son derece düşük ve negatif faiz oranları, düşük emtia fiyatları ve özellikle hidrokarbonlar, yeni teknolojiler ve artan sayıda siber saldırılar gibi benzeri görülmemiş küresel eğilimler sonrasında finansal kurumlar bilinmeyen bir bölgeye itildi. Muhabir ilişkileri üzerine kurulu geleneksel bankacılık iş modeli modernleşirken, banka müşteri ilişkisi hiçbir şeyin "sıradan" olmadığı ve birçok sürprizin olduğu bir ortama

geçilmekte. Genel olarak, ödeme sektöründe (payment industry), düzenlemelerde, makroekonomik riskte, sermaye birikimi ve yatırımında ve finansal aracılıkta önemli aksamalar yaşandı. Sonuç olarak, finansal piyasalar önemli ölçüde değişti ve en önemlisi belirsizlikler belirgin şekilde arttı. Her şeyden önce, yeniliklerin artması, beklenmedik şeylerin sürekli öngörülmesine yol açtı. İkincisi, finansal piyasalarda bir dönüşüm var: bir yandan çok sayıda finansal olmayan hizmet ve kuruluş finansal alana giriyor, diğer yandan finansal faaliyetler bilgi, ticaret ve diğer ekonomik ve kültürel faaliyetlerle birleşmeye başladı. Üçüncüsü, finans büyük veri sorunuyla karşı karşıyadır. Sonuç olarak, finansın daha da gelişmesi, onların sayısallaştırılması ve matematiksel tekniklerin ve modellerin endüstriye daha fazla tanıtılmasıyla ilişkilidir. Kaos teorisinin finansal piyasaların incelenmesinde uygulanması ve bunlar üzerindeki çalışmaların organizasyonu için özellikle yüksek beklentiler mevcuttur. Ancak bu, alışılmış düşünce, model ve ifade tarzlarından uzun bir kaçış sürecini gerektirir.

Kaos teorisi, düzensizlik içinde düzeni aramaya uygun bir bilgi bölümü olarak açıklanabilir. Başlangıçta bu teori sermaye piyasası için yeni ürün geliştirmek için kullanıldı ve daha sonra finans uygulamasının kapsamı genişledi. Ana argümanlar şunlardır; kaos teorisi rekabetçidir ve finansal piyasanın "uygun" bir teorisi haline gelebilir, geleneksel finans dinamikleri hesaba katmazken, kaos teorisi sistemin dinamikleri üzerine kuruludur, bu da teorinin geçerli olmasına izin verir. Gerçeğe daha yakın hale getirildi ve istikrarsızlık sadece finansal piyasadaki kaos teorisinin uygulandığı krizle değil, aynı zamanda finansal piyasanın istikrarsızlığını varsaydığı ve birçok durumda olduğu gibi Minsk'in finansal istikrarsızlığı hipotezinden de ilişkilidir. Genel olarak, bu argümanlar, kaos teorisini finansal piyasa analizine uygulama konusundaki olumlu deneyime dayanmaktadır (Klioutchnikova ve diğerleri, 2017: 369-370).

Karmaşıklık daha basit ve daha küçük sistemlerden oluşuyorsa, kaotik/karmaşık bir sistem bu sistemler üzerinden analiz edilebilir. Kaosun dışında bir temel sistem/dizi olduğunu veya kaosun bazı basit düzenli sistemlerden oluştuğunu kanıtlayan bazı durumlar vardır. Örneğin, 2008-2009 mali krizi sırasında, bankaların ezici çoğunluğunun mali tabloları kurallara uygundu ve faaliyetlerini piyasa bazında veya devletin yardımıyla organize edebildiler, ancak genel olarak finansal piyasalar kaos durumundaydı. Finansal kaos, genellikle pervasız eylemlere neden olan bir karmaşa olarak algılanır. Sonuç olarak, doğru kararları engelleyen eylemleri artırır. Aynı zamanda, finansal kaos, bir şekilde

yapılandırılmış çeşitli alt sistemlerin olduğu ve aralarında bir tür etkileşimlerin olduğu karmaşık bir sistemden oluşur. Genel olarak, finansal kaosta, düzen-düzensizlik oranı oldukça sorunludur ve büyük ölçüde piyasadaki özel duruma bağlıdır. Gerçek şu ki, döngünün uç noktaları – kriz ve canlanma – bir piyasa düzensizliği olarak nitelendirilemez, ama aynı zamanda düzen tanımına da uymazlar. Aksine, "finansal kaos" kavramıyla karakterize edilir. Bu durumda, finansal kaos teorisi açısından analiz edilmelidirler. Aynı zamanda, finans biliminde etkin piyasa teorisi, piyasa dengesinden herhangi bir sapmanın piyasa anomalileri olarak kabul edildiği bir bütün olarak mali piyasanın analizi için daha yaygın olarak kullanılır. Bu bağlamda, finansal piyasa çalışmasında her iki teorinin yerini ve rolünü netleştirmek oldukça önemlidir.

Sermaye piyasasında boğa ve ayı piyasaları vardır. Boğa piyasalarında, iyi haberler coşku ve güçlü hisse alımlarıyla karşılanırken, kötü haberler iskonto edilir veya görmezden gelinir. Ayı piyasalarında bunun tersi doğrudur: iyi haberler genellikle göz ardı edilir ve kötü haberler tekrarlanan satış nöbetlerine yol açar. Bu tutumun altında yatan yakıt, insanların, özel şirketlerin ve devletin piyasadaki davranışlarını belirleyen motivasyondur. Toplamda hem rasyonel hem de irrasyonel davranışa dayanan beklenen ve kendiliğinden eylemlerin toplamı, piyasanın kaotik bir düzenidir. Basitleştirmede, finansal piyasalar için kaos teorisi, genel olarak piyasaların davranışı, bazı bölümleri ve yapıları için bir dizi kuraldır. Büyük veri teknolojileri, bir finansal piyasa sistemi olarak kaos anlayışını, karşılık gelen davranış yasaları ve bunun üzerindeki rastgele olayların olasılıklarının bir tahmini ile yaklaşmayı mümkün kılar.

Bazı tahminlere göre, finansal piyasalarda düşük boyutlu kaosa dair çok az kanıt var. Lehman Brothers olmadığı sürece, iyi bilinen herhangi bir bankanın kaos yaşadığını hayal etmek çok zor. Öyle olsaydı, ödememelerle bağlantılı olurdu ve iflas anlamına gelirdi. Bununla birlikte, belirli zaman dilimlerinde, kriz yönetimi veya risk yönetimi ile çözülen bazı bireysel yapıların (mikroekonomik finansal kaos) kaotik durumu olabilir. Mikroekonomik finansal kaos düzenlemesinin teorisi ve mekanizması yeterince gelişmiştir. Büyük, karmaşık piyasa yapıları söz konusu olduğunda başka bir şey - finansal makroekonomik. Aslında, finansal teori, yalnızca ödememe sorunları olduğunda, borç hızla büyüdüğünde ve büyük iflaslar gözlemlendiğinde değil, aslında finansal kontrolün kaybolduğu herhangi bir zamanda uygulanır. Kaos, yalnızca kötü olaylarla değil, aynı zamanda iyi olaylarla, özellikle de finansal alandaki ilerlemeyle ilişkilendirilebilir.

Finansal piyasalar çeşitli şoklara maruz kalmaktadır. Bunlar arasında, örneğin, teknolojik ve ürün yenilikleri, alternatif ödeme sistemleri, alıcılar ve satıcılar, alacaklılar ve borçlular, yatırımcılar ve girişimciler arasındaki doğrudan parasal ilişkilere geçiş, finansal aracıları atlayarak önemli bir yer işgal ediyor. Sonuç olarak, piyasa belirsizliği keskin bir şekilde artar. Bu tür süreçlerin analizi için kaos teorisi oldukça uygulanabilir. Finansal kaos, deterministik dinamik sistemler (finansal piyasalar) başlangıç koşullarına duyarlı olduğunda ve spontane eylemler ve şok etkileri tarafından motive edilen etkili, öngörülemeyen uzun vadeli davranışlar ürettiğinde ortaya çıkar (Klioutchnikova ve diğerleri, 2017: 370-371).



ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİ VE UZUN DÖNEM HAFIZA

3.1. Finansal Zaman Serileri ve Özellikleri

Finansal piyasalarda oluşan ve ardışık özellik gösteren veriler, finansal zaman serisi olarak adlandırılmaktadır. Pay senedi fiyatları, faiz oranları, borsa endeksi, CDS primleri ve döviz kurları finansal zaman serilerine örnek olarak verilebilir (Çil, 2015, s. 5). Zaman serisi verileri ise adından da anlaşılacağı gibi, bir veya daha fazla değişken üzerinde belirli bir süre boyunca toplanan verilerdir. Zaman serisi verileri, onlarla belirli bir gözlem sıklığı veya veri noktalarının toplanması ile ilişkilendirilmiştir. Gözlem sıklığı, (frekans) verilerin toplandığı veya kaydedildiği aralığın veya düzenliliğin bir ölçüsüdür. Bazı finansal veri setleri, makroekonomik verilerden çok daha yüksek frekanslarda gözlemlenmektedir. Varlık fiyatları veya getirileri genellikle günlük, saatlik veya dakika frekanslarda mevcuttur. Yüksek frekanslı veriler daha çok finansal zaman serilerinde yer aldığı için uygun teknikler yardımıyla güvenilir sonuçlar elde edilebilir (Brooks, 2008, s. 3-4).

3.1.1. Finansal Zaman Serilerinde Kullanılan Dağılımlar

Finansal zaman serilerinin olasılık dağılımları, istatistiksel analizlerin geçerliliği ve güvenilirliği bakımından önem taşımaktadır. Olasılık dağılımları ile finansal değişkenin yapısı hakkında bilgi edinilebilir ve yapılacak analizlerin daha güvenli olması sağlanabilir (Çelik ve Bozkuş Kahyaoglu, 2021, s. 20).

3.1.1.1. Normal Dağılım

Normal dağılım, normal rassal değişkenin modellenmesi ve popülasyon parametreleri ile ilgili tahminde bulunma gibi konularda kullanılan önemli bir araçtır. Normal dağılım özelliği gösteren seriler ortalamadan simetrik çan eğrisine benzer biçimde dağılıma sahiptir (Özsoy, 2010, s. 155). Dünyadaki pek çok şey normal dağılıma sahip değildir, ancak araştırmacılar çoğu zaman değişkenin normal dağılıma sahip olduğu varsayımı ile çalışmaya devam eder. Esasen, normal dağılım, rastgele bir değişken için kullanılabilecek en muhafazakâr dağılım modelidir (Monroe, 2017, s. 1). Geleneksel bir finansal çalışmada basit getirilerin sabit bir ortalama ve varyansla normal dağıldığı varsayılmaktadır. Bu varsayım sayesinde varlık getirileri istatistiksel olarak işlenebilir

de bazı zorlukları beraberinde getirir. Diğer bir varsayım ise basit getiriler normal dağılım özelliği gösterse bile çok dönemli basit getiriler tek dönemli basit getirilerden elde edildiği için normal dağılım özelliği gösteremeyebilir. Diğer bir varsayım ise pozitif asimetrik ve aşırı basık yapıya sahip seriler normallik varsayımını desteklemeyebilir (Kaya, 2021, s. 20; Tsay, 2002, s. 2011). Eşitlik (3.1)'de normal dağılım formülü yer almaktadır.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2} \quad -\infty < x < \infty, \quad -\infty < \mu < \infty, \quad \sigma^2 > 0, \quad (3.1)$$

Eşitlik (3.1)'de yer alan denklemde σ standart sapmayı, μ ise aritmetik ortalamayı ifade etmektedir. Normal dağılımda basıklık “3”, çarpıklık ise “0” değerini almaktadır.

3.1.1.2. Student-t Dağılımı

Zaman serileri genellikle kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermesi nedeniyle student-t dağılımının (t dağılımı) kullanımı GARCH türü modellerde önerilmektedir. Normal dağılıma benzer bir simetrik yapıya sahip olmasının yanısıra genelleştirilmiş hiperbolik dağılımın özel bir türü olduğu da görülebilir (Ural ve Adakale, 2009, s. 27). Student-t dağılımı eşitlik (3.2)'de yer alan denklem ile hesaplanmaktadır.

$$F(x) = \ln \left[\Gamma \left(\frac{v+1}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{v}{2} \right) \right] - \frac{1}{2} \ln \left[\pi (v-2) \sum_{t=1}^T [\ln(\sigma_t^2) + (1+v) \ln \left(1 + \frac{z_t^2}{v-2} \right)] \right] \quad (3.2)$$

Denklemde, v : serbestlik derecesi, ($2 < v < \infty$), $\Gamma(\cdot)$ gamma fonksiyonunu ifade etmektedir.

3.1.1.3. GED Dağılımı

Özellikle spekülasyon hareket etkisinde kalan verilerde kalın kuyruk sorunu student-t dağılımı ile çözülemeyebilir. Bu sorunu dikkate alan Nelson (1991) genelleştirilmiş Gauss dağılımını (genelleştirilmiş hata dağılımı) önermiştir (Ural ve Adakale, 2009, s. 27). GED dağılımı eşitlik (3.3)'te verilmiştir.

$$f(x) = \sum_{t=1}^T \left[\ln \frac{v}{\lambda} - 0.5 \left| \frac{z_t}{\lambda} \right|^v - (1+v^{-1}) \ln(2) - \ln \left[\Gamma \left(\frac{1}{v} \right) \right] - 0.5 \ln(\sigma_t^2) \right] \quad (3.3)$$

Denklemden $v=2$ ise seri kalın kuyruk özelliğine sahiptir. $-\infty < z_t < \infty$ olmak üzere, v ; serbestlik derecesini, Γ ; gamma fonksiyonunu ifade etmektedir. λ 'nın hesaplaması

$$\text{ise; } \lambda = \sqrt{\frac{2^{(-\frac{2}{v})} \Gamma(\frac{1}{v})}{\Gamma(\frac{3}{v})}}$$

3.1.1.4. S-Student-t Dağılımı

Çarpıklık ve basıklık değerleri finansal hesaplamalarda (portföy seçimi, riske maruz değer, varlık fiyatlama vb.) serinin yapısını dikkate alma bakımından önem taşımaktadır. Bu dağılımın en önemli özelliği, asimetrik dağılım ve kalın kuyruk yapılarını birlikte dikkate almasıdır (Ural ve Adakale, 2009, s. 28). Çarpık student-t dağılımı, eşitlik (3.4)'te yer alan denklem ile hesaplanmaktadır.

$$f(x) = T \left\{ \ln \Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right) - \ln \Gamma\left(\frac{v}{2}\right) - 0.5[\pi(v-2) + \ln\left(\frac{2}{\xi + \frac{1}{\xi}}\right) + \ln(s)] - 0.5 \sum_{t=1}^T \left\{ \ln \sigma_t^2 + (1+v) \ln \left[1 + \frac{(sz_t + m)^2}{v-2} \xi^{-2I_t} \right] \right\} \right\} \quad (3.4)$$

Eşitlik (3.4)'te yer alan $I_t = \{z_t \geq \frac{m}{s} \text{ ise } 1, z_t < \frac{m}{s} \text{ ise } -1 \text{ olmaktadır. Asimetri } \xi \text{ katsayısı, pozitif (negatif) ise dağılım sağa (sola) çarpıktır. } m \text{ ve } s \text{ parametreleri sırasıyla standartlaştırılmamış çarpık student-t dağılımının ortalaması ve standart sapmasıdır:}$

$$m = \frac{\Gamma(\frac{v+1}{2})\sqrt{v-2}}{\sqrt{\pi}\Gamma(\frac{v}{2})} \left(\xi - \frac{1}{\xi} \right) \quad (3.5)$$

$$s = \sqrt{\left(\xi^2 + \frac{1}{\xi^2} - 1 \right) - m^2} \quad (3.6)$$

3.1.2. Volatilite ve Volatilite Kümelenmesi

Genel anlamda oynaklık, risk, belirsizlik, değişkenlik veya dalgalanma gibi kavramlar arasında bir ayrım yapmanın zor olduğu kabul edilebilir. Volatilite kavramı odak kabul edildiğinde; belirli bir ekonomik değişkendeki veya bu değişkenin büyüme oranı gibi bir işlevindeki olası değişim veya hareketin bir ölçüsünü sağladığı için riskle ilgili olduğu belirtilebilir (Aizenman ve Pinto, 2004, s. 3). Markowitz (1952)'in Portföy Seçimi çalışması ile başlayan volatilite kavramı günümüze kadar portföy teorisi, finansal varlık fiyatlama modelleri ve risk yönetimi gibi finans alanında sıkça kullanılan önemli bir konu haline gelmiştir (Çil, 2015, s. 423). Volatilite finans teorisinde bir değişkenin ortalama değerine göre yüksek değerde artış yada azalış göstermesi durumunu ifade

etmektedir. Volatil bir piyasada risk yüksek olduğundan ve muhtemel kazanç ve kaybın yüksek olması beklenen durumdur (Demir ve Çene, 2012, s. 214). Finansal piyasalardaki oynaklık, son yirmi yılda teorisyenler, kanun koyucular ve pratisyenler tarafından büyük ilgi görmüştür. Hisse senedi, tahvil ve döviz piyasalarındaki daha fazla oynaklık ise finansal piyasaların istikrarı ve oynaklığın ekonomi üzerindeki etkisi hakkında önemli kamu politikası sorunlarını gündeme getirmektedir (Yu, 2002, s. 1).

Finansal zaman serilerinin istatistiksel özelliklerinin incelenmesi ile birlikte çok çeşitli piyasalarda, araçlarda ve dönemlerde ortak gibi görünen çok sayıda ilginç stilize gerçek ortaya çıkmıştır. Bu olgulardan biri aşırı volatilitedir (excess volatility). Birçok ampirik çalışma, varlık getirilerinde gözlenen değişkenlik düzeyini “temel” ekonomik değişkenlerdeki değişikliklerle doğrulamanın zor olduğuna işaret etmektedir. Özellikle, büyük (negatif veya pozitif) getirilerin ortaya çıkması, piyasaya yeni bilgilerin gelmesiyle her zaman açıklanamamaktadır. Diğer bir özellik olan kalın kuyruk (heavy tail) getiri dağılımının (koşulsuz) pozitif aşırı basıklığa sahip olduğunda görülmektedir. Getirilerde otokorelasyon olmaması durumu, doğrusal mikroyapı etkilerinin devreye girdiği çok küçük gün içi zaman ölçekleri (20 dakika) dışında varlık getirilerinin genellikle önemsiz olduğu durumdur. Hacim/volatilite korelasyonu; işlem hacmi piyasa oynaklığı ile pozitif olarak ilişkilidir. Ayrıca, işlem hacmi ve oynaklık aynı türde uzun hafıza davranışı gösterir. Mandelbrot (1963)’un belirttiği “*büyük değişimleri büyük değişimlerin, küçük değişimleri küçük değişimlerin izlemesi*” oynaklık kümelenmesidir. Oynaklık kümelenmesi finansal zaman serilerinin şekil bulmuş en önemli özelliklerinden biridir. Bu olgu nicelik olarak, getiriler korelasyonsuz olsa bile mutlak getiriler $|rt|$ veya kareli getiriler $(rt)^2$ pozitif, anlamlı ve yavaş bir şekilde azalan otokorelasyon fonksiyonu göstererek ortaya çıkar. Olgunun süresi ise birkaç dakika ile birkaç hafta arasında değişebilir (Cont, 2005, s. 289-290). Oynaklık kümelenmesi, Engle (1982) ve Bollerslev (1986)’in otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelinde ve genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelleri yardımıyla borsa endeksi, döviz kuru, faiz oranı vb. geniş bir finansal zaman serisi getirilerinde (Gaunersdorfer ve Hommes, 2005, s. 307) gözlemlendiği gibi Çevik ve Karaca (2021) çalışmasında olduğu gibi CDS piyasasında da gözlenmiştir.

3.1.3. Kaldıraç Etkisi ve Asimetri

Kaldıraç etkisi, bir varlığın volatilitésinin, varlığın getirileri ile negatif korelasyon gösterme eğilimini ifade eder. Tipik olarak, yükselen varlık fiyatlarına azalan oynaklık

eşlik eder ve bunun tersi de geçerlidir (Ait-Sahalia, Fan ve Li, 2011, s. 2). Kaldıraç etkisini anlatacak standart bir açıklama ise; bir firmanın öz sermayesinin piyasa değerindeki bir değişikliği sermaye yapısındaki kaldıraç derecesi üzerindeki etkisine bağlar ve kaldıraçtaki bir artış hisse senedi oynaklığında bir artışa neden olur. Pozitif ve negatif şokların değişkenlerin getiri serilerinin oynaklığı üzerinde farklı düzeylerde etki göstermesi, asimetrik kaldıraç etkisi olarak bilinmektedir.

Oynaklık düzeyindeki zaman değişimine ek olarak, finansal zaman serileri (özellikle hisse senetleri) getirilerin negatif veya pozitif olmasına bağlı olan bir asimetrik yapı sergilemektedir. Bir finansal varlığın fiyatı düştüğünde (yükseldiğinde) oynaklık artar (azalır). Diğer bir anlatımla finansal varlığın fiyatı ile oynaklık ters orantılı bir ilişkiye sahiptir (Figlewski ve Wang, 2000, s. 3).

3.1.4. Finansal Zaman Serilerinde Stokastik Süreçler

Gerçek dünyadaki çoğu fiziksel süreç, yapılarında rassal bir öge içerir ve stokastik bir süreç, "olasılık yasalarına göre zaman içinde gelişen istatistiksel bir olgu" olarak tanımlanabilir. Yunanca kökenli olan "stokastik" kelimesi "şansla ilgili" anlamına sahiptir ve birçok araştırmacı "rassal süreç" kelimesini stokastik sürecin eş anlamlısı olarak kullanmaktadır. Matematiksel olarak stokastik bir süreç, zaman içinde sıralanmış ve devamlı veya kesikli olabilen bir dizi zaman noktasında tanımlanmış rassal değişkenlerin bir koleksiyonu olarak tanımlanabilir. Stokastik süreç, gözlemlenmiş verilere dayanmaktadır ve rassal değişkenlerin nasıl üretileceğiyle ilgilenen olasılık yasasına bağlıdır. Bu olasılık yasası, rassal değişkenlerin istatistiki yapısını ve aralarındaki bağımlılık yapısını belirler (Chatfield, 1995, s. 27; Çil, 2015, s. 69).

Y rassal değişkeni için stokastik süreç $(Y_t)_{t=-\infty}^{+\infty}$, sürecin gerçekleşmesi ise $(Y_t)_1^T$ şeklinde gösterilebilir. Stokastik süreç ve gerçekleşme arasındaki ilişki anakütle ve örneklem arasındaki ilişkiye benzetilmektedir. Stokastik süreç birden fazla tarihte gerçekleşebilir (Çil, 2015, s. 69). Örneğin bu tez konusunun değişkeni olan CDS fiyat serisi stokastik bir süreçtir. Türkiye'nin 5 yıl vadeli USD cinsinden CDS primleri örnek alındığında, Ekim 2018 dönemindeki 22 iş günü sonunda gerçekleşen CDS değerlerinin her biri ise rassal bir değişken olarak kabul edilebilir. Ekim 2018'in ilk işlem gününü 382.408\$ ile kapatmış, 24 Ekime kadar artış trendi göstermiş ve 401.17\$ ile kapanmıştır. Bu fiyat, dünyada ve Türkiye'de yaşanan ekonomik ve sosyal olaylar gölgesinde oluşan fiyattır ve stokastik süreç bağlamında kısaca "örneklemidir". Ekim ayının son haftasında

gerçekleşen yükselişin ne kadarının ülkede yaşanan döviz kuru dalgalanmasından yada dünyada yaşanan gelişmelerden kaynaklı olduğunu bilemeyiz. Dünyada ve Türkiye’de yaşanabilecek özel durumların gerçekleşmemiş olması sonucunda CDS fiyat serisi Ekim ayını farklı bir fiyat ile kapatabilirdi. Bu durumda Ekim ayı CDS günlük kapanış fiyatları rassaldır ve CDS fiyat serisi stokastik sürecine özel bir gerçekleşmez.

3.1.4.1. Durağan Stokastik Süreçler

Genel olarak zaman serilerinde, özelde ise finansal zaman serilerinde kullanılan ekonometrik yöntemlerde, verilerin durağan olduğu varsayılmaktadır. Zaman serilerinin en çok üzerinde durulması gereken yönü durağan (stationary) veya durağan olmamalarıdır (nonstationary). Trend bulunan zaman serisinde Granger ve Newbold (1974)’un dikkat çektiği sahte regresyon (spurious regressions) sorunu ile karşılaşmaktadır. Sahte regresyon sorunu ile başa çıkmak için (regresyonun sahte bir ilişkiyi ifade etmesi nedeniyle elde edilen sonuçların yanıltıcı olması) zaman serisinin durağanlığının araştırılması gerekir (Çil, 2015, s. 71). Bunu anlamamanın yolu ise denklemin açıklayıcı gücünü ifade eden R^2 ile Durbin Watson (DW) test istatistiğini karşılaştırmak gerekir. $R^2 > DW$ ise büyük ihtimalle sahte regresyon tahmini yapılmıştır (Yamak ve Erdem, 2017, s. 94). Önceleri durağanlık konusundaki görüşe, serilerin uzun dönemde istikrarlı bir trend gösterdiği ve bu trendin yanında yer alan oynaklığın, etkileri kısa dönemli olan dışsal şoklardan kaynaklı olduğu yönündeydi. Son yıllarda zaman serisi analizlerinin gelişmesi ile etkisi kısa dönemde ortadan kalkan şokların yanısıra etkisi uzun dönemde devam eden kalıcı şokların varlığı da belirlenmiştir. Etkisi uzun dönemde devam eden şokların oluşturduğu trend ise serinin belli bir değer etrafında dalgalanmasını engellemektedir. Değişkenin zamanla belli bir değer etrafında gezinmesi olarak tanımlanan durağanlık açısından trend, durağan olmayan bir özelliğe sahiptir. Öngörülemeyen tesadüfler nedeniyle oluşan şoklardan kaynaklı trend ise “stokastik trend” olarak bilinmektedir (Tarı, 2018, s. 374-375).

3.1.4.2. Zayıf ve Güçlü Durağanlık

Zayıf durağanlık, kovaryans durağanlık olarak da bilinmektedir. Stokastik bir süreci karşılayan zaman serileri eğer;

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = \mu, \text{ bütün } t\text{'ler için sabit ise} \quad (3.7)$$

$$\text{Varyans: } \text{Var}(Y_t) = \sigma_Y^2 = y_0, \text{ bütün } t\text{'ler için sabit ise} \quad (3.8)$$

$$\text{Kovaryans: } \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \text{bütün } t\text{'ler için sabit ve } k \neq 0 \text{ ise} \quad (3.9)$$

Eşitlik (3.7), (3.8) ve (3.9)'da yer alan seriler zayıf durağan koşulunu sağlamaktadır. Zayıf durağanlık, serinin 1. ve 2. Momentlerinin (ortalama-varyans-kovaryans) zamanla değişime uğramaması olarak da açıklanabilir

Y_t rassal değişkeni kovaryans durağanlık özelliğinin yanı sıra dağılım özelliklerinin zamanla değişmemesi özelliğine sahip olması hali, güçlü durağanlık olarak tanımlanır. Diğer bir ifade ile sürecin herhangi bir momentte yer alan istatistiki özelliklerinin değişime uğramaması, güçlü durağanlıktır (strong stationary) (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 65; Yamak ve Erdem, 2017, s. 94). Zayıf durağanlık (weak stationary), değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilerin incelendiği ARMA süreçleri gibi doğrusal zaman serileri başta olmak üzere çoğu doğrusal zaman serisi analizi için yeterlidir. Ancak çalışmanın odak noktası doğrusal olmayan ilişkiler olduğunda güçlü durağanlık koşulunun sağlanması gerekir (Fan ve Yao, 2003, s. 30).

3.1.4.3. Beyaz Gürültü (White Noise)

Beyaz gürültü, (temiz dizi) durağan sürecin en basit ve en çok bilinen halidir. Beyaz gürültü olarak bilinen (X_t) 'ye ait stokastik süreç, $X_t \sim WN(0, \sigma^2)$,

$$EX_t = 0, \quad \text{Var}(X_t) = \sigma^2, \quad \text{ve } \text{Cov}(X_i, X_j) = 0, \quad i \neq j \quad (3.10)$$

Sabit varyans, ortalaması sıfır ve gözlemleri ardışık olarak ilişkisiz ise, X_t stokastik süreci temiz dizi sürecine örnektir (Çil, 2015, s. 76). Beyaz gürültü, yalnızca ilk iki momentin özellikleriyle tanımlanmaktadır. Daha karmaşık doğrusal zaman serisi süreçlerini tanımlamada temel durumundadır ve doğrudan gözlemlenemeyen bilgileri yansıtır (Fan ve Yao, 2003, s. 10).

3.1.4.4. Rassal Yürüyüş Süreci (Random Walk)

Finansal varlık fiyatlarının rastlantısal olarak meydana geldiği ve bunun sonucu olarak durağan olmadığı sıklıkla söylenmektedir (Gujarati, 2016, s. 336). Temel rassal yürüyüş denklemi eşitlik (3.11)'de yer almaktadır;

$$X_t = x_{t-1} + \varepsilon_t; \quad E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0, \quad E_t(x_{t+1}) = x_t \quad (3.11)$$

Bu özelliğin sonucu olarak rassal yürüyüş, finansal varlık fiyatları için popüler durumdadır. Rassal yürüyüş hipotezinin bazı özellikleri ise; rassal yürüyüşte etki tepki fonksiyonları bütün yatırım ufukları için geçerlidir. Durağan süreçlerin etki-tepki fonksiyonları sonunda sönümlenir. Rassal yürüyüşün tahmini varyansı, tahmini yatırım

ufku ile doğrusal ilişkilidir. Yine teoriye göre durağan bir serinin tahmin hata varyansı, o serinin koşulsuz varyansına (bir sabite) yaklaşır. Rassal yürüyüşün diğer bir özelliği ise varyansının sonsuz olmasıdır (Cochrane, 1997, s. 97).

3.1.5. Birim Kök Testleri

3.1.5.1. Genişletilmiş Dickey – Fuller Birim Kök (ADF) Testi

ADF birim kök testi serinin durağanlığının araştırılmasında kullanılan en geçerli yöntemlerden biridir. Bu yöntem, Dickey-Fuller (DF) birim kök testinin genişletilmiş şeklidir. DF birim kök testine göre üstünlüğü ise otokorelasyon sorununu dikkate almasıdır. Y_t serisinin durağanlığı araştırıldığında aşağıda yer alan üç eşitlik ile çözüm önerilebilir. Sabit terimsiz ve trendsiz denklem eşitlik (3.12)’de yer almaktadır (Yamak ve Erdem, 2017, s. 100);

$$\Delta Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta Y_{t-1} \quad (3.12)$$

Sabit terimli denklem eşitlik (3.13)’te yer almaktadır;

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta Y_{t-1} \quad (3.13)$$

Sabitli ve trendli denklem eşitlik (3.14)’te yer almaktadır;

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Trend + \sum_{i=1}^p \delta \Delta Y_{t-1} \quad (3.14)$$

Serinin durağanlık koşulu için iki kriter sağlanmalıdır. β_1 katsayısı negatif olmalı ve katsayı istatistikleri istatistiki olarak anlamlıdır. Katsayı anlamlılığı ile kastedilen ise t istatistiğinin McKinnon tablo değerinden küçük ve istatistiki olarak anlamlı olmasıdır. Bu iki kriterin sağlanması durumunda ADF testinde $H_0 = \text{“seri birim köke sahiptir”}$ temel hipotezi reddedilir ve alternatif hipotez kabul edilir.

3.1.5.2. Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi

Zaman serileri otoregresif (AR) veya hareketli ortalama (MA) özelliği gösterebilmektedir. DF testi ise zaman serisinin otoregresif özellikte olduğunu varsayar. DF testinde sınanan katsayı istatistiki olarak anlamlı olmasına rağmen seri birim köke sahip olabilmektedir. DF testinin yetersizliği, yanlış olan hipotezi reddetme olasılığının düşük olmasıdır. Diğer bir ifade ile DF testleri birim kökü veya yakın birim kökü ayırma konusunda yetersiz kalmaktadır (Tarı, 2018, s. 399). DF testinin yetersiz özelliklerini dikkate alan Phillips (1987) ve Phillips ve Peron (1988), PP birim kök testini

önermişlerdir. PP testinin denklemi eşitlik (3.15)'te yer almaktadır (Yamak ve Erdem, 2017, s. 109);

$$t_s = t_s \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)S_\delta}{2_0^{1/2}s} \quad (3.15)$$

Burada, γ_0 ; hata teriminin tutarlı varyansı, f_0 ; sıfır frekansta hata spektrumunun tahmincisi ve S ; test denklemin stadant hatasıdır. Testin hipotezleri ise $H_0 : p = 0$ “*seri birim köke sahiptir*” ve $H_1 : p < 0$ “*seri birim köke sahip değildir*” şeklinde kurulur.

3.1.6. Getiri’de ve Varyans’ta Kırılma Testleri

3.1.6.1. Carrion-I-Silvestre, Kim ve Perron (2009) Birim Kök Testi

Carrion-i Silvestre (CS) testinde en fazla 5 yapısal kırılma belirlenebilmekte ve kırılma noktaları içsel kabul edilmektedir (Carrion-I-Silvestre ve diğerleri, 2009; Tuna ve Öztürk, 2016). Carrion-i Silvestre testine ait stokastik süreç şu şekildedir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (3.16)$$

$$u_t = au_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (3.17)$$

CS testinde serilerin durağanlığı geliştirilen 5 farklı test istatistiği ile test edilebilmektedir:

$$P_T(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\} / s^2(\lambda^0) \quad (3.18)$$

$$MP_T(\lambda^0) = [c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \check{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2] / s(\lambda^0)^2 \quad (3.19)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) (2T^{-2} \sum_{t=1}^T)^{-1} \quad (3.20)$$

$$MSB(\lambda^0) = s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T)^{-1/2} \quad (3.21)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2 (4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T)^{-1/2} \quad (3.22)$$

Testin hipotezleri şu şekildedir:

H_0 = Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır

H_1 = Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur

Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük olduğunda, H_0 hipotezi reddedilmekte ve seride yapısal kırılmaların varlığı durumunda, birim kökün olmadığı, yani serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

3.1.6.2. Inclan ve Tiao (1994) ICSS Testi

Ekonomi yönetiminde politika değişiklikleri, sistematik krizler ve dış etkenler nedeniyle meydana gelen değişimler, ekonometrik zaman serilerinde yapısal değişime neden olabilmektedir. Son 20-25 yıl süresinde yapılan teorik ve uygulamalı çalışmalar, sonuçların güvenilirliği bakımından yapısal değişimlerin ekonomik büyüklüklere ait getiri ve varyans serilerinde herhangi bir değişmeye neden olduğunun araştırılması gerektiğini belirtmektedir (Tarı, 2018, s. 308).

Bağımsız değişken dizisine ait varyansta meydana gelen çoklu değişimleri inceleyen Inclan ve Tiao (1994), özellikle finans alanında kullanılan zaman serilerinde çoğu modelin varsayımı olan sabit varyansın yer almadığı serilere dikkat çekmiştir. Araştırmacıların kullandığı ICSS (Iterative Cumulative Sum of Squares-Yinelenen Birikimli Kareler Toplamı) metodunda serilerin varyansında birden çok kırılma noktasını belirlenebilmektedir. Bu testin temeli, serinin varyansını geçmişe dönük olarak incelemeye dayanmaktadır. Bu sayede varyans değişim noktalarını belirtmek için serideki tüm bilgiler kullanılmaktadır. Bu testte finansal zaman serisinin varyansındaki ani değişiklikleri belirlemek için ICSS algoritması uygulanır. Algoritma, finansal serinin ilk zaman periyodunda sabit varyans özelliği gösterdiğini ve sonra varyansı değiştiren ani bir şok olduğunu, piyasaya başka bir şok gelene kadar tekrar durağan hale geldiğini varsayar (Çağlı, Mandacı ve Kahyaoğlu, 2011, s. 123). ICSS algoritması, D_k istatistiklerine dayanır ve sabit koşulsuz varyansın sıfır hipotezini test eder. D_k istatistikleri hesaplanması Eşitlik (3.23)'da yer almaktadır (Inclan ve Tiao, 1994, s. 913);

$$D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{k}{T}, \quad k = 1, 2, \dots, T \quad D_0 = D_T = 0 \quad (3.23)$$

Eşitlik (3.23), normalize edilmiş yinelemeli kareler toplamını ifade etmektedir

$$C_k = \sum_{t=1}^k a_t^2 \quad t = 1, 2 \quad (3.24)$$

Eşitlik (3.24)'da C_k , 0 ortalama ve σ_t^2 varyans ile a_t rassal değişkenler dizisinin yinelemeli karelerinin toplamıdır.

3.1.6.3. Sanso, Arago ve Carrion (2004) Yapısal Kırılma Testi

Sanso, Arago ve Carrion, (2004), Inclan Tiao testinin sabit varyans ile şişman kuyruk varsayımında olduğunu ve çok sayıda yapısal kırılma belirlemesi gibi zayıf yönleri olduğunu ileri sürmüştür. Bu zayıf noktaları aşmak için Kappa 1 ve Kappa 2 testlerini önermiştir. Kappa 1 testi kalın kuyruk olmayan yapıyı dikkate alırken Kappa 2

testi hem kalın kuyruk olmayan hem de sabit varyansı dikkate almaktadır (Çağlı ve diğerleri 2011, s. 120). Bu çalışmada varyanstaki kırılmalar, ISCC, Kappa 1 ve Kappa 2 testleri ile belirlenmiş ve varyans denkleminde dahil edilmiştir.

3.2. Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Modelleri

Tek değişkenli zaman serisi modelleri, yalnızca kendi geçmiş değerlerinde ve muhtemelen bir hata teriminin mevcut ve geçmiş değerlerinde bulunan bilgileri kullanarak modelleme ve tahmin etmede kullanılmaktadır. Bu özelliği nedeniyle, çok değişkenli modellerde yer alan ve bir değişkendeki (bağımsız değişken) değişmelerin diğer değişkenlerin (açıklayıcı değişken) mevcut yada tarihi değerlerindeki hareketlere göre açıklamaya çalışan modellerle farklılık göstermektedir. Zaman serisi modelleri genellikle teorik değildir; bunun nedeni, yapılarının ve kullanımlarının bir değişkenin davranışının altında yatan herhangi bir teorik modele dayanmadığını ima eder. Diğer bir anlatımla zaman serisi modelleri, çeşitli farklı yapısal modellerden ortaya çıkmış olabilecek verilerin ampirik olarak ilgili özelliklerini açığa çıkarmak için kullanılmaktadır (Brooks, 2008, s. 206).

3.2.1. Otoregresif Süreç (AR)

Otoregresif modelde Y_t kendi tarihi değerlerinin ağırlıklı toplamı ve hata terimine bağlıdır (Tarı, 2018, s. 445).

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

Eşitlik (3.25)'de yer alan ilişki birinci dereceden AR stokastik (rassal) süreçli bir modeldir. Model kısaca AR(1) olarak belirtilir. Modelde ε_t sabit varyanslı, sıfır ortalamalı ve otokorelasyonsuz hata terimidir. δ ise stokastik sürecin ortalaması ile ilgili olan sabit terimdir. AR(2) ile gösterilen ikinci derece AR süreç ise;

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \delta + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

Sonuçta AR(p);

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

Eşitlik (27)'de ki gibi yazılabilir. Eşitlikte Y_t 'yi doğrusal bir regresyon biçiminde ($Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}$) p geçmiş değerleri aracılığıyla temsil eder. Modelin uygulanması kolaydır ve bu nedenle pratikte tartışmasız en popüler zaman serisi modelidir (Fan ve Yao, 2003, s. 11).

3.2.2. Hareketli Ortalama Modelleri (MA)

Hareketli ortalama (Moving Average) modelinde Y_t eşitlik (3.28)'te yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + u_t - b_1 u_{t-1} \quad (3.28)$$

Eşitlikte Y_t cari ve tarihi beyaz gürültü hata terimlerinin hareketli ortalaması olarak belirtilebilir. Model kısaca MA(1) olarak belirtilir. Eşitlikte μ denklem sabiti, u ise staokastik hata terimidir. Hata teriminin zamandan bağımsız bir dağılım gösterdiği (White noise process) kabul edilir (Gujarati, 2016, s. 380).

3.2.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri (ARMA)

AR(p) ve MA(q) sürecinin birlikte yer aldığı bir zaman serisi için bütünlük otoregresif hareketli ortalama sürecinden bahsedilebilir. ARMA(p,q) süreci eşitlik (3.29)'da yer almaktadır (Gujarati ve Porter, 2009, s. 776):

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + \delta + u_t - b_1 u_{t-1} - \dots - b_q u_{t-q} \quad (3.29)$$

3.2.4. Otoregresif Bütünlük Hareketli Ortalama Modelleri (ARIMA)

Daha önce tanıtılan zaman serisi modelleri “zayıf durağan” varsayımına dayanmaktadır. Zayıf durağan bir zaman serisi için ortalama ve varyans sabittir ve kovaryansı zamanla değişmez ancak birçok ekonomik zaman serisinin durağan olmadığı yani bütünlük oldukları bilinmektedir (Gujarati ve Porter, 2009, s. 776). ARIMA (p,d,q) modeli ise AR ve MA modellerinin aksine durağan olmayan süreç özelliği göstermektedir. Durağan olmayan seriler fark alınarak durağan hale dönüştürülebilir. Herhangi bir homojen yapıda durağan olmayan zaman serisi, ARIMA (p,d,q) süreci olarak modellenir. Sıfırıncı dereceden bütünlük olan Y_t zaman serisi, $I(0)$ ile gösterilebilir. Seri 1. farkta durağan hale geliyorsa birinci dereceden $I(1)$, ikinci farkta durağan hale geliyorsa $I(2)$ ikinci dereceden bütünlük seridir. Nihayetinde seri d mertebesinde durağanlaşıyorsa $I(d)$ ile ifade edilebilir. Analiz edilecek seriyi durağan hale getirerek ARMA(p,q) modelinin uygulanması gerekmektedir. Yine serinin AR(p), MA(q) ve $I(d)$ etkenleri bir arada düşünüldüğünde ARIMA(p,d,q) modeline ulaşılmış olur (Tarı, 2018, s. 447). Geleneksel birim kök testlerinde de yer alan ARIMA, kısa hafıza sürecini dikkate almaktadır. Kısa hafıza, Y_t güçlü (kovaryans) durağan özellikteki bir seride otokorelasyon fonksiyonu değerleri üstel biçimde hızlı şekilde küçülmesidir. Bu durum eşitlik (3.30)'da yer almaktadır (Turgutlu, 2004, s. 57);

$$P(k) \approx r^k, 0 < r < 1, k \rightarrow \infty \quad (3.30)$$

Standart ARIMA (p,d,q) modeli zaman serisinin kısa hafıza davranışını tanımlayabildiği için uzun dönem hafıza bağımlılığını incelemeye kullanılamazlar. Kısa hafıza, serinin düşük dereceli otokorelasyonunu tanımlar ($-0.5 < d < 0$) ve bu durumda negatif otokorelasyon söz konusudur (Özdemir, 2018, s. 54).

3.3. Zaman Serilerinde Uzun Dönem Hafıza Bağımlılığı (Long Term Memory Dependence)

Uzun hafıza, güçlü durağan bir Y_t serisinin otokorelasyon fonksiyonu değerlerinin çok yavaş bir şekilde küçülmesidir. Bu yavaşlık ise birbirinden uzak gözlemler arasında bağımlılık olduğunu gösterir ve eşitlik (3.31)'deki gibi ifade edilebilir (Turgutlu, 2004, s. 57);

$$P(k) \approx r^{2d-1}, d < r < 0.5, k \rightarrow \infty \quad (3.31)$$

Hurst (1951)'ün araştırmaları ile başlayan uzun hafıza olgusu, uzun süreli kaydedilen verilerde uzun hafızanın varlığı kabul edilerek fizik bilimlerinde önemli rol oynamıştır. 1980'den bugüne başta ekonometristler olmak üzere su ve iklim bilimcileri tarafından da kullanımı devam etmektedir. Uzun hafızanın varlığı, gözlemlenen otokorelasyonların kalıcılığı açısından ampirik, veri odaklı bir yaklaşımla tanımlanabilir. Kalıcılığın kapsamı, esasen durağan bir süreçle tutarlıdır, ancak burada otokorelasyonların azalması, ARMA sınıfıyla ilişkili üstel orandan çok daha uzun sürer. Bu fenomen Hurst (1951, 1957), Mandelbrot ve Wallis (1978), Mandelbrot (1972) ve McLeod ve Hipel (1978) tarafından farklı veri setlerinde belirtilmiştir (Baillie, 1996, s. 6).

Uzun hafıza (long memory) diğer adıyla uzun dönem hafıza bağımlılığı (long term memory dependence) konusunun finans teorisinde önemli bir yeri vardır. Oynaklık tahminleri, opsiyon ve diğer türev araçların fiyatlaması, portföy ve risk yönetimi (value at risk) ile ticaret stratejisi gibi konularda uzun hafıza önemli bir yere sahiptir (McMillan ve Ruiz, 2009, s. 579). Varlık fiyatlarında uzun hafızalı dinamiklerin varlığı, seri dinamiklerinde potansiyel olarak tahmin edilebilir bir bileşeni işaret ettiği için, piyasa etkinliğinin zayıf formu ile bağdaşmamaktadır (Barkoulas ve Baum, 1996, s. 253). Diğer bir ifade ile uzun hafızanın varlığı, zayıf formda etkinliğin reddedilmesi anlamına gelmektedir.

Uzun hafıza durumunda piyasalar, finansal piyasaya gelen bilgilere hemen tepki vermemekte ancak bu bilgilere belirli bir süre içinde kademeli olarak tepki vermektedir. Bundan ötürü geçmişte olan fiyat değişiklikleri gelecekteki fiyat değişikliklerinin tahmini için önemli bilgiler olarak kullanılabilir. Bu gözlemin piyasa etkinliği için önemli etkileri bulunmaktadır (Mukherjee, Sen ve Sarkar, 2011, s. 62-63). Uzun hafıza durumunda varlık getirilerinin otokorelasyon fonksiyonları ortalamaya hiperbolik (çok yavaş bir şekilde) olarak dönmektedir. Uzun hafıza özelliği bir serinin yüksek dereceli yapısını tanımlamaktadır. Uzun hafıza özelliği gösteren bir seride, uzak ara gözlemler arasında bile kalıcı bir bağımlılık bulunmaktadır. Bu seriler belirli periyotlardan farklı olarak döngüsel modellerle ilişkilendirilebilir. Kısa hafıza (short memory) diğer adıyla kısa dönemli bağımlılık özelliği ise bir serinin düşük dereceli korelasyon yapısını tanımlar. Kısa hafıza serilerinde uzun gecikmelerde gözlemler arasındaki korelasyonlar ihmal edilebilir hale gelmektedir (Assaf, 2008, s. 433).

Zaman serilerinde yüksek dereceli otokorelasyon ilişkisi olarak da ortaya çıkabilen uzun dönem hafıza (long memory), araştırılan serinin direnci ile ilişkilidir. Bu çalışmanın tek değişkeni olan CDS primleri söz konusu olduğunda, diğer zaman serilerinde olduğu gibi (borsa endeksi, faiz oranı, emtia fiyatları, döviz kurları) CDS primlerinde de direncin yüksek olması, CDS primine gelen bir şokun etkisinin kaybolmasının uzun zaman alabileceği (uzun hafıza) anlamına gelmektedir (Tsay, 2000, s. 325).

Otoregresif koşullu değişen varyans modelleri, veri setine ait modellemeyi genel hatlarıyla kısa hafıza - uzun hafıza, simetrik - asimetrik, tek - çok değişkenli yapılar şeklinde gerçekleştirmektedir. Kısa - uzun hafızalı modelleme ayrımı, incelenen veri setindeki otokorelasyonun yüksek gecikmelerde var olup olmaması ayrımına dayanmaktadır. Simetrik - asimetrik modelleme ayrımı, pozitif ve negatif haberlerin veri setini eşit düzeyde veya farklı düzeylerde etkilemesi varsayımına dayanmaktadır. Tek - çok değişkenli modelleme ayrımı ise açıklayıcı değişken sayısına göre değişmektedir. Bu çalışmada hafıza etkisini belirleyebilmek için parametrik (ARFIMA-Kesirli Bütünleşik GARCH Modelleri), yarı parametrik (GPH ve GSP) ve parametrik olmayan (R/S analizi) tahmin yöntemleri kullanılmıştır.

3.3.1. Yarı Parametrik Modeller

3.3.1.1. GPH (Geweke ve Porter-Hudak)

Uzun hafızanın belirlenmesinde literatürde en çok kullanılan yöntemlerden biri Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen log periodogram yöntemidir. Kesirli bütünleşme parametresi olan “d” tahmini için model eşitlik (3.32)’de yer almaktadır;

$$(1-L)^d Y_t = u_t \quad (3.32)$$

Eşitlik (3.32)’de u_t $[-\pi, \pi]$ aralığında sürekli ve spektral yoğunluk fonksiyonu $f_u(\lambda)$ durağan olan hata terimlerini temsil etmektedir. GPH’nin belirttiği spektral yoğunluk fonksiyonu eşitlik (3.33)’de yer almaktadır;

$$f(\lambda) = \sigma^2 / 2\pi \quad 4\sin^2(\lambda / 2)^{-2} f_u(\lambda) \quad (3.33)$$

Eşitliğin (3.33) iki tarafının logaritması alındığında eşitlik (3.34) elde edilir;

$$\ln f(\lambda) = \ln \sigma^2 / 2\pi - d \ln 4\sin^2(\lambda / 2) + \ln f_u(\lambda) / f_u(0) \quad (3.34)$$

GPH, d parametresini elde etmek için eşitlik (3.34)’in iki tarafına da $\ln I(\lambda_{j,T}) / f(\lambda_{j,T})$ eklenmesini önermiştir;

$$\ln I(\lambda_{j,T}) = \ln \sigma^2 / 2\pi - d \ln 4\sin^2(\lambda / 2) + \ln f_u(\lambda) / f_u(0) + \ln I(\lambda_{j,T}) / f(\lambda_{j,T}) \quad (3.35)$$

Eşitlik (3.33)’de GPH, harmonik frekans 0’a yakın olduğunda $\ln f_u(\lambda) / f_u(0)$ teriminin önemsiz olabileceğini belirtmiştir. GPH’ye göre d parametresi, eşitlik (3.33)’un En Küçük Kareler yöntemi ile elde edilmiştir. $\ln I(\lambda_{j,T})$ ifadesi bağımlı değişken, $\ln \sigma^2 / 2\pi$ ifadesi sabit terim ve $\ln 4\sin^2(\lambda_{j,T} / 2)$ ifadesi ise bağımsız değişkendir. $\ln I(\lambda_{j,T}) / f(\lambda_{j,T})$ ifadesi hata terimidir ve sıfır ortalama ile $\pi^2 / 6$ varyans ile asimtotik normal dağılıma sahiptir. m ordinat sayısı ve $T \rightarrow \infty$, $m / T \rightarrow 0$ ’I sağlamak üzere T’nin bir fonksiyonudur ve $m = T^\lambda$ şeklinde ifade edilir. $I(\lambda_{j,T})$ periodogram olup $I(\lambda_{j,T}) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T Y_t e^{it\lambda_j} \right|^2$ şeklinde tanımlanmaktadır. Denklemden $\lambda_j = 2\pi j / T$, ($j=1,2,\dots,m$) olarak ifade edilir. d parametresi ($-0.5 < d < 0$) aralığında $T \rightarrow \infty$ iken $(\log T)^2 / m \rightarrow 0$ olduğunda GPH tarafından m dizisinin olduğunu öne sürmüştür. GPH’ye göre d parametresinin asimtotik normal ve tutarlı olduğu durum $d < 0$ için ispatlıdır.

3.3.1.2. GSP (Gaussian Semiparametric Estimation)

Kesirli bütünleşme parametresi d için Gaussian Yarı Parametrik yöntemi Robinson (1995) tarafından geliştirilmiştir. GSP tahmini m parametresi ile yapılır ve $m <$

$(T-1) / 2$ ise $T \rightarrow \infty$ ($1/2 + m/T$) $\rightarrow 0$ olduğunu belirtmiştir. GSP yönteminde d tahmini eşitlik (3.36)'nın minimize edilmesiyle bulunur;

$$R(d) = q(\check{g}, d) - 1 = \log m^{-1} \sum_{j=1}^m \frac{I(\lambda_j)}{\lambda_j^{-2d}} - 2dm^{-1} \sum_{j=1}^m \log \lambda_j \quad (3.36)$$

$$\text{Burada, } q(\check{g}, d) = m^{-1} \sum_{j=1}^m \frac{I(\lambda_j)}{\check{g} \lambda_j^{-2d}} + \log \check{g} \lambda_j^{-2d}, \quad \check{g} = m^{-1} \sum_{j=1}^m \lambda_j^{2d} I(\lambda_j) \quad (3.37)$$

Olarak ifade edilmektedir (Robinson, 1995, s. 1632-1633).

3.3.2. Parametrik Olmayan Model

3.3.2.1. R/S Analizi

Hurst (1951)'ün geliştirdiği Dönüştürülmüş Genişlik (R/S) Analizi parametrik olmayan yöntemler arasında yer almaktadır ve Hurst üsselini (H) tahmin etmede kullanılmaktadır. Analizin açıklaması Lo (1991)'ya göre şu şekildedir; $r_1, r_2, \dots, r_n$ getiri serisini ve $\bar{r}_n$ getirilerin ortalamasını göstermek üzere R/S istatistiği tanımlandığında eşitlik (3.38) elde edilir;

$$(R/S)_n = \frac{1}{\sigma_n} [\text{Max}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (r_j - \bar{r}_n) - \text{Min}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (r_j - \bar{r}_n)] \quad (3.38)$$

Eşitlik (3.38)'de ilk ifade, r_j 'nin örneklem ortalamasından sapmaların kısmi toplamı için maksimum ve her zaman pozitifdir. İkinci ifade ise kısmi toplamların aynı dizisinde k . kerede minimumdur ve her zaman negatiftir. Buradan, genişlik olarak bilinen iki sayının farkı her zaman pozitifdir. Denklemdaki σ_n standart sapmanın maksimum olabilirlik tahmincisidir. σ_n 'nin açılımı eşitlik (3.39)'da gösterilmiştir;

$$\sigma_n = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (r_j - \bar{r}_n)^2} \quad (3.39)$$

Bu analizde kullanılan serinin normal dağılım özelliğine sahip olması aranmaz. Bu yöntemde uzun dönem hafızayı tespit etmek için referans değerler belirlenmiştir. $0 < H < 0,5$ için ortalamaya dönen süreç söz konusudur. $H = 0$ için rassal yürüyüş, $0,5 < H < 1$ için uzun hafıza söz konusudur (Günay, 2015, s. 43).

3.4. Tek Değişkenli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Markowitz (1952)'in Portföy Teorisi üzerine yaptığı öncü çalışmadan bugüne volatilité, risk yönetimi, varlık fiyatlama modelleri ve portföy teorisinde sıkça kullanılan önemli bir kavram haline gelmiştir. Piyasa katılımcıları genellikle finansal varlık fiyatlarının aşağı-yukarı yönlü hareketlerini takip etmektedir. Volatilitéyi açıklayan

aşağı-yukarı yönlü hareketler ile finansal varlığın riski arasında yakın ilişki vardır. Bir parametrenin olası tüm değerlerinin yayılımı, oynaklığı oluşturmaktadır. Diğer bir ifadeyle oynaklık, finansal varlığın fiyatında oluşan değişikliklerin istatistiki ölçüsüdür (Çil, 2015, s. 423).

Doğrusal regresyon modelinin temel varsayımlarından biri, tahmin edilen modelin hata terimi varyansının zamanla değişmeyen bir yapıda olmasıdır. Yatay kesit verileri ve finansal zaman serilerinin kullanıldığı modellerin tahmin sonucunda hata teriminin varyansının değiştiği gözlenmektedir. Örneğin belirli bir sektörde faaliyet gösteren işletmelere ait ücret verilerinin aynı zaman başlangıcında modellenmesi durumunda veriler kendine özgü (küçük-orta-büyük işletmelerin yer alması nedeniyle) karakterleri nedeniyle değişen varyans sorunu ortaya çıkmaktadır. Hata teriminin değiştiği durum, değişen varyans (heteroskedasite) olarak adlandırılmıştır (Gujarati, 2016, s. 42).

Tek değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modelleri, bir değişkenin otokorelasyonlu koşullu değişen varyans yapısını modellemede kullanılmaktadır. Bu modellerin temelini klasik ARCH ve genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli oluşturmaktadır. Finansal ekonomi dalında, varlık getirilerindeki oynaklıklar modellenmektedir. Koşullu değişen varyansın ilk örneği, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelidir. Friedman (1977)'a göre enflasyon öngörülemeyen bir değişkendi ve bu öngörülemezlikten kaynaklanan belirsizlik yatırımcı davranışlarını etkilemekteydi. Engle (2004), öngörülemeyen varsayım olan enflasyon oranlarını inceleyerek hata teriminin varyansının sabit olmadığını gösterdi. Engle (1982) elde ettiği ARCH modeli sayesinde, Birleşik Krallık için bir ücret-fiyat denkleminde koşullu değişen varyansı parametre halinde getirerek uygulamıştır (Andersen, Davis, Kreib ve Mikosch, 2009).

ARCH modelleri, t zamanındaki tahmin hatasının koşullu varyansını zamanın, sistem parametrelerinin, dışsal - gecikmeli dışsal değişkenlerin ve geçmiş tahmin hatalarının bir fonksiyonu haline getirir (Nelson, 1991, s. 347). ARCH modelinin temeli, bir sonraki döneme ait olan varyans tahmininin, önceki döneme ait bilgilere bağımlı olmasıdır. Eşitlik (3.40)'da yer alan $(t - 1)$ zamanında ki bilgi, F_{t-1} geçmiş dönem getirilerinin doğrusal fonksiyonudur.

$$\mu_t = E(r_t / F_{t-1}) \quad (3.40)$$

Volatilite modellerinin doğru bakış açısı ile ifade edilmesi için getiri serisinin koşullu ortalama ve varyansının hesaplanmasında tarihi bilgilerin kullanılması gerekmektedir.

$$\sigma_t^2 = Var(r_t|F_{t-1}) = E\{(r_t - \mu_t)^2|F_{t-1}\} \quad (3.41)$$

Finansal bir varlığın getirisi (r_t) ise ARCH modeli eşitlik (3.42)'de yer almaktadır.

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_t) \\ \varepsilon_t &= z_t \sigma_t \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2. \end{aligned} \quad (3.42)$$

Genellikle yüksek frekanslı zaman serileri ile ölçülen volatilite hesaplanırken, r_t serisinde otokorelasyonun olmadığı yada düşük dereceli otokorelasyon ile serinin bağımlı olduğu varsayılmaktadır. Bu şekilde serinin ortalaması istatistiki olarak sıfırdan farklı ise, ortalama denklemini oluşturmak için veriden örnek ortalamasını çıkarmak yeterlidir. ARCH model, eşitlik (3.40)'da ε_t 'nin olasılığı maksimize edilerek tahmin edilmektedir (Çil, 2015, s. 435).

Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından tanıtılmasından bugüne, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelleri olağanüstü geniş bir kullanım alanı bulmuştur. ARCH ve GARCH modelleri finansal zaman serilerinde zaman değişkenliğini modellemede çok başarılı olmuştur (Nelson ve Cao, 1992, s. 229). Genelleştirilmiş ARCH modeli Bollerslev (1986) ve Taylor (1987) tarafından geliştirilmiştir. Genelleştirilmiş ARCH modeli, ARCH modelinin uzantısı durumundadır ve ARCH modelinin uygulamada ortaya çıkan zorluklarını gidermek amacıyla geliştirilmiştir. ARCH modelinde tahmin sürecinde koşullu varyans denkleminde yer alan hata terimi karesi değişkeninin çok sayıda gecikmede anlamlı çıkması nedeniyle tahmin edilecek parametre sayısı artmaktadır. ARCH modelinde olduğu gibi GARCH modeli için de, r_t logaritmik getiriyi ve $\varepsilon_t = r_t - \mu$, t zamanındaki şoku ifade etmektedir. $\varepsilon_t = z_t \sigma_t$ olmak üzere GARCH modeli için ε_t 'nin koşullu varyans denklemi, eşitlik (3.43)'de yer almaktadır (Çil, 2015, s. 449);

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.43)$$

Koşullu varyans denklemi daha açık şekilde ifade edilirse;

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (3.44)$$

Eşitlik (3.44)'de ε_t , GARCH(p,q) modeline uygun özelliktedir. Eşitlik (3.40)'dan görülebileceği gibi ARCH modeli ile GARCH modeli arasındaki fark, koşullu varyans denkleminde koşullu varyansın gecikmelerine de yer verilmektedir. Bu nedenle koşullu varyans modeli, otoregresif ve hareketli ortalamalar özelliklerine bir arada sahiptir. ARCH modelinde olduğu gibi; $\{z_t\}$ sıfır ortalama ve varyans ile *IID* dağılım gösteren rassal değişken dizisidir. z_t 'nin normal, student-t veya GED dağılımlarına uygunluk gösterdiği varsayılmaktadır. Koşullu varyans denkleminde yer alan parametrelerden α_1 ARCH parametresini, β_j ise GARCH parametresini temsil eder ve eşitlikte $0 < \alpha_0, 0 \leq \alpha_j, 0 \leq \beta_j$ ve $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$ kısıtlamaları geçerlidir. Burada, $i > p$ ise $\alpha_i = 0$ ve $j > q$ ise, $\beta_j = 0$ kısıtlarına dikkat edilmelidir. Diğer bir kısıt ise $\alpha_i + \beta_i$ ile ilgili olup, ε_t 'nin koşulsuz varyansının sonlu olması durumudur. ARCH tipi modellerin temel varsayımında ε_t 'nin koşullu varyansı zamanla değişmektedir. Eşitlik (3.43)'den görüldüğü gibi $q = 0$ durumunda eşitlik (3.40)'daki denklem, ARCH(p) modeline indirgenecektir. Modeldeki sabit parametre (α_0) hariç tüm parametreler ($\alpha_i = \beta_i = 0$) ise, model klasik sabit varyans özelliğine indirgenecektir. GARCH modelinin özelliğini anlamak için ARCH modeli kullanılacak olursa; $v_t = \varepsilon_t^2 - v_t$ eşitliği elde edilebilir. $i = 0, \dots, q$ 'ya kadar $\sigma_{t-i}^2 = \varepsilon_{t-i}^2 - v_{t-i}$ terimlerini eşitlik (3.43)'e dâhil ederek GARCH modeli yeniden yazılacak olursa;

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) \varepsilon_{t-i}^2 + v_t - \sum_{j=i}^q \beta_j v_{t-j} \quad (3.45)$$

Eşitlik (3.45)'te yer alan $\{v_t\}$ dizisinin martingale fark serisi olup olmadığını belirlemek kolay olsa bile genellikle $\{v_t\}$ *IID* değildir. Eşitlik (3.45), σ_t^2 'nin ARMA modelinin bir uygulaması olarak kabul edilmektedir. ARMA modellerinde olduğu gibi GARCH modeli içinde durağanlık koşullarının sağlanması gerekir. Eşitlik (3.44)'ün koşulsuz varyans olan biçimi, modelin özelliğinden ileri gelmektedir. Eşitlik (3.43)'de yer alan modelin iki tarafının beklenen değeri alındığında;

$$E(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i E(\varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \beta_j E(\sigma_{t-j}^2) \quad (3.46)$$

kalıntıların koşulsuz varyansı için $E(\sigma_t^2) = E(\varepsilon_{t-i}^2) = E(\sigma_{t-j}^2)$ eşitliği geçerli olduğuna göre eşitlik (3.43) yeniden yazılabilir;

$$\sigma^2 = E(\sigma_t^2) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^q \beta_j} \quad (3.47)$$

GARCH(p,q) modeli eşitlik (3.47)'deki koşul geçerli olduğunda kovaryans durağan olur;

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1 \quad (3.48)$$

Daha az gecikme sayısı gereksinimi ile değişen varyansın modellenenebilmesi, GARCH modelinin ARCH modeline göre üstün olduğu özelliğidir. Örneğin 5 günlük gecikme ARCH modelinde yetersiz kalırken, GARCH(1,1) modelinde yeterli olmaktadır.

3.4.1. Uzun Hafızalı Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri

3.4.1.1. ARFIMA Modeli

Bir değişkenin otoregresif koşullu değişen varyansını modellemek için kullanılan yöntemlerin ilk biçimi Engle (1982)'ın önerdiği ARCH modelidir. ARCH modeli ilerleyen zamanlarda geliştirilerek Bollerslev (1986) tarafından genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeline dönüştürüldü ve GARCH modeli tek değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin temeli haline geldi. ARCH ve GARCH modelleri volatilité, basıklık, kalın kuyruk yapısı ve volatilité kümelenmesi gibi zaman serisi özelliklerinin modellenmesinde kullanılmaktadır ancak uzun hafıza modellenmesinde bu modellerin yetersiz kalması, yüksek gecikmelerdeki otokorelasyonu modellerde kesirli fark alma işlemini yapmamasından kaynaklıdır.

Daha önce açıklanan ARIMA (p,d,q) modelinde bütünleşme derecesi d ile ifade edilmektedir. Geleneksel birim kök testlerinde (ADF-PP) yer alan ARIMA, kısa hafızalı süreci incelemede kullanılır. ARIMA modelinde kısa hafıza sürecinde bütünleşme derecesi (d) 0 veya 1 rakamını alarak tam sayılı sonuç vermekte ve bu durum uzun dönemde ortalamaya geri dönen (durağan) sürecin durağan olmayan bir yapı olarak yanlış yorumlanmasına neden olmaktadır (Tarı, 2018, s. 447). ARIMA modelinin bu eksikliği, d parametresinin kesirli değerlerinde kullanılan ARFIMA (Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama) modeli ile ortadan kaldırılmıştır. ARFIMA (p, d, q) modelinde p , otoregresif yapıyı (AR), q hareketli ortalama sürecini, (MA) ve d ise kesirli bütünleşme (FI) parametresini göstermektedir. Eşitlik (3.32)'de ele alınan Y_t serisi, eşitlik (3.49)'deki gibi ifade edildiğinde; (Turgutlu, 2004, s. 57);

$$(1 - L)^d \phi(L) Y_t = \phi(L) \varepsilon_t \quad (3.49)$$

Birim çember dışında köklere sahip olduğunda ve $\varepsilon_t \approx WN(0, \sigma_t^2)$ olduğunda ARFIMA (p,d,q) sürecini ifade etmektedir. Eşitlik (3.49)'da yer alan L gecikme operatörü $(1 - L)^d$ eşitlik (3.50)'de yer alan binom açılımı ile ifade edilebilir;

$$(1 - L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)K^K}{\Gamma(k+1)\Gamma(-d)} = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \dots \quad (3.50)$$

Eşitlik (3.50)'de yer alan $\Gamma(\bullet)$ gamma fonksiyonunu ifade etmektedir. ARFIMA sürecinde hafıza özelliği d parametresinin alacağı değerlere bağlıdır. Uzun hafızayı temsil eden d parametresinin aldığı değere göre hafıza direncinin açıklaması Tablo 3.1'de yer almaktadır.

Tablo 3.1: d Parametresinin Aldığı Değere Göre Hafıza Direnci

Değer	Hafıza Özelliği
$-0.5 < d < 0$	Kısa hafıza sözkonusu ve seride kalıcı etki gözlenmez
$d=0$	Kısa hafıza sözkonusu ve seri durağandır
$0 < d < 0.5$	Uzun hafıza konusu ve seri durağandır
$0.5 \leq d < 1$	Uzun hafıza sözkonusu ancak seri güçlü durağanlık (kovaryans durağan) özelliği göstermez
$1 \leq d$	Hafıza etkisi yok ve seri ortalamasına geri dönmeyen ve durağan olmayan bir yapıya sahip

Kaynak: Turgutlu (2004)

Modelde $d = 0$ durumunda kısa hafıza sözkonusudur ve model ARMA modele dönüşmektedir. $d = 1$ ise süreç durağan olmayan süreç ile birlikte ARIMA modele dönüşmektedir. $d < 0.5$ ise getiri serisi durağan ve çevrilebilir yapıda olurken $0.5 < d$ ise getiri güçlü durağanlık özelliğini kaybeder ancak seriyi etkileyen şok uzun dönemde etkisini kaybedeceği için ortalamasına dönme eğilimindedir. $1 < d$ ise getiri serisinde durağan olmayan yapı nedeniyle şokun etkisi sonsuza kadar sürecek ve seri ortalamasına dönmemektedir (Barkoulas ve Baum, 1996, s. 254; Chinghamu, Chifurira ve Ranganai, 2022, s. 91)

3.4.1.2. FIGARCH Modeli

Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996) koşullu varyansta uzun hafıza varlığını daha esnek bir süreç ile modellemek için FIGARCH (Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic) modelini tanıtmıştır. FIGARCH modeli koşullu varyansta kareli gecikmelere şokların neden olduğu bozulmanın çok yavaş şekilde gerçekleşmesine izin verir. Bu model, koşullu varyansta uzun hafıza davranışına

sahip geri dönüşler için bir kalın kuyruk dağılımını barındırabilir (Tayefi ve Ramanathan, 2012, s. 176). FIGARCH modeli eşitlik (3.51)'deki gibi gösterilebilir;

$$\sigma_t^2 = \bar{\omega} [1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1 - L)^d\} \omega_t^2 \quad (3.51)$$

Eşitlik (3.51)'de gecikme operatörü L 'dir ve d parametresi ile oynaklık uzun dönemli dinamikler modellenmektedir. $d = 0$ ise ARFIMA model GARCH modele, $d = 1$ ise IGARCH modele dönüşmektedir. FIGARCH modelde $0 < d < 1$ durumunda seride uzun hafıza söz konusu olmaktadır.

3.4.1.3. HYGARCH Modeli

HYGARCH, GARCH modelinin gereksinimi olan kovaryans durağanlığı özelliğine de sahiptir ve aynı zamanda FIGARCH gibi hiperbolik olarak azalan dürtü yanıt katsayılarına uyar. Ayrıca, geometrik ve hiperbolik bozunmayı test etmek için doğal bir çerçeve sağlar. HYGARCH modeli FIGARCH modelinin genel halidir ve FIGARCH modelinin geçerli sonuç vermediği durumda kullanılabilir.

Davidson (2004), FIGARCH modeldeki hafıza parametresinin ARFIMA modelindeki hafıza parametresi sıfıra doğru yaklaştıkça arttığını belirlemiş ve bu durumun FIGARCH modelinin zayıf tarafı olduğunu öne sürmüştür. Bunun nedeni ise ARFIMA modelindeki hafıza parametresinin artışına paralel olarak FIGARCH modelindeki d parametresinin de artması gerekmektedir (Conrad, 2010, s. 8). HYGARCH modeli eşitlik (3.52)'de yer almaktadır:

$$\sigma_t^2 = \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)[1 - L]^d - 1\} \omega_t^2 \quad (3.52)$$

$\theta < 1$ ise zayıf durağan süreç söz konusudur. $\theta = 1$ olduğunda ise; HYGARCH modeli FIGARCH modeline dönüşmektedir.

3.4.1.4. FIEGARCH Modeli

Zaman serilerinde gözlenen diğer bir özellik ise kaldıraç etkisidir. Piyasaya gelen olumlu-olumsuz şoklar volatilitiyi aynı oranda etkilememektedir. Olumsuz şokların olumlu şoklara göre volatilitiyi daha fazla etkilemesi durumunda kaldıraç etkisi söz konusu olmaktadır. Nelson (1991) kaldıraç etkisini dikkate dikkate alarak Üssel GARCH (Exponential GARCH-EGARCH) modelini önermiştir. Bollerslev ve Mikkelsen (1996) EGARCH ve FIGARCH modellerini birleştirerek Kesirli Bütünleşik Üssel GARCH (FIEGARCH) modelini önermiştir. Olumlu-olumsuz şokları dikkate alması nedeniyle asimetric uzun hafıza modelleri arasında yer alan FIEGARCH modeli

ile volatilitede uzun hafızanın yanında kaldıraç etkisi de incelenebilmektedir. FIEGARCH modeli eşitlik (3.53)'de yer almaktadır;

$$\beta(L)(1-L)^d \ln(h)_t = \omega + \sum_{j=1}^q [\gamma_j z_{t-j} + \lambda_j(|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|)] \quad (3.53)$$

Denklemden $z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}$ olarak tanımlanmakta ve beyaz gürültüye sahip standardize hataları belirtmektedir. Eşitlikte yer alan $\gamma_j z_{t-j} + \lambda_j(|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|)$ ise haber etki fonksiyonudur. γ parametresi ise haberlerin volatilité üzerindeki asimetrik etkisini ifade etmektedir. $\gamma < 0$ durumunda olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre volatilitéyi daha çok artırdığı sonucuna ulaşılır. FIEGARCH modelinde $d = 0$ olduğunda süreç EGARCH modele dönüşürken, $d = 1$ olduğunda süreç bütünleşik EGARCH modeline dönüşmektedir. Volatilitenin doğal logaritmasının kullanılması nedeniyle FIGARCH modelinde yer alan pozitif olma kısıtı bu modelde aranmaz (Buğan, Çevik ve Çevik, 2019, s. 229).

3.4.1.5. FIAPARCH Modeli

Tse (1998), Yen/Dolar kurunun koşullu değişen varyansını incelediği çalışmasında APARCH modelini kesirli bütünleşme kullanarak geliştirmiş ve FIAPARCH modelini geliştirmiştir (Kaya ve Güloğlu, 2017, s. 24). FIAPARCH modeli eşitlik (3.54)'de yer almaktadır;

$$\sigma_t^\delta = \omega + \lambda(L)(|\varepsilon_t| - Y_{\varepsilon_t})^\delta \quad (3.54)$$

$$\omega = \eta / (1 - \beta) \quad (3.55)$$

$$\lambda(L) = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i L = 1 - (1 - \beta L)^{-1} (1 - \phi L)(1 - L)^d \quad (3.56)$$

FIAPARCH yönteminde $0 \leq d \leq 1$ olması durumunda kesirli bütünleşme sürecinin varlığı; diğer bir ifadeyle şokun oynaklık üzerinde ki kalıcılık etkisinin uzun hafızalı olduğu kabul edilmektedir. Asimetri parametresi $-1 < \gamma < 1$ aralığında yer alır. Parametre sıfırdan büyük ise olumsuz şokların volatilité üzerinde olumlu şoklardan daha etkili olduğu anlamına gelir.

3.5. CDS Primlerine Yönelik Yazın İncelemesi

CDS primlerinin konu edildiği ilk araştırmalardan biri, Hull ve diğerleri (2004) tarafından yapılanıdır. Bu çalışmanın ilk aşamasında belirlenen özel sektör firmalarına ilişkin 5 yıl vadeli CDS primleri ile tahvil getirileri arasındaki ilişki incelenmiştir. İkinci aşamada ise Moody's tarafından yapılan not duyurularının CDS piyasası katılımcıları nezdinde ne ölçüde beklendiği araştırılmıştır. CDS primleri ile tahvil getirileri arasında

ki ilişki amprik olarak belirlendikten sonra CDS yatırımcılarının yaptığı tahmin sonucunda risksiz faiz oranının 5 yıl vadeli CDS priminden 10 baz puan düşük olduğu bulunmuştur. CDS primlerinin not duyurularına tepkisi ise not artırımı, not düşürmesi yada notu sabit tutma durumlarının CDS piyasası tarafından öngörüldüğü belirlenmiştir.

Norden ve Weber (2004) olay çalışması yöntemi ile 2000-2002 döneminde not duyurularına hisse senetlerinin ve CDS primlerinin tepkisini incelemiştir. Çalışmada örneklem olarak 90 özel sektör firmasının CDS primleri ve hisse senetleri kullanılmıştır. Araştırma sonucunda her iki piyasanın da not indirimi ve not artırımını duyuru gününden yaklaşık 60-90 gün önceden tepki verdiği bulunmuştur. Araştırmacılara göre referans kuruluşlar piyasa tarafından devamlı şekilde izlendiği için derecelendirme kuruluşlarının açıklamalarını öngörmesi makul görünmektedir.

2001 – 2007 dönemi için Birleşik Devletler sermaye piyasası ile kredi temerrüt takas piyasası arasındaki ilişkiyi inceleyen Fung, Sierra, Yau ve Zhang (2008) sermaye piyasası (SP 500) ile kredi temerrüt takas piyasası (CDX) arasında karşılıklı etkileşme bulmuşlardır. Çalışmada 5 yıl vadeli CDS primlerine ait günlük frekansta veri kullanılmış, Ocak 2001 – Kasım 2007 arası dönem incelenmiştir. Menkul Kıymetler Borsası fiyatlandırma aşamasında kredi temerrüt takas piyasasına öncülük etmektedir. VAR modelinin ve JH Eşbütünleşme testlerinin kullanıldığı çalışma sonucunda CDS piyasasının volatilité yayılımında sermaye piyasasından daha önemli konumda olduğu bulunmuştur.

CDS primlerinin tanıtıldığı ve Türkiye'nin CDS primlerinin belirlenmesine yönelik tez çalışmasında Kunt (2008) Ekim 2000 – Ocak 2008 arası dönemi günlük frekansta veriler kullanmıştır. 2 – 5 ve 10 yıl vadeli CDS primlerini tahmine yönelik çalışmada bağımsız değişken olarak 3 ay vadeli LIBOR, 2030 vadeli Eurobond ve volatilité kullanılmıştır. EKK, SUR ve Wald testlerinin yapıldığı çalışma sonucunda özellikle 5 yıl vadeli primlere yönelik başarılı kestirim yapıldığı ortaya çıkmıştır.

Ülke kredi temerrüt takas primini etkileyen faktörleri ve Türkiye'nin CDS primi ile söz konusu faktörler arasındaki ilişkiyi inceleyen Kılıç (2009), söz konusu faktörler ile Türkiye'nin CDS primleri arasındaki kısa dönemli ilişkiyi doğrusal regresyon yöntemi ile, uzun dönemli ilişkiyi ise Eşbütünleşme testi ile araştırmıştır. 2005 – 2009 dönemine ait günlük ve aylık verilerin kullanıldığı çalışmada belirlenen altı faktörden üç tanesinin (ekonomide ki dalgalanma, temerrüde uzaklık ve yayılma etkisi) Türkiye'nin CDS

primini etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Bu üç faktörün kısa ve uzun dönemde Türkiye'nin CDS primini etkilediği görülmüştür. Ulaşılan sonuçta ülke CDS priminin küresel ekonomik sisteme bağımlılık derecesinin sınırlı olduğu görülmüştür.

Ismailescu ve Kazemi (2010) ülke kredi notu duyurularının ülke CDS primleri ve diğer gelişen ülkelerin CDS primlerine olan yayılma etkilerini araştırmıştır. 22 gelişen ülkenin CDS primlerine ait 2 Ocak 2001 - 22 Nisan 2009 dönemi günlük verilerin kullanıldığı çalışmada lojistik regresyon yöntemi ile yapılan çalışma sonucunda CSD primlerinin olumsuz bir olayı önceden tahmin etme yeteneğine sahip olduğu ve olumlu duyuruların yayılma etkisinin olumsuz duyurulardan daha fazla olduğu belirlenmiştir.

Kredi temerrüt takas primini etkileyen faktörleri CAPM modeli ile açıklamaya çalışan (Longstaff, Pan, Pedersen ve Singleton, 2011), 26 ülkenin 2000 – 2007 dönemine ait aylık frekansta CDS primlerini ve bunları etkilediği düşünülen ülke içi faktörleri kullanmışlardır. Araştırma bulgularında üç ülkenin kredi temerrüt takas primleri arasında güçlü bir ilişki belirlenmiştir.

2004-2012 dönemi için Türkiye'nin CDS primleri ile gelişmiş iki ülkenin ve gelişmekte olan beş ülkenin CDS primleri arasındaki ilişkiyi 2008 krizi öncesi dönem, kriz dönemi ve kriz sonrası dönem olmak üzere üç ayrı dönemde inceleyen Öner (2012), Eşbütünleşme testi sonucunda Türkiye'nin CDS primlerinin gelişmekte olan beş ülke ile güçlü bir korelasyon gösterdiğini, gelişmiş iki ülke ile korelasyona sahip olmadığını bulmuştur.

Tez çalışmasında kredi dereceleri, CDS primi ve kredi piyasası arasındaki ilişkileri inceleyen Evans (2012), Şubat 2004 – Aralık 2008 dönemi için 1283 günlük CDS primlerine ait veri ile 145 firmanın özkaynak getirisini dengeli panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışma sonucunda CDS primleri ile kredi dereceleri arasında yüksek dereceli etkileşim bulunmuştur.

Türkiye'nin CDS primi ile DJI, BİST 100, VIX, LİBOR, Döviz kuru ve EUROBOND değişkenleri arasındaki ilişkileri inceleyen Bursa (2013), ARFIMA yöntemi ile uzun dönem bağımlılığı, yapay sinir ağları ile aylık ve günlük CDS serisi için farklı ağ yapılarında modellemeler gerçekleştirmiştir. Kasım 2000 – Aralık 2012 dönemine ait 5 yıl vadeli CDS primleri baz alınmıştır. Çalışma sonucunda Türkiye'nin CDS primini etkileyen faktörler sıralanmıştır.

2008 küresel finans krizinin Türkiye'nin de içinde bulunduğu gelişen ülke piyasalarına etkilerini araştıran Turguttopbaş (2013) kredi temerrüt takası odağında yaptığı araştırmasında Mayıs 2005 Haziran 2012 dönemini incelemiştir. Amerikan doları cinsinden 5 yıl vadeli sözleşmelerin kullanıldığı çalışmada aylık frekansta veriler kullanılmıştır. Yapılan regresyon analizi sonucunda Özel ekonomik durumu nedeniyle Yunanistan haricinde araştırma konusu olan ülkelerde kredi temerrüt takası primlerinde yaşanan dalgalanmaların birbirlerini etkilediği belirlenmiştir.

Yoshizakia, Toyoshimaa ve Haomori (2013) Japonya ile seçili Avrupa ülkelerinin CDS primleri arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Hong (2001)'un önerdiği yatay korelasyon fonksiyonu yaklaşımının ve AR-EGARCH modelinin kullandığı çalışmada Ocak 2009 – Mart 2011 arası dönem 5 yıl vadeli CDS primlerine ait günlük veriler yardımıyla incelenmiştir. O dönem için son borç krizinin etkilerinin de dikkate alındığı çalışma sonucunda Yunanistan dışında çalışmaya konu olan bütün Avrupa ülkeleri ile Japonya'nın CDS primleri arasında korelasyon belirlenmiştir.

Euro bölgesi ülkelerinin CDS primlerinin birlikte hareket etme ilişkisini ve devamlılığını küresel finans krizini dikkate alarak araştıran Gündüz ve Kaya (2014) çift kesirli bütünleşme modeli ile 10 ülkeyi incelemiştir. Ocak 2006 – Kasım 2013 döneminin araştırıldığı çalışmada 10 yıl vadeli primlerin kullanıldığı çalışmada Ocak 2006 – Eylül 2008 döneminde en az oynaklık Almanya CDS primlerinde gözlenirken en fazla oynaklık Yunanistan CDS primlerinde gözlenmiştir. ARFIMA FIGARCH ikili uzun hafıza modeli sonuçlarında ise kriz öncesi dönemde Yunanistan ve Portekiz diğer ülkelere göre uzun hafıza özelliği sergilememiştir. Finansal krizin patlak vermesiyle, CDS yayılım değişikliklerinin oynaklığı Yunanistan, Portekiz, İrlanda, İtalya ve İspanya için uzun bir hafıza sergilediğinden, riskte olası devamlılığın çevre ülkelere yayılma işaretleri gözlenmiştir.

Belke ve Gokus (2014) Ocak 2006 – Kasım 2009 döneminde yaşanan finansal kriz esnasında göreceli olarak büyük bankaların finansal durumunu sermaye, tahvil ve CDS piyasası bağlamında incelemiştir. Çok değişkenli GARCH modeli ile yapılan araştırmada kredi notlarının yetersizliği bilindiği için piyasa temelli göstergelere (CDS piyasası) olan talebin arttığı belirlenmiş ve kriz sırasında oynaklığın önemli derecede yükseldiğine işaret edilmiştir. Çalışmada kullanılan serilerdeki güçlü hareketler, kovaryanslar ve korelasyonlarda da görülmüştür. Kriz öncesi ve kriz dönemi

karşılaştırmalı analiz sonucunda, piyasaları vuran yeni şokların oynaklıklara neden olduğu belirlenmiştir. Bir bankanın başarısızlığını tahmin etmek için CDS, tahvil ve pay senedi fiyatları ile oynaklık modellemelerinin olası finansal riskleri değerlendirmek için denetleme kurumları ve merkez bankaları için değerli bilgiler verdiği sonucuna ulaşılmıştır.

CDS primi ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi inceleyen Hancı (2014), üretim firmalarının ağırlıkta olduğu BİST 100 endeksi ile Türkiye’de gerçekleşen üretim düzeyi ile krizler açısından değerlendirme yapmaya çalışmıştır. Ocak 2008 - Aralık 2012 arası CDS primleri ve BİST 100 endeksine ait günlük verilerin kullanıldığı çalışmada Ramsey Reset testi, ARCH ve White testleri ile GARCH yöntemleri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda araştırmaya konu olan değişkenler arasında yüksek dereceli oynaklık çıkmış, şokların dirençli olduğu ve ortalamaya geri dönüşlerin zaman aldığı sonucuna varılmıştır. Kırılganlığın yüksek olduğunun işareti olan yüksek oynaklık, üretim ağırlıklı yapıya sahip olan Borsa İstanbul dikkate alındığında ülkedeki üretimin seyrini de etkilemektedir.

Aydın (2015) Gelişmiş dört ülkenin (Fransa, Almanya, İtalya, İrlanda) ve gelişmekte olan altı ülkenin (Malezya, Endonezya, Türkiye, Brezilya, Rusya, Şili) son beş yıllık borsa kapanış endeksleri (gösterge endeksler) ile ülkelerin kredi temerrüt takas primleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ocak 2010 – Ocak 2015 arası dönemde günlük verilerin kullanıldığı çalışmada 5 yıl vadeli CDS primleri baz alınmıştır. Regresyon eğrisi tahmini yöntemi ile her bir ülke için regresyon analizi yapılmıştır. Çalışma sonucunda araştırmaya konu olan ülkeler CDS primi ile borsa endeksi arasındaki ilişki gücüne göre belirlenmiştir.

Türk tahvillerinin risk primini inceleyen Akkaya (2016) finansal kriz öncesi Ocak 2008 dönemi ile Mart 2016 dönemini belirlediği içsel ve dışsal değişkenler ile ilk aşamada çoklu regresyon analizi, ikinci aşamada ise VAR analizi ile araştırmıştır. Regresyon analizi sonucunda ABD doları ile Türkiye 2030 Vadeli Eurobond Risk Priminin CDS primleri ile anlamlı ilişki bulunmuştur. Nedensellik testi sonucunda ise sanayi üretim endeksi, altın, dolar kuru ve BİST getiri endeksinden CDS primlerine tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Madhavan ve Arrawatia (2016) Adaptif Piyasa Hipotezi temelinde G8 ülkelerinin ülke CDS primlerini incelemiştir. İncelenen dönem ülkeden ülkeye değişmekle birlikte

2005-2014 dönemi günlük kapanış fiyatları ile incelenmiştir. Hurst Üsseli ve R/S analizinin kullanıldığı çalışma sonucunda ülkeler etkin ve az etkin olarak sıralanmıştır.

Gelişmekte olan ülkelerin CDS primleri ile döviz kurları ve borsa endeksleri arasındaki ilişkileri kısa ve uzun dönem için inceleyen Başarır ve Keten (2016), çalışmalarında 2010 – 2016 dönemi için aylık frekansta veri kullanmışlardır. Uzun dönemli ilişkiyi panel Eşbütünleşme testleriyle ve kısa dönemli ilişkiyi ise panel nedensellik analizi ile araştıran yazarlar çalışma sonucunda CDS primleri ile pay piyasası arasında çift yönlü nedensellik, döviz kurlarına CDS primlerinden tek yönlü nedensellik ilişkisi belirlemişlerdir. Uzun dönemde ise çalışmaya konu ülkelerin sermaye piyasaları, döviz kurları ve CDS primleri arasında ilişki bulunmamıştır.

Bhar (2016) ABD ve İngiltere kredi piyasaları arasındaki bağlantıyı bankacılık sektörüne ait CDS verileri yardımıyla araştırmıştır. Ocak 2004, Kasım 2010 döneminin araştırıldığı çalışmada Kalman filtresi yönteminden çıkan bulgulara kısa ve uzun dönemli istatistiksel olarak anlamlı bir bağlantı bulunamamıştır.

BİST 100 endeksine CDS primlerinin etkisini araştıran Eren ve Başar (2016), Aralık 2005 Mart 2014 dönemi aylık BİST 100 endeksi ve 5 yıl vadeli CDS primlerini değişken olarak belirlemiştir. ARDL sınır testi ile kısa ve uzun dönemli ilişkilerin araştırıldığı çalışma sonucuna göre; CDS primleri borsa endeksini uzun dönemde etkilemezken kısa dönemde olumsuz etkilemektedir.

Eurointelligence haber sitesinde çıkan haberlere piyasa tepkisini araştıran Bouzgarrou ve Chebbi (2016), 15 Mayıs 2012 – 23 Nisan 2014 arası dönem için günlük frekansta 4140 gözlemlili veri seti ile Euro bölgesinde yer alan 9 Avrupa ülkesinin(Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Portekiz, ispanya) 5 yıl vadeli CDS primlerini baz almışlardır. Bu çalışmada, haber sitesinde yeni çıkan haberlerin CDS primlerinin oynaklığına olan etkisi EGARCH modeli ile incelenmiştir. Çalışma sonucuna göre yeni haberlerin CDS primlerini ve ülkelerarası yayılmayı etkilediği belirlenmiştir.

Kılcı (2017) finansal ve ekonomik risk faktörleriyle Türkiye CDS primleri arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. 2010 – 2016 dönemi için aylık verilerin kullanıldığı çalışmada beş yıl vadeli CDS primlerinin, belirlenen makroekonomik değişkenlerle (BİST 30 endeksi, işsizlik, enflasyon, cari açık, döviz kuru, cari açık, sermaye yeterlilik oranı ve bankacılık sektörü takipteki krediler artış oranı) ilişkisi nedensellik ve

Eşbütünleşme analizleri ile araştırılmıştır. Araştırma bulgularında bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken arasında uzun dönemli ilişki belirlenmiştir.

Ülke riski göstergesi olarak CDS primlerini esas alan Aksoylu (2017), seçilen finansal faktörlerle CDS primlerinin nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Türkiye'nin de içinde yer aldığı 17 ülkenin araştırmaya konu olduğu tez çalışmasında 5 yıl vadeli CDS sözleşme primleri ile USD ve Birleşik Devletler 10 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranları ve VIX endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Granger nedensellik testinden ve Hatemi-J testinden faydalanan çalışma sonucunda ortaya çıkan sonuçlar karşılaştırılarak yorumlanmıştır.

Euro para birimi kullanan ülkelerin makroekonomik faktörleri ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi araştıran Filippou (2017), Ocak 2010 – Aralık 2016 arası dönem için bağımsız değişken olarak risksiz faiz oranı, enflasyon, döviz kuru, borç / milli gelir, borç / ihracat, milli gelir büyümesi, ithalat / milli gelir, rezervler / borçlar ve rezervler / ihracat oranlarını belirlemiştir. Tahmin yöntemi olarak EKK regresyon yöntemi kullanılan çalışma sonucunda CDS priminin etkileyici değişkenleri enflasyon oranı, cari hesap / GSYİH oranı, rezervler / borç oranı, risksiz kur ve reel döviz kuru olarak belirlenmiştir.

Tahvil faizleriyle CDS primleri arasındaki oynaklık ve yayılım etkilerini araştıran Akkuş, Sakarya ve Tüzün (2018), veri seti olarak 19.03.2012-24.10.2017 dönemine ait 5 yıl vadeli CDS ve 5 yıl vadeli gösterge tahvil faiz getiri verilerini kullanmışlardır. CCC-MGARCH yönteminin kullanıldığı çalışma sonucunda CDS primleri ile tahvil faizleri arasında yüksek dereceli pozitif korelasyon bulunmuştur. CDS risk primlerinde meydana gelen oynaklıklardan devlet tahvillerine oynaklık yayılımı bulunmuştur.

CDS ve döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştıran Kahyaoğlu, (2019), çalışmasında yüksek frekanslı zaman serileri kullanmıştır. Çalışmada veri seti 2 Ocak 2013 – 4 Ekim 2018 arası dönemde dolar kuru ve CDS primlerinden oluşmaktadır. Kısmi koentegrasyon yöntemi (partial co-integration PCI) kullanılan çalışma sonucunda Dolar kuru ve CDS primi arasında güçlü pozitif ilişki bulunmuştur. Ülke riskini içeren teminatsız türev işlemleri, aracı bankaları sermaye riskine maruz bırakmaktadır.

Klingler ve Lando (2018) teminatsız ülke CDS primlerinin aracı banka sermaye gereksinimine olan etkilerini araştırmıştır. İlk kez 2010 yılında duyurulan düzenlemeler nedeniyle çalışmanın araştırma dönemi 2010 yılından başlamıştır. Ocak 2010 – Kasım

2014 döneminin incelendiği çalışmada 10 ülkenin haftalık verileri ile yapılan regresyon analizi sonucunda çıkan değerler yorumlanmıştır.

Chuffart ve Hooper (2019) ham petrol fiyatlarındaki volatilitenin Rusya ve Venezuela'nın CDS primlerine olan etkilerini incelemiştir. S&P500 ve VIX endekslerinin bağımsız değişken olarak kullanıldığı çalışmada Ekim 2008 – Nisan 2015 dönemine ait günlük veriler kullanılmıştır. Doğrusal doğrusal olmayan modeller yardımıyla yapılan uygulama sonucunda S&P500'deki yükselişin CDS primlerini olumsuz yönde etkilediği ve Ruble para biriminin değer USD karşısında değer kaybettiği sonucuna ulaşılmıştır. Petrol fiyatlarında meydana gelen olumsuz şoklar Venezuela ekonomisini ve CDS primlerini olumsuz yönde etkilemektedir.

Sadeghzadeh (2019) ABD, İngiltere, Çin, Japonya, Kore, Fransa ve Türkiye'nin yer aldığı ülkelerin CDS primlerinin sermaye piyasasına olan etkilerini araştırmıştır. Tahmin yöntemi olarak panel veri analizi kullanan araştırmacı, 2007 – 2018 dönemi için uzun dönemde ABD ve İngiltere hariç bütün ülkelerde CDS primleri ile borsa endeksleri arasında ilişki tespit etmiştir.

Patane, Tedesco ve Zedda (2019) 2011-2018 döneminin incelendiği çalışmada 6 Avrupa ülkesinin CDS primleri ile dayanak varlık (tahvil) arasındaki kredi riskinin fiyat keşfi ve CDS tahvil etkileşimleri Engle-Granger ve ECM (hata düzeltme modeli) ile incelenmiştir. Araştırma sonucunda tahvil piyasasının CDS piyasası ile tahvil piyasası arasındaki kredi riskinin fiyat bulma sürecinde lider bir role sahip olduğu belirlenmiştir.

Guidolin, Pedio ve Tosi (2019) ABD ile onbir Avrupa ülkesinin Ocak 2006 – Eylül 2015 döneminde ülke CDS primleri ile ülke tahvilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir. Vektör hata düzeltme modeli ile yapılan çalışma sonucunda Yunanistan dışındaki PIIGS ülkelerinde CDS ve tahviller arasında uzun dönemli bir dengenin varlığı belirlenmiştir. Çekirdek ülkelerde ise Almanya, Belçika, Hollanda, Birleşik Krallık ve Fransa) borç krizinden sonra eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır.

Aşırı uç petrol fiyatlarının ülke CDS primlerine olan etkilerini araştıran Wang, Sun ve Li (2019) GARCH temelli Copula-CoVaR modeli ile G7 ve BRICS ülkeleri üzerinde çalışmıştır. Çalışma sonucunda ilk sonuç, düşük ve yüksek petrol fiyatlarının CDS primlerinin yayılmasına olan etkisi benzer çıkmıştır. Petrol fiyatlarındaki aşırılığın diğer sonucu ise petrol ithal eden ülkeler özelinde ülke ekonomik durumuna göre değişkenlik göstermesidir.

Sabkha, Peretti ve Hmaied (2019) 37 ülkenin CDS priminde zayıf formda etkinliğini 2006-2017 dönemi için VECM FIGARCH yöntemi ile incelemiştir. Küresel borç krizi temelinde üç ayrı dönem halinde incelenen ülkelerin genelinin rassal yürüyüşü desteklemediği ve yapısal kırılmaların ülke CDS'inden bağımsız hareket ettiği belirlenmiştir.

Raimbourg ve Salvade (2020) GARCH modelleri ile kredi not duyuruların CDS volatilitesine olan etkiyi 2008 – 2013 dönemi için incelemiştir. Yatırım yapılabilir seviyede olan ülkenin notunun düşmesi ve negatif izlemeye alınması, CDS priminin oynaklığının azalmasına neden olurken, negatif izlemeye alma, spekülatif ülkenin CDS volatilitisini arttırdığı belirlenmiştir.

Liu, Qiu ve Wang (2021) Covid-19 şokunun CDS primlerinde ve likidite riskine sahip firmaların pay senedi fiyatlarına olabilecek etkilerini araştırmıştır. 30 Ocak 2020 - 26 Mart 2020 döneminin iki alt dönem halinde incelendiği çalışma sonucunda diğer firmalara göre yüksek borç çevirme riskine sahip firmaların CDS primlerinde 349-880 baz puanlık artışlar belirlenmiştir. Diğer bir sonuç ise CDS sözleşmesinin vadesi kısaldıkça borç çevirme riski olan firmaların CDS primleri de artmaktadır. Temerrüt riskine paralel olarak Covid-19 şoku farklı seviyelerde borç çevirme sorunu olan firmaların pay senetlerinde farklı düzeylerde etki bırakmıştır. Kriz nedeniyle borç çevirme sorunu olan firmaların pay senetlerinde düşük getiriye neden olmuştur.

CDS Primlerinin de içinde olduğu makroekonomik değişkenler arasındaki oynaklık yayılımlarını ve birbirleri ile olan korelasyonlarını araştıran Şenol (2021) Türkiye örneğinde 2 Ocak 2010 – 10 Nisan 2020 dönemini incelemiştir. Günlük getiri serileri ile DCC-GARCH ve varyansta nedensellik yöntemleri ile yapılan analiz sonucunda değişkenler arasındaki oynaklık yayılımları açıklanmıştır.

Bartram, Conrad ve Subrahmanyam (2021) firma içi karar vermede CDS priminin önemini araştırmıştır. 51 ülkede 56000'den fazla firmanın örneklem olarak kullanıldığı çalışmada yapısal model, CDS ödemesini tetikleyen kredi olaylarıyla ilgili belirsizlik azaldığında, CDS uygulamasının borç kapasitesini daha fazla artırdığını tahmin etmiştir. Diğer bir sonuç ise CDS'lerin mülkiyet haklarının daha zayıf olduğu yasal ve piyasa ortamlarında ve CDS yükümlülükleri hakkındaki belirsizliğin azaldığı piyasalarda kaldıracı daha fazla artırmasıdır. Yasal belirsizliğin kredi türevlerini etkilediğine vurgu yapılmıştır.

Rikhotso ve Simo-Kengne (2022) BRICS ülkelerinde CDS primlerinin kuyruk bağımlılık yapısını ve üç temel küresel risk faktörünü Copula yöntemi ile incelemiştir. 21 Mart 2016 18 Mart 2021 arası dönemde günlük frekansta ham petrol fiyatı, küresel hammadde volatilité endeksi, USD karşısında yerel döviz kurları ve ülke CDS primleri gibi değişkenlerden oluşan veri seti kullanılmıştır. Ampirik sonuçlarda küresel piyasa riski duyarlılığının Covid-19 kaynaklı 2020 çöküşü gibi anormal piyasa olayları altında BRICS ülkeleri genelinde ülke CDS primini yönlendirmede önemi ortaya çıkmıştır. Brezilya en yüksek karşılıklı bağımlılığa sahip ülke olurken onu Çin, Rusya ve Güney Afrika izlemektedir.

CDS primlerinin konu edildiği çalışmalardan hareketle finans yazınında CDS primleri ile borsa endeksleri arasındaki ilişkilerin belirlenmesine yönelik çalışmaların ağırlıkta olduğu belirtilebilir.

3.6. Uzun Dönem Hafıza Yapısına Yönelik Yazın İncelemesi

Uzun hafıza konusunda teorik çalışmalardan biri Andel (1986)'e aittir. Çalışmada kesirli olarak farklılık gösteren beyaz gürültü ve bu tip diğer uzun hafıza süreçleri, ilgili dönemde yapılan çalışmalar dikkate alınarak gözden geçirilmiştir. Çalışmada parametre tahmini için bazı yeni teoriler önerilmiş ve mevsimsel uzun hafıza ayrıntılı olarak incelenmiştir.

Baillie (1996) çalışmasının ilk bölümünde uzun hafıza süreci ve kesirli bütünleşme konularında ekonomi, finans ile diğer disiplinlerde yapılan çalışmaları incelemiş ve uzun hafızanın bazı tanımlarını gözden geçirmiştir. Çalışmanın sonraki bölümünde ARFIMA ile ortalamada uzun hafıza yapısını incelemiş, daha sonraki bölümlerde ise yarı-parametrik yöntemlerle ve regresyon temelli maksimum olabilirlik teknikleri ile veri frekansı-incelenen dönem açısından incelemiş. Son olarak ekonomi ve finanstaki uygulamaları tartışmıştır.

Kang ve Yoon (2006) başlıca Asya sermaye piyasalarında volatilitéde asimetric uzun hafızayı araştırmıştır. Ocak 1990-Kasım 2005 dönemine ait günlük verilerin kullanıldığı çalışmada ARFIMA ile getiri düzeyinde hafıza etkisi araştırıldıktan sonra simetrik ve asimetric modeller yardımıyla volatilitéde uzun hafıza araştırılmıştır. Çalışma sonucunda simetrik ve asimetric modellerde uzun hafıza bulunmuş ve sonuçlar karşılaştırılmıştır.

Hisse senedi ve tahvil ve bono'dan oluşan portföyün uzun dönemli getirisini, kesirli entegre model (fractionally integrated) ile araştıran Schotman, Tschernig ve Budek (2008) açıklayıcı değişken olarak fiyat temettü oranı ve nominal-reel faiz oranlarını kullanmışlardır. Yarı parametrik yöntemlerin kullanıldığı çalışmada araştırma dönemi Birleşik Devletler sermaye piyasasından 1952 ilk çeyrek ile 2004 ikinci çeyrek belirlenmiştir. Çalışma sonucunda faiz oranlarında uzun hafızanın, tahvil ve bonoların güçlü pozitif korelasyonuna yol açtığı belirlenmiştir. Başka bir ifade ile uzun vadeli bir yatırımda tahvil ve bonolar birbirinin yakın ikamesi durumuna gelmektedir. Uzun hafızanın varlığı, kısa ve orta vadeli hisse senedi getirilerinde daha güçlü biçimde ortalama geri dönüşe yol açmaktadır.

Çin sermaye piyasasında işlem gören dört endeksin volatilitesinde uzun hafıza araştıran Kang, Cheong ve Yoon (2010) yarı parametrik (GPH ve LW) yöntemler ve FIGARCH modelini kullanmıştır. Ocak 1998-Kasım 2007 arası günlük verilerden oluşan zaman serisinin kullanıldığı çalışma sonucunda endekslerde yarı parametrik yöntemlerin sonucunda getiri ve kareli getiri serilerinde uzun hafıza bulunurken FIGARCH modelinin sonucunda volatilitede uzun hafıza özellikleri belirlenmiştir.

Mukherjee ve diğerleri (2011) Hindistan sermaye piyasasında uzun hafızanın varlığını araştırmıştır. 1997 – 2009 döneminin günlük veri seti ile incelendiği çalışmada R/S analizi, Whittle testi ve Hurst katsayısı kullanılmıştır. Çalışma sonucunda getiri serisinde uzun hafıza bulunmazken kareli getiri serisinde uzun hafıza bağımlılığı belirlenmiştir.

İMKB'de uzun hafıza modelleri ile etkin piyasa hipotezinin geçerliliğini araştıran Çevik (2012), parametrik (FIGARCH) ve yarı-parametrik yöntemlerle (MLP, ELW) 10 sektör endeksine ait Ocak 1997 – Mayıs 2011 döneminde 2564 gözlem ile uygulama yapmıştır. Araştırma sonucunda sektör endekslerinin uzun hafızaya sahip olduğu belirlenmiştir. Bu sonuç ile İMKB'de oynaklığın geçmiş değerlerden etkilendiği ve zayıf formda etkin piyasa olduğu sonucuna varılabilir.

Borsa İstanbul'da etkin piyasa hipotezini test eden Çevik ve Topaloğlu (2014), 1988 – 2014 yılları arası dönemde BİST 100 ve BİST 30 endekslerine ait günlük kapamış verilerini kullanmışlardır. BİST 100 ve BİST 30 endekslerinin değişken olarak kullanıldığı ve GARCH, A-GARCH, FIGARCH, A-FIGARCH yöntemleri ile uzun hafızanın test edildiği çalışma sonucunda 30 ve 100 endekslerinin uzun hafıza özelliği

gösterdiği belirlenmiştir. Uzun hafıza özelliğine sahip olan endeksler nedeniyle volatilité tahmin edilebilir bir yapıdadır ve Borsa İstanbul zayıf formda etkin olmayan piyasa özelliğindedir.

Erer, Erer, ve Güleç (2016) Türkiye’de döviz kurlarında ve sermaye piyasasında kesirli bütünleşmeyi ve etkileşimi GPH ve granger nedensellik yöntemleri ile araştırmıştır. 2002 – 2015 dönemine ait günlük verilerin kullanıldığı çalışmada GPH analizi sonucunda serilerde uzun hafıza belirlenirken Borsa İstanbul ile döviz kurları arasında önemli derecede pozitif eşbütünleşme ilişkisi belirlenmiştir.

Ho (2016) sekiz gelişen ekonominin CDS primlerinin kısa ve uzun dönem belirleyicilerini araştırmıştır. Nisan 2008 – Şubat 2013 dönemi çeyreklik verilerin kullanıldığı çalışmada, havuzlanmış panel koentegrasyon yöntemi sonucunda CDS primlerini etkileyen en önemli değişkenler cari denge, dış borç ve uluslararası rezervler olarak belirlenmiştir.

Gelişen ülkelerde emtialardan ülke CDS primlerine oynaklık yayılımını araştıran Bouri, Boyrie ve Pavlova (2017) gelişmekte olan 17 ve 6 sınır ülke için günlük verilerle yaptığı araştırmada her iki grup ülkeye önemli bir oynaklık yayılımını belirlemiştir. Çalışma sonucunda oynaklık yayılımı ülkelerin çoğunluğunda güçlü olmakla birlikte enerji ve metal sektörlerinden CDS piyasasına oynaklık yayılımının güçlü etkisi belirlenmiştir.

Varlık ve Varlık (2017) 2008- 2016 dönemi iş günü verileri ile Türkiye’nin 5 yıl vadeli CDS primlerinin oynaklığını incelemişlerdir. CDS priminin bağımlı değişken olduğu çalışmada içsel değişken olarak gösterge faiz oranı ve döviz sepeti, dışsal değişken olarak ise VIX endeksi ile ABD’nin on yıllık Hazine tahvili faiz oranı (USATEN) kullanılmıştır. Oynaklık modeli olarak GARCH-M modelinin kullanıldığı çalışma sonucunda CDS şoklarının kalıcı etkilerinin azaldığı, CDS volatilitesi üzerinde uzun hafıza etkisinin olduğu, CDS’lerin volatilitesindeki artışın CDS’lerin koşullu ortalamasını etkilediği ve VIX endeksi ile ABD hazine tahvil faizi gibi dışsal faktörlerin baskınlık sorununu yansıtan değişkenlerin CDS’lerin oynaklığını önemli şekilde artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Aralarında Brezilya, Rusya, Türkiye ve Güney Afrika Cumhuriyetinin bulunduğu gelişen ülkelerde CDS primlerinde uzun hafızayı inceleyen Günay ve Shi (2016), 2001 – 2014 arası dönemi (araştırmaya konu ülkelerin 5 yıl vadeli CDS primlerine ait günlük

frekansta 3326 gözlem değeri) incelemişlerdir. Çalışmada Detrended Fluctuations Analysis (DFA) yardımıyla uzun dönem hafıza'nın varlığı için öncül kanıtlar elde edilmiştir. Daha sonra uzun hafıza parametresinin büyüklüğünü tahmin etmek için FIGARCH, A-FIGARCH (Adaptive - Figarch) ve TV-FIGARCH (Time - Varying Figarch) metotları, yapısal kırılmaların belirlemek için ise ICSS testleri kullanılmıştır. Çalışma sonucuna göre uzun hafızanın varlığı Türkiye ve Güney Afrika'da diğer ülkelere göre daha fazla hissedilmektedir. Kesirli bütünleşik GARCH modelleri sonuçlarına göre dört ülkenin CDS piyasasında zayıf formda etkinlik hissedilmemektedir.

Ürkmez (2017) Türk döviz piyasasında uzun hafızayı yarı parametrik yöntemle araştırmıştır. Dolar ve Euro'dan oluşan iki farklı serinin 2002 – 2016 dönemlerine ait aylık verilerin kullanıldığı çalışmada Geweke ve Porter-Hudak (GPH)'ın log-periyodogram regresyon yöntemi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda döviz kurlarında uzun hafızanın varlığı tespit edilmiştir.

Türkiye'de satınalma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğini döviz kuru öngörüsü ile araştıran Kaya ve Çelik (2018), Ekim 2002 – Aralık 2017 dönemi için euro ve dolar kurları için aylık frekansta iki farklı seri oluşturmuşlardır. ARFIMA modelinden çıkan sonuçlarla dolar ve Euro için farklı seviyelerde uzun hafıza tespit edilmiştir. Analiz bulgularına göre, SAGP hipotezinin söz konusu dönemde Türkiye ekonomisi için geçerli olduğu söylenebilir.

Rasyonel yatırımcıları temelde iki farklı bilgi düzeyine sahip (Fundamentalists – Chartists) olarak sınıflandıran Zheng, Liu ve Li (2018) söz konusu iki tür yatırımcının etkileşimine bağlı olan piyasa fiyatı ve piyasa davranışının dinamiklerini incelemişlerdir. Modifiye edilmiş R/S analizi simülasyonları ile yapılan çalışma sonucunda varlık getiri oynaklıklarının uzun hafızayı olumlu yönde etkilediği bulunmuştur.

Hatipoğlu ve Bozkurt (2018) Türkiye, Rusya, İngiltere ve ABD'nin sermaye piyasalarında etkin piyasa hipotezini uzun hafıza modelleriyle araştırmıştır. Mayıs 2013 – Mayıs 2015 arası günlük frekansta verilerin kullanıldığı çalışma sonucunda Türkiye ve Rusya sermaye piyasalarının ABD ve İngiltere sermaye piyasalarına göre rassal yürüyüş özelliği gösterdiği belirlenmiştir.

Bouri, Gil-Alana, Gupta ve Roubaud (2019) yapısal kırılmaları dikkate alarak Bitcoin'in oynaklığındaki kalıcılığı araştırmışlardır. Parametrik ve yarı parametrik yöntemlerin kullanıldığı çalışmada önceki çalışmalardan farklı olarak 2 günlük verilerden

oluşan iki ayrı zaman serisi (2011 – 2016 ve 2010 – 2015) kullanılmıştır. Çalışma sonucunda kullanılan 2 farklı yöntemden çıkan bulgulara Bitcoin fiyatlarında şokların kalıcılığını destekleyen kanıtlar yer almaktadır. her iki seride de Kasım 2013'te kırılma tespit edilmiştir. Diğer sonuç ise getiri serilerinde uzun hafızaya dair bulgulardır.

Caporale, Gil-Alana ve Plastun (2019) Finansal zaman serilerinde kalıcılığı günlük, haftalık ve aylık olmak üzere 3 farklı frekans tipinde incelemiştir. Çalışmada 2000 – 2016 dönemi pay, vadeli işlem ve emtia piyasalarında R-S ve kesirli entegre (fractional integration) yöntemleriyle incelenmiştir. Çalışma sonucunda pay ve vadeli işlem piyasalarında veri sıklığı azaldıkça uzun hafızanın daha çok görüldüğü belirlenmiştir. Emtia piyasalarında sonuçlar karmaşık yapıda çıkmıştır. Altın'da düşük frekansta uzun hafıza söz konusu iken petrol'de Hurst üsseline göre günlük ve aylık frekansta aynı çıkmıştır. Sonuçlardan hareketle günlük getiri serilerinde etkin piyasa hipotezine uygun şekilde rassal yürüyüş görülürken haftalık ve aylık getiri serilerinde uzun hafıza bağımlılığı görülmektedir.

Gil-Alana, Özdemir ve Tansel (2019) kesirli bütünleşme yöntemleri ile uzun hafıza modelleri kullanarak Türkiye'nin işsizlik oranı serilerini araştırmıştır. 1988 – 2013 arası 4 aylık mevsimsel etkiden arındırılmış verilerin kullanıldığı çalışmada kadın, erkek ve genç nüfus için kırsal, kentsel ve tarım dışı istihdam alanlarında toplamda 15 seri incelenmiştir. Çalışma sonucunda incelenen işsizlik serilerinde şokların kalıcılığı ile birlikte yüksek derecede uzun hafıza bağımlılığı belirlenmiştir.

G7 ülkelerinde ve Türkiye'de sermaye piyasalarında etkinlik yapısını ikili uzun hafıza süreci ile inceleyen Gençyürek (2019) emtia piyasasını temsilen petrol fiyatları ile sermaye piyasaları arasında geçişkenliği araştırmıştır. Çalışmada ICSS testleri ile volatilitede kırılmalar belirlendikten sonra parametrik ve yarı parametrik uzun hafıza testleri yapılmış ve ikili uzun hafıza modelleri ile uzun hafıza sürecine devam edilmiştir. Çalışmanın sonucunda koşullu ortalama ve koşullu varyans serilerinde etkinlik yapısı belirlenmiş ve ham petrol piyasası ile sermaye piyasaları arasındaki yayılım etkisi belirlenmiştir.

Fakhfekha ve Jeribi (2020) en çok rağbet gören 16 kripto para birimindeki oynaklığı GARCH ailesi modelleri ile araştırmıştır. Her bir kripto para birimi için farklı hata dağılımları ile 5 farklı GARCH modeli ile incelenen kripto para birimleri için en etkin GARCH modeli belirlendikten sonra oynaklığın daha çok pozitif şoklara yanıt

verdiği bulunmuştur. Yine çalışma sonucunda uzun hafızayı ve asimetric etkiyi en iyi hesaplayan GARCH modeli belirlenmiştir.

BİST endekslerinin zamanla değişen beta katsayısında uzun hafıza yapısını DECO-FIGARCH modeli ile parametrik-yarı parametrik yöntemleri kullanarak araştıran Keskin ve Çelik (2020) Ocak 2009 ve Eylül 2019 dönemini incelemiştir. Çalışma sonucunda incelenen alt endekslerde beta katsayısının zamanla değiştiği ve uzun hafızaya sahip olduğu belirlenmiştir.

Hindistan'da Ocak 2013- Şubat 2017 dönemi için pirinç fiyatlarının tahmininde ARFIMA modelini kullanan Mitra ve Paul (2020) inceledikleri fiyat serisinin durağan olduğunu belirlemiş ve en uygun ARFIMA modeli ile incelemiştir. Öngörü kriterlerine göre ARFIMA modelinin geleneksel ARIMA modelinden daha iyi performans gösterdiği belirlenmiştir. Fiyat serilerinde uzun hafızanın varlığı bulunmuştur.

Rambaccussing ve Mazıbaş (2020) en çok işlem gören 5 kripto paranın getiri ve volatilitede uzun hafızaya sahip olup olmadığını araştırmıştır. Çalışma sonucunda getiri serileri için kripto paraların çoğunda uzun hafıza parametresi anlamsız çıkarken oynaklık serilerinde uzun hafıza parametreleri anlamlı çıkmıştır.

Lahmieri ve Bekiros (2021) Covid-19 salgını öncesi ve salgın sırasında 45 kripto para ve 16 uluslararası sermaye piyasasında uzun hafızayı (kendine benzerlik) ARFIMA-FIGARCH yöntemi ile araştırmıştır. Eylül 2019 – Kasım 2019 dönemi salgın öncesi dönem, Ocak 2020 – Nisan 2020 dönemi salgın esnası olarak incelenen çalışma sonucunda COVID-19 pandemisinin, kripto para birimi ve uluslararası borsaların getiri ve oynaklık serilerinde uzun hafıza direncinde artış olduğu sonucuna varılmıştır.

Ding, Luo, Lin ve Huang (2021) 31 küresel sermaye piyasasında günlük getiri ve volatilité serileri ile uzun bellek sürecini tanımlamak için Ocak 2012 – Ağustos 2018 dönemini incelemiştir. Çalışmada uzun hafıza sürecinde kullanılan iki yaklaşım olan Hurst üsseli (H) ve kesirli fark alma parametresi (d) arasındaki doğrusal ilişkiye dayalı olarak uzun bellek sürecinin tahmin yöntemlerinin etkinliğini doğrulamayı amaçlanmıştır. Araştırma sonucunda, Hurst üsseli ile kesirli fark alma parametresi arasında belirgin bir doğrusal ilişki olduğunu göstermektedir.

Amerikan Doları karşısında 18 gelişen ve 10 gelişmiş ülke para biriminde 2007 – 2009 finans krizi dönemini öncesi ve sonrası için uzun hafızayı araştıran Asif ve Frömmel

(2022) DFA analizi ve Hurst üsseli ile yaptığı çalışma sonucunda gelişmekte olan ve gelişmiş döviz piyasalarında uzun hafızayı belirlemiştir.

Chinhamu ve diğerleri (2022) kıymetli metallerde doğru risk yönetimi ve değerlendirmesine yardımcı olması amacıyla 2 Nisan 1990 – 18 Eylül 2014 dönemini araştırmıştır. Ön uzun hafıza testlerinden sonra kesirli bütünleşik GARCH modellerinin kullanıldığı çalışmada koşullu ortalama ve koşullu varyansta uzun hafıza araştırılmıştır.

Uzun hafıza odağındaki çalışmalardan hareketle finans yazınında sermaye piyasasında zayıf formda etkinlik sınamasına yönelik çalışmaların ağırlıkta olduğu görülmektedir.

3.7. Zayıf Formda Etkinliğe Yönelik Yazın İncelemesi

Tayvan sermaye piyasasında zayıf formda etkinliği araştıran Fawson, Glover, Fang ve Chang (1996) yöntem olarak Ljung–Box Q istatistiğini, Run testi ve durağanlık testlerini kullanmıştır. 1967 – 1993 arası dönemin aylık veri ile incelendiği çalışma sonunda Tayvan borsası için aylık pay senedi fiyatlarının zayıf formda etkinlik sergilediği bulunmuştur.

Gupta ve Basu (2007) Hindistan’da yer alan en büyük iki sermaye piyasasında zayıf formda etkinliği 1991 – 2006 dönemi için incelemiştir. Çalışmada Rassal yürüyüş hipotezini ve zayıf formda etkinliği belirlemek için Runs testi ve LOMAC varyans oranı testi zayıf kullanılmıştır. sonuçta serilerin rassal yürüyüş sergilemediği ve her iki piyasanın da zayıf formda etkinliği desteklemediği belirlenmiştir.

Alexeev ve Tapon (2011) Toronto Menkul Kıymetler Borsasında zayıf formda etkinliği 1980 – 2010 dönemi için incelemiştir. EGARCH yöntemi ile yapılan çalışma sonucunda bazı sektörlerde zayıf formda etkinlik gözlenirken bazı sektörlerin zayıf formda etkinliği desteklemediği belirlenmiştir.

Türkiye sermaye piyasasında zayıf formda etkin piyasa hipotezini araştıran Türkyılmaz ve Balıbey (2014) ikili uzun hafıza ile 2010 – 2013 dönemini günlük kapanış fiyatları ile test etmiştir. ARFIMA – FIGARCH yöntemi sonucunda tüm getiri serilerinde uzun dönem hafıza tespit edilmiştir. Oynaklık öngörülebilir yapıda çıkmıştır ve Türkiye sermaye piyasası etkin piyasa özelliği göstermemektedir.

Górska ve Krawiec (2016) ham petrol piyasasında zayıf formda etkinliği Run testi ve varyans oranı testi ile 2000 – 2015 dönemi için araştırmıştır. Çalışma sonucunda ham petrol piyasasında zayıf formda etkinlik için kesin bir sonuca ulaşamamıştır.

Bankacılık sektör endeksinin volatilité ve getirisinde ikili uzun hafızayı arařtıran Çelik ve Kaya (2019), ARFIMA ve FIGARCH modelleriyle etkin piyasa hipotezini test etmişlerdir. Ekim 2008 – Aralık 2017 döneminde Bankacılık endeksine ait günlük kapanış fiyatları ile veri seti oluşturulmuştur. Çalışma sonucunda getiri serisinde uzun hafıza özelliđi bulunamazken volatilitéde uzun hafıza özelliđinin olduđu görölmüştür. Bunun sonucunda zayıf formda piyasa etkinliđi sergiler bir karaktere sahip olmadığı tespit edilmiştir.

Özdemir ve Çelik (2020) BİST 100 ve S&P 500 sermaye piyasalarında yapısal kırılmalar dâhilinde piyasa etkinliđini incelemiştir. 2002-2017 dönemi için ARFIMA-FIGARCH ikili uzun hafıza modeli sonucunda koşullu ortalama serilerinde uzun hafıza belirlenmezken koşullu varyans serilerinde uzun hafıza varlıđı belirlenmiştir. Kırılmalı modelde koşullu varyansta uzun hafıza direncinin düşük olduđu ve piyasaların zayıf formda etkinliđe yakın bir davranış gösterdiđi belirlenmiştir.

Batı Afrika Ekonomik ve Parasal Birliđi'nde işlem gören yedi endekste etkinliđi 31 Aralık 2013 - 4 Ocak 2019 dönemi boyunca inceleyen Diallo, Mendy ve Burlea-Schiopoiu (2021) ayrıık dalgacık dönüşümü (DWT) ve dalgacık lideri dönüşümü (WLT) yaklaşımlarını kullanarak genelleştirilmiş Hurst indeksini hesaplamışlardır. Çalışma sonunda endekslerin oluşturduđu borsanın multifraktal yapıya sahip olduđu belirlenmiş ve kalıcı olmayan bir süreçle beraber kısa hafızanın varlıđı ile bazı durumlarda uzun hafıza süreci belirlenmiş ve etkin piyasa hipotezi reddedilmiştir.

Büberkökü (2022) yapısal kırılmalı birim kök testleri ile 13 kripto para biriminde zayıf formda etkinliđi incelemiştir. İncelenen dönemin başlangıç tarihi farklı olmakla birlikte Eylül 2014 ile Eylül 2017- Temmuz 2021 dönemi incelenmiştir. Bulgularda hangi birim kök testinin hangi yapısal kırılma biçiminin ve kırılma sayısının sonuçlar üzerinde etkili olduđu belirlenmiştir.

3.8. Fraktal Teoriye Yönelik Yazın İncelemesi

Standart Brownian hareketinin (sBm) getiri serilerinde bir model olarak yetersiz kaldıđını öne süren Corazza ve Malliaris (2002) 5 yabancı para biriminin getirilerini spot ve vadeli işlemler için incelemiştir. Çalışmada uzun hafıza bağımlılıđı için R-S ve Periodogram testleri uygulanmış ve daha sonra Hurst üsteli tahmini yapılmıştır. Multi-Fraktal analizi sonucunda ise incelenen tüm döviz piyasalarının Hurst üstelinden ve uzun

hafıza bağımlılığından etkilenen davranış sergilediği belirlenmiştir. Bu sonucun, EPH'nin uzantısı olan fraktal piyasa hipotezini desteklediği belirtilmiştir.

Bohdalova ve Gregus (2010) vadeli döviz kurlarının karmaşık yapısını parametrik olmayan yöntemlerle fraktal yapı bağlamında incelemiştir. Amerikan Doları, İngiliz Sterlini para birimlerinin ve altın fiyatlarının 02/01/1979 ve 04/11/2010 dönemine ait günlük veriler ile R/S ve regresyon analizi yapılmıştır. Uygulama sonucunda çıkan bulgulara kullanılan zaman serilerinde fraktal boyutun varlığı belirlenmiştir.

Çin metal vadeli işlemler piyasasını fiyat ve işlem hacmi ilişkisine göre inceleyen Cheng, Huang, Guo ve Zhu (2013) 15 Eylül 1993 ile 4 Haziran 2011 arası dönemi multifraktal yöntemle analiz etmiştir. Ampirik sonuçlarda fiyat – hacim korelasyonunun belirli bir döneminde uzun hafıza özelliği belirlenmiştir.

Wang, Su ve Zhan (2015) tarımsal ürün fiyatlarındaki dalgalanmayı fraktal teori ile açıklamıştır. R-S analizinde Çin'in toptan tarım ürünlerinin haftalık verilerinin kullanıldığı çalışmada Şubat 2003 – Mayıs 2014 arası dönem araştırılmıştır. Toptan sebze fiyatlarında monofraktal ve multifraktal özelliklerin yanısıra uzun hafızaya dair kanıtlar elde edilmiştir. Çalışmaya konu olan fiyat serisinin etkin bir piyasa özelliği göstermediği belirlenmiştir.

BİST 100 endeksi ve altın ons fiyatlarını uzun hafıza ve fraktal yapısını araştıran Erdoğan (2017) 2007 – 2017 dönemine ait günlük verilerle R/S, V/S ve Periodogram analizi kullanarak iki seri için Hurst üstelini hesaplamıştır. Çalışma sonucunda her iki seriye ait Hurst üstelinin 0.5'ten büyük çıkması ile serilerin uzun hafıza özelliği gösterdiği belirlenmiştir.

Sarpong (2017) tez çalışmasında Johannesburg Menkul Kıymetler Borsa (Johannesburg Stock Exchange) endeksini fraktal yapı, rassal yürüyüş, volatilité anomalileri ve doğrusal olmayan bağımlılık (kaos) bağlamında incelemiştir. Volatilité anomalisi fraktal yapı hipoteziyle, kaos olgusu Broock vd. (1996) tarafından geliştirilen BDS testi ile, rassal yürüyüş ise Hurst'ün öncülüğünü ettiği R-S analizi ile gerçekleştirilmiştir.

Covid-19 salgınının Asya, Avrupa ve Amerike'dan 15 sermaye piyasasına etkilerini araştıran Frezza, Bianchi ve Pianase (2020) pointwise regularity exponent yöntemi ile yaptığı çalışma sonucunda salgın sonrasında Asya pazarlarında etkinliğin

arttığını, Avrupa ve Amerika piyasalarının salgın öncesi etkinlik düzeyine dönemediğini belirlemiştir.

Nejad, Stosic ve Stosic (2020) Altın piyasasının çoklu fraktal yapısını DFA analizi ile incelemiştir. Çalışmada jeopolitik ve ekonomik olayların altın fiyatlarını büyük dalgalanmaların hakimiyeti ile güçlü çoklu fraktal yapı ve artan volatilitite direnci belirlenmiştir.

Liu, Zhou, Zhu ve Wang (2020) Çin’de bulunan yedi karbon piyasasında etkin piyasa ve fraktal piyasa koşullarını araştırmıştır. 2013 – 2019 döneminde günlük ve haftalık verilerle DFA ve Lo-Mackinlay variance oranı testi kullanılan çalışmada incelenen piyasaların genelinin etkinlikten uzak ve fraktal özellikler gösterdiği belirlenmiştir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

KREDİ TEMERRÜT TAKAS PRİMLERİNDE UZUN HAFIZA VE ETKİN PİYASA HİPOTEZİ-FRAKTAL PİYASA HİPOTEZİ SINAMASI

4.1. Araştırmanın Amacı ve Önemi

Türev piyasalarda son 20 yılda meydana gelen büyüme, beraberinde etkinlik ve güvenilirlik sorunlarını da gündeme getirmiştir. Kredi türevi fiyatlarının öngörülebilir (uzun hafıza olgusu) yapıda olması ampirik çalışmalarla belirlenmiş ve bu nedenle eleştiri almışlardır. Piyasa katılımcılarının bu ürünleri asıl işlevi olan riskten korunma yerine spekülasyon ve arbitraj işlemlerinde kullanmalarının motivasyon kaynağı ise fiyatların irrasyonel ve öngörülebilir bir yapıda olmasıdır. Zayıf formda etkin, yarı güçlü formda etkin ya da güçlü formda etkin olan bir piyasada, bilgi seti fiyatlara anında yansıyor, piyasada fiyatlar öngörülemez şekilde gelişiyor ve rassal yürüyüş geçerli ise söz konusu piyasa etkin olarak kabul edilmektedir. Diğer bir anlatımla fiyatların rassal şekilde oluştuğu belirlenirse piyasa etkinliği hakkında yadsınamaz bir sonuca varılabilir.

Uzun hafıza etkisinin önemli teorik ve pratik etkileri vardır. Uzun dönem hafıza bağımlılığı durumunda, tarihi fiyatlar yardımıyla ülkenin temerrüde düşme durumu kreditorler ve spekülörler tarafından öngörülebilmektedir. Özellikle 2008 yılında gerçekleşen finansal skandallar sonrasında kredi derecelendirme kuruluşlarının güvenilirliğinin sorgulanması ile birlikte ülkenin-firmanın temerrüde düşme riskinin dinamik bir şekilde takip edilebildiği kredi temerrüt takası primlerinin kredi türevleri arasında göreceli olarak önemi artmıştır. Sadece teoride gerçekleşebilecek olan etkin piyasa koşullarında, yatırımcı portföyünü yönetip ve analizlerini doğru bir şekilde yapabilir. Çalışmanın sonucu iki tür piyasa katılımcısı için önem arz etmektedir bunlar; CDS yatırımcısı ve kaynak ülke. Uzun hafıza olgusu, yatırımcılara CDS piyasasında normal üstü kazanç sağlama anlamına gelirken, kaynak ülkenin aleyhine işleyen bir sürece neden olmaktadır. Çalışmanın önemi ise, ülke CDS yatırımcısının, kaynak ülkenin temerrüde düşme ihtimaline karşı ödediği CDS priminin tarihi fiyatlardan hareketle tahmin edilebilme durumuna göre pozisyon alabimesidir.

Grossman ve Stiglitz (1980)'e göre Etkin Piyasa Hipotezinde ampirik olarak sadece zayıf formda piyasa etkinliği incelenebilmektedir. Bu çalışma özelinde CDS fiyatlarının rassal yürüyüş özelliği göstermesi, piyasa katılımcıları için önemli bir

göstergedir. Piyasaya gelen şokların kalıcı olması, fiyatların rassal şekilde olduğu anlamına gelmektedir. Bu durumda söz konusu piyasa zayıf formda etkinliği desteklemektedir. Zayıf formda etkinliğin geçerli olması ile tarihi fiyatlarla gelecekteki fiyatlar arasında korelasyon söz konusu olmamaktadır. Bu piyasada teknik analiz yardımıyla aşırı kar elde edilemez. Fiyatlar ortalamaya geri dönüyorsa piyasaya gelen şoklar tümüyle geçicidir. Diğer bir anlatımla fiyatlar eski trendine dönecektir. Bunun sonucunda tarihi fiyatlar yardımıyla (teknik analiz ile) gelecekteki fiyat hareketleri tahmin edilebilmektedir.

CDS primlerinin getiri ve oynaklık serilerinde uzun dönem hafıza bağımlılığının olması durumunda zayıf formda etkinlik geçerli olmamaktadır. CDS piyasasında zayıf formda etkinliğin söz konusu olması durumunda piyasa katılımcıları tarihi fiyatlardan hareketle primlerin gelecekte muhtemel oynaklık durumunu tahmin edebilecektir. Zayıf formda etkinliğin desteklenmesini engelleyen uzun hafıza, volatilité kümelenmesi, rassal yürüyüşün geçerli olmaması ve normal dağılım özelliklerine ters düşen zaman serisi özellikleri zayıf formda etkinliğin aksine ortam oluştururken fraktal piyasa koşulları için uygun ortamı oluşturmaktadır. Yazın incelemesinde CDS primlerinde ikili uzun hafıza incelemesinin yapılmadığı görülmüştür. Çalışma ile CDS primlerinde ikili uzun hafıza, örneklem çeşitliliği, incelenen dönem ve zayıf formda etkinlik-fraktal piyasa özellikleri sınaması ile literatüre katkı sağlanacaktır. Bu çalışmanın amacı, G20 ülkelerinin CDS primlerinde uzun hafıza bağımlılığını ve zayıf formda etkinlik-fraktal piyasa koşullarını sağlayıp sağlamadığını incelemek ve çıkan sonuç ile türev piyasada işlem yapan piyasa katılımcılarına ve CDS piyasasında tahvilleri dayanak varlık olan kaynak ülkelere fırsat ve politika önerilerinde bulunmaktır.

4.2. Araştırmanın Kapsamı ve Kısıtları

Uzun hafızanın incelendiği zaman serisi uygulamalı çalışmalarda incelenen dönemde küresel bir kriz (1999 asya krizi, 2008 finans krizi gibi) olduğu gözlenmiştir ve uygulamada incelenen dönemde bir büyük kriz olması yeterli görülmektedir. Ayrıca söz konusu çalışmalar 10 ile 15 yılı kapsayan zaman aralığına sahiptir. Bu nedenle çalışmada küresel finans krizinin etkilerinin geçmekte olduğu 2010 yılı seçilmiş ve varyans kırılmalarında çıkan tarihlerin Covid-19 salgını kaynaklı olduğu gözlenmiştir. Yine bu çalışmada 13 yıllık bir zaman dilimi incelenmiştir. Araştırmada 5 yıl vadeli CDS primlerinin seçilmesinin nedeni ise, ISDA (International Swaps and Derivatives

Association) web sitesinden elde edilen bilgilere göre tüm vadelerin %80-85'ini kapsamaktadır. Günlük frekansta ki CDS primlerinin GARCH türevi yöntemlerle incelendiği ve sermaye piyasasında zayıf formda etkinlik sınaması yapılan çalışmalarda olduğu gibi bu çalışmada da kapanış fiyatları esas alınmıştır. Çalışmada seçilen G-20 grubu ise küresel ekonomi ve finans sisteminde önemli bir yere sahip olup, dünya üretiminin yaklaşık %80'ine, dünya ticaretinin %75'ine ve dünya nüfusunun %60'ına sahiptir. Araştırmada kullanılan yöntemler ise literatürde genel kabul görmüş ve güvenilir addedilen uzun hafıza odağında kullanılan kesirli bütünleşik GARCH modelleridir.

4.3. Araştırmanın Örneklemi ve Veri Seti

Bu araştırmada G-20 ülkelerinin kredi temerrüt takası primlerinin (CDS Primi) koşullu ortalama (conditional mean) ve koşullu varyansında (conditional variance) uzun hafıza özelliği, simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modelleri ile araştırılmıştır. Gözlem sayısı, örneklem özelinde farklılık göstermekle birlikte çalışmada 4 Ocak 2010 - 17 Ocak 2022 dönemine ait USD cinsinden 5 yıl vadeli CDS kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. G-20 ülkeleri arasında yer alan Arjantin, Brezilya Federal Cumhuriyeti, Çin Halk Cumhuriyeti, Güney Afrika Cumhuriyeti, Rusya Federasyonu ve Türkiye Cumhuriyeti'nin CDS primleri ile çalışmaya devam edilmiştir. Diğer G-20 ülkelerinin veri setiyle de yapılan denemelerde uzun hafıza modellerinin geçerli sonuçlar vermediği görülmüştür.

Uluslararası ekonomik işbirliğini geliştirme amacıyla temel platform özelliğinde olan G20, 25 Eylül 1999 tarihinde G-7 Maliye Bakanları ve Merkez Başkanları Toplantısında alınan karar ile oluşturulmuştur. 1994 yılında yaşanan Meksika Peso krizi, 1997 Asya ve 1998 Rusya krizlerinin ardından uluslararası ekonomide ağırlıkları ve etkileri giderek artan gelişen piyasa ekonomilerinin (emerging market economies) küresel ekonomik sistemde daha fazla temsil edilmesi ve ekonomik istikrarın sağlanması gibi amaçlar, G20'nin kuruluşunda etkili olan motivasyon kaynaklarıdır. G-7 ülkelerinin de içinde yer aldığı ve Türkiye'nin kuruluşundan bu güne üyesi olduğu G20 platformu, ABD, Almanya, Arjantin, Avrupa Birliği, Avustralya, Brezilya, Çin, Endonezya, Fransa, Güney Afrika, Güney Kore, Hindistan, İngiltere, İtalya, Japonya, Kanada, Meksika, Rusya Federasyonu, Suudi Arabistan ve Türkiye'den oluşmaktadır (g20.org).

2008 küresel finans krizi sonrası dönem sonrasında kredi derecelendirme kuruluşlarının güvenilirliğinin sorgulanmaya başlanması ile birlikte daha dinamik ve

güvenilir bulunan CDS primlerine, finans çevrelerinde ilgi artmıştır. Bu nedenle incelenen dönem olarak küresel finans krizinin etkilerinin azaldığı dönem olarak 2010 yılı seçilmiştir. Yine incelenen dönem aralığında yer alan COVID19 salgınının CDS primlerini ülkeden ülkeye değişik oranlarda etkilediği gözlenmiştir. Diğer birçok türev araçta olduğu gibi CDS primlerinin konu edildiği uygulamalı çalışmalarda, kapanış fiyatları esas alınmaktadır.

Belke ve Gokus (2014); Günay ve Shi (2016); Kim ve diğerleri, (2019); Chuffart ve Hooper (2019); Mateev (2019) çalışmalarında olduğu gibi araştırmada günlük kapanış fiyatlarıyla eşitlik (4.1)'deki gibi logaritmik getiri¹ serileri oluşturulmuş ve analizlerde "DCDS" terimiyle ifade edilmiştir.

$$r_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) \quad (4.1)$$

Eşitlik (4.1)'de, r_t ilgili CDS primi serisinin t günündeki getirisini, p_t ilgili serinin t günündeki kapanış fiyatını, p_{t-1} ise ilgili serinin $t-1$ günündeki kapanış fiyatını ifade etmektedir. Araştırmada kullanılan veriler Datastream Eikon veri tabanından çekilmiş ve analizler, Eviews 9, Gauss 6 ve Oxmetric 6.3 istatistik programları ile gerçekleştirilmiştir.

4.4. Araştırmada Test Edilecek Hipotezler

Piyasa etkinliği, finans yazınında önemli yer tutan konular arasındadır. Çalışmanın ikinci bölümünde detaylı incelemesi yapılan kavram, bilgi etkinliği özelinde fiyatların piyasaya gelen tüm bilgileri içermesi/yansıtması olarak ifade edilmektedir. Bilgi etkinliği konusunda yapılan çalışmalarda genellikle piyasaların zayıf formda etkinliği bile desteklemediği sonucuna ulaşılmıştır. Yazın incelemesinde, piyasa etkinliği konusunda yapılan çalışmaların sermaye piyasası etrafında yoğunlaştığı görülmüştür. Araştırmada sınanacak hipotezin temelinde, seçili G-20 ülkelerine ait CDS primlerinin getiri ve volatilité serilerinde uzun hafızanın varlığı ve bu piyasaların zayıf formda etkinliği destekleme durumu araştırılacaktır. Uzun hafızanın varlığı ile zayıf formda etkinliğin yanısıra fraktal piyasa koşulları da ortaya konulmuş olacaktır. Araştırmaya konu olan ülkenin CDS primlerinde sınanacak temel araştırma hipotezleri;

H_{a0} : 2010 – 2022 döneminde getiri serisinde (koşullu ortalama serisinde) uzun hafıza yoktur

¹ Gaunersdorfer ve Hommes (2005)'e göre "getiri", göreceli fiyat değişiklikleridir.

H_{a1} : 2010 – 2022 döneminde getiri serisinde (koşullu ortalama serisinde) uzun hafıza vardır

H_{b0} : 2010 – 2022 döneminde volatilité serisinde (koşullu varyans serisinde) uzun hafıza yoktur

H_{b1} : 2010 – 2022 döneminde volatilité serisinde (koşullu varyans serisinde) uzun hafıza vardır.

4.5. Veri Analizi ve Sonuçlar

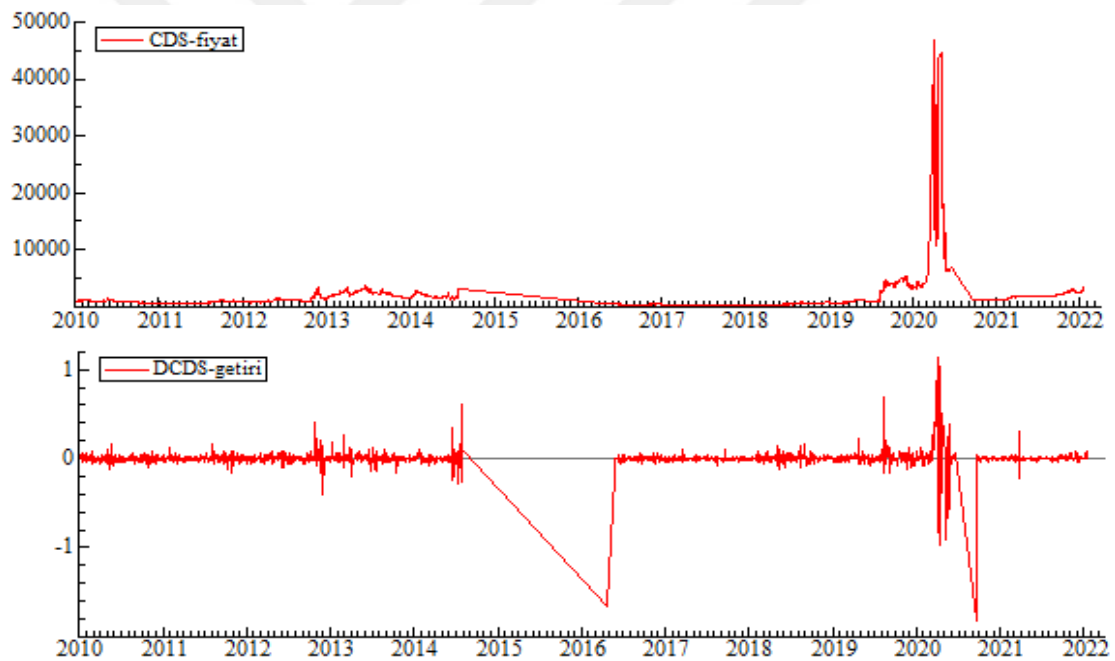
Araştırmaya konu olan ülkelerin CDS primlerinde uzun hafıza yapısını incelemek için çalışmanın üçüncü bölümünde açıklanan Hurst Üsseli, GSP, GPH ve R/S analizi gibi ön uzun hafıza testlerinden ve ARFIMA, FIGARCH, HYGARCH, FIEGARCH ve FIAPARCH uzun hafıza modellerinden faydalanılmıştır. Örneklemeler alfabetik sıraya göre incelenmiştir. Örneklem ülkeler hakkında kısa bilgi verildikten sonra bağımlı değişkenin zaman serisi özellikleri araştırılmış, durağanlık sınaması yapılmış, uygun ARFIMA (ARMA) yapısı belirlendikten sonra geçerli çıkan simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modelleri yorumlanmış ve son olarak ekonomik ve sosyal olayları temsil eden kukla değişken (D(V)) varyans denkleminde eklenerek olası değişimler açıklanmıştır. İkili uzun hafıza modellerinde geçerli sonuçlar Arjantin, Brezilya, Çin Halk Cumhuriyeti, Güney Afrika Cumhuriyeti, İtalya Cumhuriyeti, Rusya Federasyonu ve Türkiye Cumhuriyeti'nde alınmıştır. Diğer ülkelerin sonuçları ABD (Ek-2), Almanya (Ek-3), Avustralya (Ek-5), Endonezya (Ek-8), Fransa (Ek-9), Kore Cumhuriyeti (Ek-11), Japonya (Ek-13), İngiltere (Ek-14), Kanada (Ek-15) ve Meksika (Ek-16)'den incelenebilir. Suudi Arabistan için yeterli veriye ulaşımamış ve Hindistan için uygun ARMA – ARFIMA yapısı oluşturulamadığı için analiz yapılamamıştır.

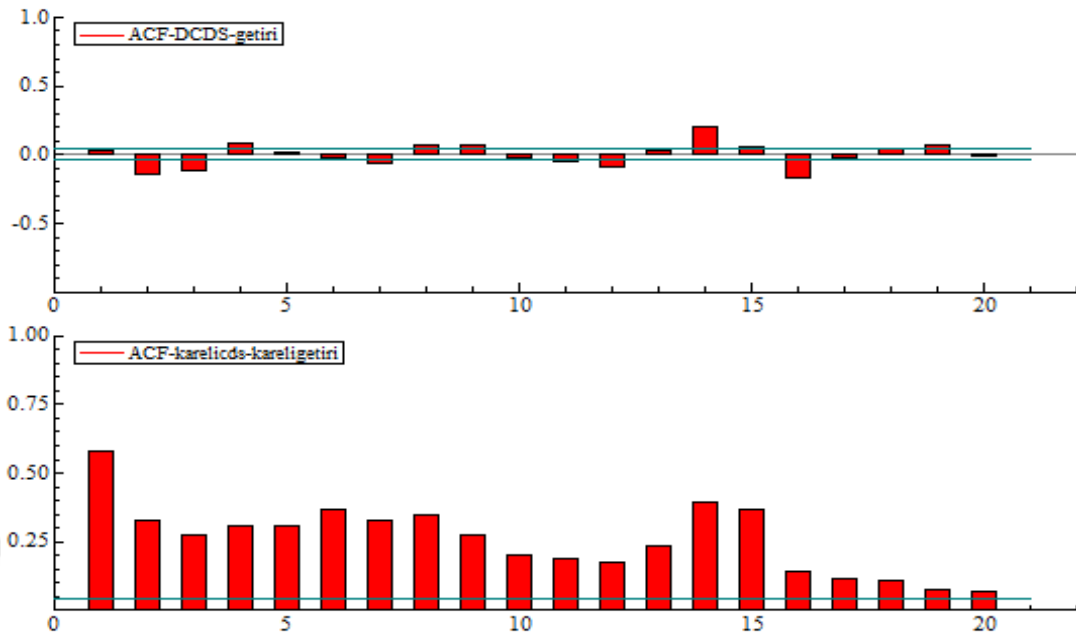
4.5.1. Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları

Federal bir cumhuriyet olan Arjantin'de siyasal sistem 1994 yılında yapılan reformlara kadar fazla değişime uğramamış ve 1994 yılından itibaren ABD anayasası ve yönetim yapısı örnek alınarak yeniden düzenlenmiştir. Yürütme kuvvetinin ağırlıklı olduğu sistemde kuvvetler ayrımı prensibi uygulanmaktadır. 1994 Anayasasında bağlanan karar ile Devlet Başkanı 4 yıllık süre için üst üste en fazla 2 kere aday olabilmektedir. Yasama organını Senato ve Temsilciler Meclisi olmak üzere iki parçalı

yapı oluşturmaktadır. Senato mevcudu 72 olan ülkede senatörler 6 yıllığına seçilmektedir (DEİK, 2015, s. 1). Arjantin ile ilgili makroekonomik göstergelere bakılacak olursa; GSYH, GSYH Büyüme Oranı, Kişi Başına Düşen Milli Gelir ve nüfus gibi geöstergelerde 2018 yılı verileri ile IMF tahminine göre 2024 yılında GSYH'nın 519,5 milyar dolardan 579,6 milyar dolara, ithalatın 65,4 milyar dolardan 62,3 milyar dolara (devalüsyon nedeniyle), ihracatın 61,6 milyar dolardan 87,8 milyar dolara yükselmesi beklenmektedir. Kişi başına düşen milli gelirin ise 2018 yılında 11.658 dolardan, 2024 yılında 12177 dolara yükselmesi beklenmektedir (TB, 2021, s. 3-4).

Arjantin CDS primlerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 4.1'de yer almaktadır. Zaman serisi grafikleri ile serinin durağanlık, trend, volatilité, volatilité kümelenmesi ve otokorelasyon özellikleri hakkında ön inceleme yapılabilir.





Grafik 4.1: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri

Grafik 4.1’de yer alan fiyat serisinde trend olmamasına karşın 2013, 2014 ve 2020 yıllarında fiyat dalgalanmaları gerçekleşmiştir. Yine bu yıllara ait volatiliteler getiri serisinde görülebilir. Ayrıca yatay çizgileri aşan dikey çubuklardan, otokorelasyonun varlığı görsel olarak belli olmaktadır. Otokorelasyon grafikleri (ACF²- Autocorrelation Function) incelendiğinde ortalamaya dönme eğilimi çok kararsız bir şekildedir. Arjantin

² Otokorelasyon kavramı ile tek değişkenli bir zaman serisinde serinin geçmiş gözlem değerleri ile bağımlılık ilişkisi ifade edilmektedir. Yüksek otokorelasyon katsayısı zaman serisinin geçmiş değerlerine bağımlı olduğu anlamına gelir. Ters durumda ise fiyatlarda rassal yürüyüş geçerlidir. Korelasyon iki değişken için geçerli iken otokorelasyon tek değişkenli zaman serisinde geçerlidir (Yılmaz, 2021, s. 51-52). Zayıf durağan bir getiri serisi dikkate alındığında; r_t ve gecikmeli değeri olan r_{t-1} arasındaki ilişki tek değişkenli zaman serisinde otokorelasyonu ifade etmektedir. r_t ’nin l gecikmeli otokorelasyon katsayısı p_l ile gösterilir ve şu şekilde hesaplanır (Tsay, 2002, s. 24);

$$p_l = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-1})}{\sqrt{\text{var}(r_t)\text{var}(r_{t-1})}} = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-1})}{\text{var}(r_t)} = \frac{y_l}{y_0}$$

$\{\tilde{r}_t\}_{t=1}^T$ örnekleminde $\bar{r}$ örneklem ortalaması için ($\bar{r} = \sum_{t=1}^T r_t / T$), bir gecikmeli otokorelasyonun hesaplanması ise;

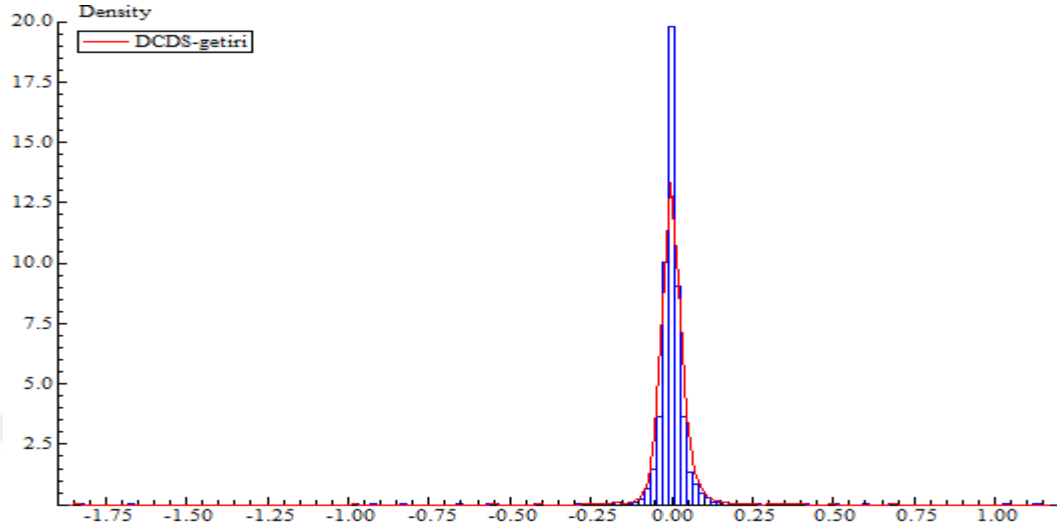
$$p_1 = \frac{\sum_{t=2}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-1} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2}$$

şeklinde l gecikmeli otokorelasyon katsayısı ise;

$$p_l = \frac{\sum_{t=l+1}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-l} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2}, \quad 0 \leq l < T - 1$$

formülü ile hesaplanır.

CDS primlerine ilişkin yoğunluk grafiği Grafik 4.2’de yer almaktadır. Yoğunluk fonksiyonu ile serinin basıklık özellikleri incelenebilir.



Grafik 4.2: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu

Grafik 4.2’de yer alan yoğunluk grafiğine göre Arjantin ülke CDS Primleri normal değer olan 3’ün üzerinde değer alarak kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermektedir. Kalın kuyruk özelliğine sahip olması nedeniyle normal dağılım özellikleri göstermemektedir. CDS primlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.1.’de yer almaktadır.

Tablo 4.1: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	DCDS
Gözlem Sayısı	3136
Ortalama	-0.000341
Medyan	0.00000
Maksimum	0.288779
Minimum	-0.275011
Standart Sapma	0.028683
Çarpıklık	0.538039
Basıklık	20.16003
Jarque-Bera	38628.28*** (0.0000)
ARCH (10)	8.5899*** (0.0000)
ARCH (20)	6.0883*** (0.0000)
Q(10)	148.117*** (0.0000)
Q(20)	391.354*** (0.0000)
Q(50)	632.609*** (0.0000)
Q²(10)	124.471*** (0.0000)
Q²(20)	192.984*** (0.0000)
Q²(50)	432.850*** (0.0000)
Uzun Hafıza Testleri	

Tablo 4.1. Devamı

Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	1.18547
Lo R/S	
q= 1	1.16682
q= 2	1.21934
q= 5	1.31866
GPH Testi	
m= $T^{0.5}$	-0.211495** [0.103038] (0.0401)
m= $T^{0.6}$	-0.258613*** [0.0926894] (0.0053)
m= $T^{0.7}$	-0.187704** [0.0848627] (0.0270)
m= $T^{0.8}$	-0.143181* [0.0786865] (0.0688)
GSP Testi	
m= $T^{0.5}$	-0.16103** [0.0707107] (0.0372)
m= $T^{0.6}$	-0.190112*** [0.0645497] (0.0032)
m= $T^{0.7}$	-0.163984*** [0.0597614] (0.0061)
m= $T^{0.8}$	-0.130756** [0.0559017] (0.0193)
Kareli Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	2.09099
Lo R/S	
q= 1	2.03511
q= 2	1.96828
q= 5	1.80409
GPH Testi	
m= $T^{0.5}$	0.206157** [0.103038] (0.0454)
m= $T^{0.6}$	0.291017*** [0.0926894] (0.0017)
m= $T^{0.7}$	0.386834*** [0.0848627] (0.0000)
m= $T^{0.8}$	0.429201*** [0.0786865] (0.0000)
GSP Testi	
m= $T^{0.5}$	0.178258** [0.0786865] (0.0117)
m= $T^{0.6}$	0.2535*** [0.0645497] (0.0001)
m= $T^{0.7}$	0.354491*** [0.0597614] (0.0000)
m= $T^{0.8}$	0.407556*** [0.0559017] (0.0000)
R/S Testi Kritik değerleri	
	90%: (0.861, 1.747)
	95%: (0.809, 1.862)
	99%: (0.721, 2.098)

*, ** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. Standart hatalar [] içinde, olasılık değerleri () içinde yer almaktadır. q, Lo's R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu, m ise GPH ve GSP testi için bandwidth değerini göstermektedir.

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan değerlere bakıldığında ortalama değerinin negatif olduğu görülmektedir. Çarpıklık katsayısı pozitif çıkan seri, sağa çarpık yapıdadır. Basıklık değeri ise normal değer olan 3'ün üzerinde çıkmıştır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile "seri normal dağılıma uygundur" temel hipotezi reddedilmiştir. Aas (2004)'e göre -0.5 ile +0.5 arasındaki çarpıklık değerleri, normal tek değişkenli dağılımı kanıtlamak için kabul edilebilir olarak kabul edilirken, +1'den büyük veya -1'den küçük çarpıklık, oldukça çarpık ampirik verileri gösterir. ARCH etkisi 10 ve 20 gecikme için sınanmış ve %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, ARCH temelli modellerin kullanılabileceğine dair bir göstergedir. Q ve kareli Q testinde 50 gecikmeye kadar Ljung-

Box³ (1978) test istatistiği ile serisel korelasyon araştırılmıştır. “*serisel korelasyon yoktur*” temel hipotezi reddedilmiştir. Bunun sonucunda CDS primi getiri serisinde serisel korelasyon ilişkisi belirlenmiştir.

Hurst R/S ve Lo R/S testleri parçalı fark alma parametresini hesaplamaktadır. Hurst R/S testi “seri otokorelasyona sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Hurst üssel değerleri $0 < H < 1$ arasında yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre getiri ve kareli getiri serisinde temel hipotez kabul edilmiştir. Diğer bir ifadeyle kalıcı seri özelliği yoktur. Lo R/S testi, “seri uzun hafızaya sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez kabul edilirken kareli getiri serisinde temel hipotez reddedilmiştir. Lo R/S testine göre getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmazken, kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği mevcuttur. Yarı parametrik yöntemler olan GPH ve GSP testleri, parçalı fark alma parametresini belirtmektedir. GPH testi 0’dan küçük değer için tutarlı sonuçlar verirken GSP testi 0 ile 0,5 aralığı için tutarlı sonuç vermektedir. Test sonuçlarına göre mutlak değer olarak 0,5’ten küçük ve anlamlı sonuçlara sahip olan getiri serisinde, anti kalıcı yapı, diğer bir ifadeyle kısa hafıza söz konusudur. Kareli getiri serisinde ise uzun hafıza özelliği bulunmaktadır. Uzun hafıza analizine geçmeden önce serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Durağanlık sınamasında kullanılan testler bölüm 3’te anlatılmıştır.

Çalışmaya konu olan finansal zaman serisinin birim kök sınamasında ADF, PP ve Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 4.2’de yer almaktadır.

³ Ljung ve Box (1978) $Q^*(m)$ ’i geliştirmiştir; $Q(m) = T(T+2) \sum_{l=1}^m \frac{p_l^2}{T-l}$ formülde T gözlem sayısı, m test edilen gecikme sayısıdır (Tsay, 2010, s. 32).

Tablo 4.2: Birim Kök Testi Sonuçları

PANEL A				
	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGCDS I(0)	-2.185127 (0.2119)	-3.347774 (0.4072)	-2.086984 (0.2501)	-2.232372 (0.4707)
DCDS I(1)	-10.03545*** (0.0000)	-10.05197*** (0.0000)	-48.93915*** (0.0001)	-48.93548*** (0.0000)
PANEL B				
Carrion-i Silvestre vd., (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi				
DCDS I(1)	Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
PT	2.8082873**(9.4614896)		8.08.2011	
MPT	2.7470459**(9.4614896)		29.11.2012	
MZA	-169.27402**(-47.52219)		31.07.2014	
MSB	0.054309389**(0.10225798)		15.03.2019	
MZT	-9.1931685**(-4.8576126)		2.04.2020	

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF test istatistikleri AIC'ye göre hesaplanmıştır.

Panel A'da yer alan sonuçlar incelendiğinde farkı alınmış seri için “birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. Serinin seviyede birim kök içerdiği, birinci farkında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmüştür. Panel B'de yer alan Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) test sonuçlarına göre logaritmik fark serisi %5 anlamlılık seviyesinde kırılmalarla birlikte durağan çıkmıştır. “Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. İkili uzun hafıza analizine geçmeden önce uygun ARFIMA modelinin oluşturulması gerekmektedir. ARFIMA (p, ξ , g) yapısı (0, ξ , 0) ile (2, ξ , 2) arasındaki bileşimler denenmiş ve AIC değerine göre uygun model belirlenmiştir.

Arjantin CDS primlerine ilişkin uygun ARFIMA modeli Tablo 4.3'de yer almaktadır. ARFIMA modeline ilişkin ayrıntılar Ek-1'den incelenebilir.

Tablo 4.3: Uygun ARFIMA Model Sonuçları

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)
ξ	-0.136644*** [0.006951] (0.0000)
Ψ_1	-
Ψ_1	-
θ_1	0.175710*** [0.008483] (0.0000)
θ_2	-
F olasılık	13.44067*** (0.0000)
AIC	-2.103909
SIC	-2.100553
Log(L)	2658.08062
Asimptotik Test	3.7167e+006*** (0.0000)
İstatistikleri	
Normallik Test	12042. *** (0.0000)
İstatistikleri	
ARCH (2)	10.180*** (0.0000)
ARCH (5)	8.9788*** (0.0000)
ARCH (10)	7.6714*** (0.0000)
Not: *, ** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.	

Uygun ARFIMA model sonucu ile uzun hafıza test sonuçları birbiriyle tutarlı şekilde çıkmıştır. ARFIMA modelinde kesirli bütünleşme parametresi $-0.5 < \xi < 0$ durumunda süreç kısa hafızalı olarak tanımlanmakta ve uzun dönemde negatif bağımlılık söz konusu olmaktadır. Kısa hafıza durumunda şokların etkisi kısa süreli olmakta ve ortalamaya dönüş kısa dönemde gerçekleşmektedir. Fiyatların rassal yürüyüş sergilememesi sonucunda getiri düzeyinde zayıf formda etkinlik geçerli olmamaktadır. ARCH testi sonuçlarına göre seride değişen varyans görülmektedir bunun sonucunda ARCH etkisi devam etmektedir. Arjantin ülke CDS Primlerinde getiri düzeyinde uzun hafıza bulunmamıştır. Volatilitede ikili uzun hafızanın incelenmesi gerekmektedir. Bunun için simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinden yararlanılmıştır. Geçerli çıkan sonuçlar Tablo 4.4’de yer almaktadır.

Tablo 4.4: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları

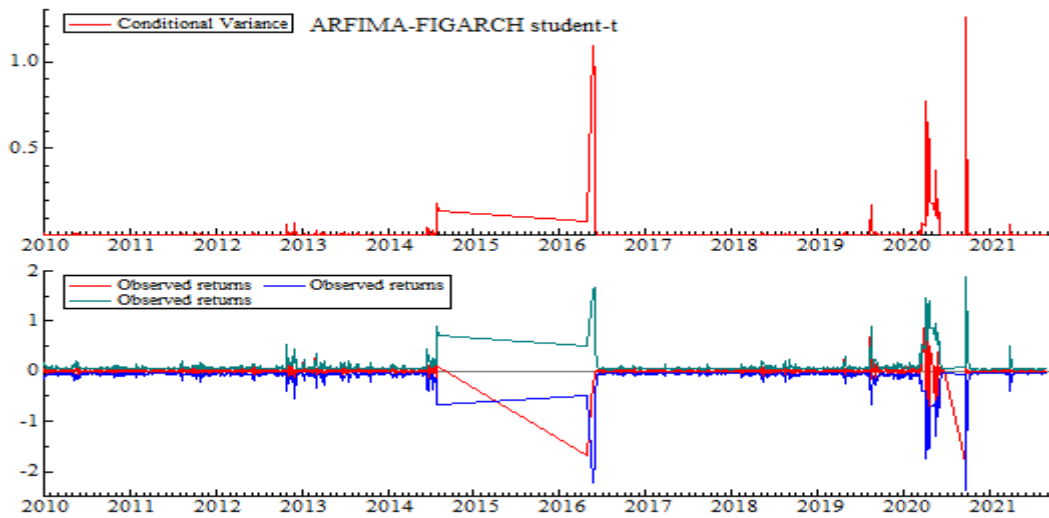
ARFIMA(0,ξ,1) - FIGARCH(1,d,1)	student-t	GED
C	-0.000202 [0.00052364] (0.7007)	0.000041 [0.00017167] (0.8135)
ξ	0.012472 [0.019487] (0.5222)	0.013488*** [0.000635] (0.0000)
ψ ₁	-	-
ψ ₂	-	-
θ ₁	0.162329*** [0.023440] (0.0000)	0.134696*** [0.000396] (0.0000)
θ ₂	-	-
C(V)	1.866354** [0.94048] 0.0473	0.733960*** [0.18806] (0.0001)
d	1.006381*** [0.0046869] (0.0000)	1.022052*** [0.007858] (0.0000)
α ₁	-0.098499 [0.11872] (0.3986)	0.122850 [0.083725] (0.1424)
β ₁	0.540294*** [0.13610] (0.0001)	0.777557*** [0.05481] (0.0000)
Student (DF)	2.949594*** [0.15369] (0.0000)	-
GED (DF)	-	0.778502*** [0.041737] (0.0000)
Log L	5101.413	5052.747
AIC	-4.204221	-4.164868
SIC	-4.185095	-4.143352
Çarpıklık	-9.7570	-0.26937
Aşırı Basıklık	381.90	105.12
J-B	1.4763e+007	1.1157e+006
Q(20)	14.9742 (0.7242365)	17.1686 (0.5784497)
Q ² (20)	0.117099 (1.000000)	0.710578 (1.000000)
MAE	0.008328	0.004191
TIC	0.8352	0.7273

Not: *,** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

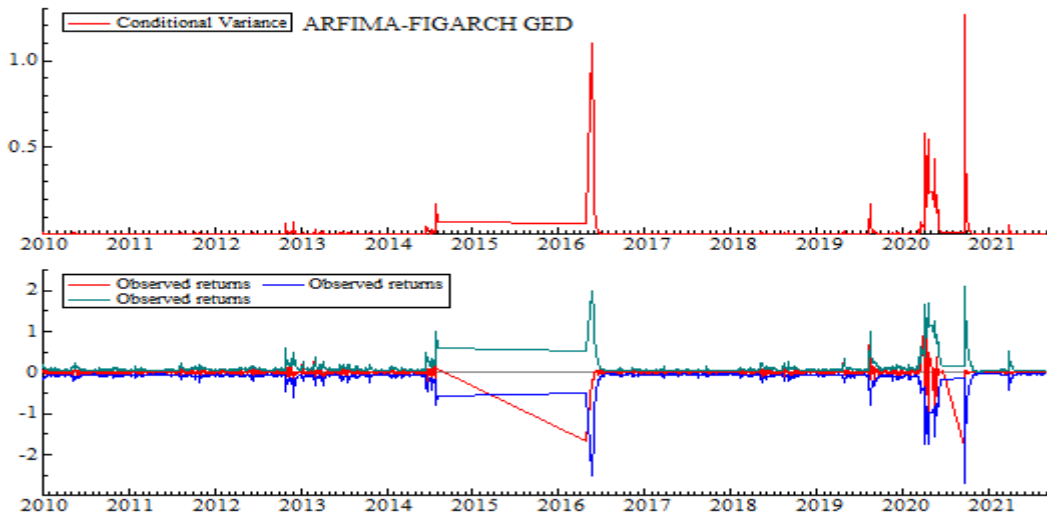
İkili uzun hafıza modellerinde ARFIMA-FIGARCH modelinde student-t ve GED dağılımında geçerli sonuçlar alınmıştır. Koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresi (ξ) student-t dağılımında anlamsız çıkarken GED dağılımında anlamlı çıkmıştır. Akaike ve Schwarz Bilgi Kriterleri ile Log Olabilirlik değerleri dikkate alındığında student-t dağılımının tahmin gücü yüksek çıkmıştır. Bu dağılıma göre ise koşullu ortalama serisinde hafıza etkisi bulunmamaktadır. Hafıza etkisinin olmaması ise

fiyatların tahmin edilebilir bir yapıda olmadığını ve dolayısıyla zayıf formda etkinliğin geçerli olduğunu göstermektedir. Koşullu varyans denkleminde yer alan d parametresi (fractional integration parameter-kesirli bütünleşme parametresi) her iki modelde de birbirine yakın değer olarak $1 < d$ düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bir değer almıştır. Birin üzerinde değer alan d parametresinin finansal varlıklarda çok gözlenen bir değer olmamasına karşın teorik düzeyde açıklaması bulunmaktadır. Turgutlu (2004); Barışık ve Çevik (2008)'e göre $1 \leq d$ durumunda seri durağan değildir ve ortalamasına geri dönmemektedir. Piyasaya gelen şokların etkisi kalıcıdır ve fiyatlar eski trendine dönmemektedir. Kalıcı şokların varlığı ve fiyatların kestirilememesi ise volatilitede rassal yürüyüşün geçerli olduğunu göstermektedir. Bu durumda uzun hafıza özelliğinden söz edilememektedir. Volatilité'de zayıf formda etkinliğin geçerli olduğu ve CDS priminin volatilitésinin tarihi bilgiler yardımıyla tahmin edilemeyen bir yapıda olduğu sonucuna varılabilir. Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine ve Log Olabilirlik değerine göre student-t dağılımı GED dağılımına göre iyi sonuçlar verirken, MAE ve TIC tahmin performans kriterlerine göre GED dağılımı student-t'ye daha iyi sonuca sahiptir⁴.

Arjantin CDS primlerine ait riske maruz değer grafikleri Grafik 4.3'te yer almaktadır.



⁴ AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve SIC (Schwarz Bilgi Kriteri) 'ne göre yapılan seçimlerde küçük değer, MAE (Mean Absolute Error-Hatanın Mutlak Ortalaması) ve TIC (Theil's Inequality Coefficient-Theil Yetersizlik Katsayısı) öngörü performans istatistiklerine göre küçük değer, Log L (Log Olabilirlik)'e göre büyük değeri veren model dikkate alınır.



Grafik 4.3: Arjantin Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri

Grafik 4.3 incelendiğinde 2012'nin son çeyreğinde, 2014'ün ikinci çeyreğinde, 2016'nın ikinci çeyreğinde, 2019'un ikinci çeyreğinde ve 2020-2021 yıllarında belirsizlikte artış görülmektedir. 2012 yılında yaşanan hareketliliğin nedeni, Moody's derecelendirme kuruluşunun Arjantin'in kredi notunu "Caa1" seviyesine düşürmesidir. Mayıs 2014'te New York mahkemesinin aldığı karar, Arjantin'in 2001'de temerrüde düşen tahvillerinin ödemesi gerektiği yönündeydi. Arjantin hükümetinin bu kararı reddetmesi ile ülke bir kez daha temerrüde düştü ve ülke CDS primleri 2016'nın ikinci çeyreğine kadar işlem görmedi. Şekilde görülen 2014 ile 2016 arasındaki yatay çizginin nedeni, CDS primlerinin işlem görmediği zaman dilimidir. Aralık 2015'ten başlayarak üstlendiği bir dizi riskli ekonomi yönetimi, ülkenin kırılganlığını artırmıştır. Arjantin ekonomisinin teste tabi tutulduğunda ekonomik duruma stagflasyon hakimdir. 2015 yılı sonunda göreve gelen Başkan Macri'nin sermayeye ve dış ticarete getirdiği serbestlik sonucunda uluslararası kredi piyasalarına erişimi yeniden kazanmıştır. Ağustos 2014'te 3248.736 USD ile kapanan ülke CDS fiyatı, Nisan 2016'da 610.45 USD ile yeniden alım satıma başlamıştır.

Risk yönetimi ve finans mühendisliğindeki son gelişmelerde günlük frekansta piyasa riskini ölçmede riske maruz değerin (VaR) önemi artmaktadır. VaR, belirli bir süre içinde belirli bir olasılıkla oluşabilecek portföy kaybını belirtmektedir. Örneğin, %1 oranlı 1 günlük VaR, 100 günde 1 gün içinde meydana gelebilecek kaybı ifade eder. VaR, hisse senetleri, tahviller, emtialar, döviz, opsiyonlar, vadeli işlemler ve swaplar dâhil

olmak üzere çeşitli finansal araçlardaki riski ölçmek için kullanılabilir (Sadorsky, 2006, s. 468). Riske maruz değer analizlerine çeşitli testler yardımıyla uygunluk kontrolü yapılmaktadır. Bu testlerden yaygın olarak kullanılan Kupiec LR Backtesting (Geriye Dönük Test) testidir. Arjantin CDS primlerine ait Kupiec LR test sonuçları Tablo 4.5’de yer almaktadır.

Tablo 4.5: Kupiec LR Testi Sonuçları

ARFIMA (0,½,1) -FIGARCH (1,d,1) student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.93851	6.2995**	0.012077	0.050000	0.051589	0.12752	0.72102
0.97500	0.96574	7.6466***	0.0056879	0.025000	0.018572	4.5027**	0.033842
0.99000	0.98597	3.5361*	0.060045	0.010000	0.0057780	5.1446**	0.023319
0.99500	0.99133	5.3661**	0.020532	0.0050000	0.0037144	0.88407	0.34709
0.9975	0.99629	1.2453	0.26446	0.0025000	0.0028890	0.13995	0.70833
ARFIMA (0,½,1) – FIGARCH (1,d,1) GED							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.95543	1.5570	0.24962	0.050000	0.030541	21.288***	3.9521e-006
0.97500	0.97813	1.0137	0.31402	0.025000	0.011969	20.848***	4.9718e-006
0.99000	0.98886	0.30845	0.57863	0.010000	0.0053652	6.3238**	0.011913
0.99500	0.99340	1.1369	0.28631	0.0050000	0.0037144	0.88407	0.34709
0.99750	0.99546	3.2503*	0.071412	0.0025000	0.0024763	0.0005489	0.98131

Not: *,** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Student-t dağılımına göre örneklem içi tahmin sonuçları incelendiğinde kısa pozisyonda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.95000, 0.97500, 0.99000 ve 0.99500 kantil değerleri için kabul edilmezken, uzun pozisyonda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez 0.025000 ve 0.010000 kantil değerleri için kabul edilmemiştir. GED dağılımında ise kısa pozisyonda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.99750 kantil değeri için kabul edilmezken, uzun pozisyonda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.050000, 0.025000 ve 0.010000 kantil değerleri için kabul edilmemiştir. Örneklem içi riske maruz değer hesaplamasında GED dağılımının student-t dağılımına göre daha başarılı olduğu söylenebilir.

2010 - 2022 arası incelenen dönem günlük frekans için uzun bir dönem olduğundan söz konusu dönemde ekonomik ve sosyal olayların varyanstaki uzun hafıza yapısı üzerinde etkili olup olmadığını belirlemek gerekmektedir. Varyansta meydana gelebilecek kırılmaları belirlemek için üçüncü bölümde anlatılan ICSS testlerinden faydalanılmıştır. ICSS testleri Inclian ve Tiao (1994) tarafından geliştirilmiş ve Sanso ve

diğerleri (2004) tarafından gözden geçirilmiştir. ICSS test algoritmaları Inclant-Tiao (I-T), Kappa-1 ve Kappa-2 yöntemlerinden oluşmaktadır. I-T algoritması, rejim içerisinde sabit varyans ve mesokurtik (aşırı negatif basıklık) yapı varsayımındadır. Diğer algoritmalara göre daha fazla kırılma bulması nedeniyle modele ilave edilen kırılmaların anlamlılığı ve etkinliği konusunda zayıf bir yöntemdir. Kappa-1 yöntemi, mesokurtik olmayan yapı varsayımındadır ve I-T algoritmasının eksikliğini gidermektedir. Kappa-2 yöntemi ise; hem mesokurtik olmayan yapıyı hem de koşullu varyanstaki kalıcılığı dikkate almaktadır (Çağlı, Mandacı ve Kahyaoğlu, 2011, s. 131).

ICSS testinde Kappa 1 algoritmasında belirlenen iki tarih; 5.03.2020 (D1); 21.09.2020 (D2) için kukla değişken oluşturulmuş ve varyans denklemine eklenmiştir. Varyasta kırılmaya neden olan tarihlerin açıklamaları Tablo 4.6’da yer almaktadır.

Tablo 4.6: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler

Tarih	Açıklama
5.03.2020	Arjantin’de ilk Covid 19 vakası teyit edildi
21.09.2020	Covid 19 kaynaklı rekor enfeksiyon ve ölüm vakası nedeniyle önlemlerin uzatılması
Not: Belirlenen tarihlere ilişkin bilgiler who.int (dünya sağlık örgütü) internet sitesinden elde edilmiştir.	

Tablo 4.6’da açık kaynaklardan elde edilen bilgilere göre her iki tarih de Covid-19 kaynaklı çıkmıştır. İlk kırılma tarihine CDS primleri yükselerek cevap verirken, ikinci kırılma tarihine CDS primleri düşüş yönünde cevap vermiştir. Yapısal kırılmaların modele dâhil edildiği sonuçlar Tablo 4.7’de yer almaktadır.

Tablo 4.7: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri

	Kırılma Öncesi		Kırılma Sonrası	
	ARFIMA (0, ξ , 1) - FIGARCH(1,d,1) student-t	ARFIMA (0, ξ , 1) - FIGARCH(1,d,1) GED	ARFIMA (0, ξ , 1) - FIGARCH(1,d,1) student-t	ARFIMA (0, ξ , 1) - FIGARCH(1,d,1) GED
C	-0.000202 [0.00052364] (0.7007)	0.000041 [0.00017167] (0.8135)	-0.000216 [0.0005208] (0.6780)	0.000236 [0.000370] (0.5236)
ξ	0.012472 [0.019487] (0.5222)	0.013488*** [0.000635] (0.0000)	0.010921 [0.019381] (0.5731)	0.007041*** [0.00038939] (0.0000)
ψ_1	-	-	-	-
θ_1	0.162329*** [0.023440] (0.0000)	0.134696*** [0.000396] (0.0000)	0.164404*** 0.023359 (0.0000)	0.151069*** 0.0013580 (0.0000)
θ_2	-	-	-	-
C(V)	1.866354** [0.94048] (0.0473)	0.733960*** [0.18806] (0.0001)	1.883379** [0.84664] (0.0202)	1.961093*** [0.76266] (0.0102)

Tablo 4.7. Devamı

D1(V)	-	-	0.134192 [0.20856] (0.5131)	0.116374 [0.22689] (0.6049)
D2(V)	-	-	0.933951 [1.2134] (0.4251)	0.983783 [0.88941] (0.2691)
d	1.006381*** [0.0046869] (0.0000)	1.022052*** [0.007858] (0.0000)	1.006244*** [0.004368] (0.0000)	1.005885*** [0.0036580] (0.0000)
α_1	-0.098499 [0.11872] (0.3986)	0.122850 [0.083725] (0.1424)	-0.133931 [0.10511] (0.2027)	-0.151752 [0.11164] (0.1705)
β_1	0.540294*** [0.13610] (0.0001)	0.777557*** [0.05481] (0.0000)	0.525218*** [0.12168] (0.0000)	0.480908*** [0.12228] (0.0001)
Student (DF)	2.949594*** [0.15369] (0.0000)	-	2.969929*** [0.15668] (0.0000)	-
GED (DF)	-	0.778502*** [0.041737] (0.0000)	-	0.801965*** [0.044021] (0.0000)
Log L	5101.413	5052.747	5112.473	5082.834
AIC	-4.204221	-4.164868	-4.211699	-4.188284
SIC	-4.185095	-4.143352	-4.187792	-4.161986
Çarpıklık	-9.7570	-0.26937	4.1510	4.2067
Aşırı Basıklık	381.90	105.12	67.494	68.844
J-B	1.4763e+007	1.1157e+006	4.6686e+005	4.8563e+005
Q(20)	14.9742 (0.7242365)	17.1686 (0.5784497)	23.2929 (0.2075248)	24.8206 (0.1916180)
Q²(20)	0.117099 (1.000000)	0.710578 (1.0000000)	2.92676 (0.9999815)	2.97668 (0.9999718)
MAE	0.008328	0.004191	0.008157	0.008336
TIC	0.8352	0.7273	0.8325	0.8354

Not: *,** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

Sonuçlar incelendiğinde koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresinde student-t dağılımında katsayı işareti ve anlamlılık bakımından değişme olmazken, GED dağılımında ve %1 anlamlılık düzeyi korunurken uzun hafıza direncinde azalma meydana gelmiştir. Koşullu ortalama denkleminde zayıf uzun hafızanın daha da zayıfladığı ve sifıra yaklaştığı görülmektedir. Kukla değişkenler; D1(V) - (5.03.2020) ve D2(V) - (21.09.2020) her iki dağılımda da anlamsız çıkmıştır. Bu anlamda Covid-19 kaynaklı varyans kırılmalarından kaynaklı şokların etkisinin sınırlı olduğu, diğer bir ifadeyle şokların direncinin az olduğu söylenebilir. Koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza parametresi d ise 1'in üzerindeki değerini korurken her iki dağılımda da az da olsa 1'e yaklaşma gerçekleşmiştir. Koşullu ortalama denkleminde paralel olarak koşullu varyans denkleminde de hafıza direncinde azalma meydana gelmiştir. Koşullu varyans serisinin d parametresinin aldığı değer itibarıyla yapısal kırılmalar altında da uzun hafıza özelliğine sahip olmadığı gözlenmektedir. d parametresinin aldığı değer

dikkate alındığında seri durağan değildir ve ortalamasına geri dönmemektedir. $\alpha_1 + \beta_1$ ile ölçülen volatilité kalıcılığında GED dağılımında daha yüksek oranda olmakla birlikte değerlerin küçüldüğü görülmüştür. Bunun sonucunda kırılmaların volatilité kalıcılığını azalttığı görülmüştür. Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre öngörü performansında dağılım bakımından değişme olmamıştır. Student-t dağılımı, GED dağılımına göre üstünlüğünü korurken, MAE ve TIC tahmin performans kriterlerine göre student-t dağılımı GED dağılımına göre daha iyi sonuca sahiptir. Box-Pierce⁵ testine göre Q ve Q² sonuçlarında elde edilen artıklar otokorelasyon sorunu içermemektedir. ARCH testi sonuçlarına göre ise hatalarda değişen varyans sorunu yer almamaktadır. Arjantin ülke CDS primlerine ait ikili uzun hafıza sonuçlarına ilişkin ayrıntılar Ek-4'den incelenebilir.

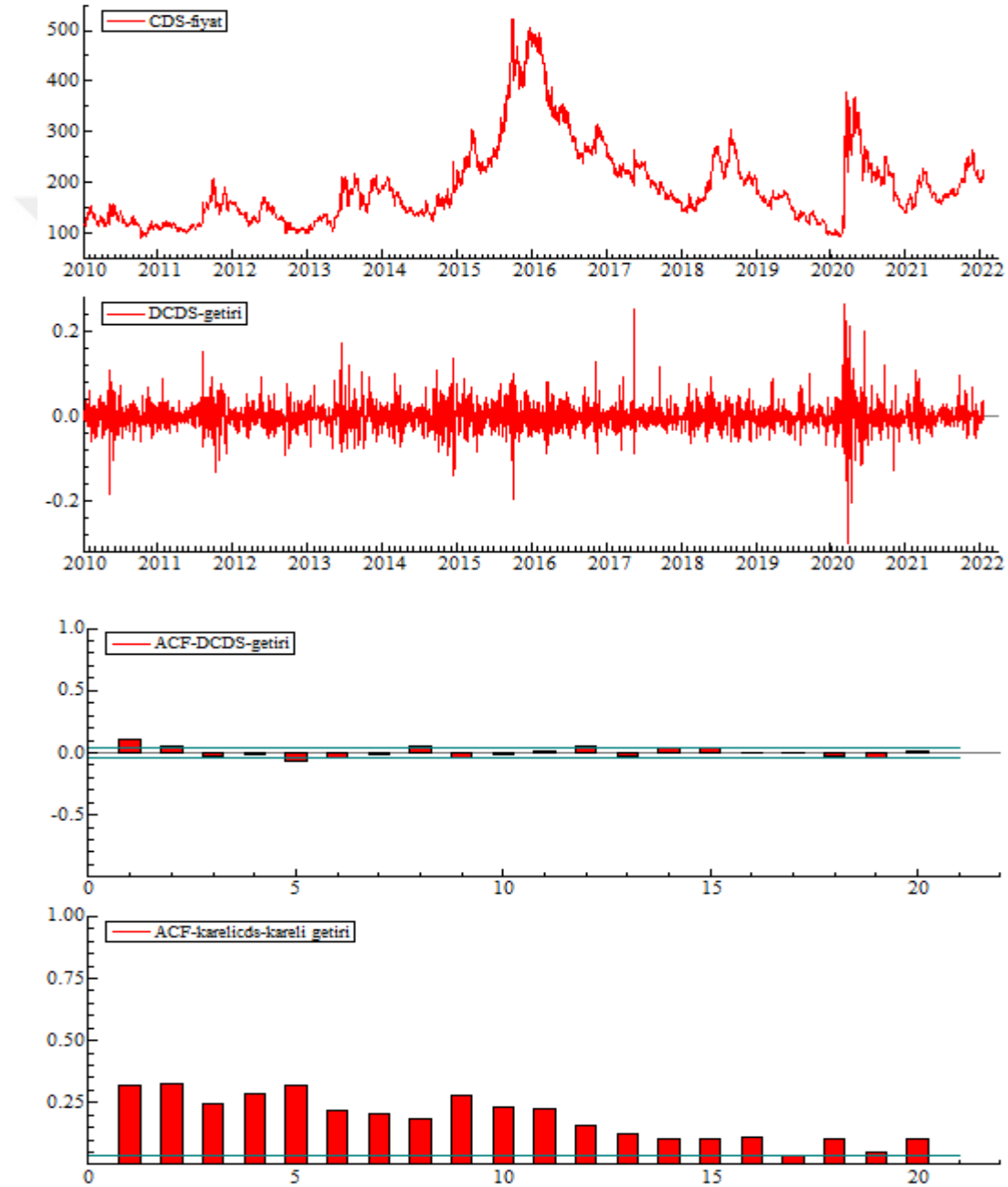
4.5.2. Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları

Başkanlık sistemiyle yönetilen Brezilya, “Federal Cumhuriyet”tir. Bir federal başkent ve 26 eyaletten oluşan yönetim yapısında her eyaletin federal meclisi ile yerel yönetimi bulunmaktadır. Eyalet valilerinin federal meclis ve senatörler üzerinde etkisi güçlüdür. Yürütme erkinin başında bulunan Başkan, federal hükümetin de başkanıdır. 4 yıllığına en fazla 2 kere başkan adaylığı olunabilmektedir. Başkanın kanun çıkarma yetkisi (geçici kararname dışında) olmamasına rağmen oldukça geniş yetkilere sahiptir. Kongre 513 üye ile temsilciler meclisinden ve 81 üye ile Senato’dan oluşmaktadır. Temsilciler meclisi üyeleri 4 yılda bir Başkan ile birlikte seçilirken, senatörler 8 yılda bir seçilmektedir. Brezilya’da 1988 yılından itibaren yapılan düzenlemelerle “sosyal adalet ruhu” ön plana çıkarken rekabet ve özel mülkiyet konuları güç kaybetmiş ve ağırlık ve güç devlete geçmiştir. Brezilya çoğunluğu okyanus kıyısında yaşayan, 2021 yılı itibarıyla 212,8 milyon nüfusa sahiptir. Brezilya ile ilgili makroekonomik göstergelere bakılacak olursa IMF tahminlerine göre 2019 yılında 1,8 trilyon dolar olan GSYH’nın 2026 yılı itibarıyla 2,3 trilyon dolara, 8900 dolar olan kişi başına milli gelirin 2026 yılı itibarıyla

⁵ Finansal uygulamalarda r_t ’nin birkaç otokorelasyonunun eş-anlı olarak sıfıra eşit olduğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bunun için Box ve Pierce (1970) Portmanto istatistiğini önermiştir; $Q^*(m) = T \sum_{l=1}^m p_l^2$, eşitliğinde T gözlem sayısı, m test edilen gecikme sayısıdır. Temel hipotez; $H_0: p_1 = \dots = p_m = 0$ şeklinde kurulurken alternatif hipotez; $H_1: p_i \neq 0$ şeklinde kurulur. $\{r_t\}$ ’nin belirli moment koşullarına sahip bir iid dizisi olduğu varsayımı altında $Q^*(m)$ asimptotik olarak m serbestlik dereceli bir ki-kare rassal değişkenidir. Test değeri ki-kare değerinden büyük ise temel hipotez reddedilir. Bu durumda seri normal dağılmamıştır ve durağan değildir (Tsay, 2010, s. 32).

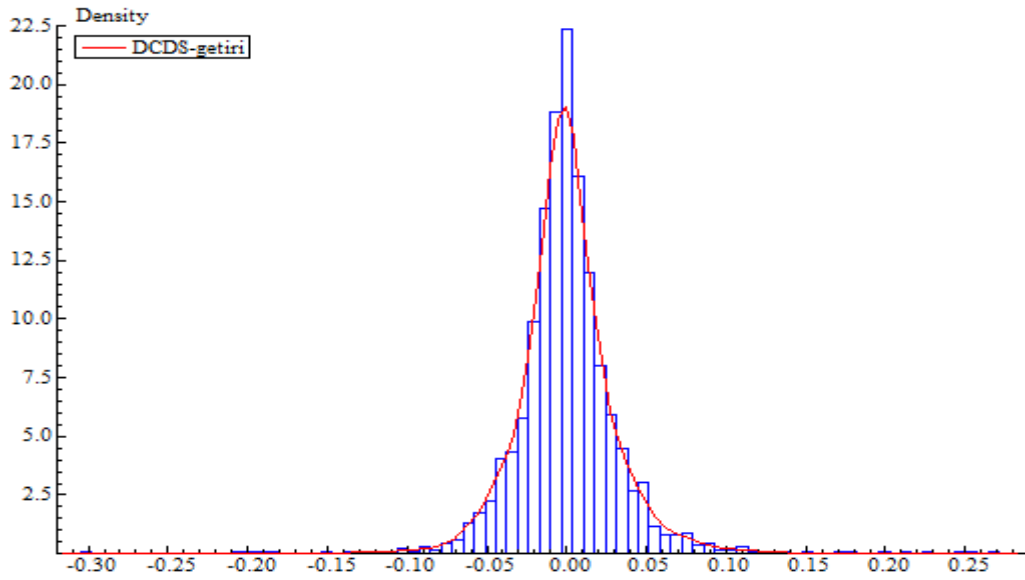
10900 dolara yükselmesi, 2021 yılında 212 milyon olan nüfusun 2025 yılında 219 milyona yükselmesi beklenmektedir (TB, 2021, s. 3-4).

Brezilya CDS primlerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 4.4’de yer almaktadır. Zaman serisi grafikleri ile serinin durağanlık, trend, volatilité, volatilité kümelenmesi ve otokorelasyon özellikleri hakkında ön bilgi sahibi olunabilir.



Grafik 4.4: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri

Grafik 4.4’de yer alan fiyat serisinde trend olmamasına karşın 2012, 2014, 2016 ve 2020 yıllarında fiyat dalgalanmaları gerçekleşmiştir. Yine bu yıllara ait volatiliteler getiri serisinde görülebilir. Otokorelasyon grafikleri (ACF- Autocorrelation Function) incelendiğinde ortalamaya dönme eğilimi yavaş bir hızdadır. Ayrıca yatay çizgileri aşan dikey çubuklardan, otokorelasyonun varlığı görsel olarak belli olmaktadır. Brezilya CDS primlerine ilişkin yoğunluk grafiği Grafik 4.5’te yer almaktadır. Yoğunluk fonksiyonu ile serinin basıklık yapısı incelenebilir.



Grafik 4.5: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu

Grafik 4.5’te yer alan yoğunluk grafiğine göre Brezilya ülke CDS primleri normal değer olan 3’ün üzerinde değer olarak kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermektedir. Seri kalın kuyruk özelliğine sahip olması nedeniyle normal dağılım özellikleri göstermemektedir. Tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.8’de yer almaktadır.

Tablo 4.8: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

DCDS	
Gözlem Sayısı	3138
Ortalama	0.000208
Medyan	-0.000147
Maksimum	0.267008
Minimum	-0.299446
Standart Sapma	0.032384
Çarpıklık	0.773887
Basıklık	15.01744
Jarque-Bera	19113.49*** (0.0000)
ARCH (10)	93.272*** (0.0000)
ARCH (20)	50.296*** (0.0000)
Q(10)	83.6507*** (0.0000)
Q(20)	111.230*** (0.0000)
Q(50)	150.414*** (0.0000)
Q ² (10)	2231.40*** (0.0000)
Q ² (20)	2709.54*** (0.0000)
Q ² (50)	2818.81*** (0.0000)
Uzun Hafıza Testleri	
Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	1.0875
Lo R/S	
q= 1	1.03642
q= 2	1.00508
q= 5	1.00069
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	-0.113091 [0.103038] (0.2724)
m= T ^{0.6}	-0.0785014 [0.0926894] (0.3970)
m= T ^{0.7}	-0.0108414 [0.0848627] (0.8983)
m= T ^{0.8}	0.00920855 [0.0786865] (0.9068)
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	-0.149491** [0.0707107] (0.0345)
m= T ^{0.6}	-0.107916* [0.0645497] (0.0946)
m= T ^{0.7}	-0.0936127 [0.0597614] (0.1172)
m= T ^{0.8}	-0.0545708 [0.0559017] (0.3290)
Kareli Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	3.26953
Lo R/S	
q= 1	2.84447
q= 2	2.54832
q= 5	2.0622
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	0.231091** [0.103038] (0.0249)
m= T ^{0.6}	0.227284** [0.0926894] (0.0142)
m= T ^{0.7}	0.201738** [0.0848627] (0.0174)
m= T ^{0.8}	0.204615*** [0.0786865] (0.0093)
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	0.223556*** [0.0707107] (0.0016)
m= T ^{0.6}	0.215198*** [0.0645497] (0.0009)
m= T ^{0.7}	0.191364*** [0.0597614] (0.0014)
m= T ^{0.8}	0.194504*** [0.0559017] (0.0005)

Not: * ** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Standart hatalar [] içinde, olasılık değerleri () içinde yer almaktadır. q, Lo's R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu, m ise GPH ve GSP testi için bandwidth değerini göstermektedir.

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan değerlere bakıldığında ortalama değerinin pozitif olduğu görülmektedir. Çarpıklık değerine göre seri pozitif asimetri özelliğine

sahiptir. Basıklık değeri ise normal değer olan 3'ün üzerinde çıkmıştır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile “seri normal dağılıma uygundur” temel hipotezi reddedilmiştir. ARCH etkisi 10 ve 20 gecikme için sınanmış ve %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, ARCH tipi modellerin kullanılabileceğine dair göstergedir. Q ve kareli Q testinde 50 gecikmeye kadar Ljung-Box (1978) test istatistiği ile serisel korelasyon araştırılmıştır. “*serisel korelasyon yoktur*” temel hipotezi reddedilmiştir. Bunun sonucunda CDS primi getiri serisinde serisel korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Hurst R/S testi “seri otokorelasyona sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Hurst üssel değerleri $0 < H < 1$ arasında yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre getiri ve kareli getiri serisinde temel hipotez kabul edilmiştir. Diğer bir ifadeyle kalıcı seri özelliği yoktur. Lo R/S testi, “seri uzun hafızaya sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez kabul edilirken kareli getiri serisinde temel hipotez reddedilmiştir. Lo R/S testine göre getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmazken, kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği mevcuttur. Yarı parametrik yöntemler olan GPH ve GSP testleri, parçalı fark alma parametresini belirtmektedir. GPH testi 0'dan küçük değer için tutarlı sonuçlar verirken GSP testi 0 ile 0,5 aralığı için tutarlı sonuç vermektedir. Test sonuçlarına göre mutlak değer olarak 0,5'ten küçük ve anlamlı sonuçlara sahip olan getiri serisinde, anti kalıcı yapı, diğer bir ifadeyle kısa hafıza söz konusudur. Kareli getiri serisinde ise uzun hafıza özelliği bulunmaktadır. Uzun hafıza çıkan kareli getiri serisinde fraktal özellikler bulunmaktadır.

Uzun hafıza analizine geçmeden önce serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Çalışmaya konu olan finansal zaman serisinin birim kök sınaması için ADF, PP ve Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 4.9'da yer almaktadır.

Tablo 4.9: Birim Kök Testi Sonuçları

PANEL A				
	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGCDS-I(0)	-2.754132* (0.0684)	-2.948801 (0.1472)	-2.750218* (0.0658)	-2.911086 (0.1590)
DCDS-I(1)	-13.77919*** (0.0000)	-13.77633*** (0.0000)	-50.40000*** (0.0000)	-50.43206*** (0.0000)
PANEL B				
Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi				
	Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
PT	1.8517462** (9.3490155)		12.10.2011	
MPT	1.7932422** (9.3490155)		26.04.2013	
MZA	-255.11841**(-47.73238)		6.10.2015	
MSB	0.044262665** (0.10201068)		18.05.2017	
MZT	-11.292221** (-4.8766029)		12.03.2020	

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF test istatistikleri AIC'ye göre hesaplanmıştır.

Panel A'da yer alan sonuçlar incelendiğinde farkı alınmış seri için “birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. Serinin seviyede birim kök içerdiği ve birinci farkında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmüştür. Panel B'de yer alan Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) test sonuçlarına göre logaritmik fark serisi %5 anlamlılık seviyesinde yapısal kırılmalarla birlikte durağan çıkmıştır. “Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir.

İkili uzun hafıza analizine geçmeden önce uygun ARFIMA modelinin oluşturulması gerekmektedir. ARFIMA (p, ξ , g) yapısı (0, ξ , 0) ile (2, ξ , 2) arasındaki bileşimler denenmiş ve Akaike Bilgi Kriterine göre uygun model belirlenmiştir. Brezilya CDS primlerine ilişkin uygun ARFIMA modeli Tablo 4.10'da yer almaktadır. ARFIMA modeline ilişkin ayrıntılar Ek-1'den incelenebilir.

Tablo 4.10: Uygun ARFIMA Model Sonuçları

(p, ξ , g)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0969000** [0.03779] (0.010)
Ψ_1	-0.496720*** [0.09685] (0.0000)
Ψ_2	0.380162*** [0.09090] (0.0000)
Θ_1	0.692907*** [0.08161] (0.0000)
Θ_2	-0.169676** [0.07532] (0.024)
F olasılık	9.285015*** (0.0000)
AIC	-4.03575884
SIC	-4.022260
Log(L)	6339.10561
Asimptotik Test İstatistikleri	14728.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2763.0*** (0.0000)
ARCH (2)	342.53*** (0.0000)
ARCH (5)	178.79*** (0.0000)
ARCH (10)	96.548*** (0.0000)

Not: **, * ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

Uygun ARFIMA model sonucu ile uzun hafıza test sonuçları birbiriyle tutarlı şekilde çıkmıştır. ARFIMA modelinde kesirli bütünleşme parametresi $-0.5 < \xi < 0$ durumunda süreç kısa hafızalı olarak tanımlanmakta ve uzun dönemde negatif bağımlılık söz konusu olmaktadır. Kısa hafıza durumunda şokların etkisi kısa süreli olmakta ve ortalamaya dönüş kısa dönemde gerçekleşmektedir. ARCH testi sonuçlarına göre seride değişen varyans görülmektedir bunun sonucunda ARCH etkisi devam etmektedir. Arjantin ülke CDS Primlerinde getiri düzeyinde uzun hafıza bulunmamıştır. Volatilitede ikili uzun hafızanın incelenmesi gerekmektedir. Bunun için simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinden yararlanılmıştır. Brezilya ülke CDS Primlerinde getiri düzeyinde uzun hafıza bulunmamıştır. Volatilitede ikili uzun hafızanın incelenmesi gerekmektedir. Bunun için simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinden yararlanılmıştır. Geçerli çıkan sonuçlar Tablo 4.11’de yer almaktadır.

Tablo 4.11: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza

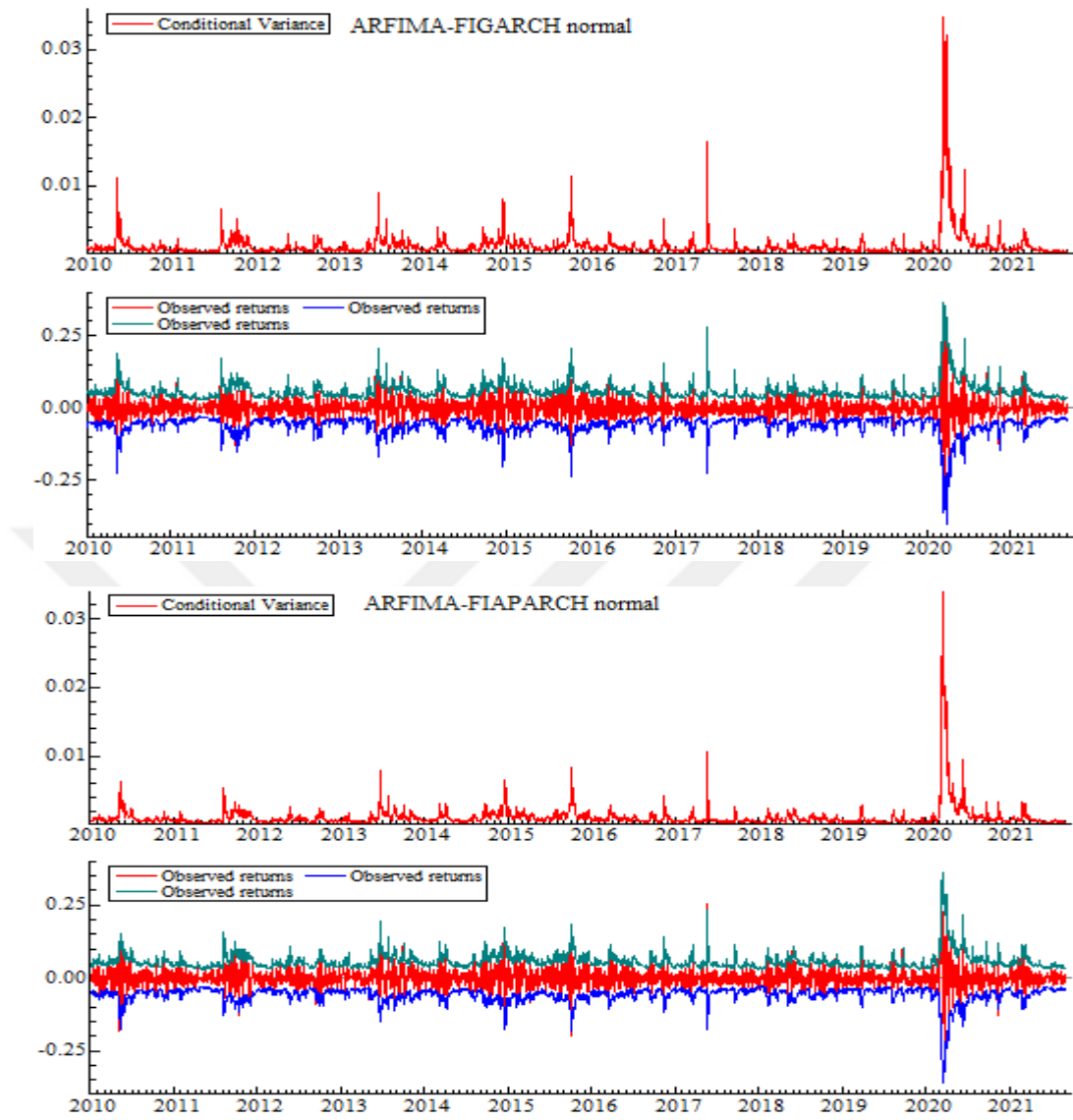
Sonuçları

	ARFIMA(2,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(2,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)
	Normal	Normal
C(M)	-0.000691* [0.00038049] (0.0695)	-0.000403 [0.00042215] (0.3393)
ξ	-0.081731* [0.047410] (0.0848)	-0.038293 [0.078644] (0.6264)
ψ ₁	0.019759 [0.89079] (0.9823)	1.082132** [0.43364] (0.0126)
ψ ₂	0.055564 [0.48469] (0.9087)	-0.395957 [0.26232] (0.1313)
θ ₁	0.170562 [0.90851] (0.8511)	-0.929527* [0.50772] (0.0672)
θ ₂	0.038001 [0.31132] (0.9029)	0.291104 [0.24058] (0.2264)
C(V)	0.606692*** [0.19046] (0.0015)	11.563783 [9.1171] (0.2048)
d	0.568927*** [0.19186] (0.0030)	0.537674*** [0.11333] (0.0000)
α ₁	0.187793 [0.11999] (0.1177)	0.217993** [0.10545] (0.0388)
β ₁	0.502581*** [0.18878] (0.0078)	0.543043*** [0.12314] (0.0000)
γ (GAMA)	-	-0.196948** [0.087126] (0.0239)
δ (DELTA)	-	1.293699*** [0.20212] (0.0000)
Log L	6616.398	6632.884
AIC	-4.349176	-4.358712
SIC	-4.329364	-4.334938
Çarpıklık	0.60377	0.56808
Aşırı Basıklık	3.7432	3.6750
J-B	1958.2	1873.0
Q(20)	19.7090 (0.2336160)	19.1020 (0.2634088)
Q ² (20)	8.03158 (0.9781628)	7.23151 (0.9880245)
MAE	0.001113	0.0008713
TIC	0.5637	0.5787

Not: *,** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

İkili uzun hafıza modellerinde simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinde normal dağılımda geçerli sonuçlar alınmıştır. Koşullu ortalama denkleminde yer alan

uzun hafıza parametresi simetrik modelde anlamlı çıkarken asimetrik modelde anlamsız çıkmıştır. Asimetrik modelde işaret ve büyüklük etkisini dikkate alınırken, koşullu ortalama denkleminin ayrıştırılması nedeniyle uzun hafıza parametresi istatistiksel olarak anlamsız çıkmaktadır. Anlamlı çıkan sonuç ise ön testlerle tutarlı şekilde 0'a yakın ve kısa hafıza özelliklerine sahiptir. Kısa hafıza durumunda sisteme gelen şokların etkisi kalıcı olmamakta ve fiyatlar ortalamasına geri dönmektedir. (Chow, Pan ve Sakano, 1996)'ne göre kısa hafıza durumunda olası yatırım ufku kısa dönemli yatırımda geçerlidir ve rassal yürüyüş hipotezi reddedilmektedir. Teknik analiz ile gelecekteki fiyatlar tahmin edilebildiği için Brezilya ülke CDS primlerinde getiri düzeyinde zayıf formda etkinlik görülmemektedir. Koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza parametresi (d) her iki dağılımda da birbirine yakın değerlerde $0,5 < d < 1$ aralığında çıkmıştır. Bu aralıkta ise volatilité serisi uzun hafıza özelliği yanında durağan olmayan bir yapıdadır ve ortalamaya dönme eğilimindedir. Volatilitéde uzun hafıza yapısı, uzun hafıza ön testleriyle de birbirini doğrulamaktadır. Volatilité'de zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı ve CDS priminin oynaklığının tarihi bilgiler yardımıyla tahmin edilebilir bir yapıda olduğu belirtilebilir. Uzun hafıza yapısı ise fraktal piyasa koşullarının volatilité serisinde geçerli olduğunu göstermektedir. Asimetrik modelde yer alan asimetri parametresinin (γ) Tse (1998)'e göre -1 ile +1 değerleri arasında olması gerekmektedir. -0.19 katsayı değeri %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bu sonuca göre pozitif şoklar negatif şoklara göre volatilitéyi daha çok etkilemektedir. Asimetri parametresinin negatif katsayılı çıkmasının diğer bir sonucu ise kaldıraç etkisinin görülmemesidir. Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre asimetrik model simetrik modele göre daha iyi sonuçlara sahipken, MAE tahmin performans kriterine göre asimetrik, TIC tahmin performans kriterine göre ise simetrik model daha iyi sonuçlara sahiptir. Risk yönetimi ve finans mühendisliğindeki son gelişmelerde günlük frekansta piyasa riskini ölçmede riske maruz değerin (VaR) önemi artmaktadır. VaR, belirli bir süre içinde belirli bir olasılıkla oluşabilecek portföy kaybını belirtmektedir. Brezilya CDS primlerinde ilişkin Koşullu varyans ve riske maruz değer grafikleri Grafik 4.6'da yer almaktadır.



Grafik 4.6: Brezilya Federal Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri

Grafik incelendiğinde 2010 ikinci çeyrek, 2011 üçüncü-dördüncü çeyrek, 2013 üçüncü çeyrek, 2014 dördüncü çeyrek, 2015 üçüncü çeyrek, 2017 ikinci çeyrek, 2018 birinci-ikinci çeyrek ve 2020-2021 birinci çeyrek dönemlerde CDS primlerinde belirsizliğin arttığı görülmektedir. Bu dönemlere ilişkin belirsizlik artışının Brezilya ülke CDS primlerinin riskini önemli ölçüde artırdığı anlaşılmaktadır.

Riske maruz değer analizlerine çeşitli testler yardımıyla uygunluk kontrolü yapılmaktadır. Bu testlerden yaygın olarak kullanılan Kupiec LR Backtesting (Geriye Dönük Test) testidir. Brezilya CDS primlerine ait Kupiec LR test sonuçları Tablo 4.12’de yer almaktadır.

Tablo 4.12: Kupiec LR Testi Sonuçları

ARFIMA (2,½,2) -FIGARCH (1,d,1) normal							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.95194	0.24424	0.62116	0.050000	0.037525	10.854***	0.00098579
0.97500	0.97038	2.5189	0.11249	0.025000	0.022054	1.1257	0.28868
0.99000	0.98321	11.742***	0.00061109	0.010000	0.010533	0.085763	0.76963
0.99500	0.98749	24.241***	8.5018e-007	0.0050000	0.0059250	0.49305	0.48257
0.9975	0.98980	40.574***	1.8930e-010	0.0025000	0.0039500	2.1744	0.14032
ARFIMA (2,½,2) – FIAPARCH (1,d,1) normal							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.94964	0.008365	0.92712	0.050000	0.042462	3.8214*	0.050601
0.97500	0.97005	2.8793*	0.089723	0.025000	0.023041	0.49075	0.48359
0.99000	0.98321	11.742***	0.00061109	0.010000	0.011192	0.41953	0.51717
0.99500	0.98815	20.651***	5.5106e-006	0.0050000	0.0069124	1.9943	0.15789
0.99750	0.98980	40.574***	1.8930e-01	0.0025000	0.0042791	3.1736	0.074838

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Simetrik modele göre örneklem içi tahmin sonuçları incelendiğinde kısa pozisyonunda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.99000, 0.99500 ve 0.99750 kantil değerleri için kabul edilmezken, uzun pozisyonunda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez 0.05000 değeri için kabul edilmemiştir. Asimetrik modelde ise kısa pozisyonunda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.97500, 0.99000, 0.99500 ve 0.99750 kantil değerleri için kabul edilmezken, uzun pozisyonunda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.05000 değeri için kabul edilmemiştir. Örneklem içi riske maruz değer hesaplamasında simetrik ikili uzun hafıza modelinin asimetrik ikili uzun hafıza modeline göre daha başarılı olduğu söylenebilir.

2010 - 2022 arası incelenen dönem günlük frekans için uzun bir dönem olduğundan söz konusu dönemde ekonomik ve sosyal olayların varyanstaki uzun hafıza yapısı üzerinde etkili olup olmadığını belirlemek gerekmektedir. Varyansta meydana gelebilecek kırılmaları belirlemek için Inclan ve Tiao (1994) tarafından geliştirilen ve Sanso ve diğerleri, (2004) tarafından gözden geçirilen ICSS testlerinden faydalanılmıştır. ICSS algoritması Inclant-Tiao, Kappa-1 ve Kappa-2 yöntemlerinden oluşmaktadır. Pooter ve Dijk (2004)'e göre kırılma tarihleri arasında 63/126 gün olması gerekmektedir. Tablo 4.13'de ICSS testinin KAPPA 1 algoritmasında belirlenen iki kırılma tarihi; 126 gün kuralı uyarınca bir kırılma tarihine indirilmiş 26 Şubat 2020 D1(V), varyans denkleminde eklenmiş ve kırılma öncesi ve kırılma sonrası durumlar gösterilmiştir. Varyansta meydana gelen kırılma tarihinin açıklaması Tablo 4.13'te yer almaktadır.

Tablo 4.13: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler

Tarih	Açıklama
26 Şubat 2020	Covid-19 nedeniyle ülkede acil durum ilan edilmesi
Not: Belirlenen tarihe ilişkin haber bbc.com internet sitesinden elde edilmiştir.	

Tablo 4.13’de açık kaynaklardan elde edilen bilgilere göre kırılma tarihi Covid-19 kaynaklı çıkmıştır. Covid-19 nedenli olumsuz şoka CDS primleri artış yönünde cevap vermiştir. Varyansta belirlenen kırılma tarihi için kukla değişken oluşturulmuş ve ikili uzun hafıza modellerinin varyans denkleminde dâhil edilmiştir. Kırılma öncesi ve sonrası durum karşılaştırması Tablo 4.14’te yer almaktadır.

Tablo 4.14: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkisi

	Kırılma Öncesi		Kırılma Sonrası	
	ARFIMA(2,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) Normal	ARFIMA(2,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1) Normal	ARFIMA(2,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) Normal	ARFIMA(2,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1) Normal
C(M)	-0.000691* [0.00038049] (0.0695)	-0.000403 [0.00042215] (0.3393)	-0.000662* [0.00034503] (0.0569)	-0.000422 [0.00041635] (0.3104)
ξ	-0.081731* [0.047410] (0.0848)	-0.038293 [0.078644] (0.6264)	-0.096157** [0.042165] (0.0226)	-0.043035 [0.058877] (0.4675)
ψ ₁	0.019759 [0.89079] (0.9823)	1.082132** [0.43364] (0.0126)	-0.516095*** [0.10269] (0.0000)	1.064718*** [0.20534] (0.0000)
ψ ₂	0.055564 [0.48469] (0.9087)	-0.395957 [0.26232] (0.1313)	0.358543*** [0.089762] (0.0001)	-0.384751*** [0.14356] (0.0074)
θ ₁	0.170562 [0.90851] (0.8511)	-0.929527* [0.50772] (0.0672)	0.722717*** [0.086060] (0.0000)	-0.905422*** [0.25456] (0.0004)
θ ₂	0.038001 [0.31132] (0.9029)	0.291104 [0.24058] (0.2264)	-0.150950** [0.074083] (0.0417)	0.277940* [0.14603] (0.0571)
C(V)	0.606692*** [0.19046] (0.0015)	11.563783 [9.1171] (0.2048)	.578148*** [0.19139] (0.0025)	11.871696 [9.0113] (0.1878)
D1 (V)	-	-	0.012676 [0.013337] (0.3420)	0.085063 [0.18834] (0.6516)
d	0.568927*** [0.19186] (0.0030)	0.537674*** [0.11333] (0.0000)	0.577927*** [0.20462] (0.0048)	0.574719*** [0.17152] (0.0003)
α ₁	0.187793 [0.11999] (0.1177)	0.217993** [0.10545] (0.0388)	0.209080* [0.12317] (0.0944)	0.246624** [0.11336] (0.0297)
β ₁	0.502581*** [0.18878] (0.0078)	0.543043*** [0.12314] (0.0000)	0.530985*** [0.17528] (0.0055)	0.607309*** [0.18033] (0.0008)
γ (GAMA)	-	-0.196948** [0.087126] (0.0239)	-	-0.189365** [0.092198] (0.0401)
δ (DELTA)	-	1.293699*** [0.20212] (0.0000)	-	1.247109*** [0.22374] (0.0000)
Log L	6616.398	6632.884	6619.405	6635.428

Tablo 4.14. Devamı

AIC	-4.349176	-4.358712	-4.350148	-4.359070
SIC	-4.329364	-4.334938	-4.326374	-4.331333
Çarpıklık	0.60377	0.56808	0.58963	0.56001
Aşırı Basıklık	3.7432	3.6750	3.6950	3.6624
J-B	1958.2	1873.0	1904.3	1856.7
Q(20)	19.7090 (0.2336160)	19.1020 (0.2634088)	17.4633 (0.3453704)	18.9059 (0.2895506)
Q ² (20)	8.03158 (0.9781628)	7.23151 (0.9880245)	8.58848 (0.9644430)	8.51929 (0.9679207)
MAE	0.001113	0.0008713	0.001099	0.0008716
TIC	0.5637	0.5787	0.5642	0.5788

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

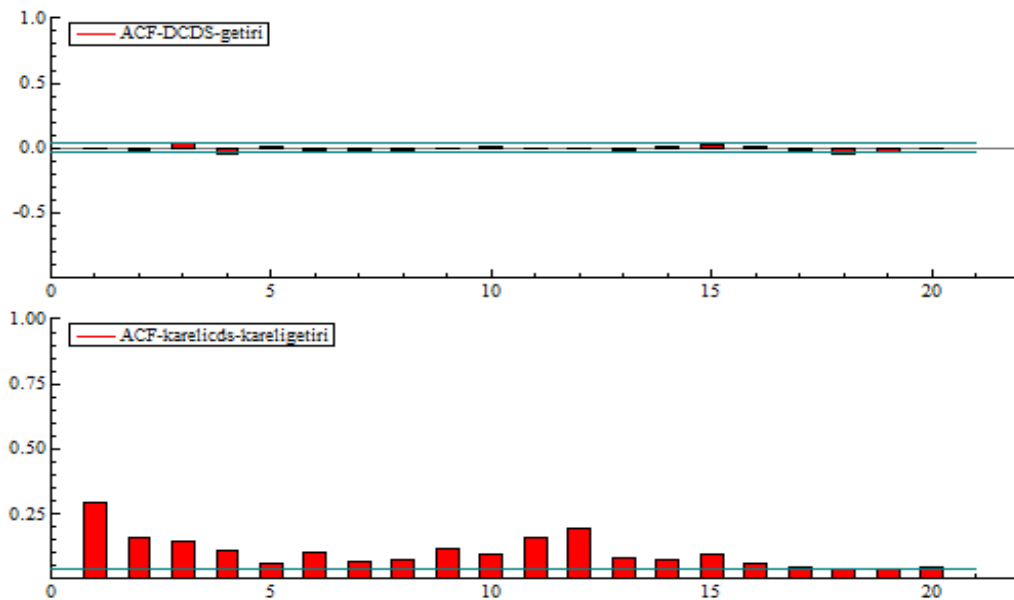
Sonuçlar incelendiğinde simetrik modelin koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresinde önemli bir değişim olmadığı görülmüştür. Katsayı değeri dikkate alındığında kısa hafıza durumu devam etmektedir. Asimetrik modelde ise koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresinde katsayı değeri ve anlamlılık bakımından değişim olmamıştır. Koşullu varyans denklemine eklenen kukla değişken D1(V) (26 Şubat 2020) her iki modelde de anlamsız çıkmıştır. Covid-19 kaynaklı şokun CDS primlerine koşullu varyans düzeyinde etkisi sınırlı düzeyde kalmıştır. Koşullu varyans denklemine kırılmaların eklenmesi ile simetrik ve asimetrik modelde uzun hafıza direncinde artış görülmüştür. Volatilite kalıcılığı simetrik modelde ($\alpha_1 + \beta_1$) kırılmalar eklenmeden önce 0.689 seviyesinden kırılmalar eklendikten sonra 0.73 seviyesinde yükselmiştir. Asimetrik modelde ise kırılmalar öncesinde 0.76 seviyesinden 0.84 seviyesinde yükselmiştir. Volatilite kalıcılığında her iki modelde de artış yaşanırken asimetrik modeldeki artış daha fazla olmuştur. Bilgi kriterlerinde ve öngörü performans kriterlerinde tahmin performansı bakımından modellerde değişim olmamıştır. Box-Pierce (1978) testine göre Q ve Q² sonuçlarında elde edilen artıklar otokorelasyon sorunu içermemektedir. ARCH testi sonuçlarına göre ise değişen varyans sorunu yer almamaktadır. Brezilya ülke CDS primlerine ait ikili uzun hafıza sonuçlarına ilişkin ayrıntılar Ek-6'den incelenebilir.

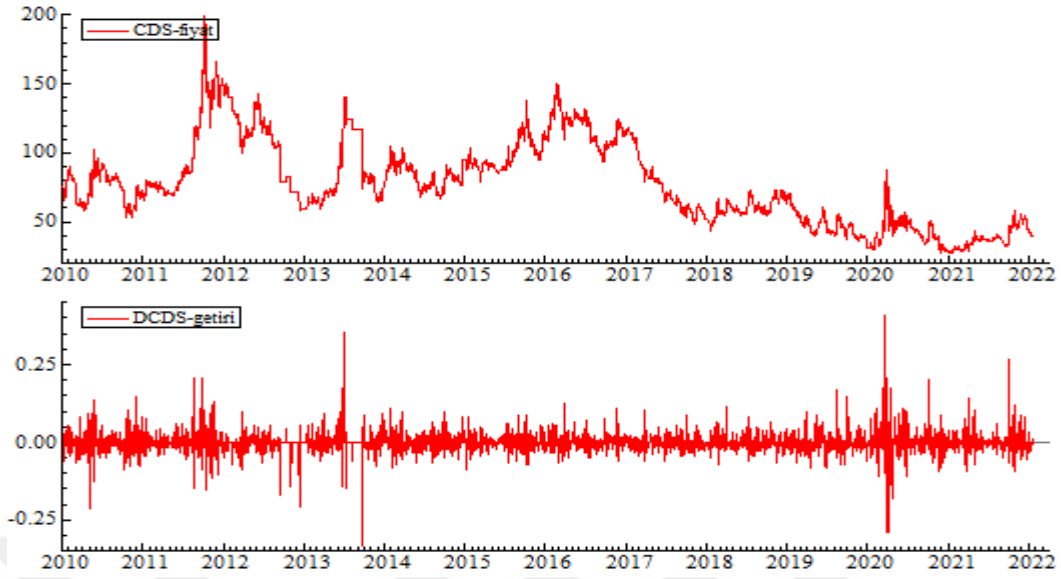
4.5.3. Çin Halk Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları

Siyasi yapısı tek parti (Çin Komünist Partisi) yönetimine dayanan Çin Halk Cumhuriyeti (ÇHC), 1 Ekim 1949 yılında kurulmuştur. Parti devlet yönetimiyle bütünleşmiştir ve devlet politikası parti aracılığıyla yürütülmektedir. Çin Devlet Başkanı aynı zamanda Çin Komünist Partisinin (ÇKP) genel sekreteri konumundadır. Bugünkü

anayasası 1982 yılında onaylanan ÇHC'nin devlete ait merkez organları ise; Ulusal Halk Kongresi, Devlet Konseyi, ÇHC Devlet Başkanlığı, Merkezi Askeri Komisyon, Başsavcılık ve Yüksek Mahkemedir. ÇHC'nde meclis temsilidir ve Ulusal Halk Kongresi (UHK) olarak bilinen meclis üyeleri Komünist Parti tarafından belirlenmektedir. ÇHC'nin yönetim yapısı tek ülke iki sistem olarak değerlendirilmektedir. Hong Kong ve Macao'da anakara Çin'den farklı olarak serbest ticaret rejimi uygulanmaktadır. ÇHC 22 eyalet, 5 özerk bölge ve 4 belediyeden oluşmaktadır. 2019 yılı itibariyle ülke nüfusu 1,4 milyarı geçmiştir. ÇHC ile ilgili makroekonomik göstergelere bakılacak olursa; IMF tahminlerine göre 2020 yılında 14,7 trilyon dolar olan GSYH'nın 2026 yılında 24 trilyon doları aşması, 10484 dolar olan kişi başına milli gelirin 2026 yılı itibariyle 17000 dolar olması beklenmektedir. ÇHC'nde özel sektörün milli gelirdeki payı %60 düzeyindedir. Özel kesim kentlerdeki işgücünün %80'ne sahiptir. Ülke kalkınma anlamında dünyanın önde gelen ülkelerindendir. Son 30 yılda ekonomi ortalama %6 oranında büyümüş ve bu sayede 850 milyon insan yoksulluktan kurtarılmıştır (TB, 2021, s. 2-6).

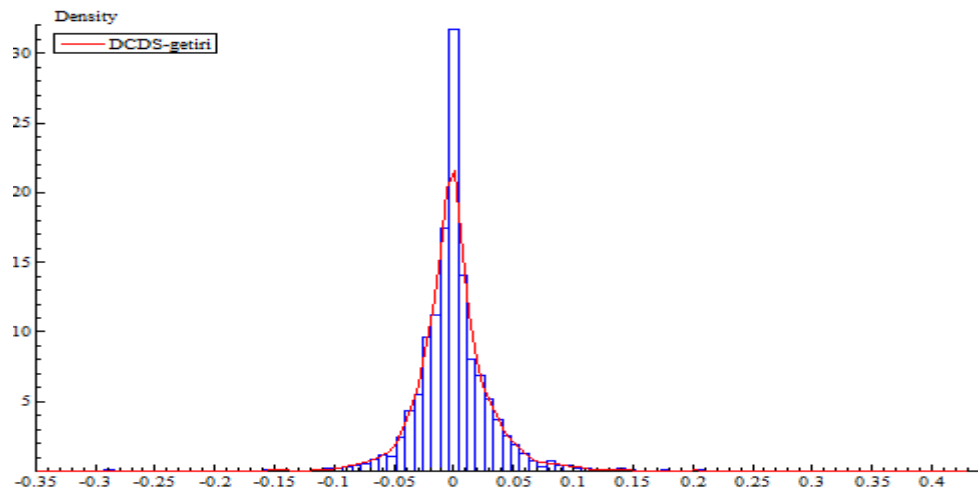
Çin CDS primlerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 4.7'de yer almaktadır. Zaman serisi grafikleri ile serinin durağanlık, trend, volatilité, volatilité kümelenmesi ve otokorelasyon özellikleri hakkında ön inceleme yapılabilir.





Grafik 4.7: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri

Zaman yolu grafiklerinde fiyat serisinde 2012 yılından 2022 yılına değin volatilitelerle birlikte azalan bir trend olduğu görülmektedir. Trend ise seride durağanlığın olmadığına ilişkin görsel bir ön bilgi niteliğindedir. Fiyat ve getiri serisinde yer alan dalgalanmalar, uzun hafıza olabileceğini göstermektedir. Özellikle volatilité serisinde yer alan volatilité kümelenmeleri, volatilité serisinde uzun hafızaya dair ipucu vermektedir. CDS primlerine ilişkin yoğunluk grafiğı Şekil 4.8’de yer almaktadır. yoğunluk grafiğı ile serinin basıklık özellikleri incelenebilir.



Grafik 4.8: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu

Grafik 4.8’de yer alan yoğunluk grafiğine göre ÇHC ülke CDS Primleri normal değer olan 3’ün üzerinde değer alarak kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermektedir. Kalın kuyruk özelliği ise normal dağılım özelliği göstermeyen serilerde görülmektedir. Tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.15’te yer almaktadır.

Tablo 4.15: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	DCDS
Gözlem Sayısı	3129
Ortalama	-0.000201
Medyan	0.00000
Maksimum	0.409863
Minimum	-0.333879
Standart Sapma	0.034854
Çarpıklık	0.651096
Basıklık	23.83591
Jarque-Bera	56821.42*** (0.0000)
ARCH (10)	39.175*** (0.0000)
ARCH (20)	24.171*** (0.0000)
Q(10)	14.4307 (0.1542385)
Q(20)	31.3984* (0.0501455)
Q(50)	69.1940** (0.0373572)
Q ² (10)	598.383*** (0.0000)
Q ² (20)	891.604*** (0.0000)
Q ² (50)	954.176*** (0.0000)
Uzun Hafıza Testleri	
Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot	0.763802
R/S	
Lo R/S	
q= 1	0.763226
q= 2	0.768327
q= 5	0.768134
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	-0.102066 (0.103038) [0.3219]
m= T ^{0.6}	0.0674205 (0.0926894) [0.4670]
m= T ^{0.7}	-0.0486027 (0.0848627) [0.5668]
m= T ^{0.8}	-0.0459249* (0.0786865) [0.5595]
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	-0.140632** (0.0707107) [0.0467]
m= T ^{0.6}	-0.152371** (0.0645497) [0.0182]
m= T ^{0.7}	-0.122889** (0.0597614) [0.0398]
m= T ^{0.8}	-0.100105* (0.0559017) [0.0733]
Kareli Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot	2.87001
R/S	
Lo R/S	
q= 1	2.52361
q= 2	2.34383
q= 5	2.05938
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	0.186562* (0.103038) [0.0702]
m= T ^{0.6}	0.190683** (0.0926894) [0.0397]
m= T ^{0.7}	0.189967** (0.0848627) [0.0252]
m= T ^{0.8}	0.205374*** (0.0786865) [0.0091]
GSP Testi	

Tablo 4.15. Devamı

$m = T^{0.5}$	0.228567*** (0.0707107) [0.0012]
$m = T^{0.6}$	0.212729*** (0.0645497) [0.0010]
$m = T^{0.7}$	0.199889*** (0.0597614) [0.0008]
$m = T^{0.8}$	0.20742*** (0.0559017) [0.0002]
R/S Testi Kritik değerleri	90%: [0.861, 1.747] 95%: [0.809, 1.862] 99%: [0.721, 2.098]
Not: *, ** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Standart hatalar [] içinde, olasılık değerleri () içinde yer almaktadır. q, Lo's R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu, m ise GPH ve GSP testi için bandwidth değerini göstermektedir.	

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan değerlere bakıldığında ortalama değerinin negatif olduğu görülmektedir. Çarpıklık değerine göre seri pozitif asimetric yapıdadır. Basıklık değeri ise normal değer olan 3'ün üzerinde çıkmıştır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile “seri normal dağılıma uygundur” temel hipotezi reddedilmiştir. ARCH etkisi 10 ve 20 gecikme için sınanmış ve %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, ARCH temelli yöntemlerin kullanılabileceğine dair göstergeci. Hatalarda Q (10) gecikmede seri korelasyon sorunu olmadığı görülmektedir. Hata karelerinde ise (Q^2) 50 gecikmeye kadar Box-Pierce (1978) test istatistiği ile serisel korelasyon incelenmiştir. “serisel korelasyon yoktur” temel hipotezi reddedilmiştir. Test sonucunda CDS primi getiri serisinde serisel korelasyon ilişkisi belirlenmiştir. GARCH türevi modelleri kullanabilmek için gerekli olan koşulların sağlandığı görülmektedir.

Hurst R/S testi “seri otokorelasyona sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Hurst üssel değerleri $0 < H < 1$ arasında yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez reddedilirken kareli getiri serisinde temel hipotez kabul edilmiştir. Lo R/S testi, “seri uzun hafızaya sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez kabul edilirken kareli getiri serisinde temel hipotez reddedilmiştir. Lo R/S testine göre getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmazken, kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği mevcuttur. Yarı parametrik yöntemler olan GPH ve GSP testleri, parçalı fark alma parametresini belirtmektedir. GPH testi 0'dan küçük değer için tutarlı sonuçlar verirken GSP testi 0 ile 0,5 aralığı için tutarlı sonuç vermektedir. Test sonuçlarına göre mutlak değer olarak 0,5'ten küçük ve anlamlı sonuçlara sahip olan getiri serisinde, anti kalıcı yapı, diğer bir ifadeyle kısa hafıza söz konusudur. Kareli getiri serisinde ise uzun hafıza özelliği

bulunmaktadır. Volatilite serisini temsil eden kareli getiri serisinde fraktal özellikler bulunmaktadır. Bu aşamadan sonra GARCH türevi modellerin kullanımı için uygun ARFIMA modelinin belirlenmesi gerekmektedir.

Uzun hafıza analizine geçmeden önce serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Çalışmaya konu olan finansal zaman serisinin birim kök sınaması için ADF, PP ve Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 4.16'da yer almaktadır.

Tablo 4.16: Birim Kök Testi Sonuçları

PANEL A				
	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGCDS-I(0)	-2.125552 (0.2347)	-3.368954* (0.0558)	-2.098894 (0.2453)	-3.256325* (0.0739)
DCDS-I(1)	-28.57275*** (0.0000)	-28.57560*** (0.0000)	-55.87882*** (0.0001)	-55.87526*** (0.0000)
PANEL B				
Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi				
	Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
PT	2.2053971** (9.5676154)		18.03.2011	
MPT	2.1311832** (9.5676154)		31.05.2012	
MZA	-214.76129** (-47.141656)		13.09.2013	
MSB	0.048250893** (0.10329530)		20.09.2017	
MZT	-10.362424** (-4.8216861)		21.01.2020	

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF test istatistikleri AIC'ye göre hesaplanmıştır.

Panel A'da yer alan sonuçlar incelendiğinde farkı alınmış seri için “birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. Serinin seviyede birim kök içerdiği ve birinci farkında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmüştür. Panel B'de yer alan Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) test sonuçlarına göre logaritmik fark serisi %5 anlamlılık seviyesinde yapısal kırılmalarla birlikte durağan çıkmıştır. “Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir.

İkili uzun hafıza analizine geçmeden önce uygun ARFIMA modelinin oluşturulması gerekmektedir. ARFIMA (p, ξ , g) yapısı (0, ξ , 0) ile (2, ξ , 2) arasındaki bileşimler denenmiş ve AR-MA parametrelerinin anlamlılık şartını sağlamadığı ve F testlerinin anlamsız çıktığı görülmüştür. Bunun sonucunda ARFIMA modeli yerine uygun ARMA (p, q) yapısı Eviews 9 programında 4 gecikmeye kadar araştırılmış ve ARMA(1,3) modelinin AIC, Log Olabilirlik, ARCH-LM ve Box-Pierce testleri bakımından şartları sağladığı belirlenmiştir. ÇHC CDS primlerine ilişkin uygun ARMA

modeli Tablo 4.17’de yer almaktadır. ARFIMA modeline ilişkin ayrıntılar Ek-1’den incelenebilir.

Tablo 4.17: Uygun ARMA Model Sonuçları

ARMA (p, q)	(1, 3)
Ψ_1	-0.586997
θ_1	0.592011
θ_2	-0.019503
θ_3	0.031281
F olasılık	2.254880** (0.0464)
AIC	-3.875387
SIC	-3.863789
Log(L)	6069.043
Asimptotik Test İstatistikleri	55595***. (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	6724.5*** (0.0000)
ARCH (2)	157.72*** (0.0000)
ARCH (5)	66.9274*** (0.0000)
ARCH (10)	37.9253*** (0.0000)
Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir.	

ARMA yapısının seçilmesinin sonucu olarak getiri serisinde uzun hafıza olgusu incelenemeyecektir. ARMA yapısı sonucunda ARCH etkisinin devam ettiği görülmektedir. Volatilitede uzun hafızayı araştırmak amacıyla simetrik ve asimetrik uzun hafıza modelleri denenmiş ve anlamlı çıkan sonuçlar Tablo 4.18’de yer almaktadır.

Tablo 4.18: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Uzun Hafıza Sonuçları

	ARMA(1,3) FIGARCH(1,d,1)	ARMA(1,3) FIEGARCH(1,d,1)
	Student-t	S-Student-t
C(M)	-0.001113*** [0.0004191] (0.0079)	0.000000 [4.8011e-005] (1.0000)
ξ	-	-
Ψ_1	0.763254*** [0.094433] (0.0000)	0.103006*** [0.0061021] (0.0000)
θ_1	-0.691931*** [0.096115] (0.0000)	-0.041850*** [0.010677] (0.0001)
θ_2	-0.062505*** [0.022935] (0.0065)	-0.002560*** [0.0002271] (0.0000)
θ_3	0.005386 [0.017425] (0.7573)	-0.000156 [0.00014654] (0.2867)
C(V)	0.600433*** [0.086456] (0.0000)	22.992110 [634.63] (0.8463)

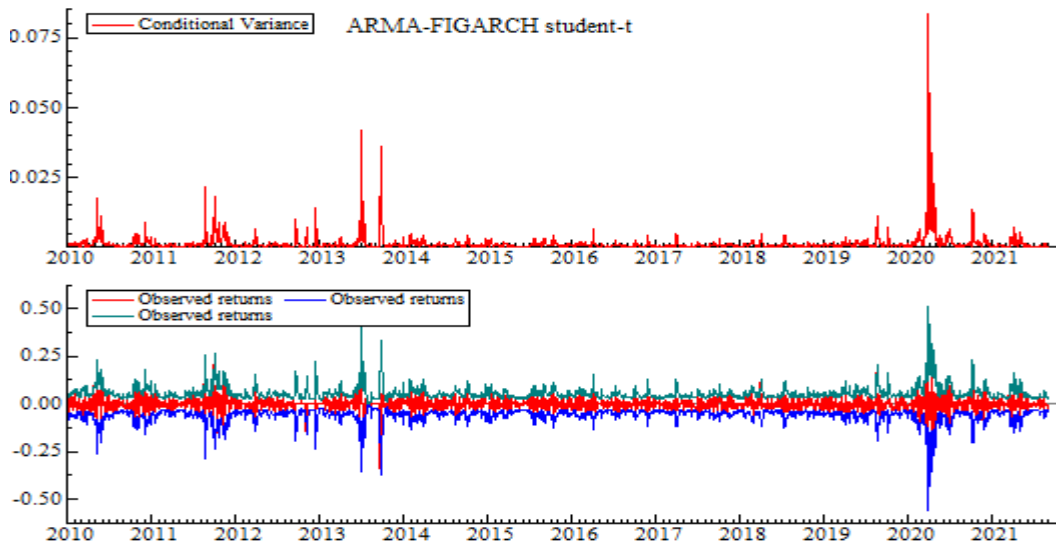
Tablo 4.18. Devamı

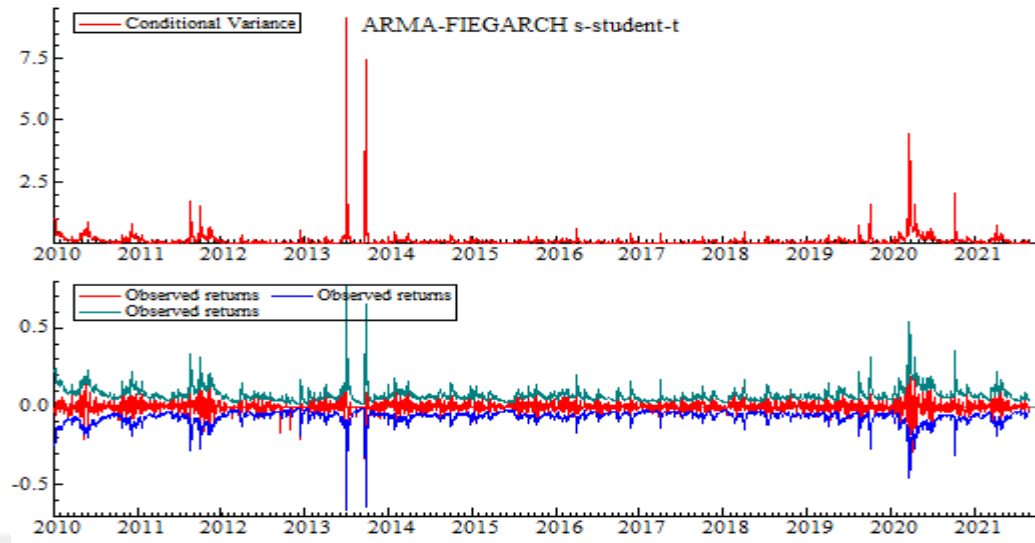
d	1.268267*** [0.049007] (0.0000)	0.494424*** [0.13159] (0.0002)
α_1	-0.159433*** [0.047944] (0.0009)	-0.340144 [0.44284] (0.4425)
β_1	0.786231*** [0.024130] (0.0000)	0.679306** [0.34036] (0.0460)
Θ_1	-	1.759886*** [0.41105] (0.0000)
Θ_2	-	3.125570*** [0.88370] (0.0004)
Student (DF)	2.968893*** [0.10035] (0.0000)	-
Asimetri	-	0.044227*** [0.013408] (0.0010)
Kuyruk	-	2.006050*** [0.0026915] (0.0000)
Log L	6862.373	6906.412
AIC	-4.524511	-4.551609
SIC	-4.504650	-4.525790
Çarpıklık	-2.6508	-16.691
Aşırı Basıklık	59.309	515.67
J-B	4.4750e+005	3.3702e+007
Q(20)	12.9003 (0.6800348)	4.12087 (0.9986793)
Q²(20)	2.46373 (0.999994)	0.139284 (1.000000)
MAE	0.007348	0.09884
TIC	0.6537	0.9218

Not: *,** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

Koşullu varyans serisinde yer alan uzun hafıza parametresinin simetrik ve asimetrik modelde farklı aralıklarda çıktığı görülmüştür. Simetrik modelde çıkan sonuca göre $1 < d$ değer olarak istatistiki olarak anlamlı bir değer almıştır. Bu durumda seri durağan değildir ve ortalamasına geri dönmemektedir. Bu durumda uzun hafıza özelliğinden söz edilememektedir. Asimetrik modelde ise uzun hafıza parametresi $0 < d < 0,5$ aralığında değer olarak uzun hafızanın varlığını işaret etmektedir. Bu aralıkta yer alan kesirli bütünleşme parametresi için ise kovaryans durağan ve ortalamaya dönen bir sürecin varlığı söz konusudur. Log olabilirlik ve bilgi kriterlerine göre daha üstün performansa sahip olan asimetrik model dikkate alındığında, Çin Halk Cumhuriyeti ülke CDS primlerinde pozitif korelasyon söz konusudur. Çin'in ülke CDS primi piyasasında volatilitenin teknik analiz yardımıyla öngörülebilir olması, piyasanın zayıf formda

etkinlik sergilemediğini göstermektedir. Uzun hafıza olgusu, beraberinde volatilité serisinde fraktal piyasa koşullarının da yer aldığına işaretler. Asimetrik modelde yer alan EGARCH1 (Θ_1) ve EGARCH2 (Θ_2) parametreleri sırasıyla işaret ve büyüklük etkisini belirtmektedir. EGARCH2 parametresinin pozitif olması, beklentilerin gerçekleşmediğini göstermektedir. Diğer bir anlatımla gerçekleşen şoklar beklentileri aşmıştır. EGARCH1 parametresinin pozitif ve anlamlı olmasının sonucunda ise pozitif şokların negatif şoklara göre volatilité üzerinde daha etkili olduğunu göstermektedir. 2010 – 2022 döneminde ÇHC ülke CDS primlerinde olumlu şoklar beklentileri aşmış ve volatilitéyi artırmıştır. MAE ve TIC tahmin performans kriterlerine göre simetrik model asimetrik modele göre daha başarılı çıkmıştır. Asimetrik modelde parametre sayısının artması, tahmin performansında düşüşe neden olmaktadır. Çin Halk Cumhuriyeti CDS primlerinde ilişkin Koşullu varyans ve riske maruz değer grafikleri Grafik 4.9’da yer almaktadır.





Grafik 4.9: Çin Halk Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri

Grafik 4.9'a göre 2010 yılı ikinci çeyrek, 2011 yılı üçüncü çeyrek, 2013 yılı üçüncü çeyrek ve 2019-2020 yıllarında belirsizlikte artış görülmektedir. 2010-2011 yılları için Euro Bölgesi borç krizinin devam eden etkileri, 2013 yılı için güneydoğu Çin'de yaşanan sel felaketi ve 2020-2021 yılları için Covid-19 salgını, belirsizlikleri artıran nedenler olarak sıralanabilir. Bu dönemlere ilişkin belirsizlik artışının Çin ülke CDS primlerinin riskini önemli ölçüde artırdığı anlaşılmaktadır.

Riske maruz değer analizlerine çeşitli testler yardımıyla uygunluk kontrolü yapılmaktadır. Bu testlerden yaygın olarak kullanılan Kupiec LR Backtesting (Geriye Dönük Test) testidir. Çin CDS primlerine ait Kupiec LR test sonuçları Tablo 4.19'da yer almaktadır.

Tablo 4.19: Kupiec LR Testi Sonuçları

ARMA (1, 3) – FIGARCH (1,d,1) student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.93364	15.544***	8.0606e-005	0.050000	0.052493	0.39010	0.53225
0.97500	0.95939	25.540***	4.3341e-007	0.025000	0.024100	0.10177	0.74971
0.99000	0.98217	15.210***	9.6196e-005	0.010000	0.0092440	0.17941	0.67188
0.99500	0.99010	11.375***	0.00074441	0.0050000	0.0046220	0.08926	0.76511
0.9975	0.99637	1.3631	0.24301	0.0025000	0.0029713	0.25430	0.61406

ARMA (1,3) – FIEGARCH s-student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.95081	0.041934	0.83774	0.050000	0.047210	0.50527	0.47719
0.97500	0.97623	0.19101	0.66207	0.025000	0.020139	3.1427	0.076268
0.99000	0.99241	1.9328	0.16445	0.010000	0.0056124	7.0003***	0.0081498
0.99500	0.99769	5.5073**	0.018937	0.0050000	0.0019809	7.2068***	0.0072628
0.9975	0.99901	3.5965	0.057903	0.0025000	0.0013206	2.0434	0.15287

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Pozitif ve negatif getiri yüzdesindeki sapma oranlarının riske maruz değerler beklenmesine uyumu dikkate alındığında Kupiec LR testi sonucuna göre simetrik modelde örneklem içi tahmin sonuçları incelendiğinde kısa pozisyonda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.95000, 0.97500, 0.99000 ve 0.99500 kantil değerleri için reddedilirken, uzun pozisyonda tüm kantil değerleri için kabul edilmiştir. Asimetrik modelde ise temel hipotez 0.99500 kantil değeri için reddedilirken, uzun pozisyonda 0.010000 ve 0.0050000 kantil değerleri için reddedilmiştir. Örneklem içi riske maruz değer hesaplamasında asimetrik ikili uzun hafıza modelinin simetrik ikili uzun hafıza modeline göre daha başarılı olduğu söylenebilir.

İncelenen dönemde meydana gelen ekonomik ve sosyal olayların varyanstaki uzun hafıza yapısı üzerinde etkili olup olmadığını belirlemek gerekmektedir. Varyansta meydana gelebilecek kırılmaları belirlemek için Inclian ve Tiao (1994) tarafından tanıtılan ve Sanso ve diğerleri (2004) tarafından gözden geçirilen ICSS testlerinden faydalanılmıştır. ICSS testi sonucunda Kappa 1 algoritmasında 4 kırılma; 20.03.2014, 1.03.2019, 5.03.2020, 9.04.2020 ve Kappa 2 algoritmasında ise 3 kırılma; 20.03.2014 (D1), 2.01.2020 (D2) ve 9.04.2020 belirlenmiştir. Kappa 2 algoritmasında belirlenen tarihler arasında 34 gün olduğu için 126 gün kuralı gereği 9.04.2020 tarihli kırılma çıkarılmış ve Kappa 2 algoritması esas alınarak kukla değişken oluşturulmuştur.

ÇHC CDS Primlerinde varyansta kırılma tarihlerine ilişkin bilgiler Tablo 4.20’de yer almaktadır.

Tablo 4.20: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler

Tarih	Açıklama
20.03.2014	Çin’in güneybatısındaki Kunming kentinde bir tren istasyonunda 29 kişinin ölümü ve 130 kişinin de yaralanmasıyla sonuçlanan bıçaklı saldırı olayları. Malezya Havayolları’na ait 12 mürettebat ve 227 yolcusu bulunan Boeing 777 tipi uçağın Kuala Lumpur’dan Pekin’e gitmek üzere havalandıktan sonra kaybolması. Ukrayna’ya bağlı Kırım’da Rusya yanlısı ayrılıkçıların çıkardığı olaylar ve Rusya’nın Kırım’ı ilhak etmesi
2.01.2020	Çin’in Hubei bölgesinin başkenti olan Vuhan’da ortaya çıkan virüs salgını
Not: Kırılma tarihlerine ilişkin haberler cfr.org, www.abcnews.go.com, www.vox.com/, www.infoplease.com, www.files.ethz.ch ve who.int internet sitelerinden elde edilmiştir.	

Tablo 4.20’de açık kaynaklardan elde edilen bilgilere göre ilk kırılma tarihi ÇHC ve dünya genelinden kaynaklı, ikinci kırılma tarihi ise Covid- 19 kaynaklı çıkmıştır. İlk kırılma kaynaklı şoka ÇHC CDS primleri yükseliş yönünde cevap verirken ikinci kırılma kaynaklı şoka ÇHC CDS primleri düşüş yönünde cevap vermiştir. Yapısal kırılmaların modele dâhil edildiği sonuçlar Tablo 4.21’de yer almaktadır.

Tablo 4.21: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri

	Kırılma Öncesi ARMA (1,3) FIGARCH(1,d,1) Student-t	Kırılma Sonrası ARMA (1,3) FIGARCH(1,d,1) Student-t
C(M)	-0.001113*** [0.0004191] (0.0079)	-0.00109*** [0.00039021] (0.0050)
ξ	-	-
ψ_1	0.763254*** [0.094433] (0.0000)	0.760982*** [0.095816] (0.0000)
θ_1	-0.691931*** [0.096115] (0.0000)	-0.689688*** [0.097277] (0.0000)
θ_2	-0.062505*** [0.022935] (0.0065)	-0.062350*** [0.022962] (0.0000)
θ_3	0.005386 [0.017425] (0.7573)	-0.005116 [0.017325] (0.7678)
C(V)	0.600433*** [0.086456] (0.0000)	0.593371*** 0.058464 (0.0000)
D1 (V)	-	0.003785 [0.0048877] (0.4388)
D2 (V)	-	-0.000753*** [7.5154e-005] (0.0000)

Tablo 4.21. Devamı

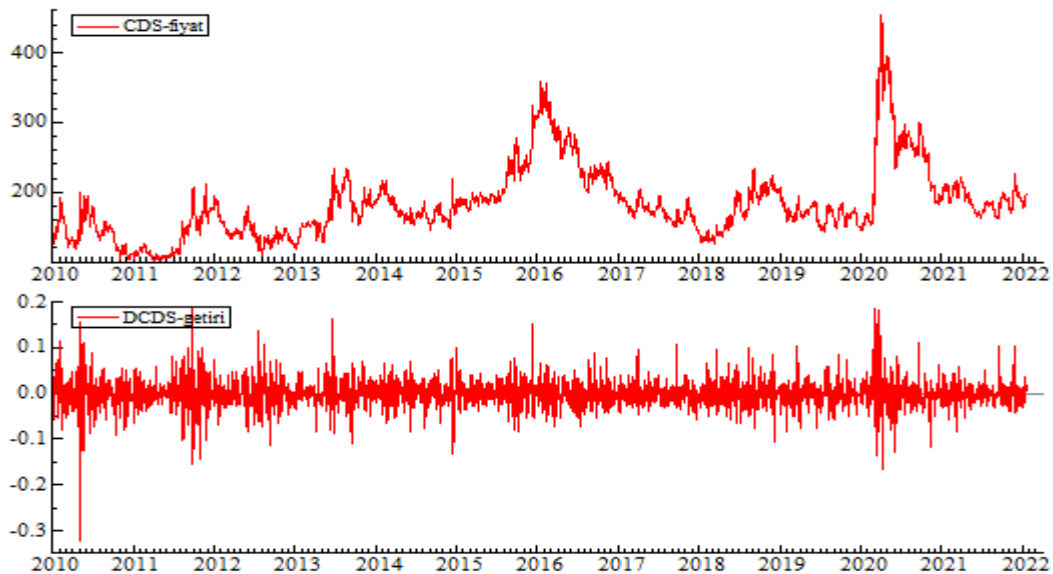
d	1.268267*** [0.049007] (0.0000)	1.276535*** [0.052764] (0.0000)
α_1	-0.159433*** [0.047944] (0.0009)	-0.158698*** [0.047288] (0.0008)
β_1	0.786231*** [0.024130] (0.0000)	0.791428*** [0.022698] (0.0000)
Student (DF)	2.968893*** [0.10035] (0.0000)	2.963034*** [0.096027] (0.0000)
Log L	6862.373	6864.731
AIC	-4.524511	-4.524748
SIC	-4.504650	-4.500915
Çarpıklık	-2.6508	-2.6249
Aşırı Basıklık	59.309	58.825
J-B	4.4750e+005	4.4020e+005
Q(20)	12.9003 (0.6800348)	12.6508 (0.6981006)
Q²(20)	2.46373 (0.999994)	2.48928 (0.9999935)
MAE	0.007348	0.007493
TIC	0.6537	0.6545

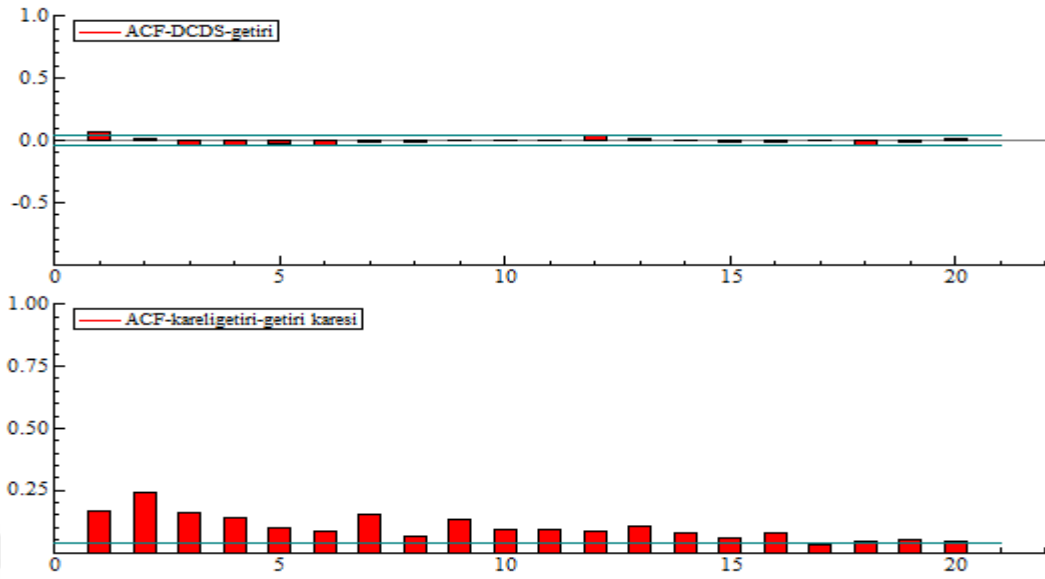
Not: *,** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

Kırılmalı modellerde simetrik modelde geçerli sonuç alınmıştır. Kırılmaların modele eklenmesi ile varyans serisinde yer alan uzun hafıza direncinin yükseldiği görülmektedir. Koşullu varyans denkleminde eklenen kukla değişkenlerden D1 (20.03.2014) anlamsız çıkarken D2 (2.01.2020) anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda Covid-19 kaynaklı şokun ÇHC CDS primlerini koşullu varyans düzeyinde etkilediği görülmektedir. Volatilite kalıcılığı ($\alpha_1 + \beta_1$) kırılmalar eklenmeden önce 0.627 seviyesinden kırılmalar eklendikten sonra 0.633 seviyesinde yükselmiştir. Bu sonuca göre ekonomik ve sosyal olayların volatilite kalıcılığını artırdığı görülmüştür. MAE ve TIC öngörü performans değerlerinde kötüleşme yönünde değişim olmuştur. Box-Pierce (1978) testine göre Q ve Q² sonuçlarında elde edilen artıklar otokorelasyon sorunu içermemektedir. ARCH testi sonuçlarına göre ise hatalarda değişen varyans sorunu yer almamaktadır. ÇHC ülke CDS primlerine ait uzun hafıza sonuçlarına ilişkin ayrıntılar Ek-7'dan incelenebilir.

4.5.4. Güney Afrika Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları

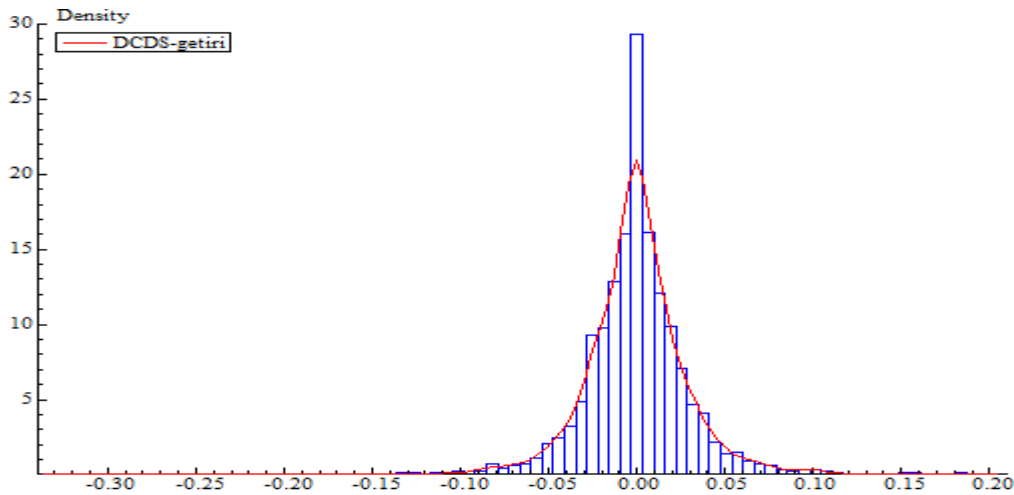
Tarihi süreçte İngiltere ve Hollanda'nın mücadele alanı olan ülke, 1910 yılında Güney Afrika Birliği ve 1961 yılında Güney Afrika Cumhuriyeti ismiyle kurulmuştur. Güney Afrika Cumhuriyeti iki meclisli anayasal demokratik yönetime sahiptir. 1994 yılında yerli halkların da katılımıyla ilk defa yapılan demokratik seçimler sonucunda Avrupa kökenlilerin yönetimi yerli halkın eline geçmiştir. Ülkede merkeziyetçi bir yönetim ve 9 eyalet bulunmaktadır. Yasama, yürütme ve yargı güçlerinin merkezleri farklı eyaletlerde bulunmaktadır. 2019 yılı itibarıyla 58,5 milyon nüfusa sahip olan ülkede ortalama yaşam süresi 64 yıldır. Ülkede gelir dağılımında yerli halk aleyhine durum söz konusudur. Yerli halkların 1994 yılı öncesine kadar ekonomiye katılım, eğitim, mülk sahipliği gibi konularda geri planda tutulmasının sonucunda yüksek işsizlik oranları ve gelir dağılımı bozukluğu gibi yapısal sorunlar ülkenin gelişmesinin önünde olan engellerdendir. Yerli halklara pozitif ayrımcılık amacıyla "Black Economic Empowerment" programı uygulanmaktadır (ATO, 2021, s. 3). Güney Afrika Cumhuriyeti ile ilgili makroekonomik göstergelere bakılacak olursa; IMF tahminlerine göre 2019 yılında 388 milyar dolar olan GSYH'nın 2026 yılında 533 milyar dolara, 6600 dolar olan kişi başına milli gelirin, 2026 yılında 8160 dolara yükselmesi beklenmektedir (TB, 2021, s. 3). Güney Afrika Cumhuriyeti CDS primlerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 4.10'da yer almaktadır. Zaman serisi grafikleri ile serinin durağanlık, trend, volatilité, volatilité kümelenmesi ve otokorelasyon özellikleri hakkında ön inceleme yapılabilir.





Grafik 4.10: Güney Afrika Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri

Grafik 4.10’da yer alan fiyat serisinde 2010-2022 döneminde trend olmamasına karşın 2010, 2012, 2014, 2016 ve 2020 yıllarında fiyat dalgalanmaları gerçekleşmiştir. Yine bu yıllara ait volatiliteler getiri serisinde görülebilir. Otokorelasyon grafikleri incelendiğinde ortalamaya dönme eğilimi yavaş bir hızdadır. Ortalamaya dönüş hızının yavaş olması uzun hafızaya dair ön bilgi niteliğindedir. Güney Afrika Cumhuriyeti ülke CDS primlerine ilişkin yoğunluk grafiği Şekil 4.11’de yer almaktadır. yoğunluk fonksiyonu ile serinin basıklık özellikleri hakkında inceleme yapılabilir.



Grafik 4.11: Güney Afrika Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Grafiği

Grafik 4.11’de yer alan yoğunluk grafiğine göre Güney Afrika Cumhuriyeti ülke CDS Primleri normal değer olan 3’ün üzerinde değer alarak kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermektedir. Seri kalın kuyruk özelliğine sahip olması nedeniyle normal dağılım özellikleri göstermemektedir. Tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.22’de yer almaktadır.

Tablo 4.22: Güney Afrika Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	DCDS
Gözlem Sayısı	3138
Ortalama	0.000105
Medyan	0.00000
Maksimum	0.186816
Minimum	-0.321584
Standart Sapma	0.029881
Çarpıklık	-0.065656
Basıklık	11.75219
Jarque-Bera	100017.80*** (0.0000)
ARCH (10)	35.512*** (0.0000)
ARCH (20)	18.349*** (0.0000)
Q(10)	31.7459*** (0.0004)
Q(20)	43.3130*** (0.0018)
Q(50)	82.7784*** (0.0024)
Q ² (10)	629.556*** (0.0000)
Q ² (20)	788.101*** (0.0000)
Q ² (50)	847.498*** (0.0000)
Uzun Hafıza Testleri	
Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	0.746748
Lo R/S	
q= 1	0.724358
q= 2	0.715132
q= 5	0.732141
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	-0.265915*** [0.103038] (0.0099)
m= T ^{0.6}	-0.238157** [0.0926894] (0.0102)
m= T ^{0.7}	-0.181825** [0.0848627] (0.0321)
m= T ^{0.8}	-0.102013 [0.0786865] (0.1948)
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	-0.25867*** [0.0707107] (0.0003)
m= T ^{0.6}	-0.22756*** [0.0645497] (0.0004)
m= T ^{0.7}	-0.197615*** [0.0597614] (0.0009)
m= T ^{0.8}	-0.145642*** [0.0559017] (0.0092)
Kareli Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	2.83678
Lo R/S	
q= 1	2.62792
q= 2	2.41306
q= 5	2.0665
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	0.253201** [0.103038] (0.0140)
m= T ^{0.6}	0.21289** [0.0933379] (0.0226)
m= T ^{0.7}	0.185303** [0.0851921] (0.0296)
m= T ^{0.8}	0.209658*** [0.0788557] (0.0078)
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	0.283334*** [0.0707107] (0.0001)
m= T ^{0.6}	0.258073*** [0.0645497] (0.0001)

Tablo 4.22. Devamı

$m = T^{0.7}$	0.223716*** [0.0597614] (0.0002)
$m = T^{0.8}$	0.244789*** [0.0559017] (0.0000)
R/S Testi Kritik değerleri	90%: (0.861, 1.747) 95%: (0.809, 1.862) 99%: (0.721, 2.098)
Not: *, ** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Standart hatalar [] içinde, olasılık değerleri () içinde yer almaktadır. q, Lo's R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu, m ise GPH ve GSP testi için bandwidth değerini göstermektedir.	

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan değerlere bakıldığında ortalama değerinin sıfıra oldukça yakın ve pozitif olduğu görülmektedir. Çarpıklık değerine göre seride negatif asimetri özelliği görülmektedir. Basıklık değeri ise normal değer olan 3'ün üzerinde çıkmıştır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile “seri normal dağılıma uygundur” temel hipotezi reddedilmiştir. ARCH etkisi 10 ve 20 gecikme için sınanmış ve %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, ARCH tipi modellerin kullanılabileceğine dair göstergeci. Q ve kareli Q testinde 50 gecikmeye kadar Ljung-Box (1978) test istatistiği ile serisel korelasyon araştırılmıştır. “*serisel korelasyon yoktur*” temel hipotezi reddedilmiştir. Bunun sonucunda CDS primi getiri serisinde serisel korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Hurst R/S testi “seri otokorelasyona sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Hurst üssel değerleri $0 < H < 1$ arasında yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre getiri ve kareli getiri serisinde temel hipotez kabul edilmiştir. Diğer bir ifadeyle kalıcı seri özelliği yoktur. Lo R/S testi, “seri uzun hafızaya sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez kabul edilirken kareli getiri serisinde temel hipotez reddedilmiştir. Lo R/S testine göre getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmazken, kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği mevcuttur. Yarı parametrik yöntemler olan GPH ve GSP testleri, parçalı fark alma parametresini belirtmektedir. GPH testi 0'dan küçük değer için tutarlı sonuçlar verirken GSP testi 0 ile 0,5 aralığı için tutarlı sonuç vermektedir. Test sonuçlarına göre mutlak değer olarak 0,5'ten küçük ve anlamlı sonuçlara sahip olan getiri serisinde, anti kalıcı yapı, diğer bir ifadeyle kısa hafıza söz konusudur. Kareli getiri serisinde ise uzun hafıza özelliği bulunmaktadır.

Uzun hafıza analizine geçmeden önce serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Çalışmaya konu olan finansal zaman serisinin birim kök sınavında

ADF, PP ve Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 4.23’de yer almaktadır.

Tablo 4.23: Birim Kök Testi Sonuçları

PANEL A				
	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGCDS-I(0)	-3.228521** (0.0185)	-3.607499** (0.0293)	-3.296686** (0.0151)	-3.784247** (0.0174)
DCDS-I(1)	-24.87006*** (0.0000)	-24.86737*** (0.0000)	-52.63899*** (0.0000)	-52.63062*** (0.0000)
PANEL B				
Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi				
	Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
PT	0.80676012** (9.0777993)		22.09.2011	
MPT	0.75837490** (9.0777993)		10.12.2012	
MZA	-561.98441** (-45.988335)		6.06.2014	
MSB	0.029823166** (0.10392380)		15.08.2018	
MZT	-16.760154** (-4.7825345)		13.03.2020	

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF test istatistikleri AIC’ye göre hesaplanmıştır.

Panel A’da yer alan sonuçlar incelendiğinde farkı alınmış seri için “birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. Serinin seviyede birim kök içerdiği ve birinci farkında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmüştür. Panel B’de yer alan Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) test sonuçlarına göre logaritmik fark serisi %5 anlamlılık seviyesinde yapısal kırılmalarla birlikte durağan çıkmıştır. “Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir.

İkili uzun hafıza analizine geçmeden önce uygun ARFIMA modelinin oluşturulması gerekmektedir. ARFIMA (p, ξ , g) yapısı (0, ξ , 0) ile (2, ξ , 2) arasındaki bileşimler denenmiş ve Akaike Bilgi Kriterine göre uygun model belirlenmiştir. Güney Afrika Cumhuriyeti CDS primlerine ilişkin uygun ARFIMA modeli Tablo 4.24’de yer almaktadır. ARFIMA modeline ilişkin ayrıntılar Ek-1’den incelenebilir.

Tablo 4.24: Uygun ARFIMA Model Sonuçları

(p, ξ , g)	(0, ξ , 2)
ξ	-0.114765*** [0.02551] (0.0000)
ψ_1	-
ψ_2	-
θ_1	0.172264*** [0.03016] (0.0000)
θ_2	0.0793951*** [0.02315] (0.0001)
F olasılık	7.374193*** (0.0000)
AIC	-4.18966548
SIC	-4.180023
Log (L)	6578.58514
Asimptotik Test İstatistikleri	10381.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2758.9*** (0.0000)
ARCH (2)	125.96*** (0.0000)
ARCH (5)	60.421*** (0.0000)
ARCH (10)	36.709*** (0.0000)

Not: *, ** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

Uygun ARFIMA model sonucu ile uzun hafıza test sonuçları birbiriyle tutarlı şekilde çıkmıştır. ARFIMA modelinde kesirli bütünleşme parametresi $-0.5 < \xi < 0$ durumunda süreç kısa hafızalı olarak tanımlanmakta ve uzun dönemde negatif bağımlılık söz konusu olmaktadır. Kısa hafıza durumunda şokların etkisi kısa süreli olmakta ve ortalamaya dönüş kısa dönemde gerçekleşmektedir. Fiyatların rassal yürüyüş sergilememesi sonucunda getiri düzeyinde zayıf formda etkinlik geçerli olmamaktadır. Tanı testleri sonucuna göre ARCH etkisi devam etmektedir ve değişen varyans görülmektedir. Güney Afrika Cumhuriyeti ülke CDS Primlerinde getiri düzeyinde uzun hafıza bulunmamıştır. Volatilitede ikili uzun hafızanın incelenmesi gerekmektedir. Bunun için simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinden yararlanılmıştır. Geçerli çıkan sonuçlar Tablo 4.25’de yer almaktadır.

Tablo 4.25: Güney Afrika Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları

	ARFIMA(0, ξ ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(0, ξ ,2) FIAPARCH(1,d,1)
	Student-t	Student-t
C(M)	-0.000557** [0.00022118] (0.0118)	-0.000371 [0.00023431] (0.1044)
ξ	-0.092876*** [0.027933] (0.0009)	-0.095946*** [0.027602] (0.0002)
ψ_1	-	-

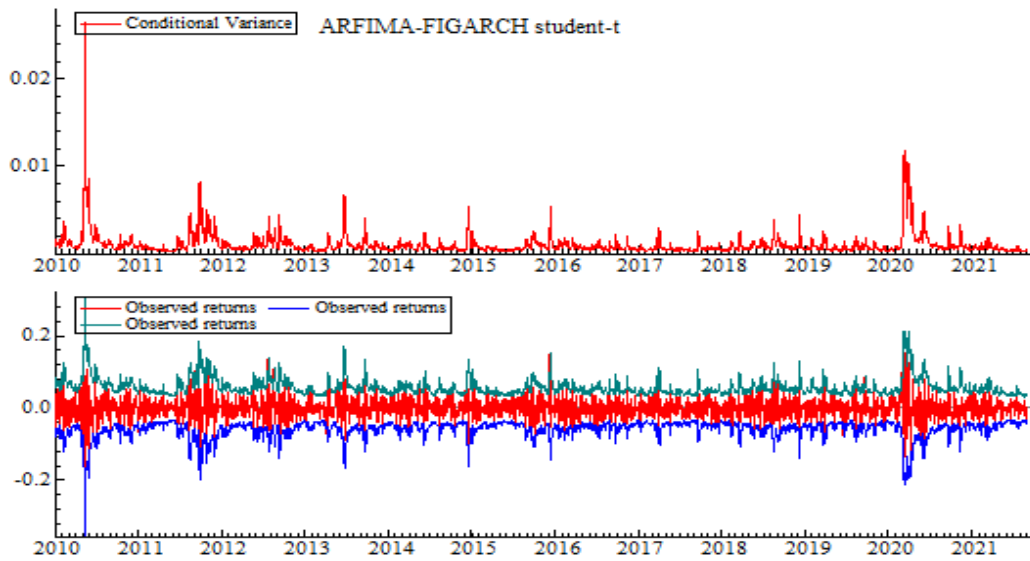
Tablo 4.25. Devamı

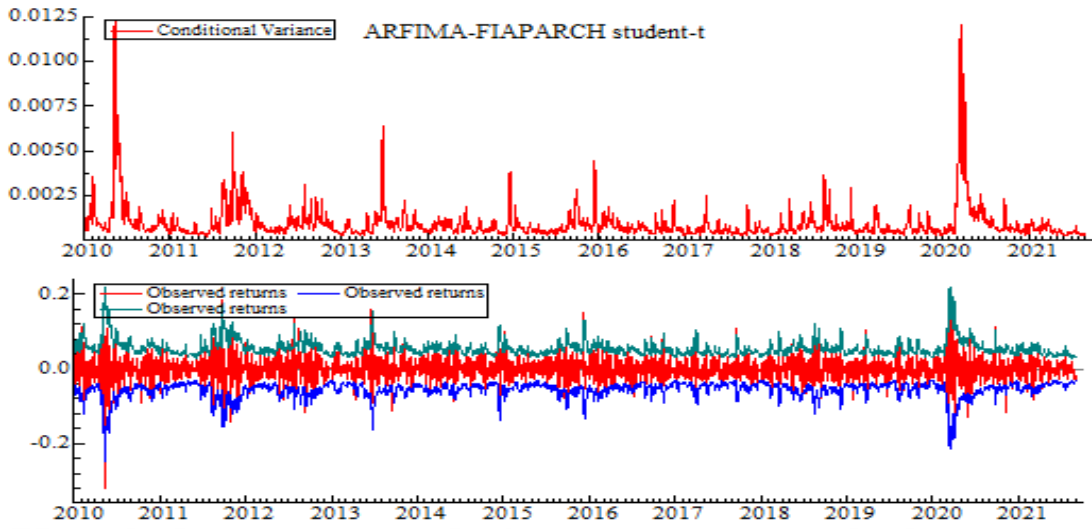
Ψ_2	-	-
θ_1	0.174480*** [0.032632] (0.0000)	0.173519*** [0.036336] (0.0000)
θ_2	0.040497* [0.023483] (0.0847)	0.040596** [0.028721] (0.0650)
C(V)	1.124487*** [0.28955] (0.0001)	20.857921 [18.210] (0.2546)
d	0.523601*** [0.10632] (0.0000)	0.436673*** [0.07297] (0.0000)
α_1	0.028368 [0.085944] (0.7414)	0.081204 [0.073207] (0.2674)
β_1	0.353299*** [0.11294] (0.0018)	0.376419*** [0.098530] (0.0001)
γ (GAMA)	-	-0.392869*** [0.10391] (0.0002)
δ (DELTA)	-	1.249754*** [0.22055] (0.0000)
Student (DF)	3.713200*** [0.28709] (0.0000)	4.124293*** [0.33362] (0.0000)
Log L	6864.291	6881.466
AIC	-4.513029	-4.523019
SIC	-4.495198	-4.501226
Çarpıklık	0.40370	0.28515
Aşırı Basıklık	3.3773	3.1940
J-B	1526.3	1332.5
Q(20)	15.4920 (0.6279518)	14.6039 (0.6889611)
Q ² (20)	18.8607 (0.4004491)	19.6692 (0.3517469)
MAE	0.001243	0.0006907
TIC	0.5863	0.6807

Not: *,** ve *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. [] standart hataları, () olasılık değerlerini göstermektedir.

İkili uzun hafıza modellerinde simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinde student-t dağılımında geçerli sonuçlar alınmıştır. Koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresi her iki modelde de anlamlı çıkmıştır. Anlamlı çıkan sonuç ise ön testlerle tutarlı şekilde 0'a yakın ve kısa dönem bağımlılık özelliğini göstermektedir. Kısa hafıza durumunda sisteme gelen şokların etkisi kalıcı olmamakta ve fiyatlar ortalamasına geri dönmektedir. Chov ve diğerleri (1996)'ne göre kısa hafıza durumunda olası yatırım ufku kısa dönemli yatırımda geçerlidir ve rassal yürüyüş hipotezi reddedilmektedir. Teknik analiz ile gelecekteki fiyatlar tahmin edilebildiği için Güney Afrika Cumhuriyeti

ülke CDS primlerinde getiri düzeyinde zayıf formda etkinlik görülmemektedir. Koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza parametresi (d) simetrik modelde $0,5 < d < 1$ aralığında yer alırken asimetrik modelde $0 < d < 0,5$ aralığında değer almıştır. Bilgi kriterlerine ve log olabilirlik değerine göre öngörü performansı yüksek olan sonuçlar asimetrik modelde çıkmıştır. Asimetrik modelde yer alan uzun hafıza parametresi dikkate alındığında seri uzun hafızaya sahiptir ve ortalamaya dönen bir yapıdadır. Volatilitede uzun hafıza yapısı, uzun hafıza ön testleriyle de birbirini doğrular şekilde çıkmıştır. Volatilitede zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı ve CDS priminin volatilitelerinin tarihi bilgiler yardımıyla tahmin edilebilir bir yapıda olduğu belirtilebilir. Uzun hafızanın varlığı ile fraktal piyasa koşullarının volatilitelerde geçerli olduğu anlaşılmaktadır. Asimetrik modelde yer alan asimetri parametresinin (γ) göre -1 ile +1 değerleri arasında olması gerekmektedir. -0.39 katsayı değeri %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bu sonuca göre pozitif şoklar negatif şoklara göre volatiliteleri daha çok etkilemektedir. Asimetri parametresinin negatif katsayılı çıkmasının diğer bir sonucu ise kaldıraç etkisinin görülmemesidir. Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre asimetrik model simetrik modele göre daha iyi sonuçlara sahipken, MAE tahmin performans kriterine göre asimetrik, TIC tahmin performans kriterine göre ise simetrik model daha iyi sonuçlara sahiptir. Güney Afrika Cumhuriyeti ülke CDS primlerinde ilişkin Koşullu varyans ve riske maruz değer grafikleri Grafik 4.12’de yer almaktadır.





Grafik 4.12: Güney Afrika Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri

Grafik incelendiğinde 2010 yılı birinci-üçüncü çeyrekte, 2011 yılı üçüncü çeyrekte, 2012 yılı üçüncü çeyrekte, 2013 yılı ikinci çeyrekte, 2014 yılı son çeyrekte, 2016 yılı son çeyrekte, 2018 yılı üçüncü çeyrekte ve 2020 yılı ilk çeyrekte belirsizlikte ve buna bağlı olarak risk priminde artış görülmektedir. 2010 yılında ki belirsizlik artışına Avrupa borç krizinin devam eden etkileri, 2011 yılı son çeyrekte belirsizlikteki artışa IMF'nin Yunanistan'a açıkladığı 130 milyar dolarlık yardım paketinin belirsizliğe girmesi ve 2020 yılından itibaren ise Covid-19'un neden olduğu belirsizlik, Güney Afrika Cumhuriyeti'nin CDS primlerinde riski artıran faktörler olmuştur.

Riske maruz değer analizlerine çeşitli testler yardımıyla uygunluk kontrolü yapılmaktadır. Bu testlerden yaygın olarak kullanılan Kupiec LR Backtesting (Geriye Dönük Test) testidir. Güney Afrika Cumhuriyetine ait Kupiec LR Test sonuçları Tablo 4.26'da yer almaktadır.

Tablo 4.26: Kupiec LR Testi Sonuçları

ARFIMA (0,ξ,2) -FIGARCH (1,d,1) student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.94075	5.1789**	0.022863	0.050000	0.043450	2.8659*	0.090476
0.97500	0.97301	0.48198	0.48752	0.025000	0.019750	3.6981*	0.054476
0.99000	0.98947	0.085763	0.76963	0.010000	0.0059250	5.9680**	0.014568
0.99500	0.99506	0.0023985	0.96094	0.0050000	0.0029625	2.9712*	0.084757
0.9975	0.99737	0.021277	0.88403	0.0025000	0.00032916	9.1494	0.0024880
ARFIMA (0,ξ,2) – FIAPARCH (1,d,1) student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.94174	4.1552**	0.041507	0.050000	0.046741	0.69364	0.40493
0.97500	0.97367	0.21776	0.64075	0.025000	0.021725	1.3979	0.23708
0.99000	0.98815	0.99139	0.31940	0.010000	0.0065833	4.0737**	0.043556
0.99500	0.99375	0.88927	0.34568	0.0050000	0.0039500	0.72583	0.39424
0.9975	0.99671	0.69381	0.40487	0.0025000	0.0019750	0.36207	0.54736
Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.							

Simetrik modele göre örneklem içi tahmin sonuçları incelendiğinde kısa pozisyonunda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.95000 kantil değeri için kabul edilmezken, uzun pozisyonunda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez 0.050000, 0.025000, 0.010000 ve 0.0050000 kantil değerleri için kabul edilmemiştir. Asimetrik modelde ise kısa pozisyonunda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.95000 ve 0.99750 kantil değerleri için kabul edilmezken, uzun pozisyonunda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.010000 kantil değeri için kabul edilmemiştir. Örneklem içi riske maruz değer hesaplamasında Kupiec LR testi sonucuna göre asimetrik uzun hafızalı otoregresif koşullu değişen varyans modelinin daha başarılı olduğu görülmektedir.

2010 - 2022 arası incelenen dönem günlük frekans için uzun bir dönem olduğundan söz konusu dönemde ekonomik ve sosyal olayların varyanstaki uzun hafıza yapısı üzerinde etkili olup olmadığını belirlemek gerekmektedir. Varyansta meydana gelebilecek kırılmaları belirlemek için Inclian ve Tiao (1994) tarafından tanıtılan ve Sanso ve diğerleri (2004) tarafından geliştirilen ICSS testlerinden faydalanılmıştır. Kappa 2 algoritmasında çıkan tarih için; D1 (23.10.2012) kukla değişken oluşturulmuş ve varyans denkleminde eklenmiştir. Varyansta kırılma tarihine ilişkin açıklama Tablo 4.27’de yer almaktadır.

Tablo 4.27: Varyansta Kırılma Tarihine İlişkin Bilgiler

Tarih	Açıklama
23.10.2012	Güney Afrika Cumhuriyeti bakanlar kurulunun ekonomi, çalışma hayatı, eğitim, sağlık sistemi ve altyapı yatırımlarına dair açıklamaları, Venezuela'da cumhurbaşkanlığı seçimini Hugo Chavez kazandı
Not: Kırılma tarihine ilişkin bilgiler, www.za.gov, infoplease.com internet sitelerinden elde edilmiştir	

Açık kaynaklardan elde edilen bilgilere göre Güney Afrika Cumhuriyetinde ülke içinden kaynaklı olumlu haberler sonucunda söz konusu tarihte CDS primlerinde düşüş yönünde hareket gözlenmiştir. Yapısal kırılmaların modele dâhil edildiği sonuçlar Tablo 4.28’de yer almaktadır.

Tablo 4.28: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri

	Kırılma Öncesi		Kırılma Sonrası	
	ARFIMA(0,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) Student-t	ARFIMA(0,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1) Student-t	ARFIMA(0,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) Student-t	ARFIMA(0,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1) Student-t
C(M)	-0.000557** [0.00022118] (0.0118)	-0.000371 [0.00023431] (0.1044)	-0.000555** [0.00022121] (0.0122)	-0.000370 [0.00022848] (0.1053)
ξ	-0.092876*** [0.027933] (0.0009)	-0.095946*** [0.027602] (0.0002)	-0.092949*** [0.027933] (0.0009)	0.096143*** [0.028169] (0.0007)
ψ₁	-	-	-	-
ψ₂	-	-	-	-
θ₁	0.174480*** [0.032632] (0.0000)	0.173519*** [0.036336] (0.0000)	0.174655*** [0.032624] (0.0000)	0.173730*** [0.032737] (0.0000)
θ₂	0.040497* [0.023483] (0.0847)	0.040596** [0.028721] (0.0650)	0.040939* [0.023493] (0.0815)	0.045141* [0.025099] (0.0722)
C(V)	1.124487*** [0.28955] (0.0001)	20.857921 [18.210] (0.2546)	1.132331*** [0.29304] (0.0001)	20.129025 [17.518] (0.2506)
D1(V)	-	-	0.001262 [0.0014437] (0.3820)	0.006983 [0.0089654] (0.4361)
d	0.523601*** [0.10632] (0.0000)	0.436673*** [0.07297] (0.0000)	0.517923*** [0.10716] (0.0000)	0.434264*** [0.077826] (0.0000)
α₁	0.028368 [0.085944] (0.7414)	0.081204 [0.073207] (0.2674)	0.026358 [0.086305] (0.7601)	0.080340 [0.073720] (0.2759)
β₁	0.353299*** [0.11294] (0.0018)	0.376419*** [0.098530] (0.0001)	0.345239*** [0.11756] (0.0033)	0.372975*** [0.10025] (0.0002)
γ (GAMA)	-	-0.392869*** [0.10391] (0.0002)	--	-0.392735*** [0.10396] (0.0002)
δ (DELTA)	-	1.249754*** [0.22055] (0.0000)	-	1.249935 [0.21927] (0.0000)
Student (DF)	3.713200*** [0.28709] (0.0000)	4.124293*** [0.33362] (0.0000)	3.715007*** [0.28705] (0.0000)	4.124715*** [0.33326] (0.0000)

Tablo 4.28. Devamı

Log L	6864.291	6881.466	6864.437	6881.575
AIC	-4.513029	-4.523019	-4.512467	-4.522433
SIC	-4.495198	-4.501226	-4.492654	-4.498658
Çarpıklık	0.40370	0.28515	0.40379	0.28546
Aşırı Basıklık	3.3773	3.1940	3.3777	3.1942
J-B	1526.3	1332.5	1526.7	1332.8
Q(20)	15.4920 (0.6279518)	14.6039 (0.6889611)	15.5720 (0.6223902)	14.6836 (0.6835639)
Q²(20)	18.8607 (0.4004491)	19.6692 (0.3517469)	18.8444 (0.4014632)	19.6945 (0.3502813)
MAE	0.001243	0.0006907	0.001229	0.0006901
TIC	0.5863	0.6807	0.5868	0.681

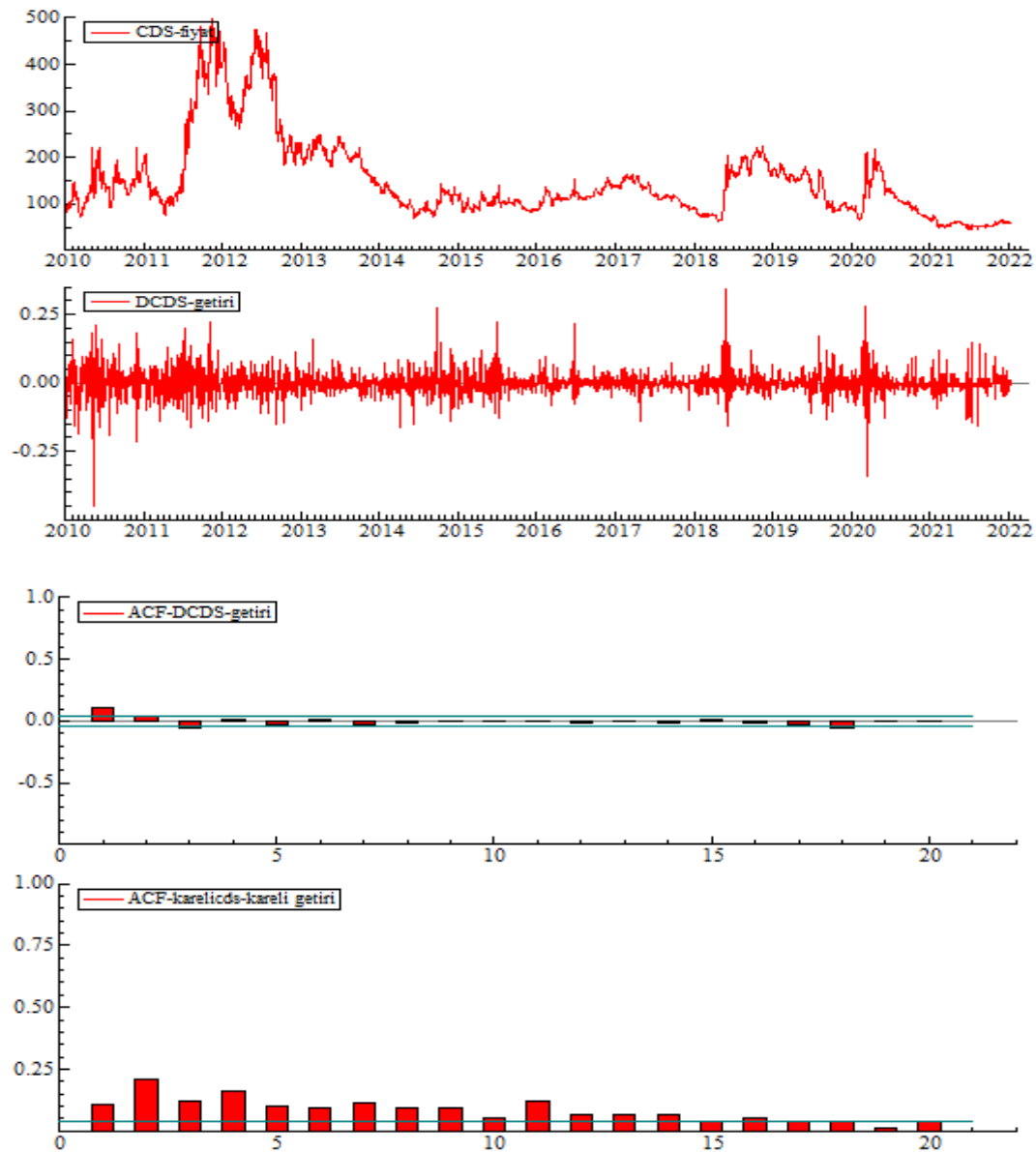
Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

Koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresinde simetrik ve asimetrik modelde kayda değer bir değişme olmadığı görülmektedir. Koşullu varyans denkleminde eklenen D1(V) kukla değişkeninin anlamsız çıkması ile ülke içinden kaynaklı olumlu şokların CDS primlerine volatilité düzeyinde etkisinin sınırlı düzeyde olduğu belirlenmiştir. Koşullu varyans denkleminde kırılmaların eklenmesi ile simetrik modelde uzun hafıza direncinde azalış görülürken asimetrik modelde uzun hafıza direncinde değişme olmamıştır. Volatilité kalıcılığında ($\alpha + \beta$) her iki modelde düşüş yönünde değişme olmuştur. Bilgi kriterlerinde ve öngörü performans kriterlerinde tahmin performansı bakımından modellerde değişim olmamıştır. Box-Pierce testine göre Q ve Q² sonuçlarında elde edilen artıklar otokorelasyon sorunu içermemektedir. ARCH testi sonuçlarına göre ise hatalarda değişen varyans sorunu yer almamaktadır. Güney Afrika Cumhuriyeti ülke CDS primlerine ait ikili uzun hafıza sonuçlarına ilişkin ayrıntılar Ek-10'dan incelenebilir.

4.5.5. İtalya Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları

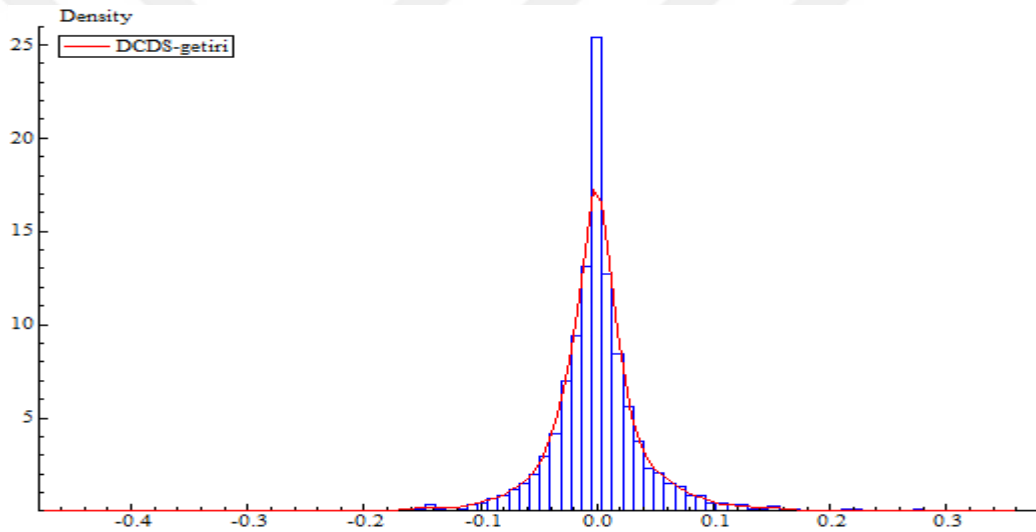
İtalya, 2 Haziran 1946 yılından bugüne yönetim biçimi olarak çok partili ve demokratik yapıya sahip bir cumhuriyettir. Yürütme kuvveti bakanlar kurulundadır ve bakanlar kuruluna Cumhurbaşkanı başkanlık eder. Yasama kuvveti ulusal meclis ve bakanlar kurulunun ortaklığı ile yürütülmektedir. Cumhurbaşkanı, yedi yılda bir ulusal meclis ve az sayıdaki bölgesel temsilci tarafından seçilmektedir. Cumhurbaşkanı, erklerin ortasında yer alır ve erklerin işlerliğini sağlamakla yükümlüdür. Seçimler sonucunda partilerden çıkacak başbakanı cumhurbaşkanı atar ve başbakan kabineyi kurmakla görevlendirilir. İtalya'da halkın oyladığı iki meclisli sistem vardır. İki meclis de 5 yıllık süreliğine seçilir. İtalya idari olarak 20 bölgeden oluşmaktadır. Bu bölgelerin 5 tanesi

özerk konuma sahiptir. 2020 yılı itibariyle nüfus 60 milyonu geçmiştir. İtalya ile ilgili makroekonomik göstergelere bakılacak olursa; 2019 yılında 2 trilyon dolar olan GSYH'nın 2025 yılında 2,4 trilyon dolara, 33220 dolar olan milli gelirin 39900 dolara yükselmesi beklenmektedir (TB, 2021, s. 3-4). İtalya CDS primlerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 4.13'de yer almaktadır. Zaman serisi grafikleri ile serinin durağanlık, trend, volatilité, volatilité kümelenmesi ve otokorelasyon özellikleri hakkında ön inceleme yapılabilir.



Grafik 4.13: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri

Fiyat serisinde 2010-2011 döneminde yatay seyreden grafiğin 2012 yılında zirve yaparak 2018 yılının 2. Çeyreğine değin dalgalanmalarla birlikte düşüş eğiliminde olduğu görülmektedir. 2018 yılında seçimler öncesinde yaşanan şiddet olaylarına CDS primlerinin yükseliş yönünde tepki verdiği görülmektedir. Bu noktadan itibaren yavaş bir şekilde azalış trendine giren primlerin 2020 yılında Covid-19 salgını ile yeniden yükselişe geçtiği görülmektedir. Getiri serisinde ise 2010 - 2022 dönemi boyunca volatilité kümelenmeleri yer almaktadır. Otokorelasyon grafiklerinde ortalamaya dönüş hızının oldukça yavaş olduğu görülebilir. Dönüş hızının yavaş olması ise uzun hafızanın varlığına bir işaret olarak yorumlanmaktadır. Yoğunluk grafiği Grafik 4.14’de yer almaktadır. Yoğunluk fonksiyonu ile serinin basıklık açısından özelliklerine ulaşılmaktadır.



Grafik 4.14: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu

Grafik 4.14’de yer alan yoğunluk grafiğine göre İtalya ülke CDS Primleri normal değer olan 3’ün üzerinde değer olarak kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermektedir. Seri kalın kuyruk özelliğine sahip olması nedeniyle normal dağılım özellikleri göstermemektedir. Tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.29’de yer almaktadır.

Tablo 4.29: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

DCDS	
Gözlem Sayısı	3130
Ortalama	-0.000157
Medyan	0.0000
Maksimum	0.342275
Minimum	-0.451977
Standart Sapma	0.042117
Çarpıklık	0.121413
Basıklık	14.69258
Jarque-Bera	17837.78*** (0.0000)
ARCH (10)	26.723*** (0.0000)
ARCH (20)	14.339*** (0.0000)
Q(10)	56.3037*** (0.0000)
Q(20)	68.6768*** (0.0000)
Q(50)	118.278*** (0.0000)
Q ² (10)	468.942*** (0.0000)
Q ² (20)	585.204*** (0.0000)
Q ² (50)	677.518*** (0.0000)
Uzun Hafıza Testleri	
Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	0.850045
Lo R/S	
q= 1	0.808972
q= 2	0.788258
q= 5	0.791077
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	0.0354201 (0.103038) [0.7310]
m= T ^{0.6}	-0.00135972 (0.0926894) [0.9883]
m= T ^{0.7}	-0.0157138 (0.0848627) [0.8531]
m= T ^{0.8}	-0.0249384 (0.0786865) [0.7513]
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	-0.0178152 (0.0707107) [0.8011]
m= T ^{0.6}	-0.0535462 (0.0645497) [0.4068]
m= T ^{0.7}	-0.0361919 (0.0597614) [0.5448]
m= T ^{0.8}	-0.0240342 (0.0559017) [0.6672]
Kareli Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	3.49207
Lo R/S	
q= 1	3.31392
q= 2	3.07587
q= 5	2.65599
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	0.396569*** (0.103038) [0.0001]
m= T ^{0.6}	0.314553*** (0.0926894) [0.0007]
m= T ^{0.7}	0.293191*** (0.0848627) [0.0006]
m= T ^{0.8}	0.300861*** (0.0786865) [0.0001]
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	0.343937*** (0.0707107) [0.0000]
m= T ^{0.6}	0.268842*** (0.0645497) [0.0000]
m= T ^{0.7}	0.253839*** (0.0597614) [0.0000]
m= T ^{0.8}	0.254849*** (0.0559017) [0.0000]
R/S Testi Kritik değerleri	90%: [0.861, 1.747] 95%: [0.809, 1.862] 99%: [0.721, 2.098]

Not: ***, ** ve * işaretleri sırayla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. m, GPH testi için bandwidth değerini, q ise Lo's R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan değerlere bakıldığında ortalama değerinin negatif olduğu görülmektedir. Çarpıklık değerine göre seri pozitif asimetric yapıdadır. Basıklık değeri ise normal değer olan 3'ün üzerinde çıkmıştır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile “seri normal dağılıma uygundur” temel hipotezi reddedilmiştir. ARCH etkisi 10 ve 20 gecikme için sınanmış ve %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, GARCH temelli yöntemlerin kullanılabileceğine dair göstergeci. Q ve kareli Q testinde 50 gecikmeye kadar Ljung-Box (1978) test istatistiği ile serisel korelasyon araştırılmıştır. “*serisel korelasyon yoktur*” temel hipotezi reddedilmiştir. Bunun sonucunda CDS primi getiri serisinde serisel korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Hurst R/S testi “seri otokorelasyona sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Hurst üssel değerleri $0 < H < 1$ arasında yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez reddedilirken kareli getiri serisinde temel hipotez kabul edilmiştir. Getiri serisinde kalıcı seri özelliği bulunurken kareli getiri serisinde kalıcı seri özelliği yoktur. Lo R/S testi, “seri uzun hafızaya sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinin bütününde test anlamsız çıkmıştır. Lo R/S testine göre getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmazken, kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği mevcuttur. Yarı parametrik yöntemler olan GPH ve GSP testleri, parçalı fark alma parametresini belirtmektedir. GPH testi 0'dan küçük değer için tutarlı sonuçlar verirken GSP testi 0 ile 0,5 aralığı için tutarlı sonuç vermektedir. Test sonuçlarına göre getiri serisinde test sonuçlarında anlamlılık görülmezken kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmaktadır. Kareli getiri serisinde fraktal özellikler bulunmaktadır.

Uzun hafıza analizine geçmeden önce serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Çalışmaya konu olan serinin birim kök sınavında ADF, PP ve Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 4.30'da yer almaktadır.

Tablo 4.30: Birim Kök Testi Sonuçları

PANEL A				
	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGCDS I(0)	-2.336353 (0.1606)	-3.378958* (0.0544)	-2.291598 (0.1748)	-3.252471* (0.0746)
DCDS I(1)	-32.78260*** (0.0000)	-32.79260*** (0.0000)	-50.15998*** (0.0000)	-50.15908*** (0.0000)
PANEL B				
Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi				
	Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
PT	0.97767023** (9.4428111)		11.07.2011	
MPT	0.91694934** (9.4428111)		17.10.2012	
MZA	-500.44595** (-47.658410)		10.07.2015	
MSB	0.031607788** (0.10212528)		30.07.2018	
MZT	-15.817989** (-4.8677640)		10.03.2020	

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF test istatistikleri AIC'ye göre hesaplanmıştır.

Panel A'da yer alan sonuçlar incelendiğinde farkı alınmış seri için “birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. Serinin seviyede birim kök içerdiği ve birinci farkında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmüştür. Panel B'de yer alan Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) test sonuçlarına göre logaritmik fark serisi %5 anlamlılık seviyesinde kırılmalarla birlikte durağan yapıda çıkmıştır. “*Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır*” temel hipotezi reddedilmiştir.

İkili uzun hafıza analizine geçmeden önce uygun ARFIMA modelinin oluşturulması gerekmektedir. ARFIMA (p, ξ , g) yapısı (0, ξ , 0) ile (2, ξ , 2) arasındaki bileşimler denenmiş ve Akaike Bilgi Kriterine göre uygun model belirlenmiştir. İtalya CDS primlerine ilişkin uygun ARFIMA modeli Tablo 4.31'de yer almaktadır. ARFIMA modeline ilişkin ayrıntılar EK 1'den incelenebilir.

Tablo 4.31: Uygun ARFIMA Model Sonuçları

(p, ξ , g)	(1, ξ , 2)
ξ	-0.0558105** [0.02310] (0.016)
Ψ_1	-0.621029*** [0.1344] (0.0000)
Ψ_2	-
θ_1	0.780415*** [0.1267] (0.0000)
θ_2	0.168794*** [0.02410] (0.0000)
F olasılık	11.71078*** (0.0000)
AIC	-3.51176832
SIC	-3.500173
Log (L)	5501.91743
Asimptotik Test İstatistikleri	17611.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3773.8*** (0.0000)
ARCH (2)	79.860*** (0.0000)
ARCH (5)	45.318*** (0.0000)
ARCH (10)	24.886*** (0.0000)
Not: ***, **, * işaretleri sırayla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.	

Uygun ARFIMA model sonucunda getiri serisinde yer alan kesirli bütünleşme parametresi $-0.5 < \xi < 0$ aralığında yer alarak kısa hafızanın varlığını işaret etmektedir. Kısa hafıza durumunda şokların etkisi kısa süreli olmakta ve ortalamaya dönüş kısa dönemde gerçekleşmektedir. Fiyatların rassal yürüyüş sergilememesi sonucunda ARFIMA modeline göre getiri düzeyinde zayıf formda etkinlik geçerli olmamaktadır. Tanı testleri sonucuna göre otokorelasyon ve değişen varyans görülmektedir. İtalya ülke CDS Primlerinde getiri düzeyinde uzun hafıza bulunmamıştır. Volatilitede ikili uzun hafızanın incelenmesi gerekmektedir. Bunun için simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinden yararlanılmıştır. İtalya'nın ülke CDS primleri için elde edilen ikili uzun hafıza sonuçları Tablo 4.32'de yer almaktadır.

Tablo 4.32: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları

	ARFIMA(1, ξ ,2) FIGARCH(1,d,1) Student-t	ARFIMA(1, ξ ,2) FIAPARCH(1,d,1) Student-t
C(M)	-0.001975*** [0.00064782] (0.0023)	-0.001864*** [0.00062190] (0.0028)
ξ	0.077451 [0.066098] (0.2414)	0.073438 [0.062783] (0.2422)
Ψ_1	0.861731*** [0.036059] (0.0000)	0.863052*** [0.034343] (0.0000)
Ψ_2	-	-
θ_1	-0.814264*** [0.088993] (0.0000)	-0.813472*** [0.081478] (0.0000)

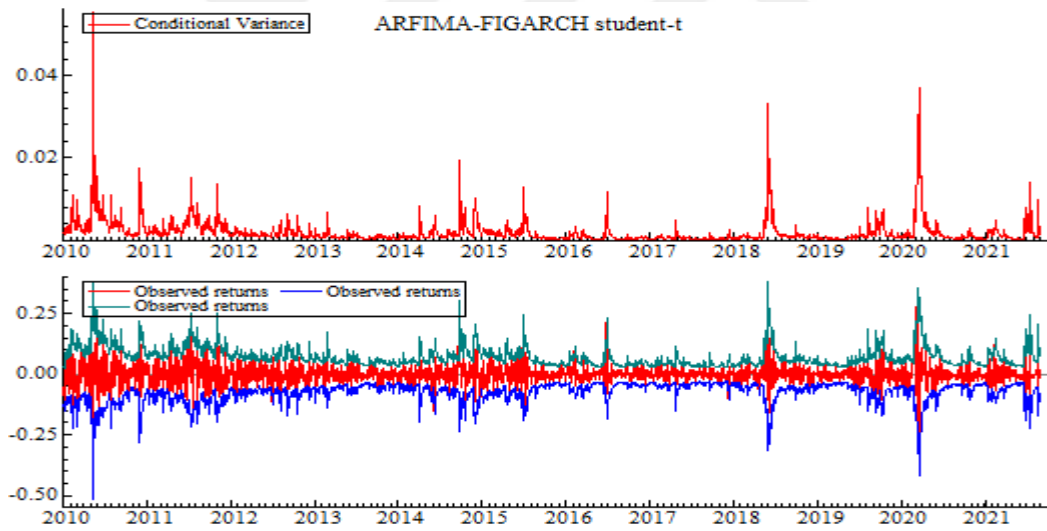
Tablo 4.32. Devamı

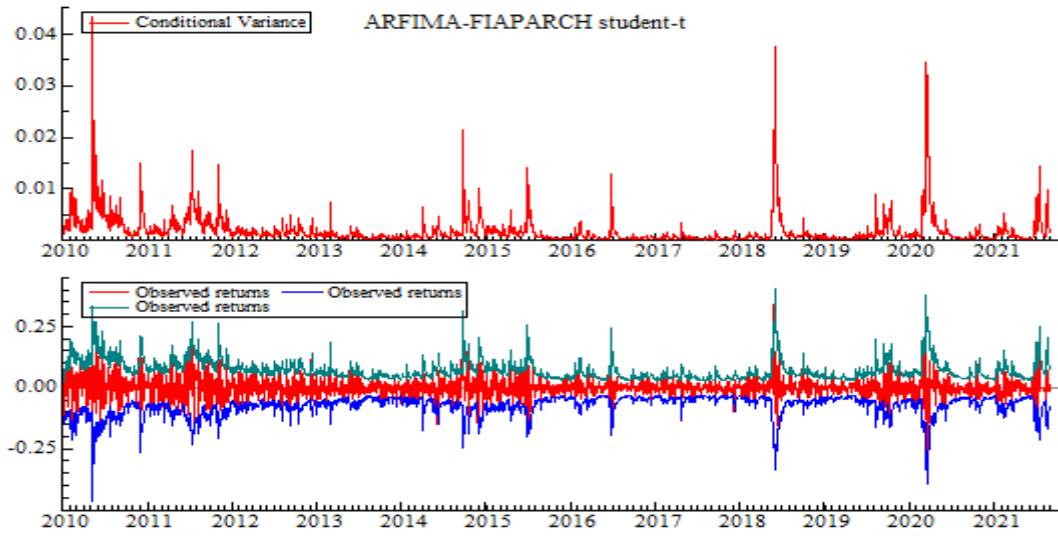
θ_2	-0.085317** [0.040187] (0.0338)	-0.086737** [0.038536] (0.0245)
C(V)	0.552984** [0.21950] (0.0118)	0.982847 [1.1524] (0.3938)
d	0.598882*** [0.10122] (0.0000)	0.613845*** [0.099470] (0.0000)
α_1	0.225789*** [0.078942] (0.0043)	0.237602*** [0.070880] (0.0008)
β_1	0.588072*** [0.11307] (0.0000)	0.618150*** [0.10030] (0.0000)
Student (DF)	3.333255*** [0.13930] (0.0000)	3.358197*** [0.14623] (0.0000)
γ (GAMA)	-	-0.110511* [0.064849] 0.0885
δ (DELTA)	-	1.863648*** [0.23413] (0.0000)
Log L	6206.857	6209.093
AIC	-4.090335	-4.090490
SIC	-4.070479	-4.066663
Çarpıklık	0.25787	0.25768
Aşırı Basıklık	7.1868	7.1575
J-B	6554.5	6501.4
Q(20)	23.2328 (0.1418234)	23.0295 (0.1482943)
Q ² (20)	16.7735 (0.538724)	14.1278 (0.7207234)
MAE	0.002328	0.001667
TIC	0.593	0.5652

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

Tabloda koşullu ortalama serisinde uzun hafızayı temsil eden ξ parametresinin iki ayrı modelde anlamsız çıkmıştır. Koşullu ortalama serisinde uzun hafızaya dair bulgu yer almamaktadır. Getiri düzeyinde hafıza etkisinin olmaması, zayıf formda etkinliğin geçerliliği anlamına gelmektedir. Getiri serisi tahmin edilebilir bir yapıya sahip değildir. Bu durumda tarihi fiyatlar yardımıyla teknik analiz ile gelecekte oluşabilecek fiyatlar tahmin edilememektedir. Koşullu varyans serisinde yer alan uzun hafıza parametresi ise simetrik ve asimetrik modelde anlamlı çıkarak $0,5 < d < 1$ aralığında çıkmıştır. Bu aralıktaki seri, sonsuz varyanslı ve durağan olmayan bir yapıda olmasına karşın ortalamaya dönme eğilimi göstermektedir. Bu sonuca göre volatilité serisi üzerinde uzun dönemde kalıcı etki olduğu ve şokların etkisinin volatilité üzerinde uzun dönemli etkisi nedeniyle ortalamaya dönüşün uzun süre aldığı sonucuna ulaşılabilir. İtalya'nın ülke CDS

primi piyasasında volatilitenin teknik analiz yardımıyla öngörülebilir olması, piyasanın zayıf formda etkinlik sergilemediğini göstermektedir. Uzun hafıza olgusu, beraberinde fraktal piyasa koşullarının da yer aldığına işarettir. Asimetrik modelde yer alan ve asimetri etkisini gösteren γ parametresi negatif ve %10 seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Bu sonuca göre pozitif haberler negatif haberlere göre volatilitayı daha fazla etkilemektedir. γ parametresinin negatif katsayılı çıkması nedeniyle kaldıraç etkisi görülmemektedir. Volatilite kalıcılığının ölçüsü olan $(\alpha + \beta)$ toplamı, iki modelde de birbirine yakın olmakla birlikte Asimetrik modelde daha büyük çıkmıştır. Modele ait hata terimlerine uygulanan Box-Pierce (1978) ve ARCH testlerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, hatalarda ve hata karelerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun ortadan kalktığı görülmektedir. Öngörü hatası en düşük model MAE ve TIC'e göre asimetrik ikili uzun hafıza modelidir. İtalya CDS primlerine ilişkin Koşullu varyans ve riske maruz değer grafikleri Grafik 4.15'de yer almaktadır.





Grafik 4.15: İtalya Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri

Grafik 4.15 incelendiğinde 2010 ilk çeyrekte ikinci çeyreğe, 2011 ikinci çeyrekte 2011 üçüncü çeyreğe, 2014 ikinci çeyrekte 2015 üçüncü çeyreğe, 2018 üçüncü çeyrekte ve 2020 birinci çeyrekte 2021 ikinci çeyreğe değin belirsizlikte artış görülmektedir. 2010-2011 yılları arasında belirsizlikte artışın nedeni Euro Bölgesi borç krizinin devam eden etkileri, 2018 yılı ikinci çeyrekte belirsizlikte artışın nedeni seçim döneminde yaşanan şiddet olaylarının devam eden etkileri ve 2020-2021 arası dönemin ise Covid-19 salgınının oluşturduğu belirsizlik ortamıdır. Grafik4.14 incelendiğinde 2010-2011, 2015, 2018 ve 2020-2021 dönemlerindeki belirsizlik artışının İtalya ülke CDS primlerinin riskini önemli ölçüde artırdığı anlaşılmaktadır.

Riske maruz değer analizlerine çeşitli testler yardımıyla uygunluk kontrolü yapılmaktadır. Bu testlerden yaygın olarak kullanılan Kupiec LR Backtesting (Geriye Dönük Test) testidir. İtalya CDS primlerine ait Kupiec LR test sonuçları Tablo 4.33’da yer almaktadır.

Tablo 4.33: Kupiec LR Testi Sonuçları

ARFIMA(1,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) Student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.93432	14.330***	0.00015337	0.050000	0.056106	2.2915	0.13008
0.97500	0.96403	13.208***	0.00027877	0.025000	0.027063	0.51528	0.47286
0.99000	0.98449	7.9591***	0.0047845	0.010000	0.011221	0.43904	0.50759
0.99500	0.99208	4.4086**	0.035759	0.0050000	0.0059406	0.50806	0.47598
0.9975	0.99736	0.023471	0.87824	0.0025000	0.0019802	0.35369	0.55203
ARFIMA(1,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1) Student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.93399	14.915***	0.00011249	0.050000	0.056436	2.5411	0.11092
0.97500	0.96403	13.208***	0.00027877	0.025000	0.029043	1.9330	0.16443
0.99000	0.98449	7.9591***	0.0047845	0.010000	0.011551	0.70139	0.40232
0.99500	0.99208	4.4086**	0.035759	0.0050000	0.0059406	0.50806	0.47598
0.9975	0.99736	0.023471	0.87824	0.0025000	0.0019802	0.35369	0.55203

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Pozitif ve negatif getiri yüzdesindeki sapma oranlarının riske maruz değerlerin beklentisine uyumu dikkate alındığında Kupiec LR testi sonucuna göre simetrik ve asimetrik uzun hafıza sonuçlarında başarı oranları bakımından farklılık görülmemiştir.

Buraya kadar varyans kırılmaları dikkate alınmadan tahmin yapıldı. Varyansta kırılmaların varlığı, sahte uzun hafıza sürecine neden olabilmektedir. 2010 – 2022 dönemi arası uzun bir zaman dilimi olduğu için İtalya Cumhuriyeti ve Dünya’da meydana gelen ekonomik, siyasi ve toplumsal gelişmelerin serinin varyansında yapısal kırılmalara sebep olması beklenen bir durumdur. Varyansta meydana gelebilecek kırılmaları belirlemek için Inclan ve Tiao (1994) tarafından tanıtılan ve Sanso ve diğerleri (2004) tarafından gözden geçirilen ICSS testlerinden faydalanılmıştır. ICSS testi sonucunda IT algoritmasında 8 kırılma, Kappa 1 algoritmasında 4 kırılma; 12.12.2011, 26.02.2013, 21.02.2020, 20.03.2020 ve Kappa 2 algoritmasında ise 1 kırılma; 12.12.2011 (D1(V)) belirlenmiştir. IT ve Kappa 1 algoritmasına göre daha güvenilir olan Kappa 2 algoritmasına göre kukla değişken oluşturulmuş ve varyans denkleminde eklenmiştir. Varyansta kırılma tarihine ilişkin açıklama Tablo 4.34’de yer almaktadır.

Tablo 4.34: Varyansta Kırılma Tarihine İlişkin Bilgiler

Tarih	Açıklama
12.12.2011	İtalya Başbakanı Berlusconi'nin istifa edeceğini açıklaması, Almanya Başbakanı ve Fransa Cumhurbaşkanı'nın Euro Bölgesindeki 17 ülkenin ekonomi politikalarının iyileştirilmesi için yaptığı ortak çağrı
Not: Kırılma tarihine ilişkin bilgiler theguardian.com ve infoplease.com internet sitelerinden elde edilmiştir.	

İtalya'da yurtiçi ve yurtdışı şok kaynaklı kırılmaya CDS primleri artış yönünde cevap vermiştir. İtalya Cumhuriyeti ülke CDS primlerinde varyans kırılmalarının etkisi Tablo 4.35'te yer almaktadır.

Tablo 4.35: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri

Kırılmalı	Kırılma Öncesi		Kırılma Sonrası	
	ARFIMA(1,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(1,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)	ARFIMA(1,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(1,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)
	Student-t	Student-t	Student-t	Student-t
C(M)	-0.001975*** [0.00064782] (0.0023)	-0.001864*** [0.00062190] (0.0028)	-0.001976*** [0.00064803] (0.0023)	-0.001865*** [0.00062217] (0.0027)
ξ	0.077451 [0.066098] (0.2414)	0.073438 [0.062783] (0.2422)	0.077631 [0.066086] (0.2402)	0.073748 [0.062734] (0.2399)
ψ ₁	0.861731*** [0.036059] (0.0000)	0.863052*** [0.034343] (0.0000)	0.861777*** [0.035961] (0.0000)	0.863136*** [0.034197] (0.0000)
ψ ₂	-	-	-	-
θ ₁	-0.814264*** [0.088993] (0.0000)	-0.813472*** [0.081478] (0.0000)	-0.814503*** [0.088869] (0.0000)	-0.813890*** [0.081239] (0.0000)
θ ₂	-0.085317** [0.040187] (0.0338)	-0.086737** [0.038536] (0.0245)	-0.085191** [0.040242] (0.0343)	-0.086513** [0.038592] (0.0251)
C(V)	0.552984** [0.21950] (0.0118)	0.982847 [1.1524] (0.3938)	0.552470** [0.21959] (0.0119)	0.980498 [1.1496] (0.3938)
D1 (V)	-	-	-0.000255 [0.0023979] (0.9154)	-0.000680 [0.0032561] (0.8346)
d	0.598882*** [0.10122] (0.0000)	0.613845*** [0.099470] (0.0000)	0.599416*** [0.10225] (0.0000)	0.614881*** [0.10084] (0.0000)
α ₁	0.225789*** [0.078942] (0.0043)	0.237602*** [0.070880] (0.0008)	0.225777*** [0.078893] (0.0042)	0.237446*** [0.070900] (0.0008)
β ₁	0.588072*** [0.11307] (0.0000)	0.618150*** [0.10030] (0.0000)	0.588626*** [0.11390] (0.0000)	0.619081*** [0.10119] (0.0000)
γ (GAMA)	-	3.358197*** [0.14623] (0.0000)	--	-0.110675* [0.064847] (0.0880)
δ (DELTA)	-	-0.110511* [0.064849] (0.0885)	-	1.863773*** [0.23412] (0.0000)
Student (DF)	3.333255*** [0.13930] (0.0000)	1.863648*** [0.23413] (0.0000)	3.333477*** [0.13934] (0.0000)	3.358504*** [0.14629] (0.0000)

Tablo 4.35. Devamı

Log L	6206.857	6209.093	6206.859	6209.101
AIC	-4.090335	-4.090490	-4.089676	-4.089836
SIC	-4.070479	-4.066663	-4.067835	-4.064023
Çarpıklık	0.25787	0.25768	0.25764	0.25727
Aşırı Basıklık	7.1868	7.1575	7.1860	7.1562
J-B	6554.5	6501.4	6553.0	6498.8
Q(20)	23.2328 (0.1418234)	23.0295 (0.1482943)	23.2153 (0.142372)	22.9936 (0.1494589)
Q²(20)	16.7735 (0.538724)	14.1278 (0.7207234)	16.7723 (0.5388078)	14.1270 (0.7207740)
MAE	0.002328	0.001667	0.002329	0.001668
TIC	0.593	0.5652	0.5931	0.5653

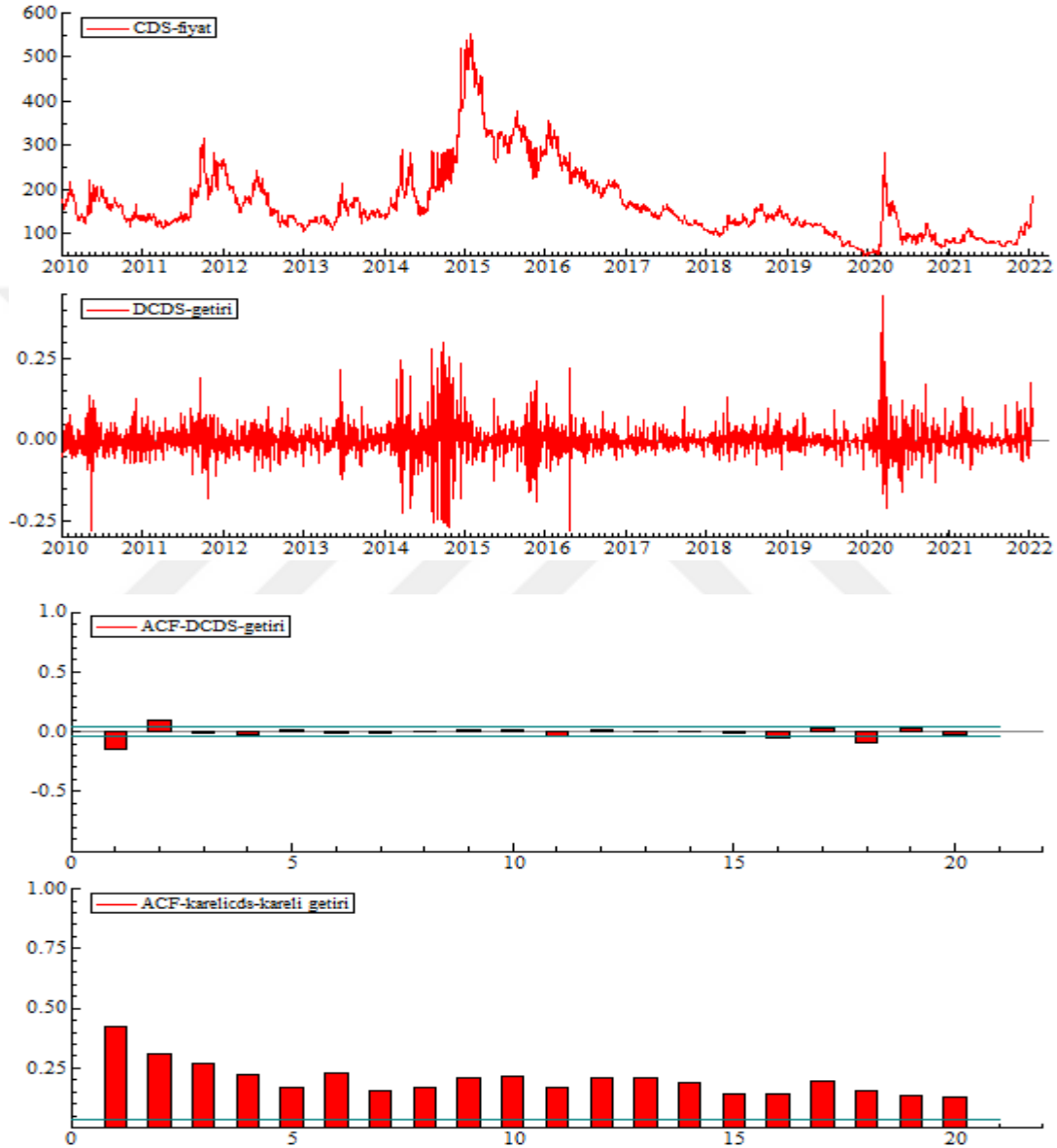
Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

Kırılmaların modele eklenmesi ile koşullu ortalama serisinde ve koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza direncinde önemli bir değişme görülmemektedir. Volatilité kalıcılığında da değişiklik gözlenmemektedir. Koşullu varyans denkleminde eklenen kukla değişkenin anlamsız çıkması, önemli parametrelerde gözle görülür değişikliklerin olmasına izin vermemektedir. Kukla değişkenin anlamsız çıkmasının diğer bir sonucu ise İtalya ülke içi siyaset kaynaklı şokun CDS primlerine etkisinin olmamasıdır. Kırılmaların eklendiği modellerde MAE ve TIC performans kriterlerinde düşüş gözlenmiştir. Box-Pierce testine göre Q ve Q² sonuçlarında elde edilen artıklar otokorelasyon sorunu içermemektedir. ARCH testi sonuçlarına göre ise hatalarda değişen varyans sorunu yer almamaktadır. İtalya Cumhuriyeti ülke CDS primlerine ait ikili uzun hafıza sonuçlarına ilişkin ayrıntılar Ek-12'den incelenebilir.

4.5.6. Rusya Federasyonu CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları

Rusya, başkanlık sistemiyle yönetilen 21 cumhuriyet, 9 eyalet, 46 bölge, 2 federal statüye sahip şehir ve 5 özerk bölgeden oluşan bir federasyondur. Ülkeyi başkan yönetirken başbakan, yürütme erkinin başındadır. Yasama yetkisi ise Duma ve Federal Meclise aittir. Rusya anayasasına göre Devlet Başkanı 6 yılda bir halk tarafından seçilir. Başbakan ise Devlet Başkanı tarafından atanır ve başkanın onayı ile hükümeti kurar. Rusya'nın önemli sorunlarının başında nüfusun azalması gelmektedir. 2021 yılı itibarıyla 146 milyon olan nüfusun 2050 yılı itibarıyla 112 milyona gerilemesi beklenmektedir. Zengin yeraltı kaynaklarına sahip olan ülke önemli bir hammadde ve enerji ihracatçısı konumundadır. Rusya ile ilgili makroekonomik göstergelere bakılacak olursa IMF tahminlerine göre; 2019 yılı itibarıyla 1,69 trilyon dolar olan GSYH'nın 2025 yılı itibarıyla 1,87 trilyon dolara, 11517 dolar olan kişi başına milli gelirin, 2025 yılı itibarıyla

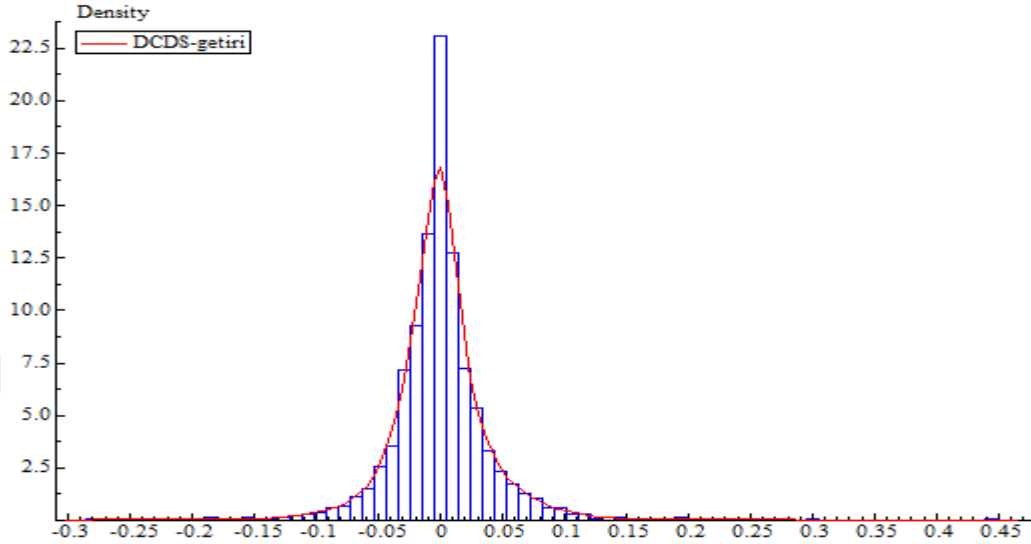
12900 dolara yükselmesi beklenmektedir (TB, 2019, s. 3-5). Rusya CDS primlerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 4.16’de yer almaktadır. Zaman serisi grafikleri ile serinin durağanlık, trend, volatilité, volatilité kümelenmesi ve otokorelasyon özellikleri hakkında ön inceleme yapılabilir.



Grafik 4.16: Rusya Federasyonu CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri

Şekil 4.15’de yer alan fiyat serisinde dalgalanmalarla birlikte 2010 yılından 2015 yılına değin artış görölmektedir. 2015 yılındaki artışın nedeni, Ukrayna’nın doğusunda Rusya yanlısı ayrılıkçıların başlattığı olaylar sonucunda Kırım’ın Rusya tarafından ilhakı sonucunda yaşanan gelişmelerdir. 2015 yılından 2020 yılına kadar ise yine dalgalanmalar

ile birlikte düşüş yönünde eğilim vardır. 2020 yılındaki yükselişin nedeni ise Covid-19 salgını kaynaklı yükseliştir. CDS primlerine ilişkin yoğunluk grafiği Grafik 4.17’de yer almaktadır. Yoğunluk grafiği ile serinin basıklık değerleri incelenebilir.



Grafik 4.17: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Grafiği

Yoğunluk grafiğine göre Rusya ülke CDS Primleri normal değer olan 3’ün üzerinde değer alarak kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermektedir. Seri kalın kuyruk özelliğine sahip olması nedeniyle normal dağılım özellikleri göstermemektedir. Tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.36’da yer almaktadır.

Tablo 4.36: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

DCDS	
Gözlem Sayısı	3136
Ortalama	9.75E-06
Medyan	0.0000
Maksimum	0.443975
Minimum	-0.278632
Standart Sapma	0.045598
Çarpıklık	0.455933
Basıklık	15.56235
Jarque-Bera	20729.5*** (0.0000)
ARCH (10)	97.428*** (0.0000)
ARCH (20)	53.158*** (0.0000)
Q(10)	96.6096*** (0.0000)
Q(20)	144.742*** (0.0000)
Q(50)	316.144*** (0.0000)
Q ² (10)	1942.77*** (0.0000)
Q ² (20)	2843.82*** (0.0000)
Q ² (50)	3921.33*** (0.0000)
Uzun Hafıza Testleri	
Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	0.937342
Lo R/S	

Tablo 4.36. Devamı

q= 1	1.01437
q= 2	1.00772
q= 5	1.01606
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	-0.168541 [0.103038] (0.1019)
m= T ^{0.6}	-0.140369 [0.0926894] (0.1299)
m= T ^{0.7}	-0.095974 [0.0848627] (0.2581)
m= T ^{0.8}	-0.0816492 [0.0786865] (0.2994)
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	-0.205008***[0.0707107] (0.0037)
m= T ^{0.6}	-0.14968** [0.0645497] (0.0204)
m= T ^{0.7}	-0.0965176 [0.0597614] (0.1063)
m= T ^{0.8}	-0.0551945 [0.0559017] (0.3235)
Kareli Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	4.63131
Lo R/S	
q= 1	3.88606
q= 2	3.48619
q= 5	2.88263
GPH Testi	
m= T ^{0.5}	0.468621*** [0.103038] (0.0000)
m= T ^{0.6}	0.479154*** [0.0926894] (0.0000)
m= T ^{0.7}	0.459385*** [0.0848627] (0.0000)
m= T ^{0.8}	0.437527*** [0.0786865] (0.0000)
GSP Testi	
m= T ^{0.5}	0.422229*** [0.0707107] (0.0000)
m= T ^{0.6}	0.466961*** [0.0645497] (0.0000)
m= T ^{0.7}	0.444872*** [0.0597614] (0.0000)
m= T ^{0.8}	0.402826*** [0.0559017] (0.0000)
R/S Testi Kritik değerleri	
	90%: [0.861, 1.747]
	95%: [0.809, 1.862]
	99%: [0.721, 2.098]
Not: ***, ** * işaretleri sırayla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. m, GPH testi için bandwith değerini, q ise Lo's R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu göstermektedir.	

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan değerlere bakıldığında ortalama değerinin negatif olduğu görülmektedir. Çarpıklık değerine göre seri pozitif asimetric yapıdadır. Basıklık değeri ise normal değer olan 3'ün üzerinde çıkmıştır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile “seri normal dağılıma uygundur” temel hipotezi reddedilmiştir. ARCH etkisi 10 ve 20 gecikme için sınanmış ve %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, GARCH temelli yöntemlerin kullanılabileceğine dair göstergedir. Q ve kareli Q testinde 50 gecikmeye kadar Ljung-Box (1978) test istatistiği ile serisel korelasyon araştırılmıştır. “*serisel korelasyon yoktur*” temel hipotezi reddedilmiştir. Bunun sonucunda CDS primi getiri serisinde serisel korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Hurst R/S testi “seri otokorelasyona sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Hurst üssel değerleri $0 < H < 1$ arasında yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre getiri ve kareli getiri serisinde temel hipotez kabul edilmiştir. Diğer bir ifadeyle kalıcı seri özelliği yoktur. Lo R/S testi, “seri uzun hafızaya sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez kabul edilirken kareli getiri serisinde temel hipotez reddedilmiştir. Lo R/S testine göre getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmazken, kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği mevcuttur. Yarı parametrik yöntemler olan GPH ve GSP testleri, parçalı fark alma parametresini belirtmektedir. GPH testi 0’dan küçük değer için tutarlı sonuçlar verirken GSP testi 0 ile 0,5 aralığı için tutarlı sonuç vermektedir. Test sonuçlarına göre mutlak değer olarak 0,5’ten küçük ve anlamlı sonuçlara sahip olan getiri serisinde, anti kalıcı yapı, diğer bir ifadeyle kısa hafıza söz konusudur. Kareli getiri serisinde ise uzun hafıza özelliği bulunmaktadır.

Uzun hafıza analizine geçmeden önce serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Çalışmaya konu olan finansal zaman serisinin birim kök sınavında ADF, PP ve Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 4.37’de yer almaktadır.

Tablo 4.37: Birim Kök Testi Sonuçları

PANEL A				
	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGCDS-I(0)	-2.508006 (0.1136)	-2.697523 (0.2376)	-2.739476* (0.0675)	-2.993650 (0.1341)
DCDS-I(1)	-10.76937*** (0.0000)	-10.76596*** (0.0000)	-64.53205*** (0.0000)	-64.52321*** (0.0000)
PANEL B				
Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi				
	Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
PT	0.70438733** (8.9793187)		1.04.2011	
MPT	0.62410166** (8.9793187)		3.08.2012	
MZA	-673.41247** (-46.054940)		13.03.2014	
MSB	0.027248608** (0.10414753)		26.11.2015	
MZT	-18.349553** (-4.7841888)		10.03.2020	
Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF test istatistikleri AIC’ye göre hesaplanmıştır.				

Panel A’da yer alan sonuçlar incelendiğinde farkı alınmış seri için “birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. Serinin seviyede birim kök içerdiği ve birinci farkında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmüştür. Panel B’de yer

alan Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) test sonuçlarına göre logaritmik fark serisi %5 anlamlılık seviyesinde kırılmalarla birlikte durağan çıkmıştır. “Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir.

İkili uzun hafıza analizine geçmeden önce uygun ARFIMA modelinin oluşturulması gerekmektedir. ARFIMA (p, ξ , g) yapısı (0, ξ , 0) ile (2, ξ , 2) arasındaki bileşimler denenmiş ve Akaike Bilgi Kriterine göre uygun model belirlenmiştir. Uygun ARFIMA model sonuçları Tablo 4.38’de yer almaktadır.

Tablo 4.38: Uygun ARFIMA Model Sonuçları

(p, ξ , g)	(1, ξ , 0)
ξ	0.0434408* [0.02285] (0.057)
Ψ_1	-0.186664*** [0.02690] (0.0000)
Ψ_2	-
Θ_1	-
Θ_2	-
F olasılık	24.03420*** (0.0000)
AIC	-3.35840943
SIC	-3.350692
Log (L)	5269.98598
Asimptotik Test İstatistikleri	19468. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3057.7*** (0.0000)
ARCH (2)	330.00*** (0.0000)
ARCH (5)	140.63*** (0.0000)
ARCH (10)	85.929*** (0.0000)
Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.	

Uygun ARFIMA model sonucu ile uzun hafıza test sonuçları birbiriyle tutarlı şekilde çıkmamıştır. ARFIMA modelinde kesirli bütünleşme parametresi $0 < \xi < 0,5$ aralığında 0’a yakın olmakla birlikte uzun hafızalı olarak tanımlanmakta ve uzun dönemde pozitif bağımlılık söz konusu olmaktadır. Tanı testleri sonucuna göre otokorelasyon ve değişen varyans görülmektedir. Rusya ülke CDS Primlerinde getiri düzeyinde uzun hafızaya yakın özellik bulunmuştur. Volatilitede ikili uzun hafızanın incelenmesi gerekmektedir. Bunun için simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinden yararlanılmıştır. Geçerli çıkan sonuçlar Tablo 4.39’da yer almaktadır.

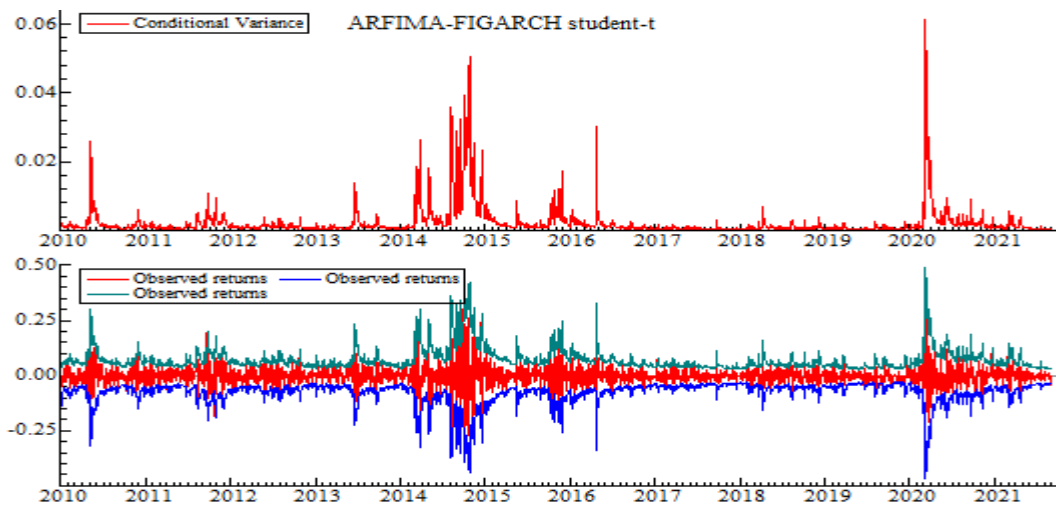
Tablo 4.39: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları

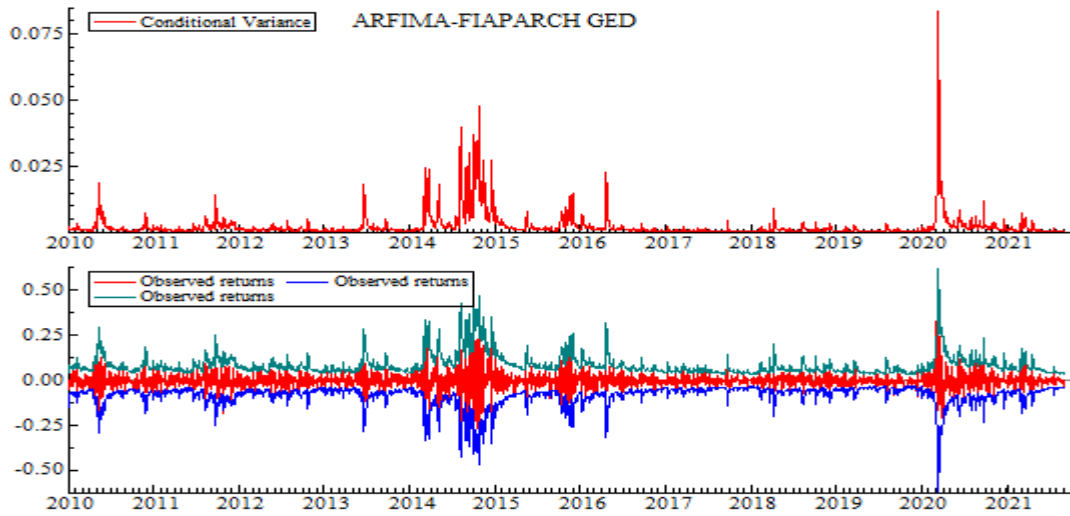
	ARFIMA(1,ξ,0) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(1,ξ,0) FIAPARCH(1,d,1)
	Student-t	GED
C(M)	-0.001623*** [0.0002961] (0.0000)	-0.000000 [1.1543e-005] (1.0000)
ξ	-0.051162* [0.02983] (0.0864)	-0.000000 [6.8862e-006] (1.0000)
ψ ₁	0.083268** [0.036132] (0.0213)	0.000000 [9.6385e-006] (1.0000)
ψ ₂	-	-
θ ₁	-	-
θ ₂	-	-
C(V)	0.910457*** [0.052802] (0.0054)	1.524487 [1.4235] (0.2880)
d	0.539850*** [0.051884] (0.0000)	0.485040 *** [0.056262] (0.0000)
α ₁	0.084606 [0.11233] (0.4453)	0.133733 [0.15988] (0.4030)
β ₁	0.366778*** [0.12935] (0.0046)	0.371015** [0.18180] (0.0415)
Student(DF)	3.531799 *** [0.18016] (0.0000)	-
GED(DF)	-	0.808506*** [0.045761] (0.0000)
γ (GAMA)	-	-0.232004*** [0.077223] (0.0024)
δ (DELTA)	-	1.887247 *** [0.18788] (0.0000)
Log L	6216.048	6285.078
AIC	-4.073765	-4.133780
SIC	-4.071235	-4.113957
Çarpıklık	0.69517	0.67142
Aşırı Basıklık	4.4903	4.4598
J-B	2795.2	2744.2
Q(20)	18.6847 (0.477222)	20.4249 (0.3094126)
Q ² (20)	16.3174 (0.5704086)	14.2478 (0.7128029)
MAE	0.002063	0.00196
TIC	0.6703	0.6966

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

Tabloda koşullu ortalama serisinde uzun hafızayı temsil eden ξ parametresi asimetrik modelde anlamsız, simetrik modelde ise negatif katsayılı ve anlamlı çıkmıştır. Asimetrik modele dâhil olan parametrelerden dolayı ξ parametresi anlamsız çıkmaktadır.

Bu durumda Rusya Federasyonu ülke CDS primlerinde getiri düzeyinde kısa hafızaya yakın özellikten söz edilebilir. Getiri serisinde zayıf formda etkinlik söz konusu değildir. Teknik analiz ile gelecekte ki fiyatları tahmin etme ihtimali vardır. Koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza parametresi d ise iki ayrı model ve dağılım için 0 ile 1 arasında değer alarak istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Bu sonuca göre volatilité serisi üzerinde uzun dönemde kalıcı etki olduğu ve şokların etkisinin volatilité üzerinde uzun dönemli etkisi nedeniyle ortalamaya dönüşün uzun süre aldığı sonucuna ulaşılabilir. Simetrik modelde $0.5 < d < 1$ aralığında çıkarken asimetrik modelde $0 < d < 0.5$ aralığında çıkarak iki modelde uzun hafıza direncinde farklılık yer almaktadır. Simetrik modelde sonsuz varyanslı durağan olmayan bir yapı bulunurken asimetrik modelde kovaryans durağan ve ortalamaya dönen bir süreç söz konusudur. Rusya'nın ülke CDS primi piyasasında volatilitenin teknik analiz yardımıyla öngörülebilir olması, piyasanın zayıf formda etkinlik sergilemediğini göstermektedir. Uzun hafıza olgusu, beraberinde fraktal piyasa koşullarının da yer aldığına işaretler. Asimetrik modelde yer alan ve asimetri etkisini gösteren γ parametresi negatif ve anlamlı çıkmıştır. Bu sonuca göre pozitif haberler negatif haberlere göre volatilitéyi daha fazla etkilemektedir. Γ parametresinin negatif katsayılı çıkmasının sonucunda kaldıraç etkisi yer almamaktadır. Modellerde ARCH-LM ve Box-Pierce (1978) testlerine göre değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının ortadan kalktığı görülebilir. Öngörü hatası en düşük model MAE'ye göre asimetrik model, TIC'e göre ise simetrik ikili uzun hafıza modelidir. Rusya CDS primlerine ilişkin koşullu varyans ve riske maruz değer grafiği Grafik 4.18'de yer almaktadır.





Grafik 4.18: Rusya Federasyonu Ülke CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri

Koşullu varyans grafiği incelendiğinde Euro Bölgesi borç krizinin Nisan 2010, Ukrayna'nın doğusunda yaşanan olayların 2014-2015 yıllarında ve Covid-19 salgınının Ocak 2020'de belirsizlikleri artırdığı görülmektedir. Bu yıllara ait belirsizlik artışının CDS primlerinin riskini önemli ölçüde artırdığı anlaşılmaktadır.

Riske maruz değer analizlerine çeşitli testler yardımıyla uygunluk kontrolü yapılmaktadır. Bu testlerden yaygın olarak kullanılan Kupiec LR Backtesting (Geriye Dönük Test) testidir. İtalya CDS primlerine ait Kupiec LR test sonuçları Tablo 4.40'da yer almaktadır.

Tablo 4.40: Kupiec LR Testi Sonuçları

ARFIMA (1,ξ,0) – FIGARCH (1,d,1) student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.93314	16.515***	4.8266e-005	0.050000	0.049078	0.054685	0.81510
0.97500	0.96344	14.603***	0.000132	0.025000	0.024704	0.010988	0.91652
0.99000	0.98682	2.8112 *	0.093606	0.010000	0.005599	7.0623**	0.007872
0.99500	0.99209	4.3734**	0.036505	0.0050000	0.0023057	5.5452***	0.018532
0.99750	0.99572	3.1807**	0.074511	0.0003293	0.00065876	9.1407**	0.002499
ARFIMA (1,ξ,0) – FIAPARCH (1,d,1) GED							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.94960	0.0099606	0.92050	0.050000	0.040514	6.1333**	0.013266
0.97500	0.97431	0.059064	0.80798	0.025000	0.019433	4.1746**	0.041035
0.99000	0.99045	0.062468	0.80264	0.010000	0.0049407	9.6461***	0.0018976
0.99500	0.99341	1.3978	0.23709	0.0050000	0.0013175	11.732***	0.00061439
0.99750	0.99704	0.24773	0.61868	0.0025000	0.00065876	5.8556**	0.015528

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Simetrik modele göre örneklem içi tahmin sonuçları incelendiğinde kısa pozisyonda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.95000, 0.97500, 0.99000, 0.99500 ve 0.9975 kantil değerleri için kabul edilmezken, uzun pozisyonda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez 0.010000, 0.0050000 ve 0.0025000 değeri için kabul edilmemiştir. Asimetrik modelde ise kısa pozisyonda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, tüm kantil değerleri için kabul edilirken, uzun pozisyonda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, 0.050000, 0.025000, 0.010000, 0.0050000 ve 0.0025000 değeri için kabul edilmemiştir. Örneklem içi riske maruz değer hesaplamasında pozitif ve negatif getiri yüzdesindeki sapma oranlarının riske maruz değer beklenmesine uyumu dikkate alındığında Kupiec LR testi sonucuna göre asimetrik ikili uzun hafıza modelinin daha başarılı olduğu görülmektedir.

Rusya ülke CDS primlerinin koşullu varyansında ekonomik ve sosyal olayların etkisinin olup olmadığını belirlemek için ICSS testi yapılmış ve Kappa 1 algoritmasında 20 kırılma, Kappa 2 algoritmasında ise 2 kırılma tarihi; 1.08.2014 (D1) ve 24.10.2014 (D2) belirlenmiştir. Daha güvenilir olan Kappa 2 algoritması esas alınarak kukla değişken oluşturulmuştur. Varyansta kırılma tarihlerine ilişkin açıklamalar Tablo 4.41’de yer almaktadır.

Tablo 4.41: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler

Tarih	Açıklama
1.08.2014	Ukrayna’nın doğusunda yer alan Donbas’ta Rusya lehine ayrılıkçı hareketler
24.10.2014	Ukrayna’nın doğusunda devam eden istikrarsızlık. Mısır’ın Sina Yarımadasında yer alan Şeyh Zuveyd şehrinde bir kışlaya karşı düzenlenen bombalı saldırıda 25 asker öldü, 25 asker yaralandı.
Not: Kırılma tarihlerine ilişkin bilgiler, abcnews.go.com ve www.washingtonpost.com internet sitelerinden elde edilmiştir.	

Tablo 4.41’de yer alan bilgilerden ilk kırılma tarihinin Rusya Federasyonunu ilgilendiren siyasi şok, ikinci kırılma tarihinin ise ülke dışından kaynaklı şoklar olduğu görülebilir. Her iki şoka Rusya CDS primleri artış yönünde tepki vermiştir. Rusya Federasyonu ülke CDS primlerine varyans kırılmalarının etkisi, Tablo 4.42’de yer almaktadır.

Tablo 4.42: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri

	Kırılma Öncesi ARFIMA(1,ξ,2) – FIGARCH (1,d,1) Student-t	Kırılma Sonrası ARFIMA(1,ξ,0) – FIGARCH (1,d,1) Student-t
C(M)	-0.001623*** [0.0002961] (0.0000)	-0.001626*** [0.00029649] (0.0000)
ξ	-0.051162* [0.02983] (0.0864)	-0.051172* [0.029731] (0.0853)
ψ ₁	0.083268** [0.036132] (0.0213)	0.083337** [0.036000] (0.0207)
ψ ₂	-	-
θ ₁	-	-
θ ₂	-	-
C(V)	0.910457*** [0.052802] (0.0054)	0.833089*** [0.29571] (0.0049)
D1 (V)	-	0.392367 [0.39146] (0.3163)
D2 (V)	-	0.022678 [0.045899] (0.6213)
d	0.539850*** [0.051884] (0.0000)	0.552000*** [0.051705] (0.0000)
α ₁	0.084606 [0.11233] (0.4453)	0.117511 [0.10223] (0.2504)
β ₁	0.366778*** [0.12935] (0.0046)	0.415537*** [0.11131] (0.0002)
Student (DF)	3.531799 *** [0.18016] (0.0000)	3.533166*** [0.18354] (0.0000)
Log L	6216.048	6220.058
AIC	-4.073765	-4.090947
SIC	-4.071235	-4.071124
Çarpıklık	0.69517	0.60222
Aşırı Basıklık	4.4903	3.9203
J-B	2795.2	2127.7
Q(20)	18.6847 (0.477222)	18.8336 (0.4675538)
Q ² (20)	16.3174 (0.5704086)	16.5244 (0.5560009)
MAE	0.002063	0.002054
TIC	0.6703	0.6712

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

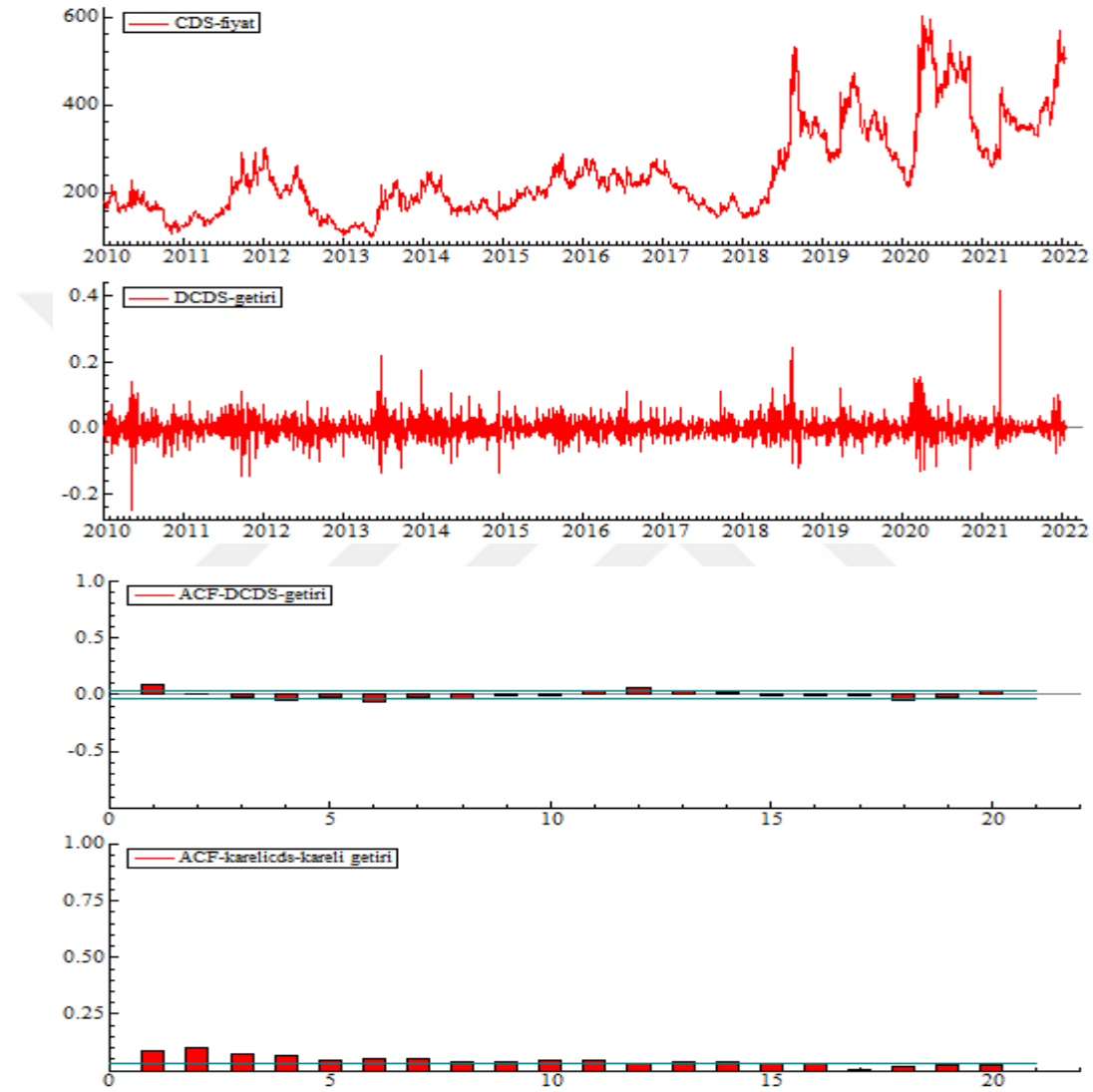
ARFIMA (1,ξ,2) - FIGARCH (1,d,1) modeli student-t dağılımında ekonomik ve sosyal olayları temsil eden kukla değişkenler istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Ülke dışından kaynaklı şokların CDS primlerine etkisi sınırlı kalmıştır. Koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresinin değerinde ve anlamlılığında değişim

olmazken, koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza parametresinde artış yönünde değişme olmuştur. Bunun sonucunda uzun hafıza direncinde artış olmuştur. Kırılmaların eklenmesi ise volatilité kalıcılığında ($\alpha + \beta$) artış olmuştur. Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık görülmemesinin sonucunda değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının ortadan kalktığı görülebilir. ARFIMA (1,ξ,2) - FIAPARCH (1,d,1) modelinden yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Box-Pierce testine göre Q ve Q² sonuçlarında elde edilen artıklar otokorelasyon sorunu içermemektedir. ARCH testi sonuçlarına göre ise değişen varyans sorunu ortadan kalkmıştır. Rusya ülke CDS primlerine ait ikili uzun hafıza sonuçlarına ilişkin ayrıntılar Ek-17'dan incelenebilir.

4.5.7. Türkiye Cumhuriyeti CDS Primlerine İlişkin İkili Uzun Hafıza Sonuçları

1. Dünya savaşının sona ermesi ile Türk Ulusal Hareketi ile Yunan, Ermeni ve Fransız kuvvetleri ve Saltanat yanlıları arasında Türk Kurtuluş Savaşı yapıldı. Mustafa Kemal Atatürk, Ankara'da yeni bir Parlamento olan "Büyük Millet Meclisi"nin kurulması da dâhil olmak üzere milliyetçi harekete öncülük etti. Milliyetçilerin zaferi, Türkiye Cumhuriyeti'ni modern biçimiyle kuran 1923 Lozan Antlaşması'nın imzalanması ile sonuçlandı. Atatürk'ün liderliğinde Türkiye, Türkiye'yi modernleştirmeyi ve laikleştirmeyi amaçlayan radikal sosyal, yasal ve siyasi reformları benimsedi. Türkiye'deki çağdaş siyaset, 2003'te Başbakan olarak göreve başladıktan sonra 2014'ten bugüne Cumhurbaşkanı olan Recep Tayyip Erdoğan tarafından yönetilmektedir. 15 Temmuz 2016'da gerçekleşen hain darbe girişiminde, İstanbul ve Ankara sokaklarında tanklar kullanıldı, parlamento bombalandı ve sivil halka ateş açıldı. Çatışmada en az 251 vatandaş ve güvenlik personeli öldü ve yaklaşık 2 bin kişi yaralandı. 83 milyonluk bir nüfusa sahip olan Türkiye, 2019 yılında yüzde 1,39 oranında büyümüştür. Birleşmiş Milletlere göre Türkiye 3,7 milyon Suriyelinin yanı sıra diğer ülkelerden 400.000 sığınmacının oluşturduğu 4,1 milyon insana ev sahipliği yapmaktadır. Bu 4,1 milyon insan, dünyada bir ülkede yaşayan en fazla mülteci nüfusunu oluşturmaktadır. Türkiye'de hükümet AB fonlarında da yararlanarak mültecilere ücretsiz eğitim, sağlık hizmetleri sağlıyor ve çalışmalarına izin veriyor. 2020 yılı itibariyle Türkiye dünyanın en büyük 18. ekonomisine sahip ve 2000-2019 yılları arasında kişi başına düşen GSYİH, iki katından fazla artarak 4.200 ABD Dolarından 9.140 ABD Dolarına yükselmiştir. Bu büyümeye, 2000'lerin başında uygulamaya konulan mali reformlar ve Uluslararası Para Fonu

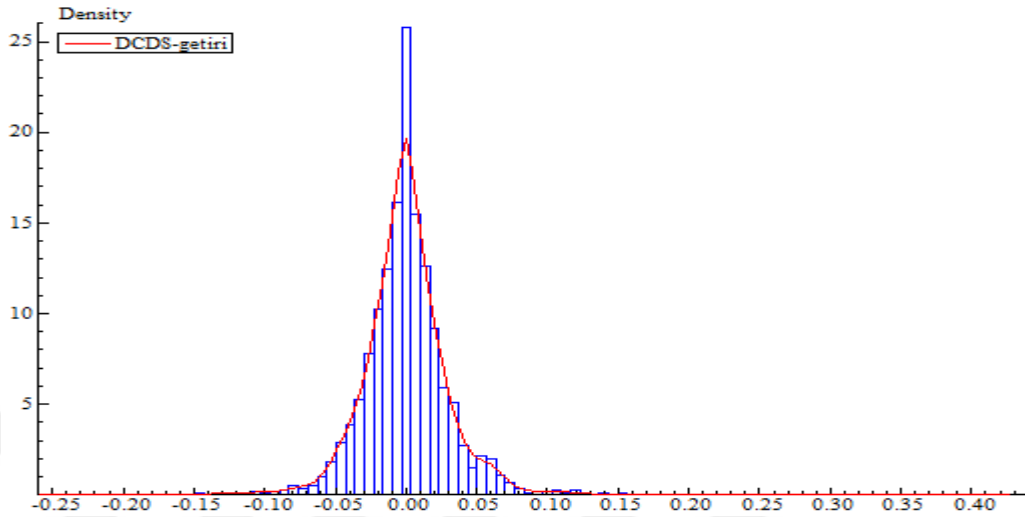
tarafından sağlanan 19 milyar ABD doları tutarındaki yardım paketi yardımcı olmuştur (DFAT, 2020, s. 7-9). Türkiye CDS primlerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 4.19’da yer almaktadır. Zaman serisi grafikleri ile serinin durağanlık, trend, volatilité, volatilité kümelenmesi ve otokorelasyon özellikleri hakkında ön inceleme yapılabilir.



Grafik 4.19: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Zaman Serisi Grafikleri

Grafik 4.19’da yer alan fiyat serisinde 2010-2022 döneminde fiyat dalgalanmalarının yanı sıra artış yönlü bir trend yer almaktadır. Fiyat serisinde trendin yer alması serinin durağan olmadığına dair görsel bir kanıt olarak düşünülebilir. Getiri serisinde 2010-2022 döneminde volatilité kümelenmeleri yer almaktadır. Volatilité kümelenmeleri ise uzun hafıza olgusuna dair ilk ipucu olarak düşünülebilir.

Otokorelasyon fonksiyonlarında ise serinin ortalamaya döndüğü görülebilir. Türkiye ülke CDS primlerine ilişkin yoğunluk grafiği Grafik 4.20’de yer almaktadır.



Grafik 4.20: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Grafiği

Yoğunluk grafiğine göre Türkiye ülke CDS Primleri normal değer olan 3’ün üzerinde değer alarak kalın kuyruk (fat tail) özelliği göstermektedir. Seri kalın kuyruk özelliğine sahip olması nedeniyle normal dağılım özellikleri göstermemektedir. Tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.43’de yer almaktadır.

Tablo 4.43: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

DCDS	
Gözlem Sayısı	3140
Ortalama	0.000332
Medyan	0.00000
Maksimum	0.414281
Minimum	-0.247562
Standart Sapma	0.031342
Çarpıklık	1.053213
Basıklık	18.36845
Jarque-Bera	31481.93***(0.0000)
ARCH (10)	8.5576***(0.0000)
ARCH (20)	4.6239***(0.0000)
Q(10)	52.8417***(0.0000)
Q(20)	84.6426***(0.0000)
Q(50)	126.319***(0.0000)
Q ² (10)	129.446***(0.0000)
Q ² (20)	160.746***(0.0000)
Q ² (50)	170.797***(0.0000)
Uzun Hafıza Testleri	
Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	0.723423
Lo R/S	

Tablo 4.43. Devamı

q= 1	0.691957
q= 2	0.680839
q= 5	0.685733
GPH Testi	
m= T^{0.5}	-0.238031** [0.103038] (0.0209)
m= T^{0.6}	-0.17793* [0.0926894] (0.0549)
m= T^{0.7}	-0.150697* [0.0848627] (0.0758)
m= T^{0.8}	-0.0930157 [0.0786865] (0.2372)
GSP Testi	
m= T^{0.5}	-0.178606** [0.0707107] (0.0115)
m= T^{0.6}	-0.120841* [0.0645497] (0.0612)
m= T^{0.7}	-0.079895 [0.0597614] (0.1813)
m= T^{0.8}	-0.036992 [0.0559017] (0.5081)
Kareli Getiri Serisi	
Hurst-Mundelbrot R/S	1.77074
Lo R/S	
q= 1	1.69761
q= 2	1.62654
q= 5	1.48734
GPH Testi	
m= T^{0.5}	0.190213* [0.103038] (0.0649)
m= T^{0.6}	0.253583*** [0.0926894] (0.0062)
m= T^{0.7}	0.241184*** [0.0848627] (0.0045)
m= T^{0.8}	0.220111*** [0.0786865] (0.0052)
GSP Testi	
m= T^{0.5}	0.152582** [0.0707107] (0.0309)
m= T^{0.6}	0.183429*** [0.0645497] (0.0045)
m= T^{0.7}	0.169168*** [0.0597614] (0.0046)
m= T^{0.8}	0.174176*** [0.0559017] (0.0018)
R/S Testi Kritik değerleri	
	90%: [0.861, 1.747]
	95%: [0.809, 1.862]
	99%: [0.721, 2.098]
Not: ***, **, * işaretleri sırayla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. m, GPH testi için bandwidth değerini, q ise Lo's R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu göstermektedir.	

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan değerlere bakıldığında ortalama değerinin pozitif olduğu görülmektedir. Çarpıklık değerine göre seri yüksek dereceden pozitif asimetri yapısına sahiptir. Basıklık değeri ise normal değer olan 3'ün üzerinde çıkmıştır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile “seri normal dağılıma uygundur” temel hipotezi reddedilmiştir. ARCH etkisi 10 ve 20 gecikme için sınanmış ve %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, GARCH temelli yöntemlerin kullanılabileceğine dair göstergedir. Q ve kareli Q testinde 50 gecikmeye kadar Ljung-Box (1978) test istatistiği ile serisel korelasyon araştırılmıştır. “*serisel korelasyon yoktur*” temel hipotezi reddedilmiştir. Bunun sonucunda CDS primi getiri serisinde serisel korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Hurst R/S testi “seri otokorelasyona sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Hurst üssel değerleri $0 < H < 1$ arasında yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez reddedilirken kareli getiri serisinde temel hipotez kabul edilmiştir. getiri serisinde kalıcı seri özelliği bulunurken kareli getiri serisinde kalıcı seri özelliği yoktur. Lo R/S testi, “seri uzun hafızaya sahip değildir” temel hipotezini test etmektedir. Tablodaki sonuçlara göre getiri serisinde temel hipotez kabul edilirken kareli getiri serisinde temel hipotez reddedilmiştir. Lo R/S testine göre getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmazken, kareli getiri serisinde uzun hafıza özelliği mevcuttur. Yarı parametrik yöntemler olan GPH ve GSP testleri, parçalı fark alma parametresini belirtmektedir. GPH testi 0’dan küçük değer için tutarlı sonuçlar verirken GSP testi 0 ile 0,5 aralığı için tutarlı sonuç vermektedir. Test sonuçlarına göre mutlak değer olarak 0,5’ten küçük ve anlamlı sonuçlara sahip olan getiri serisinde, anti kalıcı yapı, diğer bir ifadeyle kısa hafıza söz konusudur. Kareli getiri serisinde ise uzun hafıza özelliği bulunmaktadır.

Uzun hafıza analizine geçmeden önce serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir. Çalışmaya konu olan serinin birim kök sınavında ADF, PP ve Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 4.44’de yer almaktadır.

Tablo 4.44: Birim Kök Testi Sonuçları

PANEL A				
	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGCDS I(0)	-1.819952 (0.3711)	-3.398680* (0.0517)	-1.881840 (0.3412)	-3.535221** (0.0359)
DCDS I(1)	-16.05855*** (0.0000)	-16.06612*** (0.0000)	-50.80974*** (0.0000)	-50.80463*** (0.0000)
PANEL B				
Carrion-i Silvestre ve diğerleri, (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi				
	Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
PT	1.1839471** (9.1292936)		22.09.2011	
MPT	1.1175496** (9.1292936)		20.06.2013	
MZA	-390.69541** (-46.901902)		12.12.2014	
MSB	0.035770115** (0.10273169)		13.08.2018	
MZT	-13.975220** (-4.8339860)		20.03.2020	

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. () içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF test istatistikleri AIC’ye göre hesaplanmıştır.

Panel A’da yer alan sonuçlar incelendiğinde farkı alınmış seri için “birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir. Serinin seviyede birim kök içerdiği ve birinci

farkında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmüştür. Panel B’de yer alan Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009) test sonuçlarına göre logaritmik fark serisi %5 anlamlılık seviyesinde kırılmalarla birlikte durağan yapıda çıkmıştır. “Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır” temel hipotezi reddedilmiştir.

Durağanlığı belirlenen seride ikili uzun hafıza sürecine geçmeden önce uygun ARFIMA yapısının belirlenmesi gerekir. Türkiye CDS primlerine ilişkin uygun ARFIMA modeli Tablo 4.45’de yer almaktadır. Ayrıntılar Ek 1’den incelenebilir.

Tablo 4.45: Uygun ARFIMA Model Sonuçları

(p, ξ , g)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0961383*** [0.03614] (0.008)
Ψ_1	-0.444142*** [0.1603] (0.006)
Ψ_2	0.328318*** [0.09255] (0.0000)
Θ_1	0.634131*** [0.1486] (0.0000)
Θ_2	-0.187811** [0.08128] (0.021)
F olasılık	7.897034*** (0.0000)
AIC	-4.09541431
SIC	-4.085083
Log (L)	6436.80047
Asimptotik Test İstatistikleri	32341. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3663.0*** (0.0000)
ARCH (2)	28.968*** (0.0000)
ARCH (5)	15.641*** (0.0000)
ARCH (10)	8.8721*** (0.0000)
Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.	

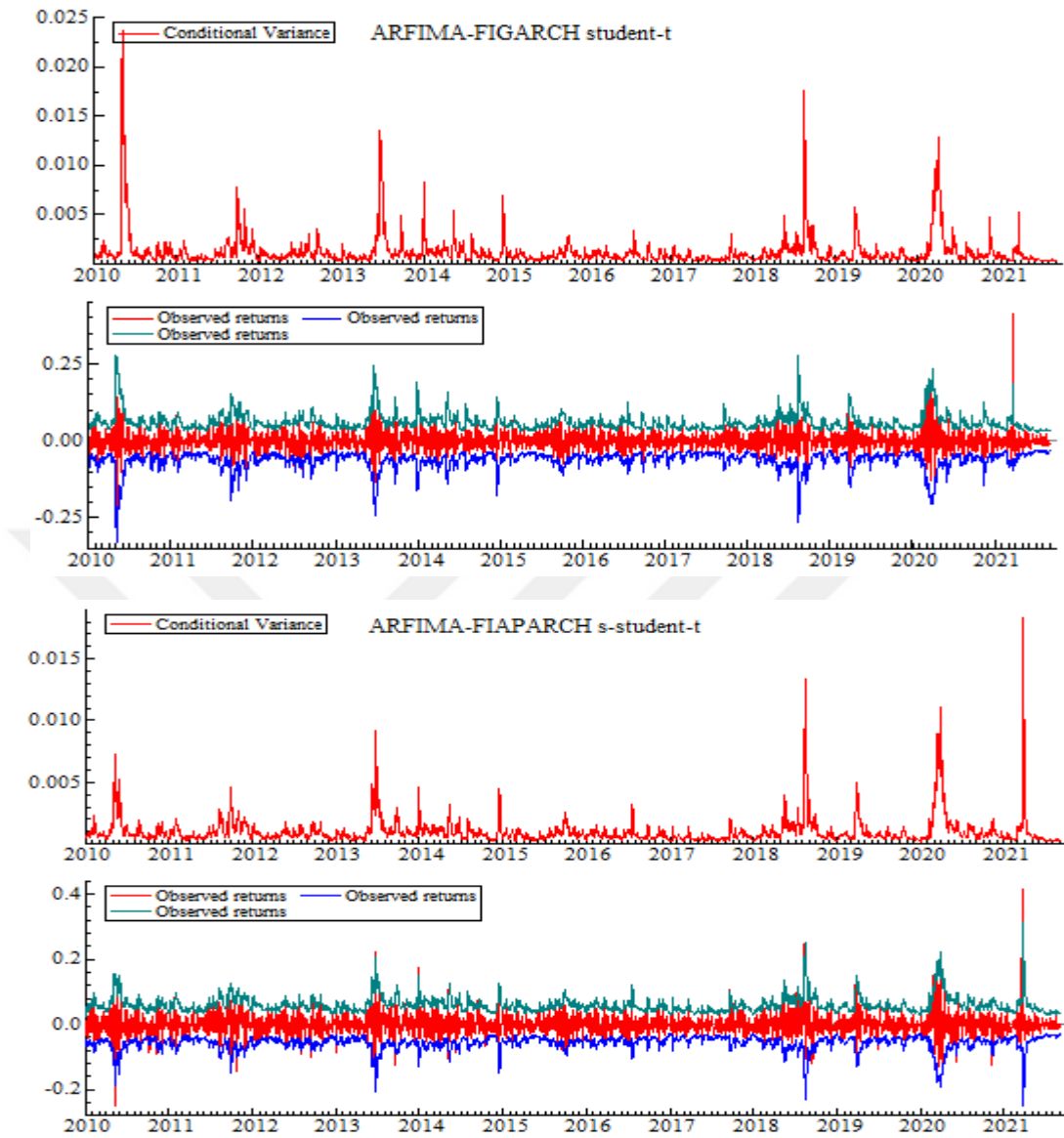
Uygun ARFIMA model sonucu ile uzun hafıza test sonuçları birbiriyle tutarlı şekilde çıkmıştır. ARFIMA modelinde kesirli bütünleşme parametresi $-0.5 < \xi < 0$ durumunda süreç kısa-orta hafızalı olarak tanımlanmakta ve uzun dönemde negatif bağımlılık söz konusu olmaktadır. Tanı testleri sonucuna göre otokorelasyon ve değişen varyans görülmektedir. Türkiye ülke CDS Primlerinde getiri düzeyinde uzun hafıza bulunmamıştır. Volatilitede ikili uzun hafızanın incelenmesi gerekmektedir. Bunun için simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modellerinden yararlanılmıştır. Türkiye’nin ülke CDS primleri için elde edilen ikili uzun hafıza sonuçları Tablo 4.46’da yer almaktadır.

Tablo 4.46: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primi İkili Uzun Hafıza Sonuçları

	ARFIMA (2,ξ,2) - FIGARCH (1,d,1)	ARFIMA (2,ξ,2) - FIAPARCH (1,d,1)
	Student-t	S-student-t
C(M)	-0.000928** [0.00038397] (0.0157)	-0.000625 [0.00088698] (0.4808)
ξ	-0.025531 [0.066969] (0.7031)	0.164514*** [0.036235] (0.0000)
ψ ₁	1.132905*** [0.16210] (0.0000)	-0.017840 [0.079645] (0.8228)
ψ ₂	-0.330129** [0.14757] (0.0254)	0.687248*** [0.069908] (0.0000)
θ ₁	-1.005435*** [0.20000] (0.0000)	-0.051400 [0.067565] (0.4469)
θ ₂	0.207981 [0.15513] (0.1801)	-0.783143*** [0.062275] (0.0000)
C(V)	0.973142*** [0.30768] (0.0016)	22.323782* [13.431] (0.0966)
d	0.782021*** [0.12666] (0.0000)	0.533332*** [0.085917] (0.0000)
α ₁	0.012739 [0.070491] (0.8566)	0.115808 [0.075032] (0.1228)
β ₁	0.575060*** [0.12290] (0.0000)	0.487698*** [0.10546] (0.0000)
Student (DF)	3.646527*** [0.24208] (0.0000)	-
γ (GAMA)	-	-0.287674*** [0.097691] (0.0033)
δ (DELTA)	-	1.185084*** [0.16025] (0.0000)
Asimetri	-	0.045132** [0.022214] (0.0423)
Kuyruk	-	4.155689*** [0.33771] (0.0000)
Log L	6781.664	6783.531
AIC	-4.453068	-4.453639
SIC	-4.427326	-4.425917
Çarpıklık	0.77083	0.77194
Aşırı Basıklık	8.8350	8.7711
J-B	10188.	10047.
Q(20)	13.8882	14.2083
Q ² (20)	7.14867	7.19607
MAE	0.0008033	0.000847
TIC	0.6446	0.6225

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

Tabloda koşullu ortalama serisinde uzun hafızayı temsil eden ξ parametresinin iki ayrı modelde katsayı işaretinin ve anlamlılığının farklı olduğu görülmektedir. Serinin çarpık yapısı dikkate alındığında s-student-t dağılımı daha iyi sonuçlar vermektedir. Akaike Bilgi Kriteri ve Log Olabilirlik değerine göre en iyi değerlere sahip olan s-student-t dağılımında uzun hafıza parametresi (ξ) anlamlı çıkmıştır. Aldığı değer itibarıyla $0 < \xi < 0,5$ koşullu ortalama serisinde uzun hafızaya yakın özellik söz konusudur. Koşullu varyans serisinde yer alan uzun hafıza parametresi ise simetrik ve asimetrik modelde anlamlı çıkarak $0,5 < d < 1$ aralığında çıkmıştır. Bu aralıktaki seri, sonsuz varyanslı ve durağan olmayan bir yapıda olmasına karşın ortalamaya dönme eğilimi göstermektedir. Bu sonuca göre volatilité serisi üzerinde uzun dönemde kalıcı etki olduğu ve şokların etkisinin volatilité üzerinde uzun dönemli etkisi nedeniyle ortalamaya dönüşün uzun süre aldığı sonucuna ulaşılabılır. Türkiye'nin ülke CDS primi piyasasında volatilitenin teknik analiz yardımıyla öngörülebilir olması, piyasanın zayıf formda etkinlik sergilemediğini göstermektedir. Uzun hafıza olgusu, beraberinde fraktal piyasa koşullarının da yer aldığına işarettir. Asimetrik modelde yer alan ve asimetri etkisini gösteren γ parametresi negatif ve anlamlı çıkmıştır. Bu sonuca göre pozitif haberler negatif haberlere göre oynaklığı daha fazla etkilemektedir. γ parametresinin negatif katsayılı çıkmasının sonucunda modelde kaldıraç etkisi yer almamaktadır. Volatilité kalıcılığının ölçüsü olan $(\alpha + \beta)$ toplamı, iki modelde de birbirine yakın olmakla birlikte Asimetrik modelde volatilité kalıcılığı daha uzun sürmektedir. Modele ait hata terimlerine uygulanan Ljung Box (1978) Q, Q^2 ve ARCH testlerine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimleri ve hata karelerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun ortadan kalktığı görülmektedir. Öngörü hatası en düşük model MAE'ye göre simetrik model, TIC'a göre ise asimetrik ikili uzun hafıza modelidir. Türkiye CDS primlerine ilişkin koşullu varyans ve riske maruz değer grafikleri Grafik 4.21'de yer almaktadır.



Grafik 4.21: Türkiye Cumhuriyeti Ülke CDS Primi Koşullu Varyans ve Riske Maruz Değer Grafikleri

Grafik 4.21 incelendiğinde 2010 ikinci çeyrek, 2011 dördüncü çeyrek, 2013 üçüncü çeyrek, 2015 dördüncü çeyrek, 2016 üçüncü çeyrek, 2018 üçüncü çeyrek ve 2019, 2020 ve 2021 yılları ilk çeyreklerde belirsizlikte artış görülmektedir. Belirsizliklerin artış nedenleri açık kaynaklardan araştırılmıştır. 2010-2011 yılları için Euro Bölgesi borç krizinin devam eden etkileri, 2011 dördüncü çeyrek dönemi için Mavi Marmara saldırısıyla ilgili yurtdışı basın kaynaklı haberler, 2013 üçüncü çeyrek dönemi için Gezi Parkı olayları, 2015 dördüncü çeyrek için Rus savaş uçağının Türk Hava Kuvvetleri tarafından düşürülmesi, 2016 üçüncü çeyrek için 15 Temmuz darbe girişimi, Temmuz 2018 üçüncü çeyrek için Cumhurbaşkanlığı Hükümet sistemine geçiş, 2019 ilk çeyrek

için Türkiye’de yerel seçim iklimi ve 2020-2021 için ise Covid-19 salgını, söz konusu dönemlerde belirsizlikleri artıran nedenler arasında yer almaktadır. Bu dönemlere ilişkin belirsizlik artışının Türkiye ülke CDS primlerinin riskini önemli ölçüde artırdığı anlaşılmaktadır.

Riske maruz değer analizlerine çeşitli testler yardımıyla uygunluk kontrolü yapılmaktadır. Bu testlerden yaygın olarak kullanılan Kupiec LR Backtesting (Geriye Dönük Test) testidir. Türkiye CDS primlerine ait Kupiec LR test sonuçları Tablo 4.47’de yer almaktadır.

Tablo 4.47: Kupiec LR Testi Sonuçları

ARFIMA (2,ξ,2) – FIGARCH (1,d,1) student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.94605	0.97331	0.32386	0.050000	0.040461	6.2130**	0.012682
0.97500	0.97105	1.8509	0.17368	0.025000	0.016118	11.232***	0.0008041
0.99000	0.98750	1.7781	0.18238	0.010000	0.0062500	4.9830**	0.025598
0.99500	0.99539	0.097809	0.75447	0.0050000	0.0029605	2.9794	0.084329
0.9975	0.99803	0.36418	0.54619	0.0025000	0.00065789	5.8703**	0.015398
ARFIMA (2,ξ,2) – FIAPARCH (1,d,1) s-student-t							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.94967	0.0069109	0.93375	0.050000	0.049013	0.062719	0.80225
0.97500	0.97434	0.053526	0.81704	0.025000	0.022039	1.1378	0.28611
0.99000	0.98816	0.98392	0.32123	0.010000	0.0075658	1.9866	0.15870
0.99500	0.99408	0.48934	0.48422	0.0050000	0.0049342	0.0026564	0.95889
0.9975	0.99803	0.36418	0.54619	0.0025000	0.0032895	0.69064	0.40595
Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.							

Pozitif ve negatif getiri yüzdesindeki sapma oranlarının riske maruz değerlerin beklentisine uyumu dikkate alındığında Kupiec LR testi sonucuna göre simetrik modelde örneklem içi tahmin sonuçları incelendiğinde kısa pozisyonda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, tüm kantil değerleri için kabul edilirken uzun pozisyonda başarısızlık oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez 0.050000, 0.025000, 0.010000 ve 0.0025000 değerleri için kabul edilmemiştir. Asimetrik modelde ise kısa ve uzun pozisyonda başarı oranlarının kantil değerlerine eşit olduğunu savunan temel hipotez, tüm kantil değerleri için kabul edilmiştir. Örneklem içi riske maruz değer hesaplamasında asimetrik ikili uzun hafıza modelinin simetrik ikili uzun hafıza modeline göre daha başarılı olduğu söylenebilir.

Buraya kadar varyans kırılmaları dikkate alınmadan tahmin yapıldı. Varyansta yer alan yapısal kırılmalar, sahte uzun hafıza sürecine neden olabilmektedir. 2010 – 2022

dönemi arası günlük veri için uzun bir zaman dilimi olduğu için Türkiye Cumhuriyeti ve Dünya’da meydana gelen ekonomik, siyasi ve toplumsal gelişmelerin serinin varyansında kırılmalara neden olması beklenen bir durumdur. Varyansta meydana gelebilecek kırılmaları belirlemek için Inclian ve Tiao (1994) tarafından tanıtılan ve Sanso ve diğerleri (2004) tarafından geliştirilen ICSS testlerinden faydalanılmıştır. ICSS testi sonucunda Inclant-Tiao algoritmasına takılan 5 kırılma tarihi 126 gün kuralı nedeniyle 3 düşürülmüştür; D1(V) 4.05.2010, D2(V)15.04.2020 ve D3(V) 24.03.2021. Belirlenen bu tarihler için kukla değişken oluşturulmuş ve incelenen modellerin varyans denkleminde dahil edilmiştir. Türkiye CDS primlerinde varyansta kırılma tarihlerine ilişkin açıklamalar Tablo 4.48’de yer almaktadır.

Tablo 4.48: Varyansta Kırılma Tarihlerine İlişkin Bilgiler

Tarih	Açıklama
10.05.2010	Yunanistan’da kesin kemer sıkma önlemleri içeren 110 milyar Euro’luk kurtarma paketi üzerinde anlaşıldı. Deniz Baykal kaset skandalı.
15.04.2020	Dünya Sağlık Örgütü, Covid-19 hastalığını küresel salgın olarak ilan etti. Covid-19 salgınıyla mücadele kapsamında Türkiye’de 31 şehirde peş peşe 2 günlük sokağa çıkma yasağı ilan edildi.
24.03.2021	Resmî Gazete’de yayımlanan Cumhurbaşkanı Kararı ile İstanbul Sözleşmesi’nin Türkiye bakımından feshedilmesine karar verildi. Yeni Zelanda’da meydana gelen şiddetli depremler.
Not: Kırılma tarihlerine ilişkin bilgiler, reuters.com, bbc.com, www.who.int, icisleri.gov.tr, iha.com.tr ve ndtv.com internet sitelerinden elde edilmiştir.	

10.05.2010 tarihli kırılmaya CDS primleri azalma yönünde, 15.04.2020 ve 24.03.2021 tarihli kırılmalara CDS primleri yükseliş yönünde cevap vermiştir.

Kırılmaların eklendiği modellerden simetrik modelde geçerli sonuç alınmıştır. Kırılmaların eklendiği modellerin ayrıntıları Ek-17’den incelenebilir. Varyans kırılmalarının etkileri Tablo 4.49’da yer almaktadır. 10.05.2010 tarihli kırılmaya CDS primleri azalma yönünde, 15.04.2020 ve 24.03.2021 tarihli kırılmalara CDS primleri yükseliş yönünde cevap vermiştir.

Tablo 4.49: Varyans Kırılmalarının CDS Primlerine Etkileri

	Kırılma Öncesi	Kırılma Sonrası
	ARFIMA(2,ξ,2)	ARFIMA(2,ξ,2)
	FIGARCH(1,d,1)	FIGARCH(1,d,1)
	Student-t	Student-t
C(M)	-0.000928** [0.00038397] (0.0157)	-0.000697*** [0.00025341] (0.0060)
ξ	-0.025531 [0.066969] (0.7031)	-0.089697*** [0.030788] (0.0036)
ψ ₁	1.132905*** [0.16210] (0.0000)	-0.505014*** [0.13630] (0.0002)
ψ ₂	-0.330129** [0.14757] (0.0254)	0.335126*** [0.097975] (0.0006)
θ ₁	-1.005435*** [0.20000] (0.0000)	0.697048*** [0.12797] (0.0000)
θ ₂	0.207981 [0.15513] (0.1801)	-0.179837** [0.088571] (0.0424)
C(V)	0.973142*** [0.30768] (0.0016)	0.467098*** [0.15885] (0.0033)
D1 (V)	-	0.019396 [0.019715] (0.3253)
D2 (V)	-	0.000061 [0.0030344] (0.9841)
D3 (V)	-	-0.035541*** [0.0072825] (0.0000)
d	0.782021*** [0.12666] (0.0000)	0.998426*** [0.026231] (0.0000)
α ₁	0.012739 [0.070491] (0.8566)	0.023693 [0.027313] (0.3858)
β ₁	0.575060*** [0.12290] (0.0000)	0.794717*** [0.043528] (0.0000)
Student (DF)	3.646527*** [0.24208] (0.0000)	3.738951*** [0.25831] (0.0000)
Log L	6781.664	6780.715
AIC	-4.453068	-4.451786
SIC	-4.427326	-4.424064
Çarpıklık	0.77083	0.68896
Aşırı Basıklık	8.8350	6.8249
J-B	10188.	6140.5
Q(20)	13.8882 (0.6070388)	12.0442 (0.7409306)
Q ² (20)	7.14867 (0.9888116)	11.3980 (0.8767122)
MAE	0.0008033	0.002336
TIC	0.6446	0.5867

Not: ***,** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. [] içindeki değerler standart hataları, () içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

Kırılmaların modele eklenmesi ile koşullu ortalama serisinde yer alan uzun hafıza parametresinin anlamlı hale geldiği görülmüştür. Katsayı değeri itibariyle koşullu ortalama serisinde ön uzun hafıza testleriyle tutarlı olarak kısa hafıza özelliği devam etmektedir. Koşullu varyans serisinde yer alan uzun hafıza parametresinin ise direncinin oldukça yükselerek 1'e yaklaştığı görülmektedir. Koşullu varyans denkleminde eklenen kukla değişkenlerden D1 (10.05.2010) ve D2 (15.04.2020) anlamsız çıkarken D3 (24.03.2021) anlamlı çıkmıştır. Avrupa borç krizinin devam eden etkileri ve Covid-19'un ilk dönemlerinin CDS primlerinin volatilitesine etkisinin sınırlı olduğu görülürken son kukla değişkeni oluşturan yurtiçi ve yurtdışı kaynaklı kırılmaların CDS primlerinin volatilitelerini etkilediği görülmektedir. Simetrik modelde volatilitenin kalıcılığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ yükseliş yönünde değişim olmuştur. Bundan çıkacak sonuç ise ekonomik ve sosyal olayların volatilitenin kalıcılığını artırmasıdır. Kırılmaların eklendiği modellerde MAE performans kriterinde kötüleşme yönünde, TIC performans kriterinde iyileşme yönünde değişim olmuştur. Box-Pierce testine göre Q ve Q^2 sonuçlarında elde edilen artıklar otokorelasyon sorunu içermemektedir. ARCH testi sonuçlarına göre ise hatalarda değişen varyans sorunu yer almamaktadır. Türkiye ülke CDS primlerine ait ikili uzun hafıza sonuçlarına ilişkin ayrıntılar Ek-18'den incelenebilir.

Sonuç ve Öneriler

Bu araştırmada G-20 ülkelerinin CDS primlerinin koşullu ortalama ve koşullu varyansında uzun hafıza özelliği, simetrik ve asimetrik ikili uzun hafıza modelleri ile araştırılmıştır. Gözlem sayısı, örneklem özelinde farklılık göstermekle birlikte 2010-2022 dönemine ilişkin USD cinsinden 5 yıl vadeli CDS kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. Çalışmada, G20 ülkelerinin CDS primlerinde uzun hafıza bağımlılığı ve EPH, FPH koşullarını sağlayıp sağlamadığını incelemek için serilerin zaman serisi özellikleri belirlenmiş, durağanlık yapısı araştırılmış ve varyansdaki yapısal kırılmalar Sanso vd., (2004)'nin varyansta kırılma testiyle belirlenip volatilité düzeyinde dikkate alınmıştır. Ön uzun hafıza testleri (GPH - GSP ve R/S Analizi) ile getiri ve volatilité düzeyinde hafıza etkisi araştırıldıktan sonra uygun ARFIMA (ARMA) yapısı belirlenmiş ve ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-HYGARCH, ARFIMA-FIAPARCH ve ARFIMA-FIEGARCH yöntemleri ile ikili uzun hafıza sürecine devam edilmiştir. İkili uzun hafıza sürecinde geçerli sonuçların alındığı Arjantin, Brezilya Federal Cumhuriyeti, Çin Halk Cumhuriyeti, Güney Afrika Cumhuriyeti, Rusya Federasyonu ve Türkiye Cumhuriyetinin ülke CDS primleri çalışmanın bağımsız değişkenidir. Arjantin Cumhuriyetine yönelik yapılan çalışma sonucunda koşullu ortalama serisinde kısa hafızaya yakın özellik bulunurken koşullu varyans serisinde uzun hafıza özelliği bulunmamıştır. Volatilité'de etkin piyasa hipotezinin zayıf formunun geçerli olduğu ve takas priminin oynaklığının tarihi veriler yardımıyla tahmin edilemeyen bir yapıda olduğu söylenebilir. Volatilitéde uzun hafızanın varlığı türev piyasada işlem yapan spekülátörler için piyasa üstü kazanç elde etme imkânı anlamına gelmektedir. Yine CDS primlerinde uzun hafıza özelliği barındıran ülkelerin ise bu arzu edilmeyen durumun önüne geçmek için yerine getirmeleri gereken politikalar bulunmaktadır.

Arjantin CDS primlerinin varyansında belirlenen Covid-19 kaynaklı kırılmaların istatistikî olarak anlamsız çıktığı görülmüştür. Diğer bir ifadeyle şokların direncinin az olduğu söylenebilir. Kırılmaların modele dâhil edilmesiyle birlikte koşullu ortalama denkleminde paralel olarak koşullu varyans denkleminde de hafıza direncinde azalış yönünde değişim görülmüştür. Brezilya Federal Cumhuriyetine yönelik yapılan çalışma sonucunda ön testlerle tutarlı şekilde kısa hafıza özelliklerine sahiptir. Koşullu varyans denkleminde ise Günay ve Shi (2016) sonucuna benzer şekilde uzun hafızayı destekleyen sonuçlar alınmıştır. Volatilité'de zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı ve CDS

priminin volatilitésinin tarihi bilgiler yardımıyla tahmin edilebilir bir yapıda olduđu belirtilebilir. Uzun hafızanın varlığı ise fraktal piyasa koşullarının volatilité serisinde geçerli olduđu anlamına gelmektedir. Brezilya CDS primlerinin varyansında belirlenen Covid-19 kaynaklı kırılma tarihi modellerde anlamsız çıkmıştır. Buna paralel olarak modellerde hafıza etkisinde önemli bir değışme görülmemiştir. Volatilité kalıcılığında ise yükseliş yönünde değışim görülmüştür. Çin Halk Cumhuriyetine yönelik yapılan çalışma sonucunda uygun ARFIMA yapısı oluşturulamadığından ARMA yapısı ile uzun hafıza sürecine gidilmiş ve koşullu ortalama serisinde hafıza etkisi hakkında bulguya sahip olunamamıştır. Koşullu varyans serisinde ise uzun hafıza özelliğı bulunmuştur. Çin'in ülke CDS primi piyasasında volatilitenin teknik analiz yardımıyla öngörülebilir olması, piyasanın zayıf formda etkinlik sergilemediğini göstermektedir. Uzun hafıza olgusu, beraberinde fraktal piyasa koşullarının da yer aldığına işarettir. Kırılmaların modele eklenmesi ile varyans serisinde yer alan uzun hafıza direncinin yükseldiğı görülmektedir. Koşullu varyans denkleminde eklenen kukla değışkenlerden D1 (20.03.2014) anlamsız çıkarken D2 (2.01.2020) anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda Covid-19 kaynaklı şokun ÇHC CDS primlerini koşullu varyans düzeyinde etkilediğı görülmektedir. Güney Afrika Cumhuriyeti'ne yönelik yapılan çalışma sonucunda koşullu ortalama serisinde kısa hafıza özelliğı, koşullu varyans serisinde ise uzun hafıza özelliğı bulunmuştur. Volatilitéde uzun hafıza, Günay ve Shi (2016) ile benzerlik göstermektedir. Volatilitéde uzun hafıza olgusu, uzun hafıza ön testleriyle de birbirini doğrular niteliktedir. Volatilité'de etkin piyasa hipotezinin zayıf formunun geçerli olmadığı ve takas priminin oynaklığının tarihi veriler yardımıyla tahmin edilebilir bir yapıda olduđu söylenebilir. Uzun hafızanın varlığı ise fraktal piyasa koşullarının volatilité serisinde geçerli olduđu anlamına gelmektedir. Koşullu varyans denkleminde kırılmaların eklenmesi ile simetrik modelde uzun hafıza direncinde azalış görülürken asimetrik modelde uzun hafıza direncinde değışme olmamıştır. Volatilité kalıcılığında her iki modelde düşüş yönünde değışme olmuştur. İtalya Cumhuriyetine yönelik yapılan çalışma sonucunda koşullu ortalama serisinde uzun hafızaya dair bulgu yer almazken, koşullu varyans serisinde simetrik ve asimetrik modelde uzun hafıza özelliğı bulunmuştur. İtalya'nın ülke CDS primi piyasasında volatilitenin teknik analiz yardımıyla öngörülebilir olması, piyasanın zayıf formda etkinlik sergilemediğini göstermektedir. Uzun hafıza olgusu, beraberinde fraktal piyasa koşullarının da yer aldığına işarettir. Kırılmaların modele eklenmesi ile koşullu ortalama

serisinde ve koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza direncinde ve volatilité kalıcılığında önemli bir değişme görülmemiştir. Kukla değişkenin anlamsız çıkmasının diğer bir sonucu ise İtalya ülke içi siyaset ve yurtdışı kaynaklı şokun CDS primlerine etkisinin olmamasıdır. Rusya'ya yönelik yapılan inceleme sonucunda getiri düzeyinde kısa hafızaya yakın özellik bulunurken koşullu varyans serisinde uzun hafıza özelliği bulunmuştur. Volatilité düzeyindeki sonuç, Günay ve Shi (2016)'nin sonuçlarıyla benzer çıkmıştır. Volatilité'de zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı ve CDS priminin volatilitésinin tarihi bilgiler yardımıyla tahmin edilebilir bir yapıda olduğu belirtilebilir. Uzun hafızanın varlığı ise fraktal piyasa koşullarının volatilité serisinde geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Varyansta belirlenen ülke dışından kaynaklı siyasi şoklar için modele eklenen kukla değişkenler istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Bunun sonucunda ise kırılmaların CDS primlerine etkisi sınırlı düzeyde kalmıştır. Kırılmaların eklenmesi ise koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza direncinde değişim görülmezken, koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza direncinde artış yönünde değişme görülmüştür. Kırılmaların diğer bir etkisi ise volatilité direncinde görülen artış yönünde değişimdir. Türkiye'ye yönelik yapılan çalışma sonucunda getiri düzeyinde uzun hafızaya yakın özellik bulunurken volatilité düzeyinde Çevik ve Karaca (2021) bulgularına benzer olarak uzun hafıza bulunmuştur. Bu sonuca göre volatilité serisi üzerinde uzun dönemde kalıcı etki olduğu ve şokların etkisinin volatilité üzerinde uzun dönemli etkisi nedeniyle ortalamaya dönüşün uzun süre aldığı sonucuna ulaşılabilir. Türkiye'nin ülke CDS primi piyasasında volatilitenin teknik analiz yardımıyla öngörülebilir olması, piyasanın zayıf formda etkinlik sergilemediğini göstermektedir. Uzun hafıza olgusu, beraberinde fraktal piyasa koşullarının da yer aldığına işaretler. Varyansta belirlenen yurtiçi ve yurtdışı kaynaklı şoklar için hazırlanan üç kukla değişkenler arasında son tarihli şok istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Kırılmaların modele eklenmesi ile koşullu ortalama serisinde yer alan uzun hafıza parametresinin anlamlı hale geldiği görülmüştür. Katsayı değeri itibarıyla koşullu ortalama serisinde ön uzun hafıza testleriyle tutarlı olarak kısa hafıza özelliği devam etmektedir. Koşullu varyans serisinde yer alan uzun hafıza parametresinin ise direncinde ve volatilité kalıcılığında yükseliş yönünde değişim görülmüştür.

Çalışmada yer alan ülkelerin getiri ve volatilité serilerine ilişkin açıklamalar Tablo 4.50'de toplu halde yer almaktadır.

Tablo 4.50: Ülkeler İtibariyle Getiri ve Volatilite Serisinde Hafıza Yapısı ve Piyasa Etkinliği Düzeyi

Örneklem	Getiri Serisi Hafıza Tipi	Volatilite Serisi Hafıza Tipi
Arjantin Cumhuriyeti	Kısa hafızaya yakın özellik, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor	Hafıza etkisi yok/Uzun hafıza yok, zayıf formda etkinlik geçerli
Brezilya Federal Cumhuriyeti	Kısa hafızaya yakın özellik, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor	Uzun hafıza var, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor
Çin Halk Cumhuriyeti	-	Uzun hafıza var zayıf formda etkinlik desteklenmiyor
Güney Afrika Cumhuriyeti	Kısa hafıza mevcut, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor	Uzun hafıza var, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor
İtalya Cumhuriyeti	Hafıza etkisi yok zayıf formda etkinlik geçerli	Uzun hafıza var, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor
Rusya Federasyonu	Kısa hafızaya yakın özellik, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor	Uzun hafıza var, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor
Türkiye Cumhuriyeti	Uzun hafızaya yakın özellik zayıf formda etkinlik desteklenmiyor	Uzun hafıza var, zayıf formda etkinlik desteklenmiyor

Kaynak: Tarafımızdan hazırlanmıştır

Çalışmada kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınan gelişmiş ekonomiler arasında sadece İtalya Cumhuriyeti yer almaktadır. Arjantin Cumhuriyeti ise gelişen piyasa olmasına rağmen volatilite serisinde zayıf formda etkinliğin desteklendiği tek örneklem olmuştur. 4. bölümde yer alan araştırmada sınanacak hipotezlerden " H_{a0} : 2010 – 2022 döneminde getiri serisinde (koşullu ortalama serisinde) uzun hafıza yoktur" temel hipotezi Türkiye Cumhuriyeti için reddedilirken diğer ülkeler için kabul edilmiştir. Volatilite serisinde ise " H_{b0} : 2010 – 2022 döneminde volatilite serisinde (koşullu varyans serisinde) uzun hafıza yoktur" temel hipotezi Arjantin Cumhuriyeti için kabul edilirken diğer ülkeler için reddedilmiştir. Bu çalışmada elde edilen sonuçlar EPH'nin en zayıf formunun bile gerçek hayatta yer almadığına dair bir eleştiri olarak da kabul edilebilir.

Etkin piyasa hipotezinin ampirik olarak çalışmalara konu edilebilecek versiyonu, aynı zamanda etki gücünün en az olduğu zayıf formda etkinliktir. Uzun hafıza durumunda piyasa katılımcıları, finansal piyasaya gelen bilgilere hemen tepki vermemekte ancak bu bilgilere belirli bir süre içinde kademeli olarak tepki vermektedir. Diğer bir anlatım ile sisteme gelen şok kalıcıysa tarihi volatilite gelecekte ki volatilitenin tahmininde kullanılabilir demektir. Bu şekilde fiyat değişiklikleri gelecekteki fiyat

değişikliklerinin tahmini için önemli bilgi olarak kullanılabilir. Sermaye ve türev piyasada fiyatların düşük ve durağan olduğu dönemlerde yurtiçi ve yurtdışı kaynaklı şoklar nedeniyle büyük fiyat değişiklikleri gözlenebilir. Bu büyük fiyat değişimlerinin referansı ise nispeten yüksek volatilitenin dönemler aracılığıyla takip edilmesinden kaynaklı olabilir. Uzun hafızanın görüldüğü serilerde zayıf formda etkinlik yer almamaktadır. Bu durumda finansal zaman serisinde uzun hafıza olgusu ve beraberinde fraktal piyasa özelliği arzu edilmeyen bir zaman serisi özelliği olarak karşımıza çıkar. Uzun hafıza olgusunun bir finansal seride yer alması için volatilitenin kümelenmelerinin olması gerekmektedir.

Finansal piyasalarda yüksek volatilitenin, kredi türevi piyasası özelinde yüksek alım satım miktarlarını ifade etmektedir. CDS fiyatlarında meydana gelen volatilitenin kazançlar ve geçmiş fiyat seviyeleri ile ilişkilidir. Volatilitenin her piyasada farklı nedenlerle ortaya çıkabilse de asimetrik bilgi sorununun payı büyüktür. Piyasa katılımcılarından birinin diğerine göre piyasada daha fazla bilgiye sahip olması ve bunun sayesinde aşırı kazanç elde etmesi asimetrik bilgiden kaynaklı bir sorundur ve bu nedenle asimetrik bilginin söz konusu olduğu durumlarda piyasaların etkinliğinden söz edilemez. CDS primlerinde oluşacak fiyat dalgalanmaları kaynak ülkenin riskini ve beraberinde borçlanma maliyetini artırmaktadır. Özellikle yüksek fiyatlı volatilitenin, CDS primi örneğinde kaynak ülkenin aleyhine işleyen bir süreçte neden olabilir. Volatilitenin kümelenmeleri akabinde uzun hafıza, yatırım ufkunun aşırı hassas hale gelmesine neden olmaktadır. Uzun hafızanın diğer bir etkisi ise tarihi fiyatlardan hareketle gelecekte olabilecek fiyat düzeylerini tahmin edebilen spekülörlerin, kaynak ülkenin durumuna göre pozisyonlarını belirleyebilmesidir. Uzun hafıza olgusu CDS piyasasında işlem yapan spekülörler için piyasa üstü kazanç elde etme imkânı anlamına gelmektedir.

CDS primlerinin volatilitesinde uzun hafıza özelliği barındıran ülkelerin içeriden öğrenenlerin ticaretine engel olacak yasal düzenlemeleri hayata geçirmeleri, ekonomik kurumlarda şeffaflığa önem verip düzenleyici ve denetleyici kurumların bağımsız yapılarını korumaları ve etkin çalışmalarını sağlaması, asimetrik bilgi sorununu çözerek yüksek ölçekli volatilitenin ve volatilitenin kümelenmelerine neden olabilecek ekonomik ve siyasi durumlardan kaçınmaları prensip temelli önerilerdir.

Merkez Bankası, para politikası araçları ile faiz oranları, döviz kuru, para arzı ve fiyatlar genel düzeyi gibi makroekonomik değişkenlerin fiyatlarında ve oranlarında etkili

olabilmektedir. CDS primlerinin konu olduđu yazında CDS fiyatlarının pay senedi fiyatları, faiz oranları, fiyatlar genel düzeyi ve döviz kuru gibi makroekonomik değişkenlerden etkilendiđi uygulamalı çalışmalarda belirlenmiştir. CDS piyasasında rassal yürüyüşün önündeki mekanik engel ise makroekonomik değişkenlerin merkez bankası müdahalesi ile serbest dalgalanmasının engellenmesidir. Bu durum ise nihayetinde CDS primlerinin gelecekteki volatilitelerini tahmin edilebilir duruma getirmektedir. CDS primlerinin volatilitesinde uzun hafıza bağımlılığı olan ülkelerin Merkez Bankalarının makroekonomik faktörlerin fiyatlarına gereğinden fazla müdahale etmemesi ise davranış temelli önerilerdir. İlerleyen dönemde bu çalışma, farklı uzun hafıza modellerinin kullanılması ve incelenen ülkelerin CDS primleri arasındaki yayılım etkilerinin de incelenmesi ile ilerletilebilir.

KAYNAKÇA

- A.Chan-Lau, J. (2003). *Anticipating credit events using credit default swaps, with an application to sovereign debt crises*. IMF.
- Aas, K. (2004). Modelling the dependence structure of financial assets: a survey of four copulas. Ağustos 3, 2022 tarihinde <https://silo.tips/download/modelling-the-dependence-structure-of-financial-assets-a-survey-of-four-copulas> adresinden alındı
- Acharya, V. V. ve Jhonson, T. C. (2007). Insider trading in credit derivatives. *Journal of Financial Economics*, 84, 110-141.
- Ait-Sahalia, Y., Fan, J. ve Li, Y. (2011). The leverage effect puzzle: disentangling sources of bias at high frequency. Nber. doi:10.3386/w17592
- Aizenman, J. ve Pinto, B. (2004). Managing volatility and crises: a practitioner's guide overview. Cambridge, MA: NBER WORKING PAPER SERIES. Ağustos 24, 2021 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/viewer.html?pdfurl=https%3A%2F%2Fwww.nber.org%2Fsystem%2Ffiles%2Fworking_papers%2Fw10602%2Fw10602.pdf&clen=513550&chunk=true adresinden alındı
- Akgüç, Ö. (2001). *Finansal yönetim* (9 b.). İstanbul: Avcıol Basım Yayın.
- Akkaya, M. (2016). Türk tahvillerinin cds primlerini etkileyen içsel faktörlerin analizi. *Maliye Finans Yazıları*(107), 129-146.
- Akkuş, H. T., Sakarya, Ş. ve Tüzün, O. (2018). Tahvil faizleri ile cds primleri arasındaki oynaklık yayılım etkilerinin belirlenmesi. *Bankacılar*(104), 41-55.
- Aksoylu, E. (2017). Ülke Riskinin Göstergesi Olarak Kredi Temerrüt Swaplarını Etkileyen Faktörler: Asimetrik Nedensellik Yöntemi. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Sakarya: Sakarya Üniversitesi SBE, İşletme Anabilim Dalı.
- Aldasoro, I. ve Ehlers, T. (2018, Haziran). The credit default swap market: what a difference a decade makes. BIS Quarterly Review. Mart 13, 2020 tarihinde https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1806b.pdf adresinden alındı
- Alexeev, V. ve Tapon, F. (2011). Testing weak form efficiency on the toronto stock exchange. *Journal of Empirical Finance*, 18, 661–691.
- Anbar, A. ve Karabıyık, L. (2018). *Sermaye piyasası ve yatırım analizi* (2 b.). Bursa: Ekin Basım Yayın Dağıtım.

- Andel, J. (1986). Long memory time series models. *Kybernetika*, 22, 105-125.
- Andersen, T. G., Davis, R. A., Kreib, J.-P. ve Mikosch, T. (2009). *Handbook of financial time series* (Printed on acid-free paper b.). Heidelberg: Springer.
- Anderson, N. ve Noss, J. (2013). The fractal market hypothesis and its implications for the stability of financial markets. *Financial Stability Paper*(23), 3-21.
- Apak, S., Erol, M. ve Aslan, M. (2016, Kasım). Basel III uzlaşısı ve kredi kullanımına etkileri. *Journal Of Emerging Economies And Policy*(1), 19-29.
- Arpacı, M. (2010). Kaos, khora, beden ve ötesine: derrida, foucault, deleuze. *Cogito*(62), 135-149.
- Asif, R. ve Frömmel, M. (2022). Testing long memory in exchange rates and its implications for the adaptive market hypothesis. *Physica*(593), 2-18.
- Assaf, A. (2008). Long memory in international equity markets: revisited. *Applied Financial Economics Letters*, 4, 433-437.
- Aydın, G. K. (2015). Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerde CDS Primleri ile Borsa Kapanış Endeksleri Arasındaki Etkileşimin İncelenmesi. *Yüksek Lisans Tezi*. Ankara: Başkent Üniversitesi SBE.
- Bağcı, H. (2020). Kaos teorisi kapsamında covid-19'un finansal piyasalar üzerindeki kelebek etkisinin incelenmesi. *Turkish Studies*, 15(7), 2795-2810.
- Bai, J. ve Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Baillie, R. T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics*, 73, 5-55.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Bakanlığı, T. (2019). *Rusya ülke profili*. Uluslararası Anlaşmalar ve Avrupa Birliği Genel Müdürlüğü. Mayıs 24, 2022 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://ticaret.gov.tr/data/5ef4643b13b8767a5802184f/Rusya%20%C3%9Clike%20Profili-12.2021.pdf adresinden alındı
- Bakanlığı, T. (2021). *Arjantin ülke profili*. Uluslararası Anlaşmalar ve Avrupa Birliği Genel Müdürlüğü. Mayıs 21, 2022 tarihinde chrome-

- extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://ticaret.gov.tr/data/5eff169d13b87612f80cb8c9/Arjantin%20%C3%9Clke%20Profili.pdf adresinden alındı
- Bakanlığı, T. (2021). *Brezilya ülke profili*. Uluslararası Anlaşmalar ve Avrupa Birliği Genel Müdürlüğü. Mayıs 22, 2022 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://ticaret.gov.tr/data/5f03238413b876ced4013ae9/Brezilya%20%C3%9Clke%20profili.pdf adresinden alındı
- Bakanlığı, T. (2021). *Çin ülke profili*. Uluslararası Anlaşmalar ve Avrupa Birliği Genel Müdürlüğü. Mayıs 22, 2022 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://ticaret.gov.tr/data/5f3b925713b876ea88e4c9c4/chc_ulke_profil_2021_11.pdf adresinden alındı
- Bakanlığı, T. (2021). *Güney afrika cumhuriyeti ülke profili*. Uluslararası Anlaşmalar ve Avrupa Birliği Genel Müdürlüğü. Mayıs 23, 2022 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://ticaret.gov.tr/data/5eecabba13b8763170152e87/GAC%20%C3%BClke%20profili.pdf adresinden alındı
- Bakanlığı, T. (2021). *İtalya ülke profili*. Uluslararası Anlaşmalar ve Avrupa Birliği Genel Müdürlüğü. Mayıs 23, 2022 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://ticaret.gov.tr/data/5efc842913b876f898f3c36d/%C4%B0TALYA-%C3%9Clke%20Profili_2021.pdf adresinden alındı
- Barışık, S. ve Çevik, E. İ. (2008). İşsizlikte histeri etkisi: uzun hafıza modelleri. *Kamu-İş*, 9(4), 1-36.
- Barkoulas, J. T. ve Baum, C. F. (1996). Long-term dependence in stock returns. *Economics Letters*, 53, 253-259.
- Bartram, S. M., Conrad, J. ve Subrahmanyam, M. G. (2021). Credit default swaps around the world. *The Review of Financial Studies*, 35, 2464-22524.
- Başarır, Ç. ve Keten, M. (2016). Gelişmekte olan ülkelerin cds primleri ile hisse senetleri ve döviz kurları arasındaki kointegrasyon ilişkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 369-380. doi:10.20875/sb.72076
- Baçoğlu, U., Ceylan, A. ve Parasız, İ. (2009). *Finans teori, kurum ve araçlar* (2 b.). Bursa: Ekin Basım Yayım ve Dağıtım.
- Beinstein, E. ve Scott, A. (2006). *Credit derivatives handbook*. New York; London: JPMorgan.

- Belke, A. ve Gokus, C. (2014). 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), 53-70.
- Berk, N. (2017). *Finansal yönetim* (12 b.). İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Bhar, R. (2016). Interconnectedness in credit market: an empirical investigation using uk and us cds data. *Journal of Data Science*(14), 479-490.
- Bicksler, J. ve Chen, A. H. (1986, Kasım 28-30). An economic analysis of interest rate swaps. *The Journal Of Finance*, 3(41), 645-655. Şubat 2, 2020 tarihinde <http://www.jstor.org/stable/2328495> adresinden alındı
- Bohdalova, M. ve Gregus, M. (2010). Fractal analysis of forward exchange rates. *Acta Polytechnica Hungarica*, 7(4), 57-69.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*(31), 307-327.
- Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 73, 151-184.
- Bomfim, A. N. (2005). *Understanding credit derivatives and related instruments* (Acid-free paper b.). California: Elsevier Academic Press.
- Bouri, E., Boyrie, M. E. ve Pavlova, I. (2017). Volatility transmission fromcommoditymarkets to sovereign cds spreads in emerging and frontier countries. *International Review of Financial Analysis*, 49(C), 155-165. doi:10.1016/j.irfa.2016.11.001
- Bouri, E., Gil-Alana, L. A., Gupta, R. ve Roubaud, D. (2019). Modelling long memory volatility in the bitcoin evidence of persistence and structural breaks. *Fin Econ*, 412-426. doi:10.1002/ijfe.1670
- Bouzgarrou, H. ve Chebbi, T. (2016). The reaction of sovereign cds spread volatilities to news announcements. *Journal of Asset Management*, 1-14.
- Box, G. 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.
- Brigo, D. ve Alfonsi, A. (2005). Credit default swap calibration and derivatives pricing with the ssdr stochastic intensity model. *Finance Stochast*, 9, 29-42. doi:10.1007/s00780-004-0131-x

- Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D. ve Lebaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, 15(3), 197-235. doi:10.1080/07474939608800353
- Brooks, C. (2008). *Econometrics for finance* (2 b.). New York: Cambridge University Press.
- Broto, C. ve Perez-Quiros, G. (2013). *Disentangling contagion among sovereign cds spreads during the european debt crisis*. BANCO DE ESPANA. Eylül 23, 2020 tarihinde <https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeries/DocumentosTrabajo/13/Fich/dt1314e.pdf> adresinden alındı
- Brown, K. ve Moles, P. (2014). *Credit risk management*. Edinburg, United Kingdom : Edinburgh Business School. Şubat 22, 2020 tarihinde <https://www.ebsglobal.net/EBS/media/EBS/PDFs/Credit-Risk-Management.pdf> adresinden alındı
- Buğan, M. F., Çevik, E. İ. ve Çevik, N. K. (2019). Katılım 30 endeksi için zayıf formda etkin piyasa hipotezinin arfima-fiegarch model ile analizi. *Iğd Üniv Sos Bil Der*(Ek Sayı), 219-241.
- Bursa, N. (2013). Kredi Temerrüt Takası Primleri ile Çeşitli Ekonomik Göstergeler Arasındaki İlişkiler. *Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi*. Ankara: Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Bussolari, C. J. ve Goodell, J. A. (2009). Chaos theory as a model for life transitions counseling: nonlinear dynamics and life's changes. *Journal of Counseling and Development*, 87(1), 98-107.
- Büberkökü, Ö. (2022). Kripto para piyasalarının zayıf formda etkinliğinin analizi: yapısal kırılmalı birim kök testlerinden kanıtlar. (s. 369- 380). Uluslararası İzmir İktisat Kongresi.
- Cao, C., Yu, F. ve Zhong, Z. (2010). The information content of option-implied volatility for credit default swap valuation. *Journal of Financial Markets*, 13, 321-343. doi:10.1016/j.finmar.2010.01.002
- Caporale, G. M., Gil-Alana, L. ve Plastun, A. (2019). Long memory and data frequency in financial markets. *Journal Of Statistical Computation And Simulation*, 89(10), 1763–1779. doi:10.1080/00949655.2019.1599377

- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D. ve Perron, P. (2009). Gls-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypothesis. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Chambers, N. (2012). *Türev piyasalar* (4 b.). İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım.
- Chatfield, C. (1995). *The analysis of time series an introduction* (5 b.). Bath, UK: Chapman, Hall/CRC.
- Cheng, H., Huang, J.-B., Guo, Y.-Q. ve Zhu, X.-H. (2013). Long memory of price-volume correlation in metal futures market based on fractal features. *Transactions of Nonferrous Metals Society of China*, 23(10), 3145-3152. doi:10.1016/S1003-6326(13)62845-9
- Chinhamu, K., Chifurira, R. ve Ranganai, E. (2022). Value-at-risk estimation of precious metal returns using long memory garch models with heavy-tailed distribution. *Journal of Statistics Applications & Probability*, 11(1), 89-107. doi:10.18576/jsap/110107
- Chisholm, A. M. (2009). *An introduction to international capital markets* (2 b.). West Sussex, United Kingdom: John Wiley & Sons, Ltd. doi:10.1002/9781119207146
- Choudry, M., Joannas, D., Landuyt, G., Pereira, R. ve Pienaar, R. (2010). *Capital market instruments* (3 b.). New York: PALGRAVE MACMILLAN.
- Chow, K. V., Pan, M.-S. ve Sakano, R. (1996). On the long-term or short-term dependence in stock prices: evidence from international stock markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6, 181-194.
- Chuffart, T. ve Hooper, E. (2019). An investigation of oil prices impact on sovereign credit default swaps in russia and venezuela. *Energy Economics*, 80, 904-916. doi:10.1016/j.eneco.2019.02.003
- Clarke, R. G., Silva, H. d. ve Thorley, S. (2013). *Fundamentals of futures and options*. CFA Institute. Ocak 30, 2020 tarihinde <https://www.cfainstitute.org> adresinden alındı
- Cochrane, J. H. (1997). Time series for macroeconomics and finance. Eylül 27, 2021 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/viewer.html?pdfurl=https%3A%2F%2Fwww.fsb.miamioh.edu%2Flij14%2F672_notes_Cochrane.pdf&cien=743921&chunk=true adresinden alındı

- Conrad, C. (2010). Non-negativity conditions for the hyperbolic garch model. *Journal of Econometrics*, 157(2), 441-457.
- Cont, R. (2005). Volatility clustering in financial markets: empirical facts and agent-based models. A. Kirman, & G. Teyssiere içinde, *Long Memory in Economics* (s. 289-309). Springer. doi:10.1007/978-3-540-34625-8_10
- Corazza, M. ve Malliaris, A. G. (2002). Multi-fractality in foreign currency markets. *Multinational Finance Journal*, 6(2), 65-98.
- Çağlı, E. Ç., Mandacı, P. E. ve Kahyaoğlu, H. (2011). Volatility shifts and persistence in variance: evidence from the sector indices of istanbul stock exchange. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(3), 119-140.
- Çelik, İ. ve Kaya, H. (2019). İkili uzun hafızada asimetri etkisi: bist banka endeksi örneği. *MAKÜ İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 6(1), 92-106.
- Çevik, E. İ. (2012). İstanbul menkul kıymetler borsası'nda etkin piyasa hipotezinin uzun hafıza modelleri ile analizi: sektörel bazda bir inceleme. *Journal of Yaşar University*, 4437 - 4454.
- Çevik, E. İ. ve Topaloğlu, G. (2014). Volatilitede uzun hafıza ve yapısal kırılma: borsa istanbul örneği. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 40-55.
- Çevik, M. ve Karaca, S. S. (2021). Kredi temerrüt takası primlerinin oynaklığında uzun hafıza ve etkin piyasa hipotezi - fraktal piyasa hipotezi sınaması: türkiye örneği. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(3), 1375-1400.
- Çil, N. (2015). *Finansal ekonometri* (2 b.). İstanbul: Der Yayınları.
- Das, A. (2013). Financial time series- recent trends in econometrics. *Global Journal of Management and Business Research Finance*, 13(5), 12-18.
- Davidovic, M. ve Zelenovic, V. (2011). Credit derivatives in the function of credit risk management. *I International Symposium Engineering Management and Competitiveness* (s. 227-232). Zrenjanin: EMC.
- Davidson, J. (2004). Moment and memory properties of linear conditional heteroscedasticity models, and a new model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(1), 16-19.
- Deik. (2015). Arjantin ülke raporu. *Ülke Raporu*. Mayıs 22, 2022 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.deik.org.tr/uploads/arjantin-ulke-bulteni-ekim-2015-2.pdf adresinden alındı

- Delikanlı, İ. U. (2010). *Bankacılıkta kredi türevlerinin hissedar değerine katkısı etkin bir şekilde kullanımına imkan sağlayacak risk yönetimi yapılanması ve finansal raporlaması*. İstanbul: Türkiye Bankalar Birliği. Şubat 10, 2020 tarihinde tbb.org.tr adresinden alındı
- Demir, İ. ve Çene, E. (2012). İmkb 100 endeksindeki kaldıraç etkisinin arch modelleriyle iki alt dönemde incelenmesi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 41(2), 214-226.
- Dfat. (2020). *Country information report turkey*. Avustralya Hükümeti Dışişleri ve Ticaret Bakanlığı. Mayıs 25, 2002 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.dfat.gov.au/sites/default/files/country-information-report-turkey.pdf adresinden alındı
- Diallo, O. K., Mendy, P. ve Burlea-Schiopoiu, A. (2021). A method to test weak-form market efficiency from sectoral indices of the WAEMU stock exchange: a wavelet analysis. *Heliyon*, 7(1), 1-8. doi:10.1016/j.heliyon.2020.e05858
- Ding, L., Luo, Y., Lin, Y. ve Huang, Y. (2021). Revisiting the relations between hurst exponent and fractional differencing parameter for long memory. *Physica*(566), 1-14.
- Ding, Z., Granger, C. W. ve Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Doğukanlı, H. (2015). *Uluslararası finans* (4 b.). Adana: Karahan Kitabevi.
- Engle, R. (2004). Risk and volatility: econometric models and financial practice. *The American Economic Review*, 94(3), 405-420.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R. F. ve Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5(1), 1-50.
- Erdil, T. B. (2008). Finansal türevler ve kredi temerrüt swaplarının teori ve uygulamaları. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. İstanbul: Kadir Has Üniversitesi, SBE.
- Erdoğan, A. (2014). Basel kriterlerinin bankacılık sektörüne etkisi ve türkiye'de bankacılık sektörünün basel kriterlerine uyum süreci. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(1), 141-182.

- Erdoğan, N. K. (2017). Finansal zaman serilerinin fraktal analizi. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(4), 49-54.
- Eren, M. ve Başar, S. (2016). Effects of credit default swaps (cds) on bist-100 index. *Ecoforum*(Special Issue), 123-129.
- Erer, D., Erer, E. ve Güleç, T. C. (2016). Fractional cointegration analysis of stock market and exchange rates: the case of turkey. *Financial Studies*, 3, 80-95.
- Erol, M. (2007). Basel I ve basel II uzlaşısı'nın bankalar tarafından işletmelere verilen kredilerde risk yönetimi aracı olarak kullanılması. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*(36), 155-160.
- Ersoy, E. (2011, Temmuz). Türkiye’de ve dünyada organize türev piyasaların gelişimi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 63-80.
- Evans, L. A. (2012, Nisan). Credit Ratings, Credit Default Swaps And Credit Correlation. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Imperial College Business School.
- Fakhfekha, M. ve Jeribi, A. (2020). Volatility dynamics of crypto-currencies’ returns: evidence from asymmetric and long memory garch models. *Research in International Business and Finance*, 51, 1-10. doi:10.1016/j.ribaf.2019.101075
- Fan, J. ve Yao, Q. (2003). *Nonlinear time series: nonparametric and parametric methods*. NY, USA: Springer.
- Fawson, C., Glover, T. F., Fang, W. ve Chang, T. (1996). The weak-form efficiency of the taiwan share. *Applied Economics Letters*, 3, 663–667.
- Figlewski, S. ve Wang, X. (2000). Is the "leverage effect" a leverage effect? Stern School of Business. 8 31, 2021 tarihinde <https://archive.nyu.edu/handle/2451/26786> adresinden alındı
- Filippos, A. (2017, Ağustos). The Relationship Between CDS Spreads And Macroeconomic Factors Of The Countries Of The Eurozone. *Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi*. Tilburg: Tilburg University School of Economics and Management.
- Frezza, M., Bianchi, S. ve Pianase, A. (2020). Fractal analysis of market (in)efficiency during the covid-19. *Finance Research Letters*, 1-12.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.

- Fung, H.-G., Sierra, G. E., Yau, J. ve Zhang, G. (2008). Are the u.s. stock market and credit default swap market related? evidence from the cdx indices. *The Journal of Alternative Investments*, 11(1), 43-61.
- Gaunersdorfer, A. ve Hommes, C. (2005). A nonlinear structural model for volatility clustering. Universiteit van Amsterdam.
- Gençyürek, A. G. (2019). Sermaye Piyasasında İkili Uzun Hafıza ve Emtia Volatiliteleri Geçişkenliği. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Geweke, J. ve Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *JOURNAL OF TIME SERIES ANALYSIS*, 4(4), 221-238.
- Gil-Alana, L. A., Özdemir, Z. A. ve Tansel, A. (2019). Long memory in turkish unemployment rates. *Emerging Markets Finance & Trade*, 55, 201-217. doi:10.1080/1540496X.2018.1425837
- Górska, A. ve Krawiec, M. (2016). The analysis of weak-form efficiency in the market of crude oil. *European Journal of Economics and Business Studies*, 2(2), 101-112.
- Gökbulut, E. (2019). Gelişmekte Olan Piyasalarda Ülke Kredi Temerrüt Swap Primlerini Etkileyen Faktörler. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Zonguldak: Bülent Ecevit Üniversitesi, SBE.
- Gökmen, A. (2009). Kaos teorisinin genel bir değerlendirmesi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2(1), 61-79.
- Granger, C. ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 111-120.
- Grossman, S. J. ve Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Association*, 70(3), 393-408.
- Guidolin, M., Pedio, M. ve Tosi, A. (2019). Time-varying price discovery in sovereign credit markets. *Working Paper*. Aralık 24, 2020 tarihinde <http://ssrn.com/abstract=3477308> adresinden alındı
- Gujarati, D. (2016). *Örneklerle ekonometri* (2 b.). (N. Bolatoğlu, Çev.) BB101 Yayınları.
- Gujarati, D. N. ve Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5 b.). McGraw-Hill.
- Gupta, R. ve Basu, P. K. (2007). Weak form efficiency in indian stock markets. *International Business & Economics Research Journal*, 6(3), 57-65.

- Günay, S. (2015). Bist 100 endeksi fiyat ve işlem hacminin fraktallık analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 16(1), 35-50.
- Günay, S. ve Shi, Y. (2016). Long-memory in volatilities of cds spreads: evidences from the emerging markets. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 19(1), 122-137.
- Gündüz, Y. ve Kaya, O. (2014). Impacts of the financial crisis on eurozone sovereign cds spreads. *Journal of International Money and Finance*, 49, 425-442. doi:10.1016/j.jimonfin.2014.03.013
- Hancı, G. (2014). Kredi temerrüt takasları ve bist-100 arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Maliye Finans Yazıları*, 28(102), 9-22.
- Hatipoğlu, M. ve Bozkurt, İ. (2018). Finansal piyasalarda uzun dönemli bağımlılık ve etkin piyasalar hipotezi. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(3), 47-56. doi:iibfdkastamonu.414849
- Ho, S. H. (2016). Long and short-runs determinants of the sovereign cds spread in emerging countries. *Research in International Business and Finance*, 36, 579-590. doi:10.1016/j.ribaf.2015.07.001
- Hong, Y. (2001). A Test for volatility spillover with application to exchange rates. *Journal of Econometrics*(103), 183-224.
- Hsieh, D. A. (1990). Chaos and nonlinear dynamics: application to financial markets. *Elektronik Kaynak*. Durham, NC, Birleşik Devletler: Duke University. Temmuz 24, 2021 tarihinde <https://faculty.fuqua.duke.edu/~dah7/jf1991.pdf> adresinden alındı
- Hudson, C. G. (1999). At the edge of chaos: a new paradigm for social work? *Journal of Social Work Education*, 36(2), 215-230.
- Hull, J. C. (2015). *Options, futures, and other derivatives* (9 b.). New Jersey: Pearson Education.
- Hull, J., Predescu, M. ve White, A. (2004). The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. *Journal of Banking & Finance*, 28, 2789–2811. doi:10.1016/j.jbankfin.2004.06.010
- Hurst, H. (1957). A suggested statistical model of some time series that occur in nature. *Nature*, 180, 494.

- Hurst, H. D. (1951). Long-term storage capacity of reservoirs. *Transactions Of The American Society of Civil Engineers*(116), 770-808.
- Inclan, C. ve Tiao, G. C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 89(427), 913-923.
- Ismailescu, I. ve Kazemi, H. (2010). The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes. *Journal of Banking & Finance*, 34, 2861–2873. doi:10.1016/j.jbankfin.2010.05.014
- Kahyaoğlu, S. B. (2019). Cds ile döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişki: türkiye örneği. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 22(41), 219-235. doi:10.31795/baunsobed.580572
- Kang, S. H. ve Yoon, S. M. (2006). Asymmetric long memory feature in the volatility of asian stock markets. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 35(5), 175-198.
- Kang, S. H., Cheong, C. ve Yoon, S. M. (2010). Long memory volatility in chinese stock markets. *Physica*, 1425-1433. doi:10.1016/j.physa.2009.12.004
- Karan, M. B. (2013). *Yatırım analizi ve portföy yönetimi* (4 b.). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Karatepe, Y. (2000). *Türev piyasaları*. Ankara: A.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Yayını.
- Kargı, B. (2014). Uluslararası kredi derecelendirme kuruluşları ve türkiye'nin kredi notu üzerine bir inceleme(1998-2013). *International Journal of Social Science*(24), 351-370.
- Kaya, B. (2015). Ekonomik ve Siyasi Olayların CDS Primleri ve Ülke Kredi Notları Üzerine Etkisi. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Ankara: Gazi Üniversitesi, SBE.
- Kaya, H. ve Çelik, İ. (2018). Türkiye'de satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği: uzun hafıza testlerinden kanıtlar. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 351-365. doi:10.30798/makuiibf.406276
- Kaya, M. (2021). Finansal zaman serilerinin temel özellikleri. İ. Çelik, & S. B. Kahyaoğlu içinde, *Finansal zaman serileri* (s. 20). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Kaya, P. ve Güloğlu, B. (2017). Modeling and forecasting the markets modeling and forecasting the markets. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 11, 9-49.
- Kendall, M. (1953). The analysis of economic time-series-part I: prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 116(1), 11-34.

- Keskin, A. D. (2007). Swap işlemi ve hukuki niteliği. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. Şubat 9, 2020 tarihinde acikarsiv.ankara.edu.tr adresinden alındı
- Keskin, H. ve Çelik, İ. (2020). Zamanla değişen beta katsayısında uzun bellek davranışı: bist üzerine ampirik bir uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11(Ek), 200-210.
- Kiff, J. ve Morrow, R. (2000). Credit derivatives. 3-11. doi: 10.1007/978-3-642-04454-0_10
- Kılıcı, E. N. (2017). Cds primleri ile ülke kredi riski arasındaki ilişkinin değerlendirilmesi; türkiye örneği. *Maliye Finans Yazıları*(108), 71-86.
- Kılıç, Ç. (2009). Kredi temerrüt swap primini etkileyen faktörler ve türkiye üzerine uygulamalar. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Kocaeli Üniversitesi SBE.
- Klingler, S. ve Lando, D. (2018). Safe haven cds premiums. *The Review of Financial Studies*, 32(5), 1855-1895.
- Klioutchnikova, I., Sigovaa, M. ve Beizerov, N. (2017). Chaos theory in finance. *Procedia Computer Science*(119), 368-375.
- Korkmaz, T. ve Ceylan, A. (2017). *Sermaye piyasası ve menkul değer analizi* (8 b.). Bursa: Ekin Yayınevi.
- Kratz, O. S. (1999). *Frontier emerging equity markets securities price behavior and valuation*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Kumar, A. (2007). Development of credit derivative markets: implications on monetary policy and financial stability of developing economies like india. *İnternet Kaynağı*. Mayıs 21, 2022 tarihinde <http://www.igidr.ac.in> adresinden alındı
- Kunt, A. S. (2008). Kredi temerrüt swapları ve türkiye'nin kredi temerrüt swap priminin belirlenmesine yönelik bir çalışma. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. İstanbul: İTÜ, SBE.
- Lahmiri, S. ve Bekiros, S. (2021). The effect of covid-19 on long memory in returns and volatility of cryptocurrency and stock markets. *Chaos, Solitons and Fractals*(151), 1-8.
- Lehnert, T. ve Neske, F. (2004, Mart). On the relationship between credit rating announcements and credit default swap spreads for european reference entities. Maastricht, Hollanda. Şubat 24, 2020 tarihinde

http://www.greta.it/credit/credit2004/Poster/06_1_Lehnert_Neske.pdf

adresinden alındı

- Li, G. ve Zhang, C. (2019). Counterparty credit risk and derivatives pricing. *Journal of Financial Economics*(134), 647-668. doi:doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.04.011
- Liu, X., Zhou, X., Zhu, B. ve Wang, P. (2020). Measuring the efficiency of china's carbon market: a comparison between efficient and fractal market hypotheses. *Journal of Cleaner Production*, 1-25. doi:10.1016/j.jclepro.2020.122885
- Liu, Y., Qiu, B. ve Wang, T. (2021). Debt rollover risk, credit default swap spread and stock returns: evidence from the covid-19 crisis. *Journal of Financial Stability*, 53, 1-31.
- Ljung, G. ve G.E.P.Box. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 66(2), 297-303.
- Lo, A. W. (1991). Long - term memory in stock market prices. *Econometrica*, 59(5), 1279-1313.
- Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H. ve Singleton, K. J. (2011). How sovereign is sovereign credit risk? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 75-103.
- Lorenz, E. N. (1963). Deterministik nonperiodic flow. *Journal of the Atmospheric Sciences*(20), 130-141.
- Madhavan, V. ve Arrawatia, R. (2016). Relative efficiency of g8 sovereign credit default swaps and bond scrips: an adaptive market hypothesis perspective. *Studies in Microeconomics*, 4(2), 1-24. doi:10.1177/2321022216649479
- Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59-82.
- Malkiel, B. G. (2011). The efficient-market hypothesis and the financial crisis. *Economic Lessons From the Financial Crisis*, (s. 1-59). Temmuz 19, 2021 tarihinde <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.370.912&rep=rep1&type=pdf> adresinden alındı
- Mandelbrot, B. B. (1963). The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394-419.

- Mandelbrot, B. B. (1972). Statistical methodology for nonperiodic cycles from the covariance to r/s analysis. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1, 259-290.
- Mandelbrot, B. B. ve Wallis, J. R. (1968). Noah, joseph, and operational hydrology. *Water Resources Research*, 4(5), 909-918.
- Mapa, D. S. (2004). A forecast comparison of financial volatility models: GARCH (1,1) is not enough. *The Philippine Statistician*, 53, 1-10. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/21028/> adresinden alındı
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Mateev, M. (2019). Volatility relation between credit default swap and stock volatility relation between credit default swap and stock. *Journal of Economics and Finance*, 43, 681-712. doi:10.1007/s12197-018-9467-5
- Mcleod, A. I. ve Hipel, K. W. (1978). Preservation of the rescaled adjusted range the reassessment of the hurst phenomenon. *Water Resources Research*, 14(3), 491-508.
- Mcmillan, D. G. ve Ruiz, I. (2009). Volatility persistence, long memory and time-varying unconditional mean: evidence from 10 equity indices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 578–595. doi:10.1016/j.qref.2007.09.006
- Mitra, D. ve Paul, R. K. (2020). Forecasting of price of rice in india using long-memory time-series model. *The National Academy of Sciences*, 44(4), 289–293.
- Monroe, W. (2017). The normal distribution. *Ders Notu*. Stanford Uni. Ağustos 2, 2021 tarihinde <https://web.stanford.edu/class/archive/cs/cs109/cs109.1178/lectureHandouts/110-normal-distribution.pdf> adresinden alındı
- Mukherjee, I., Sen, C. ve Sarkar, A. (2011). Long memory in stock returns: insights from the indian market. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(1), 62-74.
- Neal, R. S. (1996). Credit derivatives: new financial instruments for controlling credit risk. *Economic Review*, 81(2), 15-27.
- Nejad, S. A., Stosic, T. ve Stosic, B. (2020). Multifractal analysis of the gold market. *Fractals*, 1-15. doi:10.1142/S0218348X21500109

- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Nelson, D. B. ve Cao, C. Q. (1992). Inequality constraints in the univariate garch. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(2), 229-235.
- Norden, L. (2009). Credit derivatives, corporate news, and credit ratings. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.1357486
- Norden, L. ve Weber, M. (2004). Informational efficiency of credit default swap and stock markets: the impact of credit rating announcements. *Journal of Banking & Finance*, 28, 2813–2843. doi:10.1016/j.jbankfin.2004.06.011
- Novak, I. (2019). Efficient market hypothesis: case of the croatian capital market. *Preliminary Communication*, 6(1), 3-21.
- Okane, D. (2008). *Modelling single- name and multi-name credit derivatives*. West Sussex, İngiltere: JohnWiley & Sons.
- Öner, H. (2012). Kredi temerrüt swapları ve gelişmekte olan ülkelerdeki uygulamaları: türkiye örneği. *Yayınlanmış Doktora Tezi*. İstanbul: İstanbul Üniversitesi SBE, İktisat Anabilim Dalı.
- Özdemir, A. (2018). Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Burdur: Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, SBE, İşletme ABD.
- Özdemir, A. ve Çelik, İ. (2020). Pay piyasalarında etkin piyasa hipotezinin farklı dağılım varsayımları bağlamında uzun hafıza modelleri ile tespiti: abd ve türkiye karşılaştırması. *İşletme Fakültesi Dergisi*, 21(1), 125-160.
- Özsoy, O. (2010). *İktisatçılar ve işletmeciler için istatistik* (2 b.). Ankara: Siyasal Yayın Dağıtım.
- Palladini, G. ve Portes, R. (2011). Sovereign cds and bond pricing sovereign cds and bond pricing dynamic. Cambridge. Ekim 3, 2020 tarihinde <https://www.nber.org/papers/w17586.pdf> adresinden alındı
- Patane, M., Tedesco, M. ve Zedda, S. (2019). Cds-bond basis dynamic and credit spread price discovery: a test for european corporate and sovereign bond markets. *Modern Economy*, 10, 1984-2003.
- Peters, E. E. (1994). *Fractal market analysis*. NY: John Wiley and Sons.

- Phillips, P. C. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55(2), 277-301.
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pollack, E. R. (2003, Nisan 28). Assessing the usage and effect of credit derivatives. Şubat 25, 2020 tarihinde <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.202.2139&rep=rep1&type=pdf> adresinden alındı
- Pooter, M. d. ve Dijk, D. v. (2004). Testing for changes in volatility in heteroskedastic time series - a further examination. *Econometric Institute Research Papers*, 38, 1-40.
- Przybylinski, E. ve Leonberger, G. J. (2010, Eylül). Introduction to futures contracts. Chicago, Illinois, Birleşik Devletler. Ocak 30, 2020 tarihinde <https://www.marquetteassociates.com> adresinden alındı
- Rachev, S., A.Weron ve Weron, R. (1999). Ced model for asset return and fractal market hypothesis. *Mathematical and Computer Modelling*(29), 23-36.
- Raimbourg, P. ve Salvade, F. (2020). Rating Announcements, cds spread and volatility during the european sovereign crisis. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101663>. adresinden alındı
- Rambaccussing, D. ve Mazıbas, M. (2020). True versus spurious long memory in cryptocurrencies. *Risk and Financial Management*, 13(186). doi:10.3390/jrfm13090186
- Rikhotso, P. M. ve Simo-Kengne, B. D. (2022). Dependence structures between sovereign credit default swaps and global risk factors in brics countries. *Risk and Financial Management*, 15(3), 1-22.
- Robinson, P. M. (1995). Gaussian semiparametric estimation of long range dependence. *The Annals of Statistic*, 23(5), 1630-1661.
- Ross, S. A., Westerfield, R. W. ve Jordan, B. D. (2003). *Fundamentals of corporate finance*. New York: McGraw-Hill.
- Sabkha, S., Peretti, C. D. ve Hmaied, D. (2019). On the informational market efficiency of the worldwide sovereign credit default swaps. *Journal of Asset Management*, 20, 581–608. doi:10.1057/s41260-019-00142-4

- Sadeghzadeh, K. (2019). Borsa endekslerinin ülke risklerine duyarlılığı: seçilmiş ülkeler üzerine analizler. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(2), 435-450.
- Sadorsky, P. (2006). Modeling and forecasting petroleum futures volatility. *Energy Economics*, 28, 467–488. doi:10.1016/j.eneco.2006.04.005
- Sanso, A., Arago, V. ve Carrion, j. L. (2004). Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economía Financiera*, 4, 32-53.
- Sarpong, P. K. (2017). Trading in chaos: analsis of active management in a fractal market. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Johannesburg, Güney Afrika Cumhuriyeti: University of KwaZulu-Natal.
- Sayılğan, G. (2017). *İşletme finansmanı*. Ankara: Siyasal Kitabevi.
- Schotman, P. C., Tschernig, R. ve Budek, J. (2008). Long memory and the term structure of risk. *Journal of Financial Econometrics*, 6(4), 459-495. doi:10.1093/jjfinec/nbn010
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik zaman serileri analizi* (4 b.). Bursa: Dora Basım Yayım.
- Seyidoğlu, H. (1999). *Uluslararası iktisat* (13 b.). İstanbul: Güzem Yayınları.
- Siciliano(Ed), G. (2012). *The credit default swap market*. International Organization Of Securities Commissions. 9 28, 2020 tarihinde <https://www.iosco.org/library/pubdocs/pdf/IOSCOPD385.pdf> adresinden alındı
- Şenol, Z. (2021). Borsa endeksi, döviz kuru, faiz oranları ve cds primleri arasındaki oynaklık yayılımları: türkiye örneği. *Business and Economics Research Journal*, 12(1), 111-126. doi:10.20409/berj.2021.313
- Tarı, R. (2018). *Ekonometri* (13 b.). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tayefi, M. ve Ramanathan, T. (2012). An overview of figarch and related time series models. *Austrian Journal of statistics*, 41(3), 175–196.
- Taylor, S. J. (1987). Forecasting the volatility of currency exchange rates. *International Journal of Forecasting*, 3, 159-170.
- Terzi, N. (2017). *Küresel finansta güncel konular* (1 b.). İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım.
- Ticaret, O. A. (2021). Güney afrika cumhuriyeti ülke raporu. Mayıs 23, 2022 tarihinde chrome-

- extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://ihracatdestek.org.tr/uploads/guney-afrika-ulke-raporu-12-00-44_1612164132.pdf adresinden alındı
- Tim. (2019). Arjantin hedef pazar ülke analizi. *Rapor*. Mayıs 22, 2022 tarihinde chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://tim.org.tr/files/downloads/Analiz_Rapor/Arjantin%20Hedef%20Pazar%20%C3%9Clke%20Analizi.pdf adresinden alındı
- Titan, A. G. (2015). The efficient market hypothesis: review of specialized literature and empirical research. *Procedia Economics and Finance*, 32, 442-449. doi:10.1016/S2212-5671(15)01416-1
- Tsay, R. S. (2002). *Analysis of financial time series*. John Wiley & Sons.
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of financial time series* (3 b.). Chicago, IL: A John Wiley & Sons.
- Tsay, W. -J. (2000). Long memory story of the real interest rate. *Economics Letters*, 67, 325-330.
- Tse, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 1099-1255.
- Tuna, G. ve Öztürk, M. (2016). Piyasa etkinliğinin yapısal kırılmalı birim kök testleri ile incelenmesi: türkiye pay senedi piyasası uygulaması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 548-559.
- Turgutlu, E. (2004). Fisher hipotezinin tutarlılığının testi: parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon analizi. *DEÜ İİBF Dergisi*, 19(2), 55-74.
- Turguttopbaş, N. (2013). Sovereign credit risk and credit default swap spread reflections. *International Review Of Economics And Management*, 1(1), 122-145.
- Türyılmaz, S. ve Balıbey, M. (2014). Türkiye hisse senedi piyasası getiri ve oynaklığındaki uzun dönem bağımlılık için ampirik bir analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 281-302.
- Ural, M. ve Adakale, T. (2009). Beklenen kayıp yöntemi ile riske maruz değer analizi. *Akdeniz İİBF Dergisi*(17), 23-39.
- Uysal, B. (2017). Kredi temerrüt takası primini belirleyen faktörler: bir panel veri analizi. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Kırıkkale: Kırıkkale Üniversitesi, SBE.
- Ürkmez, E. (2017). Reel döviz kurlarında uzun dönem bağımlılık. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(49), 693-698.

- Ürkmez, E. (2018). Gelişmekte Olan Ülkelerin Borsa Endekslerinin Kaotik Yapısının İncelenmesi. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Ankara: Gazi Üniversitesi, SBE.
- Varlık, S. ve Varlık, N. (2017). Türkiye'nin cds priminin oynaklığı. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar 2017 Cilt: 54 Sayı: 632*, 9-17.
- Vashishtha, A. ve Kumar, S. (2010). Development of financial derivatives market in india- a case study. *International Research Journal of Finance and Economics*(37), 15-29. <http://www.eurojournals.com/finance.htm> adresinden alındı
- Velasques, T. (2009). Chaos theory and the science of fractals, and their application in risk management. Copenhagen Business School. Temmuz 27, 2021 tarihinde https://research-api.cbs.dk/ws/portalfiles/portal/58450606/Tania_velasquez.pdf adresinden alındı
- Wang, J., Sun, X. ve Li, J. (2019). How do sovereign credit default swap spreads behave under How do sovereign credit default swap spreads behave under countries. *Finance Research Letters*, 1-10. doi:10.1016/j.frl.2019.101350
- Wang, Y., Su, X. ve Zhan, X. (2015). Fractal analysis of the agricultural products prices time series. *International Journal of u- and e- Service, Science and Technology*, 8(10), 395-404. doi:10.14257/ijunesst.2015.8.10.38
- Weron, A. ve Weron, R. (2000). Fractal market hypothesis and two power-laws. *Chaos, Solitons and Fractals*, 11, 289-296.
- Yamak, R. ve Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı zaman serisi analizleri* (1 b.). Trabzon: Celepler Matbaacılık.
- Yen, G. ve Lee, C.-F. (2008). Efficient market hypothesis (emh): past, present and future. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 11(2), 305–329.
- Yıldırım, H. H., Yıldız, C. ve Aydemir, Ö. (2018). Kredi derecelendirme kuruluşlarından s&p, moody's ve fitch'in türkiye için yapmış oldukları not açıklamalarının hisse senedi endeksleri üzerine etkisi: borsa istanbul örneği 2012-2016. *Maliye ve Finans Yazıları*(109), 9-29.
- Yıldırım, O. (2015). Türk bankacılık sisteminde basel kriterleri. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 52(609).

- Yılmaz, T. (2021). Finansal zaman serilerinde birim kök ve durağanlık analizi. İ. Çelik, & S. B. Kahaoğlu içinde, *Finansal zaman serileri* (s. 51-52). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Yoshizakia, Y., Toyoshimaa, Y., ve Haomori, S. (2013). The causal relationships between sovereign cds premiums for japan and selected eu countries. *Applied Economics Letters*(20), 742–747. doi:10.1080/13504851.2012.741671
- Yu, J. (2002). Forecasting volatility in the new zealand stock market. *Applied Financial Economics*(12), 193-202.
- Zhang, G., ve Zhang, S. (2013). Information efficiency of the u.s. credit default swap market: evidence from earnings surprises. *Journal of Financial Stability*, 9(4), 720-730. doi:10.1016/j.jfs.2011.10.005
- Zheng, M., Liu, R. ve Li, Y. (2018). Long memory in financial markets: a heterogeneous agent model perspective. *SSRN Electronic Journal*, 1-30. doi:10.2139/ssrn.3132362

EKLER

Ek-1: Koşullu Ortalama Sonuçları

ABD

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	0.0389760 [0.0268] (0.147)	-0.0495404** [0.02223] (0.026)	-0.0381600 [0.02995] (0.203)	-0.0255202 [0.03147] (0.417)
Ψ_1	-	-0.0897887*** [0.02777] (0.001)	0.0100931 [0.1507] (0.947)	-0.115082*** [0.03610] (0.001)
Ψ_2	-	-	-	-0.0274034 [0.02570] (0.286)
θ_1	0.101426*** [0.03326] (0.002)	-	-0.112187 [0.1646] (0.495)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	20.438*** (0.0000)	20.296*** (0.0000)	17.150*** (0.0000)	15.499*** (0.0000)
AIC	-4.0352237	-4.03508451	-4.03456668	-4.0347951
SIC	-4.027297	-4.027157	-4.026877	-4.024886
Log(L)	6131.48728	6131.27582	6131.48951	6131.83635
Asimptotik Test İstatistikleri	50775.*** (0.0000)	50614.*** (0.0000)	50794.*** (0.0000)	51005.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	6725.1*** (0.0000)	6715.4*** (0.0000)	6726.5*** (0.0000)	6739.8*** (0.0000)
ARCH (2)	43.928*** (0.0000)	44.523*** (0.0000)	43.876*** (0.0000)	42.860*** (0.0000)
ARCH (5)	28.756*** (0.0000)	28.971*** (0.0000)	28.736*** (0.0000)	28.405*** (0.0000)
ARCH (10)	17.679*** (0.0000)	17.802*** (0.0000)	17.667*** (0.0000)	17.480*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0321529 [0.02421] (0.184)	-0.0371968 [0.03272] (0.256)	-0.0323036 [0.02756] (0.241)	-0.0414295 [0.02707] (0.126)
Ψ_1	-0.902119*** [0.1387] (0.0000)	-	-0.940949*** [0.05213] (0.0000)	-0.964308*** [0.1923] (0.0000)
Ψ_2	-0.113893*** [0.02696] (0.0000)	-	-	-0.215683 [0.1699] (0.204)
θ_1	0.794895*** [0.1438] (0.0000)	-0.102884 [0.03668] (0.005)	0.835899*** [0.06424] (0.0000)	0.866689*** [0.2073] (0.0000)
θ_2	-	-0.00222712 [0.02264] (0.922)	-0.114474*** [0.03306] (0.0001)	0.111707 [0.1856] (0.547)
F olasılık	13.713*** (0.0000)	15.325*** (0.0000)	13.713*** (0.0000)	11.5993*** (0.0000)
AIC	-4.0359799	-4.034568	-4.0356466	-4.03544614
SIC	-4.03185	-4.024660	-4.02424	-4.022043
Log(L)	6134.63554	6131.49212	6134.12937	6134.82497
Asimptotik Test İstatistikleri	50786.*** (0.0000)	50816.*** (0.0000)	50866.*** (0.0000)	50544.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	6715.0*** (0.0000)	6728.1*** (0.0000)	6729.3*** (0.0000)	6695.0*** (0.0000)
ARCH (2)	41.618*** (0.0000)	43.831*** (0.0000)	42.974*** (0.0000)	41.582*** (0.0000)
ARCH (5)	28.071*** (0.0000)	28.723*** (0.0000)	28.389*** (0.0000)	28.134*** (0.0000)
ARCH (10)	17.265*** (0.0000)	17.661*** (0.0000)	17.377*** (0.0000)	17.320*** (0.0000)

Ek-1 Devamı: ABD

Not: Hafıza etkisi sadece ARFIMA (1, ξ , 0) bileşiminde yer almaktadır bu nedenle uygun koşullu ortalama modeli olarak ARFIMA (1, ξ , 0) belirlenmiştir. Katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde kısa hafıza olgusundan söz edilebilir. Alternatif modellerin tümünde F testine göre model kurma hatası yer almazken ARCH etkisinin devam ettiği görülebilir.

Ek-1 Devamı: Almanya

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	0.0660908*** [0.02254] (0.003)	0.0608409** [0.02544] (0.017)	0.00237131 [0.04537] (0.958)	-0.00364521 [0.03303] (0.912)
Ψ_1	-	0.0320775 [0.03166] (0.311)	0.474709*** [0.1538] (0.002)	0.0945040** [0.03796] (0.013)
Ψ_2	-	-	-	0.0738859*** [0.02271] (0.001)
Θ_1	0.0244188 [0.02665] (0.360)	-	-0.378377*** [0.1355] (0.005)	-
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	11.96120	12.03745	9.90667	11.73609
AIC	-4.27417929	-4.2742532	-4.2747366	-4.277040
SIC	-4.266462	-4.266536	-4.265089	-4.267393
Log(L)	6705.91313	6706.02907	6707.78709	6711.39904
Asimptotik Test İstatistikleri	37663. *** (0.0000)	37806. *** (0.0000)	37600. *** (0.0000)	36119. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	5719.3*** (0.0000)	5727.9*** (0.0000)	5671.8*** (0.0000)	5519.5*** (0.0000)
ARCH (2)	66.574*** (0.0000)	66.952*** (0.0000)	67.565*** (0.0000)	64.417*** (0.0000)
ARCH (5)	38.741*** (0.0000)	38.850*** (0.0000)	39.389*** (0.0000)	38.650*** (0.0000)
ARCH (10)	21.597*** (0.0000)	21.633*** (0.0000)	21.753*** (0.0000)	21.361*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	0.0201507 [0.02876] (0.484)	-0.000629820 [0.02587] (0.981)	0.0334612 [0.02377] (0.159)	0.0175166 [0.03364] (0.603)
Ψ_1	-0.565871*** [0.1455] (0.0000)	-	-0.677503*** [0.1381] (0.0000)	-0.544068*** [0.1941] (0.005)
Ψ_2	0.110586*** [0.03085] (0.0000)	-	-	0.137096 [0.1690] (0.417)
Θ_1	0.640772*** [0.1343] (0.0000)	0.0954908*** [0.03101] (0.002)	0.738139*** [0.1327] (0.0000)	0.621464*** [0.1757] (0.0000)
Θ_2	-	0.0849233*** [0.02262] (0.0000)	0.0975738*** [0.02609] (0.0000)	-0.0245048 [0.1542] (0.8749)
F olasılık	10.91338*** (0.0000)	12.29166*** (0.0000)	10.8093*** (0.0000)	9.095623*** (0.0000)
AIC	-4.27879975	-4.2777386	-4.2786348	-4.278169
SIC	-4.267223	-4.268091	-4.267058	-4.264664
Log(L)	6715.15801	6712.49422	6714.8994	6715.17033
Asimptotik Test İstatistikleri	34757. *** (0.0000)	36077. *** (0.0000)	34841. *** (0.0000)	34730. *** (0.0000)

Normallik Test İstatistikleri	5407.5*** (0.0000)	5510.5*** (0.0000)	5427.6*** (0.0000)	5402.7*** (0.0000)
ARCH (2)	63.455*** (0.0000)	64.046*** (0.0000)	63.179*** (0.0000)	63.518*** (0.0000)
ARCH (5)	38.261*** (0.0000)	38.411*** (0.0000)	38.049*** (0.0000)	38.314*** (0.0000)
ARCH (10)	21.264*** (0.0000)	21.232*** (0.0000)	21.198*** (0.0000)	21.282*** (0.0000)

Not: ARFIMA (0, ξ , 1) ve ARFIMA (1, ξ , 0) modellerinde uzun hafıza parametresi (ξ) anlamlı çıkmasına rağmen AR ve MA katsayıları anlamsız çıkmıştır. Akaike bilgi kriterine göre uygun koşullu ortalama modeli ARFIMA (2, ξ , 1)'dir. Modelde hafıza etkisi görülmemektedir. Tüm bileşimlerde F testi anlamlı çıkarken ARCH etkisi devam etmektedir.

Ek-1 Devamı: Arjantin Cumhuriyeti

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	-0.136644*** [0.006951] (0.0000)	-0.129199*** [0.001023] (0.0000)	-0.123192*** [0.02135] (0.0000)	-0.0523636** [0.02652] (0.048)
Ψ_1	-	0.147611*** [0.013499] (0.0000)	-0.118155 [0.08629] (0.171)	0.0851310*** [0.03201] (0.008)
Ψ_2	-	-	-	-0.128226*** [0.02232] (0.0000)
Θ_1	0.175710*** [0.008483] (0.0000)	-	0.275421*** [0.07499] (0.0000)	-
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	13.44067*** (0.0000)	10.24461*** (0.0000)	10.56105*** (0.0000)	15.72291*** (0.0000)
AIC	-2.103909	-2.100165	-2.1038826	-2.11193993
SIC	-2.100553	-2.090917	-2.103883	-2.100380
Log(L)	2658.08062	2653.35766	2659.048	2669.21223
Asimptotik Test İstatistikleri	3.7167e+006*** (0.0000)	3.6739e+006*** (0.0000)	3.7443e+006*** (0.0000)	3.7765e+006*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	12042. *** (0.0000)	11366. *** (0.0000)	12095. *** (0.0000)	12217. *** (0.0000)
ARCH (2)	10.180*** (0.0000)	10.445*** (0.0000)	10.219*** (0.0000)	11.251*** (0.0000)
ARCH (5)	8.9788*** (0.0000)	9.1886. *** (0.0000)	8.8103*** (0.0000)	8.5939*** (0.0000)
ARCH (10)	7.6714*** (0.0000)	8.0040. *** (0.0000)	7.5607*** (0.0000)	7.0555*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	0.0370708 [0.04653] (0.426)	-0.0475764 [0.04274] (0.266)	0.0665216 [0.06169] (0.281)	-0.0208727 [0.01864] (0.263)
Ψ_1	0.390021*** [0.08514] (0.0000)	-	0.344242*** [0.07218] (0.0000)	0.387309*** [0.02123] (0.0000)
Ψ_2	-0.171889*** [0.02079] (0.0000)	-	-	-0.934967*** [0.01585] (0.0000)
Θ_1	-0.399012*** [0.1124] (0.0000)	0.0596518 [0.05236] (0.255)	-0.391957*** [0.09358] (0.0000)	-0.372359*** [0.03319] (0.0000)
Θ_2	-	-0.0961953*** [0.03357] (0.004)	-0.150409*** [0.02106] (0.0000)	0.854878*** [0.02281] (0.0000)
F olasılık	14.86702*** (0.0000)	12.2823*** (0.0000)	12.71185*** (0.0000)	22.44458*** (0.0000)

AIC	-2.11558225	-2.10660162	-2.11141331	-2.13771304
SIC	-2.101710	-2.095042	-2.097541	-2.211529
Log(L)	2674.80701	2662.47794	2669.54789	2703.725
Asimptotik Test İstatistikleri	3.6845e+006*** (0.0000)	3.7817e+006*** (0.0000)	3.7028e+006*** (0.0000)	3.1864e+006*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	10794.*** (0.0000)	11791.*** (0.0000)	10406.*** (0.0000)	11671.*** (0.0000)
ARCH (2)	11.317*** (0.0000)	10.792*** (0.0000)	10.852*** (0.0000)	13.272*** (0.0000)
ARCH (5)	9.0605*** (0.0000)	8.5425*** (0.0000)	8.9080*** (0.0000)	9.8134*** (0.0000)
ARCH (10)	7.0363*** (0.0000)	7.2863*** (0.0000)	7.1738*** (0.0000)	7.8065*** (0.0000)

Not: ARFIMA (1, ξ , 1) ve (0, ξ , 2) modelleri AR ve MA katsayılarının anlamsız çıkmıştır. Uzun hafıza parametresinin anlamlı çıktığı modeller arasında AIC kriterine göre en uygun ARFIMA modeli (2, ξ , 0) modelidir. Katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde kısa hafıza olgusundan söz edilebilir. Alternatif modellerde F testine göre model kurma hatası bulunmazken ARCH etkisinin devam ettiği görülebilir.

Ek-1 Devamı: Avustralya

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	0.0845342 [0.02536] (0.001)	0.0866276 [0.02307] (0.0000)	0.0867244 [0.03516] (0.014)	0.0402783 [0.03331] (0.227)
ψ_1	-	-0.0837196 [0.02834] (0.003)	-0.0829378 [0.8371] (0.921)	-0.0354095 [0.03816] (0.354)
ψ_2	-	-	-	0.0507976 [0.02515] (0.043)
θ_1	-0.0775305 [0.03050] (0.011)	-	-0.00086 [0.8457] (0.999)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	4.385381*** (0.0000)	4.770328*** (0.0000)	4.770328*** (0.0000)	4.618723*** (0.0000)
AIC	-4.3482279	-4.3485851	-4.3479585	-4.3492696
SIC	-4.340661	-4.341018	-4.341018	-4.339811
Log(L)	6985.07999	6985.65349	6985.6474	6987.75243
Asimptotik Test İstatistikleri	57357.*** (0.0000)	57255.*** (0.0000)	57253.*** (0.0000)	57661.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	5607.0*** (0.0000)	5609.5*** (0.0000)	5609.7*** (0.0000)	5545.0*** (0.0000)
ARCH (2)	59.589*** (0.0000)	58.536*** (0.0000)	58.521*** (0.0000)	57.264*** (0.0000)
ARCH (5)	30.685*** (0.0000)	30.386*** (0.0000)	30.378*** (0.0000)	30.439*** (0.0000)
ARCH (10)	21.668*** (0.0000)	21.602*** (0.0000)	21.595*** (0.0000)	22.163*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.308734 [0.1641] (0.060)	0.0400823 [0.03060] (0.190)	0.0490870 [0.02478] (0.048)	-0.125949 [0.06038] (0.037)
ψ_1	0.978986 [0.1281] (0.0000)	-	-0.947029 [0.07434] (0.0000)	-0.137185 [0.03486] (0.0000)
ψ_2	-0.0733297 [0.08026] (0.361)	-	-	0.813783 [0.03566] (0.0000)

θ_1	-0.668938 [0.06138] (0.0000)	-0.0338294 [0.03537] (0.339)	0.917759 [0.07463] (0.0000)	0.257559 [0.06892] (0.0000)
θ_2	-	0.0481138 [0.02242] (0.032)	-0.0002968 [0.03814] (0.994)	-0.667302 [0.0617] (0.0000)
F olasılık	5.420215*** (0.0000)	4.404756*** (0.0000)	5.260575*** (0.0000)	7.102441*** (0.0000)
AIC	-4.3511677	-4.3490045	-4.3523749	-4.3554432
SIC	-4.339817	-4.339546	-4.339631	-4.342201
Log(L)	6991.800	6987.3268	6993.73794	6999.66416
Asimptotik Test İstatistikleri	55852. *** (0.0000)	57655. *** (0.0000)	57104. *** (0.0000)	55629. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	5295.4*** (0.0000)	5549.6*** (0.0000)	5385.6*** (0.0000)	5254.4*** (0.0000)
ARCH (2)	58.778*** (0.0000)	57.736*** (0.0000)	61.336*** (0.0000)	56.940*** (0.0000)
ARCH (5)	31.002*** (0.0000)	30.622*** (0.0000)	30.989*** (0.0000)	29.869*** (0.0000)
ARCH (10)	21.489*** (0.0000)	22.149*** (0.0000)	22.295*** (0.0000)	21.584*** (0.0000)

Not: ARFIMA (1, ξ , 1), (2, ξ , 0), (2, ξ , 1), (0, ξ , 2) ve (1, ξ , 2) bileşimlerinde AR ve MA parametreleri anlamsız çıkmıştır. AIC ve SIC değerlerine göre uygun koşullu ortalama modeli olarak ARFIMA (2, ξ , 2) bileşimi seçilmiştir. Katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde kısa hafıza olgusundan söz edilebilir. Alternatif modellerde F testine göre model kurma hatası bulunmazken ARCH etkisinin devam ettiği görülebilir.

Ek-1 Devamı: Brezilya Federal Cumhuriyeti

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	0.00275011 [0.02204] (0.901)	0.0299780 [0.02841] (0.291)	-0.105923*** [0.03955] (0.007)	-0.101565*** [0.03476] (0.004)
ψ_1	-	0.132502*** [0.03526] (0.0000)	0.483416*** [0.07849] (0.0000)	0.196180*** [0.03948] (0.0000)
ψ_2	-	-	-	0.0798213*** [0.02148] (0.0000)
θ_1	0.0889856*** [0.02534] (0.0000)	-	-0.276753*** [0.06338] (0.0000)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	9.754472*** (0.0000)	11.14322*** (0.0000)	10.86016*** (0.0000)	11.85467*** (0.0000)
AIC	-4.02935848	-4.03067173	-4.03317073	-4.03442293
SIC	-4.0211645	-4.022958	-4.023529	-4.024781
Log(L)	6326.06346	6328.12395	6333.04488	6335.00958
Asimptotik Test İstatistikleri	17169. *** (0.0000)	17186. *** (0.0000)	16071. *** (0.0000)	15812. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3202.1*** (0.0000)	3097.2*** (0.0000)	2890.1*** (0.0000)	2893.7*** (0.0000)
ARCH (2)	327.94*** (0.0000)	341.09*** (0.0000)	351.33*** (0.0000)	344.62*** (0.0000)
ARCH (5)	184.53*** (0.0000)	188.97*** (0.0000)	192.50*** (0.0000)	187.98*** (0.0000)
ARCH (10)	97.280*** (0.0000)	99.006*** (0.0000)	100.60*** (0.0000)	98.976*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)

ξ	-0.0569844* [0.02982] (0.056)	-0.0658299*** [0.02487] (0.008)	-0.0331390 [0.02771] (0.232)	-0.0969000** [0.03779] (0.010)
Ψ_1	-0.682063*** [0.08360] (0.0000)	-	-0.527362* [0.2818] (0.061)	-0.496720*** [0.09685] (0.0000)
Ψ_2	0.178091*** [0.03432] (0.0000)	-	-	0.380162*** [0.09090] (0.0000)
Θ_1	0.842382*** [0.07084] (0.0000)	0.160857*** [0.02964] (0.0000)	0.655346** [0.2660] (0.014)	0.692907*** [0.08161] (0.0000)
Θ_2	-	0.0917436*** [0.02147] (0.0000)	0.125906*** [0.02470] (0.0000)	-0.169676** [0.07532] (0.024)
F olasılık	10.40077*** (0.0000)	11.64545*** (0.0000)	9.529964*** (0.0000)	9.285015*** (0.0000)
AIC	-4.03524059	-4.03417248	-4.03291078	-4.03575884
SIC	-4.023670	-4.024530	-4.022296	-4.022260
Log(L)	6337.29249	6334.61662	6333.63701	6339.10561
Asimptotik Test İstatistikleri	15169.*** (0.0000)	16322.*** (0.0000)	16161.*** (0.0000)	14728.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2841.0*** (0.0000)	2993.6*** (0.0000)	3023.5*** (0.0000)	2763.0*** (0.0000)
ARCH (2)	333.67*** (0.0000)	335.94*** (0.0000)	323.80*** (0.0000)	342.53*** (0.0000)
ARCH (5)	173.97*** (0.0000)	182.05*** (0.0000)	173.49*** (0.0000)	178.79*** (0.0000)
ARCH (10)	94.872*** (0.0000)	96.746*** (0.0000)	93.537*** (0.0000)	96.548*** (0.0000)

Not: ARFIMA (1, ξ , 1), (2, ξ , 0), (2, ξ , 1), (0, ξ , 2), (2, ξ , 2) bileşimlerinde uzun hafıza parametresi anlamlı çıkmıştır. ARFIMA (1, ξ , 2) modelinde AR(1) katsayısı %10 düzeyinde anlamlı çıktığı için karşılaştırma dışında bırakılmıştır. Alternatif modeller arasında AIC ve SIC kriterlerine göre en uygun ARFIMA modelleri sırasıyla (2, ξ , 2) ve (2, ξ , 0) modelleridir. AIC ve Log olabilirlik değerine göre uygun koşullu ortalama modeli olarak ARFIMA (2, ξ , 2) bileşimi seçilmiştir. Alternatif modellerde F testine göre model kurma hatası bulunmazken ARCH etkisinin devam ettiği görülebilir.

Ek-1 Devamı: Çin Halk Cumhuriyeti

(p, ξ , q)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	-0.0423325* [0.02339] (0.070)	-0.0438513* [0.02518] (0.082)	-0.0430346 [0.02662] (0.106)	-0.0451353 [0.03487] (0.196)
Ψ_1	-	0.0448127 [0.03137] (0.153)	0.0239584 [0.3133] (0.939)	0.0460676 [0.03928] (0.241)
Ψ_2	-	-	-	0.00131964 [0.02476] (0.958)
Θ_1	0.0434729 [0.02928] (0.138)	-	0.0200727 [0.3032] (0.947)	-
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	0.00037206 (0.996287)	0.0003566 (0.996441)	3.085101 (0.926222)	0.446771 (0.71960)
AIC	-3.87404	-3.87403611	-3.8733971	-3.87339783
SIC	-3.867908	-3.867908	-3.867550	-3.865762
Log(L)	6064.93558	6064.92949	6064.92976	6064.93091
Asimptotik Test İstatistikleri	57143.*** (0.0000)	57171.*** (0.0000)	57158.*** (0.0000)	57190.*** (0.0000)

Normallik Test İstatistikleri	6713.6*** (0.0000)	6714.6*** (0.0000)	6714.3*** (0.0000)	6715.0*** (0.0000)
ARCH (2)	161.63*** (0.0000)	161.61*** (0.0000)	161.54*** (0.0000)	161.61*** (0.0000)
ARCH (5)	69.735*** (0.0000)	69.797*** (0.0000)	69.54*** (0.0000)	69.836*** (0.0000)
ARCH (10)	39.321*** (0.0000)	39.351*** (0.0000)	39.320*** (0.0000)	39.368*** (0.0000)
(p, ξ, g)	(2, ξ, 1)	(0, ξ, 2)	(1, ξ, 2)	(2, ξ, 2)
ξ	-0.0429110 [0.03873] (0.268)	-0.0388286 [0.02959] (0.190)	-0.0250771 [0.02542] (0.324)	-0.173136*** [0.05889] (0.003)
Ψ_1	0.0189510 [0.2736] (0.945)	-	-0.746178*** [0.1167] (0.0000)	-0.00702669 [0.1443] (0.961)
Ψ_2	5.11369e-005 [0.02737] (0.999)	-	-	0.535371*** [0.07550] (0.0000)
θ_1	0.0249628 [0.2545] (0.922)	0.0403070 [0.0335] (0.229)	0.775358*** [0.1241] (0.0000)	0.186461 [0.1302] (0.152)
θ_2	-	-0.00456910 [0.02332] (0.845)	-0.0101018 [0.03116] (0.746)	-0.464315*** [0.06842] (0.0000)
F olasılık	1.575609 (0.189932)	0.494812 (0.685894)	2.328469* (0.053957)	2.867916** (0.013735)
AIC	-3.87275839	-3.87341312	-3.8750577	-3.87639785
SIC	-3.865795	-3.865808	-3.865735	-3.864677
Log (L)	6064.9305	6064.95483	6068.52777	6071.62444
Asimptotik Test İstatistikleri	57156.*** (0.0000)	57073.*** (0.0000)	56398.*** (0.0000)	56849.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	6714.2*** (0.0000)	6710.7*** (0.0000)	6665.8*** (0.0000)	6661.8*** (0.0000)
ARCH (2)	161.48*** (0.0000)	161.55*** (0.0000)	160.82*** (0.0000)	160.14*** (0.0000)
ARCH (5)	69.707*** (0.0000)	69.545*** (0.0000)	67.611*** (0.0000)	67.533*** (0.0000)
ARCH (10)	39.304*** (0.0000)	39.228*** (0.0000)	38.407*** (0.0000)	38.173*** (0.0000)

Not: ARFIMA modeli bileşimlerinde AR ve MA parametrelerinin anlamlılık şartını sağlamadığı ve F testlerinin anlamsız çıktığı görülmüştür. Bunun sonucunda ARFIMA modeli yerine uygun ARMA (p, q) yapısı 4 gecikmeye kadar araştırılmış ve ARMA(1,3) modelinin AIC, Log Olabilirlik ve istikrar testleri bakımından şartları sağladığı belirlenmiştir.

Ek-1 Devamı: Endonezya

(p, ξ, g)	$(0, \xi, 1)$	$(1, \xi, 0)$	$(1, \xi, 1)$	$(2, \xi, 0)$
ξ	0.0217578 [0.02236] (0.331)	0.00351928 [0.02742] (0.898)	-0.0524838 [0.04454] (0.239)	-0.0487831 [0.03604] (0.176)
Ψ_1	-	0.101051*** [0.03394] (0.003)	0.423474*** [0.1228] (0.001)	0.149608*** [0.04062] (0.0000)
Ψ_2	-	-	-	0.0546867** [0.02277] (0.016)
Θ_1	0.0770086*** [0.02645] (0.004)	-	-0.267113*** [0.1004] (0.008)	-
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	11.00832*** (0.0000)	11.58453*** (0.0000)	9.721352*** (0.0000)	10.16456*** (0.0000)
AIC	-4.0876323	-4.0881788	-4.08884166	-4.089400
SIC	-4.079919	-4.080465	-4.079200	-4.079759
Log(L)	6417.4951	6418.35256	6420.39257	6421.26969
Asimptotik Test İstatistikleri	21158. *** (0.0000)	21012. *** (0.0000)	21637. *** (0.0000)	21596. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2619.8*** (0.0000)	2566.8*** (0.0000)	2542.5*** (0.0000)	2577.3*** (0.0000)
ARCH (2)	354.63*** (0.0000)	355.74*** (0.0000)	356.27*** (0.0000)	353.25*** (0.0000)
ARCH (5)	156.15*** (0.0000)	157.41*** (0.0000)	159.46*** (0.0000)	157.86*** (0.0000)
ARCH (10)	97.372*** (0.0000)	97.993*** (0.0000)	97.723*** (0.0000)	96.731*** (0.0000)
(p, ξ, g)	$(2, \xi, 1)$	$(0, \xi, 2)$	$(1, \xi, 2)$	$(2, \xi, 2)$
ξ	-0.0452226 [0.03653] (0.216)	-0.0327133 [0.02678] (0.222)	-0.0404595 [0.03325] (0.224)	0.0316402 [0.02109] (0.134)
Ψ_1	0.0660984 [0.2386] (0.782)	-	0.0934999 [0.2153] (0.664)	0.912743*** [0.1127] (0.0000)
Ψ_2	0.0658187* [0.03737] (0.078)	-	-	-0.778705*** [0.08235] (0.0000)
Θ_1	0.0801050 [0.2250] (0.722)	0.132993*** [0.03119] (0.0000)	0.0478639 [0.1985] (0.810)	-0.847726*** [0.1223] (0.0000)
Θ_2	-	0.0711321*** [0.02398] (0.0003)	0.0634480** [0.03137] (0.043)	0.748007*** [0.08250] (0.0000)
F olasılık	8.153028*** (0.0000)	10.35128*** (0.0000)	8.316553*** (0.0000)	8.531738*** (0.0000)
AIC	-4.08880181	-4.089638	-4.08905996	-4.0914434
SIC	-4.077231	-4.079996	-4.077490	-4.077945
Log(L)	6421.33004	6421.64285	6421.73508	6426.4747
Asimptotik Test İstatistikleri	21512. *** (0.0000)	21273. *** (0.0000)	21333. *** (0.0000)	18443. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2579.9*** (0.0000)	2598.1*** (0.0000)	2587.5*** (0.0000)	2514.9*** (0.0000)
ARCH (2)	352.05*** (0.0000)	348.73*** (0.0000)	350.40*** (0.0000)	347.65*** (0.0000)
ARCH (5)	157.15*** (0.0000)	155.04*** (0.0000)	156.16*** (0.0000)	152.71*** (0.0000)
ARCH (10)	96.526*** (0.0000)	95.775*** (0.0000)	96.070*** (0.0000)	96.060*** (0.0000)

Ek-1 Devamı: Endonezya

Not: Tüm bileşimlerde uzun hafıza parametresi anlamsız çıkmıştır. ARFIMA (2, ξ , 1) ve (1, ξ , 2) modellerinde AR ve MA katsayıları anlamsız çıktığı için karşılaştırma dışında bırakılmıştır. Akaike bilgi kriterine göre ARFIMA (2, ξ , 2) modeli seçilmiştir. Modellerde F testine göre model kurma hatası yer almazken ARCH etkisi devam etmektedir.

Ek-1 Devamı: Fransa

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	-0.0227697 [0.02187] (0.298)	-0.0256013 [0.02367] (0.280)	-0.0320584 [0.02834] (0.258)	-0.0442654 [0.02948] (0.133)
Ψ_1	-	0.0359015 [0.03008] (0.233)	0.176569 [0.2620] (0.500)	0.0539374 [0.03464] (0.120)
Ψ_2	-	-	-	0.0241002 [0.02229] (0.280)
Θ_1	0.0319182 [0.02717] (0.240)	-	-0.133464 [0.2515] (0.596)	-
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	0.45 (0.711045)	0.500644 (0.681852)	0.439317 (0.780278)	0.671525 (0.611701)
AIC	-3.4117935	-3.41183368	-3.4112698	-3.4115676
SIC	-3.411794	-3.404037	-3.401524	-3.401822
Log(L)	5288.86822	5288.93037	5289.05702	5289.51829
Asimptotik Test İstatistikleri	32767. *** (0.0000)	32758. *** (0.0000)	32724. *** (0.0000)	32585. *** (0.0000)-
Normallik Test İstatistikleri	5444.2*** (0.0000)	5442.6*** (0.0000)	5437.2*** (0.0000)	5417.8*** (0.0000)
ARCH (2)	18.944*** (0.0000)	18.966*** (0.0000)	19.034*** (0.0000)	19.294*** (0.0000)
ARCH (5)	24.988*** (0.0000)	24.998*** (0.0000)	24.996*** (0.0000)	24.847*** (0.0000)
ARCH (10)	13.481*** (0.0000)	13.486*** (0.0000)	13.488*** (0.0000)	13.429*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0453877* [0.02593] (0.080)	-0.0536045* [0.02848] (0.060)	-0.0478248** [0.02412] (0.047)	-0.0409205* [0.02172] (0.060)
Ψ_1	-0.574360*** [0.2115] (0.007)	-	-0.579591*** [0.1988] (0.004)	-0.199568 [0.2858] (0.485)
Ψ_2	0.0711658** [0.02809] (0.011)	-	-	-0.357867* [0.1978] (0.070)
Θ_1	0.630127*** [0.2036] (0.002)	0.0664372* [0.03463] (0.055)	0.640206*** [0.1913] (0.001)	0.257648 [0.2865] (0.369)
Θ_2	-	0.0371063 [0.02458] (0.131)	0.0764783*** [0.02641] (0.004)	0.396545** [0.1792] (0.027)
F olasılık	1.470084 (0.196203)	0.903872 (0.460676)	1.648935 (0.143613)	3.163084*** (0.004279)
AIC	-3.41242669	-3.41186528	-3.41271422	-3.4119844
SIC	-3.400732	-3.402119	-3.401019	-3.401572)
Log(L)	5291.84894	5289.97933	5292.29433	5292.16395

Asimptotik Test İstatistikleri	32168. *** (0.0000)	32469. *** (0.0000)	32123. *** (0.0000)	32333. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	5370.4*** (0.0000)	5400.7*** (0.0000)	5362.5*** (0.0000)	5382.5*** (0.0000)
ARCH (2)	19.383*** (0.0000)	19.476*** (0.0000)	19.382*** (0.0000)	19.335*** (0.0000)
ARCH (5)	23.714*** (0.0000)	24.711*** (0.0000)	23.520*** (0.0000)	23.883*** (0.0000)
ARCH (10)	12.878*** (0.0000)	13.366*** (0.0000)	12.786*** (0.0000)	12.923*** (0.0000)

Not: F testine göre model kurma hatası olmayan tek bileşim ARFIMA (2, ξ , 2)' dir. Bu modelde ise AR ve MA katsayı anlamsızlığı bulunmaktadır. Bunun sonucunda ARFIMA modeli yerine uygun ARMA (p, q) yapısı 4 gecikmeye kadar araştırılmış ve ARMA(2,2) modelinin AIC, Log Olabilirlik ve istikrar testleri bakımından şartları sağladığı belirlenmiştir.

Ek-1 Devamı: Güney Afrika Cumhuriyeti

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	-0.055750*** [0.011437] (0.0000)	-0.0895963*** [0.02830] (0.002)	-0.140768*** [0.03902] (0.0000)	-0.138637*** [0.03483] (0.0000)
Ψ_1	-	0.153334*** [0.03514] (0.0000)	0.416468*** [0.09509] (0.0000)	0.196380*** [0.03947] (0.0000)
Ψ_2	-	-	-	0.0547066 [0.02162] (0.011)
θ_1	0.110018*** [0.015500] (0.0000)	-	-0.215245*** [0.07711] (0.005)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	6.0767787*** (0.000404)	7.529075*** (0.0000)	6.927483*** (0.0000)	7.279604*** (0.0000)
AIC	-4.18675744	-4.18812615	-4.18908748	-4.1895336
SIC	-4.183989	-4.180413	-4.179445	-4.179567
Log(L)	6573.02242	6575.16992	6577.67826	6578.37834
Asimptotik Test İstatistikleri	10133.*** (0.0000)	10178.*** (0.0000)	10601.*** (0.0000)	10610.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2718.2*** (0.0000)	2724.7*** (0.0000)	2795.0*** (0.0000)	2796.9*** (0.0000)
ARCH (2)	140.87*** (0.0000)	141.27*** (0.0000)	128.52*** (0.0000)	124.57*** (0.0000)
ARCH (5)	65.479*** (0.0000)	65.800*** (0.0000)	61.499*** (0.0000)	60.036*** (0.0000)
ARCH (10)	38.830*** (0.0000)	39.274*** (0.0000)	37.286*** (0.0000)	36.549*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.132997*** [0.03498] (0.0000)	-0.114765*** [0.02551] (0.0000)	-0.126091*** [0.03427] (0.0000)	-0.119188*** [0.03930] (0.002)
Ψ_1	0.0367832 [0.2760] (0.894)	-	0.136929 [0.2433] (0.574)	0.330173 [0.7535] (0.661)
Ψ_2	0.0840840 [0.05145] (0.102)	-	-	-0.102723 [0.3224] (0.750)
θ_1	0.154264 [0.2636] (0.558)	0.172264*** [0.03016] (0.0000)	0.0473338 [0.2233] (0.832)	-0.152717 [0.7631] (0.841)

θ_2	-	0.0793951*** [0.02315] (0.0001)	0.0628543 [0.04005] (0.117)	0.127045 [0.1936] (0.512)
F olasılık	5.883680*** (0.0000)	7.374193*** (0.0000)	5.961300*** (0.0000)	4.987519*** (0.0000)
AIC	-4.18899706	-4.18966548	-4.18912315	-4.18852969
SIC	-4.177427	-4.180023	-4.177553	-4.175031
Log (L)	6578.53638	6578.58514	6578.73423	6578.80309
Asimptotik Test İstatistikleri	10540.*** (0.0000)	10381.*** (0.0000)	10474.*** (0.0000)	10412.*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2785.1*** (0.0000)	2758.9*** (0.0000)	2774.2*** (0.0000)	2764.0*** (0.0000)
ARCH (2)	124.81*** (0.0000)	125.96*** (0.0000)	124.66*** (0.0000)	124.70*** (0.0000)
ARCH (5)	60.133*** (0.0000)	60.421*** (0.0000)	59.948*** (0.0000)	59.808*** (0.0000)
ARCH (10)	36.588*** (0.0000)	36.709*** (0.0000)	36.523*** (0.0000)	36.474*** (0.0000)

Not: Tüm bileşimlerde uzun hafıza parametresi anlamlı çıkmıştır. ARFIMA (2, ξ , 1) ve (2, ξ , 2) modellerinde katsayılar anlamsız çıktığı için karşılaştırma dışında bırakılmıştır. F testine göre alternatiflerde model kurma hatası bulunmamaktadır. ARCH testinin anlamlı çıkmasının sonucunda ARCH etkisinin devam ettiği görülmektedir. Uygun modeller arasında Akaike bilgi kriterine göre en uygun modelin ARFIMA (0, ξ , 2) olduğu görülebilir. Katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde kısa hafıza olgusundan söz edilebilir.

Ek-1 Devamı: Kore Cumhuriyeti

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	-0.0131718 [0.02199] (0.549)	-0.0187599 [0.01940] (0.334)	0.0949275** [0.04675] (0.042)	-0.0111376 [0.02351] (0.636)
ψ_1	-	-0.0653480** [0.02580] (0.011)	0.434253*** [0.06044] (0.0000)	-0.0734926** [0.02936] (0.012)
ψ_2	-	--	-	-0.0124607 [0.02160] (0.564)
θ_1	-0.0729657** [0.02966] (0.014)	-	-0.614983*** [0.06719] (0.0000)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	7.640802*** (0.0000)	7.524070*** (0.0000)	8.185617*** (0.0000)	5.724339*** (0.0000)
AIC	-4.51378751	-4.51367632	-4.51623522	-4.5131450
SIC	-4.506078	-4.505967	-4.506598	-4.503508
Log(L)	7090.64639	7090.47181	7095.48929	7090.63776
Asimptotik Test İstatistikleri	1.0974e+005*** (0.0000)	1.0997e+005*** (0.0000)	1.0296e+005*** (0.0000)	1.0909e+005*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	9902.0*** (0.0000)	9916.9*** (0.0000)	9579.3*** (0.0000)	9865.8*** (0.0000)
ARCH (2)	121.85*** (0.0000)	121.45*** (0.0000)	122.33*** (0.0000)	121.82*** (0.0000)
ARCH (5)	62.376*** (0.0000)	62.242*** (0.0000)	62.504*** (0.0000)	62.380*** (0.0000)
ARCH (10)	39.602*** (0.0000)	39.546*** (0.0000)	39.630*** (0.0000)	39.576*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)

ξ	0.105501** [0.05290] (0.046)	0.0136154 [0.03337] (0.683)	0.102201** [0.05091] (0.045)	0.120115** [0.05232] (0.022)
ψ_1	0.461322*** [0.07073] (0.0000)	--	0.481220*** [0.1060] (0.0000)	-0.239336* [0.1446] (0.098)
ψ_2	0.0165437 [0.02762] (0.549)	-	-	0.369744*** [0.06563] (0.000)
θ_1	-0.655912*** [0.08868] (0.0000)	-0.102682** [0.04016] (0.011)	-0.671515*** [0.1253] (0.0000)	0.0255594 [0.1545] (0.869)
θ_2	-	-0.0300200 [0.02524] (0.234)	0.0167987 [0.03355] (0.617)	-0.476208*** [0.08657] (0.0000)
F olasılık	6.624801*** (0.0000)	6.089544*** (0.0000)	6.602087*** (0.0000)	6.483722*** (0.0000)
AIC	-4.5157174	-4.5136068	-4.5156831	-4.51689828
SIC	-4.504153	-4.503970	-4.504119	-4.503407
Log(L)	7095.67646	7091.36268	7095.62251	7098.5303
Asimptotik Test İstatistikleri	1.0384e+005*** (0.0000)	1.0722e+005*** (0.0000)	1.0359e+005*** (0.0000)	1.0477e+005*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	9640.2*** (0.0000)	9759.6*** (0.0000)	9622.8*** (0.0000)	9725.6*** (0.0000)
ARCH (2)	122.28*** (0.0000)	123.14*** (0.0000)	122.27*** (0.0000)	120.89*** (0.0000)
ARCH (5)	62.376*** (0.0000)	62.888*** (0.0000)	62.404*** (0.0000)	60.950*** (0.0000)
ARCH (10)	39.614*** (0.0000)	39.765*** (0.0000)	39.613*** (0.0000)	39.152*** (0.0000)

Not: ARFIMA (2, ξ , 0), ARFIMA (2, ξ , 1), ARFIMA (0, ξ , 2), ARFIMA (1, ξ , 2) ve ARFIMA (2, ξ , 2) modelleri AR ve MA katsayılarının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. AIC ve SIC değerlerine göre ARFIMA (1, ξ , 1) bileşimi uygun koşullu ortalama modeli olarak belirlenmiştir. Katsayı değerinin $\xi > 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde uzun hafıza olgusundan söz edilebilir. F testine göre alternatiflerde model kurma hatası bulunmazken ARCH etkisinin devam ettiği görülebilir.

Hindistan CDS primi verileri ile yapılan denemelerde ulaşılan veri döneminin kısa olması ve çok sayıda tekrarlayan gözlem olması nedeniyle program raporlaması gerçekleşmemiştir. Hindistan CDS primi verileri ile ARMA veya ARFIMA modeli oluşturulamamıştır.

Ek-1 Devamı: İtalya Cumhuriyeti

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	-0.0127584 [0.02145] (0.552)	-0.0501904* [0.02804] (0.074)	-0.0956967** [0.03722] (0.010)	-0.099829*** [0.03346] (0.003)
Ψ_1	-	0.156277*** [0.03494] (0.0000)	0.398953*** [0.09520] (0.0000)	0.199021*** [0.03825] (0.0000)
Ψ_2	-	-	-	0.0593192*** [0.02114] (0.005)
Θ_1	0.107094*** [0.02464] (0.0000)	-	-0.199731*** [0.07803] (0.0000)	-
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	10.74042*** (0.0000)	12.50928*** (0.0000)	10.63023*** (0.0000)	11.38644*** (0.0000)
AIC	-3.50474589	-3.50641801	-3.50734531	-3.50829744
SIC	-3.497016	-3.498688	-3.497683	-3.498531
Log(L)	5488.92732	5491.54418	5493.99542	5495.48549
Asimptotik Test İstatistikleri	18718. *** (0.0000)	18501. *** (0.0000)	18555. *** (0.0000)	18493. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3938.7*** (0.0000)	3892.4*** (0.0000)	3892.8*** (0.0000)	3886.1*** (0.0000)
ARCH (2)	87.796 (0.0000)	88.712 (0.0000)	81.546 (0.0000)	76.973 (0.0000)
ARCH (5)	49.849*** (0.0000)	50.562*** (0.0000)	48.759*** (0.0000)	47.160*** (0.0000)
ARCH (10)	26.809*** (0.0000)	27.101*** (0.0000)	26.124*** (0.0000)	25.380*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0859512*** [0.02970] (0.004)	-0.0916269*** [0.02460] (0.0000)	-0.0558105 [0.02310] (0.016)	-0.0713974 [0.03253] (0.028)
Ψ_1	-0.495982*** [0.1034] (0.0000)	-	-0.621029*** [0.1344] (0.0000)	-0.559527*** [0.1407] (0.0000)
Ψ_2	0.194420*** [0.03196] (0.0000)	-	-	0.0913624 [0.1237] (0.460)
Θ_1	0.684549*** [0.09355] (0.0000)	0.197161*** [0.03021] (0.0000)	0.780415*** [0.1267] (0.0000)	0.735561*** [0.1235] (0.0000)
Θ_2	-	0.102327*** [0.02272] (0.0000)	0.168794*** [0.02410] (0.0000)	0.0926019 [0.1062] (0.383)
F olasılık	11.65932*** (0.0000)	12.83378*** (0.0000)	11.71078*** (0.0000)	9.845907*** (0.0000)
AIC	-3.51167852	-3.51012242	-3.51176832	-3.51129456
SIC	-3.507517	-3.500460	-3.500173	-3.497767
Log (L)	5501.77689	5498.34159	5501.91743	5502.17599
Asimptotik Test İstatistikleri	17683.*** (0.0000)	18051. *** (0.0000)	17611. *** (0.0000)	17577. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3777.3*** (0.0000)	3817.6*** (0.0000)	3773.8*** (0.0000)	3764.0*** (0.0000)
ARCH (2)	77.273*** (0.0000)	75.742*** (0.0000)	79.860*** (0.0000)	78.822*** (0.0000)
ARCH (5)	45.238*** (0.0000)	46.012*** (0.0000)	45.318*** (0.0000)	45.292*** (0.0000)
ARCH (10)	24.741*** (0.0000)	24.977*** (0.0000)	24.886*** (0.0000)	24.829*** (0.0000)

Ek-1 Devamı: İtalya Cumhuriyeti

Not: ARFIMA (0, ξ , 1) modeli hariç tüm modellerde uzun hafıza parametresi anlamlı çıkmıştır. Ancak katsayı değerlerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde uzun hafıza olgusundan söz edilememektedir. ARFIMA (2, ξ , 2) modeli ise parametre anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. AIC ve Log Olabilirlik değerleri dikkate alındığında en uygun modelin ARFIMA (1, ξ , 2) olduğu görülebilir. Tüm modellerde F testine göre model kurma hatası bulunmamaktadır ve ARCH etkisinin devam ettiği görülmektedir.

Ek-1 Devamı: İngiltere

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	-0.0316956 [0.03323] (0.340)	-0.0383774 [0.02875] (0.182)	-0.0266497 [0.04011] (0.507)	-0.0196579 [0.03922] (0.616)
ψ_1	-	-0.0680019* [0.03626] (0.061)	0.0679437 [0.2596] (0.794)	-0.0875688* [0.0455] (0.055)
ψ_2	-	-	-	-0.0223529 [0.03214] (0.487)
θ_1	-0.0759401* [0.04194] (0.070)	--	-0.148558 [0.2785] (0.594)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	7.148017*** (0.0000)	7.090399*** (0.0000)	5.831357*** (0.0000)	5.433944*** (0.0000)
AIC	-3.23845862	-3.23836196	-3.23738468	-3.23751837
SIC	-3.226263	-3.226166	-3.223032	-3.222274
Log(L)	2923.47045	2923.38331	2923.50229	2923.62281
Asimptotik Test İstatistikleri	14994. *** (0.0000)	14948. *** (0.0000)	15023. *** (0.0000)	15067. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	1991.9*** (0.0000)	1988.5*** (0.0000)	1993.3*** (0.0000)	1996.1*** (0.0000)
ARCH (2)	8.0641 *** (0.0000)	8.1424*** (0.0000)	7.9485*** (0.0000)	7.7606*** (0.0000)
ARCH (5)	38.936*** (0.0000)	39.241*** (0.0000)	38.632*** (0.0000)	38.085*** (0.0000)
ARCH (10)	20.407*** (0.0000)	20.540*** (0.0000)	20.277*** (0.0000)	20.047*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0255650 [0.06326] (0.686)	-0.0234176 [0.04164] (0.574)	-0.0292379 [0.03345] (0.382)	-0.0652459*** [0.01921] (0.001)
ψ_1	-0.477102 [2.443] (0.845)	-	-0.991193*** [0.005300] (0.0000)	0.514850*** [0.02228] (0.0000)
ψ_2	-0.0508685 [0.1286] (0.692)	-	-	-0.940848*** [0.03138] (0.0000)
θ_1	0.395562 [2.499] (0.874)	-0.0833284* [0.04742] (0.079)	0.916703*** [0.04281] (0.0000)	-0.547325*** [0.02087] (0.0000)
θ_2	-	-0.00988344 [0.02896] (0.733)	-0.0826146* [0.04228] (0.051)	0.960750*** [0.02348] (0.0000)
F olasılık	4.660394*** (0.0000)	5.386791*** (0.0000)	4.660121*** (0.0000)	3.881047*** (0.0000)

AIC	-3.236468	-3.23741423	-3.23919886	-3.24288256
SIC	-3.218879	-3.222170	-3.218880	-3.214741
Log(L)	2923.67617	2923.52893	2926.13777	2930.45863
Asimptotik Test İstatistikleri	15024. *** (0.0000)	15041. *** (0.0000)	15162. *** (0.0000)	14197. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	1992.3*** (0.0000)	1994.1*** (0.0000)	1952.1*** (0.0000)	1959.4*** (0.0000)
ARCH (2)	7.7791*** (0.0000)	7.8567*** (0.0000)	7.3762*** (0.0000)	7.6643*** (0.0000)
ARCH (5)	38.876*** (0.0000)	38.404*** (0.0000)	38.955*** (0.0000)	38.321*** (0.0000)
ARCH (10)	20.403*** (0.0000)	20.183*** (0.0000)	20.338*** (0.0000)	20.462*** (0.0000)

Not: ARFIMA (1, ξ , 1), ARFIMA (2, ξ , 0), ARFIMA (2, ξ , 1) ve ARFIMA (0, ξ , 2) bileşimleri AR ve MA katsayı anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Akaike ve Log Olabilirlik değerlerine göre ARFIMA (2, ξ , 2) bileşimi en uygun koşullu ortalama modeli olarak belirlenmiştir. Uzun hafıza parametresi (ξ) sadece ARFIMA (2, ξ , 2) modelinde anlamlı çıkmıştır. Ancak katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde uzun hafıza olgusundan söz edilememektedir. Tüm modellerde F testine göre model kurma hatası bulunmamaktadır ve ARCH etkisinin devam ettiği görülmektedir.

Ek-1 Devamı: Japonya

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	0.0954534*** [0.02845] (0.001)	0.102832*** [0.02447] (0.0000)	-0.796132*** [0.05321] (0.0000)	-0.826804*** [0.03202] (0.0000)
Ψ_1	-	-0.147439*** [0.02916] (0.0000)	0.970647*** [0.008967] (0.0000)	0.776053*** [0.03441] (0.0000)
Ψ_2	-	-	-	0.192084*** [0.02893] (0.0000)
Θ_1	-0.128105*** [0.03264] (0.0000)	-	-0.215969*** [0.04966] (0.0000)	-
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	5.879954*** (0.0005)	7.628641*** (0.0000)	11.91750*** (0.0000)	7.641375*** (0.0000)
AIC	-4.1663773	-4.1681980	-4.1752934	-4.1772120
SIC	-4.158032	-4.159852	-4.164861	-4.159764
Log(L)	5951.50367	5954.10277	5965.23139	5967.97026
Asimptotik Test İstatistikleri	27500. *** (0.0000)	27294. *** (0.0000)	27232. *** (0.0000)	27153. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	4219.8*** (0.0000)	4203.9*** (0.0000)	4083.0*** (0.0000)	4072.7*** (0.0000)
ARCH (2)	122.17*** (0.0000)	117.26*** (0.0000)	123.33*** (0.0000)	118.67*** (0.0000)
ARCH (5)	50.639*** (0.0000)	48.632*** (0.0000)	50.846*** (0.0000)	48.774*** (0.0000)
ARCH (10)	31.884*** (0.0000)	31.190*** (0.0000)	32.514*** (0.0000)	31.784*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.243936 [0.1699] (0.151)	0.0143527 [0.03038] (0.637)	0.0842655 [0.06406] (0.188)	-0.911058*** [0.05558] (0.0000)

Ψ_1	0.705441*** [0.1931] (0.0000)	--	-0.313539 [0.3778] (0.407)	1.01153*** [0.2006] (0.0000)
Ψ_2	0.0791056 [0.06217] (0.203)	-	-	-0.0295819 [0.1947] (0.879)
θ_1	-0.507557*** [0.08140] (0.0000)	-0.0592603* [0.03397] (0.081)	0.184799 [0.3224] (0.567)	-0.149914 [0.1755] (0.393)
θ_2	-	0.100606*** [0.02357] (0.0000)	-0.0002957 [0.1142] (0.998)	0.0812720** [0.03958] (0.040)
F olasılık	7.652210*** (0.0000)	8.742150*** (0.0000)	11.26281*** (0.0000)	6.582359*** (0.0000)
AIC	-4.1720469	-4.171722	-4.1677394	-4.1767565
SIC	-4.159528	-4.161290	-4.164930	-4.157156
Log(L)	5961.59702	5960.13401	5955.44805	5969.31996
Asimptotik Test İstatistikleri	27116. *** (0.0000)	27359. *** (0.0000)	27516. *** (0.0000)	27155. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	4076.3*** (0.0000)	4164.7*** (0.0000)	4220.4*** (0.0000)	4062.0*** (0.0000)
ARCH (2)	119.79*** (0.0000)	114.92*** (0.0000)	116.18*** (0.0000)	117.70*** (0.0000)
ARCH (5)	49.453*** (0.0000)	47.238*** (0.0000)	47.981*** (0.0000)	48.262*** (0.0000)
ARCH (10)	31.711*** (0.0000)	30.746*** (0.0000)	31.034*** (0.0000)	31.500*** (0.0000)

Not: ARFIMA (2, ξ , 1), ARFIMA (0, ξ , 2), ARFIMA (1, ξ , 2) ve ARFIMA (2, ξ , 2) bileşimleri AR ve MA katsayı anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Geçerli bileşimler arasında Akaike bilgi kriterine göre ARFIMA (2, ξ , 0) bileşimi uygun koşullu ortalama modeli olarak belirlenmiştir. Modelde katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde uzun hafıza olgusundan söz edilememektedir. Tüm modellerde F testine göre model kurma hatası bulunmamaktadır ve ARCH etkisinin devam ettiği görülmektedir.

Ek-1 Devamı: Kanada

(p, ξ , g)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	0.0475367 [0.04248] (0.263)	0.0646240* [0.03694] (0.080)	0.0141445 [0.02621] (0.590)	-0.0516271 [0.05512] (0.349)
Ψ_1	--	-0.178702*** [0.04308] (0.0000)	-0.786523*** [0.05381] (0.0000)	-0.0534312 [0.06307] (0.397)
Ψ_2		-	-	0.123502 [0.04205] (0.003)
θ_1	-0.144229*** [0.04798] (0.003)	-	0.670426*** [0.06549] (0.0000)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	5.503513*** (0.0000)	7.036032*** (0.0000)	10.36254*** (0.0000)	7.548009*** (0.0000)
AIC	0.675567911	0.67209364	0.65831278	0.666750271
SIC	0.691456	0.687982	0.678173	0.686611
Log(L)	-435.79471	-433.53296	-423.56162	-429.054427
Asimptotik Test İstatistikleri	2.9584e+005*** (0.0000)	2.9014e+005*** (0.0000)	3.0094e+005*** (0.0000)	2.9657e+005*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	1077.0*** (0.0000)	1112.3*** (0.0000)	1087.2*** (0.0000)	952.46*** (0.0000)

ARCH (2)	8.6653*** (0.0000)	7.9192*** (0.0000)	6.9372*** (0.0000)	6.4280*** (0.0000)
ARCH (5)	7.6630*** (0.0000)	7.0060*** (0.0000)	5.5154*** (0.0000)	6.7931*** (0.0000)
ARCH (10)	5.8105*** (0.0000)	5.5464*** (0.0000)	4.4843*** (0.0000)	5.2982*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0130761 [0.04233] (0.757)	-0.0310732 [0.04404] (0.481)	-0.0155190 [0.04048] (0.701)	-0.124727 [0.07676] (0.104)
ψ_1	-0.715872*** [0.1036] (0.0000)	-	-0.770051*** [0.05944] (0.0000)	-0.0694370 [0.1004] (0.489)
ψ_2	0.0448058 [0.05386] (0.406)	-	-	0.566364 [0.08608] (0.0000)
θ_1	0.636229*** [0.08148] (0.0000)	-0.0732186 [0.05156] (0.156)	0.694665*** [0.0725] (0.0000)	0.0930721 [0.1067] (0.383)
θ_2	-	0.0941212*** [0.03009] (0.002)	0.0439292 [0.04759] (0.356)	-0.396870*** [0.08406] (0.0000)
F olasılık	8.425992*** (0.0000)	6.493088*** (0.0000)	8.451376*** (0.0000)	7.499164*** (0.0000)
AIC	0.659320085	0.669918995	0.659226613	0.65875419
SIC	0.683153	0.689779	0.683059	0.686559
Log(L)	-423.217375	-431.117266	-423.156525	-421.848978
Asimptotik Test İstatistikleri	3.0278e+005*** (0.0000)	2.9735e+005*** (0.0000)	3.0299e+005*** (0.0000)	3.0020e+005*** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	1035.0*** (0.0000)	959.98*** (0.0000)	1030.4*** (0.0000)	1008.2*** (0.0000)
ARCH (2)	6.7637*** (0.0000)	6.8137*** (0.0000)	6.7521*** (0.0000)	6.3897*** (0.0000)
ARCH (5)	5.5559*** (0.0000)	7.2269*** (0.0000)	5.5564*** (0.0000)	5.4055*** (0.0000)
ARCH (10)	4.4604*** (0.0000)	5.5143*** (0.0000)	4.4535*** (0.0000)	4.4189*** (0.0000)

Not: ARFIMA (2, ξ , 0), ARFIMA (2, ξ , 1), ARFIMA (0, ξ , 2), ARFIMA (1, ξ , 2) ve (2, ξ , 2) bileşimleri AR ve MA katsayı anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Uygun koşullu ortalama modeli olarak uzun hafıza etkisinin bulunduğu ARFIMA (1, ξ , 0) bileşimi belirlenmiştir. Tüm modellerde F testine göre model kurma hatası bulunmamaktadır ve ARCH etkisinin devam ettiği görülmektedir.

Ek-1 Devamı: Meksika

(p, ξ, g)	$(0, \xi, 1)$	$(1, \xi, 0)$	$(1, \xi, 1)$	$(2, \xi, 0)$
ξ	-0.0371151* [0.02162] (0.086)	-0.0826001*** [0.02944] (0.005)	-0.134575*** [0.03988] (0.001)	-0.138843*** [0.03602] (0.0000)
Ψ_1	-	0.173763*** [0.03635] (0.0000)	0.413813*** [0.08770] (0.0000)	0.221815*** [0.04053] (0.0000)
Ψ_2	-	-	-	0.0628635 [0.02113] (0.0003)
Θ_1	0.114924*** [0.02456] (0.0000)	-	0.191364*** [0.06816] (0.005)	--
Θ_2	-	-	-	-
F olasılık	8.845080*** (0.0000)	11.07650*** (0.0000)	9.760765*** (0.0000)	10.56717*** (0.0000)
AIC	-3.8653398	-3.8674414	-3.8686170	-3.8696303
SIC	-3.857626	-3.859728	-3.858975	-3.859988
Log(L)	6068.71829	6072.01556	6074.86012	6076.45007
Asimptotik Test İstatistikleri	18288. *** (0.0000)	18569. *** (0.0000)	18413. *** (0.0000)	17963. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2594.8*** (0.0000)	2450.8*** (0.0000)	2387.8*** (0.0000)	2384.2*** (0.0000)
ARCH (2)	377.99*** (0.0000)	396.02*** (0.0000)	384.04*** (0.0000)	377.08*** (0.0000)
ARCH (5)	179.13*** (0.0000)	187.79*** (0.0000)	184.86*** (0.0000)	181.03*** (0.0000)
ARCH (10)	104.58*** (0.0000)	110.06*** (0.0000)	108.69*** (0.0000)	106.87*** (0.0000)
(p, ξ, g)	$(2, \xi, 1)$	$(0, \xi, 2)$	$(1, \xi, 2)$	$(2, \xi, 2)$
ξ	-0.119413*** [0.03176] (0.0000)	-0.119798*** [0.02489] (0.0000)	-0.0824231*** [0.02407] (0.001)	-0.113050*** [0.03607] (0.002)
Ψ_1	0.501388*** [0.1188] (0.0000)	-	-0.595752*** [0.1507] (0.0000)	-0.515806*** [0.1335] (0.0000)
Ψ_2	0.210113*** [0.03392] (0.0000)	-	-	0.168080 [0.1270] (0.186)
Θ_1	0.708075*** [0.1082] (0.0000)	0.207660*** [0.03007] (0.0000)	0.764774*** [0.1414] (0.0000)	0.716899*** [0.1183] (0.0000)
Θ_2	-	0.106046*** [0.02231] (0.0000)	0.171793*** [0.02457] (0.0000)	0.0359836*** [0.1045] (0.731)
F olasılık	10.81499*** (0.0000)	11.89174*** (0.0000)	10.51521*** (0.0000)	9.028768*** (0.0000)
AIC	-3.8727151	-3.8713053	-3.872261	-3.8721168
SIC	-3.861145	-3.861663	-3.860691	-3.858618
Log(L)	6082.29	6079.07803	6081.57793	6082.35139
Asimptotik Test İstatistikleri	16150. *** (0.0000)	17228. *** (0.0000)	15826. *** (0.0000)	16040. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2251.9*** (0.0000)	2337.3*** (0.0000)	2309.1*** (0.0000)	2253.6*** (0.0000)
ARCH (2)	355.52*** (0.0000)	383.74*** (0.0000)	355.09*** (0.0000)	356.44*** (0.0000)
ARCH (5)	170.53*** (0.0000)	180.72*** (0.0000)	166.72*** (0.0000)	170.09*** (0.0000)
ARCH (10)	103.52*** (0.0000)	107.81*** (0.0000)	101.24*** (0.0000)	103.33*** (0.0000)

Ek-1 Devamı: Meksika

Not: ARFIMA (2, ξ , 2) bileşiminde AR parametresi anlamsız çıkmıştır. Geçerli bileşimler arasında AIC ve Log Olabilirlik değerine göre ARFIMA (2, ξ , 1) bileşimi koşullu ortalama modeli olarak seçilmiştir. Modelde katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde uzun hafıza olgusundan söz edilememektedir. Tabloda yer alan alternatiflerde F testine göre model kurma hatası bulunmazken ARCH etkisi devam etmektedir.

Ek-1 Devamı: Rusya Federasyonu

(p, ξ , q)	(0, ξ , 1)	(1, ξ , 0)	(1, ξ , 1)	(2, ξ , 0)
ξ	0.0312507 [0.02715] (0.250)	0.0434408* [0.02285] (0.057)	0.0105771 [0.02207] (0.632)	-0.0535474 [0.03591] (0.136)
ψ_1	-	-0.186664*** [0.02690] (0.0000)	-0.434829*** [0.08360] (0.0000)	-0.0817130** [0.04105] (0.047)
ψ_2	-	-	-	0.101471*** [0.02770] (0.0000)
θ_1	-0.156572*** [0.03082] (0.0000)	-	0.283280*** [0.09634] (0.003)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	20.11601*** (0.0000)	24.03420*** (0.0000)	20.04313*** (0.0000)	21.62905*** (0.0000)
AIC	-3.35473898	-3.35840943	-3.36029828	-3.36226388
SIC	-3.347021	-3.350692	-3.300651	-3.352617
Log(L)	5264.23072	5269.98598	5273.94771	5277.02976
Asimptotik Test İstatistikleri	20115. *** (0.0000)	19468. *** (0.0000)	19652. *** (0.0000)	19872. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3173.9*** (0.0000)	3057.7*** (0.0000)	3013.4*** (0.0000)	2912.3*** (0.0000)
ARCH (2)	341.05*** (0.0000)	330.00*** (0.0000)	330.46*** (0.0000)	327.46*** (0.0000)
ARCH (5)	144.07*** (0.0000)	140.63*** (0.0000)	141.11*** (0.0000)	140.31*** (0.0000)
ARCH (10)	87.883*** (0.0000)	85.929*** (0.0000)	85.427*** (0.0000)	85.101*** (0.0000)
(p, ξ , g)	(2, ξ , 1)	(0, ξ , 2)	(1, ξ , 2)	(2, ξ , 2)
ξ	-0.0869204* [0.04907] (0.077)	0.0312271 [0.03412] (0.360)	0.0621829* [0.03506] (0.076)	-0.0364601 [0.03086] (0.237)
ψ_1	0.162616 [0.1840] (0.377)	-	0.00811766 [0.1923] (0.966)	-0.345762 [0.3902] (0.376)
ψ_2	0.132920*** [0.02771] (0.0000)	-	-	-0.222004 [0.2445] (0.364)
θ_1	-0.212775 [0.1559] (0.172)	-0.156452*** [0.03552] (0.0000)	-0.0829198 [0.1725] (0.631)	0.244983 [0.3695] (0.507)
θ_2	-	-1.63024e-005*** 0.02315 (0.0000)	0.116287*** [0.02961] (0.0000)	0.290292*** [0.1979] (0.143)
F olasılık	17.62931*** (0.0000)	22.14624*** (0.0000)	17.71185*** (0.0000)	14.62931*** (0.0000)
AIC	-3.3621311	-3.35409879	-3.36226686	-3.36170421
SIC	-3.350555	-3.353257	-3.350690	-3.348198

Log (L)	5277.82164	5264.2269	5278.03444	5278.15221
Asimptotik Test İstatistikleri	19894. *** (0.0000)	20115. *** (0.0000)	19680. *** (0.0000)	19482. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	2852.3*** (0.0000)	3174.4*** (0.0000)	2856.4*** (0.0000)	2874.1*** (0.0000)
ARCH (2)	322.62*** (0.0000)	340.96*** (0.0000)	322.70*** (0.0000)	323.67*** (0.0000)
ARCH (5)	138.60*** (0.0000)	144.04*** (0.0000)	138.36*** (0.0000)	138.10*** (0.0000)
ARCH (10)	84.701*** (0.0000)	87.859*** (0.0000)	84.896*** (0.0000)	84.880*** (0.0000)

Not: Alternatif modeller arasında ARFIMA (0,ξ,1), ARFIMA (1,ξ,1), ARFIMA (2,ξ,0), ARFIMA (0,ξ,2) ve ARFIMA (2,ξ,2) modellerinde uzun hafıza (ξ) parametresinin anlamsız çıktığı görülmüştür. Uzun hafıza (ξ) parametresinin anlamlı çıktığı ARFIMA (2,ξ,1), ARFIMA (1,ξ,2) modellerinde ise AR (1) ve MA (1) katsayıları anlamsız çıktığı için ARFIMA (1,ξ,0) bileşimi uygun koşullu ortalama modeli olarak belirlenmiştir. Tabloda yer alan alternatiflerde F testine göre model kurma hatası bulunmazken ARCH etkisi devam etmektedir.

Suudi Arabistan CDS primlerinde yeterli veriye ulaşamadığı için (03.04 2020-18.01.2022 dönemine ait verilere ulaşıldı) analiz dışında bırakılmıştır.

Ek-1 Devamı: Türkiye Cumhuriyeti

(p, ξ, q)	$(0, \xi, 1)$	$(1, \xi, 0)$	$(1, \xi, 1)$	$(2, \xi, 0)$
ξ	-0.0352934* [0.02115] (0.095)	-0.0630793** [0.02691] (0.019)	-0.0918696*** [0.03505] (0.009)	-0.0894738*** [0.03257] (0.006)
Ψ_1	-	0.157421*** [0.03373] (0.0000)	0.342395*** [0.1119] (0.002)	0.180330*** [0.03733] (0.0000)
Ψ_2	-	-	-	0.0314491 [0.02149] (0.143)
θ_1	0.123461*** [0.02548] (0.0000)	-	-0.159159* [0.09509] (0.094)	-
θ_2	-	-	-	-
F olasılık	9.930560*** (0.0000)	10.97391*** (0.0000)	8.756636*** (0.0000)	8.776743*** (0.0000)
AIC	-4.09494803	-4.09592923	-4.09594973	-4.09597606
SIC	-4.087239	-4.088220	-4.086313	-4.086339
Log(L)	6433.06841	6434.6089	6435.64108	6435.68241
Asimptotik Test İstatistikleri	31451. *** (0.0000)	31825. *** (0.0000)	32519. *** (0.0000)	32652. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3670.0*** (0.0000)	3636.2*** (0.0000)	3660.3*** (0.0000)	3665.5*** (0.0000)
ARCH (2)	30.363*** (0.0000)	30.185*** (0.0000)	28.745*** (0.0000)	28.527*** (0.0000)
ARCH (5)	16.235*** (0.0000)	16.125*** (0.0000)	15.558*** (0.0000)	15.446*** (0.0000)
ARCH (10)	9.1882*** (0.0000)	9.1238*** (0.0000)	8.8452*** (0.0000)	8.7978*** (0.0000)
(p, ξ, g)	$(2, \xi, 1)$	$(0, \xi, 2)$	$(1, \xi, 2)$	$(2, \xi, 2)$
ξ	-0.0908540*** [0.03450] (0.008)	-0.0709798*** [0.02565] (0.006)	-0.0898335* [0.03457] (0.009)	-0.0961383*** [0.03614] (0.008)
Ψ_1	0.231319 [0.3850] (0.548)	-	0.270400 [0.2373] (0.255)	-0.444142*** [0.1603] (0.006)
Ψ_2	0.0227026 [0.07061] (0.748)	-	-	0.328318*** [0.09255] (0.0000)
θ_1	-0.0496623 [0.3736] (0.894)	0.160709*** [0.03034] (0.0000)	-0.0899201 [0.2206] (0.684)	0.634131*** [0.1486] (0.0000)
θ_2	-	0.0496297** [0.02326] (0.033)	0.0162411 [0.04201] (0.699)	-0.187811** [0.08128] (0.021)
F olasılık	7.022957*** (0.0000)	8.563419*** (0.0000)	7.032961*** (0.0000)	7.897034*** (0.0000)
AIC	-4.09534462	-4.09571343	-4.09536072	-4.09541431
SIC	-4.083780	-4.086077	-4.083796	-4.085083
Log (L)	6435.69105	6435.27008	6435.71633	6436.80047
Asimptotik Test İstatistikleri	32634. *** (0.0000)	32676. *** (0.0000)	32677. *** (0.0000)	32341. *** (0.0000)
Normallik Test İstatistikleri	3665.3*** (0.0000)	3675.8*** (0.0000)	3666.8*** (0.0000)	3663.0*** (0.0000)
ARCH (2)	28.530*** (0.0000)	28.536*** (0.0000)	28.453*** (0.0000)	28.968*** (0.0000)
ARCH (5)	15.454*** (0.0000)	15.391*** (0.0000)	15.416*** (0.0000)	15.641*** (0.0000)
ARCH (10)	8.7992*** (0.0000)	8.7895*** (0.0000)	8.7833*** (0.0000)	8.8721*** (0.0000)

Ek-1 Devamı: Türkiye Cumhuriyeti

Not: Alternatif modeller arasında ARFIMA (2, ξ ,0), ARFIMA (2, ξ ,1) ve ARFIMA (1, ξ ,2) bileşimleri AR ve MA katsayı anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Akaike bilgi kriterine göre uygun koşullu ortalama modeli olarak ARFIMA (2, ξ ,2) bileşimi seçilmiştir. Modelde katsayı değerinin $\xi < 0$ olduğu dikkate alındığında getiri serisinde uzun hafıza olgusundan söz edilememektedir. Tabloda yer alan alternatiflerde F testine göre model kurma hatası bulunmazken ARCH etkisi devam etmektedir.



Ek-2: ABD İkili Uzun Hafıza Süreci

	ARFIMA(1,ξ,0) FIGARCH(1,d,1)	- ARFIMA(1,ξ,0) FIAPARCH(1,d,1)	- ARFIMA(1,ξ,0) HYGARCH(1,d,1)
	Normal	Normal	Normal
C	-0.000760* [0.00042073] (0.0709)	-0.000468 [0.0004497] (0.2984)	-0.000780* [0.0004005] (0.0517)
ξ	-0.017567 [0.043007] (0.6830)	-0.015202 [0.046142] (0.7418)	-0.022898 [0.046692] (0.6239)
ψ₁	-0.019987 [0.054541] (0.7140)	0.003212 [0.05939] (0.9569)	-0.015064 [0.057074] (0.7918)
ψ₂	-	-	-
θ₁	-	-	-
θ₂	-	-	-
C(V)	0.290222** [0.11728] (0.0134)	0.954159 [1.4172] (0.5008)	0.277869** [0.12554] (0.0270)
d	1.184950*** [0.13896] (0.0000)	1.158320*** [0.12478] (0.0000)	1.176832*** [0.12337] (0.0000)
α₁	0.137003 [0.12209] (0.2619)	0.079161 [0.11521] (0.4921)	0.079384 [0.13464] (0.5555)
β₁	0.899065*** [0.034317] (0.0000)	0.903246*** [0.032690] (0.0000)	0.910745*** [0.047608] (0.0000)
Log Alfa	-	-	-0.017287 [0.016412] (0.2923)
γ (GAMA)	-	-0.131289 [0.13100] (0.3163)	-
δ (DELTA)	-	1.692282*** [0.33621] (0.0000)	-
Log L	6574.063	6579.805	6578.872
AIC	-4.471953	-4.474501	-4.474547
SIC	-4.457688	-4.456161	-4.458244
Çarpıklık	0.50117	0.47574	0.42332
Aşırı Basıklık	37.228	38.076	34.029
J-B	1.6972e+005	1.7753e+005	1.4179e+005
Q(20)	16.1519 (0.6471229)	16.7997 (0.6034378)	16.9150 (0.5956290)
Q²(20)	2.96462 (0.9999747)	2.85157 (0.9999812)	3.13544 (0.999961)
MAE	0.006416	0.005286	0.00426
TIC	0.6997	0.7518	0.8443

Not: ABD CDS Primleri ile yapılan denemelerde ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIAPARCH ve ARFIMA-HYGARCH modellerinden sadece normal dağılım ile sonuç alınmıştır. Bu modellerde student-t, GED ve çarpık student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle program raporlaması alınmamıştır. Yine ARFIMA-FIEGARCH modelinden yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır.

ARFIMA(1,ξ,0) -FIAPARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, GAMA parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,0) -HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, Log Alfa parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. İstikrar testlerine göre geçerli olan tek model olan ARFIMA(1,ξ,0) -FIGARCH(1,d,1) normal dağılımda Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik kısıtı sağlanmıştır. FIGARCH uzun hafıza modelinden tek dağılımda sonuç çıkması ve diğer model ve dağılımlardan geçerli sonuç çıkmaması nedeniyle sonuçların doğruluğu tartışılamamıştır. Bu nedenle ARFIMA(1,ξ,0) -FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım değerlendirmeye alınmamıştır.



Ek-3: Almanya İkili Uzun Hafıza Süreci

	ARFIMA(2, ξ , 1)- FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(2, ξ , 1)- FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(2, ξ , 1) - HYGARCH(1,d,1)	ARFIMA(2, ξ , 1) - FIEGARCH(1,d,1)
	Normal	student	Normal	Normal
C	-0.000580* [0.00034419] (0.0920)	-0.000032 [5.1241e-005] (0.5287)	-0.000577 [0.0003646] (0.1138)	-0.009263*** [0.0017103] (0.0000)
ξ	-0.055490 [0.083109] (0.5044)	-0.005612 [0.0077926] (0.4715)	-0.046484 [0.060368] (0.4414)	0.192725*** [0.0088821] (0.0000)
ψ_1	0.685789 [0.5425] (0.2063)	0.054217 [0.092066] (0.5560)	0.691215** [0.33556] (0.0395)	0.151092 [0.15190] (0.3200)
ψ_2	-0.025501 [0.11576] (0.8257)	0.012271 [0.0092533] (0.1849)	-0.017532 [0.072378] (0.8086)	-0.026491 [0.016855] (0.1161)
θ_1	-0.574970 [0.59071] (0.3305)	-0.051462 [0.090504] (0.5697)	-0.583251* [0.33997] (0.0863)	-0.299100*** [0.11275] (0.0080)
θ_2	-	-	-	-
C(V)	1.511615* [0.88863] (0.0890)	-0.000086 [0.0026156] (0.9739)	0.668657 [1.1199] (0.5505)	-13534.7413*** [42.400] (0.0000)
d	0.327158*** [0.12573] (0.0093)	0.993752*** [0.087660] (0.0000)	0.220993** [0.088380] (0.0125)	0.481119*** [0.068641] (0.0000)
α_1	-0.598551 [0.75878] (0.4303)	-0.012831 [0.33553] (0.9695)	-0.912284*** [0.20813] (0.0000)	-0.494908** [0.21148] (0.0193)
β_1	-0.498918 [0.87669] (0.5693)	0.722554*** [0.20976] (0.0006)	-0.882862*** [0.25677] (0.0006)	0.790564*** [0.10128] (0.0000)
Log Alfa			0.244396 [0.17913] (0.1726)	
Student(DF)	-	2.319843*** [0.036331] (0.0000)	-	
θ_1		-	-	0.049472 [0.043119] (0.2513)
θ_2		-	-	0.375329*** [0.10877] (0.0006)
Log L	7022.081	8455.649	7032.475	6938.161
AIC	-4.619948	-5.563669	-4.626136	-4.563347
SIC	-4.602107	-5.543846	-4.606313	
Q(20)	27.5411* (0.0505947)	30.6817** (0.0218276)	23.3123 [0.1393566]	18.8115 (0.3394581)
Q²(20)	14.4978 (0.6961132)	7.29875 (0.9873558)	13.4029 0.767101	19.9976 (0.3329528)
MAE	0.0005761	0.0001377	0.0004987	0.0007235
TIC	0.6539	0.9972	0.6706	0.6809

Not: ARFIMA(2, ξ , 1) -FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametre katsayısının anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) gecikmelerde görülen seri korelasyon nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır.

ARFIMA(2, ξ , 1) -FIGARCH(1,d,1) modeli student-t dağılımı, Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) gecikmelerde görülen seri korelasyon nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2, ξ , 1) -FIGARCH(1,d,1) modelinde GED ve s-student-t dağılımından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(2, ξ , 1) -HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, Log Alfa parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2, ξ , 1) -FIEGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım Theta1 parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2, ξ , 1) -HYGARCH(1,d,1) ve ARFIMA(2, ξ , 1) -FIEGARCH(1,d,1) modellerinde student-t, GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(2, ξ , 1) -FIAPARCH(1,d,1) modelinden yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Almanya ülke CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınamadığı için uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamaktadır.

Ek-4: Arjantin Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(0,ξ,1) - FIGARCH(1,d,1)	Normal	student-t	GED	s-student-t
C	0.00108 [0.0021968] (0.6211)	-0.000202 [0.00052364] (0.7007)	0.000041 [0.00017167] (0.8135)	-0.000097 [0.00068361] (0.9886)
ξ	0.086953 [0.068307] (0.2032)	0.012472 [0.019487] (0.5222)	0.013488*** [0.000635] (0.0000)	0.011742 [0.019495] (0.5470)
ψ ₁	-	-	-	-
ψ ₂	-	-	-	-
θ ₁	0.086030 [0.078733] (0.2746)	0.162329 [0.023440] (0.0000)	0.134696 [0.000396] (0.0000)	0.162356 [0.023486] (0.0000)
θ ₂	-	-	-	-
C(V)	0.622872*** [0.18590] (0.0008)	1.866354** [0.94048] (0.0473)	0.733960*** [0.18806] (0.0001)	1.843060** [0.88741] (0.0321)
d	1.037708*** [0.013116] (0.0000)	1.006381*** [0.0046869] (0.0000)	1.022052*** [0.007858] (0.0000)	1.006553*** [0.004855] (0.0000)
α ₁	0.054128 [0.13295] (0.6542)	-0.098499 [0.11872] (0.3986)	0.122850 [0.083725] (0.1424)	-0.096243 [0.11232] (0.3916)
β ₁	0.869481*** [0.015959] (0.0000)	0.540294*** [0.13610] (0.0001)	0.777557*** [0.05481] (0.0000)	0.542097*** [0.1340] (0.0001)
Student (DF)	-	2.949594*** [0.15369] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.778502*** [0.041737] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.012513 [0.022194] (0.5768)
Kuyruk	-	-	-	2.960698*** [0.15459] (0.0000)
Log L	4314.820	5101.413	5052.747	5103.099
AIC	-3.555774	-4.204221	-4.164868	-4.203961
SIC	-3.539039	-4.185095	-4.143352	-4.180054
Çarpıklık	2.3667	-9.7570	-0.26937	-9.9128
Aşırı Basıklık	52.933	381.90	105.12	388.33
J-B	2.8513e+005	1.4763e+007	1.1157e+006	1.5264e+007
Q(20)	19.1321 (0.448391)	14.9742 (0.7242365)	17.1686 (0.5784497)	15.5654 (0.6566711)
Q ² (20)	1.21937 (1.000000)	0.117099 (1.000000)	0.710578 (1.0000000)	0.121634 (1.000000)
MAE	0.003527	0.008328	0.004191	0.008319
TIC	0.6932	0.8352	0.7273	0.835

Not: ARFIMA(2, ξ, 0) -FIGARCH(1,d,1) modeli çarpık student dağılımı, Asimetri parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Alternatif dağılımlar arasında student-t ve GED dağılımı değerlendirmeye alınmıştır. Tabloda yer alan tüm dağılımlarda Bollerslev ve Mikkelsen (1996) pozitiflik kısıtı sağlanmıştır. Box-Pierce ve ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

Ek-4 Devamı

ARFIMA (0, ξ , 1) - HYGARCH(1,d,1)	Normal	student-t	GED	s-student-t
C	0.001251 [0.00240] (0.6033)	-0.000231 [0.000518] (0.6563)	0.000041 [0.000179] (0.8181)	-0.000138 [0.00066] (0.8351)
ξ	0.093942 [0.072101] (0.1927)	0.013345 [0.01907] (0.4678)	0.013400*** [0.000844] (0.0000)	0.013123 [0.019113] (0.5051)
ψ_1	-	-	-	-
ψ_2	-	-	-	-
θ_1	0.087184 [0.078043] (0.2641)	0.162267*** [0.02316] (0.0000)	0.134841*** 0.00095247 (0.0000)	0.162208*** 0.023199 (0.0000)
θ_2	-	-	-	-
C(V)	0.501769 [0.22017] 0.0228	2.231623* [1.1966] (0.0623)	0.725061*** [0.24161] (0.0031)	2.216894 * [1.2104] (0.0661)
d	1.029440*** [0.013431] (0.0000)	1.005909*** [0.0049285] (0.0000)	1.020782*** [0.010976] (0.0000)	1.005990*** [0.004974] (0.0000)
α_1	0.051669 [0.1569] (0.7420)	-0.134076 [0.13832] (0.3392)	0.127931 [0.09183] (0.1638)	-0.132370 [0.13869] (0.3399)
β_1	0.855190*** [0.018258] (0.0000)	0.526115*** [0.12572] (0.0000)	0.768530*** [0.085425] (0.0000)	0.52699*** [0.12556] (0.0000)
Log Alfa	0.048134 [0.051724] (0.3646)	0.229762* [0.13833] (0.0961)	0.018002 [0.046826] (0.7007)	0.226561 [0.13840] (0.1293)
Student (DF)	-	2.565791*** [0.19408] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.774074*** [0.04204] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.005282 [0.022511] (0.8145)
Kuyruk	-	-	-	2.570373*** [0.19704] (0.0000)
Log L	4327.266	5105.653	5052.936	5105.677
AIC	-3.565222	-4.206895	-4.163381	-4.206089
SIC	-3.546096	-4.185378	-4.141864	-4.182182
Çarpıklık	2.5267	-7.9807	-0.40853	-8.0155
Aşırı Basıklık	54.603	461.81	111.61	332.88
J-B	3.0359e+005	2.1635e+007	1.2478e+007	1.1213e+007
Q(20)	17.4840 (0.5571120)	14.7720 (0.7369736)	16.7079 (0.6096465)	14.7493 (0.1498785)
Q ² (20)	1.50594 (0.9999998)	0.154343 (1.000000)	0.693499 (1.0000000)	0.153789 (1.000000)
MAE	0.04875	5.694e+005	0.009585	4.224e+005
TIC	0.9769	1	0.866	1

Not: ARFIMA (0, ξ , 1) - HYGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GED ve çarpık student dağılımları Log Alfa katsayısının anlamsız olması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Alternatif dağılımlar arasında FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek sonuç student-t dağılımına aittir. Tabloda yer alan tüm

dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. ARFIMA-FIAPARCH yöntemi yakınsama hatası nedeniyle incelenememiştir.

ARFIMA(0, ξ , 1) - FIEGARCH(1,d,1)	Normal	GED
C	-0.004675*** [0.0012905] (0.0002)	0.000511** [0.00021853] (0.0281)
ξ	-0.012031*** [0.002765] (0.0000)	0.011247*** [0.0002194] (0.0000)
ψ_1	-	-
ψ_2	-	-
θ_1	0.121306 [0.0021903] (0.0000)	0.137625 0.000255 (0.0000)
θ_2	-	-
C(V)	-22459.218022 [54.056] (0.0000)	-206.73515 [9527.3] (0.9847)
d	0.769363*** [0.054423] (0.0000)	0.755683*** [0.024872] (0.0000)
α_1	0.425457* [0.22907] (0.0549)	0.664130*** [0.077020] (0.0000)
β_1	-0.838559*** [0.031622] (0.0000)	-0.838079*** [0.023930] (0.0000)
θ_1	0.251615*** [0.054791] (0.0000)	0.196666*** [0.028946] (0.0000)
θ_2	0.438221*** [0.10449] (0.0000)	0.613417*** [0.054320] (0.0000)
GED (DF)	-	0.703042*** [0.034978] (0.0000)
Log L	4207.446	4994.115
AIC	-3.463843	-4.110926
SIC	-3.441314	-4.099847
Çarpıklık	1.6416	2.0359
Aşırı Basıklık	57.437	84.147
J-B	3.3421e+005	7.1437e+005
Q(20)	19.0069 (0.3851530)	17.3529 (0.4989622)
Q ² (20)	1.61771 (0.9999994)	1.54723 (0.9999999)
MAE	0.0009051	0.0007909
TIC	0.5095	0.5345

Not: ARFIMA(2, ξ , 0) -FIEGARCH(1,d,1) modeli normal ve GED dağılımları GARCH parametresinin negatif çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Student-t ve çarpık student-t dağılımları yakınsama hatası nedeniyle hesaplanamamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(0,ξ,1) FIAPARCH(1,d,1)	Normal
C(M)	0.000713 [0.0013423] (0.5952)
ξ	-0.046881 [0.054315] (0.3881)
ψ ₁	-
ψ ₂	-
θ ₁	0.080763 [0.060835] (0.1844)
θ ₂	-
C(V)	1.392337 [0.84055] (0.0978)
d	1.079153 [0.047849] (0.0000)
α ₁	-0.146600 [0.032110] (0.0000)
β ₁	0.913218 [0.018744] (0.0000)
γ (GAMA)	-0.992166 [0.040524] (0.0000)
δ (DELTA)	1.540953 [0.19692] (0.0000)
Log L	4405.310
AIC	-3.628815
SIC	-3.607299
Çarpıklık	2.4774
Aşırı Basıklık	42.243
J-B	1.8263e+005
Q(20)	36.0392** (0.010439)
Q ² (20)	9.76781 (0.939221)
MAE	0.01188
TIC	0.9018

Not: ARFIMA(0,ξ,1) FIAPARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. Student-t, GED ve çarpık student-t dağılımları yakınsama hatası nedeniyle hesaplanamamıştır.

Ek-4 Devamı

Kırılmalı	ARFIMA (0, ξ , 1) - FIGARCH(1,d,1) student-t	ARFIMA (0, ξ , 1) - FIGARCH(1,d,1) GED
C	-0.000216 [0.0005208] (0.6780)	0.000236 [0.000370] (0.5236)
ξ	0.010921 [0.019381] (0.5731)	0.007041*** [0.00038939] (0.0000)
ψ_1	-	-
ψ_2	-	-
θ_1	0.164404 0.023359 (0.0000)	0.151069 0.0013580 (0.0000)
θ_2	-	-
C(V)	1.883379** [0.84664] (0.0202)	1.961093*** [0.76266] (0.0102)
D1	0.134192 [0.20856] (0.5131)	0.116374 [0.22689] (0.6049)
D2	0.933951 [1.2134] (0.4251)	0.983783 [0.88941] (0.2691)
d	1.006244*** [0.004368] (0.0000)	1.005885*** [0.0036580] (0.0000)
α_1	-0.133931 [0.10511] (0.2027)	-0.151752 [0.11164] (0.1705)
β_1	0.525218*** [0.12168] (0.0000)	0.480908*** [0.12228] (0.0001)
Student (DF)	2.969929*** [0.15668] (0.0000)	-
GED (DF)	-	0.801965*** [0.044021] (0.0000)
Log L	5112.473	5082.834
AIC	--4.211699	-4.188284
SIC	-4.187792	-4.161986
Çarpıklık	4.1510	4.2067
Aşırı Basıklık	67.494	68.844
J-B	4.6686e+005	4.8563e+005
Q(20)	23.2929 (0.2075248)	24.8206 (0.1916180)
Q ² (20)	2.92676 (0.9999815)	2.97668 (0.9999718)
MAE	0.008157	0.008336
TIC	0.8325	0.8354

Not: Bilgi kriterlerine göre öngörü performansı yüksek olan model ARFIMA (0, ξ , 1) -FIGARCH(1,d,1) student-t dağılımına aittir. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM ve Box-Pierce testinde anlamlılık görülmemiştir.

Ek-5: Avustralya İkili Uzun Hafıza Süreci

	ARFIMA(2, ξ , 2) FIGARCH(1,d,1) Normal	ARFIMA(2, ξ , 2) FIGARCH(1,d,1) Student-t	ARFIMA(2, ξ , 2) FIAPARCH(1,d,1) Normal
C(M)	-0.000437** [0.00019588] (0.0258)	-0.000320*** [0.00010856] (0.0033)	-0.000474*** [0.00012419] (0.0001)
ξ	0.196107 [0.35739] (0.5832)	-0.023374 [0.026159] (0.3716)	0.191245 [0.20460] (0.3500)
ψ_1	1.142912 [0.73347] (0.1193)	0.135828 [0.22945] (0.5539)	1.168757** [0.46622] (0.0122)
ψ_2	-0.165588 [0.74219] (0.8235)	0.521366*** [0.18346] (0.0045)	-0.189361 [0.46102] (0.6813)
θ_1	-1.304427 [1.0685] (0.2223)	-0.097564 [0.23598] (0.6793)	-1.326907** [0.62817] (0.0347)
θ_2	0.306134 [1.0655] (0.7739)	-0.485556*** [0.17625] (0.0059)	0.328142 [0.62644] (0.6004)
C(V)	2.077498* [1.1284] (0.0657)	0.015984 [0.016257] (0.3256)	0.229922 [0.82644] (0.7809)
d	0.239878** [0.10173] (0.0184)	1.463540*** [0.10223] (0.0000)	0.068214 [0.30639] (0.8238)
α_1	-0.502340 [0.47171] (0.2870)	-0.255095*** [0.079797] (0.0014)	0.880766*** [0.18286] (0.0000)
β_1	-0.447304 [0.53480] (0.4030)	0.970106*** [0.025775] (0.0000)	0.823652*** [0.29004] (0.0045)
Student (DF)	-	2.464946*** [0.040708] (0.0000)	-
γ (GAMA)			-0.107064 [0.11533] (0.3533)
δ (DELTA)			2.128131 [1.4668] (0.1469)
Log L	7247.372	8423.426	7251.994
AIC	-4.652763	-5.408181	-4.654448
SIC	-4.633339	-5.386815	-4.631140
Çarpıklık	0.95505	-0.28417	0.81397
Aşırı Basıklık	19.453	50.170	17.854
J-B	49523.	3.2631e+005	41662.
Q(20)	17.2702 (0.3683267)	14.9702 (0.5268203)	16.7061 (0.4048547)
Q²(20)	13.8306 (0.7400686)	3.35621 (0.999935)	14.9981 (0.662097)
MAE	0.001592	0.001908	0.001563
TIC	0.8962	0.8328	0.9031

Not: ARFIMA(2, ξ , 2) - FIGARCH(1,d,1) normal dağılım, ARCH ve GARCH parametre katsayılarının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Parametre anlamlılığı ve istikrar testlerine göre en uygun model, ARFIMA (2, ξ , 2) – FIGARCH (1,d,1) student-t dağılımıdır. GED ve s-tudent-t dağılımlarından yakınsama

hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Modelde dağılımlarda Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır. ARFIMA(2, ξ , 2) - HYGARCH(1,d,1) ve ARFIMA(2, ξ , 2) - FIEGARCH(1,d,1) modellerinden yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(2, ξ , 2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli normal dağılım GAMA ve DELTA parametrelerinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2, ξ , 2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli student-t, GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınamamıştır. FIGARCH uzun hafıza modelinden tek dağılımda sonuç çıkması ve diğer model ve dağılımlardan geçerli sonuç çıkmaması nedeniyle sonuçların doğruluğu tartışılamamıştır. Bu nedenle ARFIMA(1, ξ ,0) -FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım değerlendirmeye alınmamıştır.

Ek-6: Brezilya Federal Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(2, ξ , 2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-student-t
C(M)	-0.000691* [0.00038049] (0.0695)	-0.001440*** [0.00040217] (0.0003)	-0.001131 [0.00069256] (0.1024)	-0.000959** [0.00043349] (0.0271)
ξ	-0.081731* [0.047410] (0.0848)	-0.005120 [0.046067] (0.9115)	-0.036285 [0.042823] (0.3969)	-0.005245 [0.044064] (0.9053)
ψ_1	0.019759 [0.89079] (0.9823)	1.145383*** [0.23155] (0.0000)	0.015811 [1.1399] (0.9889)	1.146478*** [0.20966] (0.0000)
ψ_2	0.055564 [0.48469] (0.9087)	-0.485145*** [0.15805] (0.0022)	-0.126433 [0.11072] (0.2536)	-0.493775*** [0.14139] (0.0005)
θ_1	0.170562 [0.90851] (0.8511)	-1.046390*** [0.27307] (0.0001)	0.100058 [1.1686] (0.9318)	-1.047178*** [0.24817] (0.0000)
θ_2	0.038001 [0.31132] (0.9029)	0.396406** [0.16715] (0.0178)	0.171197 [0.11077] (0.1223)	0.403186*** [0.15021] (0.0073)
C(V)	0.606692*** [0.19046] (0.0015)	27.896259*** [9.4158] (0.0031)	0.648859*** [0.18980] (0.0006)	0.868214*** [0.24327] (0.0004)
d	0.568927*** [0.19186] (0.0030)	0.458641*** [0.044257] (0.0000)	0.536229*** [0.13304] (0.0001)	0.576774*** [0.10523] (0.0000)
α_1	0.187793 [0.11999] (0.1177)	-0.019261 [0.099107] (0.8459)	0.053520 [0.099517] (0.5908)	-0.018268 [0.086702] (0.8331)
β_1	0.502581*** [0.18878] (0.0078)	0.268831** [0.11358] (0.0180)	0.391463** [0.17202] (0.0229)	0.383724*** [0.13899] (0.0058)
Student (DF)	-	4.331589*** [0.32270] (0.0000)	-	-
Asimetri	-	-	-	0.055710** [0.023373] (0.0172)
Kuyruk	-	-	-	4.204197*** [0.33174] (0.0000)
GED (DF)	-	-	1.134684*** [0.046056] (0.0000)	-
Log L	6616.398	6773.477	6768.142	6776.976
AIC	-4.349176	-4.451927	-4.448415	-4.453572
SIC	-4.329364	-4.430133	-4.426622	-4.429797
Çarpıklık	0.60377	0.69220	0.64886	0.68283
Aşırı Basıklık	3.7432	4.6724	4.2287	4.5266
J-B	1958.2	3006.1	2476.7	2829.8
Q(20)	19.7090 (0.2336160)	23.6385* (0.0977017)	26.2321* (0.0508489)	24.5232* (0.0786831)
Q²(20)	8.03158 (0.9781628)	7.08934 (0.9893511)	7.88059 (0.9803615)	8.13740 (0.9765203)
MAE	0.001113	0.0008426	0.001016	0.001215
TIC	0.5637	0.5856	0.5662	0.5641

Ek-6 Devamı

Not: ARFIMA-FIGARCH student-t, ARFIMA-FIGARCH GED ve ARFIMA - FIGARCH s-student dağılımlarında Box-Pierce testinde 5 ve 10 gecikmelerde seri korelasyon sorunu görülmüştür. Bu dağılımlar değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. Parametre anlamlılığı ve istikrar testlerine göre en uygun model, ARFIMA (2, ξ , 2) – FIGARCH (1,d,1) normal dağılımdır. Modelde dağılımlarda Bollerslev ve Mikkelsen (1996)’in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA (2, ξ ,2) - HYGARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	GED	s-student-t
C(M)	-0.000720** [0.00035849] (0.0446)	-0.001428*** [0.00039517] (0.0003)	-0.001126*** [0.00039918] (0.0048)	-0.000954** [0.00042054] (0.0233)
ξ	-0.079092* [0.043790] (0.0710)	-0.006148 [0.045999] (0.8937)	-0.039364*** [0.011948] (0.0010)	-0.007932 [0.044750] (0.8593)
ψ_1	0.106244 [0.56965] (0.8521)	1.139532*** [0.23037] (0.0000)	0.265312*** [0.013504] (0.0000)	1.138274*** [0.21425] (0.0000)
ψ_2	0.011963 [0.29006] (0.9671)	-0.478215** [0.15777] (0.0025)	-0.171072*** [0.017617] (0.0000)	-0.488652*** [0.14337] (0.0007)
θ_1	0.082653 [0.57457] (0.8856)	-1.038909*** [0.27149] (0.0001)	-0.146314*** [0.0089595] (0.0000)	-1.036194*** [0.25337] (0.0000)
θ_2	0.064676 [0.19129] (0.7353)	0.388691** [0.16651] (0.0196)	0.183845*** [0.018164] (0.0000)	0.397221*** [0.15162] (0.0000)
C(V)	0.892796** [0.27861] (0.0014)	1.009295*** [0.2688] (0.0002)	0.982907*** [0.26547] (0.0002)	1.049066*** [0.28357] (0.0002)
d	0.746067*** [0.15375] (0.0000)	0.664135*** [0.10265] (0.0000)	0.677883*** [0.11605] (0.0000)	0.647365*** [0.10303] (0.0000)
α_1	0.124506 [0.10628] (0.2415)	-0.008573 [0.071385] (0.9044)	0.047897 [0.073751] (0.5161)	-0.010586 [0.073590] (0.8856)
β_1	0.589695*** [0.12341] (0.0000)	0.455466*** [0.11525] (0.0001)	0.489353*** [0.12117] (0.0001)	0.432698*** [0.12068] (0.0003)
Log Alfa	-0.099433** [0.047146] (0.0350)	-0.067036 [0.043262] (0.1214)	1.154874*** [0.046532] (0.0000)	-0.077150* [0.044941] (0.0861)
Student (DF)	-	4.429322*** [0.38253] (0.0000)	-0.103762** [0.043433] (0.0170)	-
Asimetri	-	-	-	0.057419** [0.022939] (0.0124)
Kuyruk	-	-	-	4.507392*** [0.38778] (0.0000)
Log L	6623.223	6775.378	6771.148	6778.220
AIC	-4.353010	-4.452520	-4.449735	-4.453733
SIC	-4.331217	-4.428746	-4.425960	-4.427977
Çarpıklık	0.59328	0.67145	0.63853	0.67352
Aşırı Basıklık	3.6551	4.4716	4.1171	4.4415
J-B	1869.3	2759.3	2352.1	2726.8
Q(20)	19.2351 (0.2566601)	23.2727 (0.1066361)	25.8511* (0.0561604)	24.1584* (0.0861018)
Q²(20)	6.00414 (0.9961802)	7.59854 (0.9840331)	6.48411 (0.9938034)	7.20002 (0.9883284)

MAE	0.0008749	0.0009664	0.0008407	0.000928
TIC	0.5766	0.5659	0.5836	0.5696

Not: ARFIMA-HYGARCH modeli dağılımları arasında student-t dağılımında Log Alfa katsayısı anlamsız çıktığı için ARFIMA-FIGARCH modeli yerine kullanılamamaktadır. GED ve s-student dağılımlarında ise Box-Pierce testinde Q(5) ve Q(10) gecikmelerde seri korelasyon sorunu belirlenmiştir. Alternatif dağılımlar arasında katsayı ve istikrar testleri bakımından geçerli olan model ARFIMA-HYGARCH normal dağılımıdır. Tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık gözlenmemiştir.

ARFIMA(2,ξ,2) FIEGARCH(1,d,1)	Normal	student-t	GED	S-student-t
C(M)	-0.000749 [0.00097129] (0.4406)	-0.001304 [0.00032477] (0.0001)	-0.001050 [0.0004149] (0.0114)	-0.001132 [0.0082292] 0.8906
ξ	0.021124 [0.095040] (0.8241)	-0.055308 [0.022908] (0.0158)	-0.047377 [0.0031106] (0.0000)	0.002716 [2.4229] 0.9991
ψ ₁	0.965992 [0.0049546] (0.0000)	0.238820 [0.11135] (0.0321)	-0.043531 [0.0041713] (0.0000)	1.193050 [11.105] 0.9145
ψ ₂	0.008639 [0.061508] (0.8883)	-0.144467 [0.10510] (0.1694)	0.012723 [0.0027938] (0.0000)	-0.500516 [5.7678] 0.9309
θ ₁	-0.873046 [0.12287] (0.0000)	-0.092558 [0.12687] (0.4657)	0.167189 [0.0023885] (0.0000)	-1.102846 [13.886] 0.9367
θ ₂	-0.109660 [0.14862] (0.4607)	0.167348 [0.094352] (0.0762)	0.038617 [0.0036201] (0.0000)	0.407218 [6.6070] 0.9509
C(V)	-17116.9108 [4714.1] (0.0003)	-196.21678 [5962.9] (0.9738)	-145.299348 [5816.1] (0.0000)	-64983.2983 [2640.3] (0.0000)
d	0.634834 [0.059509] (0.0000)	0.725112 [0.026539] (0.0000)	0.749760 [0.024265] (0.0000)	0.561705 [0.13859] (0.0001)
α ₁	-0.622386 [0.17209] (0.0003)	-0.249282 [0.28059] (0.3744)	-0.521463 [0.24791] (0.0355)	0.444833 [0.81457] 0.5850
β ₁	0.762730 [0.12494] (0.0000)	0.532638 [0.18883] (0.0048)	0.674980 [0.18019] (0.0002)	0.217498 [0.47026] 0.6437
γ ₁	-	-	-	-
θ ₁	0.027172 [0.046902] (0.5624)	0.020548 [0.023153] (0.3749)	0.010058 [0.023217] (0.6649)	0.064425 [0.062733] 0.3045
θ ₂	0.464374 [0.092379] (0.0000)	0.509213 [0.064316] (0.0000)	0.494835 [0.054130] (0.0000)	0.272707 [0.11499] (0.0178)
Student (df)	-	3.124068*** [0.31892] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	1.066561 (0.045634)	-
Asimetri	-	-	-	0.028423 [0.048377] (0.5569)
Kuyruk	-	-	-	4.274450*** [0.41015] (0.0000)
Log L	6535.182	6701.537	6690.023	6777.667
AIC	-4.294392	-4.403250	-4.395670	-4.452710
SIC	-4.270618	-4.377494	-4.369914	-4.424973
Çarpıklık	0.65319	0.71819	0.68614	0.70345

Aşırı Basıklık	4.6939	5.6456	5.3528	5.2529
J-B	3005.0	4295.7	3865.3	3743.4
Q(20)	30.1172** (0.0174039)	32.0394*** (0.0098824)	34.4896*** (0.0046647)	28.1603** (0.0302534)
Q ² (20)	6.49927 (0.9937132)	10.0115 (0.9315319)	10.0333 (0.9308154)	6.85368 (0.9913033)
MAE	0.0009341	0.001199	0.001005	0.0006775
TIC	0.5766	0.5639	0.5643	0.6425

Not: ARFIMA(2,ξ,2) -FIEGARCH(1,d,1) modelinde tüm dağılımlarda Box-Pierce testinde Q(5), Q(10) ve Q(20) gecikmelerde seri korelasyon sorunu belirlenmiştir. ARCH-LM testinde tüm dağılımlarda anlamlılık görülmemiştir. Dağılımlarda parametre katsayı anlamlılığı dikkate alındığında ARFIMA-FIEGARCH ikili uzun hafıza modeli değerlendirme dışında bırakılmıştır.

ARFIMA(2,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)	Normal	student-t	s-student-t
C(M)	-0.000403 [0.00042215] (0.3393)	-0.001193** [0.00051937] (0.0217)	-0.000697* [0.00042205] (0.0987)
ξ	-0.038293 [0.078644] (0.6264)	-0.010061 [0.093225] (0.9141)	-0.011740 [0.043672] (0.7881)
ψ ₁	1.082132 [0.43364] (0.0126)	1.164574** [0.46173] (0.0117)	1.151163*** [0.22743] (0.0000)
ψ ₂	-0.395957 [0.26232] (0.1313)	-0.480443 [0.42763] (0.2613)	-0.480405*** [0.12643] (0.0001)
θ ₁	-0.929527 [0.50772] (0.0672)	-1.063243* [0.56982] (0.0621)	-1.045849*** [0.26773] (0.0001)
θ ₂	0.291104 [0.24058] (0.2264)	0.388071 [0.4669] (0.4060)	0.386153*** [0.13349] (0.0038)
C(V)	11.563783 [9.1171] (0.2048)	20.890544 [16.585] (0.2079)	21.358912 [16.267] (0.1893)
d	0.537674*** [0.11333] (0.0000)	0.533108*** [0.074107] (0.0000)	0.514194*** [0.071151] (0.0000)
α ₁	0.217993** [0.10545] (0.0388)	0.067900 [0.074007] (0.3590)	0.065821 [0.075508] (0.3834)
β ₁	0.543043*** [0.12314] (0.0000)	0.455641*** [0.096804] (0.0000)	0.434676*** [0.10022] (0.0000)
γ (GAMA)	-0.196948** [0.087126] (0.0239)	-0.248819*** [0.092806] (0.0074)	-0.256631*** [0.091830] (0.0052)
δ (DELTA)	1.293699*** [0.20212] (0.0000)	1.189103*** [0.20530] (0.0000)	1.195290*** [0.19663] (0.0000)
Student (df)	-	4.488771 [0.37308] (0.0000)	-
GED (DF)	-	-	-
Asimetri	-	-	0.061610 [0.022853] (0.0071)
Kuyruk	-	-	4.551830 0.37707 (0.0000)
Log L	6632.884	6786.259	6789.551
AIC	-4.358712	-4.459025	-4.460534

SIC	-4.334938	-4.433269	-4.432797
Çarpıklık	0.56808	0.62717	0.62539
Aşırı Basıklık	3.6750	4.5791	4.4932
J-B	1873.0	2853.3	2753.6
Q(20)	19.1020 (0.2634088)	24.2903* (0.0833526)	24.5581* (0.0780040)
Q ² (20)	7.23151 (0.9880245)	8.52634 (0.9697275)	8.13816 (0.9765083)
MAE	0.0008713	0.000729	0.0007895
TIC	0.5787	0.6176	0.5967

Not: ARFIMA(2,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modelinde student-t ve s-student dağılımlarında Box-Pierce testinde Q(5), Q(10) ve Q(20) gecikmelerde seri korelasyon sorunu belirlenmiştir. GED dağılımından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınamamıştır. Tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. ARFIMA(2,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modelinde sadece normal dağılım değerlendirmeye alınmıştır.

Kırılmalı	ARFIMA(2,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(2,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)
	Normal	Normal
C(M)	-0.000662* [0.00034503] (0.0569)	-0.000422 [0.00041635] (0.3104)
ξ	-0.096157** [0.042165] (0.0226)	-0.043035 [0.058877] (0.4675)
ψ ₁	-0.516095*** [0.10269] (0.0000)	1.064718*** [0.20534] (0.0000)
ψ ₂	0.358543*** [0.089762] (0.0001)	-0.384751*** [0.14356] (0.0074)
θ ₁	0.722717*** [0.086060] (0.0000)	-0.905422*** [0.25456] (0.0004)
θ ₂	-0.150950** [0.074083] (0.0417)	0.277940* [0.14603] (0.0571)
C(V)	.578148*** [0.19139] (0.0025)	11.871696 [9.0113] (0.1878)
D1 (V)	0.012676 [0.013337] (0.3420)	0.085063 [0.18834] (0.6516)
d	0.577927*** [0.20462] (0.0048)	0.574719*** [0.17152] (0.0003)
α ₁	0.209080* [0.12317] (0.0944)	0.246624** [0.11336] (0.0297)
β ₁	0.530985*** [0.17528] (0.0055)	0.607309*** [0.18033] (0.0008)
γ (GAMA)	-	-0.189365** [0.092198] (0.0401)
δ (DELTA)	-	1.247109*** [0.22374] (0.0000)

Log L	6619.405	6635.428
AIC	-4.350148	-4.359070
SIC	-4.326374	-4.331333
Çarpıklık	0.58963	0.56001
Aşırı Basıklık	3.6950	3.6624
J-B	1904.3	1856.7
Q(20)	17.4633 (0.3453704)	18.9059 (0.2895506)
Q²(20)	8.58848 (0.9644430)	8.51929 (0.9679207)
MAE	0.001099	0.0008716
TIC	0.5642	0.5788

Not: Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

Ek-7: Çin Halk Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARMA(1,3) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000800* [0.00047876] (0.0855)	-0.001113 [0.0004191] (0.0079)	0.000001 [0.14874] (1.0000)	-0.000004 [0.00045323] (0.9935)
ξ	-	-	-	-
ψ_1	0.884015*** [0.33283] (0.0000)	0.763254*** [0.094433] (0.0000)	-0.061489 [0.10568] (0.5607)	-0.034955*** [2.1215e-006] (0.0000)
θ_1	-0.829266*** [0.33855] (0.0144)	-0.691931*** [0.096115] (0.0000)	0.063056 [0.086801] (0.4676)	0.104593*** 1.4662e-006 (0.0000)
θ_2	-0.035983 [0.043183] (0.2701)	-0.062505*** [0.022935] (0.0065)	0.000097 [0.19227] (0.9996)	0.010294*** 0.00011138 (0.0000)
θ_3	-0.031939 [0.022814] (0.1616)	0.005386 [0.017425] (0.7573)	0.000216 [0.1926] (0.9991)	-0.011684*** 0.00010822 (0.0000)
C(V)	1.478039 [0.88973] (0.1037)	0.600433*** [0.086456] (0.0000)	0.874894 [0.67116] (0.0000)	0.713991*** 9.0486e-005 (0.0000)
d	0.233600** [0.10518] (0.0264)	1.268267*** [0.049007] (0.0000)	1.229938 [1.4886] (0.3831)	1.216811*** 0.0018485 (0.0000)
α_1	0.232915 [0.25621] (0.3323)	-0.159433*** [0.047944] (0.0009)	-0.255438 [0.19261] (0.1849)	-0.160064*** 9.1055e-005 (0.0000)
β_1	0.307251 [0.27276] (0.2422)	0.786231*** [0.024130] (0.0000)	0.714248 [1.3579] (0.6876)	0.725458*** 0.0019128 (0.0000)
Student (DF)	-	2.968893*** [0.10035] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.603967 [435.21] (0.9989)	-
Asimetri	-	-	-	0.063338*** [0.015820] (0.0001)
Kuyruk	-	-	-	3.049240 [2.2043] (0.1667)
Log L	6313.532	6862.373	6987.068	6868.569
AIC	-4.162728	-4.524511	-4.606846	-4.527942
SIC	-4.146839	-4.504650	-4.586985	-4.506095
Çarpıklık	-0.26916	-2.6508	-2.1635	-2.5998
Aşırı Basıklık	18.090	59.309	49.808	59.332
J-B	41338.	4.4750e+005	3.1547e+005	4.4770e+005
Q(20)	18.0233 (0.3873735)	12.9003 (0.6800348)	23.2302 (0.2626254)	13.3172 (0.6494416)
Q ² (20)	5.46320 (0.9979329)	2.46373 (0.999994)	6.85831 (0.9903243)	2.75689 (.999985)
MAE	0.002009	0.007348	0.008432	0.007144
TIC	0.8512	0.6537	0.6599	0.652

Not: ARMA(1,3) - FIGARCH(1,d,1) normal dağılımı, ARCH ve GARCH parametre katsayılarının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA(1,3)- FIGARCH(1,d,1) GED dağılımı, GARCH ve GED parametre anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA(1,3)-FIGARCH(1,d,1) çarpık student-t dağılımı kuyruk parametresinin anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA(1,3) - FIGARCH(1,d,1) student-t dağılımı parametre anlamlılığı ve

istikrar testleri bakımından değerlendirmeye alınan sonuç olmuştur. Modelde dağılımlarda Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARMA (1,3)- HYGARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
$C(M)$	-0.000823* [0.00045378] (0.0700)	-0.000100 [0.2724] (0.9997)	0.000001 [0.068443] (1.0000)	-0.000002 [0.019160] (0.9999)
ξ	-	-	-	-
ψ_1	0.876057 [1.8203] (0.6829)	-0.725848*** [0.11936] (0.0000)	0.113773* [0.066225] (0.0859)	-0.017782*** [0.0012619] (0.0000)
θ_1	-0.822186*** [0.12045] (0.0000)	0.807615*** [0.22426] (0.0003)	-0.111756 * [0.067204] (0.0964)	0.095172*** [0.0013303] (0.0000)
θ_2	-0.033617 [0.035146] (0.3389)	0.056555 [0.32179] (0.8605)	-0.000337 [0.13360] (0.9980)	-0.001526 [0.0014346] (0.2874)
θ_3	-0.033682 [0.024836] (0.1751)	0.012246 [0.56308] (0.9827)	0.000332 [0.13351] (0.9980)	-0.002526*** [0.00012279] (0.0000)
$C(V)$	1.738230* [1.0051] (0.0838)	0.772631*** [0.24878] (0.0019)	0.758286*** [0.13371] (0.0000)	0.771788*** [0.022582] (0.0000)
d	0.322576 [0.42095] (0.4436)	1.061495 [1.7730] (0.5494)	1.183254 [1.4596] (0.2546)	1.160584 [1.3406] (0.3867)
α_1	0.251392 [0.18757] (0.1803)	-0.276734 [0.27815] (0.3199)	-0.175360 [0.13364] (0.1896)	-0.221226*** [0.012888] (0.0000)
β_1	0.374040 [0.27447] (0.1731)	0.601798*** [0.10475] (0.0000)	0.672091 [1.2563] (0.5927)	0.662263 [1.5923] (0.6775)
Log Alfa	-0.154588 [0.41229] (0.7077)	0.902114 [5.8868] (0.8782)	0.142369*** [0.23199] (0.0000)	0.352114*** [0.099697] (0.0000)
Student (DF)	-	2.144942*** [0.60849] (0.0008)	-	-
GED (DF)	-	-	0.558961 [93.854] (0.9952)	-
Asimetri	-	-	-	0.057712 [7.2084] (0.9936)
Kuyruk	-	-	-	2.436494 [46.537] (0.9582)
Log L	6314.306	6885.996	7012.889	6885.123
AIC	-4.162514	-4.539449	-4.621379	-4.536630
SIC	-4.144639	-4.517602	-4.601517	-4.514783
Çarpıklık	-0.34425	-14.460	-4.1751	-55.009
Aşırı Basıklık	18.988	416.90	96.214	3024.0
J-B	45564.	2.2041e+007	1.1771e+006	2.6648e+006
Q(20)	17.4375 (0.635929)	4.64007 (0.9972727)	17.3088 (0.3110958)	8.89442 (0.9176975)
Q ² (20)	4.14846 (0.998609)	0.225097 (1.0000000)	1.95837 (0.999442)	0.921145 (1.0000000)
MAE	0.001971	1.521e+045	2411	9.502e+011
TIC	0.858	1	1	1

Not: ARFIMA (1,3)-HYGARCH (1,d,1) modeli normal ve student-t dağılımları GARCH ve Log Alfa parametrelerinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (1,3)-HYGARCH (1,d,1) modeli GED dağılımı GARCH ve GED (DF) parametre anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır.

ARFIMA (1,3)-HYGARCH (1,d,1) modeli s-student-t dağılımı parametre GARCH ve Asimetri parametre anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tabloda yer alan tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

ARMA (1,3) – FIEGARCH (1,d,1)	Normal	GED	S-Student-t
C(M)	-0.007909*** [0.0011262] (0.0000)	-0.000000*** [1.0357e-006] (1.0000)	0.000000 [4.8011e-005] (1.0000)
ξ	-	-	-
ψ_1	0.698642*** [0.015359] (0.0000)	0.101650*** [5.1939e-005] (0.0000)	0.103006*** [0.0061021] (0.0000)
θ_1	-0.687623*** [0.018077] (0.0000)	-0.101650*** [5.2560e-005] (0.0000)	-0.041850*** [0.010677] (0.0001)
θ_2	-0.021517 [0.017015] (0.2061)	0.000000 9.3014e-005 (1.0000)	-0.002560*** [0.0002271] (0.0000)
θ_3	-0.028594*** [0.0028306] (0.0000)	0.000000 [8.3952e-005] (1.0000)	-0.000156 [0.00014654] (0.2867)
C(V)	-238.468256*** [25.342] (0.0000)	79.308362 [3044.8] (0.9792)	22.992110 [634.63] (0.8463)
d	0.672077*** [0.10425] (0.0000)	-0.552692*** [0.10542] (0.0000)	0.494424*** [0.13159] (0.0002)
α_1	-0.394548 [0.36215] (0.2760)	0.938037 [1.2707] (0.4604)	-0.340144 [0.44284] (0.4425)
β_1	0.638831* [0.32986] (0.0529)	0.890863*** [0.048789] (0.0000)	0.679306** [0.34036] (0.0460)
θ_1	0.077828** [0.033842] (0.0215)	1.848234 [1.9923] (0.3536)	1.759886*** [0.41105] (0.0000)
θ_2	0.327458*** [0.053690] (0.0000)	2.074743 [1.4684] (0.1578)	3.125570*** [0.88370] (0.0004)
GED (DF)	-	0.097413*** [0.00099306] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	0.044227*** [0.013408] (0.0010)
Kuyruk	-	-	2.006050*** [0.0026915] (0.0000)
Log L	5964.594	7661.605	6906.412
AIC	-3.931062	-5.122329	-4.551609
SIC	-3.909215	-5.100482	-4.525790
Çarpıklık	-2.6228	0.43273	-16.691
Aşırı Basıklık	59.683	20.093	515.67
J-B	4.5303e+005	51049.	3.3702e+007
Q(20)	19.4464 (0.6352861)	32.4594*** (0.0087087)	4.12087 (0.9986793)
Q ² (20)	1.79724 (0.999999)	358.252*** (0.000000)	0.139284 (1.000000)
MAE	0.002383	1.144	0.09884
TIC	0.7964	0.9955	0.9218

Not: ARMA(1,2)-FIEGARCH (1,d,1) normal dağılımı, GARCH parametresinin %10 seviyesinde anlamlı olduğu için değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA(1,2)-

FIEGARCH (1,d,1) GED dağılımı, EGARCH1 (θ_1), EGARCH2 (θ_2) parametre anlamsızlığı ve Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) ile kareli gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. İstikrar testleri ve parametre anlamlılığı bakımından s-student-t dağılımı değerlendirmeye alınan sonuç olmuştur.

ARMA (1,3) – FIAPARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	S-Student-t
C(M)	-0.000175 [0.0005894] (0.7670)	-0.000000 [0.0059131] (1.0000)	-0.000000 [0.0045971] (1.0000)
ξ	-	-	-
ψ_1	-0.719834 [0.34016] (0.0344)	0.346689*** [0.004568] (0.0000)	0.001586 [2.06820] (0.9994)
θ_1	0.778592 [0.34108] (0.0225)	0.019474 [0.0033980] (0.0000)	0.055478 [1.6159] (0.9726)
θ_2	0.058029 [0.036317] (0.1102)	0.001051 [0.031447] (0.9733)	0.003166 [0.039236] (0.9357)
θ_3	0.033328 [0.032197] (0.3007)	0.000057 [0.029899] (0.9985)	0.000181 [0.0048986] (0.9706)
C(V)	1.225720 [2.6300] (0.6033)	43.087187 [933.15] (0.9632)	43.715589 [64.742] (0.9826)
d	0.173190 [0.11507] (0.1324)	1.739113 [3.3550] (0.6042)	1.753096*** [44.576] (0.9686)
α_1	0.076242 [0.27948] (0.8968)	-0.113639 [1.8764] (0.9517)	-0.134184 [7.6696] (0.9856)
β_1	0.111395 [0.32721] (0.1302)	0.923472 [1.3557] (0.4958)	0.925123 [17.811] (0.9586)
γ (GAMA)	0.111483 [0.24627] (0.6445)	-0.094219 [4.5825] (0.9836)	-0.003638 [3.1137] (0.9991)
δ (DELTA)	2.079247*** [0.44106] (0.0000)	0.027496 [0.12156] (0.8211)	0.028336 [3.9410] (0.9943)
Student (DF)	-	2.041860*** [0.039170] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	0.037642 [1.8419] (0.9837)
Kuyruk	-	-	2.041573 [3.8289] (0.5939)
Log L	6321.330	8833.099	8652.344
AIC	-4.167560	-5.230737	-5.704420
SIC	-4.147699	-5.208890	-5.678600
Çarpıklık	-0.11913	-31.666	-55.008
Aşırı Basıklık	15.844	1042.3	3023.9
J-B	31688.	1.3761e+008	1.1556e+009
Q(20)	12.8104 [0.6865648]	0.0195958 (1.000000)	0.0242212 (1.0000000)
Q ² (20)	6.54953 (0.993407)	0.0248708 (1.000000)	0.0209896 (1.000000)
MAE	0.002008	0.003551	0.003746
TIC	0.8513	0.7007	0.6904

Ek-7 Devamı

Not: ARMA (1,2)-FIAPARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH ve GAMA parametrelerinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA (1,2)-FIAPARCH (1,d,1) modeli student-t dağılımı ve GAMA parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA (1,2)-FIAPARCH (1,d,1) modelinde GED dağılımı için program raporlaması yapılmamıştır. ARMA (1,2)-FIAPARCH (1,d,1) modeli çarpık student dağılımında GARCH ve Asimetri parametre anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

Kırılmalı	ARMA (1,3) FIGARCH(1,d,1) Student-t
C(M)	-0.00109*** [0.00039021] (0.0050)
ξ	-
ψ_1	0.760982*** [0.095816] (0.0000)
θ_1	-0.689688*** [0.097277] (0.0000)
θ_2	-0.062350*** [0.022962] (0.0000)
θ_3	-0.005116 [0.017325] (0.7678)
C(V)	0.593371*** [0.058464] (0.0000)
D1 (V)	0.003785 [0.0048877] (0.4388)
D2 (V)	-0.000753*** [7.5154e-005] (0.0000)
d	1.276535*** [0.052764] (0.0000)
α_1	-0.158698*** [0.047288] (0.0008)
β_1	0.791428*** [0.022698] (0.0000)
Student (DF)	2.963034*** [0.096027] (0.0000)
Log L	6864.731
AIC	-4.524748
SIC	-4.500915
Çarpıklık	-2.6249
Aşırı Basıklık	58.825
J-B	4.4020e+005
Q(20)	12.6508 (0.6981006)
Q ² (20)	2.48928 (0.9999935)

MAE	0.007493
TIC	0.6545

Not: Yapısal kırılmaların eklendiği modellerde simetrik modelden sonuç alınırken asimetrik modelden yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.



Ek-8: Endonezya İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(2,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000962** [0.00039015] (0.0137)	-0.001567*** [0.00060235] (0.0093)	-0.000000 [1.0805e-005] (1.0000)	-0.001025*** [0.00029998] (0.0006)
ξ	0.045769 [0.077518] (0.5550)	-0.032356 [0.17646] (0.8545)	-0.000000 [0.00032878] (1.0000)	-0.073017* [0.04239] (0.0851)
ψ₁	0.904599* [0.46455] (0.0516)	1.128827* [0.61894] (0.0683)	0.485752 [8.0417] (0.9518)	0.265253 [0.39210] (0.4988)
ψ₂	0.065839 [0.43849] (0.8807)	-0.178157 [0.52541] (0.7346)	0.167663 [6.6051] (0.9798)	0.135800 [0.13450] (0.3127)
θ₁	-0.856545** [0.3917] (0.0288)	-1.008658** [0.45663] (0.0273)	-0.485752 [8.0421] (0.9518)	-0.104541 [0.37919] (0.7828)
θ₂	-0.131133 [0.38430] (0.7330)	0.062356 [0.3974] (0.8753)	-0.167663 [6.6052] (0.9798)	-0.135231 [0.093108] (0.1465)
C(V)	1.434544*** [0.43041] (0.0009)	0.676669*** [0.23503] (0.0000)	0.731394** [0.29589] (0.0135)	0.701109*** [0.26742] (0.0088)
d	0.417997*** [0.092481] (0.0000)	0.687932*** [0.093044] (0.0000)	0.692300*** [0.10036] (0.0000)	0.665506*** [0.095723] (0.0000)
α₁	-0.429406*** [0.12469] (0.0006)	0.151043 [0.10355] (0.1448)	0.158113 [0.12133] (0.1926)	0.152267 [0.12153] (0.2103)
β₁	-0.216796 [0.14109] (0.1245)	0.569540*** [0.13495] (0.0000)	0.561343 [0.15940] (0.0004)	0.543232*** [0.16098] (0.0007)
Student (DF)	-	3.316122*** [0.15345] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.782328*** [0.061664] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.048984** [0.021239] (0.0212)
Kuyruk	-	-	-	3.350025*** [0.15992] (0.0000)
Log L	6739.675	7018.188	7057.632	7021.314
AIC	-4.430332	-4.613027	-4.638994	-4.614427
SIC	-4.410520	-4.591234	-4.617201	-4.590652
Çarpıklık	0.90284	0.95547	0.98081	0.97081
Aşırı Basıklık	5.1821	6.1391	6.2334	6.1635
J-B	3812.0	5233.0	5405.5	5286.0
Q(20)	29.6801** (0.0197335)	34.8555*** (0.0041592)	60.3242*** (0.0000005)	34.2344*** (0.0050513)
Q²(20)	8.10021 (0.9771072)	10.6316 (0.9093311)	10.3046 (0.9215101)	10.5713 (0.9116561)
MAE	0.001364	0.001873	0.001898	0.001831
TIC	0.7998	0.7251	0.7286	0.7296

Ek-8 Devamı

Not: ARFIMA (2,ξ,2) - FIGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2,ξ,2) - FIGARCH (1,d,1) modeli student-t, GED ve çarpık student-t dağılımları Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır.

ARFIMA (2,ξ,2)- HYGARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000909** [0.00043123] (0.0352)	-0.001586*** [0.0005686] (0.0053)	-0.000000 [9.6635e-006] (1.0000)	-0.001190** [0.00051505] (0.0209)
ξ	0.034317 [0.071274] (0.6302)	-0.029831 [0.16487] (0.8564)	-0.000000 [8.9309e-006] (1.0000)	0.013771 [0.22875] (0.9520)
ψ₁	0.936023*** [0.35537] (0.0085)	1.114342* [0.61725] (0.0711)	0.097045 [1.4966] (0.9483)	0.949602 [1.1632] (0.4143)
ψ₂	0.039697 [0.33660] (0.9061)	-0.162165 [0.53676] (0.7626)	0.237205 [0.67891] (0.7268)	-0.027791 [0.97372] (0.9772)
θ₁	-0.874984*** [0.29401] (0.0029)	-0.996429** [0.4658] (0.0325)	-0.097045 [1.4966] (0.9483)	-0.874517 [0.94232] (0.3535)
θ₂	-0.114905 [0.2888] (0.6908)	0.047831 [0.41733] (0.9088)	-0.237205 [0.67891] 0.7268	-0.055353 [0.83511] (0.9472)
C(V)	2.174471*** [0.61983] (0.0005)	0.595515** [0.23682] (0.0120)	0.636777** [0.27600] (0.0211)	0.615285** [0.25874] (0.0175)
d	0.492448*** [0.078841] (0.0000)	0.639119*** [0.094281] (0.0000)	0.662943*** [0.098510] (0.0000)	0.625663*** [0.096340] (0.0000)
α₁	-0.398090*** [0.14241] (0.0052)	0.164343 [0.13122] (0.2105)	0.168295 [0.13935] (0.2272)	0.162584 [0.14994] (0.2783)
β₁	-0.158243 [0.15335] (0.3022)	0.552917*** [0.14633] (0.0002)	0.548681*** [0.16833] (0.0011)	0.532360*** [0.17089] (0.0019)
Log Alfa	-0.146965* [0.087686] (0.0938)	0.130406* [0.078777] (0.0980)	0.054932 [0.059278] (0.3542)	0.118788 [0.076797] (0.1220)
Student (DF)	-	2.998160*** [0.19925] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.766139*** [0.053736] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.047614* [0.02438] (0.0510)
Kuyruk	-	-	-	3.054256*** [0.20408] (0.0000)
Log L	6743.893	7020.191	7058.354	7022.325
AIC	-4.432451	-4.613687	-4.638811	-4.614434
SIC	-4.410658	-4.589912	-4.615037	-4.588678

Çarpıklık	0.87240	0.98205	0.99917	0.99528
Aşırı Basıklık	4.9525	6.3838	6.4024	6.3996
J-B	3490.1	5647.0	5694.2	5685.8
Q(20)	29.5849** (0.0202778)	35.5531*** (0.0033363)	60.5765*** (0.0000004)	36.0173 (0.0028775)
Q ² (20)	9.25234 (0.9536075)	11.3336 (0.8796678)	10.9209 (0.8976851)	11.1216 (0.8891262)
MAE	0.001249	0.01563	0.003527	0.009709
TIC	0.8236	0.8359	0.6549	0.7624

Not: ARFIMA (2, ξ , 2)-HYGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2, ξ , 2)-HYGARCH (1,d,1) modeli student-t dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2, ξ , 2)-HYGARCH (1,d,1) modeli GED ve s-student-t dağılımları Log Alfa parametre katsayısının anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır.

	ARFIMA (2, ξ ,2) - FIEGARCH (1,d,1)	ARFIMA (2, ξ ,2) - FIAPARCH (1,d,1)	ARFIMA (2, ξ ,2) - FIAPARCH (1,d,1)
	Normal	Normal	Student-t
C(M)	-0.000555*** [0.00020822] (0.0077)	-0.000489** [0.00019558] (0.0125)	-0.001186*** [0.00025455] (0.0000)
ξ	-0.210288*** [0.081163] (0.0096)	-0.171231** [0.068052] (0.0119)	-0.095028** [0.038711] (0.0142)
ψ_1	-0.178789 [0.15705] (0.2550)	0.002209 [0.26855] (0.9934)	0.206745 [0.59125] (0.7266)
ψ_2	0.497414*** [0.067766] (0.0000)	0.352337** [0.17432] (0.0433)	0.186148 [0.27343] (0.4961)
θ_1	0.491105*** [0.096121] (0.0000)	0.256504 [0.27114] (0.3442)	-0.027345 [0.58757] (0.9629)
θ_2	-0.256002*** [0.030390] (0.0000)	-0.207496* [0.11078] (0.0612)	-0.160367 [0.16649] (0.3355)
C(V)	-16162.0590*** [3788.3] (0.0000)	21.165286 [17.317] (0.2217)	17.842210 [70.606] (0.8005)
d	0.647483*** [0.028577] (0.0000)	0.353186*** [0.053568] (0.0000)	0.696818*** [0.19126] (0.0003)
α_1	0.964846*** [0.25650] (0.0002)	-0.350163** [0.14296] (0.0144)	0.172623* [0.096352] (0.0733)
β_1	-0.382559*** [0.12216] (0.0018)	-0.162459 [0.14620] (0.2666)	0.629503*** [0.17220] (0.0003)

Θ_1	0.050026** [0.020840] (0.0164)	-	-
Θ_2	0.361254*** [0.050679] (0.0000)	-	-
γ (GAMA)		-0.301495*** [0.087171] (0.0006)	-0.217259* [0.11469] (0.0583)
δ (DELTA)		1.388017*** [0.19290] (0.0000)	1.163153 [1.0410] (0.2639)
Student (DF)	-	-	3.408037*** [0.32183] (0.0000)
Log L	6668.653	6765.072	7025.481
AIC	-4.382260	-4.445735	-4.616511
SIC	-4.358485	-4.421960	-4.590755
Çarpıklık	1.0231	0.80940	0.90991
Aşırı Basıklık	6.6307	4.7419	6.2339
J-B	6095.5	3178.0	5338.4
Q(20)	40.2771*** (0.0007092)	31.4928** (0.0116332)	35.0025*** (0.0039712)
Q ² (20)	7.59268 (0.9841036)	9.51308 (0.9466468)	11.1466 (0.8880319)
MAE	0.001176	0.001202	0.00113
TIC	0.8435	0.8352	0.8533

Not: ARFIMA (2, ξ , 2)-FIEGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin negatif katsayılı çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2, ξ , 2)-FIEGARCH (1,d,1) modeli student-t, GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA (2, ξ , 2)-FIAPARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin negatif katsayılı ve anlamsız çıkması ile Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2, ξ , 2)-FIAPARCH (1,d,1) modeli student-t dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2, ξ , 2)-FIAPARCH (1,d,1) modeli GED ve çarpık student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Endonezya ülke CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınamadığı için uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamaktadır.

Ek-9: Fransa Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARMA(2,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	S-Student-t
C(M)	-0.001123 [0.0010066] (0.2647)	-0.000076 [7.8640e-005] (0.3311)	-0.000153 [0.0001752] (0.3836)
ξ	-	-	-
ψ_1	-0.709279 [0.86687] (0.4133)	0.054978 [0.11607] (0.6358)	-0.564276*** [0.18676] (0.0025)
ψ_2	-0.473453 [0.95762] (0.6211)	-0.046333 [0.10982] (0.6731)	0.350268** [0.17335] (0.0434)
θ_1	0.788296 [0.79259] (0.3200)	-0.015055 [0.11596] (0.8967)	0.602925*** [0.19481] (0.0020)
θ_2	0.568020 [0.91739] (0.5359)	0.053175 [0.10325] (0.6066)	-0.312418* [0.18090] (0.0843)
C(V)	1.370410 [0.83449] (0.1007)	-0.005330 [0.014365] (0.7106)	-0.006463 [0.021233] (0.7609)
d	0.807098*** [0.14695] (0.0000)	0.978080*** [0.073898] (0.0000)	0.971937*** [0.10644] (0.0000)
α_1	-0.029734 [0.14568] (0.8383)	0.109095 [0.081919] (0.1830)	0.108617 [0.081819] (0.1844)
β_1	0.593128*** [0.2040] (0.0037)	0.764867*** [0.070997] (0.0000)	0.758822*** [0.097452] (0.0000)
Student (DF)	-	2.369357*** [0.037282] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-0.018405* [0.010927] (0.0922)
Kuyruk	-	-	2.372814*** [0.038436] (0.0000)
Log L	5629.073	6923.374	6924.232
AIC	-3.749215	-4.611991	-4.611896
SIC	-3.731185	-4.591958	-4.589860
Çarpıklık	1.3718	0.82811	1.1798
Aşırı Basıklık	32.778	56.718	54.054
J-B	1.3515e+005	4.0219e+005	3.6568e+005
Q(20)	14.5734 (0.5560766)	29.4174** (0.0212691)	28.6379** (0.0264955)
Q²(20)	2.48587 (0.9999936)	78.0726*** (0.0000000)	87.5725*** (0.0000000)
MAE	0.003376	0.0001891	0.0001891
TIC	0.7869	0.9743	0.9764

Not: ARMA (2,2)-FIGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, Box-Pierce testinde Q(5) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARMA (2,2)-FIGARCH (1,d,1) modeli student-t dağılımı, Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20), Q²(5), Q²(10), Q²(20) ve Q²(50) gecikmelerde gözlenen seri

korelasyon nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARMA (2,2)-FIGARCH (1,d,1) modeli GED dağılımından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARMA (2,2)-FIGARCH (1,d,1) modeli çarpık student-t dağılımı $Q(5)$, $Q(10)$, $Q(20)$, $Q(50)$, $Q^2(5)$, $Q^2(10)$, $Q^2(20)$ ve $Q^2(50)$ gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARMA (2,2)-FIGARCH (1,d,1) modeli student-t ve çarpık student-t dağılımlarında Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmamıştır.

ARMA (2,2)- HYGARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	S-Student-t
C(M)	-0.001091 [0.0010722] (0.3091)	-0.000091*** [2.5949e-006] (0.0000)	-0.000100 [0.0013572] (0.9414)
ξ	-	-	-
ψ_1	-0.786722* [0.46943] (0.0939)	0.00800*** [1.4119e-008] (0.0000)	-0.012334*** [0.0013562] (0.0000)
ψ_2	-0.567883 [0.40021] (0.1560)	-0.010586*** [1.3597e-008] (0.0000)	0.010597*** [0.0013637] (0.0000)
θ_1	0.859268** [0.42540] (0.0435)	0.032693*** [0.011391] 0.0041	0.059002 [0.041570] (0.1559)
θ_2	0.655600* [0.39114] (0.0938)	0.020819*** [0.0074588] 0.0053	0.003986 [0.013481] (0.7675)
C(V)	1.066197* [0.64785] (0.0999)	-0.286241*** [1.6913e-006] (0.0000)	-0.391007 [10.570] (0.9705)
d	0.799463*** [0.12771] (0.0000)	0.812495*** [3.6474e-006] (0.0000)	0.885289 [1.9606] (0.6516)
α_1	-0.062580 [0.1790] (0.7267)	0.360211*** [3.5241e-007] (0.0000)	0.218946 [2.6202] (0.9334)
β_1	0.588449*** [0.17605] (0.0008)	0.607318*** [6.8144e-006] (0.0000)	0.583935 [1.2563] (0.6421)
Log Alfa	0.088569 [0.093252] (0.3423)	1.720576*** [3.2333e-006] (0.0000)	2.648041 [1.9810] (0.1814)
Student (DF)	-	2.048493*** [0.0047458] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-0.011703 [0.061530] (0.8492)
Kuyruk	-	-	2.016388*** [0.0083774] (0.0000)
Log L	5637.813	7092.301	7116.286
AIC	-3.754378	-4.724017	-4.739350
SIC	-3.734346	-4.701981	-4.715311
Çarpıklık	1.5980	0.33135	2.2373
Aşırı Basıklık	34.417	91.260	68.828
J-B	1.4924e+005	1.0404e+006	5.9426e+005

Q(20)	16.6609 (0.4078604)	31.5021** (0.0116011)	30.6861** (0.0147531)
Q²(20)	3.27026 (0.9999465)	23.9503 (0.1566641)	44.3796*** (0.0005090)
MAE	0.03532	1.508e+060	2.365e+103
TIC	0.9805	1	1

Not: ARMA (2,2)-HYGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım Log Alfa parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARMA (2,2)-HYGARCH (1,d,1) modeli student-t dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20), Q²(5), Q²(10), gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARMA (2,2)-HYGARCH (1,d,1) modeli GED dağılımından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARMA (2,2)-HYGARCH (1,d,1) modeli s-student-t dağılımı, GARCH parametre katsayısının, Log Alfa parametre katsayısının ve Asimetri parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. HYGARCH yöntemi ile yapılan denemelerde FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek sonuç alınmamıştır.

	ARMA (2,2) - FIEGARCH (1,d,1) Normal	ARMA (2,2) - FIEGARCH (1,d,1) GED	ARMA (2,2) - FIAPARCH (1,d,1) Normal
C(M)	-0.003844*** [0.0011140] (0.0006)	-0.000000 [7.5588e-008] (1.0000)	-0.001287*** [0.00026618] (0.0000)
ξ	-	-	-
ψ_1	-0.070496*** [0.0026610] (0.0000)	-0.152559*** [2.5842e-006] (0.0000)	-0.638851*** [0.00022293] (0.0000)
ψ_2	0.054688*** [0.015144] (0.0003)	-0.079146*** [1.9550e-005] (0.0000)	0.026999*** [0.00047204] (0.0000)
θ_1	0.265811*** [0.0026528] (0.0000)	0.152559*** [2.4653e-006] (0.0000)	0.845140*** [0.00040026] (0.0000)
θ_2	0.028491 [0.017700] (0.1076)	0.079146*** [1.9431e-005] (0.0000)	0.172651*** [0.00026013] (0.0000)
C(V)	-226.595021*** [17.221] (0.0000)	-71.247864 [472.15] (0.8801)	96.685305 [136.61] (0.4791)
d	0.324675*** [0.12200] (0.0078)	0.974070*** [0.017479] (0.0000)	0.966786*** [0.37071] (0.0092)
α_1	-0.345261 [0.23137] (0.1357)	1.895632*** [0.13640] (0.0000)	0.112652 [0.18786] (0.5488)
β_1	0.888659*** [0.045711] (0.0000)	0.889625*** [0.0053876] (0.0000)	0.839003*** [0.18698] (0.0000)
θ_1	0.084206** [0.039345] (0.0324)	10.951458*** [0.57573] (0.0000)	-

Θ_2	0.457429*** [0.072941] (0.0000)	26.821052*** [1.2327] (0.0000)	-
γ (GAMA)			-0.529076** [0.21864] (0.0156)
δ (DELTA)			0.595475*** [0.21221] (0.0050)
GED (DF)	-	0.019158*** [0.00067605] (0.0000)	-
Log L	5570.749	35040.443	5675.819
AIC	-3.708972	-23.367874	-3.779065
SIC	-3.686937	-23.343835	-3.757030
Çarpıklık	1.2995	17.828	1.1272
Aşırı Basıklık	37.149	668.09	26.808
J-B	1.7323e+005	5.5915e+007	90411.
Q(20)	23.1222 (0.1105073)	480.854*** (0.000000)	45.5963*** (0.0001124)
Q ² (20)	6.01500 (0.9961359)	498.099*** (0.000000)	3.82180 (0.9998296)
MAE	0.005966	2.322e+009	0.007038
TIC	0.872	1	0.8803

Not: ARMA (2,2)-FIEGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım Box-Pierce Testinde Q(5) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA (2,2)-FIEGARCH (1,d,1) modeli GED dağılımı Box-Pierce testinde Q ve Q² tüm gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARMA (2,2)-FIEGARCH (1,d,1) modeli çarpık student-t dağılımından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARMA (2,2)-FIAPARCH (1,d,1) modeli normal dağılım Box-Pierce Testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARMA (2,2)-FIEGARCH (1,d,1) modeli student-t, GED ve S-Student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Fransa CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınmadığı için koşullu varyans denkleminde uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamıştır.

Ek-10: Güney Afrika Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(0,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000269 [0.00023363] (0.2498)	-0.000371 [0.00023431] (0.1044)	0.000003 [4.1629e-005] (0.9452)	-0.000410 [0.00026589] (0.1233)
ξ	-0.116744*** [0.033867] (0.0006)	-0.095946*** [0.027602] (0.0002)	-0.004422*** [0.00077492] (0.0000)	-0.095357*** [0.028261] (0.0007)
ψ_1	-	-	-	-
ψ_2	-	-	-	-
θ_1	0.205287*** [0.038059] (0.0000)	0.173519*** [0.036336] (0.0000)	0.011217*** [0.0013309] (0.0000)	0.177140*** [0.033105] (0.0000)
θ_2	0.054119* [0.027962] (0.0530)	0.040596* [0.028721] (0.0650)	0.001198*** [0.00038891] (0.0021)	0.041361* [0.023668] (0.0806)
C(V)	0.799112* [0.43768] (0.0680)	20.857921 [18.210] (0.2546)	0.943043*** [0.25815] (0.0003)	1.108844*** [0.28937] (0.0001)
d	0.325994*** [0.088661] (0.0002)	0.436673*** [0.07297] (0.0000)	0.470231*** [0.10854] (0.0000)	0.513603*** [0.10606] (0.0000)
α_1	0.076855 [0.23246] (0.7410)	0.081204 [0.073207] (0.2674)	0.069625 [0.10742] (0.5169)	0.028092 [0.087573] (0.7484)
β_1	0.227635 [0.27911] (0.4148)	0.376419*** [0.098530] (0.0001)	0.324949** [0.14755] (0.0277)	0.342826*** [0.11660] (0.0033)
Student (DF)	-	3.713200*** [0.28709] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.922841*** [0.050177] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.022953 [0.020678] (0.2671)
Log L	6696.191	6864.291	6892.899	6864.800
AIC	-4.403023	-4.513029	-4.531862	-4.512706
SIC	-4.387173	-4.495198	-4.514031	-4.492893
Çarpıklık	0.41053	0.40370	0.39112	0.40636
Aşırı Basıklık	3.298	3.3773	3.3205	3.3775
J-B	1462.8	1526.3	1473.1	1527.6
Q(20)	15.6070 (0.6199523)	15.4920 (0.6279518)	39.5947*** (0.0023692)	15.6227 (0.6188573)
Q²(20)	16.1315 (0.583367)	18.8607 (0.4004491)	17.6867 (0.4764662)	18.8310 (0.402302)
MAE	0.0007302	0.001243	0.001013	0.001203
TIC	0.6646	0.5863	0.6029	0.5879

Not: ARFIMA(0,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin anlamlı çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) FIGARCH(1,d,1) modeli s-student-

t dağılımında Asimetri katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA (0,ξ,2)- HYGARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000284 [0.00022560] (0.2076)	-0.000547** [0.00022022] (0.0130)	0.000003 [4.9122e-005] (0.9509)	-0.000405 [0.00025951] (0.1191)
ξ	-0.120431*** [0.034121] (0.0004)	-0.094106*** [0.028226] (0.0009)	-0.005617** [0.0022789] (0.0138)	-0.096979*** [0.028582] (0.0007)
ψ ₁	-	-	-	-
ψ ₂	-	-	-	-
θ ₁	0.208020*** [0.038390] (0.0000)	0.176156*** [0.032934] (0.0000)	0.013583*** [0.0027114] (0.0000)	0.179173*** [0.033432] (0.0000)
θ ₂	0.056437** [0.028183] (0.0453)	0.040788* [0.02368] (0.0852)	0.001505 [0.0012416] (0.2257)	0.041805* [0.023872] (0.0800)
C(V)	1.200098*** [0.43893] (0.0063)	1.352081*** [0.31665] (0.0000)	1.303855*** [0.33915] (0.0001)	1.350256*** [0.32067] (0.0000)
d	0.514631*** [0.11706] (0.0000)	0.611723*** [0.10758] (0.0000)	0.600033*** [0.11324] (0.0000)	0.603827*** [0.10750] (0.0000)
α ₁	0.115706 [0.11686] (0.3222)	0.025768 [0.076010] (0.7346)	0.062370 [0.085141] (0.4639)	0.026448 [0.076895] (0.7309)
β ₁	0.403081*** [0.15363] (0.0087)	0.403486*** [0.098271] (0.0000)	0.410760*** [0.11303] (0.0003)	0.395440*** [0.10069] (0.0001)
Log Alfa	-0.159616** [0.075545] (0.0347)	-0.108073* [0.059314] (0.0685)	-0.120675** [0.058967] (0.0408)	0.110824* [0.060047] (0.0650)
Student (DF)	-	3.971496*** [0.31601] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.940900*** [0.050932] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.023630 [0.020503] (0.2492)
Kuyruk	-	-	-	4.008987*** [0.32190] (0.0000)
Log L	6700.073	6865.655	6894.506	6866.201
AIC	-4.404920	-4.513268	-4.532262	-4.512970
SIC	-4.387089	-4.493456	-4.512450	-4.491177
Çarpıklık	0.39078	0.38876	0.37352	0.39146
Aşırı Basıklık	3.2521	3.3255	3.2557	3.3248
J-B	1416.1	1476.4	1412.4	1476.9
Q(20)	15.1621 (0.6508106)	14.8966 (0.6690568)	38.6658*** (0.0031591)	15.0394 (0.6592620)
Q ² (20)	15.9085 (0.5989346)	18.1556 (0.4454492)	16.8105 (0.5361689)	18.1703 (0.4444881)
MAE	0.0007424	0.0009308	0.0008821	0.000915
TIC	0.6603	0.6132	0.6223	0.616

Ek-10 Devamı

Not: ARFIMA(0,ξ,2) HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, katsayı anlamlılığı ve istikrar testleri bakımından değerlendirilebilecek bir sonuçtur. ARFIMA(0,ξ,2) HYGARCH(1,d,1) modeli student-t dağılımı, Log Alfa değerinin %10 düzeyinde anlamlılığa sahip olması nedeniyle ARFIMA-FIGARCH ikili uzun hafıza yerine değerlendirilememektedir. ARFIMA(0,ξ,2) HYGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımı, Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde seri korelasyon sorunu içermesi nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) HYGARCH(1,d,1) modeli s-student dağılımı Log Alfa ve Asimetri katsayılarının anlamlı çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) HYGARCH modeline ait dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA (0,ξ,2) - FIEGARCH (1,d,1)	Normal	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000029 [0.00023928] (0.9042)	-0.000000 [2.0669e-005] (1.0000)	-0.000073 [0.00034310] (0.8314)
ξ	-0.126222*** [0.030287] (0.0000)	0.000000 [1.3291e-005] (1.0000)	-0.086598*** [0.027951] (0.0020)
ψ ₁	-	-	-
ψ ₂	-	-	-
θ ₁	0.215671*** [0.036645] (0.0000)	-0.000000 [1.4909e-005] (1.0000)	0.165839*** [0.033918] (0.0000)
θ ₂	0.062707** [0.028392] (0.0273)	-0.000000 [1.4909e-005] (1.0000)	0.038161 [0.023833] (0.1094)
C(V)	-64150.988591 [927.33] (0.0000)	-14281.012674 [7056.1] (0.0431)	-227.561406*** [8.3889] (0.0000)
d	0.473005*** [0.068077] (0.0000)	0.749912*** [0.025745] (0.0000)	0.633843*** [0.050807] (0.0000)
α ₁	0.257579 [0.31853] (0.4188)	-0.088537 [0.21631] (0.6823)	-0.177291 [0.18953] (0.3496)
β ₁	0.419368** [0.18165] (0.0210)	0.284166 [0.22668] (0.2101)	0.567814*** [0.11712] (0.0000)
θ ₁	0.085084*** [0.026426] (0.0013)	0.076329*** [0.023014] (0.0009)	0.073832*** [0.020986] (0.0004)
θ ₂	0.211203*** [0.050408] (0.0000)	0.450882*** [0.059171] (0.0000)	0.428958*** [0.063134] (0.0000)
GED (DF)	-	0.827133*** [0.052852] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	0.055842*** [0.014558] (0.0001)

Kuyruk	-	-	3.183110*** [0.31263] (0.0000)
Log L	6712.852	6852.797	6815.110
AIC	-4.412674	-4.504146	-4.478677
SIC	-4.392862	-4.482352	-4.454902
Çarpıklık	0.33525	0.31023	0.36533
Aşırı Basıklık	3.1226	4.1544	4.3340
J-B	1291.2	2233.5	2445.3
Q(20)	16.0729 (0.5874571)	46.2256*** (0.0002750)	19.2228 (0.3782232)
Q²(20)	22.1878 (0.2237558)	21.5046 (0.2547226)	24.9038 (0.1275894)
MAE	0.0006466	0.0007413	0.001139
TIC	0.704	0.6512	0.5957

Not: ARFIMA(0,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) normal dağılımı Q(5) ve Q²(10) gecikmelerde seri korelasyon sorunu görüldüğü için değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) GED dağılımı GARCH parametresinin anlamlılığı ve seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) FIEGARCH(1,d,1) s-student dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q²(5) ve Q²(10) gecikmelerde görülen seri korelasyon nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) modelinde student-t dağılımında yakınsama hatası nedeniyle raporlama yapılamamıştır. Tabloda yer alan dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(0,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	S-Student-t
C(M)	-0.000035 [0.00023431] (0.8799)	-0.000035 [0.00023431] (0.8799)	-0.000181 [0.00026878] (0.5011)
ξ	-0.117875*** [0.031292] (0.0002)	-0.117875*** [0.031292] (0.0002)	-0.097533*** [0.027028] (0.0003)
ψ₁	-	-	-
ψ₂	-	-	-
θ₁	0.208509*** [0.036336] (0.0000)	0.208509*** [0.036336] (0.0000)	0.176733*** [0.032335] (0.0000)
θ₂	0.060596** [0.028721] (0.0350)	0.060596** [0.028721] (0.0350)	0.046414* [0.024101] (0.0542)
C(V)	16.857921 [18.210] (0.3546)	16.857921 [18.210] (0.3546)	20.122018 [17.769] (0.2575)
d	0.348809*** [0.072976] (0.0000)	0.348809*** [0.072976] (0.0000)	0.430608*** [0.076113] (0.0000)
α₁	0.163617 [0.13808] (0.2361)	0.163617 [0.13808] (0.2361)	0.078406 [0.075297] (0.2978)

β_1	0.377292** [0.16820] (0.0250)	0.377292** [0.16820] (0.0250)	0.368858*** [0.10029] (0.0002)
γ (GAMA)	-0.380145*** [0.12697] (0.0028)	-0.392869*** [0.10391] (0.0002)	-0.400423*** [0.10534] (0.0001)
δ (DELTA)	1.285804*** [0.26817] (0.0000)	1.249754*** [0.22055] (0.0000)	1.253277*** [0.22138] (0.0000)
Student (DF)	-	4.124293*** [0.33362] (0.0000)	-
Asimetri	-	--	0.032342 [0.020719] (0.1186)
Kuyruk	-		4.172959*** [0.34069] (0.0000)
Log L	6722.501	6881.466	6882.479
AIC	-4.419027	-4.523019	-4.523028
SIC	-4.399214	-4.501226	-4.499253
Çarpıklık	0.30432	0.28515	0.28795
Aşırı Basıklık	3.063	3.1940	3.1868
J-B	1234.5	1332.5	1327.5
Q(20)	14.1334 (0.7203575)	14.6039 (0.6889611)	14.6397 (0.6865397)
Q ² (20)	19.0232 (0.390397)	19.6692 (0.3517469)	19.8345 (0.3422117)
MAE	0.0007191	0.0006907	0.000724
TIC	0.6672	0.6807	0.665

Not: ARFIMA(0,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli normal ve student-t dağılımlarında parametre anlamlılığı sorunu görünmemektedir. Bu dağılımlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlı sonuç çıkmamıştır. ARFIMA(0,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli s-student dağılımında asimetri parametresi anlamsız çıktığı için değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli GED dağılımından, yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(0,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1) modelinde sonuç alınan tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. ARFIMA(0,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modelinde Log olabilirlik, AIC ve SIC değerleri bakımından uygun dağılımın student-t olduğu belirlenmiştir.

Ek-10 Devamı

Kırılmalı	ARFIMA(0,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(0,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)
	Student-t	Student-t
C(M)	-0.000555** [0.00022121] (0.0122)	-0.000370 [0.00022848] (0.1053)
ξ	-0.092949*** [0.027933] (0.0009)	0.096143*** [0.028169] (0.0007)
ψ ₁	-	-
ψ ₂	-	-
θ ₁	0.174655*** [0.032624] (0.0000)	0.173730*** [0.032737] (0.0000)
θ ₂	0.040939* [0.023493] (0.0815)	0.045141* [0.025099] (0.0722)
C(V)	1.132331*** [0.29304] (0.0001)	20.129025 [17.518] (0.2506)
D1(V)	0.001262 [0.0014437] (0.3820)	0.006983 [0.0089654] (0.4361)
d	0.517923*** [0.10716] (0.0000)	0.434264*** [0.077826] (0.0000)
α ₁	0.026358 [0.086305] (0.7601)	0.080340 [0.073720] (0.2759)
β ₁	0.345239*** [0.11756] (0.0033)	0.372975*** [0.10025] (0.0002)
γ (GAMA)	--	-0.392735*** [0.10396] (0.0002)
δ (DELTA)	-	1.249935 [0.21927] (0.0000)
Student (DF)	3.715007*** [0.28705] (0.0000)	4.124715*** [0.33326] (0.0000)
Log L	6864.437	6881.575
AIC	-4.512467	-4.522433
SIC	-4.492654	-4.498658
Çarpıklık	0.40379	0.28546
Aşırı Basıklık	3.3777	3.1942
J-B	1526.7	1332.8
Q(20)	15.5720 (0.6223902)	14.6836 (0.6835639)
Q ² (20)	18.8444 (0.4014632)	19.6945 (0.3502813)
MAE	0.001229	0.0006901
TIC	0.5868	0.681

Not: Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce testinde ve ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

Ek-11: Kore Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(1,ξ,1) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000087 [0.00029642] (0.7691)	-0.000003 [0.14894] (1.0000)	-0.000000 1.4595e-005 (1.0000)	0.000002 [0.13865] (1.0000)
ξ	0.017915 [0.025644] (0.4848)	0.005004 [0.11701] (0.9659)	-0.000000 2.4924e-006 (1.0000)	-0.002514 [0.04220] (0.9525)
ψ_1	-0.412988 [0.12872] (0.0013)	-0.271673 [1.0826] (0.8019)	0.026383*** 4.6722e-005 (0.0000)	0.137137*** [0.0035027] (0.0000)
ψ_2	-	-	-	-
θ_1	0.278630 [0.14213] (0.0500)	0.252786 [1.0611] (0.8117)	-0.026383*** [5.8752e-005] (0.0000)	-0.141704 [0.0012863] (0.0000)
θ_2	-	-	-	-
C(V)	0.088485*** [0.023523] (0.0002)	0.015690 [0.65909] (0.9810)	35.453946*** [1.3053] (0.0000)	0.017365 [0.61132] (0.9773)
d	1.132399*** [0.11483] (0.0000)	1.015701 [0.64211] (0.1138)	2.337279*** [0.57378] (0.0000)	1.017859 [0.75132] (0.1756)
α_1	0.106525 [0.11582] (0.3578)	0.194119 [0.95731] (0.8393)	-1.245128 [2.8310] (0.6601)	0.183832*** [0.0036819] (0.0000)
β_1	0.890242*** [0.037289] (0.0000)	0.583573 [0.85429] (0.4946)	1.023458*** [0.0007198] (0.0000)	0.594814*** [0.0023643] (0.0000)
Student (DF)	-	2.197531 22.619 0.9226	-	-
GED (DF)	-	-	0.019273 [0.00046375] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	-0.011219 [36.739] (0.9998)
Log L	8341.526	11341.460	27840.860	11349.883
AIC	-5.482583	-7.455566	-18.310434	-7.460449
SIC	-5.466742	-7.437745	-18.292613	-7.440648
Çarpıklık	1.9140	2.4313	8.8403	2.4271
Aşırı Basıklık	35.027	88.666	350.59	88.489
J-B	1.5726e+005	9.9881e+005	1.5609e+007	9.9482e+005
Q(20)	32.1873 (0.0208906)	13.3517 (0.7702687)	269.197*** (0.0000)	13.2057 (0.7792121)
Q²(20)	4.07998 (0.9997261)	27.5160* (0.0698134)	154.066 (0.0000)	26.4244* (0.090443)
MAE	0.001213	0.0006144	2.119e+037	0.0006182
TIC	0.7034	0.931	-	0.9265

Not: ARFIMA(1,ξ,1) - FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, Q(5) ve Q(10) gecikmelerde seri korelasyon sorunu gözlemlendiği için değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - FIGARCH(1,d,1) modeli student-t dağılımı GARCH parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - FIGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımı Box-Pierce testinde Q(5),

Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - FIGARCH(1,d,1) modeli s-student dağılımında Asimetri parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA(1,ξ,1) HYGARCH(1,d,1)	Normal	GED
C(M)	-0.000088 [0.00030603] (0.7744)	0.000000 [0.0049988] (1.0000)
ξ	0.016655 [0.025531] (0.5142)	0.000007 [0.0010408] (0.9950)
ψ ₁	-0.408971*** [0.12347] (0.0009)	0.469004*** [0.00051720] (0.0000)
ψ ₂	-	-
θ ₁	0.272877** [0.13823] (0.0485)	-0.469011*** [0.00051097] (0.0000)
θ ₂	-	-
C(V)	0.087297*** [0.023836] (0.0003)	907.722001*** [7.8688] (0.0000)
d	1.160257*** [0.16168] (0.0000)	2.088139 [1.3192] (0.1135)
α ₁	0.115134 [0.13738] (0.4020)	-1.458514 [1.8486] (0.4302)
β ₁	0.890475*** [0.041659] (0.0000)	0.972987*** [0.022339] (0.0000)
Log Alfa	0.010523 [0.019094] (0.5816)	15.725705** [7.3386] (0.0322)
GED (DF)	-	0.044920*** [0.013035] (0.0006)
Log L	8342.754	15376.432
AIC	-5.482733	-10.109495
SIC	-5.464912	-10.089693
Çarpıklık	2.0275	14.456
Aşırı Basıklık	36.457	427.55
J-B	1.7044e+005	2.3260e+007
Q(20)	31.2242** (0.0271144)	26.9933* (0.0791208)
Q ² (20)	4.18706 (0.9996701)	0.106009 (1.0000000)
MAE	0.002341	-
TIC	0.6623	-

Ek-11 Devamı

Not: ARFIMA(1,ξ,1) - HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10) ve Q(20) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu ve Log Alfa katsayısının anlamlı çıkmaması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - HYGARCH(1,d,1) GED dağılımı, Box-Pierce testinde Q(5), Q(10) ve Q(20) gecikmelerde gözlenen korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - HYGARCH(1,d,1) student-t ve s-student-t dağılımlarında yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - HYGARCH (1,d,1) modelinde sonuç alınan dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. HYGARCH yöntemi ile yapılan denemelerde FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek sonuç alınmamıştır.

	ARFIMA(1,ξ,1) FIGARCH (1,d,1) Normal	ARFIMA(1,ξ,1) FIAPARCH (1,d,1) Normal
C(M)	0.001286*** [0.00023650] (0.0000)	-0.000149 [0.00026653] (0.5768)
ξ	-0.072513*** [0.010913] (0.0000)	0.007316 [0.027304] (0.7888)
ψ ₁	0.288625 [0.44667] (0.5182)	-0.422671*** [0.1638] (0.0099)
ψ ₂	-	-
θ ₁	-0.264918 [0.46006] (0.5648)	0.286961* [0.16858] (0.0888)
θ ₂	-	-
C(V)	17364.9182*** [1558.0] (0.0000)	0.167078 [0.12106] (0.1677)
d	0.381316*** [0.071086] (0.0000)	1.257726*** [0.12642] (0.0000)
α ₁	-0.654894*** [0.10401] (0.0000)	-0.013699 [0.12083] (0.9097)
β ₁	0.892607*** [0.042292] (0.0000)	0.934640*** [0.029106] (0.0000)
θ ₁	-0.088086** [0.034227] (0.0101)	-
θ ₂	0.467766*** [0.087353] (0.0000)	-

γ (GAMA)	-	0.079312 [0.088210] (0.3687)
δ (DELTA)	-	1.751685*** [0.17044] (0.0000)
Log L	8191.67	8349.785
AIC	-5.382681	-5.486701
SIC	-5.362880	-5.466899
Çarpıklık	3.3055	1.8382
Aşırı Basıklık	54.744	32.770
J-B	3.8515e+005	1.3774e+005
Q(20)	37.9286 (0.0039584)	35.7068*** (0.0076917)
Q ² (20)	6.32319 (0.9947006)	3.81589 (0.9998315)
MAE	0.001309	0.001021
TIC	0.6905	0.7382

Not: ARFIMA(1,ξ,1) - FIEGARCH(1,d,1) normal dağılımı Box-Pierce testinde Q(5) ve Q²(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - FIEGARCH(1,d,1) GED dağılımı GARCH parametresinin anlamlılığı ve seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) - FIEGARCH(1,d,1) s-student dağılımı Q(5), Q(10), Q²(5) ve Q²(10) gecikmelerde görülen seri korelasyon nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,1) – FIEGARCH (1,d,1) modelinde student-t dağılımında yakınsama hatası nedeniyle raporlama yapılamamıştır. Asimetrik yöntemlerden alınan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. Güney Kore CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınamadığı için uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamıştır.

Ek-12: İtalya Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(1,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000973** [0.00045057] (0.0310)	-0.001975*** [0.00064782] (0.0023)	0.000000 [9.4933e-006] (1.0000)	-0.001228*** [0.00036753] (0.0008)
ξ	-0.102566* [0.056503] (0.0696)	0.077451 [0.066098] (0.2414)	0.000000 [5.510 3e-006] (1.0000)	-0.070573* [0.038704] (0.0683)
ψ ₁	0.595152** [0.26126] (0.0228)	0.861731*** [0.036059] (0.0000)	-0.376066 [0.80057] (0.6386)	0.481878*** [0.18185] (0.0081)
ψ ₂	-	-	-	-
θ ₁	-0.359677 [0.24748] (0.1462)	-0.814264*** [0.088993] (0.0000)	0.376066 [0.80058] (0.6386)	-0.287775* [0.16534] (0.0819)
θ ₂	-0.075611 [0.070849] (0.2860)	-0.085317** [0.040187] (0.0338)	0.000000 [1.3476e-00] (1.0000)	-0.044619 [0.034616] (0.1975)
C(V)	-0.075611 [0.070849] (0.2860)	0.552984** [0.21950] (0.0118)	0.837415*** [0.30266] (0.0057)	0.553504** [0.21714] (0.0108)
d	0.624033*** [0.19955] (0.0018)	0.598882*** [0.10122] (0.0000)	0.640481*** [0.10819] (0.0000)	0.597389*** [0.099575] (0.0000)
α ₁	0.179040 [0.11035] (0.1048)	0.225789*** [0.078942] (0.0043)	0.206027*** [0.077353] (0.0078)	0.228227*** [0.077632] (0.0033)
β ₁	0.583990*** [0.22027] (0.0081)	0.588072*** [0.11307] (0.0000)	0.595414*** 0.10971 (0.0000)	0.592407*** [0.10963] (0.0000)
Student (DF)	-	3.333255*** [0.13930] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.721674*** 0.040997 (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	-0.001406 [0.019700] (0.943)
Kuyruk	-	-	-	3.308585*** [0.13522] (0.0000)
Log L	5853.669	6206.857	6265.377	6210.829
AIC	-3.857868	-4.090335	-4.128962	-4.092296
SIC	-3.839997	-4.070479	-4.109106	-4.070455
Çarpıklık	0.27013	0.25787	0.26321	0.25209
Aşırı Basıklık	6.7583	7.1868	6.5716	7.1101
J-B	5803.3	6554.5	5487.2	6414.5
Q(20)	21.1368 (0.2202305)	23.2328 (0.1418234)	58.5598*** (0.0000018)	21.1632 (0.2190765)
Q ² (20)	16.1923 (0.579126)	16.7735 (0.538724)	17.3781 (0.497270)	16.8258 (0.5351113)
MAE	0.002748	0.002328	0.002669	0.002327
TIC	0.6168	0.593	0.6148	0.5929

Not: ARFIMA(0,ξ,2) - FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin anlamlı çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) - FIGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımı Box-Pierce testinde Q(5),

Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(0,ξ,2) - FIGARCH(1,d,1) modeli s-student-t dağılımında Asimetri katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA(1,ξ,2) HYGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.001655* [0.00085018] (0.0516)	-0.001933*** [0.00063369] (0.0023)	0.000000*** [8.3179e-006] (1.0000)	-0.002090*** [0.00078213] (0.0076)
ξ	0.055488 [0.073434] (0.4499)	0.075614 [0.066839] (0.2580)	-0.000000*** [4.4775e-006] (1.0000)	0.074348 [0.066632] (0.2646)
ψ ₁	0.883447*** [0.041582] (0.0000)	0.862551*** [0.036973] (0.0000)	0.040782 [0.84509] (0.9615)	0.863536*** [0.037150] (0.0000)
ψ ₂	-	-	-	-
θ ₁	-0.804517*** [0.083746] (0.0000)	-0.815814*** [0.092312] (0.0000)	-0.040782 [0.84509] (0.9615)	-0.815711*** [0.092373] (0.0000)
θ ₂	-0.109100** [0.042749] (0.0108)	-0.083194** [0.040593] (0.0405)	-0.000000*** [1.0640e-005] (1.0000)	-0.083649** [0.040463] (0.0388)
C(V)	0.923142* [0.48007] (0.0546)	0.187894 [0.36138] (0.6032)	0.376200 [0.30780] (0.2217)	0.186627 [0.36255] (0.6068)
d	0.635735*** [0.18457] (0.0006)	0.487407*** [0.13048] (0.0002)	0.546083*** [0.14598] (0.0002)	0.488453*** [0.1296] (0.0002)
α ₁	0.171956 [0.10457] (0.1002)	0.238955 [0.15017] (0.1117)	0.218172* [0.12304] (0.0763)	0.237243 [0.15011] (0.1141)
β ₁	0.584282*** [0.20393] (0.0042)	0.528977*** [0.20224] (0.0000)	0.532956*** [0.18772] (0.0046)	0.529030*** [0.20101] (0.0085)
Log Alfa	-0.024567 [0.046681] (0.5987)	0.338469** [0.14776] (0.0220)	0.216896** [0.10136] (0.0325)	0.342771** [0.14935] (0.0218)
Student (DF)	-	2.710504*** [0.16060] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.661923*** [0.053458] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	-0.008271 [0.020683] (0.6893)
Kuyruk	-	-	-	2.703531*** [0.16176] (0.0000)
Log L	5851.968	6216.275	6273.363	6216.348
AIC	-3.856084	-4.095891	-4.133573	-4.095279
SIC	-3.836228	-4.074049	-4.111732	-4.071452
Çarpıklık	0.29116	0.16377	0.16969	0.16189
Aşırı Basıklık	6.6946	8.4909	7.8052	8.5043
J-B	5701.1	9115.5	7705.9	9144.0

Q(20)	22.8847 (0.1530408)	24.2001 (0.1141004)	57.5029*** (0.000002)	24.1386 (0.1157168)
Q²(20)	15.7788 (0.6079802)	17.1817 (0.5106494)	19.1999 (0.379614)	17.2019 (0.509268)
MAE	0.002248	1.481	0.1056	1.809
TIC	0.5883	0.9994	0.9887	0.9995

Not: ARFIMA(1,ξ,2) - HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, Log Alfa katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,2) - HYGARCH(1,d,1) GED dağılımı, Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde seri korelasyon sorunu içermesi nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,2) - HYGARCH(1,d,1) s-student-t dağılımı asimetri katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,2) - HYGARCH(1,d,1) student-t dağılımı ARFIMA - FIGARCH ikili uzun hafıza modeli yerine değerlendirilebilir. Tabloda yer alan tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(1,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	GED	S-Student-t
C(M)	-0.002363 [0.0019671] (0.2297)	-0.000000 [7.4226e-006] (1.0000)	-0.001221*** [0.00037643] (0.0012)
ξ	-0.028899 [0.027379] (0.2913)	-0.000000 [2.3390e-006] (1.0000)	-0.063677** [0.031029] (0.0402)
ψ₁	0.157124 [1.4273] (0.9123)	-0.153191*** [0.023967] (0.0000)	0.454000* [0.25869] (0.0794)
ψ₂	-	-	-
θ₁	0.323361 [1.4129] (0.8190)	0.153191*** [0.023967] (0.0000)	-0.280647 [0.24522] (0.2525)
θ₂	0.054201 [0.26030] (0.8351)	0.000000 [2.9727e-006] (1.0000)	-0.042145 [0.038132] (0.2691)
C(V)	-20895.724*** [92.843] (0.0000)	-216.451863 [12912.] (0.9866)	-174.362331 [874.18] (0.8419)
d	0.623985*** [0.11009] (0.0000)	0.788338*** [0.036785] (0.0000)	0.533186*** [0.095892] (0.0000)
α₁	-0.585204*** [0.19190] (0.0023)	0.384621 [0.86872] (0.6580)	-0.520243*** [0.18953] (0.0061)
β₁	0.715104*** [0.24778] (0.0039)	-0.426180 [0.78799] (0.5887)	0.703271*** [0.16790] (0.0000)
θ₁	0.046208 [0.031024] (0.1365)	0.094096*** [0.030652] (0.0022)	0.518289* [0.27018] (0.0552)
θ₂	0.339832*** [0.069637] (0.0000)	0.603299*** [0.070292] (0.0000)	4.368105*** [1.3095] (0.0000)

Student (DF)	-	-	-
GED (DF)	-	0.595109*** [0.047348] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-0.011508 [0.017415] (0.5088)
Kuyruk	-	-	2.006868*** [0.0039401] (0.0000)
Log L	5809.778	6264.095	6227.210
AIC	-3.827576	-4.126795	-4.101789
SIC	-3.805735	-4.102968	-4.075976
Çarpıklık	0.11594	-0.35344	-0.038450
Aşırı Basıklık	8.6599	13.621	10.268
J-B	9474.9	23486.	13313.
Q(20)	20.5170 (0.2486404)	48.8787*** (0.000063)	23.0122 (0.1488529)
Q ² (20)	17.1187 (0.5149572)	8.06041 (0.9777237)	12.4423 (0.8235819)
MAE	0.002312	0.002736	0.1515
TIC	0.6006	0.6209	0.9852

Not: ARFIMA(1,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) normal dağılımı EGARCH 2 parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) GED dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon ve GARCH parametre katsayısının anlamsız olması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) student-t dağılımı program raporlama hatası nedeniyle incelenememiştir. ARFIMA(1,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) s-student-t dağılımı asimetri katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tabloda yer alan modellerde ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(0,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000843 [0.00042394] (0.0468)	-0.001864 [0.00062190] (0.0028)	0.000000 [9.4072e-006] (1.0000)	-0.001153 [0.00036489] (0.0016)
ξ	-0.081508 [0.058163] (0.1612)	0.073438 [0.062783] (0.2422)	0.000000 [5.3065e-006] (1.0000)	-0.069962 [0.038446] (0.0689)
ψ ₁	0.615788*** [0.23856] (0.0099)	0.863052*** [0.034343] (0.0000)	-0.016722 [0.26910] (0.9505)	0.463777** [0.20931] (0.0268)
ψ ₂	-	-	-	-
θ ₁	-0.404011* [0.24189] (0.0950)	-0.813472*** [0.081478] (0.0000)	0.016722 [0.26910] (0.9505)	-0.271826 [0.19177] (0.1564)
θ ₂	-0.087525 [0.061381] (0.1540)	-0.086737** [0.038536] (0.0245)	0.000000 [9.4664e-006] (1.0000)	-0.042964 [0.038310] (0.2622)

C(V)	0.862289 [0.89001] (0.3327)	0.982847 [1.1524] (0.3938)	0.934586 [1.4388] (0.5160)	0.880816 [1.0323] (0.3936)
d	1.143923*** [0.10965] (0.0000)	0.613845*** [0.099470] (0.0000)	0.656888*** [0.11148] (0.0000)	0.613953*** [0.10067] (0.0000)
α_1	-0.014943 [0.088705] (0.8662)	0.237602*** [0.070880] (0.0008)	0.217515*** [0.072585] (0.0028)	0.237060*** [0.070306] (0.0000)
β_1	0.924010*** [0.034142] (0.0000)	0.618150*** [0.10030] (0.0000)	0.623491*** [0.10192] (0.0000)	0.619954*** [0.10072] (0.0000)
γ (GAMA)	-0.126768* [0.072993] (0.0825)	-0.110511* [0.064849] (0.0885)	-0.123634* [0.067652] (0.0677)	-0.104524 [0.065646] (0.1114)
δ (DELTA)	1.608075*** [0.20552] (0.0000)	1.863648*** [0.23413] (0.0000)	1.961793*** [0.33965] (0.0000)	1.889940*** [0.23380] (0.0000)
Student (DF)	-	3.358197*** [0.14623] (0.0000)	-	-
GED(DF)			0.721771*** [0.045071] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.000400 [0.019965] (0.9840)
Kuyruk	-	-	-	3.322179*** [0.14145] (0.0000)
Log L	5864.516	6209.093	6268.349	6212.788
AIC	-3.863707	-4.090490	-4.129603	-4.092270
SIC	-3.841865	-4.066663	-4.105776	-4.066457
Çarpıklık	0.28711	0.25768	0.26553	0.25531
Aşırı Basıklık	6.3403	7.1575	6.6934	7.0932
J-B	5116.9	6501.4	5691.8	6385.1
Q(20)	20.9616 (0.228012)	23.0295 (0.1482943)	58.4261*** (0.0000019)	21.1863 (0.2180678)
Q²(20)	12.2873 (0.8320556)	14.1278 (0.7207234)	14.7643 (0.6780851)	14.3631 (0.705135)
MAE	0.002251	0.001667	0.00257	0.001763
TIC	0.5911	0.5652	0.609	0.5673

Not: ARFIMA(1,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli normal ve student-t dağılımları, parametre anlamlılığı ve istikrar testleri bakımından değerlendirilebilecek sonuçlara sahiptir. ARFIMA(1,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) GED dağılımı, Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde görülen seri korelasyon nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) çarpık student dağılımı, asimetri parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modelinde Log olabilirlik, AIC ve SIC değerleri bakımından uygun dağılımın student-t olduğu belirlenmiştir.

Ek-12 Devamı

Kırılmalı	ARFIMA(1,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(1,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)
	Student-t	Student-t
C(M)	-0.001976*** [0.00064803] (0.0023)	-0.001865*** [0.00062217] (0.0027)
ξ	0.077631 [0.066086] (0.2402)	0.073748 [0.062734] (0.2399)
ψ ₁	0.861777*** [0.035961] (0.0000)	0.863136*** [0.034197] (0.0000)
ψ ₂	-	-
θ ₁	-0.814503*** [0.088869] (0.0000)	-0.813890*** [0.081239] (0.0000)
θ ₂	-0.085191** [0.040242] (0.0343)	-0.086513** [0.038592] (0.0251)
C(V)	0.552470** [0.21959] (0.0119)	0.980498 [1.1496] (0.3938)
D1 (V)	-0.000255 [0.0023979] (0.9154)	-0.000680 [0.0032561] (0.8346)
d	0.599416*** [0.10225] (0.0000)	0.614881*** [0.10084] (0.0000)
α ₁	0.225777*** [0.078893] (0.0042)	0.237446*** [0.070900] (0.0008)
β ₁	0.588626*** [0.11390] (0.0000)	0.619081*** [0.10119] (0.0000)
γ (GAMA)	--	-0.110675* [0.064847] (0.0880)
δ (DELTA)	-	1.863773*** [0.23412] (0.0000)
Student (DF)	3.333477*** [0.13934] (0.0000)	3.358504*** [0.14629] (0.0000)
Log L	6206.859	6209.101
AIC	-4.089676	-4.089836
SIC	-4.067835	-4.064023
Çarpıklık	0.25764	0.25727
Aşırı Basıklık	7.1860	7.1562
J-B	6553.0	6498.8
Q(20)	23.2153 (0.142372)	22.9936 (0.1494589)
Q ² (20)	16.7723 (0.5388078)	14.1270 (0.7207740)
MAE	0.002329	0.001668
TIC	0.5931	0.5653

Not: Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce testinde ve ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

Ek-13: İngiltere İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(2, ξ ,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.001114* [0.00061041] (0.0683)	-0.000176 0.00024497 (0.4721)	0.000027 [0.0012354] (0.9827)	-0.000567 [0.00059033] (0.3367)
ξ	-0.080142* [0.043250] (0.0641)	-0.001585 [0.011603] (0.8913)	0.002129*** 9.0363e-005 (0.0000)	-0.001735 [0.011690] (0.8821)
ψ_1	0.132071 [0.13541] (0.3295)	0.229342*** [0.049283] (0.0000)	0.276110*** [0.0011283] (0.0000)	0.228735*** [0.048205] (0.0000)
ψ_2	0.610489*** [0.10540] (0.0000)	-0.817494*** [0.032506] (0.0000)	0.000467 [0.00095145] (0.6237)	-0.817465*** [0.033756] (0.0000)
θ_1	-0.127764 [0.15709] (0.4162)	-0.238513*** [0.051088] (0.0000)	-0.277985*** [0.0011001] (0.0000)	-0.238221*** [0.049930] (0.0000)
θ_2	0.635782*** [0.087106] (0.0000)	0.822846*** [0.032391] (0.0000)	-0.001411 [0.0009910] (0.1547)	0.822761*** [0.03360] (0.0000)
C(V)	2.065998** [0.94877] (0.0296)	1.120477 [2.0845] (0.5910)	51.067667 [72.072] (0.4787)	1.121741 [2.1734] (0.6058)
d	0.389304*** [0.10425] (0.0002)	1.230102** [0.48016] (0.0105)	1.411017*** [0.26724] (0.0000)	1.234523** [0.50831] (0.0153)
α_1	0.196398 [0.19718] (0.3194)	-0.050374 [0.17102] (0.7684)	-0.143326 [0.22444] (0.5232)	-0.048987 [0.18197] (0.7878)
β_1	0.342269 [0.25049] (0.1720)	0.765828** [0.36282] (0.0349)	0.730488*** [0.14028] (0.0000)	0.768037** [0.37930] (0.0430)
Student (DF)	-	2.363146*** [0.073015] (0.0000)	-	-0.018939 [0.018191] (0.2980)
GED (DF)	-	-	0.197478*** [0.043586] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	-0.097553*** [0.019482] (0.0019)
Kuyruk	-	-	-	2.362304*** [0.072694] (0.0000)
Log L	3022.031	3428.588	4167.271	3429.087
AIC	-3.537323	-4.013609	-4.881117	-4.013020
SIC	-3.505379	-3.978470	-4.845978	-3.974687
Çarpıklık	0.13501	-0.32042	1.2306	-0.29904
Aşırı Basıklık	6.3553	10.727	16.325	10.716
J-B	2871.2	8193.8	19340.	8174.4
Q(20)	19.8637 (0.2264216)	24.2930* (0.0832984)	37.5799*** (0.0017365)	24.2245* (0.0847149)
Q²(20)	15.5848 (0.6214993)	21.3386 (0.2626748)	114.171*** (0.0000000)	21.3252 (0.2633239)
MAE	0.008057	0.01172	1.044	0.01181
TIC	0.5745	0.6604	0.9931	0.6621

Ek-13 Devamı

Not: ARFIMA(2,ξ,2)-FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - FIGARCH(1,d,1) modeli student-t dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10) ve Q(20) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - FIGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımı Box-Pierce testinde Q ve Q² tüm gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - FIGARCH(1,d,1) modeli s-student-t dağılımı Box-Pierce testinde Q(5), Q(10) ve Q(20) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'ın pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA(2,ξ,2)-HYGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t
C(M)	-0.001145* [0.00061085] (0.0610)	-0.000014 [0.42666] (1.0000)
ξ	-0.078599* [0.041509] (0.0585)	0.001585 [1.1988] (0.9989)
ψ ₁	0.135924 [0.13667] (0.3201)	-0.113522 [0.69638] (0.8705)
ψ ₂	-0.611234*** [0.10687] (0.0000)	-0.198679 [0.64287] (0.7573)
θ ₁	-0.132809 [0.15781] (0.4001)	0.094718 [1.2587] (0.9400)
θ ₂	0.636058*** [0.088187] (0.0000)	0.208754 [1.2725] (0.8697)
C(V)	1.660776 [1.9679] (0.3988)	6.263776*** [0.054955] (0.0000)
d	0.329444* [0.19025] (0.0835)	0.996595 [0.8823] (0.2588)
α ₁	0.189442 [0.20300] (0.3508)	0.055064 [0.92042] (0.9523)
β ₁	0.295552 [0.21764] (0.1746)	0.536789 [1.2007] (0.6549)
Log Alfa	0.076792 [0.26918] (0.7755)	3.296546*** [0.31885] (0.0000)
Student (DF)	-	2.010490 [2.7004] (0.4567)
Log L	3022.242	3525.644

AIC	-3.536397	-4.126417
SIC	-3.501258	-4.088083
Çarpıklık	0.12871	-2.6651
Aşırı Basıklık	6.2739	33.363
J-B	2797.8	80998.
Q(20)	19.7073 (0.2336961)	16.0848 (0.4470578)
Q ² (20)	15.5625 (0.623048)	8.49305 (0.9703568)
MAE	0.009198	1.011e+139
TIC	0.5851	1

Not: ARFIMA(2,ξ,2) - HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım Log Alfa parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - HYGARCH(1,d,1) modeli student-t dağılımı GARCH ve student-t parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - HYGARCH(1,d,1) modeli GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. HYGARCH yöntemi ile yapılan denemelerde FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek sonuç alınmamıştır.

	ARFIMA(2,ξ,2) – FIGARCH (1,d,1)	ARFIMA(2,ξ,2) – FIAPARCH (1,d,1)
	Normal	Normal
C(M)	-0.004175*** [0.00062943] (0.0000)	-0.001514*** [0.00058361] (0.0096)
ξ	-0.144727*** [0.019615] (0.0000)	-0.071458* [0.040368] (0.0769)
ψ ₁	-0.354212*** [0.018177] (0.0000)	0.127950 [0.14147] (0.3659)
ψ ₂	0.294966*** [0.011249] (0.0000)	-0.621835*** [0.10888] (0.0000)
θ ₁	0.473676*** [0.013830] (0.0000)	-0.123393 [0.16221] (0.4469)
θ ₂	-0.152248*** [0.013432] (0.0000)	0.642166*** [0.091892] (0.0000)
C(V)	-8307.47386** [3730.8] (0.0261)	1.531101 [2.9151] (0.5995)
d	0.595713*** [0.036424] (0.0000)	0.385631*** [0.14885] (0.0097)
α ₁	1.041235*** [0.15864] (0.0000)	0.131274 [0.15519] (0.3977)
β ₁	-0.885186*** [0.096669] (0.0000)	0.271557 [0.19337] (0.1604)

Θ_1	-0.029996 [0.039710] (0.4501)	-
Θ_2	0.570983*** [0.071200] (0.0000)	-
γ (GAMA)	-	0.124431 [0.07575] (0.1007)
δ (DELTA)	-	2.081277*** [0.34674] (0.0000)
Log L	2915.814	3026.715
AIC	-3.410234	-3.540476
SIC	-3.371901	-3.502143
Çarpıklık	-0.12435	0.077365
Aşırı Basıklık	7.5043	5.8227
J-B	4000.4	2407.5
Q(20)	33.6041*** (0.0061404)	19.7504 (0.231674)
Q ² (20)	12.4862 (0.8211502)	16.0919 (0.586132)
MAE	0.01231	0.008762
TIC	0.6355	0.5809

Not: ARFIMA(2,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım GARCH parametresinin negatif çıkması, EGARCH1 (Θ_1) parametresinin anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - FIEGARCH(1,d,1) modeli student-t, GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli normal dağılım GARCH ve GAMA parametrelerinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1) modeli student-t, GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. İngiltere ülke CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınamadığı için uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamıştır.

Ek-14: Japonya İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(2,ξ,0) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000907 [0.0010418] (0.3842)	-0.000190** [8.8108e-005] (0.0313)	0.000140 [0.00037177] (0.7063)	-0.000471*** [0.00015606] (0.0026)
ξ	0.117662* [0.070227] (0.0940)	0.001366 [0.0073989] (0.8535)	0.010706*** [0.00015491] (0.0000)	0.003127 [0.0073855] (0.6720)
ψ ₁	-0.154251** [0.078492] (0.0495)	-0.014827 [0.013179] (0.2607)	-0.012624*** [0.00020667] (0.0000)	-0.014476 [0.013096] (0.2691)
ψ ₂	0.011026 [0.048058] (0.8186)	0.025575*** [0.0096744] (0.0083)	-0.006655*** [0.0002609] (0.0000)	0.025705*** [0.0097761] (0.0086)
θ ₁	-	-	-	-
θ ₂	-	-	-	-
C(V)	1.354992 [0.83607] (0.1052)	0.214063* [0.12560] (0.0884)	0.689226** [0.32045] (0.0316)	0.235316* [0.13177] (0.0742)
d	0.268895*** [0.060521] (0.0000)	0.650319*** [0.10281] (0.0000)	1.394639*** [0.11084] (0.0000)	0.651132*** [0.10170] (0.0000)
α ₁	-0.168303 [0.34854] (0.6292)	-0.159049 [0.24098] (0.5093)	-0.188270* [0.11111] (0.0903)	-0.173749 [0.23751] (0.4645)
β ₁	-0.048555 [0.38172] (0.8988)	0.107994 [0.29148] (0.7110)	0.922702*** [0.021501] (0.0000)	0.097420 [0.28699] (0.7343)
Student (DF)	-	2.249985*** [0.029595] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.256968*** [0.013192] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	-0.037553*** [0.011967] (0.0017)
Kuyruk	-	-	-	2.246891*** [0.029449] (0.0000)
Log L	6118.794	7463.417	8500.250	7467.277
AIC	-4.436148	-5.411555	-6.164247	-5.413631
SIC	-4.418954	-5.392212	-6.144904	-5.392139
Çarpıklık	0.62865	0.54342	0.53928	0.54765
Aşırı Basıklık	18.179	42.046	15.853	41.597
J-B	38117.	2.0307e+005	28984.	1.9876e+005
Q(20)	13.3435 (0.770776)	15.3789 (0.6358058)	24.3927 (0.1425781)	14.9427 (0.6658947)
Q ² (20)	5.40445 (0.998075)	8.14736 (0.9763614)	3.45481 (0.9999192)	8.06309 (0.9776826)
MAE	0.0006082	0.0004586	0.01559	0.000478
TIC	0.6615	0.7055	0.9468	0.6966

Not: ARFIMA(2,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılımı, student-t dağılımı ve s-student-t dağılımı GARCH parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(2,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımı

Box-Pierce testinde Q(5) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'ın pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA(2,ξ,0)- HYGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED
C(M)	-0.000835 [0.0012711] (0.5114)	-0.000127 [7.9546e-005] (0.1097)	0.000120 [0.00094682] (0.8990)
ξ	0.149209** [0.064932] (0.0216)	0.001952 [0.0059877] (0.7444)	0.008752*** [0.00082441] (0.0000)
ψ₁	-0.211398*** [0.081824] (0.0098)	-0.027251* [0.014500] (0.0603)	-0.010118*** [0.00054355] (0.0000)
ψ₂	-0.002219 [0.047433] (0.9627)	0.030534** [0.010476] (0.0036)	-0.005169*** [0.00092631] (0.0000)
θ₁	-	-	-
θ₂	-	-	-
C(V)	-1.728261 [2.4977] (0.4890)	34.214025** [13.863] (0.0137)	3.988853* [2.0693] (0.0540)
d	0.075274 [0.082592] (0.3622)	0.831587*** [0.095068] (0.0000)	0.606675*** [0.15135] (0.0001)
α₁	-0.940760*** [0.022014] (0.0000)	-0.470380 [0.35719] (0.1880)	-0.296864 [0.52516] (0.5719)
β₁	-0.903515*** [0.030757] (0.0000)	0.065919 [0.14696] (0.6538)	0.144999 [0.26893] (0.5898)
Log Alfa	0.969104 [0.93955] (0.3024)	5.161082*** [0.25128] (0.0000)	0.229622*** [0.044973] (0.0000)
Student (DF)	-	2.001357*** [0.00011868] (0.0000)	1.464349 [0.91467] (0.1095)
Log L	6147.129	7568.153	8559.126
AIC	-4.455992	-5.486862	-6.206262
SIC	-4.436649	-5.465370	-6.184769
Çarpıklık	0.75056	0.63985	0.67989
Aşırı Basıklık	18.566	66.489	32.787
J-B	39828.	5.0766e+005	1.2361e+005
Q(20)	19.0771 (0.3870927)	14.0928 (0.7230227)	16.5620 (0.5533857)
Q²(20)	6.10811 (0.9957390)	5.37060 (0.9981546)	7.61138 (0.9838778)
MAE	0.0003193	8.772e+209	9.565e+039
TIC	0.8021	-	1

Not: ARFIMA(2,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım GARCH parametresinin negatif katsayılı çıkması, Log Alfa katsayısının anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(2,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli student-t dağılımı GARCH parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli s-student-t dağılımı

GARCH parametre katsayısının anlamsız çıkması, Student parametre katsayısının anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(2,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli s-student-t dağılımından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. HYGARCH yöntemi ile yapılan denemelerde FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek sonuç alınmamıştır.

	ARFIMA(2,ξ,0) -FIEGARCH (1,d,1) Normal	ARFIMA(2,ξ,0) -FIAPARCH (1,d,1) Normal
C(M)	-0.009760 [0.0073706] (0.1855)	-0.000918 [0.0012389] (0.4586)
ξ	0.142732*** [0.0053032] (0.0000)	0.124595 [0.075919] (0.1009)
ψ ₁	-0.130514*** [0.0071920] (0.0000)	-0.151255* [0.080235] (0.0595)
ψ ₂	0.000696 [0.0053798] (0.8971)	0.004471 [0.051860] (0.9313)
θ ₁	-	-
θ ₂	-	-
C(V)	-10075.7652*** [60.132] (0.0000)	4.112313 [8.4611] (0.6270)
d	0.269694 [0.45856] (0.5565)	0.296623*** [0.07681] (0.0001)
α ₁	-0.795130** [0.31638] (0.0120)	-0.137309 [0.30497] (0.6526)
β ₁	0.977342*** [0.038948] (0.0000)	0.004914 [0.3405] (0.9885)
θ ₁	0.013722 [0.060306] (0.8200)	-
θ ₂	0.388939*** [0.096981] (0.0001)	-
γ (GAMA)	-	-0.076148 [0.13245] (0.5654)
δ (DELTA)	-	1.795412*** [0.40614] (0.0000)
Log L	5974.682	6120.341
AIC	-4.330078	-4.435819
SIC	-4.308585	-4.414326
Çarpıklık	0.69785	0.60291
Aşırı Basıklık	24.738	18.307
J-B	70475.	38640.
Q(20)	6.52236 (0.9935740)	12.6946 (0.8093883)

Q²(20)	12.6979 (0.8091982)	4.51953 (0.999433)
MAE	0.00146	0.0007224
TIC	0.7018	0.6416

Not: ARFIMA(2,ξ,0) - FIEGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım EGARCH1 (Θ_1) parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(2,ξ,0) - FIEGARCH(1,d,1) modelinde student-t, GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(2,ξ,2)-FIAPARCH(1,d,1) modeli normal dağılım GARCH parametre katsayısının ve GAMA parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(2,ξ,0) - FIAPARCH(1,d,1) modelinde student-t, GED ve s-student-t dağılımlarından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Japonya CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınamadığı için uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamıştır.

Ek-15: Kanada İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(1,ξ,0) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	S-Student-t
C(M)	0.003555** [0.0017598] (0.0436)	0.000694*** [0.00026158] (0.0081)	0.000363 [0.00049976] (0.4680)
ξ	-0.155646*** [0.003597] (0.0000)	-0.014539*** [0.0026530] (0.0000)	-0.012289*** [0.0027934] (0.0000)
ψ₁	0.158294*** [0.0044035] (0.0000)	0.006561 [0.0098731] (0.5065)	-0.076207 [0.048345] (0.1152)
ψ₂	-	-	-
θ₁	-	-	-
θ₂	-	-	-
C(V)	-15.417075*** [1.6860e-012] (0.0000)	145.573365 [100.06] (0.1460)	0.238262 [0.29638] (0.4216)
d	0.270123 [0.18253] (0.1392)	0.864574*** [0.070916] (0.0000)	0.995103*** [0.0074251] (0.0000)
α₁	0.073873 [0.18253] (0.6858)	0.414321** [0.18680] (0.0267)	0.974616*** [0.0086144] (0.0000)
β₁	0.346602* [0.18253] (0.0578)	0.458594* [0.26880] (0.0882)	0.981258*** [0.0032181] (0.0000)
Student (DF)	-	2.004014*** [0.0041183] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-0.013457 [0.032781] (0.6815)
Kuyruk	-	-	2.063580*** [0.064438] (0.0000)
Log L	285.788	2967.523	2952.499
AIC	-0.463873	-4.924331	-4.897669
SIC	-0.434220	-4.890442	-4.859545
Çarpıklık	-3.4545	-8.4241	-6.6305
Aşırı Basıklık	123.13	176.24	152.49
J-B	7.6175e+005	1.5698e+006	1.1734e+006
Q(20)	19.0458 (0.453901)	13.1043 (0.8331883)	14.5402 (0.7513383)
Q²(20)	0.524585 (1.0000000)	0.700912 (1.0000000)	0.962838 (1.0000000)
MAE	0.06988	0.7986	0.1206
TIC	0.9989	0.6523	0.9047

Not: ARFIMA(1,ξ,0)-FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım ve student-t dağılımı ve s-student-t dağılımı GARCH parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(1,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımından yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. ARFIMA(1,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) modeli s-student-t dağılımı Asimetri parametre katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-

LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA(1,ξ,0)- HYGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	S-student-t
C(M)	0.005702*** [0.00021144] (0.0000)	0.000849 [0.41388] (0.9984)	0.001103 [0.41986] (0.9979)
ξ	-0.069755*** [0.00058131] (0.0000)	-0.011293 [0.32777] (0.9725)	-0.011229 [0.32775] (0.9727)
ψ₁	0.070189*** [0.019832] (0.0000)	0.009534 [0.32308] (0.9765)	0.009523 [0.32373] (0.9765)
ψ₂	-	-	-
θ₁	-	-	-
θ₂	-	-	-
C(V)	-5.989005*** [1.6120e-014] (0.0000)	16.896407*** [0.086300] (0.0000)	18.098613*** [0.093065] (0.0000)
d	0.391335*** [0.12827] (0.0023)	0.164208 [0.58351] (0.7784)	0.285663 [0.60947] (0.6394)
α₁	-0.007434 [0.12827] (0.9538)	0.132889 [0.29425] (0.6516)	0.175815 [0.32492] (0.5885)
β₁	0.464112*** [0.12827] (0.0003)	0.137278 [0.29429] (0.6410)	0.182561 [0.32494] (0.5743)
Log Alfa	0.180506 [0.12827] (0.1596)	-3.653713*** [0.16830] (0.0000)	-3.765781*** [0.15007] (0.0000)
Student (DF)	-	2.047354 [2.1220] (0.3348)	-
Asimetri	-	-	0.025782 [7.7733] (0.9974)
Kuyruk	-	-	2.045703 [2.2766] (0.3691)
Log L	270.346	2986.112	2987.759
AIC	-0.436516	-4.953597	-4.954674
SIC	-0.402627	-4.915472	-4.912314
Çarpıklık	-3.9768	-6.5944	-6.8211
Aşırı Basıklık	140.18	123.86	128.98
J-B	9.8728e+005	7.7702e+005	8.4249e+005
Q(20)	11.8735 (0.890960)	44.3970*** (0.0008319)	40.8434*** (0.0025320)
Q²(20)	0.470521 (1.0000000)	4.36934 (0.9995531)	3.33370 (0.999938)
MAE	0.07485	0.07086	0.07109
TIC	0.9884	0.9967	0.9963

Ek-15 Devamı

Not: ARFIMA(1,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım GARCH parametresinin negatif katsayılı çıkması ve Log Alfa katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(1,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli student-t dağılımı Log Alfa katsayısının anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirmeye alınmamıştır. ARFIMA(1,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli GED dağılımından yakınsama hatası nedeniyle program raporlaması alınmamıştır. ARFIMA(1,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modeli S-student-t dağılımı Asimetri parametre katsayısının anlamsız çıkması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) ve Q(50) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. HYGARCH yöntemi ile yapılan denemelerde FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek sonuç alınmamıştır. ARFIMA(1,ξ,0) – FIEGARCH (1,d,1) ve ARFIMA(1,ξ,0) – FIAPARCH (1,d,1) modellerinden yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Kanada CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınamadığı için uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamıştır.

Ek-16: Meksika İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(2,ξ,1) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000405** [0.00018432] (0.0280)	-0.000966*** [0.00033159] (0.0036)	-0.000598*** [0.0001668] (0.0003)	-0.000477*** [0.00016564] (0.0040)
ξ	-0.215980*** [0.073457] (0.0033)	-0.080315 [0.099422] (0.4193)	-0.108662*** [0.013973] (0.0000)	-0.209858*** [0.059229] (0.0004)
ψ_1	1.083869*** [0.17218] (0.0000)	1.091178*** [0.099998] (0.0000)	-0.029521*** [0.0089257] (0.0010)	0.966023*** [0.30078] (0.0013)
ψ_2	-0.218987*** [0.073098] (0.0028)	-0.159433** [0.076866] (0.0381)	0.045541*** [0.0057572] (0.0000)	-0.166979 [0.11028] (0.1301)
θ_1	-0.774827*** [0.16838] (0.0000)	-0.936055*** [0.021095] (0.0000)	0.190868*** [0.0055994] (0.0000)	-0.683003** [0.26787] (0.0108)
θ_2	-	-	-	-
C(V)	1.159302*** [0.33454] (0.0005)	1.271143*** [0.32145] (0.0001)	1.137279*** [0.29334] (0.0001)	1.218789*** [0.31712] (0.0001)
d	0.401385*** [0.087572] (0.0000)	0.521569*** [0.072027] (0.0000)	0.476689*** [0.075452] (0.0000)	0.493567*** [0.070303] (0.0000)
α_1	-0.278221*** [0.10449] (0.0078)	-0.256607*** [0.097107] (0.0083)	-0.263793*** [0.09662] (0.0064)	-0.263218*** [0.09894] (0.0079)
β_1	0.026354 [0.14637] (0.8571)	0.162128 [0.12966] (0.2113)	0.106554 [0.13047] (0.4142)	0.125017 [0.13070] (0.3389)
Student (DF)	-	4.704495*** [0.41582] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	1.143147*** [0.050426] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.065631*** [0.023564] (0.0054)
Kuyruk	-	-	-	4.874851*** [0.44689] (0.0000)
Log L	6365.788	6483.806	6489.839	6487.162
AIC	-4.184851	-4.261887	-4.265858	-4.263438
SIC	-4.167020	-4.242074	-4.246046	-4.241644
Çarpıklık	0.53799	0.55179	0.54984	0.55103
Aşırı Basıklık	2.7809	3.0133	2.9936	2.9725
J-B	1125.5	1303.5	1287.5	1272.2
Q(20)	11.1824 (0.8469285)	15.3296 (0.5717533)	17.6347 (0.4122275)	13.8295 (0.6791297)
Q²(20)	10.3299 (0.9206037)	10.7254 (0.9056447)	10.7098 (0.906261)	10.6155 (0.9099561)
MAE	0.001437	0.001668	0.001536	0.001593
TIC	0.7171	0.6778	0.6985	0.689

Ek-16 Devamı

Not: ARFIMA(1,ξ,0)-FIGARCH(1,d,1) modelinde tüm dağılımlarda GARCH parametresi anlamsız çıkmıştır. Student-t, GED ve s-student-t dağılımlarında Box-Pierce testinde Q(5) gecikmede seri korelasyon sorunu belirlenmiştir. Bu nedenlerle ARFIMA(1,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) modelinden geçerli sonuç alınmamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'ın pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA(2,ξ,1)- HYGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000499** [0.00020933] (0.0172)	-0.000675*** [0.000173] (0.0001)	-0.000704*** [0.00025889] (0.0066)	-0.000680** [0.00029524] (0.0213)
ξ	-0.155482*** [0.037231] (0.0000)	-0.203351*** [0.057987] (0.0005)	-0.068139 [0.14345] (0.6348)	-0.087084 [0.10789] (0.4196)
ψ₁	-0.586384*** [0.14811] (0.0001)	0.947610*** [0.32179] (0.0033)	1.053804*** [0.17295] (0.0000)	1.097490*** [0.10748] (0.0000)
ψ₂	0.224872*** [0.042534] (0.0000)	-0.159448 [0.11347] (0.1601)	-0.123264 [0.11031] (0.2639)	-0.165385* [0.083240] (0.0470)
θ₁	0.834776*** [0.13666] (0.0000)	-0.670811** [0.28953] (0.0206)	-0.931565*** [0.029362] (0.0000)	-0.935362*** [0.022179] (0.0000)
θ₂	-	-	-	-
C(V)	2.052996*** [0.52579] (0.0001)	1.670387*** [0.41156] (0.0001)	1.789982*** [0.42759] (0.0000)	1.661570*** [0.41322] (0.0001)
d	0.563439*** [0.12060] (0.0000)	0.581013*** [0.078717] (0.0000)	0.576887*** [0.085272] (0.0000)	0.564347*** [0.078053] (0.0000)
α₁	-0.189219* [0.11191] (0.0910)	-0.220777** [0.096562] (0.0223)	0.576887*** [0.085272] (0.0000)	-0.214703** [0.097770] (0.0282)
β₁	0.200507 [0.18154] (0.2695)	0.215409 [0.13536] (0.1116)	0.206491 [0.14025] (0.1410)	0.200933 [0.13636] (0.1407)
Log Alfa	-0.172219*** [0.058520] (0.0033)	-0.094903* [0.051979] (0.0680)	-0.125867* [0.051081] (0.0138)	-0.102660* [0.052835] (0.0521)
Student (DF)	-	5.091130*** [0.49215] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	1.166701*** [0.054118] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.066401*** [0.023106] (0.0041)
Kuyruk	-	-	-	5.262503*** [0.51564] (0.0000)
Log L	6374.455	6485.048	6493.254	6489.082
AIC	-4.189898	-4.262046	-4.267448	-4.264043
SIC	-4.170086	-4.240253	-4.245655	-4.240269

Çarpıklık	0.51571	0.53706	0.52664	0.53503
Aşırı Basıklık	2.6309	2.8649	2.8127	2.8316
J-B	1010.8	1185.0	1141.9	1159.9
Q(20)	11.8851 (0.8070426)	13.4670 (0.7044090)	18.0762 (0.3840516)	16.0665 (0.5191241)
Q²(20)	10.5387 (0.9128965)	10.5277 (0.9133131)	10.4317 (0.9169021)	10.0613 (0.9298869)
MAE	0.001285	0.001391	0.00133	0.001358
TIC	0.7516	0.7266	0.7406	0.734

Not: ARFIMA(1,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modelinde tüm dağılımlarda GARCH parametresi anlamsız çıkmıştır. Student-t, GED ve s-student-t dağılımlarında Box-Pierce testinde Q(5) gecikmede görülen seri korelasyon sorunu belirlenmiştir. Bu nedenlerle ARFIMA(1,ξ,0) - HYGARCH(1,d,1) modelinden geçerli sonuç alınmamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. HYGARCH yöntemi ile yapılan denemelerde FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek sonuç alınmamıştır.

ARFIMA(2,ξ,1)- FIEGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-student-t
C(M)	-0.000366 [0.00031098] (0.2398)	-0.000753*** [0.00018405] (0.0000)	-0.000482** [0.00019168] (0.0119)	-0.000591*** [0.00019717] (0.0027)
ξ	-0.128834 [0.082609] (0.1190)	-0.170016*** [0.029865] (0.0000)	-0.089276*** [0.0061113] (0.0000)	-0.170911*** [0.032750] (0.0000)
ψ₁	0.873555*** [0.32441] (0.0071)	0.142195*** [0.033525] (0.0000)	0.050295*** [0.0089288] (0.0000)	0.120848 [0.55449] (0.8275)
ψ₂	-0.15291600** [0.064302] (0.0175)	0.053418*** [0.0080829] (0.0000)	0.022350*** [0.0025597] (0.0000)	0.056544 [0.13395] (0.6730)
θ₁	-0.6501400* [0.39443] (0.0994)	0.097117*** [0.0058005] (0.0000)	0.082220*** [0.0010746] (0.0000)	0.119855 [0.54666] (0.8265)
θ₂	-	-	-	-
C(V)	-12333.2785*** [19.193] (0.0000)	-287.700964*** [8.4558] (0.0000)	-180.130907 [8652.4] (0.9834)	-175.125330 [5418.6] (0.9742)
d	0.688854*** [0.029661] (0.0000)	0.745790*** [0.021533] (0.0000)	0.760991*** [0.019823] (0.0000)	0.672436*** [0.042585] (0.0000)
α₁	0.844246** [0.42138] (0.0452)	0.907940*** [0.34913] (0.0094)	0.743537** [0.32886] (0.0238)	0.843475* [0.43317] (0.0516)
β₁	0.009007 [0.17636] (0.9593)	0.029508 [0.14995] (0.8440)	0.010244 [0.16478] (0.9504)	0.158349 [0.21669] (0.4650)
θ₁	0.033993* [0.017952] (0.0584)	0.014796 [0.014590] (0.3106)	0.023856 [0.014641] (0.1033)	0.023866* [0.013439] (0.0759)
θ₂	0.287876*** [0.050909] (0.0000)	0.364304*** [0.053328] (0.0000)	0.365694*** [0.053265] (0.0000)	0.317579*** [0.050633] (0.0000)
Student(DF)	-	3.450735*** [0.33234] (0.0000)	-	-

GED(DF)	-	-	1.037475*** [0.056137] (0.0000)	-
Asimetri				0.056505*** [0.012260] (0.0000)
Kuyruk	-	-	-	4.154337*** [0.38556] (0.0000)
Log L	6276.514	6407.767	6408.474	6419.516
AIC	-4.124762	-4.210512	-4.210977	-4.217588
SIC	-4.102969	-4.186737	-4.187202	-4.191832
Çarpıklık	0.62436	0.73603	0.73464	0.67321
Aşırı Basıklık	3.6900	4.9080	4.9485	4.3730
J-B	1920.9	3323.5	3373.1	2650.1
Q(20)	16.4704 (0.4907643)	17.6912 (0.4085679)	25.0071* (0.0945514)	18.0601 (0.3850588)
Q²(20)	6.30393 (0.9948009)	10.0605 (0.9299141)	9.84501 (0.9368478)	9.09515 (0.9574977)
MAE	0.001453	0.001823	0.001763	0.001685
TIC	0.7157	0.6605	0.6674	0.6774

Not: ARFIMA(2,ξ,1) - FIEARCH(1,d,1) modelinde tüm dağılımlarda GARCH parametre katsayısı anlamsız çıkmıştır. GED ve s-student-t dağılımlarında Box-Pierce testinde Q(5) ve Q(10) gecikmede görülen seri korelasyon sorunu belirlenmiştir bu nedenlerle ARFIMA(2,ξ,1) - FIEARCH(1,d,1) modelinden geçerli sonuç alınmamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(2,ξ,1) FIAPARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-student-t
C(M)	-0.000265 [0.00018071] (0.1431)	-0.000597*** [0.00016614] (0.0003)	-0.000622*** [0.00021783] (0.0043)	-0.000400** [0.00016391] (0.0147)
ξ	-0.213512** [0.089444] (0.0170)	-0.206839*** [0.059890] (0.0006)	-0.069039* [0.038913] (0.0761)	-0.211971*** [0.061273] (0.0005)
ψ₁	1.129139*** [0.12831] (0.0000)	0.965017*** [0.32423] (0.0029)	1.053206*** [0.049517] (0.0000)	0.970866*** [0.29951] (0.0012)
ψ₂	-0.233633*** [0.064976] (0.0003)	-0.165991 [0.11684] (0.1555)	-0.122992*** [0.026947] (0.0000)	-0.168598 [0.11137] (0.1302)
θ₁	-0.822633*** [0.12258] (0.0000)	-0.684160** [0.28787] (0.0175)	-0.930166*** [0.024553] (0.0000)	-0.683932*** [0.26305] (0.0094)
θ₂	-	-	-	-
C(V)	7.806836 [5.3683] (0.1460)	7.612005 [5.5861] (0.1731)	7.499185 [5.1303] (0.1439)	7.194724 [5.1867] (0.1655)
d	0.362930*** [0.064767] (0.0000)	0.461644*** [0.061467] (0.0000)	0.432371*** [0.060673] (0.0000)	0.440750*** [0.059531] (0.0000)
α₁	-0.212248* [0.10950] (0.0527)	-0.194697** [0.096797] (0.0444)	-0.192288** [0.095974] (0.0452)	-0.197684** [0.099971] (0.0481)
β₁	0.057834 [0.13776] (0.6746)	0.167308 [0.12227] (0.1713)	0.138443 [0.12062] (0.2512)	0.142565 [0.12480] (0.2534)

γ (GAMA)	-0.202671*** [0.06639] (0.0023)	-0.154997*** [0.058177] (0.0078)	-0.163520*** [0.056994] (0.0041)	-0.163897*** [0.058227] (0.0049)
δ (DELTA)	1.580984*** [0.15711] (0.0000)	1.558416*** [0.17489] (0.0000)	1.564444*** [0.15915] (0.0000)	1.575101*** [0.16948] (0.0000)
Student(DF)	-	5.081923*** [0.47999] (0.0000)	1.165830*** [0.054966] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.069659*** [0.023355] (0.0029)
Kuyruk	-	-	-	5.263269*** [0.50544] (0.0000)
Log L	6379.041	6489.511	6497.058	6493.649
AIC	-4.192259	-4.264326	-4.269294	-4.266392
SIC	-4.170465	-4.240551	-4.245519	-4.240636
Çarpıklık	0.51508	0.53375	0.52227	0.53094
Aşırı Basıklık	2.6261	2.8822	2.8140	2.8326
J-B	1007.3	1195.8	1140.5	1158.4
Q(20)	11.8541 (0.8088887)	13.8121 (0.6803533)	18.6899 (0.3466195)	13.7695 (0.6833460)
Q ² (20)	10.5661 (0.9118546)	10.4792 (0.9151379)	10.4818 (0.9150407)	10.2518 (0.923377)
MAE	0.001285	0.001243	0.001232	0.001334
TIC	0.7521	0.7634	0.7667	0.74

Not: ARFIMA(2,ξ,1)-FIAPARCH(1,d,1) modelinde tüm dağılımlarda GARCH parametre katsayısı anlamsız çıkmıştır. Student-t, GED ve s-student-t dağılımlarında Box-Pierce testinde Q(5) ve gecikmede görülen seri korelasyon sorunu belirlenmiştir bu nedenlerle ARFIMA(2,ξ,1)-FIAPARCH(1,d,1) modelinden geçerli sonuç alınmamıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir. Meksika CDS Primleri ile yapılan denemelerde kesirli bütünleşik GARCH modellerinden geçerli sonuç alınamadığı için uzun hafıza olgusuna dair yorum yapılamamıştır.

Ek-17: Rusya Federasyonu İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(1,ξ,0) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000908*** [0.00033322] (0.0065)	-0.001623*** [0.0002961] (0.0000)	-0.000000*** [1.1712e-005] (1.0000)	-0.001317*** [0.00036667] (0.0002)
ξ	-0.091388* [0.054026] (0.0908)	-0.051162* [0.02983] (0.0864)	-0.000000 [6.9995e-006] (1.0000)	-0.052500*** [0.03018] (0.0820)
ψ₁	0.128369** [0.067112] (0.0442)	0.083268** [0.036132] (0.0213)	0.312140 [1.6890] (0.8534)	0.083177*** [0.036408] (0.0224)
ψ₂	-	-	-	-
θ₁	-	-	-	-
θ₂	-	-	-	-
C(V)	0.645119* [0.36092] (0.0764)	0.910457*** [0.052802] (0.0054)	0.950295*** [0.34378] (0.0052)	0.910223** [0.32961] (0.0052)
d	0.593509*** [0.11566] (0.0000)	0.539850*** [0.051884] (0.0000)	0.526124*** [0.055359] (0.0000)	0.534337 *** [0.051647] (0.0000)
α₁	0.214674 [0.16001] (0.2079)	0.084606 [0.11233] (0.4453)	0.107143 [0.12829] (0.4086)	0.080560 [0.11264] (0.4530)
β₁	0.544833** [0.24514] (0.0263)	0.366778*** [0.12935] (0.0046)	0.369437** [0.15032] (0.0137)	0.363790*** [0.12878] (0.0052)
Student (DF)	-	3.531799 *** [0.18016] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.811376*** [0.042046] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.024865 [0.019312] (0.1751)
Kuyruk	-	-	-	3.551038*** [0.18436] (0.0000)
Log L	5972.328	6216.048	6277.946	6216.824
AIC	-3.929728	-4.073765	-4.130399	-4.081043
SIC	-3.915852	-4.071235	-4.114540	-4.071219
Çarpıklık	0.68773	0.69517	0.72347	0.69484
Aşırı Basıklık	4.3734	4.4903	4.5457	4.3646
J-B	2658.8	2795.2	2879.4	2647.1
Q(20)	25.0615 (0.1585284)	18.6847 (0.477222)	19.9539 (0.3452089)	19.9212 (0.598048)
Q²(20)	15.6806 (0.6148272)	16.3174 (0.5704086)	15.6283 (0.6198611)	16.9878 (0.593402)
MAE	0.002055	0.002063	0.002088	0.002066
TIC	0.6689	0.6703	0.667	0.6701

Not: ARFIMA(1,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) modeli normal dağılım, Box-Pierce testinde Q(5) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) GED dağılımı asimetri parametresi katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında

birakılmıştır. ARFIMA(1,ξ,0) - FIGARCH(1,d,1) modelinde değerlendirmeye alınabilecek dağılımlar, student-t ve GED dağılımıdır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA(1,ξ,0)- HYGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000922*** [0.00033548] (0.0055)	-0.001675*** [0.00021399] (0.0000)	-0.000000 [1.1242e-005] (1.0000)	-0.001467*** [0.00030258] (0.0001)
ξ	-0.090433* [0.053602] (0.0918)	-0.049224* [0.028693] (0.0852)	-0.000000 [5.4017e-006] (1.0000)	-0.049684* [0.023466] (0.0864)
ψ₁	0.12698*** [0.066875] (0.0402)	0.080181** [0.01520] (0.0200)	0.000000 [0.65549] (1.0000)	0.079795** [0.03511] (0.0231)
ψ₂	-	-	-	-
θ₁	-	-	-	-
θ₂	-	-	-	-
C(V)	0.723441* [0.06424] (0.0624)	0.598673 [0.39798] (0.1460)	0.542352 [0.39006] (0.1645)	0.617155 [0.40107] (0.1247)
d	0.610954*** [0.01802] (0.0000)	0.509643*** [0.055126] (0.0000)	0.493705*** [0.061321] (0.0000)	0.506498*** [0.055358] (0.0000)
α₁	0.221563 [0.13525] (0.1058)	0.044915 [0.13655] (0.6876)	0.059311 [0.15751] (0.7035)	0.041342 [0.13772] (0.6893)
β₁	0.566974** [0.21047] (0.0089)	0.326806** [0.14890] (0.0243)	0.308123 * [0.17720] (0.084)	0.322437** [0.14846] (0.0252)
Log Alfa	-0.030030 [0.047174] (0.4598)	0.203589** [0.087383] (0.0199)	0.136456* [0.074670] (0.0722)	0.182198** [0.087235] (0.0288)
Student (DF)	-	3.072834*** [0.20682] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.775238*** [0.050543] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.017604 [0.019833] (0.3733)
Kuyruk	-	-	-	3.104053*** [0.21611] (0.0000)
Log L	5973.170	6219.749	6280.267	6220.186
AIC	-3.923986	-4.091403	-4.130351	-4.092573
SIC	-3.914163	-4.073562	-4.113429	-4.070767
Çarpıklık	0.68457	0.69616	0.72139	0.68241
Aşırı Basıklık	4.3684	4.5547	4.5787	4.4158
J-B	2644.9	2869.5	2911.7	2670.9
Q(20)	24.7117 (0.1647012)	19.1781 (0.431506)	21.9937 (0.2261742)	19.4740 (0.5595026)
Q²(20)	15.2095 (0.6475345)	17.2677 (0.4939590)	16.7734 (0.5387345)	17.1245 (0.5145631)
MAE	0.001929	0.01625	0.003844	0.01244
TIC	0.7075	0.7963	0.5364	0.7472

Ek-17 Devamı

Not: ARFIMA (1,ξ,0) - HYGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, Log Alfa katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (1,ξ,0) - HYGARCH (1,d,1) modeli çarpık student-t dağılımı Asimetri katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tabloda FIGARCH yöntemi yerine kullanılabilecek dağılımlar student-t ve GED dağılımlarıdır. Tüm dağılımlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(1,ξ,0) FIGARCH (1,d,1)	Normal	GED
C(M)	-0.000469** [0.00018065] (0.0124)	-0.000000 [8.2178e-006] (1.0000)
ξ	-0.1565503*** [0.064231] (0.0012)	-0.000000 [2.5622e-006] (1.0000)
ψ ₁	0.204140 *** [0.040639] (0.0009)	0.000000 [3.2676e-006] (1.0000)
ψ ₂	-	-
θ ₁	-	-
θ ₂	-	-
C(V)	-49681.709*** [4454.2] (0.0000)	-12152.251*** [12.555] (0.0000)
d	0.544727*** [0.03171] (0.0000)	0.720284*** [0.019566] (0.0000)
α ₁	0.955153 *** [0.18229] (0.0000)	0.980791*** [0.10335] (0.0000)
β ₁	-0.590752*** [0.23748] (0.0081)	-0.868156*** [0.079717] (0.0000)
θ ₁	0.053600* [0.022575] (0.0511)	0.064786** [0.029735] (0.0294)
θ ₂	0.434921*** [0.051701] (0.0000)	0.671908*** [0.060602] (0.0000)
GED (DF)	-	0.659977*** [0.048937] (0.0000)
Log L	5954.265	6254.930
AIC	-3.916512	-4.113920
SIC	-3.898671	-4.094097
Çarpıklık	0.61071	0.59745
Aşırı Basıklık	3.9687	5.2917
J-B	2153.5	3730.8
Q(20)	39.2079*** (0.0002766)	26.8285* (0.060477)
Q ² (20)	11.5608 (0.8169759)	17.0141 (0.4547220)
MAE	0.001897	0.001837
TIC	0.6851	0.727

Ek-17 Devamı

Not: ARFIMA (1,ξ,0) - FIEGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin anlamsız olması ve Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20), Q(50) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (1,ξ,0) - FIEGARCH (1,d,1) modeli student-t ve çarpık student dağılımlarında program raporlaması olmamıştır. ARFIMA (1,ξ,2) - FIEGARCH (1,d,1) modeli GED dağılımında Box-Pierce testinde Q(5), Q(10), Q(20) gecikmelerde görülen seri korelasyon sorunu ve GARCH parametre anlamsızlığı nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık gözlenmemiştir.

ARFIMA(1,ξ,0) – FIAPARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000659*** [0.000319] (0.0389)	-0.001508 *** [0.00023106] (0.0000)	-0.000000 [1.1543e-005] (1.0000)	-0.001213 *** [0.00026129] (0.0001)
ξ	-0.083643* [0.049909] (0.0939)	-0.050979* [0.033217] (0.0796)	-0.000000 [6.8862e-006] (1.0000)	-0.050797* [0.033619] (0.0850)
ψ₁	0.126235*** [0.059151] (0.0329)	0.084215** [0.035508] (0.0178)	0.000000 [9.6385e-006] (1.0000)	0.084077** [0.035992] (0.0196)
ψ₂	-	-	-	-
θ₁	-	-	-	-
θ₂	-	-	-	-
C(V)	2.973326 [2.3105] (0.1906)	1.142239 [0.98666] (0.2471)	1.524487 [1.4235] (0.2880)	1.271271 [1.1628] (0.2387)
d	0.536727*** [0.11018] (0.0000)	0.498767*** [0.05390] (0.0000)	0.485040 *** [0.056262] (0.0000)	0.491909*** [0.054105] (0.0000)
α₁	0.286178* [0.15539] (0.0667)	0.125191 [0.13241] (0.3414)	0.133733 [0.15988] (0.4030)	0.140890 [0.13297] (0.2894)
β₁	0.579559*** [0.21799] (0.0069)	0.376714*** [0.14577] (0.0096)	0.371015 ** [0.18180] (0.0415)	0.371074*** [0.14417] (0.0103)
γ (GAMA)	-0.151249* [0.081065] (0.0621)	-0.229434*** [0.076263] (0.0027)	-0.232004*** [0.077223] (0.0024)	-0.223121*** [0.075605] (0.0021)
δ (DELTA)	1.640474*** [0.16356] (0.0000)	1.923201*** [0.16225] (0.0000)	1.887247 *** [0.18788] (0.0000)	1.915844*** [0.16939] (0.0000)
Student (DF)	-	3.404240*** [0.19173] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.808506*** [0.045761] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.039669 [0.019965] (0.1374)

Kuyruk	-	-	-	3.448791*** [0.19509] (0.0000)
Log L	5982.547	6224.405	6285.078	6225.919
AIC	-3.935143	-4.093811	-4.133780	-4.095467
SIC	-3.917302	-4.073988	-4.113957	-4.079697
Çarpıklık	0.64156	0.65139	0.67142	0.65252
Aşırı Basıklık	4.1629	4.5231	4.4598	4.3850
J-B	2400.5	2802.7	2744.2	2638.8
Q(20)	24.1433 (0.1996898)	18.1870 (0.6490907)	20.4249 (0.3094126)	19.7083 (0.6128993)
Q²(20)	13.2832 (0.7744824)	14.6134 (0.6883179)	14.2478 (0.7128029)	14.3509 (0.7059488)
MAE	0.001856	0.001967	0.00196	0.002041
TIC	0.7276	0.6924	0.6966	0.6717

Not: ARFIMA (1,ξ,0) - FIAPARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, Q(5) ve Q(10) gecikmelerde gözlenen seri korelasyon sorunu nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (1,ξ,0) - FIAPARCH (1,d,1) modeli çarpık student dağılımı Asimetri parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. İstikrar testleri bakımından uygun modeller ARFIMA (1,ξ,0) - FIAPARCH (1,d,1) modeli student-t ve GED dağılımlarıdır. Bilgi kriterlerine göre GED dağılımı değerlendirmeye alınmıştır. Tabloda yer alan sonuçlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık gözlenmemiştir.

Kırılmalı	ARFIMA(1,ξ,0) FIGARCH(1,d,1) Student-t
C(M)	-0.001626*** [0.00029649] (0.0000)
ξ	-0.051172* [0.029731] (0.0853)
ψ₁	0.083337** [0.036000] (0.0207)
ψ₂	-
θ₁	-
θ₂	-
C(V)	0.833089*** [0.29571] (0.0049)
D1 (V)	0.392367 [0.39146] (0.3163)
D2 (V)	0.022678 [0.045899] (0.6213)
d	0.552000*** [0.051705] (0.0000)
α₁	0.117511 [0.10223] (0.2504)

β_1	0.415537*** [0.11131] (0.0002)
Student (DF)	3.533166*** [0.18354] (0.0000)
Log L	6220.058
AIC	-4.090947
SIC	-4.071124
Çarpıklık	0.60222
Aşırı Basıklık	3.9203
J-B	2127.7
Q(20)	18.8336 (0.4675538)
Q ² (20)	16.5244 (0.5560009)
MAE	0.002054
TIC	0.6712

Not: Yapısal kırılmaların eklendiği modellerde simetrik modelden sonuç alınırken asimetrik modelden yakınsama hatası nedeniyle sonuç alınmamıştır. Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık görülmemiştir.

Ek-18: Türkiye Cumhuriyeti İkili Uzun Hafıza Süreci

ARFIMA(2, ξ ,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	-0.000377 [0.00046031] (0.4134)	-0.000928** [0.00038397] (0.0157)	-0.000530*** [0.00016658] (0.0015)	-0.000622 [0.00040624] (0.1259)
ξ	-0.027088 [0.10002] (0.7865)	-0.025531 [0.066969] (0.7031)	-0.063894*** [0.0059116] (0.0000)	-0.019221 [0.070444] (0.7850)
ψ_1	0.953153*** [0.26112] (0.0003)	1.132905*** [0.16210] (0.0000)	0.188468*** [0.0065877] (0.0000)	1.132999*** [0.15639] (0.0000)
ψ_2	-0.138057 [0.15911] (0.3856)	-0.330129** [0.14757] (0.0254)	0.085964*** [0.0080874] (0.0000)	-0.327397** [0.14738] (0.0264)
θ_1	-0.800242*** [0.27388] (0.0035)	-1.005435*** [0.20000] (0.0000)	-0.043887** [0.020702] (0.0341)	-1.011289*** [0.19187] (0.0000)
θ_2	0.007200 [0.15364] (0.9626)	0.207981 [0.15513] (0.1801)	-0.073492*** [0.012423] (0.0000)	0.206081 [0.15360] (0.1798)
C(V)	0.908297** [0.43700] (0.0377)	0.973142*** [0.30768] (0.0016)	0.806179*** [0.23178] (0.0005)	0.987853*** [0.30844] (0.0014)
d	0.643413*** [0.23596] (0.0064)	0.782021*** [0.12666] (0.0000)	0.706365*** [0.14608] (0.0000)	0.772340*** [0.12653] (0.0000)
α_1	-0.016401 [0.18805] (0.9305)	0.012739 [0.070491] (0.8566)	0.023981 [0.085911] (0.7802)	0.011647 [0.071399] (0.8704)
β_1	0.422135 [0.30310] (0.1638)	0.575060*** [0.12290] (0.0000)	0.507032*** [0.14753] (0.0006)	0.563831*** [0.12432] (0.0000)
Student (DF)	-	3.646527*** [0.24208] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	1.027285*** [0.043261] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.036048* [0.021873] (0.0995)
Kuyruk	-	-	-	3.668055*** [0.24634] (0.0000)
Log L	6565.348	6770.429	6774.759	6771.611
AIC	-4.312729	-4.446993	-4.449842	-4.447113
SIC	-4.292927	-4.425211	-4.428060	-4.423351
Çarpıklık	0.63704	0.65705	0.65390	0.65870
Aşırı Basıklık	5.5747	6.0881	5.9571	6.0359
J-B	4142.0	4913.6	4711.7	4834.5
Q(20)	11.4422 (0.7814026)	13.7278 (0.618984)	16.6443 (0.4089663)	14.2734 (0.5783508)
Q²(20)	11.6418 (0.8651690)	0.3876 (0.9185174)	12.2757 (0.8326807)	10.5620 (0.9120124)
MAE	0.001441	0.002225	0.001563	0.002189
TIC	0.536	0.574	0.538	0.5714

Ek-18 Devamı

Not: ARFIMA (2,ξ,2) - FIGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GARCH parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2,ξ,2) - FIGARCH (1,d,1) modeli çarpık student dağılımı, Asimetri parametre katsayısının %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2,ξ,2) – FIGARCH (1,d,1) modeli student-t ve GED dağılımları, parametre anlamlılığı ve istikrar testleri bakımından değerlendirmeye alınabilecek sonuçlardır. Tabloda yer alan sonuçlarda ARCH-LM testinde anlamlılık görülmemiştir ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'in pozitiflik koşulu sağlanmıştır.

ARFIMA (2,ξ,2) - HYGARCH (1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	0.000310 [0.00037251] (0.4059)	-0.000905** [0.00038389] (0.0185)	-0.000512*** [0.00017220] (0.0030)	-0.000587 [0.00039727] 0.1398
ξ	-0.057000 [0.045710] (0.2125)	-0.025883 [0.068292] (0.7047)	-0.065186*** [0.0028377] (0.0000)	-0.021344 [0.071723] 0.7660
ψ₁	0.298960 [0.19472] (0.1248)	1.137245*** [0.16329] (0.0000)	0.367067*** [0.0026845] (0.0000)	1.136305*** [0.15683] (0.0000)
ψ₂	-0.004067 [0.11190] (0.9710)	-0.332878** [0.14993] (0.0265)	0.018106*** [0.0059179] (0.0022)	-0.329782** [0.14788] 0.0258
θ₁	-0.114643 [0.18947] (0.5452)	-1.009395*** [0.20157] (0.0000)	-0.219375*** [0.0040887] (0.0000)	-1.012542*** [0.19342] (0.0000)
θ₂	-0.013731 [0.096468] (0.8868)	0.210009 [0.15763] (0.1829)	-0.029011*** [0.0052120] (0.0000)	0.206833 [0.1542] 0.1801
C(V)	1.061700** [0.47578] (0.0257)	1.046819*** [0.34896] (0.0027)	1.024031*** [0.31150] (0.0010)	1.075269*** [0.35168] 0.0023
d	0.860968*** [0.19390] (0.0000)	0.847424*** [0.11910] (0.0000)	0.844396*** [0.11946] (0.0000)	0.842342*** [0.11692] (0.0000)
α₁	0.860968*** [0.19390] (0.0000)	0.002007 [0.061400] (0.9739)	-0.000483 [0.067933] (0.9943)	0.000636 [0.061487] 0.9918
β₁	0.591346*** [0.20469] (0.0039)	0.606641*** [0.11917] (0.0000)	0.589965*** [0.11835] (0.0000)	0.597307*** [0.11876] (0.0000)
Log Alfa	-0.084394 [0.053365] (0.1139)	-0.069899* [0.042002] (0.0962)	-0.088756** [0.042514] (0.0369)	-0.076637* [0.043162] 0.0759
Student (DF)	-	3.977111*** [0.31768] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	1.051572*** [0.046861] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.039800* [0.02176] 0.0675

Kuyruk	-	-	-	4.031397*** [0.32445] (0.0000)
Log L	6571.654	6772.087	6778.131	6773.548
AIC	-4.316220	-4.447425	-4.451402	-4.447729
SIC	-4.294438	-4.423664	-4.427640	-4.421987
Çarpıklık	0.63655	0.67153	0.66826	0.67461
Aşırı Basıklık	5.8498	6.3948	6.3528	6.3631
J-B	4539.9	5408.3	5338.3	5359.1
Q(20)	12.4156 (0.7149084)	14.1419 (0.5881432)	17.0658 (0.3813486)	14.8475 (0.5358342)
Q²(20)	8.96809 (0.9604772)	8.33943 (0.9731435)	8.77095 (0.9648146)	8.34685 (0.9730133)
MAE	0.001046	0.001162	0.001009	0.001125
TIC	0.5715	0.5538	0.5784	0.5587

Not: ARFIMA (2,ξ,2) - HYGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım ve student-t dağılımı Log Alfa katsayısının anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2,ξ,2) – HYGARCH (1,d,1) modeli çarpık student-t dağılımı, Log Alfa ve Asimetri parametrelerinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Tabloda FIGARCH yöntemi yerine değerlendirilebilecek tek sonuç GED dağılımına aittir. Dağılımlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(2,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	GED	S-Student-t
C(M)	0.000095 [0.00036581] (0.7961)	-0.000757*** [0.00026206] (0.0039)	-0.000421** [0.00020414] (0.0393)	-0.000290 [0.00033813] (0.3911)
ξ	-0.146173*** [0.0085975] (0.0000)	-0.077171*** [0.012975] (0.0000)	-0.053158*** [0.0019106] (0.0000)	-0.082018** [0.033301] (0.0138)
ψ₁	0.291417*** [0.032216] (0.0000)	0.362022*** [0.035741] (0.0000)	0.082950*** [0.00098228] (0.0000)	0.336766 [0.98130] (0.7315)
ψ₂	0.091181*** [0.033990] (0.0000)	-0.068914 [0.043442] (0.1128)	0.078715*** [0.0025679] (0.0000)	-0.053826 [0.39806] (0.8924)
θ₁	-0.037911** [0.018184] (0.0372)	-0.190039*** [0.040737] (0.0000)	0.046820*** [0.0011041] (0.0000)	-0.152298 [0.99606] (0.8785)
θ₂	-0.043502 [0.034479] (0.2072)	0.066847 [0.056326] (0.2354)	-0.052739*** [0.0034804] (0.0000)	0.056748 [0.21559] (0.7924)
C(V)	-185.590968*** [14.090] (0.0000)	-182.378166*** [8.4995] (0.0000)	-241.267961*** [8.3955] (0.0000)	-154.768128 [4685.2] (0.9737)
d	0.687218*** [0.037024] (0.0000)	0.711087*** [0.034291] (0.0000)	0.754294*** [0.020174] (0.0000)	0.611335*** [0.089296] (0.0000)
α₁	0.491799 [0.64271] (0.4442)	0.134002 [0.49032] (0.7846)	0.318602 [0.36274] 0.3798	-0.269174 [0.39338] 0.4939
β₁	0.071837 [0.27231] (0.7920)	0.263224 [0.36335] (0.468)	0.063304 [0.27112] 0.8154	0.629567** [0.29164] 0.0310

Θ_1	0.002742 [0.024438] (0.9107)	0.027698 [0.025094] (0.2698)	0.012567 [0.019397] 0.5171	0.035853* [0.021107] 0.0895
Θ_2	0.368969*** [0.068581] (0.0000)	0.562501*** [0.090390] (0.0000)	0.472222*** [0.056155] (0.0000)	0.476978*** [0.061715] (0.0000)
Student (DF)	-	2.720926*** [0.27452] (0.0000)	-	-
GED (DF)	-	-	0.952908*** [0.043472] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	-	0.060021*** [0.018617] 0.0013
Kuyruk	-	-	-	3.289459*** [0.30054] (0.0000)
Log L	6459.526	6700.951	6699.962	6709.347
AIC	-4.241793	-4.399968	-4.399317	-4.404833
SIC	-4.218032	-4.374226	-4.373575	-4.377112
Çarpıklık	0.7500	0.73619	0.73194	0.75289
Aşırı Basıklık	6.7421	7.5151	7.6477	7.3800
J-B	6042.8	7428.4	7679.9	7186.1
Q(20)	19.1885 (0.2590091)	13.6079 (0.6278973)	16.5430 (0.4157447)	13.8884 (0.6070300)
Q ² (20)	14.2515 (0.7125575)	16.5283 (0.555725)	18.0108 (0.4549416)	14.2722 (0.7111855)
MAE	0.0007462	0.0008616	0.000721	0.0009752
TIC	0.6545	0.6002	0.6759	0.567

Not: ARFIMA (2,ξ,2) - FIEGARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, student-t ve GED dağılımları GARCH ve EGARCH1 parametrelerinin anlamsız olması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2,ξ,2) - FIEGARCH (1,d,1) modeli çarpık student-t dağılımı EGARCH1 (Θ_1) parametresinin %10 anlamlılık düzeyi dikkate alınmadığında değerlendirilebilecek bir modeldir. Dağılımlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık görülmemiştir.

ARFIMA(2,ξ,2) - FIAPARCH(1,d,1)	Normal	Student-t	S-Student-t
C(M)	-0.000080 [0.00035792] (0.8229)	-0.001363** [0.00068387] (0.0463)	-0.000625 [0.00088698] (0.4808)
ξ	-0.074875 [0.049084] (0.1273)	0.157038*** [0.044762] (0.0005)	0.164514*** [0.036235] (0.0000)
Ψ_1	0.328238 [0.22297] (0.1411)	-0.012879 [0.18848] (0.9455)	-0.017840 [0.079645] (0.8228)
Ψ_2	0.005459 [0.14968] (0.9709)	0.687891*** [0.12075] (0.0000)	0.687248*** [0.069908] (0.0000)
Θ_1	-0.133713 [0.22748] (0.5567)	-0.051126 [0.14940] (0.7322)	-0.051400 [0.067565] (0.4469)
Θ_2	-0.009370 [0.11611] (0.9357)	-0.781377*** [0.13548] (0.0000)	-0.783143*** [0.062275] (0.0000)

C(V)	8.308707 [8.5298] (0.3301)	21.939249 [13.640] (0.1078)	22.323782* [13.431] (0.0966)
d	0.575933*** [0.16873] (0.0007)	0.543465*** [0.088431] (0.0000)	0.533332*** [0.085917] (0.0000)
α_1	0.056805 [0.20337] (0.7800)	0.119841 [0.072993] (0.1007)	0.115808 [0.075032] (0.1228)
β_1	0.466563** [0.21986] (0.0339)	0.500184*** [0.10539] (0.0000)	0.487698*** [0.10546] (0.0000)
γ (GAMA)	-0.122637 [0.14637] (0.4022)	-0.283214*** [0.096252] (0.0033)	-0.287674*** [0.097691] (0.0033)
δ (DELTA)	1.438960*** [0.30905] (0.0000)	1.180768*** [0.16490] (0.0000)	1.185084*** [0.16025] (0.0000)
Student (DF)	-	4.114770*** [0.33155] (0.0000)	-
Asimetri	-	-	0.045132** [0.022214] (0.0423)
Kuyruk	-	-	4.155689*** [0.33771] (0.0000)
Log L	6575.666	6781.664	6783.531
AIC	-4.318201	-4.453068	-4.453639
SIC	-4.294440	-4.427326	-4.425917
Çarpıklık	0.71135	0.77083	0.77194
Aşırı Basıklık	7.0042	8.8350	8.7711
J-B	6470.5	10188.	10047.
Q(20)	12.1231 (0.7354639)	13.8882 (0.6070388)	14.2083 (0.5831976)
Q²(20)	8.93248 (0.9612864)	7.14867 (0.9888116)	7.19607 (0.9883661)
MAE	0.0009811	0.0008033	0.000847
TIC	0.5781	0.6446	0.6225

Not: ARFIMA (2, ξ ,2) – FIAPARCH (1,d,1) modeli normal dağılım, GAMA parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. ARFIMA (2, ξ ,2) – FIAPARCH (1,d,1) modeli GED dağılımı yakınsama hatası nedeniyle hesaplanamamıştır. AIC, SIC ve Log olabilirlik değerlerine göre çarpık student-t dağılımı uygun model olarak belirlenmiştir. Dağılımlarda Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık görülmemiştir.

Ek-18 Devamı

Kırlımlar	ARFIMA(2,ξ,2) FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(2,ξ,2) FIAPARCH(1,d,1)
	Student-t	S-student-t
C(M)	-0.000697*** [0.00025341] (0.0060)	-0.000441 [0.00044517] (0.3219)
ξ	-0.089697*** [0.030788] (0.0036)	-0.027663 [0.089728] (0.7579)
ψ ₁	-0.505014*** [0.13630] (0.0002)	1.167045*** [0.18311] (0.0000)
ψ ₂	0.335126*** [0.097975] (0.0006)	-0.336192* [0.18677] (0.0720)
θ ₁	0.697048*** [0.12797] (0.0000)	-1.038787*** [0.22072] (0.0000)
θ ₂	-0.179837** [0.088571] (0.0424)	0.214381 [0.19207] (0.2644)
C(V)	0.467098*** [0.15885] (0.0033)	3.023446 [2.0716] (0.1445)
D1 (V)	0.019396 [0.019715] (0.3253)	0.041521 [0.039236] (0.2900)
D2 (V)	0.000061 [0.0030344] (0.9841)	-0.001164 [0.011203] (0.9173)
D3 (V)	-0.035541*** [0.0072825] (0.0000)	-0.061901** [0.025637] (0.0158)
d	0.998426*** [0.026231] (0.0000)	0.997350*** [0.14158] (0.0000)
α ₁	0.023693 [0.027313] (0.3858)	0.033288 [0.093994] (0.7232)
β ₁	0.794717*** [0.043528] (0.0000)	0.833702*** [0.10200] (0.0000)
Student (DF)	3.738951*** [0.25831] (0.0000)	-
γ (GAMA)	-	-0.205472*** [0.078073] (0.0085)
δ (DELTA)	-	1.440041*** [0.19606] (0.0000)
Asimetri	-	0.035639 [0.022155] (0.1078)
Kuyruk	-	3.926025*** [0.32377] (0.0000)
Log L	6780.715	6789.158
AIC	-4.451786	-4.455367
SIC	-4.424064	-4.421705

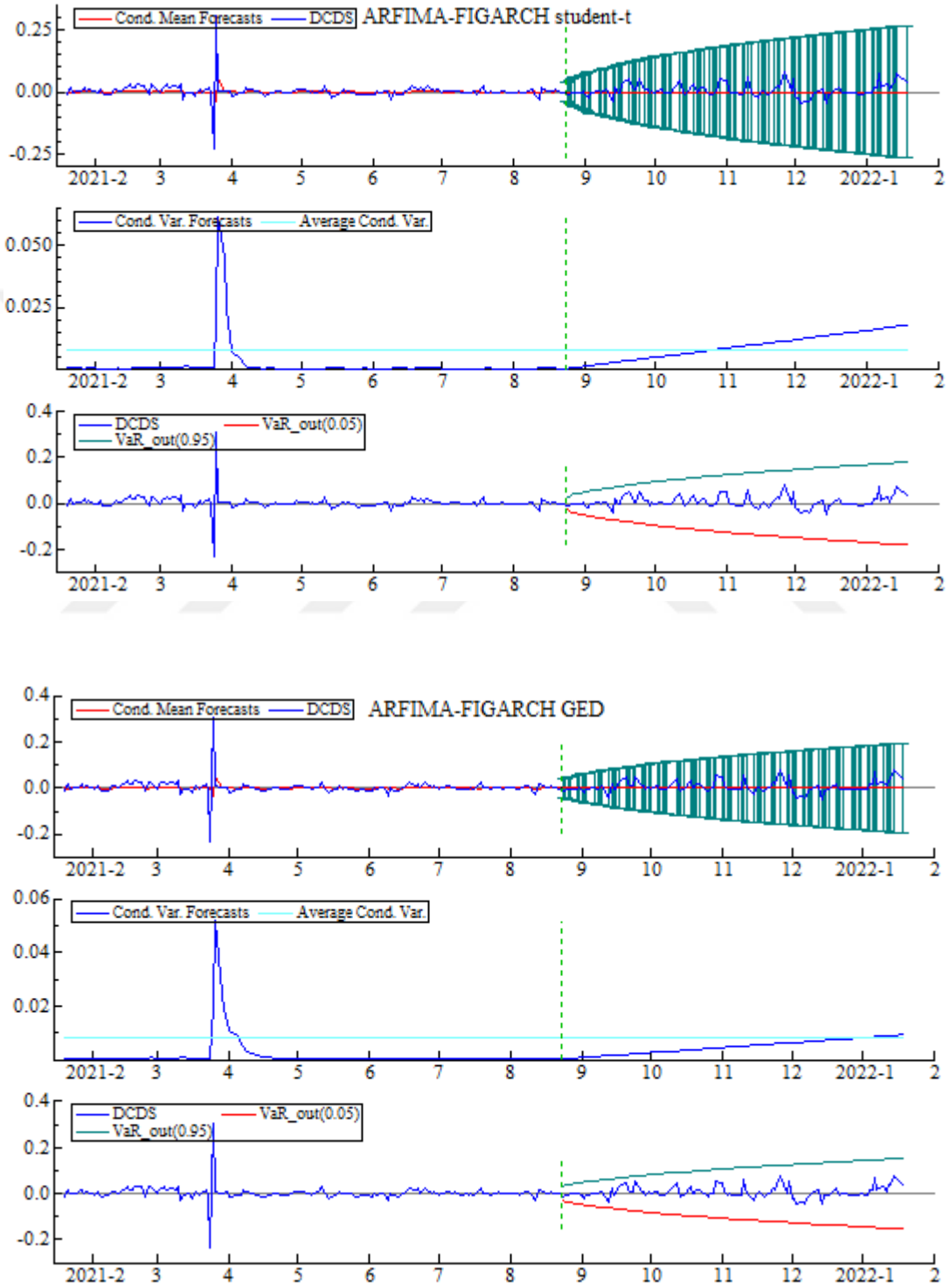
Çarpıklık	0.68896	0.69775
Aşırı Basıklık	6.8249	7.7959
J-B	6140.5	7944.9
Q(20)	12.0442 (0.7409306)	12.8299 (0.6851551)
Q²(20)	11.3980 (0.8767122)	10.2416 (0.9237359)
MAE	0.002336	0.00103
TIC	0.5867	0.5657

Not: ARFIMA (2,ξ,2) – FIAPARCH (1,d,1) modeli s-student-t dağılımında Asimetri parametresinin anlamsız çıkması nedeniyle değerlendirme dışında bırakılmıştır. Box-Pierce ve ARCH-LM testlerinde anlamlılık görülmemiştir.



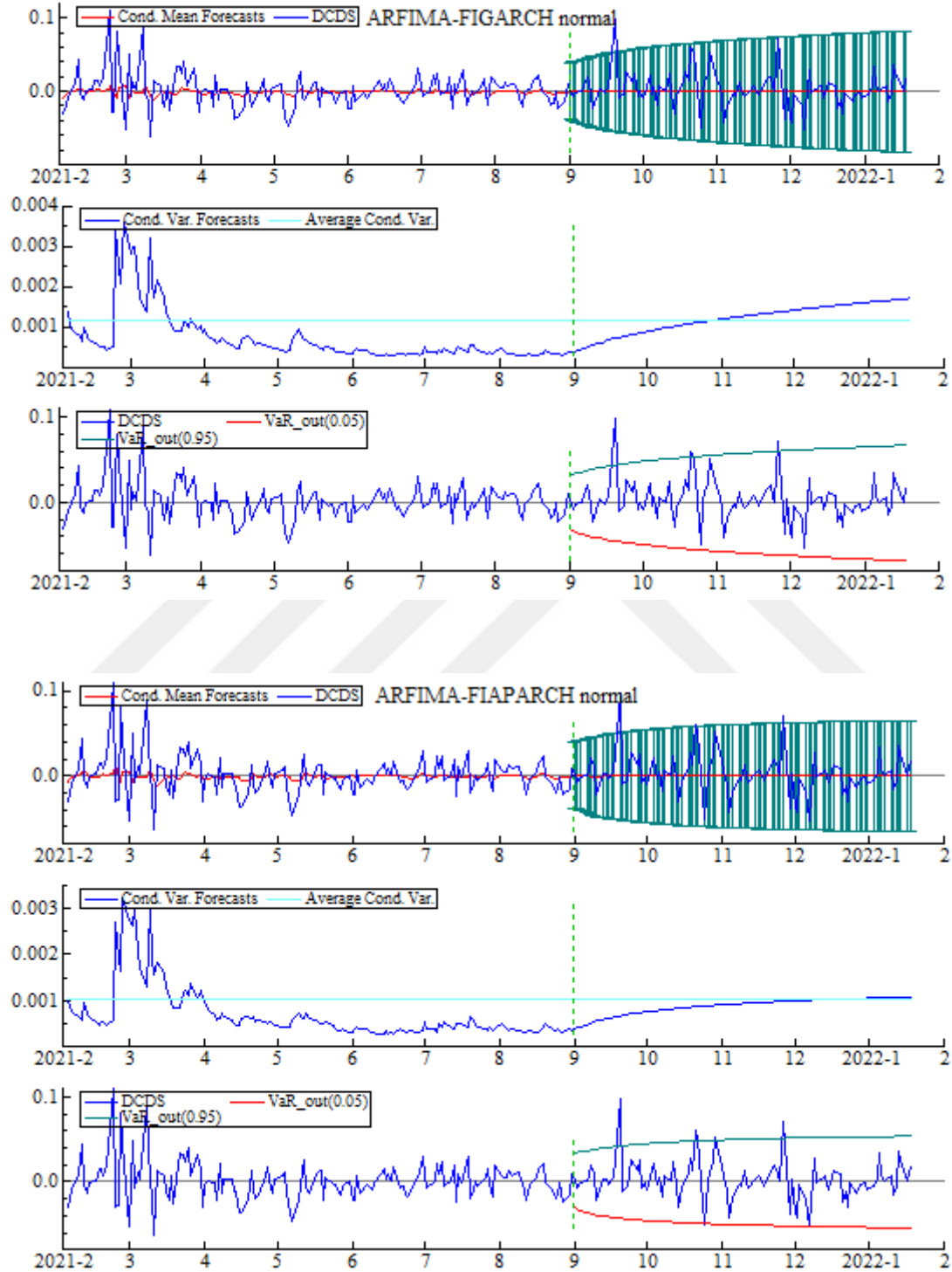
Ek-19: Örneklem İçi Öngörü Hataları

Arjantin



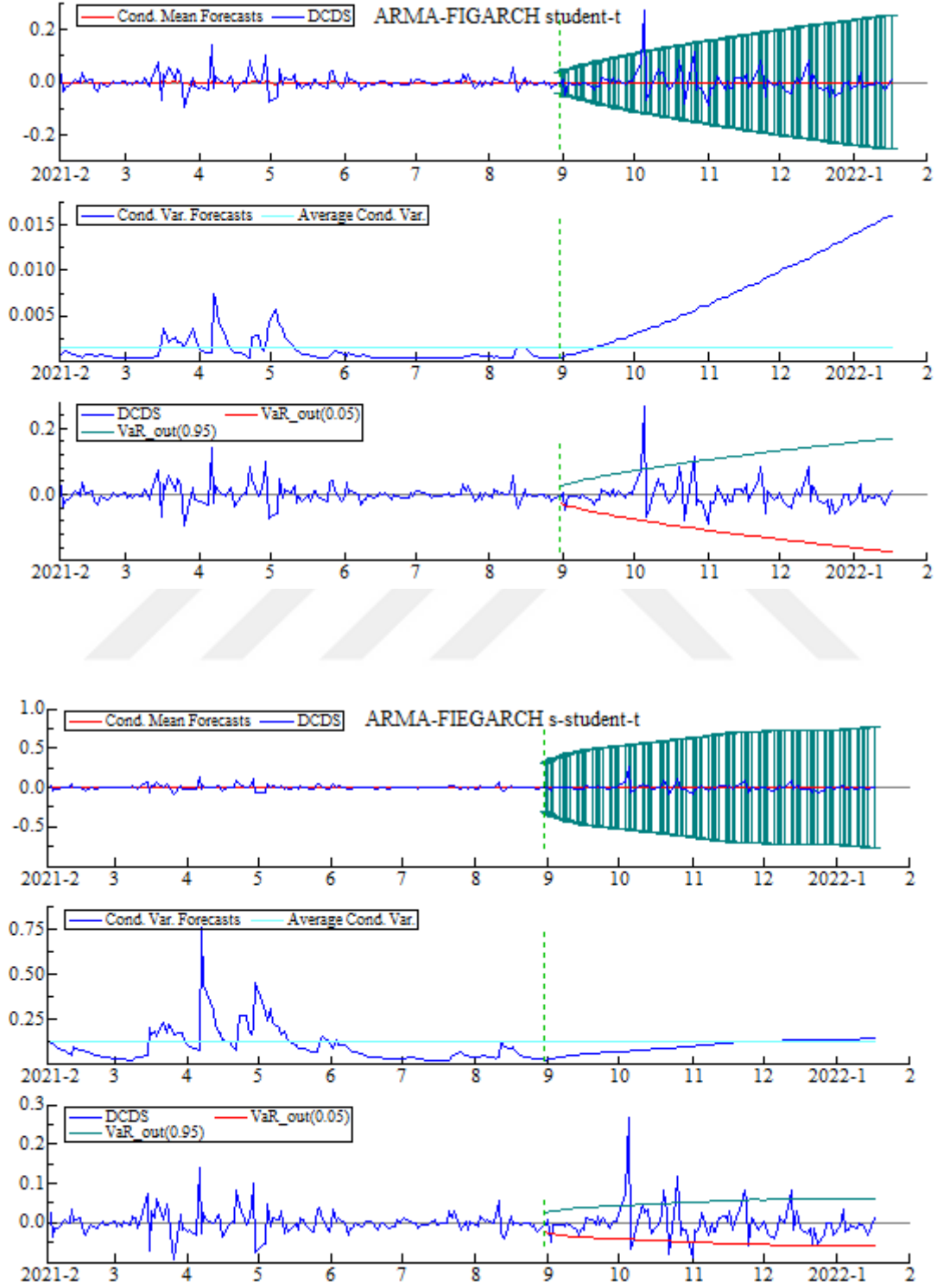
Ek-19 Devamı

Brezilya Federal Cumhuriyeti



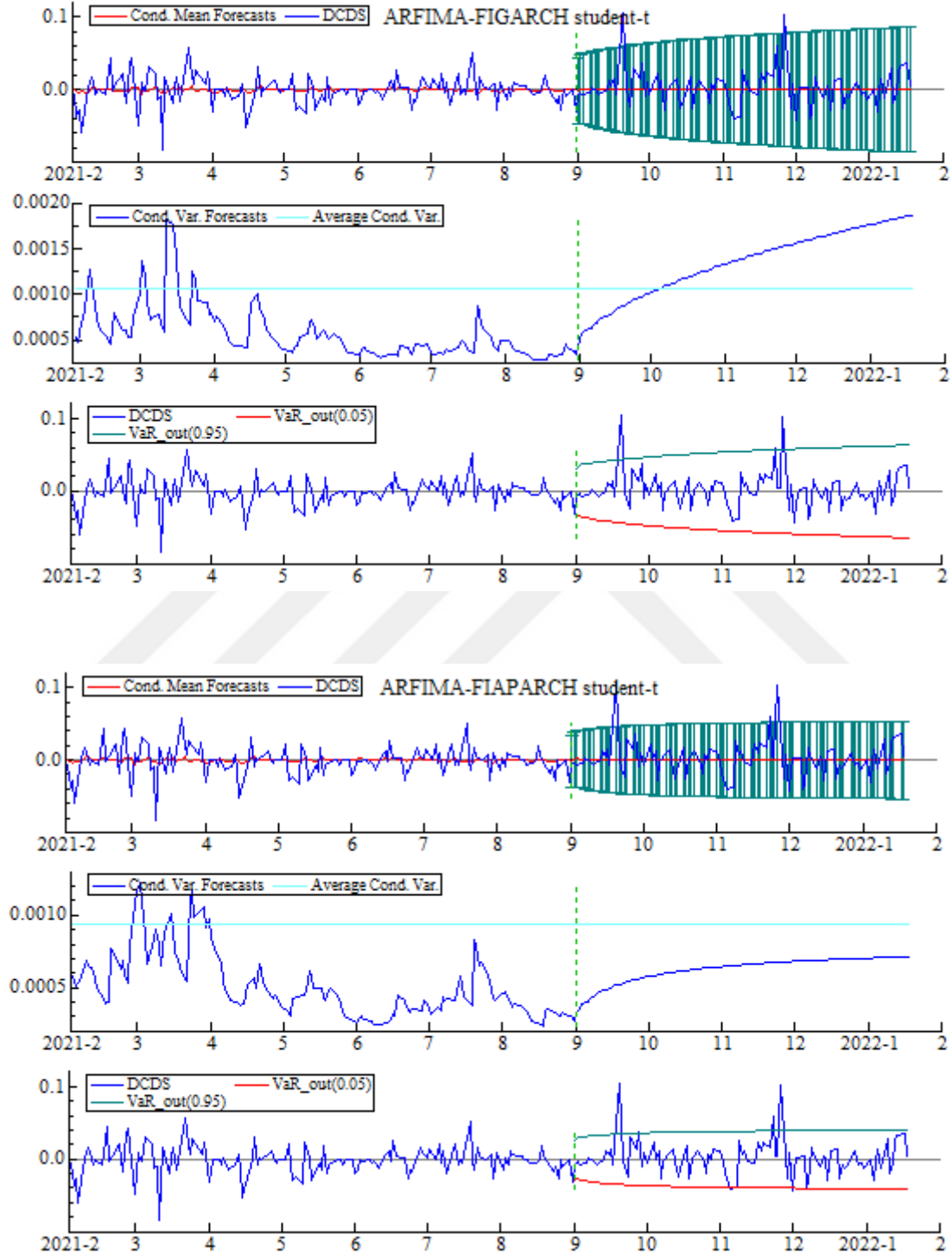
Ek-19 Devamı

Çin Halk Cumhuriyeti



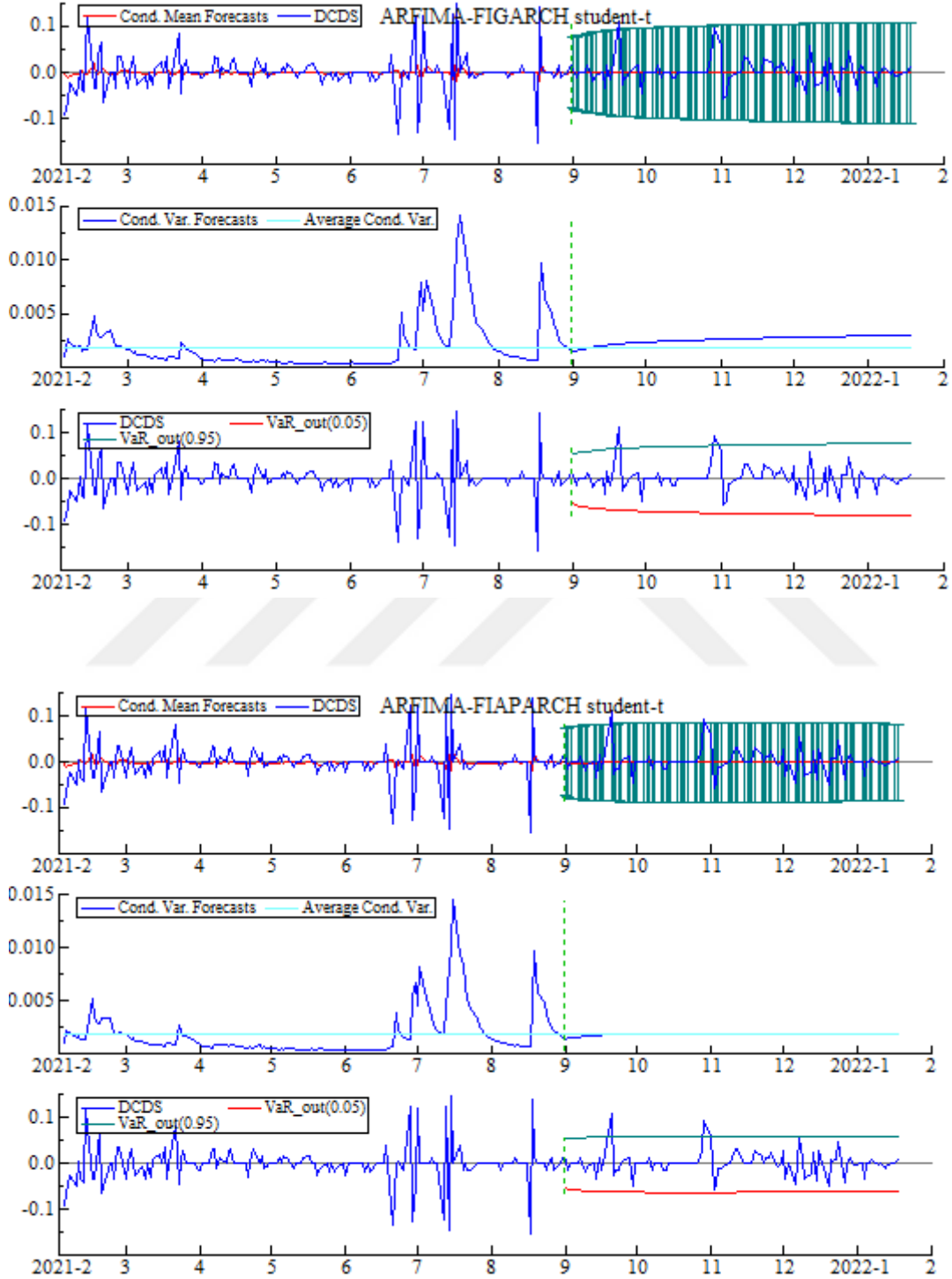
Ek-19 Devamı

Güney Afrika Cumhuriyeti



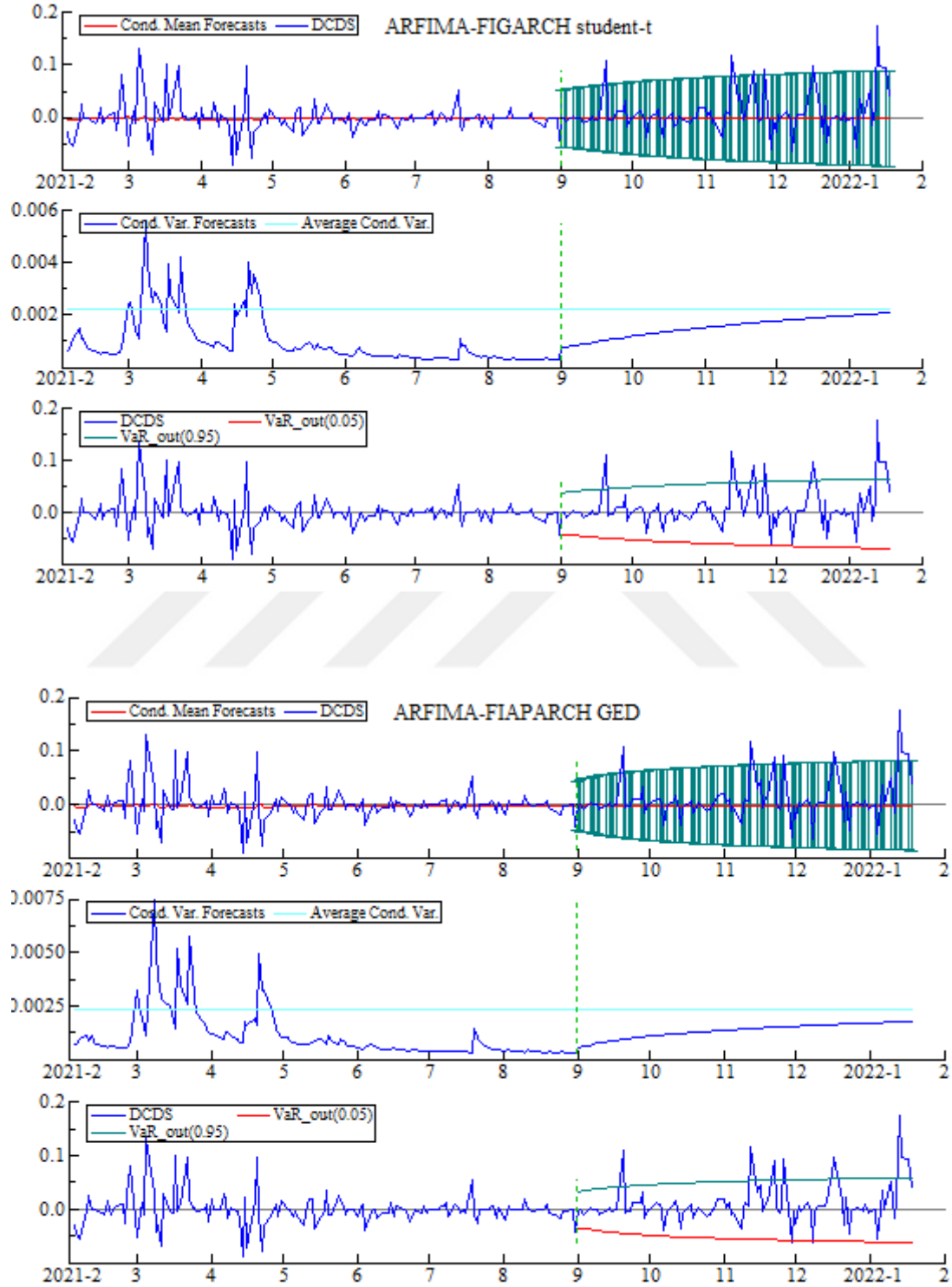
Ek-19 Devamı

İtalya Cumhuriyeti



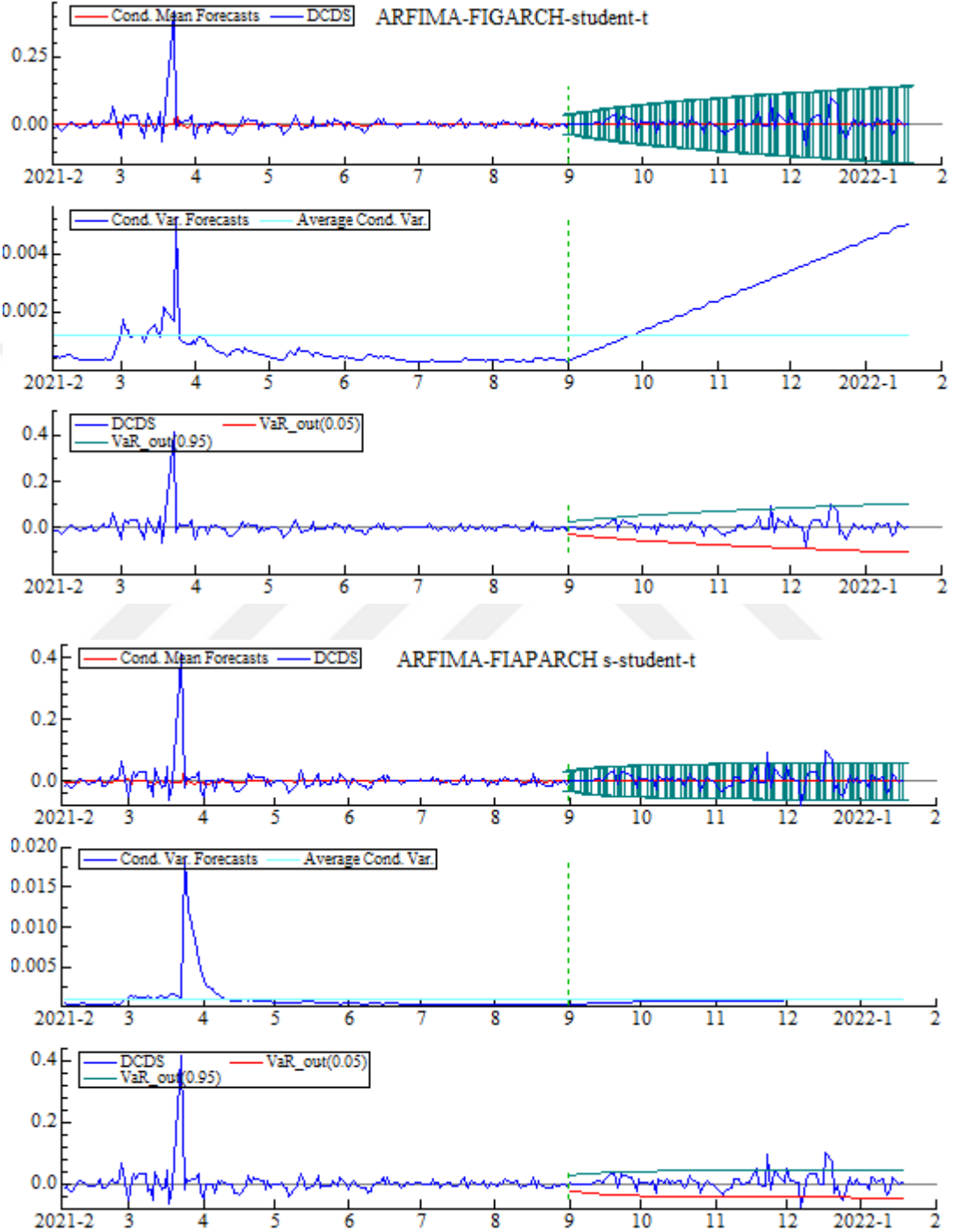
Ek-19 Devamı

Rusya Federasyonu



Ek-19 Devamı

Türkiye Cumhuriyeti



Ek-20: Özgeçmiş

