



ANKARA

HACI BAYRAM VELİ ÜNİVERSİTESİ

LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ

**YÜKSEK FREKANSLI VERİLERDE UZUN  
HAFIZANIN BELİRLENMESİ: TEORİ VE UYGULAMA**

**Özge ÖZBEK**

**Tez Danışmanı  
Prof. Dr. Atilla GÖKÇE**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ  
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**HAZİRAN 2023**



**YÜKSEK FREKANSLI VERİLERDE UZUN  
HAFIZANIN BELİRLENMESİ: TEORİ VE UYGULAMA**

**ÖZGE ÖZBEK**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ  
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**ANKARA HACI BAYRAM VELİ ÜNİVERSİTESİ  
LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ**

**HAZİRAN 2023**

## ETİK BEYAN

Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada; tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi, tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu, tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi, kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı, bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu, bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.

Özge ÖZBEK

06/06/2023

## TEZ ONAY SAYFASI

Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı Tezli Yüksek Lisans Programı öğrencisi Özge ÖZBEK tarafından hazırlanan “Yüksek Frekanslı Verilerde Uzun Hafızanın Belirlenmesi: Teori ve Uygulama” Başlıklı tez çalışması 06/06/2023 tarih ve saat 11:00’de yapılan tez savunma sınavında aşağıdaki jüri tarafından OY BİRLİĞİ ile YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak **KABUL** edilmiştir.

	Kabul	Ret
<b>Başkan (Unvan/Ad-Soyad/Kurum):</b> Prof. Dr. Mehmet ÇINAR Bursa Uludağ Üniversitesi	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
<b>Üye (Unvan/Ad-Soyad/Kurum):</b> Dr. Ö. Üyesi Şahika GÖKMEN Ank. Hacı Bayram Veli Üniversitesi	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
<b>Üye (Unvan/Ad-Soyad/Kurum):</b> Prof. Dr. Atilla GÖKÇE (Danışman) Ank. Hacı Bayram Veli Üniversitesi	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

YÜKSEK FREKANSLI VERİLERDE UZUN HAFIZANIN BELİRLENMESİ:  
TEORİ VE UYGULAMA

(Yüksek Lisans)

Özge ÖZBEK

ANKARA HACI BAYRAM VELİ ÜNİVERSİTESİ  
LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ

Haziran 2023

ÖZET

Finansal piyasalarda meydana gelen istikrarsızlıklar ekonomi için olumsuz bir etkiye sahiptir. Anlık bilgi şoklarından ya da geçmişe bağlı bilgi şoklarından kaynaklanan olumsuz etkiler yatırım yapan kurum, birey ya da bir ülkeyi etkileyebilmektedir. Geçmişe bağlı bilgi şoklarının kalıcılığını tespit etmek amacıyla uzun hafıza kavramı literatüre kazandırılmıştır. Tezde yüksek frekansa sahip finansal verilerin uzun hafıza özelliği sergileyip sergilemediği aynı zamanda ekonomi için önemli bir etkiye sahip olan Tüketici Fiyat Endeksi serisinin uzun hafızaya sahip olup olmadığı incelenmektedir. İncelenen finansal değişkenler, USD/TRY döviz kuru, BIST 100 ve WTI ham petrol serisinden oluşmaktadır. Ele alınan finansal değişkenler 03 Ocak 2005 ile 14 Eylül 2022 dönemi arasında günlük verilerden oluşurken, makro değişken ise 2000 Ocak ayı ile 2022 Eylül dönemi arasında aylık verilerden oluşmaktadır. Uzun hafıza özelliğini tespit etmek amacıyla Lo-R/S ve GPH testlerinden ve ARFIMA, FIGARCH, FIAPARCH modellerinden faydalanılmıştır. Ortalama ve oynaklıkta birlikte uzun hafıza durumunu tespit eden ikili uzun hafıza modelleri olan ARFIMA-FIGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH modellerinden de faydalanılmaktadır. Uygulama sonucu, USD/TRY, BIST 100 ve WTI ham petrol getiri serisi oynaklığında uzun hafıza özelliğinin mevcut olduğu, TÜFE getiri serisinin ise oynaklığında uzun hafıza özelliğinin mevcut olmadığı yönündedir. Finansal varlıkların oynaklığında uzun hafızanın tespit edilmesi serilerin zayıf formda etkin yapıya sahip olmadıklarını ifade etmektedir. Finansal değişkenlerin uzun hafızaya sahip olması geçmiş fiyatlara bakarak gelecek fiyatların tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu göstermekte ve bu durum da karar vericiler, yatırımcılar, portföy yöneticilerinin kar elde etmelerine olanak sağlamaktadır. TÜFE getiri oynaklığının uzun hafızaya sahip olmaması ise zayıf formda etkin bir yapıya sahip olduğu ve bu durumda serinin geçmiş fiyatlara bakarak gelecek fiyatların tahmin edilemez bir yapıda olduğunu ifade etmektedir. Böylece TCMB'nin uyguladığı açık enflasyon hedeflemesinin kısmen başarılı olduğunu söylemek mümkündür.

Bilim Kodu :110605

Anahtar Kelimeler:Uzun Hafıza, WTI Ham Petrol, Enflasyon, USD/TRY, BIST 100

Sayfa Adedi :173

Tez Danışmanı :Prof. Dr. Atilla GÖKÇE

# DETERMINING LONG MEMORY IN HIGH FREQUENCY DATA:

## THEORY AND PRACTICE

(M. Sc. Thesis)

Özge ÖZBEK

ANKARA HACI BAYRAM VELİ UNIVERSITY

THE INSTITUTE OF GRADUATE STUDIES

June 2023

### ABSTRACT

Instability in financial markets has a negative impact on the economy. Negative effects arising from instant information shocks or historical information shocks may affect the investing institution, individual or a country. The concept of long memory has been introduced to the literature in order to determine the permanence of information shocks related to the past. In the thesis, it is examined whether high-frequency financial data exhibit long memory properties, and whether the Consumer Price Index series, which has an important effect on the economy, has long memory. The analyzed financial variables consist of USD/TRY exchange rate, BIST 100 and WTI crude oil series. While the financial variables in question consist of daily data between 03 January 2005 and 14 September 2022, the macro variable consists of monthly data between January 2000 and September 2022. In order to determine the long memory feature, Lo-R/S and GPH tests and ARFIMA, FIGARCH, FIAPARCH models were used. ARFIMA-FIGARCH and ARFIMA-FIAPARCH models, which are dual long memory models that determine long memory status together in average and volatility, are also used. The result of the application is that there is a long memory feature in the volatility of USD/TRY, BIST 100 and WTI crude oil return series, while there is no long memory feature in the volatility of the CPI return series. The determination of long memory in the volatility of financial assets indicates that the series do not have a weak form efficient structure. Having a long memory of financial variables shows that future prices are predictable by looking at past prices, and this allows decision makers, investors and portfolio managers to make profits. The fact that the CPI yield volatility does not have a long memory indicates that it has a weak-form efficient structure and in this case, the future prices of the series cannot be predicted by looking at the past prices. Thus, it is possible to say that the explicit inflation targeting implemented by the CBRT was partially successful.

Science Code : 110605  
Key Words : Long Memory, WTI Crude Oil, Inflation, USD/TRY, BIST 100  
Page Number : 173  
Supervisor : Prof. Dr. Atilla GÖKÇE

## TEŞEKKÜR

Tezimin yazım süreci boyunca desteğini hiç esirgemeyen, bilgilerini aktaran ve nazik tutum sergileyen değerli danışmanım Prof. Dr. Atilla GÖKÇE'ye ve bu tezi yazarken benim yanımda olan sevgili annem Hanife ÖZBEK, babam Metin ÖZBEK, ablam Zeynep Cemre AKIN, ponçık yeğenim Yiğit AKIN ve kardeşim Tunahan ÖZBEK'e, teşekkürlerimi sunmak istiyorum. Ayrıca, bu süreçte her sorumu yanıtlayan ve beni rahatlatmaya çalışan güzel dostum Arş. Gör Yelda İNANÇ'a da minnettarım. Hepinize sonsuz teşekkürlerimi iletiyorum.

*“Zafer, ‘Zafer benimdir’ diyebilenindir. Başarı ise, ‘Başaracağım’ diye başlayarak sonunda ‘Başardım’ diyebilenindir.”*

*Mustafa Kemal ATATÜRK*

*BAŞARDIM!*

# İÇİNDEKİLER

## Sayfa

ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER .....	vii
TABLoların LİSTESİ .....	xii
ŞEKİLLERİN LİSTESİ.....	xv
KISALTMALAR .....	xvi
1. GİRİŞ .....	1
2. UZUN HAFIZA .....	5
2.1. Uzun Hafıza Kavramı.....	5
2.2. Uzun Hafıza Kavramının Tarihçesi.....	8
2.3. Uzun Hafıza Süreci .....	9
3. UZUN HAFIZA VE ZAYIF FORMDA ETKİNLİK ARASINDAKİ İLİŞKİ.....	11
4. YÖNTEM.....	13
4.1. ARMA Modelleri .....	13
4.1.1. Otoregresif Süreç (AR) .....	13
4.1.2. Hareketli Ortalama Süreci (MA).....	14
4.1.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci (ARMA).....	15
4.2. Oynaklık Modelleri .....	15
4.2.1. ARCH Modeli .....	16
4.2.2. GARCH Modeli .....	17
4.2.3. IGARCH Modeli .....	18

4.2.4. TARARCH Modeli.....	19
4.2.5. EGARCH Modeli.....	19
4.2.6. APARCH Modeli.....	20
4.3. Uzun Hafıza Modelleri.....	21
4.3.1. ARFIMA Modeli.....	21
4.3.2. FIGARCH Model.....	23
4.3.3. FIEGARCH Model.....	26
4.3.4. FIAPARCH Model.....	27
4.4. Uzun Hafıza Testleri.....	28
4.4.1. Parametrik Olmayan Testler.....	28
4.4.1.1. Yeniden ölçeklendirilmiş aralık R/S testi.....	28
4.4.1.2. Modifiye edilmiş Lo R/S testi.....	30
4.4.2. Yarı Parametrik Yöntemler.....	31
4.4.2.1. Geweke-Porter-Hudak yöntemi.....	31
4.4.2.2. Modifiye edilmiş log periodogram yöntemi.....	33
4.4.2.3. Gaussian yöntemi.....	34
4.4.2.4. Dalgacık tabanlı yöntem.....	35
4.4.3. Parametrik Tahmin.....	36
4.4.3.1. Maksimum olabilirlik yöntemi.....	36
4.4.3.2. Yaklaşık whittle tahmin yöntemi.....	37
4.5. İstatistiksel Dağılımlar.....	38
4.5.1. Normal Dağılım (N).....	39
4.5.2. Student-t Dağılımı (ST).....	39
4.5.3. GED Dağılımı.....	40

4.5.4. Skewed Student-t (SST).....	40
5. LİTERATÜR .....	43
6. AMPİRİK BULGULAR.....	61
6.1. USD/TRY için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi.....	61
6.1.1 USD/TRY Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri.....	61
6.1.2 USD/TRY Getiri Serisi için Birim Kök Testi .....	64
6.1.3 USD/TRY Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testleri.....	65
6.1.4 USD/TRY Getiri Serisi için ARFIMA (p, $\xi$ , q) Modeli.....	68
6.1.5 USD/TRY Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri.....	70
6.1.6 USD/TRY Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) ve FIAPARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri .....	75
6.1.7 USD/TRY Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri.....	80
6.1.8 USD/TRY Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performans Sonuçları .....	85
6.2. BIST 100 için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi .....	87
6.2.1. BIST 100 Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri .....	87
6.2.2. BIST 100 Getiri Serisi için Birim Kök Testi.....	90
6.2.3. BIST 100 Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testleri .....	91
6.2.4. BIST 100 Getiri Serisi için ARFIMA (p, $\xi$ , q) Modeli .....	93
6.2.5. BIST 100 Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri.....	96
6.2.6. BIST 100 Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) ve FIAPARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri .....	100
6.2.7. BIST 100 Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri.....	105
6.2.8. BIST 100 Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performansı Sonuçları .....	110

6.3. Ham Petrol (WTI) için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi .....	112
6.3.1. WTI Ham Petrol Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri .....	112
6.3.2. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için Birim Kök Testi .....	115
6.3.3. WTI Ham Petrol Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testleri .....	115
6.3.4. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için ARFIMA (p, $\xi$ , q) Modeli .....	117
6.3.5. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri .....	120
6.3.6. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) ve FIAPARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri.....	124
6.3.7. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri .....	128
6.3.8. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performansı Sonuçları.....	134
6.4. TÜFE için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi.....	136
6.4.1. TÜFE Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri.....	136
6.4.2. TÜFE Getiri Serisi için Birim Kök Testi .....	138
6.4.3. TÜFE Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testi .....	139
6.4.4. TÜFE Getiri Serisi için ARFIMA (p, $\xi$ , q) Modeli .....	141
6.4.5. TÜFE Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri.....	143
6.4.6. TÜFE Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri.....	147
6.4.7. TÜFE Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri .....	149
6.4.8. TÜFE Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performansı Sonuçları.....	153
6.5. Ampirik Bulgular Genel Değerlendirme .....	154
7. SONUÇ .....	163

KAYNAKLAR .....	167
ÖZGEÇMİŞ .....	173



## TABLolarIN LİSTESİ

Tablo	Sayfa
Tablo 6.1.1 USD/TRY Tanımlayıcı İstatistikleri.....	62
Tablo 6.1.2 USD/TRY Birim Kök Testi Sonuçları.....	64
Tablo 6.1.3 USD/TRY Modifiye Edilmiş Lo-R/S Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	66
Tablo 6.1.4 USD/TRY GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	67
Tablo 6.1.5 USD/TRY ARFIMA Model Tahmin Sonuçları.....	69
Tablo 6.1.6 USD/TRY Getiri Serisi ARMA (1,1)-GARCH (1,1) ve ARMA (1,1)-IGARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları.....	72
Tablo 6.1.7 USD/TRY Getiri Serisi ARMA (1,1)-GARCH (1,1) ve ARMA (1,1)-IGARCH (1,1,1) Modelleri Tanımlayıcı İstatistikleri.....	74
Tablo 6.1.8 USD/TRY Getiri Serisi ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) Model Tahmin Sonuçları.....	77
Tablo 6.1.9 USD/TRY Getiri Serisi ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	80
Tablo 6.1.10 USD/TRY Getiri Serisi ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d,1) Model Tahmin Sonuçları.....	83
Tablo 6.1.11 USD/TRY Getiri Serisi ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	85
Tablo 6.1.12 USD/TRY Uzun Hafıza Genel Sonuçları.....	87
Tablo 6.1.13 USD/TRY Hata Öngörü Performansı.....	88
Tablo 6.2.1 BIST 100 Tanımlayıcı İstatistikleri.....	89
Tablo 6.2.2 BIST 100 Birim Kök Testi Sonuçları.....	91
Tablo 6.2.3 BIST 100 Modifiye Edilmiş Lo-R/S Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	94
Tablo 6.2.4 BIST 100 GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	96
Tablo 6.2.5 BIST 100 ARFIMA Model Tahmin Sonuçları.....	99

Tablo 6.2.6 BIST 100 GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları.....	101
Tablo 6.2.7 BIST 100 GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	104
Tablo 6.2.8 BIST 100 FIGARCH (1, d,0) ve FIAPARCH (1, d,1) Model Tahmin Sonuçları.....	106
Tablo 6.2.9 BIST 100 FIGARCH (1, d,0) ve FIAPARCH (1, d,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	<b>Hata! Yer işareti tanımlanmamış.</b>
Tablo 6.2.10 BIST 100 ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d,0) ve ARFIMA (0, $\xi$ ,0)-FIAPARCH (1, d,1) Modeli Tahmin Sonuçları.....	110
Tablo 6.2.11 BIST 100 ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d,0) ve ARFIMA (0, $\xi$ ,0)-FIAPARCH (1, d,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	<b>Hata! Yer işareti tanımlanmamış.</b>
Tablo 6.2.12 BIST 100 Uzun Hafıza Genel Sonuçlar.....	113
Tablo 6.2.13 BIST 100 Hata Öngörü Performansı.....	114
Tablo 6.3.1 WTI Ham Petrol Tanımlayıcı İstatistikleri.....	115
Tablo 6.3.2 WTI Ham Petrol Birim Kök Testi Sonuçları.....	117
Tablo 6.3.3 WTI Ham Petrol Modifiye Edilmiş Lo-R/S Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	119
Tablo 6.3.4 WTI Ham Petrol GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	119
Tablo 6.3.5 WTI Ham Petrol Getirisi ARFIMA Model Tahmin Sonuçları.....	122
Tablo 6.3.6 WTI Ham Petrol Getiri Serisi AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları.....	124
Tablo 6.3.7 WTI Ham Petrol Getiri Serisi AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	126
Tablo 6.3.8 WTI Ham Petrol Getiri Serisi FIGARCH (1, d,1) ve FIAPARCH (1, d,1) Model Tahmin Sonuçları.....	129
Tablo 6.3.9 WTI Ham Petrol Getiri Serisi FIGARCH (1, d,1) ve FIAPARCH (1, d,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	131

Tablo 6.3.10 WTI Ham Petrol Getiri Serisi ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) ve ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) Model Tahmin Sonuçları.....	134
Tablo 6.3.11 WTI Ham Petrol Getiri Serisi ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) ve ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	136
Tablo 6.3.12 WTI Ham Petrol Uzun Hafıza Genel Sonuçları.....	138
Tablo 6.3.13 WTI Ham Petrol Hata Öngörü Performansı.....	139
Tablo 6.4.1 TÜFE Tanımlayıcı İstatistikleri.....	140
Tablo 6.4.2 TÜFE Birim Kök Testi Sonuçları.....	142
Tablo 6.4.3 TÜFE Modifiye Edilmiş Lo-R/S Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	143
Tablo 6.4.4 TÜFE GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları.....	144
Tablo 6.4.5 TÜFE Getiri Serisi ARFIMA Model Tahmin Sonuçları.....	146
Tablo 6.4.6 TÜFE Getiri Serisi AR (1)-GARCH (1, 1) ve IGARCH (1, 1) Modeli Tahmin Sonuçları.....	148
Tablo 6.4.7 TÜFE Getiri Serisi AR (1)-GARCH (1, 1) ve IGARCH (1, 1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	150
Tablo 6.4.8 TÜFE Getiri Serisi FIGARCH (0, d, 1) Modeli Sonuçları.....	151
Tablo 6.4.9 TÜFE Getiri Serisi FIGARCH (0, d, 1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	153
Tablo 6.4.10 TÜFE Getiri Serisi ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) Modeli Sonuçları.....	155
Tablo 6.4.11 TÜFE Getiri Serisi ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri.....	156
Tablo 6.4.12 TÜFE Getiri Serisi Uzun Hafıza Genel Sonuçları.....	157
Tablo 6.4.13 TÜFE Hata Öngörü Performansı.....	158
Tablo 6.5.1 Uygulama Genel Değerlendirme.....	159

## ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 5.1.1 USD/TRY Grafiği ve Getiri Grafiği.....	63
Şekil 5.1.2 USD/TRY ACF Grafikleri.....	64
Şekil 5.2.1 BIST 100 Grafiği ve Getiri Grafiği.....	90
Şekil 5.2.2 BIST 100 ACF Grafikleri.....	91
Şekil 5.3.1 WTI Ham Petrol Grafiği ve Getiri Grafiği.....	116
Şekil 5.3.2 WTI Ham Petrol ACF Grafikleri.....	117
Şekil 5.4.1 TÜFE Grafiği ve Getiri Grafiği.....	141
Şekil 5.4.2 TÜFE ACF Grafikleri.....	141

## KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

<b>Kısaltmalar</b>	<b>Açıklamalar</b>
<b>ACF</b>	Otokorelasyon Fonksiyonu
<b>ADF</b>	Arttırılmış Dickey Fuller
<b>AIC</b>	Akaike Bilgi Kriteri
<b>APARCH</b>	Asimetrik Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>AR</b>	Otoregresif
<b>ARCH</b>	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>ARFIMA</b>	Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama
<b>ARMA</b>	Otoregresif Hareketli Ortalama
<b>BIST</b>	Borsa İstanbul
<b>DF</b>	Dickey Fuller
<b>EGARCH</b>	Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>FIAPARCH</b>	Kesirli Bütünleşik Asimetrik Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>FIEGARCH</b>	Kesirli Bütünleşik Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>FIGARCH</b>	Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>GARCH</b>	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
<b>GED</b>	Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
<b>GPH</b>	Geweke ve Porther-Hudak

<b>IGARCH</b>	Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans
<b>IID</b>	Bağımsız ve Eş Dağılım
<b>KPSS</b>	Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin
<b>L</b>	Gecikme Operatörü
<b>MA</b>	Hareketli Ortalama
<b>N</b>	Normal Dağılım
<b>PP</b>	Philips ve Perron
<b>R/S</b>	Dönüştürülmüş Genişlik
<b>SIC</b>	Schwartz Bilgi Kriteri
<b>SST</b>	Skewed Student-t
<b>ST</b>	Student-t Dağılımı
<b>TÜFE</b>	Tüketici Fiyat Endeksi
<b>USD/TRY</b>	Amerika Doları/ Türk Lirası
<b>WTI</b>	Western Texas Intermediate Ham Petrolü

## 1. GİRİŞ

Dünyada karar verici nitelikte olan gelişmiş ülkelerin gelişmekte ya da az gelişmiş ülkelere karşı yaptırımları, ülkelerde oluşan ekonomik krizler, kıtlıklar, savaşlar, doğal afetler, salgınlar gibi durumlardan dolayı finansal piyasalar ve makroekonomik değişkenler etkilenmektedir. 2007 yılının ortalarında başlayıp 2008 yılında tüm dünyayı etkisi altına alarak küresel bir kriz haline gelen ve Türkiye'yi de etkileyen Mortgage Krizi, konut kredisinden kaynaklanan aynı zamanda finansal piyasaları etkileyen önemli ekonomik krizlerden biridir. 2008 Küresel Krizi ülkeler, şirketler, yatırımcılar ve bireylerin ekonomik yaşantısı üzerinde vurucu bir etkiye sahip olmuştur. 2009 yılında yaşanan Avrupa Borç Krizinde ise Yunanistan, Portekiz gibi birçok devlet borçlarını ödeyemez hale gelmiş, Avrupa Merkez Bankasında ve Uluslararası Para Fonundan yardım talebinde bulunmak zorunda kalmışlardır. Uluslararası krizler Türkiye'yi etkilerken dış ülkelere gelen yaptırımlar da ekonomiyi olumsuz yönde etkilemektedir. Bunlardan biri ise 2016 yılının aralık ayında meydana gelen Rahip Brunson'ın tutuklanmasıdır. ABD ile kriz haline dönüşen Brunson meselesi, ABD'nin Türkiye'ye yönelik ekonomik yaptırımlarına neden olmuştur. Bu yaptırımlardan dolayı döviz kurlarında artışlar meydana gelmiş ve TL Amerikan doları karşısında önemli ölçüde değer kaybetmiştir. Bu süreçlerin ardından Çin'in Wuhan kentinde meydana gelen Covid-19 salgını Türkiye ve birçok ülke ekonomisine olumsuz yönden etki etmeye devam etmiştir. 2014 yılında Rusya ve Kırım arasındaki gerginlik, bunun ardından 2022 yılında Rusya ve Ukrayna savaşının ortaya çıkması gibi politik kararlar ve salgınlar gibi birçok faktör finansal piyasaları etkilemektedir.

Ülkemizdeki finansal piyasalar sadece küresel krizlerden dolayı değil aynı zamanda ülke içinde alınan politik kararlardan da negatif ya da pozitif yönde etkilenmektedir. Bunlara en yakın örnek ise Merkez Bankasının 2021 Eylül ayından sonra faiz politikası değişikliğine gitmesidir. Aralık ayının sonunda Merkez Bankasının kur korumalı mevduat hesabı uygulamasına geçmesiyle birlikte döviz kurunda keskin bir düşüş meydana gelmiş olsa da döviz kurunda pozitif trend görülmeye devam etmiştir. Ülkelerde ekonomik durumu etkileyen böyle politik kararlar, salgınlar, savaşlar, kıtlıklar vb. olayların geçmiş dönemlerden beri var olduğu gerçeğiyle birlikte bu durumların zamanla finansal piyasalarda etkisinin

devam edip etmediğini gözlemek amacıyla uzun dönemli bağımlılık yöntemlerinden faydalanılmaktadır.

Finansal piyasalarda oluşan istikrarsızlıklar ekonomik açıdan olumsuz etki yaratmaktadır. Bu olumsuz etkiler sadece anlık tepkilerden değil geçmiş dönemli bilgi şoklarından da kaynaklanabilmektedir. Geçmişte yaşanan ve finansal piyasaları etkileyen negatif ya da pozitif olaylar (şoklar) sonraki dönemler için bu etkinin ne kadar dirençli olduğunu anlamak açısından önemlidir. Uzun dönemli bağımlılık (uzun hafıza, süreklilik) sergileyen seriler geçmiş dönemdeki değerleri ile ilişkilidir. Diğer bir deyişle, geçmişteki fiyatlar ile cari dönemdeki fiyatlar arasında korelasyon söz konusudur aynı zamanda uzun hafıza özelliğine sahip olan serilerin geçmiş fiyatlarına bakılarak gelecek fiyatların tahmin edilmesi olanaklı hale gelmektedir. Geçmiş ve cari olaylardan dolayı döviz kurlarının artış eğiliminde olması, Rusya-Ukrayna savaşı nedeniyle akaryakıt ve emtia fiyatlarında oluşan dalgalanmalar ve Türkiye’de satın alma gücünün azalması gibi durumlar USD/TRY döviz kuru, BIST 100, WTI ham petrol ve TÜFE’nin uzun hafıza özelliği sergileyip sergilemediği diğer bir ifadeyle geçmiş dönemde yaşanan şokların (ekonomik ve siyasi kriz, politika kararları, afet vb.) cari dönemi etkileyip etkilemediği çalışmanın amacı niteliğindedir.

Küresel krizler, ülke içinde alınan politik kararlar, yatırımcıların piyasayı etkileme gücü, doğal afetler vb. durumlarda fiyatlarda oluşan ani yükseliş ya da düşüşler oynaklık olarak tanımlanmaktadır. Fiyatlarda meydana gelen bu değişimler genellikle piyasa belirsizliği durumlarında ortaya çıkmaktadır. Fiyatlarda oluşan oynaklığın yüksek olması riskin de yüksek olması, düşük olması ise riskin de düşük olması anlamına gelmektedir. Mandelbrot (1963) makalesinde belirttiği gibi “büyük değişiklikler büyük değişiklikleri ve küçük değişiklikler küçük değişiklikleri takip etme eğilimindedir”. Bu cümle oynaklık kümelenmesinin açıklamasıdır. Bu fenomenin kalıcı özellik sergilemesi de uzun hafıza olarak nitelendirilebilir (Liu, 2000). Finansal varlıklar da ya da makroekonomik değişkenlerde uzun hafızanın görülmesi, geçmiş fiyatlarda oluşan şokların cari dönemi etkilemesi anlamına gelmektedir. Literatürde uzun dönemli bağımlılık, süreklilik gibi terimler ile açıklanan uzun hafıza durumu, geçmiş seriler ile cari dönemdeki seriler arasında korelasyon olması halinde ortaya çıkmaktadır.

Uzun hafıza ile birlikte finansal ve makroekonomik deęişkenlerin zayıf formda etkin olup olmadığı da çalışmanın amacı niteliğindedir. Rassal yürüyüş teorisine dayanan zayıf formda etkin piyasa hipotezi kısa hafıza durumu ile ilişkilendirilirken hipotezinin geçersiz olması ise uzun hafıza ile ilişkilendirilmektedir. Eğer ilgilenilen deęişken kısa hafızaya sahipse zayıf formda etkindir dięer bir ifadeyle geçmiş deęerlere bakarak gelecek fiyatları tahminlemek mümkün deęildir böylece yüksek getiri elde etmek olanaksız hale gelmektedir. Ters bir durum söz konusu olduğunda, deęişken uzun hafıza özellięi sergilediğinde zayıf formda etkin piyasa hipotezi geçersiz olmakta ve geçmiş deęerlere bakarak gelecek fiyatlar tahmin edilebilmekte ve yatırımcılar ortalama üstünde getiri elde edebilmektedir. Böylece döviz kurları, BIST 100, WTI ham petrolün zayıf formda etkin olup olmadığı uzun hafıza testlerinden faydalanılarak belirlenebilmekte ve yatırımcılar, politika oluşturucuları için piyasanın etkin olup olmaması önemli fayda sağlamaktadır.

Politika yapıcıları, fiyatlarda istikrarı sağlamak amacıyla ekonomiyi etkileyen şokların enflasyona olan etkisini önlemek amacıyla hareket etmektedir. Enflasyon hedeflemesi stratejisi uygulayan ülkeler, fiyatlarda istikrarı sağlamak amacıyla enflasyon da oluşacak şokların sonraki fiyatlar için sürekli bir etkisinin olup olmadığını incelemektedirler (Kurul & Sezer, 2013). Bu inceleme sonuçlarında eęer fiyatlarda süreklilik varsa bu durum için önlem almaktadırlar. “Kara Çarşamba” olarak anılan, 2001 Şubat krizinden sonra TCMB dalgalı kur rejimine geçmiş böylelikle süregelen bir hale gelen enflasyon sorununu çözmek için enflasyon hedefleme programlarını uygulamaya başlamıştır (Durmuş, 2018) Bu bağlamda aşamalı bir şekilde enflasyon hedeflemesi programları uygulanmaya başlanmış ve fiyat istikrarını sağlamak en büyük amaç haline gelmiştir.

Türkiye, 2002-2006 yılında örtük enflasyon hedeflemesi politikası uygularken 2006 yılından sonra açık enflasyon hedeflemesine geçmiştir. Örtük enflasyon hedeflemesi, gelecek dönem enflasyonuna odaklanılan bir stratejidir. Bu hedeflemede parasal büyüklükler belirlenir ve bu parasal büyüklüklere ulaşmak için politikalar uygulanır. Bu hedefin “örtük” olarak adlandırılmasının nedeni ise bu hedeflerin açıkça belirtilmemesidir (Öztürk, 2003, s. 28). Açık enflasyon hedeflemesinde ekonomik birimler, yatırımcılar vb. TCMB’nin belirledięi enflasyon hedeflerine bakarak hareket etmektedir. Dięer bir deyişle geçmiş yerine geleceęe

bakarak hareket etmektedirler. Elbette ki açık enflasyon hedeflemesinin geçerli olması için TCMB için oluşan güvenin tam olması ve istikrarın sağlanması gerekmektedir (Tunay, 2009). TCMB'nin güven ortamını sağlaması durumunda enflasyonun artacağına dair spekülasyonlar hiçbir işe yaramamakta ve seri bu durumdan etkilenmemektedir. Bu durumda da Fama (1970) çalışmasında bahsettiği etkin piyasa hipotezi eğer seriler uzun dönemli bağımlılığa sahip değilse diğer bir ifadeyle kısa hafızaya sahipse geçerli olabilmektedir. Piyasaların etkinliğinin yanında önemli bir makroekonomik değişken olan TÜFE'nin hem uzun hafıza durumunu hem de zayıf formda etkin olup olmama durumu çalışmada araştırılmaktadır.

Tezin içeriği yedi bölümden oluşmaktadır. Birinci bölüm giriş bölümü olup çalışmanın amacı, nedenleri ve detayları yer almaktadır. İkinci bölümde çalışmada kullanılan yöntem olan uzun hafıza kavramı ve tarihçesi detaylı bir şekilde açıklanmaktadır. Üçüncü bölüm uzun hafıza ve zayıf formda etkin piyasa hipotezi arasındaki ilişki açıklanmaktadır. Dördüncü bölüm yöntem kısmından oluşmakta ve parametrik, yarı parametrik ve parametrik olmayan uzun hafıza testleri, AR, MA, ARMA, GARCH, IGARCH, EGARCH, APARCH kısa hafıza modelleri, ARFIMA, FIGARCH, FIAPARCH uzun hafıza modelleri ve son olarak ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIAPARCH ikili uzun hafıza testleri ve işleyişi anlatılma aynı zamanda modeller için oluşturulan istatistiksel dağılımlar hakkında bilgi verilmektedir. Beşinci bölüm USD/TRY döviz kuru, BIST 100, WTI ham petrol ve TÜFE'ye ait literatür taramasından oluşmaktadır. Altıncı bölümde ekonometrik modellerin tahmin sonuçları yer almaktadır. Yedinci bölümde ise tahmin sonuçlarının genel yorumları ve öneriler yer almaktadır.

## 2. UZUN HAFIZA

### 2.1. Uzun Hafıza Kavramı

Zaman serisinin temel taşlarından biri haline gelen ve bünyesinde farklı testleri barındıran birim kök sınamaları, uzun hafıza kavramının ortaya çıkmasında büyük bir paya sahiptir. Bunun en önemli nedenlerinden biri literatürde var olan çeşitli birim kök testlerinin (DF, ADF, PP, KPSS vd.) durağanlık sınaması için farklı sonuçlar vermesidir. Serinin durağanlık derecesinin belli olmaması ve serinin ortalamaya dönme hızının tespit edilmek istenmesi uzun hafıza kavramını literatüre kazandırmıştır (Banerjee & Urga, 2005).

Bir seride kısa hafıza özelliği var ise bu durum serinin düşük dereceli bir korelasyon yapısına sahip olduğunu ve aynı zamanda seride var olan otokorelasyonunun hızlı bir şekilde azalmakta olduğunu göstermektedir (Barkoulas & Baum, 1998). Kısa hafıza özelliği sergileyen seriler otoregresif hareketli ortalama süreçleri ile tanımlanmaktadır. Bir zaman serisinde uzun hafıza özelliğinin olması durumunda, serinin belli bir döneminde meydana gelen şokların kalıcılığının uzun dönemli olduğu ve serinin otokorelasyonlarının hiperbolik bir şekilde yavaş yavaş azaldığı biçiminde yorumlamak mümkündür (Haque & Farzana, 2021). Uzun hafıza sergileyen serilerin otokorelasyonunda meydana gelen hiperbolik azalma hızı kısa hafıza sergileyen serilerinkine göre çok daha yavaş olmaktadır (Xiu & Jin, 2007).

Birbirinden uzak olan gözlemler arasında güçlü bir korelasyonun olması durumunda birbirini izleyen gözlemler arasındaki bağımlılık yavaş bir oranda azalma gösteriyorsa bu seriler uzun hafıza özelliğine sahip olarak tanımlanmaktadır. Seride meydana gelebilecek bir şok durumunda eğer seri uzun hafıza özelliği sergiliyorsa zamanla yavaş bir tepki vererek, serinin gelecekteki değişikliklerini öngörmek amacıyla geçmiş fiyatlardaki önemli bilgiler kullanılabilir. Kısacası bir zaman serisinin uzun hafıza özelliği göstermesi durumunda, seride meydana gelen şok uzun süreli etkilere sahip olma eğilimindedir.

Kısa hafıza durumunda düşük dereceli korelasyon yapısı ele alınırken uzun hafıza durumunda ise serinin yüksek dereceli korelasyon yapısı ele alınmaktadır. Yine kısa hafızada otokorelasyonlar hızlı bir şekilde azalırken uzun hafızada ise otokorelasyonlar hiperbolik olarak azalmaktadır. Bu durumda zaman serisinin geçmiş değerdeki gözlemleri cari dönemi etkiliyorsa süreç uzun hafızaya sahiptir.

Diğer bir ifadeyle birbirleriyle uzak olan gözlemler arasında dahi geçici de olsa bir bağıllığın varlığı söz konusudur ve bu bağıllık uzun süre devam etmektedir. Sonuç olarak serinin uzun bir hafızası olması durumunda, zaman olarak uzak olan gözlemler arasında bile bağımlılık vardır (Derbentsev, Kibalnyk, & Radzihovska, 2019).

Serilerde güçlü bir uzun hafıza seviyesi olması durumunda, oynaklık sürecinin oynaklık ortalamasına geri dönme eğiliminin çok az olduğunu ve bu yüzden, dengeden uzun pozitif veya negatif sapmaların beklenmesi gerekmektedir (Bentes, 2016). Finansal zaman serisi getirilerinin birçoğunun rastgele yürüyüş sürecini izlediği düşünülmektedir. Fakat Granger ve Joyeux (1980), finansal zaman serilerinin, bir hafızaya sahip olduğuna dikkat çekmiştir. Finansal piyasaya yönelik şoklar, serinin oynaklığı üzerinde önemli bir etkiye sahip olabilmektedir. Uzun hafızanın varlığı durumunda piyasanın, finansal piyasalara akan (şok etkisi yaratan) bir miktar bilgiye hemen yanıt vermediği bunun yerine zamanla yavaş tepki verdiği gözlemlenir. Bu durumda oynaklığa yönelik herhangi bir şokun uzun süreli etkiye sahip olduğu ve bu durumun risk yönetimi, yatırım portföyleri ve türev fiyatlandırılmasında önemli bir rol oynadığı ifade edilmektedir. Yatırım stratejilerinin yapılmasında, şokların finansal oynaklık etkilerinin kısa hafıza mı yoksa uzun hafıza mı göstereceği önemli bir unsur olmaktadır (Kang & Yoon, 2008).

Uzun hafıza özelliğine sahip zaman serileri, serinin farklı zamanlarındaki cari ve geçmiş değerleri arasında istatistiksel olarak uzun dönem bağımlılığa sahip durağan süreçlerdir. Bir seride uzun dönemli bağımlılığın varlığı, verilerdeki dinamiklerin uzun süre boyunca ve bağımlılıktan dolayı geçmişte oluşan dalgalanmalardan etkilendiğini göstermektedir (Naim, Şahbaz, Saleem, & Mustafa, 2019). Sermaye varlıklarının getirisi ve oynaklığındaki uzun hafıza özelliği, uygun getiri ve oynaklık modellemesi varlık tahsisi ve risk kontrolü için çok önemli olduğundan, akademisyenler ve yatırımcılar için önemli bir konudur. Örneğin, varlık getirilerinde uzun hafızanın varlığı, tarihsel fiyat değişikliklerinin gelecekteki fiyat değişikliklerinin tahmin edicileri olabileceğini gösterir, diğer taraftan uzun hafızanın varlığını gösteren oynaklık süreci, yakın oynaklığı tahmin etmek için geçmiş oynaklığının kullanılabilceğini düşündürmektedir (Lahmiri & Bekiros, 2021).

Uzun hafıza (bağımlılık, süreklilik), Granger ve Joyeux'un (1980) çalışmasından beri durağan ekonomik verilerin kalıcılığını modellemek için kullanılmıştır. Zaman serilerinde birçok analiz için durağanlık koşulunun sağlanması çok önemlidir. Durağan olmayan seriler geçmişte var olan şokları kalıcı bir şekilde taşıyacağı için serilerin durağanlaştırılması diğer bir ifadeyle serilerin birim kök içermemesi büyük önem taşımaktadır. Seriler durağan bir yapıya sahip değilse serinin varyansı zamanın bir fonksiyonu olarak davranış gösterecek, geçmişteki şoklar kalıcılığına devam edecek ve yapılan tahminler güvenilir bir sonuç vermeyecektir ve bu yüzden serilerin durağanlaştırılması gerekmektedir.

Kısa hafızada otokorelasyonun hızlı bir şekilde azalması ve uzun hafızada ise otokorelasyonun yavaş veya hiperbolik bir şekilde azalış göstermesi durağanlık yani hafıza durumu açısından önsel bir bilgi sağlamaktadır. Geleneksel birim kök analizlerinde düzeyde durağan olan bir seri  $I(0)$  ve birinci dereceden durağan bir seri  $I(1)$  olarak tanımlanmaktadır. Birim kök durumu araştırılan bir serinin  $I(1)$  olması, ilgili serinin birim köke sahip olduğunu ve seri üzerinde oluşan şokların kalıcı olduğunu bu durumun da serinin denge düzeyine gelme durumunu değiştirdiği ifade etmektedir. Serinin  $I(0)$  olması durumunda, seri üzerinde oluşan şok zamanla azalarak etkisini kaybetmektedir ve seri gelecek bir dönemde denge düzeyine tekrar ulaşmaktadır (Gil-Alana L. , 2001).  $I(0)$  ile  $I(1)$  arasında kalan süreç ise kesirli fark parametresi ile belirlenmektedir yani bir zaman serisinde meydana gelen bir şokun serinin kendi ortalamasına dönmesi fakat bu ortalamaya dönme sürecinin zaman alacağını belirlemek amacıyla kesirli fark parametresi kullanılmaktadır. Geleneksel bir yapı haline gelen  $I(0)$  ve  $I(1)$  tanımlamaları, serinin dengeye (ortalamaya) dönüp dönmeme hızını diğer bir ifadeyle dinamik sürecini ifade etmekte yeterli değildir bu yüzden dinamik süreci de dikkate alan kesirli fark parametreleri bu konuda daha esnek bir yapıya sahiptir (Yurttagüler & Kutlu, 2019). Serilerin  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olması bir zorunluluk halinden çıkmış ve kesirli bir durağanlık mertebesi olan “ $d$ ” (kesirli fark parametresi) koşulu altında uzun hafıza modellemesi geliştirilmiştir. Sürecin uzun hafıza göstermesi “ $d$ ” kesirli fark parametresinin değerinin  $0 < d < 0,5$  arasında kesirli bir değer almasına bağlıdır. Aynı zamanda kesirli fark parametresinin katsayısı  $0 < d < 1$  aralığında olmak koşuluyla ne kadar büyük olursa serinin uzun dönemli bağımlılığı o kadar artmaktadır. Bu durumda serinin ortalamaya dönme süreci uzar. Eğer kesirli fark parametresi  $d > 1$  ise bu durumda seri ortalamaya

dönmez ve seride oluşan şokların etkisi kalıcı bir durumdadır fakat  $d < 1$  ise seri ortalamaya döner ve şokların etkisi de ortadan kalkar (Gil-Alana L. , 2022).

Bir serinin birinci dereceden farkı durağan ise  $I(1)$  yani birinci dereceden tümleşik olduğu ifade edilmektedir. Eğer seri fark alınmadan durağan ise  $I(0)$  olarak adlandırılır. Son olarak serinin uzun hafızalı olması durumunda yani  $d$  kesirli fark parametresinin 0 ile 1 arasında değer alması durumunda seri  $I(d)$  olarak adlandırılır. Bu üç sürecinde ayrıt edilmesinin en basit yolu otokorelasyon fonksiyonunun tipik olarak şekline bakmaktır. Tüm bu olgularla birlikte birim kök testleri ile incelenen seri bazı birim kök testleri için düzeyde durağan, bazı birim kök testleri için birinci sıra farkı alınarak durağan, bir başka birim kök testli için ise ikinci sıra farkı alınarak durağan hale gelmektedir. Serinin kaçınıcı mertebeden durağan olduğu belirlenemeyen durumlarda serinin uzun hafıza özelliği sergileme olasılığı göz önünde bulundurulmalıdır (Banerjee & Urga, 2005).

## 2.2. Uzun Hafıza Kavramının Tarihçesi

Zaman serilerinin stokastik analizi, Whittle (1951) çalışmasında otoregresif hareketli ortalama modelinin tanıtılması, Box ve Jenkins (1970) çalışmasında ise yaygınlaşmasıyla birlikte birçok ekonometrik çalışma ile gelişmeye başlamıştır. Daha sonra uzun hafıza modellerinin tanıtılması fizik, jeofizik, hidroloji, klimatoloji, biyoloji, ekonomi ve finans gibi birçok bilim ve alanda kullanılmasında olanak sağlamıştır.

Uzun hafıza süreci ilk olarak İngiltere Leicester’de hidrolog olan Hurst (1951) çalışmasıyla Nil Nehri barajında oluşan taşkınları önlemek için Nil nehrinin akışının nasıl düzenli hale getirileceğini ve gürültü sinyallerinde yüksek korelasyon yapısını incelemek amacıyla bu kavram ortaya çıkmıştır. Hurst (1951) uzun hafızanın varlığı nedeniyle akışların bağımsız özdeş dağılmış (i.i.d.) bir süreç olarak modellenemeyeceğini ortaya koymaktadır.

Ekonometrik zaman serisinde ise bu kavrama Mandelbrot (1966) çalışmasında değinmektedir. Granger (1966) çalışmasında ise  $(d)$  fark alma parametresinin  $0 < d < 1$  arasında değer alması halinde ekonometrik zaman serilerinin en iyi şekilde modelleneceğini ifade etmektedir. Lo (1991) çalışmasında varlık getirileri uzun hafıza özelliği sergiliyorsa bu modelin sahte sonuçlar ürettiğini ortaya koymuş bu

yüzden yeniden ölçeklendirme aralığını değiştirerek kısa hafıza özelliğine dayanlı bir test oluşturmuş ve sınırlayıcı dağılımı kısa ve uzun hafıza özelliği altında türetmiştir.

Bir zaman serisinde uzun hafızayı tespit etmek amacıyla çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. Granger ve Joyeux (1980) çalışmasında otoregresif kesirli bütünleşik hareketli ortalama (ARFIMA) ve Baillie vd. (1996) tarafından tanımlanan kesirli bütünleşik genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (FIGARCH) modelidir. Bunlar kısa bellek olarak tanımlanan ARMA ve GARCH modellerinin uzantılarıdır.

### 2.3. Uzun Hafıza Süreci

Uzun hafıza süreci otokorelasyon fonksiyonu olan  $\rho(k)$  hiperbolik bir oranda sifira yakınsadığı bir süreç olarak tanımlanır (Beran, Statistics for Long-Memory, 1994):

$$\rho(k) : L(k)k^{2d-1} \quad k \rightarrow \infty \quad (2.1)$$

Burada  $L(k)$  yavaş değişen bir fonksiyondur.  $d \in \left(0, \frac{1}{2}\right)$  ise  $\rho(k)$  otokorelasyon fonksiyonunun azalma hızını gösteren bir parametredir. Bu durumda uzun hafızaya sahip olan bir süreç hiperbolik bir azalma gösterirken otoregresif hareketli ortalama (ARMA) gibi "kısa hafızalı" bir sürecin üstel bir oranda azalma göstermektedir yani sifira yakınsar. Kısa hafıza özelliği gösteren süreçlerin bağımlılığının azalma hızı uzun hafızaya göre daha hızlıdır.



### 3. UZUN HAFIZA VE ZAYIF FORMDA ETKİNLİK ARASINDAKİ İLİŞKİ

Literatürde uzun hafıza denilince akla ilk gelen teorilerden biri Fama (1970) tarafından geliştirilen Etkin Piyasa Hipotezidir. Etkin Piyasa Hipotezinde üç adet piyasa hipotezi vardır. Bu hipotezler, zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinliktir. Bu tezde ele alınan ve uzun hafıza ile ilişkilendirilen hipotez ise zayıf formda etkin piyasa hipotezidir.

Etkin Piyasa Hipotezinin geçerli olabilmesi için finansal varlıklarla ilgili olan tüm bilgilerin fiyatlara yansımaları gerekmektedir. Etkin piyasa hipotezine göre tüm yatırımcıların finansal varlıklarla ilgili oluşan tüm bilgiye ulaştığı düşünülmektedir. Bu durumda yatırımcıların getiri elde etmesi olanaksız bir durum olmakta ve fiyatların öngörülebilir olması olanaksız hale gelmektedir (Çevik & Sezen, 2020).

Piyasaların etkinlik durumu bireysel ya da kurumsal yatırımcılar için önemli bir durumdur. Etkin olan bir piyasada bilgiler herkese eşit bir şekilde ulaşmaktadır ve elde edilen getiriler, ortalama getirilerdir. Fakat aksi bir durumda, piyasadaki önemli bilgilerin sadece belirli kişi ya da kurumlara ulaşması durumunda zayıf formda etkin piyasa hipotezi geçerli olmakta ve bazı bireyler ya da kurumlar finansal piyasalardan yüksek getiri elde etme imkânı bulmaktadır. Bu durum aynı zamanda piyasalarda manipülasyona neden olabilmekte ve haksız bir rekabete sebep olabilmektedir.

Zayıf formda etkinlik durumunda geçmiş dönemde oluşan bilgiler fiyatlara yansımakta ve yatırımcılar bu bilgilere aynı anda erişememekte böyle bir durumda ise açıklanmayan bazı bilgiler başka yatırımcılar tarafından bilinmektedir (Fama, 1970). Böylece etkin piyasa hipotezinin zayıf formda olması durumunda yatırımcılar, geçmiş dönem fiyatlarını kullanarak ortalama üstünde getiri elde edememekte ve geçmiş fiyatların analizini yaparak cari dönemi öngörememektedir çünkü zayıf formda etkinlik durumunun temelinde rassal yürüyüş teorisi yatmaktadır (Maymin, 2011).

Rassal yürüyüş teorisine göre piyasaya gelen olumlu ya da olumsuz haberlerin etkisi finansal varlıkların fiyatını o an artırabilir ya da o an azaltabilir. Diğer bir ifadeyle finansal piyasalarda oluşan şokların gelecek fiyatlara karşı bir etkisi yoktur, geçmişte oluşan artışlar ya da azalışlar cari dönemi değil o anki fiyatları

etkilemektedir. Bu durumda da finansal varlıkların geçmiş fiyatlarına bakılarak geleceği tahmin etmek olanaksız bir hale gelmektedir.

Zayıf formda etkin piyasa hipotezinin altında rassal yürüyüş teorisinin yatması ise uzun hafıza ile zayıf formda etkin piyasa hipotezi arasında bir ilişki kurulmasına olanak sağlamaktadır.

Uzun hafıza durumu geçmiş dönemde yaşanan şokların serinin cari dönemini etkileyip etkilemediğini ve serinin gözlemleri arasındaki bu bağıllığın ne kadar dirençli olduğunu tespit etmektedir. Eğer geçmiş dönemde yaşanan şoklar cari dönemli etkiliyorsa süreç uzun hafızaya sahip denilebilir. Fakat tersi söz konusu ise geçmiş dönemde yaşanan şokların cari dönem üzerinde bir etkisi yok ve bu bağıllık hızlı bir şekilde sönümleniyorsa süreç kısa hafızaya sahiptir denilebilir. Serinin uzun hafızalı olması durumunda zayıf formda etkin piyasa hipotezi geçersizdir. Diğer bir ifadeyle finansal varlığın geçmiş değerleri arasında bir otokorelasyon söz konusudur, geçmiş fiyatlara bakılarak gelecek fiyatlar tahminlenebilir ve yatırımcılar ortalama üstünde getiri elde edebilir. Serinin kısa hafızaya sahip olması durumunda diğer bir ifadeyle finansal varlığın geçmiş değerleri arasında bulunan otokorelasyonun hızlı bir şekilde sönümlenmesi durumunda ise zayıf formda etkin piyasa hipotezi geçerlidir.

## 4. YÖNTEM

### 4.1. ARMA Modelleri

Bu bölümde Otoregresif Süreç (AR), Hareketli Ortalama Süreci (MA) ve Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci (ARMA) modelleri açıklanmaktadır.

#### 4.1.1. Otoregresif Süreç (AR)

Literatürde finansal zaman serileri için önemli bir yeri olan otoregresif süreçler Yule (1927) çalışmasıyla ortaya çıkmıştır. Otoregresif süreçler tek bir değişken ile oluşturulmaktadır. En genel tabirle otoregresif süreç, bir serinin cari dönemdeki değerini geçmiş dönemdeki değerleri ve serinin saf bir hata terimine bağlı olarak ortaya koyan modellerdir (Çil, 2018).  $Y_t$  serisinin cari dönemi bir önceki dönemine bağlı olarak açıklanmaya çalışılması durumunda süreç AR(1) olarak adlandırılmaktadır. Bu durumda en genel haliyle AR(p) olarak adlandırılan otoregresif sürecin p değerleri kurulan modelin içerdiği geçmiş dönem değerleri ile ilişkilendirilmektedir. Birinci dereceden otoregresif süreç olan AR (1) süreci denklemi Eş. 4.1'de ifade edilmektedir (Tsay, 2010):

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Birinci dereceden otoregresif süreç olarak tanımlanan AR (1) sürecinde  $\mu$  parametresi sabit değeri,  $\phi_1$  parametresi  $-1 < \phi_1 < 1$  arasında değer aldığı varsayılan bilinmeyen parametre ve  $\varepsilon_t$  parametresi ise ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir.  $-1 < \phi_1 < 1$  koşulunu sağlayan birinci dereceden otoregresif süreç olan AR(1) süreci durağan bir model olarak adlandırılmaktadır (Box & Jenkins, 1976).  $\phi_1$  parametresinin sıfır değerine eşit olması halinde AR(1) süreci  $Y_t = \varepsilon_t$  haline dönüşecektir bu durumda da süreç ortalamayı sık bir biçimde kesen durağan bir yapıya dönüşmektedir.  $\phi_1$  parametresinin değerinin artması halinde süreç ortalamayı daha az bir şekilde kesecektir. Bu durumda da  $\phi_1$  parametresinin 1 değerini alması durağanlık koşulunu yerine getirmeyecek ve süreç durağan olmayan bir sürece evrilecektir.

p. gecikme değerine sahip AR(p) modeli genel olarak Eş 4.2’de ifade edilmektedir:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Eş. 4.2’de yer alan  $\delta$  sabit parametre,  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  bilinmeyen otoregresif parametreleri,  $\varepsilon_t$  ise ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir.

#### 4.1.2. Hareketli Ortalama Süreci (MA)

$Y_t$  serisinin hata teriminin cari değeri ile geçmiş dönemdeki değerine bağlı olarak açıklanmaya çalışılması durumunda süreç hareketli ortalama süreci yani MA(q) olarak adlandırılmaktadır. Birinci dereceden otoregresif sürecin durağanlık koşulunu yerine getirebilmesi için  $-1 < \phi_1 < 1$  arasında değerler alması gerekmektedirken hareketli ortalama süreci için böyle bir kısıt söz konusu değildir çünkü hareketli ortalama süreci, hata teriminin ortalaması olduğu için süreç durağan bir yapıdadır. Birinci dereceden hareketli ortalama süreci Eş. 4.3’te olduğu gibi ifade edilmektedir (Tsay, 2010):

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (4.3)$$

Eş. 4.3’te yer alan  $\mu$  sabit parametre,  $\theta_1$  bilinmeyen birinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ise ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir. MA(1) süreci  $|\theta_1| < 1$  değeri alması durumunda tersine çevrilebilirlik özelliğini göstermektedir.

q. gecikme değerine sahip MA(q) modeli genel olarak Eş 4.4’te ifade edilmektedir:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4.4)$$

Eş. 4.4’te  $\mu$  sabit parametre,  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  bilinmeyen hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ise ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir.

### 4.1.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci (ARMA)

ARMA modeli otoregresif süreç ile hareketli ortalama sürecinin her ikisinin de modele dahil edilmesiyle oluşan bir süreçtir. Süreçte AR modeli gecikme derecesi için ifade edilen  $p$  mertebesi ile MA modeli gecikme derecesi için ifade edilen  $q$  mertebesinin modele dahil edilmesiyle süreç ARMA( $p,q$ ) olarak gösterilmektedir. Seriyi modellemek amacıyla kurulan AR( $p$ ) ya da MA( $q$ ) süreçleri yeterli olmadığı durumlarda her iki sürecinde modele dahil edilmesi gerekmektedir. En genel haliyle ARMA ( $p, q$ ) süreci Eş. 4.5'te ifade edilmektedir (Tsay, 2010):

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4.5)$$

Burada  $\mu$  sabit parametre,  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  bilinmeyen otoregresif parametreleri,  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  bilinmeyen hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ise ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir. ARMA (1,1) Eş. 4.6'da gösterilmektedir:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (4.6)$$

Eş. 4.6'da yer alan sürecin durağanlık kısmı otoregresif süreçten, tersine çevrilebilir olması ise hareketli ortalama sürecinden gelmektedir.  $|\phi_1| < 1$  olması ARMA(1,1) sürecinin durağan olduğunu ve  $|\theta_1| < 1$  olması ise sürecin tersine çevrilebilir olduğunu göstermektedir.

Eğer kurulan ARMA ( $p, q$ ) modeli durağan bir yapı sergilemiyorsa bu durumda serinin farkının alınması gerekmektedir. Bu durumda ARMA süreci Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreci ARIMA ( $p, q$ ) olarak adlandırılmaktadır.

## 4.2. Oynaklık Modelleri

Son yıllarda finansal piyasaların özelliklerini analiz etmek amacıyla popüler bir hale gelen oynaklık modelleri hem akademisyenler hem de uygulayıcılar tarafından önemli hale gelmektedir. Oynaklık kavramı finansal zaman serisinde en önemli kavramlardan biridir. Oynaklık, finansal zaman serisi getirisinin standart sapması ya da varyansı ile ölçülmektedir ve bu kavram finansal varlık riskinin bir ölçüsü olarak kabul edilmektedir (Brooks, 2008, s. 383).

Finansal getirilerin özelliklerinden biri olan, oynaklık kümelenmesi (Volatility Clustering) durumunda büyük değişikliklerinin büyük değişiklikleri ve küçük değişikliklerin de küçük değişiklikleri devamında getirmesi özelliği olarak tanımlanmaktadır (Brooks, 2008, s. 380). Bunun sonucunda herhangi bir finansal varlık fiyatının varyansının büyüklüğü yatırımcıların kazanma ya da kaybetme durumuna etki etmektedir. Yüksek oynaklık durumunda yatırımcı piyasada bulunmaktan çekinebilir fakat oynaklık durumu düşük ise risk sevmeyen bir yatırımcı piyasada bulunmak isteyebilir (Stock & Watson, 2011).

Bu bölümde finansal zaman serilerinin ampirik analizlerinde uygulanan bazı oynaklık modelleri açıklanmaktadır. Bunlar ARCH modeli, GARCH modeli, IGARCH modeli, EGARCH modeli, APARCH modeli ve TARARCH modelinden oluşmaktadır.

#### **4.2.1. ARCH Modeli**

Engel (1982) çalışmasıyla geliştirilen ARCH (Oto-regresif Koşullu Değişen Varyans) modeli enflasyondaki oynaklığın kalıcılığını yakalamak için tasarlanmıştır. Engel yaptığı (1982) çalışmada tahmin edilen hataların varyansı, analizde kullanılan serinin geçmiş dönem hatalarından etkilenecek şekilde zamanla değiştiğini yani sabit olmadığını gözlemlemiştir. Ekonometrinin önemli varsayımlardan biri olan “hata teriminin sabit varyansa sahip olma” varsayımı finansal piyasalarda oluşan dalgalanmalardan dolayı ihlal edildiği görülmektedir. Hataların varyansı değişen bir özellik sergilediği yani sabit varyanslı olmadığı zaman tahminler etkin olmayacak ve standart hata tahminlerinin sonucunun sapmalı çıkması problemiyle karşılaşılacaktır.

ARCH modelinin temelini koşullu ve koşulsuz olarak bilinen ikinci derece momentler oluşturmaktadır. Mevcut değişkenler için koşulsuz kovaryans matrisi zamanla değişmiyor yani sabit olabilirken koşullu varyans ve koşullu kovaryanslar zamana bağlı olarak değişebilmektedir (Bollerslev, Engle, & Nelson, 1994). Koşulsuz varyansı sabit, koşullu varyansı ise zaman içerisinde değişen ARCH modeli, koşullu varyansa sahip hata terimlerinin geçmiş dönem hata terimlerinin karelerinin fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır (Engle, 1982).

Oynaklık kümelenmesi ya da oynaklık havuzu iki modelden oluşmaktadır. Bunlardan ilki bu kısımda incelenecek olan, oto-regresif koşullu değişen varyans

olarak tanımlanan ARCH modeli bir diğeri ise daha sonra ele alınacak olan genelleştirilmiş ARCH olarak tanımlanan GARCH modelidir.

Engle (1982) çalışmasında ARCH modelini Eş. 4.7'deki gibi tanımlamaktadır:

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + v_t \quad (4.7)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (4.8)$$

Bu modele q. dereceden ARCH modeli denmektedir. Modelde yer alan q, modelin gecikme derecesini,  $\omega > 0$  sabit parametreyi,  $\alpha_i \geq 0$  olmak üzere hata teriminin gecikmeli değerlerinin karesinin koşullu varyans üzerindeki etkisini ifade etmektedir.

#### 4.2.2. GARCH Modeli

Bollerslev (1986) tarafından ortaya atılan GARCH modeli Engel (1982)'de verilen ARCH modelinin genelleştirilmiş halidir. Genelleştirilmiş ARCH ya da genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modeli olarak isimlendirilen GARCH modeli hem koşullu varyansın kendi değerlerini hem de geçmiş değerlerinin modele açıklayıcı değişken olarak eklenmesiyle oluşmaktadır. Diğer bir ifadeyle, ARCH modelinde genel olarak koşullu varyans denklemlerinde uzun gecikme istenir ve varyansın negatif çıkması gibi sorunlardan kaçınmak amacıyla sabit gecikme yapısı uygulanmaktadır. Bunun sonucunda Bollerslev (1986) çalışmasında hem daha uzun hafızaya sahip olabilecek (geçmiş şoklar) hem de daha esnek gecikme yapısına izin verecek bir model olan GARCH modeli geliştirilmiştir. Bir sürecin ortalamasını tanımlayan ARIMA modellerinin aksine, bir zaman serisinin koşullu varyansını modellemek için GARCH modelleri kullanılmaktadır. Bollerslev (1986) çalışmasında en genel haliyle GARCH (p, q) modelini Eş. 4.9'da olduğu gibi tanımlamaktadır:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (4.9)$$

Eş. 4.9'da yer alan denklemde  $\alpha_i$  parametresi hata teriminin gecikmeli değerlerinin karesinin koşullu varyans üzerindeki etkisini ifade etmektedir.  $\beta_i$  parametresi ise hata teriminin koşullu varyansının, cari dönem hata terimi koşullu varyansına etkisini ifade etmektedir.

Buradan,

$$\begin{aligned} p &\geq 0, & q &> 0 \\ \omega &> 0, & \alpha_i &\geq 0, \quad i=1, \dots, q. \\ \beta_i &\geq 0, & i &= 1, \dots, p \end{aligned}$$

ve

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i < 1 \text{ kısıtları geçerlidir. Özellikle, koşullu varyans tahminlerinin}$$

ima ettiği görünen kalıcılık, çoğu uygulamalı çalışmada ortak olan ampirik bir bulgudur. Bu, otoregresif polinomda yaklaşık bir birim kökün varlığı ile kendini gösterir  $\alpha + \beta = 1$ , yani şoklar sonsuz kalıcıdır. GARCH (p, q) şokların hızlı bir oranda bozulduğunu dikkate aldığından, bu belirtim uzun hafıza tanımlamak için uygun değildir ve yalnızca kısa hafıza olayları için uygundur (Bentes, 2015).

#### 4.2.3. IGARCH Modeli

Engel ve Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen IGARCH modeli bütünleşik GARCH modeli olarak adlandırılmaktadır. Bütünleşik GARCH modeli birim kök içerebilmektedir. Engel ve Bollerslev (1986) IGARCH (1,1) modeli:

$$h_t = \omega + \beta_1 h_{t-1} + (1 - \beta_1) \varepsilon_t^2 \quad (4.10)$$

Eş. 4.10'da  $0 < \beta_1 < 1$  olmalıdır. Eş. 3.10'da görüldüğü üzere modelde ARCH parametresi yer almamaktadır. Bu bağlamda modelde 1-şokun kalıcılığı olarak ifade edilen  $1 - \beta_1$  bulunmaktadır (Höl & Akkuş, 2021). IGARCH(p,q) sürecinde şoklar yok olmaz ve şoklar gelecekte var olan oynaklık üzerinde sonsuz bir etkiye sahip olmaktadır (Bentes, 2015).

#### 4.2.4. TARARCH Modeli

Eşik Değerli ARCH (TARARCH) modeli oynaklıktaki asimetrisini ortaya koymak amacıyla ilk kez Zakoian (1994) tarafından geliştirilmiştir. Daha sonra olumlu ve olumsuz haberlerin oynaklık üzerinde etkisini dikkate alan model Glosten vd. (1993) tarafından geliştirilmiştir. Modelin en genel hali Eş. 4.11'de ifade edilmektedir:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q (\alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \gamma_j D_{t-j} \varepsilon_{t-j}^2) \quad (4.11)$$

Buradan,

$$D_{t-j} = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-j} < 0 \\ 0, & \varepsilon_{t-j} \geq 0 \end{cases}$$

Burada koşullu varyansın pozitif olması için  $\alpha_0 > 0$ ,  $\beta_i \geq 0$ ,  $\alpha_j \geq 0$  ve  $\alpha_j + \gamma_j \geq 0$  değerlerini alması gerekmektedir (Tsay, 2010). Hata terimleri, meydana gelen şokları ifade ederken  $D_{t-j}$  ise şokların pozitif ya da negatif olmasına bağlı olarak 0 ve 1 değerini alan kukla değişkenleri ifade etmektedir.  $\gamma_j > 0$  olması durumunda oynaklık üzerinde negatif şoklar pozitif şoklara göre daha fazla etkilidir. Diğer taraftan  $\varepsilon_{t-j} < 0$  olması durumu olumsuz haberleri nitelerken  $\varepsilon_{t-j} \geq 0$  olması durumu ise olumlu haberleri nitelermektedir (Zakoian, 1994).

#### 4.2.5. EGARCH Modeli

Black (1976) çalışmasında olumsuz haberler sonucunda oynaklığın arttığını olumlu haberler sonucunda ise oynaklığın azaldığını ifade etmektedir bu durumdan ise kaldıraç etkisi olarak bahsedilmektedir. Diğer bir deyişle olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre oynaklık üzerindeki etkisinin daha fazla olduğu söylenilmektedir. Bunun sonucunda kaldıraç etkisini göz önünde bulundurmeyen GARCH modeline alternatif olarak kaldıraç etkisini göz önünde bulunduran EGARCH modeli Nelson (1991) çalışmasında geliştirilmiştir. En genel haliyle EGARCH modeli Eş. 4.12'de ifade edilmektedir:

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} + \sum_{k=1}^p \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (4.12)$$

Eş. 4.12’de  $\alpha_0$  sabit terim,  $\beta_j$  ve  $\alpha_i$  sabit parametreleri,  $\sigma_{t-j}^2$  geçmiş dönem oynaklık tahminleri,  $\varepsilon_{t-i}$  geçmiş dönem hata terimi,  $\sigma_{t-i}$  geçmiş dönem koşullu standart sapmayı ifade etmektedir.  $\gamma_k$  değerinin sıfıra eşit olması halinde olumlu ya da olumsuz haberlerin oynaklık üzerinde etkisinin aynı olduğu,  $\gamma_k$  ifadesinin sıfır değerinden küçük olması halinde negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla olduğu,  $\gamma_k$  ifadesinin sıfır değerinden büyük olması halinde ise pozitif şokların negatif şoklara göre oynaklık üzerinde etkisinin daha fazla olduğunu göstermektedir (Verbeek, 2004).

#### 4.2.6. APARCH Modeli

Ding vd. (1993) çalışmasında ortaya atılan Asimetrik Üslü ARCH modeli oynaklık modellemesinde varyans yerine standart sapmanın kullanılmasını önermektedirler. Modelin en genel hali Eş. 4.13’te verilmektedir:

$$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (4.13)$$

Eş. 4.13’te yer alan  $\alpha_i$  ve  $\beta_j$  parametreleri GARCH parametrelerini ifade ederken  $\delta$  parametresi üs değerini,  $\sigma_t^\delta$ , t dönemine ait oynaklığı,  $\gamma_i$  değeri ise kaldıraç etkisini ifade etmektedir. Bu durumda  $\gamma_i$  ifadesinin sıfır değerinden küçük olması pozitif bilginin negatif bilgiye göre oynaklığı daha fazla etkilediği,  $\gamma_i$  ifadesinin sıfır değerinden büyük olması ise negatif bilginin pozitif bilgiye göre oynaklığı daha fazla etkilediğini ifade etmektedir (Ding, Granger, & Engle, 1993). Eğer üs parametresi olan  $\delta$  parametresi 2 ve  $\gamma_i$  parametresi 0 değerini alırsa APARCH modeli GARCH modeline, sadece  $\delta$  parametresi 2 değerini aldığı APARCH modeli GJR-GARCH modeline,  $\delta$  parametresi son olarak 1 değerini aldığı durumlarda ise APARCH modeli TARARCH modeline dönüşecektir (Ding D. , 2011).

### 4.3. Uzun Hafıza Modelleri

Uzun hafızanın temelleri Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) çalışmalarında atılmıştır. Geleneksel modeller olarak bilinen AR(p), MA(q), ARMA (p, q) ve ARIMA (p, d, q) gibi modelleri kısa süreli belleğe sahiplerdir. Bundan dolayı araştırılan serilerde uzun hafıza özelliği geleneksel modeller ile tam anlamıyla açıklanamamaktadır. Bu zorluğun üstesinden gelmek amacıyla bir dizi model oluşturulmuş ve bu modellerden birisi de ARFIMA (p, d, q) modelidir. ARFIMA modeli ortalama sınıfı için uzun hafıza sürecini tanımlayan modeldir. ARCH-GARCH türü modeller ise zaman serilerinin oynaklığındaki uzun hafıza sürecini tanımlamak için yetersiz kalmaktadır. Zaman serilerinin oynaklığındaki uzun hafızanın belirlenmesi amacıyla FIGARCH, FIAPARCH, FIEGARCH gibi uzun hafıza sürecini tanımlayan bir modeller kullanılmaktadır.

Bu bölümün alt başlıklarında ARFIMA ve FIGARCH, FIAPARCH, FIEGARCH modelleri detaylı bir biçimde anlatılmaktadır.

#### 4.3.1. ARFIMA Modeli

Uzun hafıza sürecinin belirlenmesi için kullanılan ilk modellerden biri olan ARFIMA, Granger (1980) çalışmasında ardından Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) çalışmalarında ortaya çıkmaktadır. Granger ve Joyeux (1980) yaptıkları çalışma sonucunda finansal zaman serilerinde uzun hafıza özelliğinin olduğuna dair kanıtlar elde etmişlerdir. Kesirli bütünleşik otoregresif hareketli ortalama süreci olarak tanımlanan ARFIMA modeli, ortalamada uzun hafızanın olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılmaktadır. Daha öncede belirtildiği gibi kısa hafıza sürecine sahip olan seriler hızla azalan otokorelasyona sahip iken uzun hafıza sürecinde olan seriler yavaş veya hiperbolik bir şekilde azalan bir otokorelasyon yapısına sahiptir. Kısa hafıza süreci olarak bilinen saf durağan bir süreç olan ARIMA süreçleri farkı alınan bir serinin bütünleşme derecesi olarak I (0) ya da I (1) olarak kabul edilirken ARFIMA süreci ise kesirli bir bütünleşme derecesine izin vermektedir. Kesirli bütünleşme parametresi olarak bilinen “ξ” parametresi bir seride oluşan şokların etkisini belirlemeye ve serinin uzun hafıza özelliği gösterip göstermediği hakkında bilgi edinmeye yardımcı olmaktadır.

ARMA modelinin oluşturulması için önemli bir adım olan fark almadaki zorluklardan dolayı çoğu araştırmacı birinci dereceden fark alarak analize devam

etmektedir fakat bu durum zaman serilerinde bilgi kaybına neden olabilmektedir (Erfani & Samimi, 2009). Bundan dolayı ARFIMA modelinde kesirli farkın belirlenmesi bilgi kaybını azaltabilmektedir.

ARFIMA modeli oluşturma süreci üç adımdan oluşmaktadır. İlk olarak, zaman serilerinde uzun hafızanın test edilmesi ve  $\xi$  yani kesirli fark alma parametresinin belirlenmesidir. İkincisi, seriler üzerinde kesirli farkın belirlenmesi ve bir ARMA süreci elde edilmesi. Sonuncusu ise ARFIMA modelinin diğer iki parametresi olan  $p$  ve  $q$ 'nin belirlenmesidir. Eğer  $\xi$  parametresi,  $-0.5 < \xi < 0$  arasında bir değer alırsa süreç durağan fakat kısa hafızaya sahiptir yani kalıcı bir etki görülmemektedir.  $\xi = 0$  ise süreç kısa hafızaya sahiptir ve seriler birim kök içermemektedir yani durağandır.  $0 < \xi < 0.5$  arasında bir değer alırsa süreç uzun hafıza özelliği göstermektedir ve seriler birim kök içermemektedir yani seri durağandır.  $0.5 \leq \xi < 1$  durumunda süreç durağan bir yapı sergilememekte fakat ortalamasına geri dönmektedir, sonlu etki tepki ağırlıklarına sahiptir.  $\xi \geq 1$  olması durumunda ise seri birim kök içermektedir yani durağan değildir aynı zamanda seri ortalamasına geri dönmez (Hosking, 1981).

Zaman serilerinde genellikle durağanlığın sağlanması amacıyla birinci ve ikinci dereceden fark alınması gerekmektedir. Bu fark alma işlemi durağanlık için yeterli olmaktadır fakat bazı zaman serilerinin uzun dönemli bağımlılık göstermelerinden dolayı bu fark alma işlemcisi yeterli olmamaktadır. Bunun için serilerin kesirli farkının alınması tavsiye edilmektedir. Bununla birlikte zaman serilerinde var olan uzun hafıza durumunu ve kısa dönem dinamiklerini veren ARFIMA modeli genellikle kullanılmaktadır. ARFIMA modeli,  $\xi$  yani kesirli bütünleşme parametresinin  $-0.5 < \xi < 0.5$  kesirli değerleri almasına izin vermek için ARIMA modelinin tamsayı entegrasyon sırasını genelleştirerek, serinin kesirli olarak entegre edilmesini sağlar.

Uzun bellekli modellerin iyi bilinen bir sınıfı, Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından tanımlanan entegre hareketli ortalama (ARFIMA) süreçlerinde kesirli otoregresiftir. Bir  $ARFIMA(p, \xi, q)$  süreci operatör notasyonu kullanılarak Eş.4.14'deki gibi tanımlanabilir:

$$\phi(L)(1-L)^\xi (y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t : i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4.14)$$

Buradan,

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$$

$\phi(L)$  ve  $\theta(L)$  otoregresif süreç olan AR ve hareketli ortalama süreç olan MA süreçlerinin polinomial kökleridir. Standart ARMA sürecinde otokorelasyon fonksiyonu üstel olarak azalmaktadır. Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981):

$$(1-L)^\xi = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} \Gamma(k-\xi) L^k}{\sum_{k=0}^{\infty} \Gamma(-\xi) \Gamma(k+1)} \quad (4.15)$$

$\Gamma(\cdot)$  gama fonksiyonu ve  $(1-L)^\xi$  kesirli fark alma operatörüdür. ARFIMA modelinde  $\xi$  parametresi eğer -0,5 ile 0 arasında bir değer alıyorsa bu seri kısa hafızaya özelliğine sahiptir,  $\xi$  parametresi 0 ile 0,5 arasında bir değer alıyorsa seri uzun hafıza özelliği gösteren bir süreçtir ve birim köke sahip değildir yani durağandır bu süreçte zaman serisi ortalamasına dönmektedir,  $\xi$  parametresi 0 değerine eşit ise seri kısa hafıza özelliği taşımaktadır ve aynı zamanda birim kök içermemektedir yani durağandır eğer  $\xi$  parametresi 1 ve 1'den büyük bir değer alırsa seri birim kök içermektedir ve seri ortalamaya geri dönmemektedir.

#### 4.3.2. FIGARCH Model

Baillie vd. (1996) çalışmasında yer alan FIGARCH modeli, oynaklıkta uzun hafızanın var olup olmadığını incelemektedir. GARCH modelinde koşullu varyans üzerindeki şoklar üstel olarak dağılırken IGARCH modellerinde şoklar sonsuza kadar devam etmektedir (Pelinescu & Acatrinei, 2014). Diğer bir deyişle IGARCH modeli, şokların gelecekte var olan oynaklık üzerinde sonsuz bir etkiye sahip olduğunu aynı zamanda oynaklığın durağan olmadığını, birim kök içerdiğini söylemektedir. GARCH modeli, kısa hafızaya sahiptir ve şokların gelecekte var olan oynaklık üzerinde sonsuz bir etkiye sahip olmadığını yani kaybolduğunu söylemektedir. Bu durum ise şokların yavaş hiperbolik oranda dağıldığı FIGARCH modeli tarafından kapsanmaktadır. Bu iki model arasında oluşan farklılık FIGARCH modeli ile Baillie vd. (1996) tarafından giderilmek istenmiştir. Baillie vd. (1996)

FIGARCH modelinde şokların etkisinin oynaklık üzerinde hiperbolik bir şekilde azaldığı varsayımını göstermektedir. FIGARCH (p, d, q) modelini şu şekilde tanıtmaktadır (Baillie, Bollerslev, & Mikkelsen, 1996):

GARCH (p, q) süreci olmak üzere  $\varepsilon_t^2$ 'de bir ARMA(m,p) süreci olarak da ifade edilebilir:

$$\{1-\alpha(L)-\beta(L)\}\varepsilon_t^2 = \omega + 1\{1-\beta(L)\}v_t \quad (4.16)$$

Eş. 4.16'da  $v_t \equiv \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$  ifade etmektedir.  $\{1-\alpha(L)-\beta(L)\}\varepsilon_t^2$  ifadesi bir birim kök içerdiği zaman GARCH(p,q) süreci IGARCH sürecinin bir parçasıdır ve IGARCH(p,q) tarafından tanımlanan model ise:

$$\Phi(L)(1-L)\varepsilon_t^2 = \omega + \{1-\beta(L)\}v_t \quad (4.17)$$

Burada  $\Phi(L) = \{1-\alpha(L)-\beta(L)\}(1-L)^{-1}$ , m-1 düzeyindedir. Kesirli Bütünleşik GARCH ve GARCH model sınıfı, Eş.4.17'deki birinci fark işlecinin kesirli fark alma işleciyle değiştirilmesiyle basitçe elde edilir. Baillie vd. (1996) çalışmasında FIGARCH olarak bilinen koşullu varyansta uzun bir hafıza sürecini dikkate almaktadırlar ve FIGARCH (p, d, q) süreci Eş. 4.18'de olduğu gibi tanımlanmaktadır:

$$[1-\beta(L)]\sigma_t^2 = \omega + [1-\beta(L) - \Phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (4.18)$$

Burada  $\Phi(L)$  ve  $\{1-\beta(L)\}$  işlemcileri tüm birim kök çemberinin dışında kalmaktadır.  $\omega$  parametresi varyans denkleminde yer alan sabit değeri ifade etmektedir. Aynı zamanda  $\Phi$  ARCH parametresini,  $\beta$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

$\varepsilon_t^2$ , koşullu varyansı:

$$h_t = \frac{\omega}{[1-\beta(L)]} + [1 - \frac{\Phi(L)}{[1-\beta(L)]}(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (4.19)$$

Şeklinde ifade edilmektedir. Oynaklıkta oluşan bir şokun bozulmasının ne kadar zaman aldığı ARCH modellerinin hafızası ile karakterize edilmektedir.

Durağan bir yapıya sahip olan GARCH modeli literatürde kısa hafızaya özelliği gösterdiği şeklinde ifade edilmektedir. Bunun nedeni şokların koşullu oynaklık üzerindeki etkisinin kalıcı olmamasındandır. FIGARCH süreci, uzun hafızalı süreçlerin bir özelliği olan  $\varepsilon_t^2$  'nin otokorelasyonları için yavaş bir hiperbolik bozunma hızı anlamına gelir (Kiliç, Conditional Volatility and Distribution of Exchange Rates: GARCH and FIGARCH Models with NIG Distribution, 2007). Koşullu oynaklık sürecinin hafızasının uzunluğunun, temel alınan GARCH ve FIGARCH modellerinin parametrelerinin bir fonksiyonu olduğunu göstermektedir (Davidson, 2004).

FIGARCH (p, d, q) modelinde şokların koşullu varyans üzerinde uzun hafızasının sürekliliği d parametresi ile ölçülmektedir. Bu parametre kesirli bütünleşme parametresi olarak bilinmektedir. Bu parametre aynı zamanda oynaklıktaki uzun hafıza yapısının var olup olmadığını göstermektedir. Kesirli bütünleşme parametresi olarak tanımlana “d” sifıra eşit olursa d=0 FIGARCH (p, d, q) süreci GARCH (p, q) sürecine, “d” bire eşit olursa d=1 FIGARCH (p, d, q) süreci IGARCH süreci olmaktadır. Diğer taraftan eğer kesirli bütünleşme parametresi  $0 < d < 1$  arasında kesirli bir değer alırsa FIGARCH (p, d, q) sürecinin koşullu varyansı üzerinde bir şokun etkisi çok yavaş hiperbolik oranda azalmaktadır (Baillie, Bollerslev, & Mikkelsen, 1996). FIGARCH modelinde yer alan kesirli fark alma işlemcisi:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} \quad (4.20)$$

$$(1-L)^d = 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)L^3 - \dots$$

$$(1-L)^d = 1 - \sum_{k=1}^{\infty} c_k(d)L^k \quad (4.21)$$

ifade edilmektedir. Ballie vd. (1996) çalışmasında FIGARCH modeli için iki kısıt getirmektedir. Bunların biri  $\beta - d \leq \Phi \leq \frac{2-d}{3}$  bir diğeri ise  $d \left( \Phi - \frac{1-d}{2} \right) \leq \beta(d - \beta + \Phi)$  kısıtlarından oluşmaktadır.

#### 4.3.3. FIEGARCH Model

Bollerslev ve Mikkelsen (1996) çalışmasında koşullu varyansta uzun hafıza ve asimetri durumunu birlikte tespit edecek olan kesirli bütünleşik EGARCH modelini geliştirmişlerdir. Bollerslev ve Mikkselsen (1996) çalışmasında FIEGARCH modeli spesifik olarak  $\phi(z) = 0$  tüm köklerinin birim çemberinin dışında olduğu  $[1 - \phi(L)] = \phi(L)(1-L)^d$  otoregresif polinomu çarpanlarına ayrılarak model Eş. 4.22'deki gibi elde edilir:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \phi(L)^{-1}(1-L)^{-d} [1 + \psi(L)]g(z_{t-1}) \quad (4.22)$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma [|z_t| - E(|z_t|)] \quad (4.23)$$

Yukarıdaki denklemde  $\omega$  parametresi varyans denkleminin sabit değerini  $\phi$  parametresi modeldeki GARCH etkisini,  $\psi$  parametresi ARCH etkisini göstermektedir.  $g(\cdot)$  ifadesi haber etkisi işlevi olarak tanımlanmaktadır. Burada  $\theta$  piyasada meydana gelen negatif ya da pozitif şokların oynaklık üzerinde etkisini gösteren kaldıraç etkisi parametresidir.  $\theta$  değerinin negatif olması durumunda, oynaklık üzerinde negatif şokların pozitif şoklara göre etkisinin daha yüksek olduğu ifade edilmektedir. Eğer  $d$  parametresi  $d=0$  olursa model EGARCH modeline,  $d$  parametresi  $d=1$  olursa model IEGARCH modeline dönüşecektir ve  $d$  parametresi  $0 < d < 1$  aralıkta olması halinde oynaklıkta meydana gelen şokun etkisi yavaş hiperbolik oranda bozulmaktadır (Bollerslev & Mikkelsen, 1999). Koşullu ortalama için ise  $d$ , 0.5 ve -0.5 aralığında değer aldığıında  $\ln(\sigma_t^2)$  kovaryans-durağan ve tersine çevrilebilir yapıdadır. FIGARCH modelinin tersine FIEGARCH modeli parametrelerinde negatif olmama kısıtı yer almamaktadır (Bollerslev & Mikkelsen, 1996).

#### 4.3.4. FIAPARCH Model

Koşullu varyansta asimetri durumunu gösteren APARCH modelini uzun hafıza özelliği ile birlikte araştırmak isteyen Tse (1998) çalışmasında APARCH (p, q) modelini genişleterek kesirli bütünleşik APARCH (FIAPARCH) modelini aşağıdaki eşitliklerle açıklamaktadır. APARCH (p, q) modeli (Tse, 1998):

$$\sigma_t^\delta = \eta + \alpha(L)(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta + \beta(L)\sigma_t^\delta \quad (4.24)$$

Burada  $\alpha(L) = \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i$  ve  $\beta(L) = \sum_{i=1}^q \beta_i L^i$ , L ise gecikme operatörüdür. Sabit

terim olan  $\eta > 0$  ve  $\alpha \geq 0$  olmalıdır.  $-1 < \gamma < 1$  ve  $\beta_i \geq 0$  olduğu varsayılmaktadır.

Eğer  $g(\varepsilon_t) = |\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t$  ve  $\xi_t = g(\varepsilon_t)^\delta - \sigma_t^\delta$  tanımlanırsa ve Eş. 4.25 yazılırsa:

$$(1 - \alpha(L) - \beta(L))g(\varepsilon_t)^\delta = \eta + (1 - \beta(L))\xi_t \quad (4.25)$$

Yukarıdaki modelde koşullu oynaklık üzerinde meydana gelen şokun uzun hafızada kalıcılığı sergileyebilmesi adına koşullu varyans denkleminin verildiği polinom  $\Phi(L)$  olduğunu varsayılmıştır:

$$(1 - L)^d \Phi(L)g(\varepsilon_t)^\delta = \eta + (1 - \beta(L))\xi_t \quad (4.26)$$

$0 \leq d \leq 1$  ve  $\Phi(L) = 0$  eşitsizliğinin kökleri birim çember içindedir. Eşitlik düzenlendiğinde:

$$\sigma_t^\delta = \frac{\eta}{1 - \beta(1)} + [1 - (1 - \beta(L))^{-1} \Phi(L)(1 - L)^d]g(\varepsilon_t)^\delta \quad (4.27)$$

Bu durumda hem  $1 - \beta(L)$  hem de  $\Phi(L)$  1. dereceden polinomlardır. Son olarak  $FIAPARCH(1, d, 1)$  modeli Eş. 4.28'deki gibi ifade edilmektedir:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \lambda(L)(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta \quad (4.28)$$

$\omega = \frac{\eta}{1 - \beta(1)}$  ve  $\lambda(L) = [1 - (1 - \beta(L))^{-1} \Phi(L)(1 - L)^d]$  olarak tanımlanmaktadır.

FIAPARCH modelinde kesirli fark parametresi  $0 < d < 1$  arasında değer alması

modelin uzun hafıza özelliğine sahip olduğunu göstermektedir.  $\gamma$  parametresi asimetrik etkiyi gösteren parametredir ve -1 ile 1 arasında değerler almaktadır.  $\gamma > 0$  olması halinde negatif şokların pozitif şoklara göre oynaklık üzerine etkisinin daha yüksek olduğu ifade edilmektedir (Tse, 1998).

#### **4.4. Uzun Hafıza Testleri**

Bu bölümde uzun hafızaya yönelik testlerden bahsedilmektedir. Uzun hafıza testleri zaman serilerinin uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediğini tespit eden istatistiksel testlerdir. Uzun hafıza testlerinin uzun hafıza modellerinden farkı, uzun hafıza testleri uzun dönemli bağımlılığı tespit etmek amacıyla kullanılırken uzun hafıza modelleri bu bağımlılığı modellemeye çalışmaktadır. Buna göre uzun hafıza testleri sonucunda seride uzun dönemli bağımlılığın olması serinin modellenmeye uygun bir seri olduğu anlamına gelmektedir. Bu testler parametrik olmayan testler, yarı parametrik testler ve parametrik testler olarak alt başlıklarla anlatılmaktadır.

##### **4.4.1. Parametrik Olmayan Testler**

###### **4.4.1.1. Yeniden ölçeklendirilmiş aralık R/S testi**

Zaman serisinde uzun hafıza özelliğinin belirlenmesi için birçok istatistiksel test vardır bunlardan ilki R/S testidir. R/S testi ilk olarak Nil Nehri rezervuar kapasitesi yani baraj yüksekliği sorununu çözmek amacıyla bir hidrolog olan Hurst (1951) çalışmasında ortaya atılmaktadır. Nil Nehri akışını dikkate alarak ve gelecekteki değişkenlikleri tahminlemek isteyen Hurst, nehir üzerinde yaptığı incelemeler ve modellemeler sonucunda nehir akışının zaman içinde bağımsız olmadığı diğer bir ifadeyle oluşan doğa olaylarının nehrin akışında kalıcı bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Bunun sonucunda nehir akışının hafıza etkisini incelemek amacıyla R/S testini ortaya çıkardı.

Standart Gaussian yöntemleri kısıtlayıcı varsayımlar altında iyi sonuçlar vermekte ve ölçülen olaylar IID yani bağımsız ve özdeş dağılmış olmalıdır bundan dolayı bağımsız yani olayların birbirini etkilememesi ve özdeş diğer bir deyişle hepsinin gerçekleşme olasılığının eşit olması gerekmekte böyle bir durumda eğer sistem IID değilse parametrik olmayan bir test olan R/S testi uygun bir yöntemdir (Skjeltop, 2000).

Uzun hafızayı belirlemek amacıyla Hurst (1951) tarafından Nil nehri çalışmasından sonra Mandelbrot R/S testini geliştirdi ve standart sapma üzerindeki aralığın veya R/S istatistiğinin kullanılmasını önerdi. Uzun hafıza için geliştirilen birçok test Hurst üssünün tahminine dayanmaktadır. Hurst (1951) tarafından tanıtılan ve Mandelbrot (1972) tarafından kullanılan “yeniden ölçeklendirilmiş aralık” istatistiğidir.

R/S analizinin temel amacı, yeniden ölçeklenen kümülatif ortalamadan sapmaların ölçekleme davranışına bakılmasıdır. N uzunluğunda bir zaman serisi ve zaman periyodu,  $m \times n = N$  olacak şekilde m uzunluğunda n bitişik alt periyoda bölünür, her bir alt periyot için ortalama ve standart sapma hesaplanır ardından her bir alt dönem için ortalamadan birikmiş sapmaların zaman serisi hesaplanır, hesaplanan zaman serilerinin aralığı, karşılık gelen standart sapma ile yeniden ölçeklenir (Erfani & Samimi, 2009).

R/S istatistiği, standart sapma ile yeniden ölçeklenen, ortalamadan sapmaların kısmi toplamlarının aralığıdır (Banerjee & Urga, 2005). R/S istatistiği, numune boyutunun bir fonksiyonu olarak ortalama standart sapma (S) ile yeniden ölçeklenen ortalama aralığın (R) davranışına dayanmaktadır (Mandelbrot, 1972). R/S test istatistiğini en genel anlamda Eş. 4.29'daki gibi tanımlamaktadır (Beran, Feng, Ghosh, & Kulik, 2013):

$$R(n) \equiv [Max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - Min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n)] \quad (4.29)$$

R(n) örneklem değişim aralığı olmak üzere, örneklem ortalaması

$$\bar{X}_n = (1/n) \sum_{j=1}^n x_j . \text{ Standart sapma,}$$

$$S(n) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n)^2}$$

Böylece,

$$\bar{Q}_n = \frac{R(n)}{S(n)} = \left[ \frac{\text{Max}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \text{Min}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n)}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n)^2}} \right] \quad (4.30)$$

Eş. 4.30'da  $Q_n = \frac{R(n)}{S(n)}$  olarak tanımlanır ve  $Q_n = (cn)^H$  ve  $n \rightarrow \infty$ , c bir

sabittir. Burada  $Q_n$  değeri n arttıkça artmaktadır.  $Q_n = (cn)^H$  eşitliğinin logaritması alınarak regresyon denklemi çözülerek En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir. H, Hurst üssü olarak tanımlanmaktadır. Eğer  $0 < H < 0.5$  ise kısa süreli belleği temsil eder.  $H=0.5$  ise uzun hafızanın olmadığını göstermektedir.  $0.5 < H < 1$  durumunda ise, uzun hafızayı diğer bir ifadeyle kalıcılığı temsil eder (Feng, Zou, & Wei, 2011).

R/S analizinin en önemli avantajı, H değerinin bir zaman serisi için dağılım varsayımından bağımsız olmasıdır fakat bununla birlikte seride kısa hafıza olduğunda, heterojenlik özelliği sergilediğinde ve durağan bir süreç izlemediğinde R/S test istatistiği sapmalı sonuçlara sahip olabilmektedir (Panas, 2001).

#### 4.4.1.2. Modifiye edilmiş Lo R/S testi

Klasik R/S istatistiğinin heterojen olması ve kısa hafızaya sahip olması durumunda sapmalı sonuçlara neden olabilmektedir. Bu sorunun üstesinden gelmek amacıyla Lo (1991) çalışmasında R/S testini yeniden ele almaktadır. Yeniden ölçeklenen ortalama aralığı normalleştirilirken standart sapma yerine ağırlıklı otokovaryans toplamı kullanılmaktadır. Lo (1991) çalışmasında  $Q_n = \frac{R(n)}{S(n)}$  olmak üzere süreç  $Q_n$  istatistiği ile Eş. 4.31'deki gibi açıklanmaktadır:

$$Q_n \equiv \frac{1}{S(n)} [\text{Max}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \text{Min}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n)] \quad (4.31)$$

İken buradan  $n=N$  olmak üzere,

$$S_q(N) \equiv \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (X_j - \bar{X}_N)^2 + \frac{2}{N} \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \left\{ \sum_{i=j+1}^N (X_i - \bar{X}_N)(X_{i-j} - \bar{X}_N) \right\} \quad (4.32)$$

$$= S^2 + 2 \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \hat{\gamma}_j$$

$\omega_j(q)$  ağırlıkları ifade etmekte ve  $q$  standart sapmayı ayarlamak için kullanılan otokovaryans fonksiyonundaki gecikme sayısı olarak ifade edilmektedir:

$$\omega_j(q) \equiv 1 - \frac{j}{q+1}, q < N$$

Eş.4.32'de Lo (1991)  $S_q^2$  ve  $\hat{\gamma}_j$ ,  $X$ 'in sırasıyla varyans ve otokovaryans tahmincileri olarak tanımlanmaktadır.  $Q_n$  ifadesi  $Q_n^0$ 'dan yalnızca kısmi toplamın varyansının tutarlı bir tahmin edicisinin karekökü olan paydasında farklılık gösterir.  $\{X_t\}$  kısa hafızalı özellik sergiliyor ise, kısmi toplamın varyansı sadece tek terimlerin varyanslarının toplamı değildir, aynı zamanda otokovaryansları da içerir. Yani  $S_q(N)$  tahmincisi yalnızca  $\{X_j\}$ 'nin kare sapmalarının toplamını değil, aynı zamanda  $q$  gecikmesine kadar ağırlıklı otokovaryanslarını da içerir (Lo, 1991).

#### 4.4.2. Yarı Parametrik Yöntemler

##### 4.4.2.1. Geweke-Porter-Hudak yöntemi

Uzun hafızayı test etmek amacıyla kullanılan parametrik olmayan testlerden bir diğeri Geweke-Porter-Hudak (GPH) testidir. Bu yöntemi Geweke ve Porter-Hudak (1983) çalışmasında ileri sürülmektedir. Durağan doğrusal bir süreç varsayımı altında Geweke ve Porter-Hudak (1983) GPH tahmini spektral (görüntüsel) yoğunluk fonksiyonunun tahminine dayanır ve Eş. 4.33'teki gibi tanımlanmaktadır:

$$(1-L)^d X_t = u_t \quad (4.33)$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada spektral yoğunluk fonksiyonu:

$$f(\lambda) = \left( \frac{\sigma^2}{2\pi} \right) \left\{ 4 \sin^2(\lambda) \right\}^{-d} f_u(\lambda) \quad (4.34)$$

$f_u(\lambda)$  ifadesi hata terimini spektral yoğunluk fonksiyonudur. Yukarıdaki denklemin logaritmik dönüşümü yapıldığında:

$$\ln \{f(\lambda)\} = \ln \left\{ \frac{\sigma^2 f_u(0)}{2\pi} \right\} - d \ln \left\{ 4 \sin^2 \left( \frac{\lambda}{2} \right) + \ln \left\{ \frac{f_u(\lambda)}{f_u(0)} \right\} \right\} \quad (4.35)$$

Burada altında Geweke ve Porther-Hudak (1983) T boyutunda bir  $\{X_t\}$  örnek mevcut olduğunu varsaymakta ve harmonik koordinatları ise  $\lambda_{j,T} = \frac{2\pi j}{T}$  ( $j=0, \dots, T-1$ ) . Periodogram koordinatlarını  $I(\lambda_{j,T})$  göstermektedir. Periodogram koordinatlarının da modele eklenmesiyle modelin son hali Eş. 4.36'daki gibidir:

$$\ln \{I(\lambda_{j,T})\} = \ln \left\{ \frac{\sigma^2 f_u(0)}{2\pi} \right\} - d \ln \left\{ 4 \sin^2 \left( \frac{\lambda_{j,T}}{2} \right) + \ln \left\{ \frac{f_u(\lambda_{j,T})}{f_u(0)} \right\} + \ln \left\{ \frac{I(\lambda_{j,T})}{f_u(\lambda_{j,T})} \right\} \right\} \quad (4.36)$$

Doğrusal regresyon analizi yardımıyla d parametresi tahmin edilmektedir. Geweke ve Porther-Hudak (1983) modelde yer alan denklemleri şu şekilde açıklamaktadır, “-d” parametresi eğim katsayısını,  $\ln \{4 \sin^2(\lambda_{j,T})\}$  bağımsız değişkeni,  $\ln \{I(\lambda_{j,T})\}$  bağımlı değişkeni ve  $\ln \left\{ \frac{\sigma^2 f_u(0)}{2\pi} \right\}$  sabit parametreyi tanımlamaktadır. Böylece sıradan en küçük kareler yöntemiyle regresyon tahmini Eş. 4.37'deki model için yapılmaktadır:

$$\ln \{I(\lambda_{j,T})\} = \beta_0 + \beta_1 \ln \left\{ 4 \sin^2 \left( \frac{\lambda_{j,T}}{2} \right) + u_{j,T} \right\} \quad (4.37)$$

Burada  $\beta_1 = -d$  olmaktadır.  $j=1, \dots, n$  olmak üzere tahmin edicinin hesaplanabilmesi kolay olsa da tahmin için dikkate alınması gereken sorunlar vardır bunlardan birisi uygun n değerinin seçilmesidir. Regresyon tahmininde kullanılan gözlem sayısı dikkate alındığı zaman n değerinin belirlenmesi için,  $n = g(T) = T^\lambda$  ve  $0 < \lambda < 1$  hesaplanmaktadır. Yapılan çalışmalarda yaygın bir biçimde  $n = T^{0.5}$  kullanılmaktadır. Bu seçimin yapılması her zaman doğru sonuçlar vermemektedir dolayısıyla yanlı sonuçlara neden olabilmektedir (Tolvi, 2003).

$$d = \frac{\sum_{j=1}^{g(T)} (Y_j - \bar{Y}) \ln \{I(\lambda_{j,T})\}}{\sum_{j=1}^{g(T)} (Y_j - \bar{Y})^2} \quad (4.38)$$

Buradan  $0 < g(T) < T$  olmaktadır.  $Y_j = -\ln \left\{ 4 \sin^2 \left( \frac{\lambda_{j,T}}{2} \right) \right\}$  ve

$\bar{Y} = \left( \frac{1}{g(T)} \right) \sum_{j=1}^{g(T)} Y_j$  olarak tanımlanmaktadır. Geweke ve Porter-Hudak (1983),

sentetik verileri kullanarak, 50 veya daha fazla gözlem örneklerinde güvenilir olduğu kanıtlanan asimptotik teoriyi geliştirdi. Yani, en küçük kareler istatistiklerinin geleneksel yorumu, büyük örneklerde mantıklıdır (Aslan & Sensoy, 2020).

GPH tekniğinin avantajlarından biri, kesirli bütünleşme parametresi hakkındaki hipotezlerin standart t istatistikleri kullanılarak test edilebilmesidir ve durağan aralığı  $-1/2 < d < 1/2$  için, GPH tahmininin tutarlı ve asimptotik olarak normal dağıldığını göstermektedir (Robinson P. , 1995a) GPH yönteminde verilerin farkı alındığında kesirli bütünleşme parametresinin tahmininin  $1/2 < d < 2$  için tutarlı olduğunu ve  $1/2 < d < 7/4$  için asimptotik olarak normal dağıldığını göstermektedir ve güçlü otoregresif kısa hafıza nedeniyle GPH tahmincisinde sonlu örnek yanlılığı olasılığının olduğu belirtilmektedir (Coakley, Dollery, & Kellard, 2011).

#### 4.4.2.2. Modifiye edilmiş log periodogram yöntemi

GPH yöntemini Phillips (1999) ve Phillips (2007) çalışmasında geliştirerek ileri sürmektedir ve GPH yöntemi yani log periodogram regresyonu, doğrusal bir regresyon tahmincisi olarak yapısının basitliğinden kaynaklanan rahatlığı nedeniyle popülerdir ve uygulamalı ekonometrik araştırmalarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Buna rağmen GPH yöntemi “d” kesirli bütünleşme parametresinin tutarlılığını sadece d parametresinin sıfırdan küçük olduğu durumlar için kanıtlamaktadır ( $d < 0$ ). Diğer taraftan “d” kesirli bütünleşme parametresinin diğer durumları için durağanlığın sağlanması amacıyla serinin ilk farkının alınıp “d” parametresinin tahmin edilmesi önerilmektedir Geweke ve Porter-Hudak (1983) Sonuç olarak Phillips (1999) ve Phillips (2007) çalışmalarında bu sorunu ortadan kaldırıp “d” parametresinin sıfırdan büyük olduğu durumlarda da tutarlı sonuç verecek hale

getirmektedir. Phillips (2007) çalışmasında modifiye edilmiş log periodogram sürecinin “d” kesirli bütünleşme parametresinin tahmini şu şekildedir:

$X_t$ , kesirli bir süreç olsun:

$$(1-L)^d X_t = u_t \quad t \geq 0, \quad X_0 = u_0 = 0, \quad (4.39)$$

Burada  $u_t$  sıfır ortalama ile durağandır, p derecesine göre sonlu momentler ve sürekli spektral yoğunluk  $f_u(\lambda) > 0$ . Kesirli bütünleşme parametresi olan “d”,  $X_t$  'deki hafızanın kapsamını veya uzun menzil bağımlılığını ölçer. LP tahmincisi d, en küçük kareler regresyonundan elde edilir:

$$\ln(I_X(\lambda_s)) = \hat{c} - \hat{d} \log |1 - e^{i\lambda_s}|^2 + \text{hata} \quad (4.40)$$

$$\left\{ \lambda_s = \frac{2\pi s}{n} \right\} \quad s = 1, \dots, m \quad \text{ve} \quad m < n \quad \text{olmaktadır. Buradan} \quad \alpha_s = \log |1 - e^{i\lambda_s}|$$

eşittir ve  $x_s = \alpha_s - \bar{\alpha}$ . Buradan  $\bar{\alpha} = m^{-1} \sum_{s=1}^m \alpha_s$  olmaktadır. Uzun hafıza parametresi olan d tahmincisi:

$$\hat{d} = -1/2 \frac{\sum_{s=1}^m x_s \ln I_X(\lambda_s)}{\sum_{s=1}^m x_s^2} \quad (4.41)$$

$I_X(\lambda_s) = w_X(\lambda_s) w_X(\lambda_s)^*$  periodogramıdır. Burada  $w_X(\lambda_s)$  ifadesi ayrık Fourier dönüşümü (Discrete Fourier Transform “DFT”) ifade etmektedir.

$$w_X(\lambda_s) = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} \sum_{t=1}^n X_t e^{it\lambda_s} \right), X_t \quad (\text{Phillips, 2007}).$$

#### 4.4.2.3. Gaussian yöntemi

Gaussian yarı parametrik tahmin yöntemi olarak adlandırılan Whittle yaklaşımının genelleştirilmiş halidir. Bu teknik sadece zaman serilerinin spektral yoğunluğunun şeklinin belirtimine dayanmaktadır.  $\{y_t\}$  'nin spektral yoğunluğu tatmin edici olan durağan bir süreç olduğunu varsayalım Robinson (1995) bu süreci şöyle ifade etmektedir:

$$f(\lambda) : G\lambda^{1-2H}$$

$\lambda \rightarrow 0+, G \in (0, \infty)$  ve  $H \in (0, 1)$ . Buradan bir ARFIMA model için  $G$  ve  $H$  gözlemlerinin sırasıyla  $\sigma^2\theta(1)^2 / |2\pi\phi(1)^2|$  ve  $\frac{1}{2} + d$ . Buradan  $Q(G, H)$ :

$$\theta(G, H) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[ \log G\lambda_j^{1-2H} + \frac{\lambda_j^{2H-1}}{G} I(\lambda_j) \right] \quad (4.42)$$

Eş. 4.42'de  $m$ ,  $m < n/2$  karşılayan bir tam sayıdır.  $(\hat{G}, \hat{H})$ ,  $Q(G, H)$  en aza indirgeyen değerse bu koşullar altında  $\frac{1}{m} + \frac{m}{n} \rightarrow 0$  ve  $n \rightarrow \infty$  olarak tanımlanmaktadır ve eğer sıfır hipotezi, kendine benzer parametrenin gerçek değeri ise; o zaman  $\hat{H}$  tahmincisi tutarlıdır ve  $\sqrt{m}(\hat{H} - H_0) \rightarrow N\left(0, \frac{1}{4}\right)$  olarak  $n \rightarrow \infty$  olur (Palma, 2006).

#### 4.4.2.4. Dalgacık tabanlı yöntem

Dalgacık tabanlı yöntem Mallat (1989) ve Jensen (2000) çalışmalarında ortaya atılmaktadır. Jensen (2000) çalışmasında, kesirli fark alma parametresinin yarı parametrik bir maksimum olabilirlik tahmin edicisini (MLE) üretmek için uzun hafızalı süreçlerin otoregresif, fraksiyonel olarak entegre edilmiş, hareketli ortalama sınıfına yoğun destekli dalgacıklar uygulamaktadır. Jensen (2000) çalışmasına göre dalgacık tabanlı yöntem süreci,  $\psi(t)$  kabul edilebilirlik koşulunu sağlayan bir dalgacık olmak üzere  $\int \psi(t) dt = 0$ . Yani  $\psi$ ,  $t \rightarrow \infty$  hızlı olarak sıfıra doğru ilerleyen salınımlı bir fonksiyondur.  $\int t^r \psi(t) dt = 0$  buradan  $r = 0, 1, \dots, M-1$  koşulunu sağlamaktadır. Bu gerekli koşullar,  $\psi(t)$ 'nin frekans ve zaman uzayında iyi lokalize olmasını sağlar Jensen (2000) genişletilmiş ve çevrilmiş dalgacığı Eş 4.43'teki gibi tanımlamaktadır:

$$\psi(t)_{m,n} = 2^{\frac{m}{n}} \psi(2^m t - n) \quad (4.43)$$

Burada  $m$  ve  $n$ ,  $Z = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  elemanıdır. Ardından farklı  $m$  ve  $n$  değerleri için  $\psi_{m,n}$ , farklı frekansları ve zaman periyodlarını kapsamaktadır. Yüksek frekanslı ve düşük frekanslı verilerin zaman versiyonu ise şu şekilde oluşmaktadır eğer büyük değerlere sahipse diğer bir deyişle yüksek frekansa sahipse zaman versiyonu  $2^{-m}n$  küçük olmaktadır. Diğer yandan eğer küçük değerler için  $m$  diğer bir deyişle düşük frekanslarda zaman versiyonu yüksek frekansa göre büyüktür. Bu durumda yüksek frekanslarda dalgacığın tepe noktalarının, sıçramalarının yakınlaştırılmasına olanak sağlar düşük frekanslarda ise serinin düzgünlüğünün ve periyodikliğinin uzaklaşmasına olanak sağlar (Jensen, 2000).

$x_t$  'nin dalgacık dönüşümü:

$$\left\{ \langle x, \psi_{m,n} \rangle = \int x(t) \psi_{m,n}(t) dt : m, n \in Z, \omega \in \Omega \right\} \quad (4.44)$$

olarak tanımlanmaktadır.

#### 4.4.3. Parametrik Tahmin

##### 4.4.3.1. Maksimum olabilirlik yöntemi

Sowell (1992) çalışmasında “d” kesirli fark parametresini tahmin etmek amacıyla normal dağılımlı durağan kesirli bütünleşik bir zaman serisi için koşulsuz tam maksimum olabilirlik fonksiyonunu türetmektedir. Sowell (1992) ve Doornik ve Ooms (2003) çalışmalarında yöntemi şu şekilde tanımlamaktadırlar:

$$\log L(d, \phi, \theta, \beta, \sigma_\varepsilon^2) - \frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} z' \Sigma^{-1} z \quad (4.45)$$

Burada  $\sum R\sigma_\varepsilon^2$

$$\log L(d, \phi, \theta, \beta, \sigma_\varepsilon^2) \alpha = -\frac{1}{2} \log(R) - \frac{T}{2} \log \sigma_\varepsilon^2 - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} z' R^{-1} z \quad (4.46)$$

$\sigma_\varepsilon^2 = T^{-1} z' R^{-1} z$  olmaktadır.

Yoğun olabilirlik,

$$l_c L(d, \phi, \theta, \beta) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} - \frac{1}{2} \log(R) - \frac{T}{2} \log[-T^{-1} z' R^{-1} z] \quad (4.47)$$

$\mu = X\beta$  olmak üzere log-olasılık işlevi:

$$l_p L(d, \phi, \theta) = -\frac{T}{2} (1 + \log 2\pi) - \frac{1}{2} \log(R) - \frac{T}{2} \log[-T^{-1} z' R^{-1} \hat{z}] \quad (4.48)$$

Buradan,

$$\hat{z} = y - X\hat{\beta} \text{ ve } \hat{\beta} = (X' R^{-1} X)^{-1} X' R^{-1} y.$$

Maksimizasyon prosedüründe kullanılan fonksiyon ortalama olabilirlik olmak üzere:

$$-\frac{1}{2} \{T^{-1} \log(R) + \log \hat{\sigma}_\varepsilon^2\} \quad (4.49)$$

sayısal türevler kullanılarak maksimize edilebilir. Eğer  $d \leq -0.5$  ya da  $d < 0.49$  ve otokovaryans ise  $|\rho| \geq 0.99$  ise yapılan tahmin sonucunda modelin durağanlığı reddedilmektedir Sowell (1992).

#### 4.4.3.2. Yaklaşık whittle tahmin yöntemi

Whittle (1951) çalışmasında önerilen bu yöntemi Fox ve Taqqu (1986) çalışmasında geliştirmişlerdir. Yaklaşık maksimum olabilirlik tahminlerini elde etmek için iyi bilinen bir metodoloji, hızlı Fourier dönüşümü aracılığıyla periodogramın hesaplanmasına ve Gauss log-olasılık fonksiyonunun Whittle yaklaşımının kullanımına dayanmaktadır. Örnek vektörünün  $y = (y_1, \dots, y_n)'$  normal olarak sıfır ortalama ve  $\Gamma_\theta$  varyansı ile dağıldığını varsayalım. Daha sonra örneklem büyüklüğüne bölünen log-olabilirlik fonksiyonu Eş.4.50'deki gibi vermektedir:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2n} \log \det \Gamma_\theta - \frac{1}{2n} y' \Gamma_\theta^{-1} y \quad (4.50)$$

Spektral yoğunluğu,

$$\begin{aligned}
(\Gamma_\theta)_{i,j} &= \gamma_\theta(i-j) \\
\gamma_\theta(k) &= \int_{-\pi}^{\pi} f_\theta(\lambda) \exp(i\lambda k) d\lambda
\end{aligned} \tag{4.51}$$

Whittle yöntemini elde etmek için iki yaklaşım yapılır.

$$\frac{1}{n} \log \det \Gamma_\theta \rightarrow \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \log[2\pi f_\theta(\lambda)] d\lambda \tag{4.52}$$

$n \rightarrow \infty$  giderse  $L(\theta) = -\frac{1}{2n} \log \det \Gamma_\theta$  ifadesi şöyle tahmin edilmektedir:

$$\frac{1}{2n} \log \det \Gamma_\theta \equiv \frac{1}{4\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \log[2\pi f_\theta(\lambda)] d\lambda \tag{4.53}$$

$-\frac{1}{2\pi} y' \Gamma_\theta^{-1} y$  ifadesi ise,

$$\begin{aligned}
-\frac{1}{2\pi} y' \Gamma_\theta^{-1} y &\approx \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_i \left\{ \frac{1}{8\pi^2 n} \int_{-\pi}^{\pi} f_\theta^{-1}(\lambda) \exp[i\lambda(1-j)] \right\} y_j \\
&= \left\{ \frac{1}{8\pi^2 n} \int_{-\pi}^{\pi} f_\theta^{-1}(\lambda) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_i y_j \exp[i\lambda(1-j)] d\lambda \right\} \\
&= \left\{ \frac{1}{8\pi^2 n} \int_{-\pi}^{\pi} f_\theta^{-1}(\lambda) \left| \sum_{j=1}^n \exp(i\lambda j) \right|^2 d\lambda \right\} \\
&= \left\{ \frac{1}{4\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{I(\lambda)}{f_\theta(\lambda)} d\lambda \right\}
\end{aligned} \tag{4.54}$$

Buradan,

$$I(\lambda) = \frac{1}{2\pi m} \left| \sum_{j=1}^n y_j e^{i\lambda j} \right|^2$$

Denklemden tanımlanan  $\{y_i\}$  serisinin periodogramıdır (Palma, 2006).

#### 4.5. İstatistiksel Dağılımlar

Yüksek frekansa sahip zaman serileri yüksek oynaklık içerdiğinden serilerin normal dağılım gösterme özelliği ortadan kaybolmaktadır. Bu nedenle çalışmanın

uygulama kısmında kurulan ARCH ve türevi modellerde koşullu standart sapmanın normal dağıldığı varsayımı, serilerin aşırı basık ve kalın kuyruklu olmalarından dolayı ihlal edilmektedir (Mazibas, 2005). Bu varsayımın ihlal edilmesi ise standart hataların hesaplanmasında yanlışlıklara sebebiyet vermektedir. Bu durumun üstesinden gelmek ve uygun dağılımı tespit etmek amacıyla Normal Dağılım (N), Student-t Dağılımı (ST), Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) ve Skewed Student-t (SST) dağılımları ile uygun dağılımın hangisi olduğuna karar verilmekte ve bu bölümde bu dört dağılımın özelliklerinden bahsedilmektedir.

#### 4.5.1. Normal Dağılım (N)

Literatürde normal dağılım Gauss tipi dağılım olarak da adlandırılmaktadır. Doğrusal zaman serisi modellerinde hata teriminin sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip olduğu yani normal dağılım özelliği taşıdığı kabul edilmektedir. Normal dağılım Eş. 4.54'de ifade edilmektedir:

$$L_N = -\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2(x-\mu)^2}\right] N(\mu, \sigma^2) \quad (4.55)$$

Normal dağılımda basıklık değerinin 3, çarpıklık değerinin ise 0 olması varsayılmaktadır. Aynı zamanda normal dağılım gösteren serilerin ortalaması, mod değeri ve medyan değeri birbirine eşit olmaktadır. Bu durumun geçerli olmaması halinde seri sağa ya da sola çarpık bir yapıda olmaktadır. Normal dağılım simetrik bir özellik sergilemektedir. Normal dağılımda örneklem değerinin 30'dan büyük olması normale yakınsaması için gereklidir (Wooldridge, 2013).

#### 4.5.2. Student-t Dağılımı (ST)

1908 yılında W.S. Gosset tarafından geliştirilmiştir. Student-t dağılımı finansal verilerde kalın kuyruk özelliğinin olmasından dolayı ARCH ve GARCH modellerine Student-t dağılımının daha uygun olacağını Engle ve Bollerslev (1986) çalışmasında belirtmektedir. Student-t dağılımı:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = & \sum_{t=1}^T \log \left( \Gamma \left( \frac{\nu+1}{2} \right) \right) - \log \left( \Gamma \left( \frac{\nu}{2} \right) \right) - \frac{1}{2} \log(\nu-2) h_t \quad \nu > 2 \\ & - \frac{1}{2} (\nu+1) \log \left( 1 + \varepsilon_t^2 h_t^{-1} (\nu-2)^{-1} \right) \end{aligned} \quad (4.56)$$

Burada  $\Gamma(\cdot)$  ifadesi gama fonksiyonunu  $\nu$  ise serbestlik derecesini göstermektedir.  $\nu \rightarrow \infty$  ya da  $\frac{1}{\nu} \rightarrow 0$  koşullu normal hatalarla yakınsadığı gösterilmektedir (Engle & Bollerslev, 1986).

### 4.5.3. GED Dağılımı

Nelson (1991) çalışmasında serilerdeki asimetri, kalın kuyruk ve aşırı basıklığı dikkate alarak geliştirdiği GED (Genelleştirilmiş Hata Dağılımı) dağılımını Eş. 4.57'deki gibi ifade etmektedir:

$$f(z) = \frac{\nu \exp \left[ - \left( \frac{1}{2} \right) \left| \frac{z}{\lambda} \right|^\nu \right]}{\lambda 2^{\left( \frac{1+\nu}{\nu} \right)} \Gamma \left( \frac{1}{\nu} \right)} \quad -\infty < z < \infty \quad 0 < \nu \leq \infty \quad (4.57)$$

burada  $\Gamma(\cdot)$  gama fonksiyonudur ve  $\lambda \equiv \left[ \frac{2^{-2/\nu} \Gamma \left( \frac{1}{\nu} \right)}{\Gamma \left( \frac{3}{\nu} \right)} \right]^{1/2}$ .  $\nu$  parametresi

kuyruğun kalınlığı ve serbestlik derecesi olarak tanımlanmaktadır.  $\nu = 2$  olması normal dağılımı,  $\nu > 2$  olması normal dağılımdan daha kalın kuyruklu bir dağılıma sahip olduğunu,  $\nu < 2$  olması normal dağılımdan daha ince bir kuyruğa sahip olduğu anlamına gelmektedir (Nelson, 1991).

### 4.5.4. Skewed Student-t (SST)

Çarpık Student-t dağılımı olan SST dağılımı asimetri ve kalın kuyruk özelliğini dikkate almaktadır ve Fernandez ve Steel (1998) tarafından geliştirilmiştir. Lambert ve Laurent (2001) çalışmasında GARCH modeline uyarlanan SST dağılımının asimetri katsayısı ( $\zeta$ ) negatif ise sola pozitif ise sağa çarpık bir dağılım sergilemektedir. ( $\zeta$ ) katsayısının sıfır değerini alması ise dağılımın Student-t

dağılımı olduğunu göstermektedir. Lambert ve Laurent (2001) çalışmasında Skewed Student-t dağılımını Eş. 4.58'deki gibi ifade etmektedir:

$$L_{SSST} = \ln \left[ \frac{\Gamma(v+1)}{2} \right] - \ln \left[ \Gamma \left( \frac{v}{2} \right) \right] - 0.5[\pi(v-2)] + \ln \left( \frac{2}{\zeta + \frac{1}{2}} \right) + \ln(s) \quad (4.58)$$

$$- 0.5 \sum_{t=1}^T \left[ \ln \sigma_t^2 + (1+v) \ln \left( 1 + \frac{s z_t + m}{v-2} \zeta^{-t} \right) \right]$$

buradan,

$$I_t = \begin{cases} 1, & z_t \geq -m/s \\ -1, & z_t < -m/s \end{cases}$$

Skewed Student-t dağılımının ortalaması olan m:

$$m = \frac{\Gamma \left( \frac{v+1}{2} \right) \sqrt{v-2}}{\Gamma \left( \frac{v}{2} \right) \sqrt{n}} (\zeta - 1/\zeta)$$

Skewed Student-t dağılımının standart sapması olan s:

$$s = \sqrt{\zeta^2 + \frac{1}{\zeta^2} - 1 - m^2}$$

olarak tanımlanmaktadır (Lambert & Laurent, 2001).



## 5. LİTERATÜR

Bu bölümde WTI ham petrol, döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve pay piyasalarına ilişkin uzun hafıza literatürü ulusal ve uluslararası kapsamda incelenmektedir.

### *Döviz kuruna ilişkin literatür:*

Cheung (1993) çalışmasında İngiliz sterlini, Deutsche markı, İsviçre frangı, Japon yeni Fransız frangı nominal dolar spot kurunun uzun hafıza özelliğini incelemektedir. Verilerin frekans aralığı Ocak 1974'ten Aralık 1989'a kadar günlük verilerden oluşmaktadır. Çalışmada uzun hafıza özelliğini incelemek amacıyla ARFIMA modelinden faydalanılmıştır. Analiz sonucunda döviz kurlarında uzun hafıza özelliği tespit edilmektedir.

Baillie ve Bollerslev (1994) çalışmasında 01.1974 ile 12.1991 yılları arasında Kanada, Almanya ve Birleşik Krallıklar para birimlerinin ABD doları olan vadeli primlerini ortaya çıkarmak amacıyla modelini kullanarak uzun hafıza sürecini test etmektedir. Çalışma sonucunda modellerin otokorelasyonlarının kalıcı olduğuna fakat primlerin ortalamaya geri döndüğüne ulaşılmaktadır.

Batten ve Ellis (1996) çalışmasında 3 Mart 1987- 8 Eylül 1993 dönemi arasında USD/Yen (ABD doları/Japon Yeni) günlük logaritmik getirileri kullanılarak R/S yöntemi ile uzun hafıza özelliğini araştırmaktadır. Araştırma sonucunda USD/Yen döviz kuru çiftinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ifade edilmektedir.

Avustralya döviz kurunun uzun hafıza özelliğini araştıran Henry ve Olekalns (2002) çalışmasında Avustralya dolarının Bretton Woods sonrası durumunu incelemek için parametrik ve parametrik olmayan tekniklerle incelenmektedir. Çalışmada Robinson GPH ve modeli bilgi kriterlerine göre seçilmiş ve getirilerin ortalamaya geri dönüşün çok az bir önemi olduğu, uzun hafıza özelliği sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Gil-Alana ve Toro (2002) çalışmasında Fransa, İtalya, İngiltere, Japonya ve Kanada'daki reel döviz kurunu ABD dolarına göre ARFIMA modellerine göre incelemektedir. Maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilen modellerde İtalya için , Japonya için , İngiltere için , Kanada için ve Fransa için olarak bulunmuştur. Sonuç olarak İtalya ve Japonya durağan olmayan süreci, İngiltere, Kanada ve Fransa

durağan ve uzun hafıza sürecini temsil etmektedir. Araştırmada aynı zamanda etki tepkilerine da bakılmaktadır bunun sonucunda ise tüm değişkenlerin ortalamaya döndüğü ve şokların etkisinin uzun vadede ortadan kalktığı görülmektedir.

Erlat (2003) çalışmasında Alman Markı ve Dolar kuru serisi için 01.1984-09.2000 tarihleri arasında aylık verilere ARFIMA modeli uygulanmakta ve sonuca göre her iki değişkenin uzun dönemli bağımlılık sergilediği ifade edilmektedir.

Han (2005) çalışmasında KRW/USD (Kore wonu-ABD doları) döviz kuru getirilerinden oluşan 5 dakikalık yüksek frekanslı verileri yarı parametrik yerel Whittle tahmini ile Kore para birimi krizinin oynaklık sürecindeki uzun hafıza durumunu tahmin etmektedir. Tahmin sonucunda piyasada meydana gelen krizlerle bağlantılı dışsal şokların ve çoklu yapısal kırılmaların, kriz sırasında daha fazla uzun hafıza bağımlılığına neden olduğunu ortaya koymaktadır.

Türkyılmaz ve Özer (2007) çalışmasında 01.01.2002-30.11.2005 tarihleri arasında Türkiye döviz kurunun uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediğini incelemek amacıyla ARFIMA ve FIGARCH modellerinden faydalanmaktadır. Çalışma sonucunda döviz kuru oynaklığının uzun dönemli bağımlılık sergilediği fakat ortalamasının uzun dönemli bağımlılık sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Han (2008) çalışmasında ise yüksek frekansa sahip olan 1999-2022 yılları arasında 15 dakikalık Dolar-Euro döviz kuru getirilerini FIGARCH modeli kullanarak uzun hafıza özelliğini tespit etmekte aynı zamanda makroekonomik şokların gün içi yüksek frekanslı Dolar-Euro getirilerinin koşullu ortalama ve koşullu varyans süreci üzerindeki etkilerinin asimetrisini ve süresini incelemektedir. Şokları temsil etmek amacıyla doğrusal olarak dağılmış bir gecikmeli kukla değişken modele eklenmiştir. Yapılan araştırma sonucunda ise oynaklık sürecinde yüksek frekanslı Dolar-Euro getirilerinde kurulan modelde uzun hafıza özelliğinin hâkim olduğu görülmektedir. Şokların yüksek frekanslı getiriler üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu, işaretlerine göre ise asimetric olduğu aynı zamanda şokların oynaklık sürecinde yüksek frekanslı getirilerde uzun hafıza özelliğini etkilemediği göstermektedir.

Huang vd. (2009) çalışmasında 01.01.1999 ile 31.12.2007 yılına kadar günlük EUR/USD, EUR/JPY ve EUR/GPB döviz kurlarının uzun hafıza özelliği ve kaldıraç etkisini test etmek amacıyla ARFIMA-FIEGARCH modelini kurmaktadır. Araştırma

sonucunda EUR/USD döviz kurunun hem getirisinde hem de oynaklığında uzun hafıza özelliği olduğu diğer taraftan EUR/JPY ve EUR/GPB döviz kurlarının ise getirilerinde uzun hafıza özelliği olmadığı fakat oynaklıklarında uzun hafıza özelliği olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu üç döviz kurunun oynaklık serisinde kaldıraç etkisinin olduğu ve pozitif ya da negatif bilgilerin Euro döviz piyasasının oynaklığını kalıcı olarak etkilediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Kiliç (2011) çalışmasında 23 Şubat 2001'den 13 Şubat 2008'e kadar olan TL/USD ve TL/EUR günlük nominal spot döviz kurlarından oluşan serinin uzun hafıza özelliğine sahip olup olmadığını incelemektedir. FIGARCH modeli sonuçlarına göre uzun vadeli bağımlılık ile zamana göre değişen oynaklık bulunmuştur.

Ayadi (2013) çalışmasında 1999-2006 yılları arasında günlük ve haftalık NGN/USD (Naira/Dolar) döviz kuru serisinin uzun hafıza özelliğini incelemek amacıyla R/S ve GPH testini kullanmakta ve sonuç olarak NGN/USD döviz kurunun uzun hafıza özelliği gösterdiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Mensi vd. (2014) çalışmasında Suudi para birimlerini dört döviz kuru için günlük kapanış spot değerlerini alarak 13 Aralık 2003-31 Aralık 2009 dönemi için ikili uzun hafıza durumunu incelemektedir. SAR/USD, SAR/EUR, SAR/GBP, SAR/JPY döviz kurları için yapılan ARFIMA-FIGARCH modeli sonuçlarına göre SAR/USD ve SAR/EUR döviz kurlarında ikili uzun hafıza özelliği olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Kang vd. (2014) çalışmasında altı adet Asya-Pasifik ülkesi için günlük nominal spot döviz kurlarının getiri ve oynaklığının uzun hafıza içerip içermediğini araştırmaktadır. Döviz kurları 2.01.1990 ile 2.06.2013 yılları arasında Avustralya doları, Japon yeni, Kore wonu, Yeni Zelanda doları, Singapur doları ve Tayvan dolarından oluşmaktadır. R/S analizi ile test edilen uzun hafıza özelliği sonucunda hem getirilerin hem de oynaklığın tüm değişkenler için güçlü uzun hafıza özelliği olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Kumar (2014) çalışmasında USD/INR yüksek frekanslı verileri kullanarak Local Whittle, Exact Local Whittle ve FIAPARCH modellerini kullanarak döviz kurunun koşullu ve koşulsuz oynaklığındaki uzun bellek özelliklerini incelemektedir. Sonuçlar uzun hafıza özelliği hem koşullu hem de koşulsuz oynaklık için farklı

zaman ölçeklerinde kararlı bir yapı sergilediği ve aşırı şokların döviz kurunda kalıcılığa yol açtığını aynı zamanda bu durumun piyasada verimsizliğe sebep olduğunu göstermektedir.

Han (2014) çalışmasında 1997-1998'de meydana gelen Asya krizi ve 2008-2009'da meydana gelen küresel krize odaklanarak KRW/USD ve JPY/USD döviz kurlarının uzun hafıza oynaklık bağımlılıklarını FIGARCH modeli ve Local Whittle yöntemi ile araştırmaktadır. Buna göre KRW/USD'nin oynaklığındaki uzun hafıza durumunun JPY/USD'ninkinden daha büyük olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer taraftan ise bu iki kriz, döviz kurlarının getirilerinin oynaklığında daha fazla uzun hafıza bağımlılığına neden olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Pelinescu ve Acatrinei (2014) çalışmasında Forex piyasası aktörlerinin Romanya döviz kurundaki şoklara olan tepkisini ölçmek amacıyla döviz kurlarının oynaklığını FIGARCH modeliyle araştırmaktadır. 2007-2012 yılları arasındaki Ron/Euro döviz kuru günlük getirileri kullanılan çalışmada model ile döviz kurunun uzun hafıza özelliği taşıdığı ve hızlı bir şekilde ortalamaya döndüğünü göstermektedir.

Kutlu ve Yurttagüler (2014) çalışmasında 2003.01-2013.07 tarihleri arasında aylık verileri kullanarak Türkiye'de reel döviz kurlarının uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediğini incelemektedir. Çalışmada kullanılan GPH testi sonucuna göre hem dolar hem de euro bazında reel döviz kurları uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir.

Caporale ve Gil-Alana (2015) çalışmasında Güney Afrika Randı/ABD doları reel döviz kurunu satın alma gücü paritesi hipotezini için test etmektedir. Bu amaçla 2.01.1990 ve 31.12.2008 yılları arasında günlük, haftalık ve aylık reel döviz kuru verileri kullanılmaktadır. Kırılmaları da dikkate alarak uzun hafıza modellemesi yapılan çalışmada kırılmadan sonra bağımlılık derecesinin daha düşük olduğu fakat şokların döviz kuru üzerindeki etkisinin sonsuza kadar sürdüğü ve satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Han (2016) çalışmasında aynı serbest dalgalı döviz kuru sistemi altında 1920'ler ve 2010'lar olmak üzere iki farklı tarihin günlük USD-GBP döviz kurunun uzun hafıza özelliğini incelemektedir. Buna göre iki tarih için de oynaklıkta uzun hafıza özelliğinin yapısal kırılmalardan dolayı yukarı yönlü ve sapmalı olduğu tespit

edilmiş ve uzun hafıza özelliğini yapısal kırılmalar altında incelemektedir. Bunun için Adaptive-FIGARCH modelinde faydalanılmış ve sonuç olarak yapısal kırılmaların uzun hafıza durumu açısından önemli bir yere sahip olduğu ancak yapısal kırılmalar modele eklendikten sonra ise 1920'lerdeki oynaklıktaki uzun hafıza 2010'lardakine göre belirli ölçüde azaldığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durumda da 1920'lerde yapısal kırılmanın daha etkili olduğu tespit edilmektedir.

Kaya ve Çelik (2018) çalışmasında 2002/10-2017/12 yılları arasında aylık dolar ve euro reel döviz kurlarını kullanarak uzun hafıza özelliklerinin Türkiye ekonomisi için sonuçlarını incelemektedir. Uzun hafıza özelliğini incelemek için kullanılan yöntemler GPH testi, Lo M-R/S testi, M-GPG testi ve ARFIMA testidir. Reel kur serileri için uygulanan GPH ve Lo- M-R/S test sonuçlarına göre serilerin parçalı birim köke sahip oldukları sonucuna ulaşılmaktadır. M-GPH testi sonucuna göre ise "uzun hafıza yoktur" olarak kurulan sıfır hipotezi ret edilmektedir ve uzun hafıza olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. ARFIMA testi sonucuna göre ise serilerde meydana gelen şokun reel döviz kurları üzerine etkisinin zamanla ortadan kalktığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Özdemir vd. (2018) çalışmasında 02.02.2006-30.05.2018 tarih aralığında ikili uzun hafıza modeli kullanarak Euro ve Dolar kapanış fiyatlarını kullanarak döviz piyasalarının zayıf formda etkin piyasaya sahip olup olmadığını incelemektedir. GPH, Modifiye edilmiş GPH, GSP ve Lo R/S uzun hafıza testlerine göre hem dolar serisi hem de euro serisinin ortalamada uzun dönemli bağımlılığa sahip olmadığı, oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. İkili uzun hafıza modeli olan ARFIMA-FIGARCH modeli sonucuna göre ise hem euro hem de dolar getiri serisinin ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergilemediği fakat oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır. Uzun hafıza testleri sonucunda döviz kuru piyasasının zayıf formda etkin bir piyasa özelliği sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Bhattacharyya ve Datta (2020) çalışmasında Hindistan'ın başlıca döviz kurlarının kısa ve uzun hafıza özelliği sergileyip sergilemediğini ARFIMA modeli ile incelemektedir. Hindistan döviz kurlarının uzun hafıza özelliği sergilediği ve sadece yakın geçmişteki değerlerine bağlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Vo ve Vo (2020) çalışmasında USD/AUD (Avustralya doları-ABD doları) için 7.08.2019 18:05 ile 16.09.2019 tarihleri arasında toplam 8481 gözlem ile döviz çiftleri arasında uzun hafıza özelliği dalgacık tabanlı yaklaşım kullanılarak araştırmakta ve analiz sonucunda ARMA (1,1)-FIGARCH (1, 0.85, 1) modeli ile oynaklıkta uzun hafıza özelliğinin olduğu görülmektedir.

### ***Pay piyasalarına ilişkin literatür:***

Tang ve Shieh (2006) çalışmasında uzun dönemli bağımlılığı, S&P 500 endeksini 09.09.1997-01.28.2005 tarihleri arasında 1929 günlük kapanış verileriyle, Nastaq100 endeksini 04.12.1996-01.28.2005 tarihleri arasında 2296 günlük kapanış verileriyle ve Dow Jones endeksini 10.06.1997-01.28.2005 tarihleri arasında 1910 günlük kapanış verileriyle analiz etmektedir. FIGARCH ve HYGARCH modellerinin kullanıldığı çalışmada tüm değişkenlerin getiri serilerinin oynaklığı uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir. Diğer taraftan HYGARCH (1, d, 1) modeli için çarpık student-t dağılımının uygun olduğu ve bu modelin Kupiec LR testlerine dayalı olarak S&P 500 ve Nastaq100 serileri için daha iyi performans gösterdiği ifade edilmektedir.

Günay (2014) çalışmasında BIST 100 endeksinin uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediğini 03.01.1990-15.03.2013 tarihleri arasında incelemektedir. FIGARCH modeli ile test edilen uzun dönemli bağımlılık, kırılmaları da dikkate alan Bai-Perron yapısal kırılma testi ile kırılma öncesi ve sonrası olarak uygulanmaktadır. BIST 100 endeksinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Çevik ve Topaloğlu (2014) çalışmasında BIST 100 ve BIST 30 endeksleri için etkin piyasa hipotezinin geçerliliğini incelemek adına 1988-2014 yılları arasında günlük verileri kullanılmaktadır. Aynı zamanda endekslerin uzun dönemli bağımlılığını incelemek amacıyla A-FIGARCH modeli oluşturulmakta ve sonuçlara göre oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olduğu, BIST endekslerinin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Türkyılmaz ve Balıbey (2014a) çalışmasında BIST 100 endeksinde uzun dönemli bağımlılığın varlığını 2010-2013 tarihleri arasında günlük verilerle incelemektedir. ARFIMA modeli sonuçlarına göre ortalamada uzun dönemli bağımlılık olduğu, FIGARCH sonuçlarına göre de oynaklıkta uzun dönemli

bağımlılığın olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. İkili uzun hafıza testi sonuçlarına göre ise ortalamada uzun dönemli bağımlılık görünmezken oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık görülmektedir. Böylece Türkiye borsasının etkin bir piyasa özelliği göstermediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Türkyılmaz ve Balıbey (2014) çalışmasında 2010-2013 tarihlerini kapsayan BIST 100 günlük kapanış verilerinde oynaklıkta uzun hafıza durumunu tespit etmek amacıyla FIGARCH, asimetrik durumu incelemek amacıyla FIEGARCH modelinden faydalanmaktadır. Sonuç olarak BIST 100 endeksinin uzun dönemli bağımlılık sergilediği ve asimetrik etkinin de mevcut olduğu ifade edilmektedir.

Eyüboğlu vd. (2022) çalışmasında BIST Endekslerinin getiri serisinde uzun dönemli bağımlılık olup olmadığını FIGARCH, FIEGARCH, FIAPARCH ve HYGARCH modelleri ile sınınamaktadır. Sonuçlara göre mali, sınai, hizmet ve teknoloji için uygulanan uzun hafıza modellerinin oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilediği tespit edilmektedir. Bunun sonucunda ele alınan endekslerin zayıf formda etkin olmadığı tespit edilmektedir.

Güneş (2022) çalışmasında 14.10.2013-24.07.2020 tarih aralığında Türkiye ve Balkan ülkelerinin hisse senedi piyasa endekslerinin uzun dönemli bağımlılık sergileme durumunu ARFIMA ve FIAPARCH modelleri ile incelemektedir. ARFIMA sonuçlarına göre Bulgaristan'ın ortalamada uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu, FIAPARCH sonuçlarına göre ise Türkiye, Yunanistan, Sırbistan ve Romanya'nın oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu ifade edilmektedir. Diğer taraftan zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçersiz olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Özdemir ve Çelik (2020) çalışmasında S&P 500 ve BIST 100 endekslerinde uzun dönemli bağımlılık durumu yapısal kırılmalar dikkate alınarak 2002-2017 tarihi aralığında incelenmektedir. İkili uzun hafıza modeli (ARFIMA-FIGARCH) ile incelenen S&P 500 ve BIST 100 endekslerinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olmadığı fakat oynaklığında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. ARFIMA-FIGARCH modellerine uygulanan yapısal kırılma testleri sonucunda ise S&P 500 endeksinde meydana gelen yapısal kırılmanın uzun dönemli bağımlılığı arttırdığı sonucuna ulaşılmaktadır.

#### ***WTI ham petrole ilişkin literatür:***

Kang vd. (2009) çalışmasında 06.01.1992-29.12.2006 tarihleri arasında Brent, Dubai ve WTI petrol fiyatları için oynaklığı kalıcılığını incelemektedir. Bu bağlamda CGARCH ve FIGARCH modelleri oynaklık durumunu yakalamak için daha etkindir. Bu modellere göre ise Brent ve WTI ham petrol oynaklığında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu ifade edilmektedir.

Wei vd (2010) çalışmasında Kang vd (2009) çalışmasını genişleterek 06.01.1992-31.12.2009 tarihlerini iki gruba ayırmaktadır. Bu gruplar, 6 Ocak 1992'den 29 Aralık 2006'ya ve 02 Ocak 2007'den 31 Aralık 2009'a kadar olan verileri kapsamaktadır. Brent ve WTI ham petroleri için GARCH sınıfı genişletilmekte ve Kang vd (2009) bulduğu sonucun aksine petrol fiyatlarında herhangi GARCH modelin üstünlüğünün olmadığı ifade edilmektedir. Çalışmada uzun hafıza parametrelerine bakıldığında her iki petrol fiyatı için de oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Kang ve Yoon (2013) çalışmasında Brent petrol, Dubai petrol ve WTI ham petrol için uzun hafıza durumunu incelemektedir. ARIMA-GARCH, ARFIMA-GARCH, ARFIMA-IGARCH ve ARFIMA-FIGARCH modelleri arasında karşılaştırma yaparak ortalama ve oynaklıkta uzun hafıza performansı açısından hangi modelin daha iyi sonuç verdiği araştırılmaktadır. Sonuçlara göre ARFIMA-FIGARCH modelinin uzun dönemli bağımlılığı daha iyi yakaladığına karar verilmekte ve WTI ham petrol getirileri için hem ortalama hem de oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olduğu, Brent ve Dubai petroleri için ise ortalama uzun dönemli bağımlılığın olduğu fakat oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olmadığı ifade edilmektedir. Ayrıca yapılan Lo R/S, GPH, GSP uzun hafıza testlerinde WTI ham petrol serisi için ortalama uzun hafızaya özelliğine sahip olmadığı fakat oynaklıkta uzun hafıza özelliği gösterdiği ifade edilmektedir.

Ural (2016) çalışmasında 3 Ocak 2005 ve 30 Eylül 2015 tarihleri arasında 2704 gözlemden oluşan WTI ham petrol verilerinin uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediğini oynaklık modelleri ile karşılaştırmalı olarak incelemektedir. En uygun bulunan modeller APGARARCH ve FIAPGARARCH modelleridir. Uygulama sonucunda çalışmada yer alan tüm gözlemler için yapılan FIAPGARARCH modelinde oynaklıkta WTI ham petrolü ilgili dönem için uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir. Çalışmada ayrıca 1 Haziran 2009 – 30 Eylül 2015 Küresel Mali

Kriz Sonrası veriler incelenmekte ve oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığa ulaşılmaktadır.

Klein ve Walther (2016) çalışmasında WTI ham petrol ve Brent petrol için 01.01.1995-31.12.2014 tarihleri arasında günlük 5024 gözlemlerle MMGARCH tipi model ile GARCH tipi modelleri kıyaslamaktadır. Buna göre WTI ve Brent petrol oynaklığında uzun dönemli bağımlılık ve asimetri görünürken WTI getiri serisinde IGARCH etkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Son olarak MMGARCH modeli oynaklık ve riske maruz değer tahmini çalışmaya konu olan modellerden daha iyi bir performans göstermektedir.

Alotaibi ve Morales (2022) çalışmasında dünyanın önde gelen ekonomilerinin borsalarının oynaklığında uzun dönemli bağımlılığını incelemek amacıyla 31.12.2015-09.09.2021 arası günlük getiri verilerini kullanarak GARCH ve FIGARCH modellerinden faydalanmaktadır. Aynı zamanda bu tarihler arasında Brent, Dubai, OPEC ve WTI ham petrolünün uzun hafıza durumu araştırılmaktadır. Sonuç olarak tüm petrol getirileri oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığa sahiptir. FTSE 100, BIST 100, IDEX, BSE 100 ve Bahreyn endeksleri FIGARCH (1,1) modeli GARCH (1,1) modeline göre endeksleri açıklamakta daha etkili olduğu ve sonuçlara göre endekslerin oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilediği görülmektedir.

Kaya ve Güloğlu (2017) çalışmasında ham petrol, bakır, altın, gümüş, paladyum ve platin emtialarının 02.01.2002-29.04.2016 tarihleri arasında emtiaların riskini öngörmek hedeflenmektedir. Çalışmada uygun modelin FIAPARCH modeli olduğuna karar verildikten sonra oynaklık, riske maruz değer sonuçlarına göre emtialar arasında en riskli olanının petrol olduğuna karar verilmekte aynı zamanda petrol fiyatları getiri serisinin oynaklığında uzun hafızanın mevcut olduğu ifade edilmektedir.

#### ***Tüketici fiyat endeksine ilişkin literatür:***

Baum vd. (1999) çalışmasında 27 ülke için tüketici fiyat endeksi (TÜFE) ve toptan eşya fiyat endeksine (TEFE) dayalı enflasyon oranlarının kesirli dinamiklerini incelemektedir. 27 ülke içinde Türkiye'nin de olduğu çalışmada 01.1971-12.1995 tarihleri arasında kapsayan aylık 300 gözlem kullanılmaktadır. Çalışmada kullanılan yöntemler yarı parametrik ve maksimum olabilirlik tahmin yöntemleridir ve bu

yöntemlerle 27 ülkenin TÜFE ve TEFEE oranlarında uzun hafıza durumu incelenmektedir. ARFIMA modeli uluslararası enflasyon oranları için uygun bir model olarak belirlenmiş ve 27 ülke için uzun hafızanın ortak bir özellik olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı zamanda çoğu ülke için enflasyon oranının birim köke sahip olmadığı gösterilmektedir.

Hsu (2005) çalışmasında G7 ülkelerinin enflasyon oranlarının uzun hafıza durumunu incelemek amacıyla Değiştirilmiş Yerel Whittle yöntemi kullanılmaktadır. Sonuçlara göre Almanya ve Japonya ülkeleri uzun dönemli bağımlılığı sadece yapısal değişiklikler sonucunda sergilemektedir. Geriye kalan ülkeler için ise enflasyon oranları hem uzun dönemli bağımlılık sergilemekte hem de yapısal değişikliklere sahip olabileceği ifade edilmektedir.

Jinquan vd. (2008) çalışmasında Çin'in aylık enflasyon verilerini kullanarak hem enflasyon oranı hem de enflasyon belirsizliği sürecindeki yüksek kalıcılığı belirlemek amacıyla ARFIMA ve FIGARCH modellerinden faydalanılmıştır. Sonuç olarak enflasyon oranının birinci ve ikinci dereceden koşullu momentlerinin uzun hafıza özelliği sergilediği aynı zamanda yapılan Granger nedensellik analizine göre enflasyon oranı seviyesinin enflasyon belirsizliğine doğru tek yönlü bir nedensel ilişki içinde olduğu yönündedir.

Tunay (2009) çalışmasında 01.1994-11.2007 tarihleri arasında TÜFE verilerini kullanarak ARFIMA modeli ile enflasyon oranının uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediği ve açık enflasyon hedeflemesinin başarılı olup olmadığını araştırmaktadır. Bulgulara göre TÜFE ortalamada düşük dereceden süreklilik göstermekte bundan dolayı geçmişe olan bağımlılığının zayıf olduğunu ifade etmektedir.

Kurul ve Sezer (2013) çalışmasında 1980-2013 tarihleri arasında Türkiye enflasyon oranı verilerini kullanarak uzun dönemli bağımlılık yapısını ARFIMA modeli ile incelemektedir. Aynı zamanda yapısal kırılmaları da dikkate alan çalışma Türkiye'deki enflasyon oranının uzun dönemli bağımlılık sergilediği fakat yapısal kırılmalar dikkate alındığında belirsiz sonuçların ortaya çıktığı görülmektedir. Yapısal kırılmaların enflasyon oranının dinamik yapısını değiştirdiği ve serilerde görünen uzun dönemli bağımlılık özelliğini zayıflattığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Belkhouja ve Moontamri (2016) çalışmasında uzun hafıza ve doğrusal olmama durumunu birlikte inceleyen TV-ARFIMA-TV-GARCH modelini önermektedirler. Bu modeli daha iyi açıklayabilmek adına G7 ülkelerinin 1955-2014 tarihlerini kapsayan aylık TÜFE oranlarına model uygulanmaktadır. Uzun hafıza durumu ise ARFIMA-GARCH modeli ile sınanmakta ve çıkan sonuçlara göre TÜFE oranının oynaklığının daha az kalıcı olduğu yönündedir. Tahmin edilen lojistik fonksiyonlarda ise incelenen dönem aralığında G7 ülkeleri için üç ana olay söz konusudur: Petrol fiyatlarında oluşan şoklar, para politikası değişiklikleri, 2000 yılı durgunluğu ve küresel kriz. Sonuç olarak çalışmada, TV-ARFIMA-TV-GARCH modelleri uzun hafıza özelliği sergileyen serilerde olası bir yapısal kırılma varsa daha iyi tahminci olduğudur.

Isoardi ve Gil-Alana (2019) çalışmasında Arjantin'deki enflasyon oranındaki kalıcılığı tespit etmek amacıyla aylık ve yıllık verilere ARFIMA yöntemini uygulamaktadır. Sonuçlara göre hem aylık hem de yıllık verilerde kesirli entegrasyon ve uzun dönemli bağımlılığın kanıtları görülmekte bu durumun aylık verilerde daha baskın olduğu ifade edilmektedir.

Kutlu ve Yurttagüler (2020) çalışmasında Karadeniz de yer alan 6 ülkenin enflasyon oranının uzun dönemli bağımlılığa sahip olup olmadığını 01.2006-03-2018 tarihleri arasında GPH uzun hafıza testi uygulayarak incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre Rusya, Gürcistan, Romanya, Ukrayna ve Bulgaristan devletlerinin enflasyon oranının uzun dönemli bağımlılık sergilediği Türkiye'nin de enflasyon oranının uzun hafıza özelliği sergilediği fakat diğer ülkelere göre bu direncin daha düşük olduğu gözlemlenmektedir.

Yazarlar	Yıl	Dönem	Değişkenler	Yöntem	Sonuç
<b>Cheung</b>	1993	01/1974-12/1989 günlük	İngiliz sterlini, Deutsche markı, İsviçre frangı, Japon yeni Fransız frangı nominal dolar spot kuru	ARFIMA	Döviz kurlarında uzun hafıza özelliğine rastlanmıştır.
<b>Baillie ve Bollerslev</b>	1994	01/1974-12/1991 günlük	Kanada, Almanya ve Birleşik Krallıklar para birimleri	ARFIMA	ARFIMA modeli ile otokorelasyonlarının kalıcı olduğuna fakat primlerin ortalamaya geri döndüğüne ulaşılmaktadır.
<b>Batten ve Ellis</b>	1996	03/03/1987-08/09/1993 günlük	USD/Yen (ABD doları/Japon Yeni)	R/S	Uzun hafıza özelliği vardır.

<b>Baum vd.</b>	1999	01/1971-12/1995 günlük	27 ülke için Tüketici fiyat endeksi (TÜFE) ve toptan eşya fiyat endeksine (TEFE)	ARFIMA	27 ülke için uzun hafızanın ortak bir özellik olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Henry ve Olekalns</b>	2002	Bretton Woods sonrası	Avustralya döviz kuru	GPH ve ARFIMA	Getirilerin ortalamaya geri dönüşünün çok az bir önemi olduğu, uzun hafıza özelliği sergilemediği sonucuna ulaşılmıştır.
<b>Gil-Alana ve Toro</b>	2002		Fransa, İtalya, İngiltere, Japonya ve Kanada'daki reel döviz kuru	ARFIMA	İngiltere, Kanada ve Fransa döviz kurunda uzun hafıza sürecine rastlanılmıştır.
<b>Erlat</b>	2003	01/1984-09/2000 günlük	Alman Markı ve Dolar kuru	ARFIMA	Her iki döviz kuru da uzun hafıza özelliğine sahiptir.
<b>Han</b>	2005	5 dakikalık	KRW/USD (Kore wonu-ABD doları)	Yarı Parametrik Local Whittle	Uzun hafıza özelliği sergilemektedir.
<b>Hsu</b>	2005		G7 ülkelerinin enflasyon oranları	Değiştirilmiş Local Whittle	Almanya ve Japonya ülkeleri uzun dönemli bağımlılığı sadece yapısal değişiklikler sonucunda sergilemektedir. Geriye kalan ülkeler için ise enflasyon oranları hem uzun dönemli bağımlılık sergilemekte hem de yapısal değişikliklere sahip olabileceği ifade edilmektedir.
<b>Tang ve Shieh</b>	2006	09/09/1997-01/28/2005 04/12/1996-01/28/2005 10/06/1997-01/28/2005 günlük	S&P 500 endeksi Nasdaq100 endeksi Dow Jones endeksi	FIGARCH ve HYGARCH	Uygulamada kullanılan değişkenler uzun hafıza özelliği sergilemektedir.
<b>Türkyılmaz ve Özer</b>	2007	01/01/2002-30/11/2005	Türkiye döviz kuru	ARFIMA ve FIGARCH	Döviz kuru oynaklığının uzun dönemli bağımlılık sergilediği fakat ortalamasının uzun dönemli bağımlılık sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Han</b>	2008	1999-2022 yılları arası 15 dakikalık veriler	Dolar-Euro döviz kuru	FIGARCH	Uzun hafıza özelliği mevcuttur.
<b>Jinquan vd.</b>	2008		Çin Enflasyon Oranı	ARFIMA ve FIGARCH	Enflasyon oranının birinci ve ikinci dereceden koşullu momentlerinin uzun hafıza özelliği sergilediği görülmektedir.
<b>Huang vd.</b>	2009	01/01/1999-	EUR/USD,	ARFIMA-	EUR/USD döviz kurunun

		31/12/2007 günlük	EUR/JPY ve EUR/GBP döviz kurları	FIEGARCH	hem getirisinde hem de oyunaklığında uzun hafıza özellığı olduğu diğer taraftan EUR/JPY ve EUR/GBP döviz kurlarının ise getirilerinde uzun hafıza özellığı olmadığı fakat oyunaklıklarında uzun hafıza özellığı olduğu sonucuna ulaşmaktadır.
<b>Kang vd.</b>	2009	06/01/1992- 29/12/2006 günlük	Brent, Dubai ve WTI petrol fiyatları	CGARCH ve FIGARCH	Brent ve WTI ham petrol oyunaklığında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu ifade edilmektedir.
<b>Tunay</b>	2009	01/1994- 11/2007 aylık	TÜFE	ARFIMA	TÜFE ortalamada düşük dereceden süreklilik göstermekte bundan dolayı geçmişe olan bağımlılığının zayıf olduğunu ifade etmektedir.
<b>Wei vd</b>	2010	06/01/1992- 29/12/2006 ve 02/01/2007- 31/12/2009 günlük	Brent ve WTI ham petrol	GARCH sınıfı modeller	Her iki petrol fiyatı için de oyunaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olduğu sonucuna ulaşmaktadır.
<b>Kiliç</b>	2011	23/02/2001- 03/02/2008 günlük	TL/USD ve TL/EUR günlük nominal spot döviz kuru	FIGARCH	Uzun vadeli bağımlılık ile zamana göre değişen oyunaklık bulunmuştur.
<b>Ayadi</b>	2013	1999-2006 günlük ve haftalık	NGN/USD (Naira/Dolar)	R/S ve GPH	NGN/USD döviz kurunun uzun hafıza özelliğı gösterdiği sonucuna ulaşmaktadır.
<b>Mensi vd.</b>	2014	13/12/2003- 31/12/2009	SAR/USD, SAR/EUR, SAR/GBP, SAR/JPY döviz kurları	ARFIMA- FIGARCH	SAR/USD ve SAR/EUR döviz kurlarında ikili uzun hafıza özelliğı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Kang ve Yoon</b>	2013		Brent petrol, Dubai petrol ve WTI ham petrol	ARIMA- GARCH, ARFIMA- GARCH, ARFIMA- IGARCH ve ARFIMA- FIGARCH	ARFIMA-FIGARCH modelinin uzun dönemli bağımlılığı daha iyi yakaladığına karar verilmekte ve WTI ham petrol getirileri için hem ortalama hem de oyunaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olduğu, Brent ve Dubai petroleri için ise ortalamada uzun dönemli bağımlılığın olduğu fakat oyunaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olmadığı ifade edilmektedir.
<b>Kurul ve Sezer</b>	2013	1980-2013 aylık veriler	Türkiye enflasyon oranı	ARFIMA	Yapısal kırılmaları da dikkate alan çalışma Türkiye'deki enflasyon oranının uzun

					dönemli bağımlılık sergilediği fakat yapısal kırılmalar dikkate alındığında belirsiz sonuçların ortaya çıktığı ifade edilmektedir.
<b>Kang vd.</b>	2014	02/01/1990-02/06/2013 günlük	Avustralya doları, Japon yeni, Kore wonu, Yeni Zelanda doları, Signapur doları ve Tayvan doları	R/S	Hem getirilerin hem de oynaklığın tüm değişkenler için güçlü uzun hafıza özelliği olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Kumar</b>	2014		USD/INR	Local Whittle, Exact Local Whittle ve FIAPARCH	Sonuçlar uzun hafıza özelliği hem koşullu hem de koşulsuz oynaklık için farklı zaman ölçeklerinde kararlı bir yapı sergilediği ve aşırı şokların döviz kurunda kalıcılığa yol açtığını aynı zamanda bu durumun piyasada verimsizliğe sebep olduğunu göstermektedir.
<b>Han</b>	2014	1997-1998 günlük 2008-2009 günlük	KRW/USD ve JPY/USD döviz kuru	Local Whittle	KRW/USD'nin oynaklığındaki uzun hafıza durumunun JPY/USD'ninkinden daha büyük olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Pelinescu ve Acatrinei</b>	2014	2007-2012 günlük	Romanya döviz kuru	FIGARCH	Döviz kurunun uzun hafıza özelliği taşıdığı ve hızlı bir şekilde ortalamaya döndüğünü göstermektedir.
<b>Kutlu ve Yurttagüler</b>	2014	01/2003-07/2013 aylık	Reel döviz kurları	GPH	Hem dolar hem de euro bazında reel döviz kurları uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir.
<b>Günay</b>	2014	03/01/1990-15/03/2013 günlük	BIST 100 Endeksi	FIGARCH	BIST 100 endeksinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Çevik ve Topaloğlu</b>	2014	1988-2014 günlük	BIST 100 ve BIST 30 Endeksi	A-FIGARCH	Endekslerin uzun dönemli bağımlılığını incelemek amacıyla A-FIGARCH modeli oluşturulmakta ve sonuçlara göre oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olduğu, BIST endekslerinin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Türkyılmaz ve Balıbey</b>	2014	2010-2013 günlük	BIST 100 Endeksi	ARFIMA FIGARCH	Ortalamada ve oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Türkyılmaz ve Balıbey</b>	2014	2010-2013 günlük	BIST 100 Endeksi	FIGARCH FIEGARCH	BIST 100 endeksinin uzun dönemli bağımlılık sergilediği ve asimetric etkinin de mevcut olduğu ifade edilmektedir.

<b>Caporale ve Gil-Alana</b>	2015	02/01/1990-31/12/2008 günlük, haftalık ve aylık	Güney Afrika Randı/ABD Doları		Kırımları da dikkate alarak uzun hafıza modellemesi yapılan çalışmada kırılmadan sonra bağımlılık derecesinin daha düşük olduğu fakat şokların döviz kuru üzerindeki etkisinin sonsuza kadar sürdüğü ve satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Han</b>	2016	1920'ler ve 2010'lar olmak üzere iki farklı tarihin günlük verileri	USD-GBP döviz kuru	Adaptive-FIGARCH	Yapısal kırılmalar modele eklendikten sonra 1920'lerdeki oynaklıktaki göre belirli ölçüde azaldığı sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Ural</b>	2016	03/01/2005-30/09/2015 günlük	WTI ham petrol	APGARCH ve FIAPGARCH	WTI ham petrolü ilgili dönem için uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir.
<b>Klein ve Walther</b>	2016	01/01/1995-31/12/2014 günlük	WTI ham petrol ve Brent petrol	MMGARCH tipi model ile GARCH tipi modeller	WTI ve Brent petrol oynaklığında uzun dönemli bağımlılık ve asimetri görünürken WTI getiri serisinde IGARCH etkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Belkhouja ve Moontamri</b>	2016	1955-2014 aylık	G7 ülkelerinin aylık TÜFE	TV-ARFIMA-TV-GARCH	TV-ARFIMA-TV-GARCH modelleri uzun hafıza özelliği sergileyen serilerde olası bir yapısal kırılma varsa daha iyi tahminci olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı zamanda TÜFE oranının oynaklığının daha az kalıcı olduğu ifade edilmektedir.
<b>Kaya ve Güloğlu</b>	2017	02.01.2002-29.04.2016 günlük	Ham petrol, bakır, altın, gümüş, paladyum ve platin emtiaları	FIAPARCH	Emtialar arasında en riskli olanının petrol olduğuna karar verilmekte aynı zamanda petrol fiyatları getiri serisinin oynaklığında uzun hafızanın mevcut olduğu ifade edilmektedir.
<b>Kaya ve Çelik</b>	2018	10/20020-12/2017 aylık	Dolar ve euro reel döviz kurlarını	GPH testi, Lo M-R/S testi, M-GPG testi ve ARFIMA	Döviz kurları uzun hafıza özelliği sergilemektedir.
<b>Özdemir vd.</b>	2018	02/02/2006-30/05/2018 günlük	Euro ve Dolar döviz kurları	GPH, Modifiye edilmiş GPH, GSP, Lo R/S ve ARFIMA-FIGARCH	Döviz kurları uzun hafıza özelliği sergilemekte ve döviz kuru piyasasının zayıf formda etkin bir piyasa özelliği sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Isoardi ve Gil-Alana</b>	2019		Arjantin Enflasyon	ARFIMA	Hem aylık hem de yıllık verilerde kesirli entegrasyon ve uzun dönemli bağımlılığın kanıtları görülmekte bu

					durumun aylık verilerde daha baskın olduğu ifade edilmektedir.
<b>Bhattacharyya ve Datta</b>	2020		Hindistan'ın başlıca döviz kurlarının	ARFIMA	Döviz kurlarının uzun hafıza özelliği sergilediği ve sadece yakın geçmişteki değerlerine bağlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Vo ve Vo</b>	2020	07/08/2019 18:05 ile 16/09/2019 saatlik	USD/AUD (Avustralya doları-ABD doları)	FIGARCH	Oynaklıkta uzun hafıza özelliğinin olduğu görülmektedir.
<b>Özdemir ve Çelik</b>	2020	2002-2017 günlük	S&P 500 ve BIST 100 Endeksi	ARFIMA-FIGARCH	BIST 100 endekslerinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olmadığı fakat oynaklığında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. S&P 500 endeksinde meydana gelen yapısal kırılmanın uzun dönemli bağımlılığı arttırdığı sonucuna ulaşılmaktadır.
<b>Kutlu ve Yurttagüler</b>	2020	01/2006-03/2018 aylık	Türkiye, Rusya, Gürcistan, Romanya, Ukrayna ve Bulgaristan enflasyon oranı	GPH	Rusya, Gürcistan, Romanya, Ukrayna ve Bulgaristan devletlerinin enflasyon oranının uzun dönemli bağımlılık sergilediği Türkiye'nin de enflasyon oranının uzun hafıza özelliği sergilediği fakat diğer ülkelere göre bu direncin daha düşük olduğu gözlemlenmektedir.
<b>Eyüboğlu vd.</b>	2022		BIST Endeksleri	FIGARCH, FIEGARCH, FIAPARCH ve HYGARCH	Mali, sanai, hizmet ve teknoloji için uygulanan uzun hafıza modellerinin oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilediği tespit edilmektedir. Bunun sonucunda ele alınan endekslerin zayıf formda etkin olmadığı tespit edilmektedir.
<b>Güneş</b>	2022	14/10/2013-24/07/2020 günlük	Türkiye ve Balkan ülkelerinin hisse senedi piyasa endeksleri	ARFIMA ve FIAPARCH	Bulgaristan'ın ortalamada uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu, Türkiye, Yunanistan, Sırbistan ve Romanya'nın oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu ve zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçersiz olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

---

<b>Alotaibi ve Morales</b>	31/12/2015- 2022 09/09/2021 günlük	Brent, Dubai, OPEC, WTI ham petroleri ve FTSE 100, BIST 100, IDEX, BSE 100 Bahreyn endeksleri	FIGARCH	FTSE 100, BIST 100, IDEX, BSE 100 ve Bahreyn endeksleri FIGARCH (1,1) modeli GARCH (1,1) modeline göre endeksleri açıklamakta daha etkili olduğu ve sonuçlara göre endekslerin oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilediği görülmektedir.
----------------------------	--	---	---------	---

---

Tablo 5.1. Literatür Özet Tablosu



## 6. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın uygulama bölümünde Döviz Kuru (USD/TRY), BIST 100 Endeksi, Ham Petrol (WTI) ve Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) getirilerinin tanımlayıcı istatistikleri ve grafikleri sunulmaktadır. İlgili değişkenler, uzun hafıza testleri olan Modifiye Edilmiş Lo-R/S ve GPH testleri ile sınanmakta ve ardından birim kök testleri ile serilerin durağanlığı incelenmektedir. Durağanlığı incelenen değişkenlere literatürde uzun hafıza modelleri olarak bilinen koşullu ortalama uzun hafıza özelliğini inceleyen ARFIMA, koşullu varyansta uzun hafıza özelliğini inceleyen FIGARCH ve koşullu varyansta uzun hafıza özelliği ile asimetri durumunu inceleyen FIAPARCH uygulanmaktadır. Diğer taraftan hem koşullu ortalama hem de koşullu varyansta uzun hafıza özelliğini birlikte inceleyen ARFIMA-FIGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH ikili uzun hafıza modelleri ile değişkenlerde ikili uzun hafızanın mevcut olup olmadığı sınanmaktadır. ARFIMA ve FIGARCH modellerinin bütün varyasyonları Normal dağılım, Student-t dağılım, Skewed Student-t dağılım ve Genelleştirilmiş Hata dağılımı gibi dağılımlarla tahmin edilmekte ve uygun dağılıma karar verilmektedir. Çalışmada EViews-12, OxMetrics7, Stata 15.0 programları kullanılarak modeller tahmin edilmektedir.

### 6.1. USD/TRY için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi

USD/TRY döviz kuru verileri 03 Ocak 2005 ile 14 Eylül 2022 tarihleri arasında kapsayan günlük 4618 veriden oluşmaktadır. Günlük döviz kuru (USD/TRY) verileri investing.com adresinden kapanış fiyatları ile elde edilmiştir. Söz konusu döviz kuru kapanış serisinin getirisi Eş. 6.1'deki gibi hesaplanmaktadır:

$$R_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] * 100 \quad (6.1)$$

Eş. 6.1'de  $R_t$ , döviz kurunun t dönemindeki getirisi,  $P_t$ , döviz kurunun t günündeki kapanış fiyatını,  $P_{t-1}$  döviz kurunun bir gün önceki kapanış fiyatını ifade etmektedir.

#### 6.1.1 USD/TRY Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri

Eş. 6.1'de görüldüğü gibi getirisi hesaplanmış olan USD/TRY döviz kuru veri setinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.1.1'de yer almaktadır.

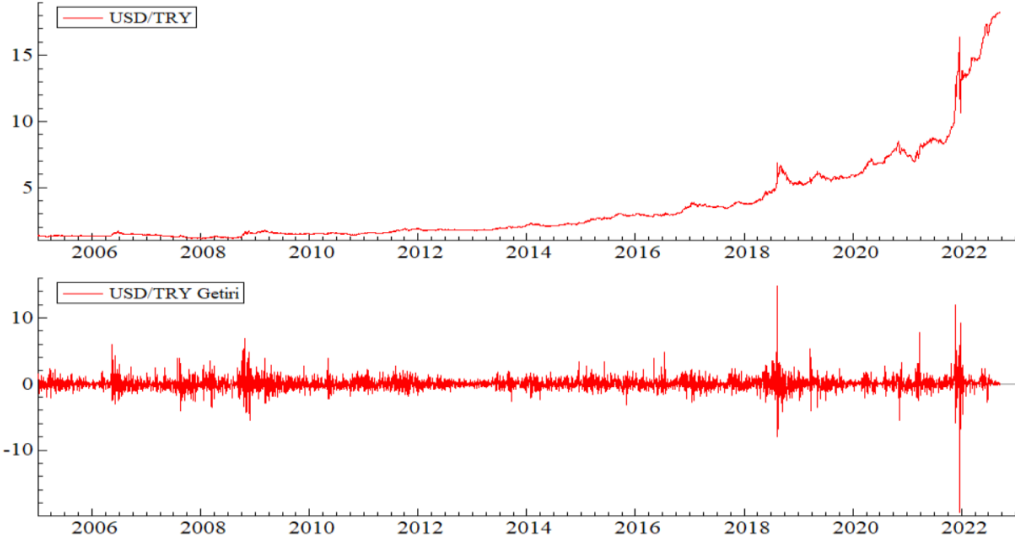
	<i>USD/TRY</i>	<i>USD/TRY Getiri</i>
Gözlem Sayısı	4618	4617
Ortalama	3.554343	0.056469
Medyan	2.028650	0.013998
Maksimum	18.24300	14.75628
Minimum	1.150200	-19.50442
Standart Sapma	3.337087	1.047070
Çarpıklık	2.335533	-0.143099
Basıklık	8.788903	48.82832
Jarque-Bera	10646.46*	404048.5*

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.1.1. USD/TRY Tanımlayıcı İstatistikleri

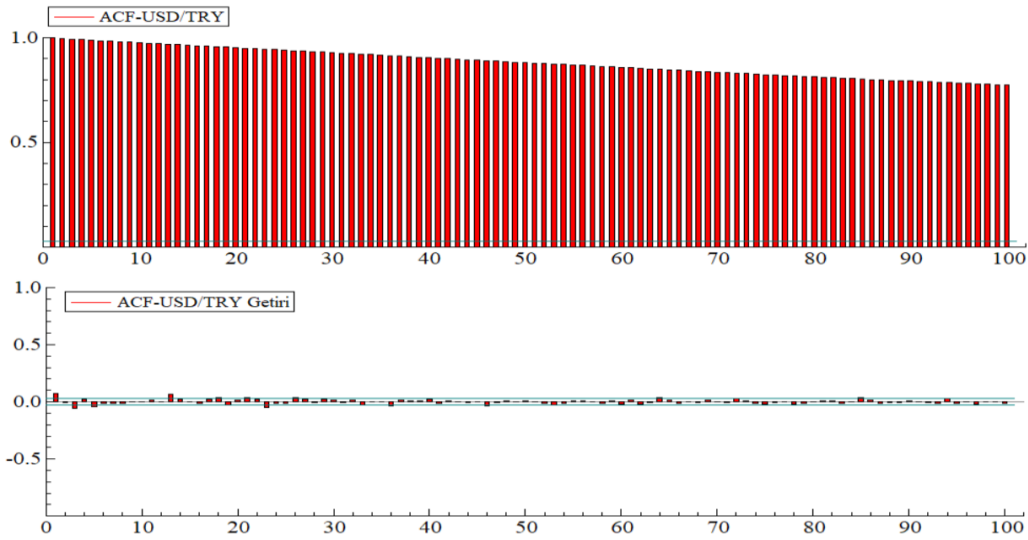
Tanımlayıcı istatistik sonuçları incelendiğinde USD/TRY örneklem ortalaması yaklaşık olarak 3.55, USD/TRY getiri örneklem ortalaması ise yaklaşık olarak 0.06 bulunmuştur. Oynaklığı da temsil edebilen standart sapma USD/TRY için yaklaşık olarak 3.34, USD/TRY getiri serisi için ise yaklaşık olarak 1.05 olarak hesaplanmaktadır. İlgili dönem aralığı içinde USD/TRY maksimum 18.243, minimum ise 1.1502 değerine ulaşmıştır. USD/TRY getirisi ise ilgili dönem aralığından maksimum 14.75628 iken minimum-19.50442 değerini almaktadır. USD/TRY serisinin çarpıklık ve basıklık katsayısının pozitif olması dağılımın sağa çarpık ve eğrinin sivri bir yapıda olduğunu ifade etmektedir. USD/TRY serisinin basıklığının pozitif olması normal dağılım eğrisinin sivri yapıda olduğunu ve negatif çarpıklık durumu ise dağılımın sol kuyruğunun sağ kuyruğundan daha kalın olduğu ve böylece negatif getirilerin pozitif getirilerden daha sık meydana gelme eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. Normal dağılım sınaması için kullanılan Jarque-Bera test istatistiği sonucuna göre “seriler normal dağılıma sahiptir” olarak kurulan sıfır hipotezi ret edilmiş ve USD/TRY serisi ve getirisinin normal dağılıma sahip olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

USD/TRY döviz kurunun tanımlayıcı istatistikleri incelendikten sonra Şekil 6.1.1’de USD/TRY seri ve getiri serisinin grafikleri, Şekil 6.1.2 de ise USD/TRY seri ve getiri serisi için otokorelasyon grafikleri yer almaktadır.



Şekil 6.1.1. USD/TRY Grafiği ve Getiri Grafiği

USD/TRY grafiği incelendiğinde döviz kuru 2012 yılından 2018 yılına kadar yavaş bir şekilde artış göstermektedir. 2018 yılında meydana gelen ekonomik krizden dolayı döviz kurunun arttığı gözlemlenmektedir. Ekonomik krizin getirdiği artışla birlikte döviz kuru, 2018 yılının ağustos ayından sonra Merkez Bankasının faizlerde artışa gitmesiyle birlikte 2018 eylül ayı itibariyle düşmeye başlamıştır. Daha sonra 2019 yılının aralık ayında meydana gelen Covid-19 salgınının getirdiği olumsuzluklarla birlikte döviz kuru seyrini yukarıya çekmiş ve döviz kurunda artışlar devam etmiştir. Merkez Bankasının 2021 Eylül ayından sonra yaptığı politika faizindeki indirimle birlikte döviz kurunda 2021 Aralık ayına kadar hızlı bir yükseliş görülmektedir. Aralık ayının sonlarına doğru ise Merkez Bankasının kur korumalı mevduat hesabı uygulamasına geçmesiyle birlikte döviz kurunda birkaç günlüğüne keskin bir düşüş meydana gelmiş fakat kur tekrar yukarıya doğru kademeli bir artış seyretmiştir.



Şekil 6.1.2. USD/TRY ACF Grafikleri

USD/TRY için otokorelasyon grafiği incelendiğinde, grafikte yer alan gecikmelerin yavaş bir şekilde azaldığı görülmekte ve serilerin durağan olmadığı yönünde önsel bir bilgi sunmaktadır.

### 6.1.2 USD/TRY Getiri Serisi için Birim Kök Testi

Şekil 6.1.2’de yer alan grafikler vasıtasıyla döviz kurunun durağan olmadığı ön bilgisine ulaşıldıktan sonra USD/TRY döviz kuru serisi ile getiri serilerine birim kök testi uygulanmaktadır. Geleneksel birim kök testlerinde serilerin durağanlık mertebesi farklılık gösterebilmektedir. Böyle bir durumda uzun dönemli bağımlılıktan şüphe edilmekte ve uzun hafıza testleri ile serilerin durağanlık mertebesi belirlenmektedir. Arttırılmış Dickey-Fuller (ADF), Philips Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri sonuçları Tablo 6.1.2’de yer almaktadır.

Değişkenler	ADF	PP	KPSS
<i>USD/TRY</i>	5.816167 (31) [1.0000]	6.093075 (47) [1.0000]	5.574504 (53)
<i>USD/TRY Getiri</i>	-13.27712 (22) * [0.0000]	-63.08322 (22) * [0.0001]	0.883432* (20)

**NOT:** PP ve KPSS testinde parantez içindeki değerler Newey-West bilgi kriteri, ADF birim kök testinde ise parantez içindeki değerler AIC bilgi kriterine göre gecikme uzunluğunu göstermektedir. \* işareti %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Bilgi kriterlerine göre uygun model ADF, PP ve KPSS birim kök testleri için sabitli model olarak bulunmuştur. ADF ve PP birim kök testleri için %5 seviyesinde kritik değer -2.861973, KPSS birim kök testi için %5 seviyesinde kritik değer 0.463000. Köşeli parantez içinde yer alan değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.2. USD/TRY Birim Kök Testi Sonuçları

Birim kök testi sonuçlarına bakıldığında USD/TRY döviz kuru getiri serisi sabitli modelde ADF ve PP birim kök testlerine göre “seride birim kök vardır, durağan değildir” olarak kurulan sıfır hipotezi, test istatistiği kritik değerden büyük çıktığı için ret edilmektedir. Bu durumda ADF ve PP birim kök testlerine göre USD/TRY döviz kuru getiri serisi düzeyde durağandır. KPSS birim kök testinde, USD/TRY getiri serisi için %5 önem düzeyinde “seride birim kök yoktur, durağandır” olarak kurulan sıfır hipotezi, test istatistiği kritik değerden büyük çıktığı için ret edilmektedir ve seride birim kök olduğu yani durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

### 6.1.3 USD/TRY Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testleri

Tablo 6.1.2’de USD/TRY döviz kuru getiri serisi ADF, PP birim kök testleri sonucunda durağan bir yapıdadır yani birim kök içermektedir. KPSS birim kök testi ise serinin durağan olmadığını yani birim kök içerdiğini ifade etmektedir. Görüldüğü gibi serinin I (0) ya da I (1) olarak tanımlanan mertebelerden hangisi olduğuna dair kesin bir bilgi söz konusu değildir. Bu durumda serinin kesirli bütünleşik özellik sergileme durumu yüksek bir ihtimal olarak görülmektedir. Serinin kaçınıcı mertebeden durağan olduğu belirlenemeyen durumlarda devreye uzun hafıza testleri girmektedir. Grafikler ve birim kök testi vasıtasıyla uzun dönemli bağımlılığın döviz kurunda mevcut olabileceği ön bilgisine ulaşıldıktan sonra USD/TRY getirileri ve USD/TRY kareli getirileri GPH testi ve Modifiye Edilmiş Lo R/S yöntemi ile test edilmiştir.

Kareli getiriler finansal piyasalarda oynaklığın vekili olarak literatürde önemli bir yere sahip olduğundan dolayı çalışmada oynaklığın uzun dönemli bağımlılığını araştırmak amacıyla kullanılmaktadır (Balıbey, 2014).

Uzun Hafıza Testleri başlığı altında belirtildiği gibi Modifiye Edilmiş R/S testi Lo (1991) çalışmasında klasik R/S testini geliştirmesiyle ortaya çıkmıştır. GPH testi regresyon tahmininde kullanılan gözlem sayısı dikkate alındığı zaman n değerinin belirlenmesi için,  $n = g(T) = T^\lambda$   $0 < \lambda < 1$  hesaplanmaktadır. Yapılan çalışmalarda yaygın bir biçimde  $n = T^{0.5}$  kullanılmaktadır. Geweke ve Porter-Hudak (1983) çalışmasında ordinat değerinin 0.50 ve 0.60 arasında olabileceğini belirtmişlerdir. Uygulamada alınan  $\lambda$  değerleri 0.5 ile 0.7 arasındadır. GPH test istatistiği t-istatistikleri ile test edilmektedir.

Serilerin uzun hafıza durumunu sınamak amacıyla ilk aşamada literatürde yer alan uzun hafıza testlerinden faydalanılmaktadır. Modifiye Edilmiş Lo-R/S testi ve GPH testi sonuçları Tablo 6.1.3 ve Tablo 6.1.4'te yer almaktadır.

Uzun dönemli bağımlılığı test etmek amacıyla kurulan hipotezler:

$H_0$ : Seride uzun hafıza özelliği yoktur. (Kısa hafıza)

$H_1$ : Seride uzun hafıza özelliği vardır. (Uzun hafıza)

Uzun Hafıza Test İstatistikleri		
%90: [0.861, 1.747]		
%95: [0.809, 1.862]		
%99: [0.721, 2.098]		
Değişkenler	Maksimum Gecikme	Test İstatistiği
<i>USD/TRY Getiri Serisi</i>	Max(0)	1.41
	Max(1)	1.36
	Max(2)	1.35
	Max(5)	1.37
	Max(0)	2.7*
<i>USD/TRY Kareli Getiri Serisi</i>	Max(1)	2.39*
	Max(2)	2.21*
	Max(5)	1.89*

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.1.3. USD/TRY Modifiye Edilmiş Lo R/S Testi Sonuçları

Tablo 6.1.3'de Modifiye Edilmiş Lo-R/S uzun hafıza testi yer almaktadır. USD/TRY getiri serisinin  $\max(k) = 0,1,2,5$  gecikmeleri için Modifiye Edilmiş Lo-R/S test istatistiği %95 güven aralığı arasında değer aldığından dolayı sıfır hipotezi ret edilemez ve USD/TRY getiri serisinin uzun hafıza özelliği sergilemediği sonucuna ulaşılır.

Oynaklıkta uzun hafıza özelliğini tespit etmek için kareli getiri serilerinden faydalanılmaktadır. USD/TRY kareli getiri serisi için uygulanan Modifiye Edilmiş Lo R/S Test İstatistiği  $\max(k) = 0,1,2$  gecikme durumlarında %95 güven aralıkları dışında değer aldığından dolayı sıfır hipotezi ret edilmektedir. Bu durumda USD/TRY kareli getiri serisinin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır. USD/TRY kareli getiri serisinde uzun hafızanın mevcut olması meydana gelen şokların etkisinin uzun bir dönem devam ettiği ve şoklardan dolayı

meydana gelen etkinin ortalamaya dönme süresinin ise uzun olduğu sonucuna ulaşılabilir.

Değişkenler	$T^\lambda$ değeri	d	T-istatistiği	Olasılık
<i>USD/TRY Getiri Serisi</i>	$T^{0.5}$	0.035417	0.3214	0.749
	$T^{0.55}$	0.063118	0.7997	0.426
	$T^{0.6}$	0.056864	0.9569	0.340
	$T^{0.65}$	0.050247	1.0627	0.289
	$T^{0.7}$	-0.031411	-0.8388	0.402
<i>USD/TRY Kareli Getiri Serisi</i>	$T^{0.5}$	0.13765	1.2580	0.213
	$T^{0.55}$	0.201078*	2.5691	0.012
	$T^{0.6}$	0.282726*	4.5990	0.000
	$T^{0.65}$	0.150068*	3.3186	0.001
	$T^{0.7}$	0.20397*	5.6573	0.000

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.1.4. USD/TRY GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları

Tablo 6.1.4'te yer alan GPH testinde 0.5, 0.55, 0.6, 0.65 ve 0.7  $\lambda$  değerleri için USD/TRY getiri serisinin olasılık değeri %5 önem düzeyinden büyük çıkmaktadır ve getiri serisinin uzun hafıza özelliğine sahip olmadığı görülmektedir.

USD/TRY kareli getiri serisi için hesaplanan GPH testinde 0.5, 0.55, 0.6, 0.65 ve 0.7  $\lambda$  değerleri kareleri getiri serisinin sadece  $\lambda=0.5$  değerinde uzun hafızaya sahip olmadığı fakat 0.6, 0.7 ve 0.8 değerlerinde olasılık değerleri %5 önem düzeyinde küçük olduğu için uzun hafızaya sahip olduğu görülmektedir. Kareli getiri serilerinde d parametresinin  $0 < d < 1$  arasında değerler aldığı görülmektedir. USD/TRY kareli getiri serisinde uzun hafızanın mevcut olması meydana gelen şokların etkisinin uzun bir dönem devam ettiği ve şoklardan dolayı meydana gelen etkinin ortalamaya dönme süresinin ise uzun olduğu sonucuna ulaşılabilir.

USD/TRY getiri ve kareli getiri serilerinde uzun hafızanın varlığı Lo R/S ve GPH uzun hafıza testleri ile test edildikten sonra sonuçlara göre serinin kareli getirilerinin uzun hafızaya sahip olma olasılığı görülmektedir. Uzun hafıza durumuna rastlanan seriler uzun hafıza modellemesi için uygun bir yapıdadır. Ortalamada uzun hafıza modellemesi için ARFIMA oynaklıkta uzun hafıza modellemesi için ise FIGARCH ve FIAPARCH modellerinden faydalanılmaktadır.

#### 6.1.4 USD/TRY Getiri Serisi için ARFIMA (p, ξ, q) Modeli

Önsel bilgi olarak kullanılan uzun hafıza testlerinden sonra USD/TRY getiri serisinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığı tespit etmek amacıyla ARFIMA (p, ξ, q) modelleri p=0,1,2,3,4,5 ve q=0,1,2,3,4,5 kombinasyonları kurularak incelenmiştir. İncelenen modeller arasında bir seçim yapmak ve en uygun modeli bulmak amacıyla Akaike (AIC) Bilgi Kriteri ve Log Olabilirlik Oranı kullanılmıştır. AIC bilgi kriterine göre en küçük değeri veren ve Log Olabilirlik Oranına göre ise en büyük değeri veren model uygun model olarak ele alınmıştır.

Tablo 6.1.5'te tahmin edilen ARFIMA (p, ξ, q) model kombinasyonlarında en uygun model AIC bilgi kriterine göre en küçük değeri veren ve log olabilirlik oranına göre en yüksek değeri veren ARFIMA (2, ξ, 2) modelidir.

Tahmin edilen ARFIMA (2, ξ, 2) modeli Eş. 6.2'de gösterilmektedir:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2) \varepsilon_t \quad (6.2)$$

L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi,  $\xi$  kesirli fark parametresini,  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden otoregresif süreci,  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır, sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizi süreci ifade etmektedir.

ARFIMA (p, ξ, q)	ARFIMA (1, ξ, 0)	ARFIMA (0, ξ, 1)	ARFIMA (2, ξ, 1)	ARFIMA (1, ξ, 2)	ARFIMA (2, ξ, 2)
$\phi(L)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t$					
$\mu$	0.056055* (0.0149) [0.0002]	0.056169* (0.0155) [0.0003]	0.055896* (0.0143) [0.0001]	0.0558664* (0.0122) [0.0000]	0.056155* (0.0155) [0.0003]
$\xi$	-0.031861* (0.0074) [0.0000]	-0.023060* (0.0060) [0.0001]	-0.044150 * (0.0090) [0.0000]	-0.0460282* (0.0165) [0.006]	-0.023626* (0.0065) [0.0003]
$\phi_1$	0.104016* (0.0098) [0.0000]		-0.619800* (0.0909) [0.0000]	-0.701838* (0.0812) [0.000]	-0.966370* (0.0570) [0.0000]
$\phi_2$			0.116009 * (0.0099) [0.0000]		-0.319550* (0.0537) [0.0000]
$\theta_1$		0.093512* (0.0084) [0.0000]	0.734670 * (0.0864) [0.0000]	0.826450* (0.0797) [0.000]	1.066231* (0.0524) [0.0000]
$\theta_2$				0.128594* (0.0210) [0.000]	0.427943* (0.0524) [0.0000]

ARFIMA (p, $\xi$ , q)	ARFIMA (1, $\xi$ , 0)	ARFIMA (0, $\xi$ , 1)	ARFIMA (2, $\xi$ , 1)	ARFIMA (1, $\xi$ , 2)	ARFIMA (2, $\xi$ , 2)
Log(L)	-6749.696	-6750.024	-6745.333	-6742.4141	<b>-6738.640</b>
AIC	2.9256	2.9257	2.9245	2.9233	<b>2.9221</b>
SIC	2.9312	2.9313	2.9329	2.9317	2.9318
Çarpıklık	-0.1547	-0.1617	-0.1949	-0.1888	-0.2255
Basıklık	48.9556	48.9188	49.71518	46.496	46.427
Jarque-Bera	406297.9*	405650.1*	419850.7*	415926.5*	414707.1*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q(15)	49.872*	51.247*	40.362*	34.523*	27.982*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q(25)	85.097*	86.029*	76.530*	70.019*	61.103*
	[0.0002]	[0.0000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q(30)	97.832*	98.370*	90.340*	84.213*	74.977*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ARCH(2)	165.4141*	168.0417*	165.25*	156.35*	161.92*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
ARCH(5)	99.74517*	100.5746*	99.652*	95.000*	95.101*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
ARCH(10)	53.16933*	53.71217*	53.118*	50.137*	50.446*

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.5. USD/TRY ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

Tahmin edilen ARFIMA (p,  $\xi$ , q) modellerinin anlamlılıklarına bakıldığında %5 önem düzeyinde parametreler anlamlı bulunmuştur. Kesirli fark parametresi olarak ifade edilen  $\xi$  tüm modeller için  $-0.5 < \xi < 0$  arasında bir değer almaktadır. Böylece USD/TRY getiri seri ortalamasının kısa hafızaya sahip olduğu ve kalıcı bir etkiye sahip olmadığı ifade edilmektedir. Başka bir ifadeyle model geçmiş şoklara ait bilgi taşımamakta ve aynı zamanda döviz kuru getiri serisinde şoklarla ilgili kalıcı bir etki görülmemektedir.

Tüm modeller için çarpıklık katsayısı negatif basıklık katsayısı pozitif değer almaktadır. Döviz kuru getiri serisi için kurulan ARFIMA (p,  $\xi$ , q) modellerinin dağılımı sola çarpık ve sivri bir yapıdadır. Normal dağılım sınaması yapmak amacıyla kullanılan Jarque-Bera test sonuçlarına göre %5 önem düzeyinde ARFIMA (p,  $\xi$ , q) modelleri normal dağılım sergilememektedir. Standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu gecikmeler için “Otokorelasyon sorunu yoktur” olarak kurulan sıfır hipotezi olasılık değerlerine bakarak %5 önem düzeyinde reddedilmektedir. Bu durumda tahmin edilen modellerin otokorelasyona sahip olduğu ifade edilmektedir. ARCH testi sonuçlarına bakıldığında söz konusu gecikmeler için “ARCH etkisi yoktur” olarak kurulan sıfır hipotezi %5 önem

düzeyinde reddedilmekte ve tahmin edilen modellerin ARCH etkisine sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tüm ARFIMA (p,  $\xi$ , q) model kombinasyonlarında görüldüğü üzere uygun model ARFIMA (2,  $\xi$ ,2) olarak elde edilmiş ve modelde yer alan parametrelerin %5 önem düzeyinde anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Modelde kesirli fark parametresini gösteren  $\xi$  değeri %5 önem düzeyinde istatikselsel olarak anlamlı bulunmuş ve -0.023626 değerinde tahmin edilmiştir. Bu durumda seri kısa hafıza özelliği sergilemektedir.

Çeşitli kombinasyonlarla kurulan modellerin her biri otokorelasyon ve değişen varyans sorunları ile karşı karşıyadır. Bu durumda tahmin edilen modelde ARCH etkisinin varlığını ön planda tutarak ve FIGARCH sürecine geçişi anlayabilmek adına USD/TRY getiri serileri için GARCH ve IGARCH modelleri tahmin edilmektedir.

#### **6.1.5 USD/TRY Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri**

Literatürde yaygın olarak kullanılan GARCH modelinin, kovaryans durağanlığı sağlamak amacıyla kalıcılık parametresi 1'den küçük olarak belirlenmiştir. GARCH modellerinde kalıcılık parametresi genellikle yaklaşık 1 olduğu bu durumda bile modelin oynaklıkta kalıcılığı yakalayamadığı görülmektedir. Böyle bir durumda Engel ve Bollerslev (1986) çalışmasında GARCH modelini revize ederek kalıcılık parametresini 1'e ayarlamıştır. Baillie vd. (1996) çalışmasında ise koşullu varyansta yüksek kalıcılığa izin veren kesirli IGARCH (FIGARCH) modelini ortaya çıkarmışlardır ve bu model entegrasyon katsayısının 0 ve 1 arasında değişmesine izin vermektedir. IGARCH modeli oynaklıkta oluşan bir şokun sonsuz kalıcılığını ifade ederken FIGARCH modelleri oynaklıkta meydana gelen bir şokun zamanla ortalamaya geri dönme eğiliminin olabileceğini ifade etmektedir.

USD/TRY getiri serisinin oynaklığında uzun hafızanın mevcut olup olmadığını modellemeden önce uzun hafıza sürecini ortaya koyan FIGARCH süreci ile uzun hafıza sürecini dikkate almayan GARCH ve IGARCH modelini karşılaştırmak için Tablo 6.1.6'nın sol tarafında GARCH modeli sonuçları ve sağ tarafında IGARCH modeli sonuçları yer almaktadır.

Uygun modeli belirlemek amacıyla USD/TRY döviz kuru getiri serisi GARCH (p, q) modeli ve IGARCH (p, q) p=1,2 q=1,2 olmak üzere farklı kombinasyonları elde edilmiş böylece en küçük Akaike bilgi kriterini ve en yüksek Log Olabilirlik oranını veren model çalışmaya dahil edilmiştir. Tablo 6.1.6’da her iki model için de Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları ile modeller tahmin edilmiş ve uygun dağılımın AIC bilgi kriteri ve Log Olabilirlik oranı göre Skewed Student-t (SST) dağılımlı model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 6.1.6’da tahmin edilen ARMA (1,1)-GARCH (1,1) modeli için kurulan ortalama denklemi ve varyans denklemi Eş. 5.3’te yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (6.3)$$

$$h_t = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \beta_i h_{t-i}$$

Eş. 6.3’ün solunda yer alan model ortalama denklemidir. Burada  $\phi_1$  parametresi birinci dereceden otoregresif süreci,  $\theta_1$  parametresi birinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\mu$  parametresi sabit terimi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir. Eşitliğin sağında yer alan model varyans denklemidir. Modelde ARCH parametresi  $\alpha_i$ , şokun kısa dönem etkisini ifade ederken GARCH parametresi  $\beta_i$  ise şokun uzun dönem etkisini yani direncini ifade etmektedir.  $\omega$  ise sabit parametresidir.

ARMA (1,1)-IGARCH modeli Eş. 6.4’teki gibidir:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad h_t = \omega + \beta_1 h_{t-1} + (1 - \beta_1) \varepsilon_t^2 \quad (6.4)$$

Eş. 6.4’ün solunda yer alan model ortalama denklemidir. Burada  $\phi_1$  parametresi birinci dereceden otoregresif süreci,  $\theta_1$  parametresi birinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\mu$  parametresi sabit terimi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eşitliğin sağında yer alan model varyans denklemidir. Burada  $\beta_i$  parametresi şokun uzun dönem etkisini yani direncini, (

$1 - \beta_1$ ) parametresi, 1-şokun kalıcılığını,  $\omega$  ise kesme parametresini ifade etmektedir.

	ARMA (1,1)-GARCH (1,1)				ARMA (1,1)-IGARCH (1,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	<b>Ortalama Denklemi</b>				<b>Ortalama Denklemi</b>			
$\mu$	0.023631*	0.011119	0.008695	0.029733*	0.023708*	0.011120	0.008725	0.029799*
	(0.0110)	(0.0089)	(0.0089)	(0.0098)	(0.0110)	(0.0089)	(0.0092)	(0.0098)
	[0.0329]	[0.2127]	[0.3322]	[0.0026]	[0.0325]	[0.2128]	[0.3437]	[0.0025]
	0.444167	0.435642*	0.480681*	0.458623*	0.441758	0.435352*	0.481036*	0.459405*
	(0.2828)	(0.1905)	(0.0978)	(0.2132)	(0.2859)	(0.1907)	(0.0974)	(0.2113)
$\phi_1$	[0.1164]	[0.0223]	[0.0000]	[0.0316]	[0.1224]	[0.0225]	[0.0000]	[0.0298]
	-0.438631	-0.417300*	-0.473967*	-0.446773*	-0.435861	-0.417001*	-0.474293*	-0.447537*
$\theta_1$	(0.3104)	(0.2006)	(0.1045)	(0.2262)	(0.3137)	(0.2008)	(0.1041)	(0.2241)
	[0.1577]	[0.0376]	[0.0000]	[0.0484]	[0.1648]	[0.0379]	[0.0000]	[0.0459]
	<b>Varyans Denklemi</b>				<b>Varyans Denklemi</b>			
$\omega$	0.020344*	0.017624*	0.017640*	0.016936*	0.018999*	0.017759*	0.016648*	0.016505*
	(0.0074)	(0.0048)	(0.0051)	(0.0047)	(0.0056)	(0.0039)	(0.0039)	(0.0037)
	[0.0061]	[0.0003]	[0.0007]	[0.0003]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\alpha_1$	0.178980*	0.175760*	0.174549*	0.168222*	0.181347*	0.175094*	0.177552*	0.170322*
	(0.0281)	(0.0202)	(0.0212)	(0.0194)	(0.0260)	(0.0169)	(0.0188)	(0.0169)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\beta_1$	0.816987*	0.824941*	0.821791*	0.829572*	0.818653*	0.824906*	0.822448*	0.829678*
	(0.0265)	(0.0169)	(0.0190)	(0.0170)	(0.0265)	(0.0169)	(0.0190)	(0.0170)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\nu$		4.769068*	1.210883*	4.960495*		4.779675*	1.208689*	4.923110*
		(0.3422)	(0.0393)	(0.3682)		(0.2974)	(0.0370)	(0.3207)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\ln(\zeta)$				0.092899*				0.092764*
				(0.0204)				(0.0205)
				[0.0000]				[0.0000]
$\alpha_1 + \beta_1$	0.99597	1.00070	0.99634	0.99779				
Log(L)	-5496.793	-5261.846	-5290.277	<b>-5251.527</b>	-5496.916	-5261.848	-5290.348	<b>-5251.551</b>
AIC	2.383709	2.282368	2.294684	<b>2.278331</b>	2.383330	2.281935	2.294281	<b>2.277908</b>
SIC	2.392075	2.292128	2.304444	2.289485	2.390301	2.290301	2.302647	2.287668

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.6. USD/TRY Getiri Serisi ARMA (1,1)-GARCH (1,1) ve ARMA (1,1)-IGARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları

Skewed Student-t dağılımına sahip ARMA (1,1)-GARCH (1,1) modelinin ortalama ve varyans denklemlerinde yer alan parametreler %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Durağanlık koşulunun yerine getirilmesi için  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  koşulunun sağlanması gereklidir. Skewed Student-t dağılımlı ARMA (1,1)-GARCH (1,1) modelinde  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.99779$  değerini almakta ve bu durumda süreç Integrated GARCH (IGARCH) sürecine evrilmektedir. Sürecin IGARCH sürecine evrilmesi seride meydana gelen şokların kalıcı olduğunu göstermektedir.

GARCH modeli için bir diğer önemli olan koşul ise  $\beta_1$  parametresinin pozitif ve anlamlı olmasıdır.  $\beta_1$  parametresi SST dağılımlı model için 0.829572 olarak tahmin edilmiştir. Bu durum USD/TRY getirilerinde görünen oynaklığın geçmiş dönemlerde gerçekleşen beklenmeyen gelişmelerden kaynaklandığını ifade etmektedir. Parametrenin 1 değerine yakın bir değerde tahmin edilmesi USD/TRY getiri serilerinde yüksek derece oynaklığın varlığına işaret etmektedir.

ARMA (1,1)-GARCH (1,1) modelinde Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $\nu$  parametresi  $\nu > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda USD/TRY döviz kuru getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir. Skewed Student-t dağılımlı modelde yer alan  $\ln(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının sağa çarpık ve asimetrik olduğunu ifade etmektedir.

Skewed Student-t dağılımlı ARMA (1,1)-IGARCH (1,1) modelinde  $\beta_1$  değerinin  $0 < \beta_1 < 1$  arasında değer alması serilerde meydana gelen bir şoka karşı koşullu varyansın dirençli olduğunu göstermektedir. Serilerde meydana gelen şokun dirençli olması ise oynaklık sürecinin süreklilik özelliği sergilediğini göstermektedir. USD/TRY döviz kuru getiri serisinin oynaklığının süreklilik sergilemesi seride uzun hafıza özelliğinin var olabileceği izlenimini uyandırmaktadır.

ARMA (1,1)-IGARCH (1,1) modelinde Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $\nu$  parametresi  $\nu > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda USD/TRY getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir. Asimetri katsayısını gösteren  $\ln(\zeta) > 0$  değerini alması gerekmektedir. Eğer  $\ln(\zeta) = 1$  değerini alırsa dağılım Student-t dağılımına dönüşmektedir.  $\ln(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.

USD/TRY getiri serisi için elde edilen ARMA (1,1)-GARCH (1,1) ve ARMA (1,1)-IGARCH (1,1) modellerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.1.7'de yer almaktadır.

	ARMA (1,1)-GARCH (1,1)				ARMA (1,1)-IGARCH (1,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	0.55015	0.55239	0.55346	0.56119	0.55089	0.55248	0.55338	0.56080

	ARMA (1,1)-GARCH (1,1)				ARMA (1,1)-IGARCH (1,1)			
<b>Aşırı Basıklık</b>	3.8211	3.8478	3.8053	3.8981	3.8159	3.8498	3.7968	3.8915
<b>Jarque-Bera</b>	3041.8 *	3083.0*	3021.4*	3165.5*	3034.7*	3086.0*	3008.8*	3155.3*
<b>Q (15)</b>	29.4265*	25.4527*	28.2226*	27.9241*	29.3794*	25.4482*	28.2653*	27.9487*
<b>Q (25)</b>	39.0347*	35.1369	37.8430*	37.5910*	38.9922*	35.1324	37.8881*	37.6138*
<b>Q (30)</b>	42.7141*	38.6450	41.3725*	41.2642	42.6174*	38.6478	41.3693	41.2626
<b>Q (35)</b>	46.1118	42.0258	44.7962	44.5568	46.0102	42.0280	44.7940	44.5564
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	14.4457	14.7538	14.6968	15.0611	14.7402	14.7199	14.9733	15.1662
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	26.5196	27.0387	26.1236	27.4459	26.3604	27.0703	26.0268	27.3233
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	29.1571	29.7672	28.7705	30.2195	29.0446	29.7914	28.7278	30.1249
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	46.2484	46.1939	45.2327	47.0019	46.0323	46.2289	45.0908	46.8793
<b>ARCH(2)</b>	0.10694	0.14755	0.094537	0.28852	0.088384	0.15356	0.071638	0.26242
<b>ARCH(5)</b>	0.36246	0.36066	0.33863	0.42783	0.33532	0.36613	0.31371	0.40666
<b>ARCH(10)</b>	1.0162	0.99921	1.0040	1.0144	1.0162	0.99935	1.0065	1.0120

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.7. USD/TRY Getiri Serisi ARMA (1,1)-GARCH (1,1) ve ARMA (1,1)-IGARCH (1,1) Modelleri Tanımlayıcı İstatistikleri

SST dağılımlı ARMA (1,1)-GARCH (1,1) modelinde çarpıklık ve basıklık katsayısı pozitif değer almıştır. Bu durumda modelin dağılımının sağa çarpık ve sivri olduğunu söylemek mümkündür. Box-Pierce Q testi sonuçlarına göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde Q (15) ve Q (25) gecikmeli değerler için modelin otokorelasyona sahip olduğu fakat standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde tüm gecikmeli değerler için modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modellere ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

SST dağılımlı ARMA (1,1)-IGARCH (1,1) modelinde tüm dağılımlar için çarpıklık ve basıklık katsayısı pozitif değer almıştır. Bu durumda modelin dağılımının sağa çarpık ve sivri olduğunu söylemek mümkündür. Box-Pierce Q testi sonuçlarına göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde Q (15) ve Q (25) gecikmeli değerler için modelin otokorelasyona sahip olduğu fakat

standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde tüm gecikmeli değerler için modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modellere ARCH testi uygulanmış ve değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

### 6.1.6 USD/TRY Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) ve FIAPARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri

Geleneksel GARCH modellerinin eksikliklerinden biri uzun dönemde bağımlılığı yakalayamamaktır veya oynaklığın devamlılığını hesaba katamamaktır. Bu tarz eksiklikleri gidermek amacıyla yavaş ve hiperbolik bir bozulma sergileyen ve oynaklıkta meydana gelen bir şokun etkisinin kalıcı olmasıyla birlikte ortalamaya geri dönebilen bir yapıya sahip olan FIGARCH modeli geliştirilmiştir. USD/TRY getiri serilerinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılık ya da bir diğer ifadeyle uzun hafıza durumunu incelemek amacıyla getiri seriler FIGARCH modeli ile tahmin edilmektedir. Uygun modeli bulmak amacıyla çeşitli kombinasyonlar denenmiş ve bu denemeler sonucunda en küçük AIC bilgi kriteri değerini veren ve en yüksek Log Olabilirlik oranını veren model çalışmaya dahil edilmiştir.

Tablo 6.1.8’de tahmin edilen ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) model denklemi Eş.6.5’te yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (6.5)$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1)L]^{-1} - (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d ] \varepsilon_t^2$$

Eş. 6.5’te yer alan ilk denklem ortalama denklemdir. Modelde yer alan  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden otoregresif süreçleri,  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden hareketli ortalama süreçlerini,  $\mu$  sabit parametreyi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.5’te yer alan ikinci denklem varyans denklemdir. L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\Phi$  ARCH parametresini,  $\beta$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

Döviz kuru getirilerinde meydana gelen şokların, oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara tepkisini ölçmek için Fraksiyonel Olarak Entegre Asimetrik

Güç (FIAPARCH) modeli Tablo 6.1.8’de farklı dağılımlara göre tahmin edilmektedir. Oynaklığın pozitif ya da negatif şoklara tepkisi literatürde kaldıraç etkisi olarak bilinmektedir. Bu durumda oynaklık kötü haberlere karşı artış ve iyi haberlere karşı ise azalış eğilimindedir.

Tablo 6.1.8’de tahmin edilen ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) model denklemini Eş.6.6’da yer almaktadır:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (6.6)$$

$$\sigma_t^\delta = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta L)^{-1} (1 - \Phi L) (1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma \varepsilon_t)^\delta$$

Eş. 6.6’da yer alan ilk denklem ortalama denklemdir. Modelde yer alan  $\phi_1$  birinci dereceden otoregresif süreci,  $\theta_1$  birinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\mu$  sabit parametreyi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.6’da yer alan ikinci denklem varyans denklemini ifade etmektedir. L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\Phi$  ARCH parametresini,  $\beta$  GARCH parametresini, d uzun hafıza parametresini,  $\gamma$  parametresi asimetri durumunu,  $\delta$  ise güç parametresini ifade etmektedir.

	ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1)				ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	<b>Ortalama Denklemi</b>				<b>Ortalama Denklemi</b>			
$\mu$	0.021428 (0.0111) [0.0542]	0.008554 (0.0095) [0.3723]	0.006092 (0.0086) [0.4797]	0.025358* (0.0103) [0.0146]	0.035823* (0.0109) [0.0011]	0.016841 (0.0092) [0.0692]	0.013355 (0.0096) [0.1684]	0.034890* (0.0102) [0.0006]
$\phi_1$	1.547204* (0.0581) [0.0000]	-0.881145* (0.3456) [0.0108]	-0.602151* (0.2455) [0.0142]	-0.951237* (0.2808) [0.0007]	0.367547 (0.4190) [0.3805]	0.466809* (0.1470) [0.0015]	0.496418* (0.0737) [0.0000]	0.491818* (0.1524) [0.0013]
$\phi_2$	-0.710619* (0.0743) [0.0000]	-0.119406 (0.3294) [0.7170]	0.142062 (0.2504) [0.5706]	-0.187950 (0.2596) [0.4692]				
$\theta_1$	-1.540484* (0.0634) [0.0000]	0.909800* (0.3565) [0.0107]	0.607149* (0.2676) [0.0233]	0.977647* (0.2898) [0.0007]	-0.347924 (0.4480) [0.4374]	-0.445066* (0.1540) [0.0039]	-0.484390* (0.0770) [0.0000]	-0.469879* (0.1590) [0.0031]
$\theta_2$	0.695649* (0.0735) [0.0000]	0.173798 (0.3390) [0.6082]	-0.104828 (0.2688) [0.6966]	0.239559 (0.2679) [0.3714]				
	<b>Varyans Denklemi</b>				<b>Varyans Denklemi</b>			
$\omega$	1.903708* (0.8248) [0.0210]	3.426203* (1.5168) [0.0239]	2.818958* (1.2150) [0.0204]	3.529378* (1.5979) [0.0272]	1.645079* (0.4998) [0.0010]	1.736679* (0.4133) [0.0000]	1.724521* (0.4363) [0.0001]	1.770594* (0.4089) [0.0000]
$\Phi$	0.178090* (0.1022)	0.120266* (0.0504)	0.144161* (0.0629)	0.118565* (0.0495)	0.235882* (0.1074)	0.152949* (0.0585)	0.175706* (0.0727)	0.144105* (0.0583)

	ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1)				ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1)			
	[0.0815]	[0.0171]	[0.0221]	[0.0167]	[0.0282]	[0.0091]	[0.0158]	[0.0136]
$\beta_1$	0.488035*	0.579311*	0.558701*	0.586500*	0.502864*	0.454937*	0.464369*	0.444425*
	(0.1309)	(0.0929)	(0.1005)	(0.0947)	(0.1280)	(0.0744)	(0.0889)	(0.0740)
	[0.0002]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$d$	0.519525*	0.620490*	0.596993*	0.626559*	0.435368*	0.429377*	0.434469*	0.422660*
	(0.0646)	(0.0706)	(0.0668)	(0.0731)	(0.0609)	(0.0412)	(0.0455)	(0.0400)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\gamma$					-0.343179*	-0.402266*	-0.362735*	-
					(0.1056)	(0.0714)	(0.0752)	0.403657*
					[0.0012]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\delta$					1.647316*	1.513143*	1.548342*	1.513157*
					(0.1270)	(0.0756)	(0.0882)	(0.0740)
					[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\nu$	5.164635*	1.218927*	5.318517*		5.381433*	1.243512*	5.588772*	
	(0.3305)	(0.0371)	(0.3566)		(0.3776)	(0.0401)	(0.4038)	
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	
$\ln(\zeta)$			0.094221*				0.098204*	
			(0.0196)				(0.0197)	
			[0.0000]				[0.0000]	
Log(L)	-5508.24	-5281.43	-5304.69	<b>-5269.98</b>	-5467.78	-5251.59	-5279.01	<b>-5239.46</b>
AIC	2.389966	2.292150	2.302226	<b>2.287625</b>	2.372441	2.279223	2.291104	<b>2.274404</b>
SIC	2.402515	2.306093	2.316169	2.302963	2.384990	2.293166	2.305047	2.289742

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.8. USD/TRY Getiri Serisi ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) Model Tahmin Sonuçları

ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) modeli için de en düşük AIC değerini veren aynı zamanda en yüksek Log-Olabilirlik Oranına sahip olan model SST dağılımlı model olarak belirlenmiştir.

Skewed Student-t dağılımlı ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) modelinde varyans denkleminde yer alan ve oynaklık için uzun hafıza parametresi olarak ifade edilen kesirli fark parametresi  $d$  katsayısı  $0 < d < 1$  arasında değer almıştır. Kesirli fark parametresinin  $d=0$  olması durumunda kurulan model GARCH modeline, kesirli fark parametresinin  $d=1$  olması durumunda ise model IGARCH modeline dönüşecektir fakat burada kesirli fark parametresi  $0 < d < 1$  arasında bir değer aldığından dolayı döviz kuru getiri serilerinin oynaklığında uzun hafıza özelliği olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bağlamda döviz kuru getiri serilerinin oynaklığında meydana gelen şoklar kalıcı bir yapıdadır. Tüm modellerdeki oynaklık katsayılarına  $\beta_1$  bakıldığında en yüksek oynaklığa sahip olan yapı SST dağılımlı ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) modelidir.

Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $v$  parametresi  $v > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda USD/TRY getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir.  $\rho(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının sağa çarpık ve asimetric olduğunu ifade etmektedir.

Ballie ve diğerleri (1996) çalışmasında GARCH modelinde oynaklıktaki uzun hafızanın varlığının dikkate alınmadığını ve oynaklıkta uzun hafızanın olması durumunda modelde yer alan parametrelerin tahminin yukarı yönde bir sapma göstereceğini açıklamıştır. Tablo 6.1.6'da yer alan ARMA (1,1)-GARCH (1,1) modeli  $\beta_1$  katsayılarının Tablo 6.1.8'de yer alan ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) modeli  $\beta_1$  katsayılarına kıyasla daha yüksek olduğu görülmektedir.

ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) modeli için de en düşük AIC değerini veren aynı zamanda en yüksek Log-Olabilirlik Oranına sahip olan model SST dağılımlı model olarak belirlenmiştir.

Dolar getiri serisi için elde edilen ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) modelinde oynaklıkta uzun hafıza özelliğini tanımlamak için kullanılan kesirli fark parametresi  $d$  %5 önem düzeyinde tüm dağılımlar için anlamlı olarak bulunmuştur. Kesirli fark parametresinin anlamlı çıkması ve  $0 < d < 1$  arasında değer alması döviz kuru getiri serisinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılık olduğunu göstermektedir. Kesirli fark parametresinin  $d < 0.5$  altında değer alması ise uzun dönemli bağımlılık durumunun düşük dirence sahip olduğunu ve ortalamaya geri dönme eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. Modelde yer alan  $\gamma$  parametresinin anlamlı ve negatif değer alması serinin asimetric özellik sergilediği ve aynı zamanda serinin oynaklığında meydana gelen pozitif bilgi şoklarının etkisinin negatif şokların etkisine göre daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu durumda piyasada oluşan pozitif haberlerin negatif haberlere göre oynaklığı daha fazla arttırdığı söylenebilmektedir.  $\delta$  katsayısının anlamlı olması ise kurulan modelin bir bütün olarak hata içermediğini göstermektedir.

Skewed Student-t dağılımlı ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) modelinde Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $v$  parametresi  $v > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda USD/TRY getiri serilerinin artıklarının kalın

kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir.  $\ln(\zeta)$  metresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının sağa çarpık ve asimetrik olduğunu ifade etmektedir.

ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) modeli tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.1.9'da yer almaktadır.

	ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) Modeli				ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) Modeli			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	0.55653	0.55233	0.55270	0.55273	0.59434	0.61003	0.59809	0.61274
<b>Aşırı Basıklık</b>	3.4211	3.7525	3.6311	3.7877	3.6182	3.8444	3.7128	3.8757
<b>Jarque-Bera</b>	2489.9*	2943.7*	2771.5*	2995.0*	2790.3*	3129.6*	2927.1*	3178.7*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	36.4437*	15.9547	20.9344*	16.5078	26.1449*	25.1741*	25.9265*	25.9044*
	[0.0001]	[0.1428]	[0.0340]	[0.1233]	[0.0162]	[0.02189]	[0.0173]	[0.0175]
<b>Q (25)</b>	45.9811*	26.0976	30.6736	26.6477	34.3393	33.6497	34.2033	34.4053
	[0.0012]	[0.2027]	[0.0792]	[0.1828]	[0.0604]	[0.0703]	[0.0622]	[0.0595]
<b>Q (30)</b>	50.1227*	30.1998	34.6681	30.8913	38.2957	37.6039	38.1407	38.5150
	[0.0030]	[0.2594]	[0.1190]	[0.2323]	[0.0929]	[0.1061]	[0.0957]	[0.0890]
<b>Q (35)</b>	52.9222*	33.4689	37.9006	34.0994	41.6242	41.1322	41.6601	41.9554
	[0.0083]	[0.3483]	[0.1835]	[0.3208]	[0.1442]	[0.1563]	[0.1433]	[0.1364]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	12.2924	11.7045	11.6805	11.9225	24.2362	26.2368*	24.7150*	26.3908*
	[0.5038]	[0.5520]	[0.5540]	[0.5340]	[0.0290]	[0.0157]	[0.0251]	[0.0150]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	29.2722	27.8023	26.9441	28.0855	34.3075	34.9814	33.6518	35.3734*
	[0.1714]	[0.2233]	[0.2583]	[0.2125]	[0.0608]	[0.0522]	[0.0703]	[0.0477]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	32.2394	31.2718	30.4470	31.5669	36.9434	37.4466	36.1516	37.8535
	[0.2648]	[0.3051]	[0.3421]	[0.2924]	[0.1201]	[0.1093]	[0.1387]	[0.1012]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	40.4958	40.2506	39.1313	40.7681	45.1392	45.7774	44.5490	46.3175
	[0.1732]	[0.1800]	[0.2137]	[0.1658]	[0.0774]	[0.0686]	[0.0864]	[0.0618]
<b>ARCH(2)</b>	0.15347	0.31070	0.066869	0.40061	0.71983	0.71233	0.43971	0.92442
	[0.8577]	[0.7329]	[0.9353]	[0.6699]	[0.4869]	[0.4906]	[0.6442]	[0.3968]
<b>ARCH(5)</b>	0.66772	0.39575	0.33704	0.42864	0.49640	0.46639	0.36145	0.56457
	[0.6480]	[0.8520]	[0.8907]	[0.8290]	[0.7792]	[0.8015]	[0.8751]	[0.7273]
<b>ARCH(10)</b>	1.0227	0.86256	0.88955	0.87127	1.9811*	2.1209*	2.0090*	2.1415*
	[0.4210]	[0.5680]	[0.5421]	[0.5596]	[0.0313]	[0.0199]	[0.0287]	[0.0186]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.9. USD/TRY Getiri Serisi ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) Modelleri Tanımlayıcı İstatistikleri

SST dağılımlı ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) modelinin basıklık ve çarpıklık değerleri pozitif işaretlidir. Bu durumda model sağa çarpık ve sivri bir dağılım sergilemektedir. Modelin otokorelasyona sahip olup olmadığını belirlemek amacıyla modele Box-Pierce Q testi uygulanmıştır. Sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar ve standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Modelde değişen varyans

sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

SST dağılımlı ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, d,1) modelinin basıklık ve çarpıklık değerleri pozitif işaretlidir. Bu durumda model sağa çarpık ve sivri bir dağılım sergilemektedir.

Modelin otokorelasyona sahip olup olmadığını sınamak amacıyla standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde Q (5) gecikmeli değer otokorelasyona sahip olduğu fakat gecikme sayısı arttıkça otokorelasyon sorununun giderildiği görülmektedir. Standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde  $Q^2(15)$  gecikmeli değer otokorelasyona sahip olduğu fakat gecikme sayısı arttıkça otokorelasyon sorununun giderildiği görülmektedir. SST dağılımlı modelde değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

### **6.1.7 USD/TRY Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri**

Döviz kuru getiri serisinin ortalaması ve oynaklığının uzun hafıza özelliği sergileyip sergilemediğini tespit etmek amacıyla ikili uzun hafıza modeli olan ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) modelinden faydalanılmaktadır. Uzun hafıza ile birlikte USD/TRY getiri serilerinin oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara tepkisini ölçmek için ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIAPARCH (p, d, q) modelinden faydalanılmaktadır.

ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) modeli ve ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIAPARCH (p, d, q) modeli farklı kombinasyonlarla Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılımı ve GED Dağılımları için sınanmıştır. Fazla gecikme uzunluğu değeri seçmesi ile bilinen ve bunun sayesinde modelde otokorelasyon sorununu en aza indirgeyen Akaike bilgi kriteri değerinin en düşük ve log olabilirlik oranının en yüksek değerini veren model uygulamaya dahil edilmiştir. Her iki model için uygun dağılımın hangisi olduğuna karar vermek için de bilgi kriterlerinden faydalanılmış ve uygun dağılımın Skewed Student-t (SST) dağılımlı model olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 6.1.10'da tahmin edilen ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 1) modelinin ortalama ve varyans denklemleri Eş. 6.7'de yer almaktadır:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2) \varepsilon_t \quad (6.7)$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} - (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2$$

Eş. 6.7'de yer alan ilk denklem tahmin edilen modelin ortalama denklemidir. Burada L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza sergilemektedir.  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden otoregresif süreci ifade etmektedir.  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 5.7'de yer alan ikinci denklem tahmin edilen modelin varyans denklemidir. Burada L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\Phi_1$  ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.10'da tahmin edilen ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d, 1) modelinin ortalama ve varyans denklemleri Eş. 6.8'de yer almaktadır:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2) \varepsilon_t \quad (6.8)$$

$$\sigma_t^\delta = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma_1 L \varepsilon_t)^\delta$$

Eş. 6.8'de yer alan ilk denklem tahmin edilen modelin ortalama denklemidir. Burada  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza sergilemektedir.  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden otoregresif süreci,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizi sürecini ifade etmektedir.  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden hareketli ortalama sürecini ifade etmektedir. Eş. 6.8'de yer alan ikinci denklem tahmin edilen modelin varyans denklemidir. Burada  $\omega$  sabit parametreyi,  $\Phi_1$  ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH

parametresini ve d uzun hafıza parametresini,  $\gamma$  parametresi asimetri durumunu,  $\delta$  ise güç parametresini ifade etmektedir.

	ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 1)				ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d, 1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	Ortalama Denklemi				Ortalama Denklemi			
$\mu$	0.024197* (0.0098) [0.0144]	-0.049330* (0.0313) [0.1155]	-0.042607 (0.0340) [0.2107]	-0.003668 (0.0301) [0.9032]	0.030538 (0.0207) [0.1421]	-0.022214 (0.0266) [0.4045]	-0.026155 (0.0262) [0.3199]	0.025264 (0.0275) [0.3586]
$\phi_1$	-0.846553* (0.2655) [0.0014]	-0.141982* (0.0665) [0.0330]	-0.098887 (0.1730) [0.5678]	-0.157701* (0.0664) [0.0177]	-0.153442* (0.0805) [0.0570]	-0.148162* (0.0654) [0.0237]	-0.118325 (0.1267) [0.3507]	-0.160287* (0.0668) [0.0165]
$\phi_2$	-0.092195 (0.2538) [0.7165]	0.532675* (0.0464) [0.0000]	0.537637* (0.0415) [0.0000]	0.516364* (0.0453) [0.0000]	0.600971* (0.0632) [0.0000]	0.542583* (0.0451) [0.0000]	0.542819* (0.0739) [0.0000]	0.530685* (0.0458) [0.0000]
$\theta_1$	0.892989* (0.2752) [0.0012]	-0.053791* (0.0670) [0.4223]	-0.079351 (0.1369) [0.5624]	-0.056243 (0.0666) [0.3989]	0.020075 (0.0828) [0.8085]	-0.032122 (0.0670) [0.6318]	-0.058144 (0.1260) [0.6447]	-0.025574 (0.0684) [0.7086]
$\theta_2$	0.163647 (0.2639) [0.5353]	-0.630027* (0.0480) [0.0000]	-0.611750* (0.0922) [0.0000]	-0.627677* (0.0477) [0.0000]	-0.670864* (0.0596) [0.0000]	-0.630976* (0.0465) [0.0000]	-0.618316* (0.0996) [0.0000]	-0.624320* (0.0474) [0.0000]
$\xi$	-0.026322 (0.0239) [0.2726]	0.212853* (0.0454) [0.0000]	0.181843* (0.0628) [0.0038]	0.226403* (0.0464) [0.0000]	0.146960* (0.0510) [0.0040]	0.199493* (0.0406) [0.0000]	0.184076* (0.0418) [0.0000]	0.205897* (0.0419) [0.0000]
	Varyans Denklemi				Varyans Denklemi			
$\omega$	2.205861* (0.9297) [0.0177]	3.045426* (1.3177) [0.0209]	2.637551* (1.1118) [0.0177]	3.103894* (1.3593) [0.0224]	1.552460* (0.4692) [0.0009]	1.604074* (0.4008) [0.0001]	1.568257* (0.4068) [0.0001]	1.668293* (0.4058) [0.0000]
$\Phi_1$	0.185807* (0.1015) [0.0672]	0.121426* (0.0526) [0.0211]	0.142444* (0.0660) [0.0311]	0.121271* (0.0506) [0.0166]	0.240810* (0.1157) [0.0375]	0.157547* (0.0622) [0.0114]	0.177908* (0.0770) [0.0210]	0.152134* (0.0623) [0.0147]
$\beta_1$	0.509027* (0.1313) [0.0001]	0.569889* (0.0951) [0.0000]	0.545230* (0.1020) [0.0000]	0.585744* (0.0950) [0.0000]	0.506455* (0.1388) [0.0003]	0.459472* (0.0794) [0.0000]	0.463165* (0.0944) [0.0000]	0.459737* (0.0803) [0.0000]
$d$	0.534996* (0.0663) [0.0000]	0.610319* (0.0704) [0.0000]	0.587194* (0.0652) [0.0000]	0.621614* (0.0723) [0.0000]	0.433868* (0.0608) [0.0000]	0.431890* (0.0425) [0.0000]	0.431937* (0.0458) [0.0000]	0.432861* (0.0426) [0.0000]
$\gamma$					-0.357027* (0.1049) [0.0007]	-0.397460* (0.0722) [0.0000]	-0.367577* (0.0751) [0.0000]	-0.392901* (0.0741) [0.0000]
$\delta$					1.648379* (0.1211) [0.0000]	1.535956* (0.0757) [0.0000]	1.561092* (0.0851) [0.0000]	1.545664* (0.0754) [0.0000]
$\nu$		5.040509* (0.3138) [0.0000]	1.207931* (0.0358) [0.0000]	5.195557* (0.3379) [0.0000]		5.270231* (0.3582) [0.0000]	1.232546* (0.0394) [0.0000]	5.457110* (0.3817) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				0.100640* (0.0192) [0.0000]				0.099793* (0.0193) [0.0000]
<b>Log(L)</b>	-5507.35	-5268.95	-5293.14	<b>-5255.68</b>	-5459.77	-5234.24	-5261.89	<b>-5221.45</b>
<b>AIC</b>	2.390017	2.287180	2.297656	<b>2.281863</b>	2.370270	2.273010	2.284987	<b>2.267903</b>
<b>SIC</b>	2.403960	2.302517	2.312994	2.298595	2.387001	2.291136	2.303113	2.287423

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.10. USD/TRY Getiri Serisi ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 1) ve ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d, 1) Model Tahmin Sonuçları

SST dağılımlı ARFIMA (2,  $\xi, 2$ )-FIGARCH (1,  $d, 1$ ) modeli incelendiğinde ortalama denklemde yer alan kesirli fark parametresinin uzun hafıza özelliği sergilemesi için  $\xi > 0$  değer alması gerekmektedir. Skewed Student-t dağılımlı model için  $\xi$  parametresi 0.226403 değerlerini almaktadır bu durumda döviz kuru getiri serisi ortalama uzun hafıza özelliği sergilemekte ve durağan bir yapıdadır. Oynaklıkta uzun hafıza özelliğinin olup olmadığını ifade eden kesirli fark parametresi  $d$ , Skewed Student-t dağılımlı model için %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuş ve  $0 < d < 1$  arasında 0.621614 değer almıştır. Döviz kuru getiri serilerinin oynaklığında uzun hafıza özelliği görülmektedir ve seri kovaryans durağan değildir fakat ortalamasına zamanla dönmektedir. ARFIMA (2,  $\xi, 2$ )-FIGARCH (1,  $d, 1$ ) hem ortalama hem de oynaklıkta uzun hafıza özelliğine sahiptir yani döviz kuru getiri serisi ortalaması ve oynaklığında meydana gelen şoklar kalıcı bir yapıdadır.

ARFIMA (2,  $\xi, 2$ )-FIGARCH (1,  $d, 1$ ) modelinde Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $v$  parametresi  $v > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda USD/TRY getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir.  $\ln(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının sağa çarpık ve asimetric olduğunu ifade etmektedir.

ARFIMA (2,  $\xi, 2$ )-FIAPARCH (1,  $d, 1$ ) modelinin ortalama denklemde yer alan uzun hafıza kesirli fark parametresi  $\xi$  ve varyans denklemde yer alan uzun hafıza kesirli fark parametresi olan  $d$  değerleri %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuştur. Parametrelerin katsayılarına bakıldığında, koşullu ortalamayı temsil eden kesirli fark parametresi  $\xi > 0$ , 0.205897 değerini almıştır bu durumda USD/TRY getiri ortalaması durağan bir yapıdadır ve uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir fakat bu hafıza düşük dirence sahiptir.

Oynaklıkta uzun hafızanın varlığını tespit etmek amacıyla kesirli fark parametresi olan  $d$  katsayısı,  $0 < d < 1$  arasında değer 0.432861 almıştır ve bu durumda USD/TRY oynaklığının uzun hafıza özelliği gösterdiği ve oynaklıkta meydana gelen şokların kalıcı bir yapıda olduğu görülmektedir. Kesirli fark parametresinin  $d < 0.5$  altında değer alması uzun dönemli bağımlılık durumunun düşük dirence sahip olduğunu ve serinin durağan bir yapı sergilediğini ifade etmektedir.  $\gamma$  parametresinin

anlamli ve negatif deęer alması serinin asimetrik özellik sergilediđi ve aynı zamanda serinin oynaklıđında meydana gelen pozitif şokların etkisinin negatif şokların etkisine göre daha kalıcı bir etkiye sahip olduđunu göstermektedir. Bu durumda piyasada oluřan pozitif haberlerin negatif haberlere göre oynaklıđı daha fazla arttırdıđı söylenebilmektedir.  $\delta$  katsayısının anlamlı olması ise kurulan modelin bir bütün olarak hata içermediđini göstermektedir.

Skewed Student-t dađılımı için kuyruk kalınlıđını gösteren  $\nu$  parametresi  $\nu > 2$  deęerini almaktadır. Bu durumda USD/TRY getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluđu sergilediđini ifade etmektedir.  $\ln(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dađılımının sađa çarpık ve asimetrik olduđunu ifade etmektedir.

Hem ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIGARCH (1, d,1) modeli hem de ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIAPARCH (1, d,1) modeli için uygun olan dađılımın Skewed Student-t (SST) dađılımı olduđu bilgi kriterlerine göre karar verilmiřtir. Diđer taraftan ikili hafıza sürecinde hem ortalama hem de oynaklıđın uzun hafıza süreci gösterdiđi ve oynaklıkta meydana gelecek olan şokun dirençli bir yapıya sahip olduđu fakat ortalamada meydana gelecek olan şokun düşük dirence sahip olduđu tespit edilmektedir.

ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIGARCH (1, d,1) ve ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIAPARCH (1, d,1) model tahminlerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.1.11'de yer almaktadır.

	ARFIMA (2, $\xi$ ,2)-FIGARCH (1, d,1)				ARFIMA (2, $\xi$ ,2)-FIAPARCH (1, d,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	0.55060	0.54258	0.54556	0.54767	0.58120	0.57645	0.57302	0.57867
<b>Ařırı Basıklık</b>	3.4569	3.9819	3.7867	4.0241	3.6939	3.9166	3.8036	3.9434
<b>Jarque-Bera</b>	2532.2*	3276.7*	2987.5*	3346.0*	2884.8*	3206.7*	3035.8*	3249.1*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	23.5377*	17.2611	20.4040*	19.7943*	16.7998	13.1579	15.2378	13.2644
	[0.0148]	[0.1003]	[0.0400]	[0.0482]	[0.1139]	[0.2831]	[0.1718]	[0.2763]
<b>Q (25)</b>	33.8538*	28.9639	31.1067	31.6736	26.3830	24.4066	25.8954	24.5993
	[0.0375]	[0.1148]	[0.0719]	[0.0631]	[0.1922]	[0.2737]	[0.2104]	[0.2649]
<b>Q (30)</b>	38.9395*	31.5137	33.6919	34.1921	29.3539	27.3117	28.7801	27.5260
	[0.0494]	[0.2096]	[0.1429]	[0.1302]	[0.2952]	[0.3931]	[0.3211]	[0.3821]
<b>Q (35)</b>	42.3104	34.9499	37.0535	37.5843	33.0883	31.5485	32.9735	31.6900
	[0.0847]	[0.2857]	[0.2097]	[0.1930]	[0.3654]	[0.4388]	[0.3707]	[0.4318]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	11.7537	11.8173	11.4861	12.1299	23.6913*	24.6745*	23.6747*	24.5409*
	[0.5479]	[0.5426]	[0.5701]	[0.5170]	[0.0341]	[0.0254]	[0.0342]	[0.0265]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	29.4631	29.5876	27.9565	29.8539	34.3568	34.6401	33.5007	34.8530
	[0.1654]	[0.1616]	[0.2174]	[0.1536]	[0.0601]	[0.0564]	[0.0727]	[0.0537]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	32.8845	33.0772	31.4072	33.3239	37.4445	37.8265	36.6217	38.1460

	ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 1)				ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d, 1)			
	[0.2400]	[0.2329]	[0.2992]	[0.2240]	[0.1093]	[0.1017]	[0.1274]	[0.0956]
$Q^2(35)$	41.3461	42.2262	40.3608	42.6961	45.7444	46.4802	45.1582	46.9110
	[0.1509]	[0.1303]	[0.1769]	[0.1202]	[0.0690]	[0.0599]	[0.0771]	[0.0550]
ARCH(2)	0.15471	0.30329	0.057286	0.42521	0.91248	0.93985	0.60648	1.1297
	[0.8567]	[0.7384]	[0.9443]	[0.6537]	[0.4016]	[0.3908]	[0.5453]	[0.3232]
ARCH(5)	0.53264	0.38424	0.31411	0.41770	0.53952	0.53572	0.40121	0.61046
	[0.7517]	[0.8599]	[0.9048]	[0.8367]	[0.7465]	[0.7494]	[0.8483]	[0.6919]
ARCH(10)	0.94960	0.88167	0.87748	0.88987	1.9648*	2.0194*	1.9428*	2.0102*
	[0.4859]	[0.5497]	[0.5537]	[0.5418]	[0.0330]	[0.0277]	[0.0354]	[0.0285]

*NOT:* \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.1.11. USD/TRY Getiri Serisi ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 1) ve ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d, 1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri

SST dağılımlı ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri pozitif işaretlidir. Bu durumda model dağılımının sağa çarpık ve sivri dağılımlı olduğunu söylemek mümkündür. Modelin otokorelasyonlu olup olmadığını belirlemek amacıyla modele Box-Pierce Q testi uygulanmıştır. Sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde yer alan Q (15) gecikmeli değerler dışında modelin otokorelasyona sahip olmadığı görülmektedir. Standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeli değerleri için modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Modelin değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

SST dağılımlı ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIAPARCH (1, d, 1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri pozitif işaretlidir. Bu durumda model dağılımının sağa çarpık ve sivri dağılımlı olduğunu söylemek mümkündür. Modelde standartlaştırılmış hatalar ve standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeler için modelde otokorelasyon problemi olmadığı tespit edilmiştir. Skewed Student-t dağılımlı modelde değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

### 6.1.8 USD/TRY Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performans Sonuçları

USD/TRY getiri serisinin koşullu ortalaması ve koşullu varyansının geçmiş dönemde oluşan şoklardan cari dönemde etkilenip etkilenmediği, uzak seriler

arasında korelasyonun olup olmadığı farklı uzun hafıza modelleri ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular genel hatlarıyla Tablo 6.1.12’de değerlendirilmektedir.

USD/TRY getiri serisi için incelenen uzun dönemli bağımlılık test sonuçlarının genel hali Tablo 6.1.12’de yer almaktadır.

	<b>Testler</b>	<b>Getiri</b>	<b>Kareli Getiri</b>
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var
	GPH	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var
	<b>Modeller</b>	<b>Getiri</b>	<b>Oynaklık</b>
<b>USD/TRY</b>	ARFIMA (2,-0.023626, 2)	Uzun dönemli bağımlılık yok	-
	ARMA (2,2)-FIGARCH (1, 0.626559,1)	-	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARMA (1,1)-FIAPARCH (1, 0.422660,1)	-	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARFIMA (2, 0.226403,2)-FIGARCH (1, 0.621614,1)	Uzun dönemli bağımlılık var	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARFIMA (2, 0.205897,2)-FIAPARCH (1, 0.432861,1)	Uzun dönemli bağımlılık var	Uzun dönemli bağımlılık var

Tablo 6.1.12. USD/TRY Uzun Hafıza Genel Sonuçları

USD/TRY döviz kuru getiri serisinin ortalamada ve oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediği hem uzun hafıza testleri hem de uzun hafıza modelleri ile sınanmaktadır.

Sınamalar sonucunda Modifiye Edilmiş Lo R/S testi, GPH testi ve ARFIMA (2,  $\xi$ ,2) modeline göre USD/TRY döviz kuru getiri serisinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığın olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Ortalamada uzun dönemli bağımlılığa bakmak amacıyla kurulan Modifiye Edilmiş Lo R/S testi, GPH testlerinde literatürde oynaklığı tekabül eden kareli getiriler analize dahil edilmekte ve her iki test sonucunda da USD/TRY döviz kuru kareli getiri serilerinin uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Uzun hafıza modelleri olarak bilinen ve kesirli fark parametresi aracılığıyla serinin uzun dönemli bağımlılık gösterip göstermediği sonucuna ulaşılan FIGARCH modeli ve seride asimetrik etkinin varlığını hesaba katan FIAPARCH modelleri sonucunda USD/TRY döviz kuru getiri serilerinin oynaklığının uzun hafızaya özelliği sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır

Hem ortalamada hem de oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığı incelemek amacıyla kullanılan ikili uzun hafıza modelleri olan ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p,

d, q) ve ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIAPARCH (p, d, q) modelleri sonucunda ise USD/TRY döviz kuru getiri serisinin ortalamasında ve oynaklığında uzun dönemli bağımlılığa ulaşılmaktadır.

Uygulamada kullanılan modeller arasında SST dağılımlı hangi modelin daha iyi performansa sahip olduğunu anlayabilmek adına hata öngörü performansı testleri Tablo 6.1.13’de hesaplanmıştır.

Model	MSE	RMSE	MAE
ARMA (1,1)-GARCH (1,1)	1.094553	1.046209	0.644587612
ARMA (1,1)-IGARCH (1,1)	1.094549	1.046207	0.644589
ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1)	1.090801	1.044414	0.643629
ARMA (1, 1)-FIAPARCH (1, d,1)	1.093636	1.04577	0.644788
ARFIMA (2, $\xi$ ,2)-FIGARCH (1, d,1)	1.090062	1.04406	<b>0.641367</b>
ARFIMA (2, $\xi$ ,2)-FIAPARCH (1, d,1)	<b>1.089925</b>	<b>1.043995</b>	0.641817

Tablo 6.1.13. USD/TRY Hata Öngörü Performansı

Hata öngörü performansı sonuçlarına göre USD/TRY getiri serisi için en uygun model en düşük değere sahip MSE ve RMSE testleri sonucuna göre ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIAPARCH (1, d,1) modelidir.

## 6.2. BIST 100 için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi

BIST 100 verileri 03 Ocak 2005 ile 14 Eylül 2022 tarihleri arasını kapsayan günlük 4449 gözlemden oluşmaktadır. Günlük BIST 100 verilerinin kapanış fiyatları investing.com adresinden elde edilmiştir. BIST 100 endeksinin kapanış fiyatlarının getirisi Eş. 6.9’deki gibi hesaplanmaktadır:

$$R_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] * 100 \quad (6.9)$$

$R_t$ , BIST 100 endeksinin t dönemindeki getirisi,  $P_t$ , BIST 100 endeksinin t günündeki kapanış fiyatını,  $P_{t-1}$  BIST 100 endeksinin bir gün önceki kapanış fiyatını ifade etmektedir.

### 6.2.1. BIST 100 Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri

BIST 100 serisinin ve getirilerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.2.1’de yer almaktadır.

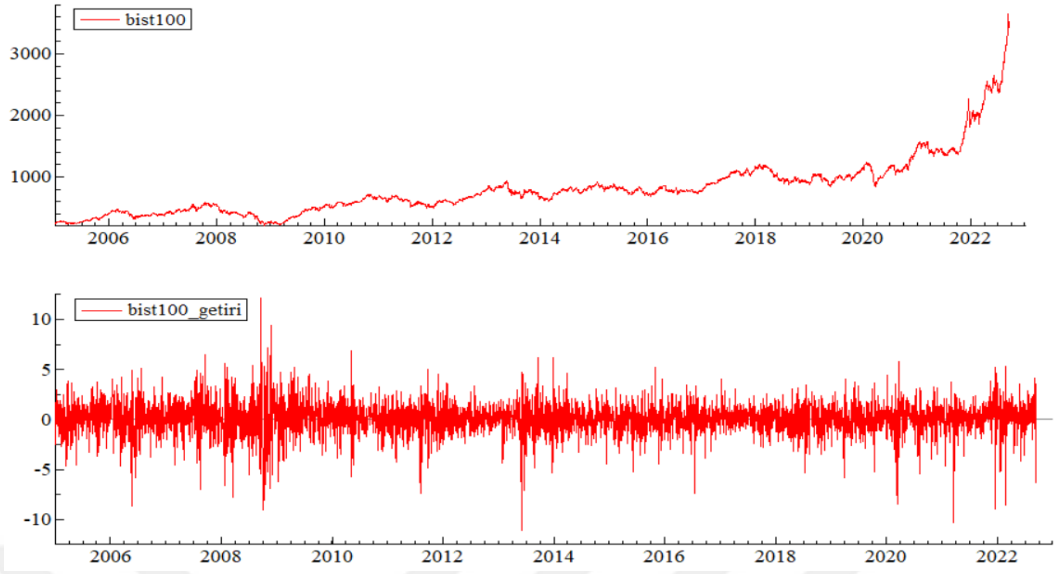
	<i>BIST 100</i>	<i>BIST 100 Getiri</i>
Gözlem Sayısı	4449	4448
Ortalama	802.9590	0.058591
Medyan	742.0400	0.120877
Maksimum	3649.210	12.12810
Minimum	212.2800	-11.06334
Standart Sapma	462.6671	1.632411
Çarpıklık	2.052315	-0.502311
Basıklık	9.102782	7.279567
Jarque-Bera	10027.29*	3581.374*

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.2.1. BIST 100 Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri

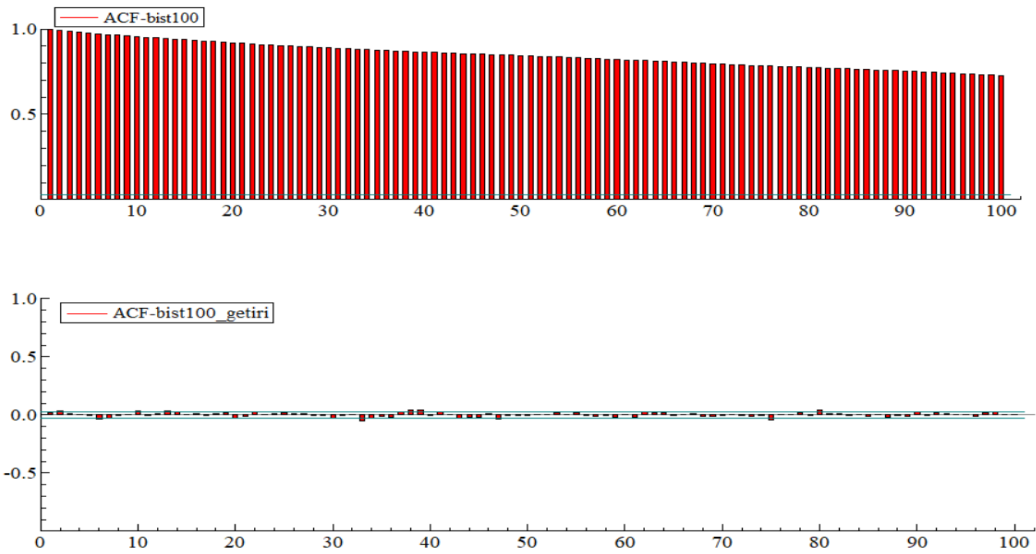
BIST 100 serisinin örneklem ortalaması 802.9590 iken BIST 100 getiri serisinin örneklem ortalaması 0.058591 olarak bulunmuştur. BIST 100 serisinin maksimum değeri 3449.210 iken minimum değeri 212.2800 olarak bulunmuştur. BIST 100 getiri serisinin maksimum değeri 12.12810 iken minimum değeri -11.06334 olarak bulunmuştur. Çarpıklık değerlerine bakıldığında BIST 100 serisi için pozitif, getiri serisi için ise negatif bir değer almaktadır. Bu durumda BIST 100 serisinin pozitif değer alması dağılımın sağa çarpık olduğunu BIST 100 getiri serisinin negatif değer alması ise sola çarpık olduğunu göstermektedir. Negatif çarpıklık durumunda dağılımın sol kuyruğunun sağ kuyruğundan daha kalın olduğu ve böylece negatif getirilerin pozitif getirilerden daha sık meydana gelme eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. Basıklık katsayılarına bakıldığında hem BIST 100 serisi hem de BIST 100 getiri serisi için pozitif değer aldığı görülmektedir. Buna göre dağılım eğrisinin dik bir halde olduğunu ifade etmek mümkündür. Dağılımın normalliğini sınavan Jarque-Bera testi sonucuna göre “seriler normal dağılıma sahiptir” olarak kurulan sıfır hipotezi hem BIST 100 serisi hem de BIST 100 getiri serisi için reddedilmektedir ve serilerin normal dağılıma sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

BIST 100 tanımlayıcı istatistikleri incelendikten sonra Şekil 6.2.1’de BIST 100 serisinin grafiği ve getiri grafiği yer almakta aynı zamanda Şekil 6.2.2 de BIST 100 serisi ve getiri serisinin otokorelasyon grafikleri yer almaktadır.



Şekil 6.2.1. BIST 100 Grafiği ve BIST 100 Getiri Grafiği

BIST 100 serisinin grafiği incelendiğinde 2008 yılından 2009 yılına doğru endeks fiyatlarında düşüş gözlemlenirken 2009 yılından sonra endeks fiyatları artış eğilimindedir. Bu artış 2020 yılından sonra daha hızlı bir hale gelmiştir. 2020 yılından sonra BIST 100 endeksinin artmasının en önemli nedenlerinden biri yatırımcıların yatırım aracı olarak dolar ve altından sonra hisse senetlerini görmesidir. 2020 yılından sonra fiyatlar genel düzeyindeki artıştan korunmak isteyen bireyler, yatırımcılar ve firma sahipleri güvenli liman olarak görünen altın ve son zamanlarda artışa geçen dolardan sonra yönlerini hisse senetlerine çevirmişlerdir.



Şekil 6.2.2. BIST 100 ACF Grafikleri

Otokorelasyon grafiğinde yer alan gecikmelerin yavaş bir şekilde azaldığı görülmekte ve serilerin durağan olmadığı yönünde önsel bir bilgi sunmaktadır.

### 6.2.2. BIST 100 Getiri Serisi için Birim Kök Testi

Şekil 6.2.2’de yer alan otokorelasyon grafiği ile BIST 100 getiri serilerinin durağan olmadığı ön bilgisine ulaşıldıktan sonra BIST 100 serisi ve getiri serisi için Artırılmış Dickey-Fuller (ADF), Philips Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri sonuçları Tablo 6.2.2’de yer almaktadır.

Değişkenler	ADF	PP	KPSS
<i>BIST 100</i>	4.161763 (22) [1.0000]	5.747796 (9) [1.0000]	6.034316 (52)
<i>BIST 100 Getiri</i>	-44.96595 (1) * [0.0001]	-65.26168 (13) * [0.0001]	0.155554 (13)

**NOT:** PP ve KPSS testinde parantez içindeki değerler Newey-West bilgi kriteri, ADF birim kök testinde ise parantez içindeki değerler AIC bilgi kriterine göre gecikme uzunluğunu göstermektedir. \* işareti %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Bilgi kriterlerine göre uygun model ADF, PP ve KPSS birim kök testleri için sabitli model olarak bulunmuştur. ADF ve PP birim kök testleri için %5 seviyesinde kritik değer -2.861973, KPSS birim kök testi için %5 seviyesinde kritik değer 0.463000. Köşeli parantez içinde yer alan değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.2. BIST 100 Birim Kök Sonuçları

Birim kök testi sonuçlarına bakıldığında BIST 100 getiri serisi sabitli modelde ADF ve PP birim kök testlerine göre “seride birim kök vardır, durağan değildir” olarak kurulan sıfır hipotezi, test istatistiği kritik değerden büyük çıktığı için ret edilmektedir. Bu durumda ADF ve PP birim kök testlerine göre BIST 100 getiri serisi düzeyde durağandır. KPSS birim kök testinde, BIST 100 getiri serisi için %5 önem düzeyinde “seride birim kök yoktur, durağandır” olarak kurulan sıfır hipotezi, test istatistiği kritik değerden küçük çıktığı için ret edilmemekte ve seride birim kök olmadığı yani durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçlarına bakıldığında BIST 100 getiri serisi sabitli modelde düzeyde durağan olarak bulunmuştur. Her ne kadar BIST 100 getiri serisi I (0) düzeyde durağan olarak bulunsa da seride uzun dönemli bağımlılığı incelemek amacıyla uzun hafıza testlerinden faydalanılması gerekmektedir.

### 6.2.3. BIST 100 Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testleri

Literatürde yaygın olarak kullanılan uzun hafıza testleri Modifiye Edilmiş R/S testi ve GPH testleridir. Modifiye Edilmiş R/S testi Lo (1991) çalışmasında klasik R/S testini geliştirmesiyle ortaya çıkmıştır.

Uzun Hafıza Testleri başlığı altında belirtildiği gibi GPH testi regresyon tahmininde kullanılan gözlem sayısı dikkate alındığı zaman  $n$  değerinin belirlenmesi için,  $n = g(T) = T^\lambda$   $0 < \lambda < 1$  hesaplanmaktadır. Yapılan çalışmalarda yaygın bir biçimde  $n = T^{0.5}$  kullanılmaktadır. Geweke ve Porter-Hudak (1983) çalışmasında ordinat değerinin 0.50 ve 0.60 arasında olabileceğini belirtmişlerdir. Uygulamada alınan  $\lambda$  değerleri 0.5 ile 0.7 arasındadır. GPH test istatistiği t-istatistikleri ile test edilmektedir.

Uzun hafıza testlerinin hipotezi şu şekildedir:

$H_0$ : Seride uzun hafıza özelliği yoktur. (Kısa hafıza)

$H_1$ : Seride uzun hafıza özelliği vardır. (Uzun hafıza)

Çalışmamızda literatürde yaygın olarak kullanılan uzun hafıza testleri kullanılmakta ve sonuçları Tablo 6.2.3 ve Tablo 6.2.4'te yer almaktadır.

Uzun Hafıza Test İstatistikleri		
%90: [0.861, 1.747]		
%95: [0.809, 1.862]		
%99: [0.721, 2.098]		
Değişkenler	Maksimum Gecikme	Test İstatistiği
<i>BIST 100 Getiri Serisi</i>	Max(0)	1.35
	Max(1)	1.37
	Max(2)	1.35
	Max(5)	1.32
	Max(0)	4.48*
<i>BIST 100 Kareli Getiri Serisi</i>	Max(1)	4.24*
	Max(2)	4.00*
	Max(5)	3.44*

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.2.3. BIST 100 Modifiye Edilmiş Lo R/S Uzun Hafıza Testi Sonuçları

BIST 100 getiri serisi için uygulanan Modifiye Edilmiş Lo-R/S testi sonuçlarına bakıldığında  $\max(k) = 0, 1, 2, 5$  gecikmelerine göre R/S test istatistiği %95

güven aralığı arasında değer aldığından dolayı “seride uzun hafıza yoktur” olarak kurulan sıfır hipotezi reddedilemez ve BIST 100 getiri serisinin uzun hafıza özelliği sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Oynaklığın vekili olarak nitelendirilen kareli getiriler için yapılan uzun hafıza testi sonuçlarına bakıldığında ise  $\max(k)= 0,1,2,5$  gecikmelerine göre R/S test istatistiği %95 güven aralığı dışında değer aldığından dolayı sıfır hipotezi ret edilmekte ve BIST 100 kareli getiri serisinin oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık gösterdiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Değişkenler	$T^\lambda$ değeri	d	t istatistik	olasılık
<i>BIST 100 Getiri Serisi</i>	$T^{0.5}$	0.191396	1.6632	0.101
	$T^{0.55}$	0.090407	1.0269	0.307
	$T^{0.6}$	0.093971	1.4206	0.157
	$T^{0.65}$	0.054246	1.0555	0.292
	$T^{0.7}$	0.003418	0.0866	0.931
<i>BIST 100 Kareli Getiri Serisi</i>	$T^{0.5}$	0.341781*	4.8652	0.000
	$T^{0.55}$	0.36803*	6.0020	0.000
	$T^{0.6}$	0.372126*	7.8020	0.000
	$T^{0.65}$	0.332389*	8.7652	0.000
	$T^{0.7}$	0.292932*	9.3631	0.000

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.2.4. BIST 100 GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları

BIST 100 getiri serisi ve kareli getiri serisi için oluşturulan GPH testinde 0.5, 0.55, 0.6, 0.65 ve 0.7  $\lambda$  değerleri için getiri serisinin olasılık değeri %5 önem düzeyinden büyük çıktığı için uzun dönemli bağımlılığa sahip olmadığı görülürken kareli getiri serisi olasılık değeri %5 önem düzeyinden küçük çıktığı için uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. Kareli getiri serilerinde  $d$  parametresinin  $0 < d < 1$  arasında değerler alması serinin oynaklığında meydana gelen şokların etkisinin uzun bir dönem devam ettiği ve şoklardan dolayı meydana gelen etkinin ortalamaya dönme süresinin ise uzun olduğu sonucuna ulaşılabilir.

BIST 100 getiri ve kareli getiri serilerinde uzun hafızanın varlığı Lo R/S ve GPH uzun hafıza testleri ile test edildikten sonra sonuçlara göre serinin kareli getirilerinin uzun hafızaya sahip olabileceği görülmektedir. Uzun hafıza durumuna

rastlanan seriler uzun hafıza modellemesi için uygun bir yapıdadır. Ortalamada uzun hafıza modellemesi için ARFIMA oynaklıkta uzun hafıza modellemesi için ise FIGARCH ve FIAPARCH modellerinden faydalanılmaktadır.

#### 6.2.4. BIST 100 Getiri Serisi için ARFIMA (p, ξ, q) Modeli

Önsel bilgi edinmek amacıyla BIST 100 getiri serisine uzun hafıza testleri uygulanmıştır. Yapılan değerlendirmelere göre BIST 100 getiri ve kareli getiri serisinde uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Önsel bilgi olarak kullanılan uzun hafıza testlerinden sonra BIST 100 getiri serisinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığı tespit etmek amacıyla ARFIMA (p, ξ, q) modelleri p=0,1,2,3,4,5 ve q=0,1,2,3,4,5 kombinasyonları kurularak incelenmiştir. İncelenen modeller arasında bir seçim yapmak ve en uygun modeli bulmak amacıyla Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Log Olabilirlik Oranı kullanılmıştır. AIC bilgi kriterine göre en küçük değeri veren ve Log Olabilirlik Oranına göre ise en büyük değeri veren model uygun model olarak ele alınmıştır.

Tablo 6.2.5'te tahmin edilen ARFIMA (p, ξ, q) model kombinasyonlarında en uygun model AIC bilgi kriterine göre en küçük değeri veren ve log olabilirlik oranına göre en yüksek değeri veren ARFIMA (4, ξ,5) modelidir.

Tahmin edilen ARFIMA (4, ξ, 5) modeli Eş. 6.10'da gösterilmektedir:

$$\begin{aligned} & (1-\phi_1L)(1-\phi_2L^2)(1-\phi_3L^3)(1-\phi_4L^4)(1-L)^\xi(y_t - \mu) \\ & = (1+\theta_1L)(1+\theta_2L^2)(1+\theta_3L^3)(1+\theta_4L^4)(1+\theta_5L^5)\varepsilon_t \end{aligned} \quad (6.10)$$

L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza özelliği sergilemekte ve birim kök içermemektedir.  $\phi(L)$  ve  $\theta(L)$  otoregresif süreç olan AR ve hareketli ortalama süreç olan MA süreçlerinin polinomial kökleridir. ARFIMA (p, ξ, q) için kurulan modeller Tablo 6.2.5'te yer almaktadır.

ARFIMA (p, ξ, q)	ARFIMA (2, ξ, 1)	ARFIMA (3, ξ, 3)	ARFIMA (3, ξ, 4)	ARFIMA (4, ξ, 4)	ARFIMA (4, ξ, 5)
$\phi(L)(1-L)^\xi(y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t$					

ARFIMA (p, $\xi$ , q)	ARFIMA (2, $\xi$ , 1)	ARFIMA (3, $\xi$ , 3)	ARFIMA (3, $\xi$ , 4)	ARFIMA (4, $\xi$ , 4)	ARFIMA (4, $\xi$ , 5)
$\mu$	0.064913 (0.0479) [0.1756]	0.061655* (0.0369) [0.0955]	0.060963 (0.0356) [0.0871]	0.060007 (0.0319) [0.0607]	0.061118 (0.0363) [0.0923]
$\xi$	0.114870* (0.0539) [0.0334]	0.058965 (0.0329) [0.0735]	0.044307* (0.0150) [0.0032]	0.027344* (0.0097) [0.0051]	0.047487* (0.0151) [0.0018]
$\phi_1$	0.776321* (0.0614) [0.0000]	-0.444597* (0.1214) [0.0003]	0.778075* (0.019483) [0.0000]	0.497088* (0.0683) [0.0000]	0.787623* (0.0096) [0.0000]
$\phi_2$	0.042671 (0.0249) [0.0871]	0.119543 (0.1433) [0.4043]	0.768088* (0.0314) [0.0000]	0.351838* (0.0922) [0.0001]	-0.241463* (0.0076) [0.0000]
$\phi_3$		0.736777* (0.1146) [0.0000]	-0.971279* (0.0192) [0.0000]	0.371492* (0.0849) [0.0000]	0.791585* (0.0069) [0.0000]
$\phi_4$				-0.901159* (0.0627) [0.0000]	-0.973013* (0.0093) [0.0000]
$\theta_1$	-0.870742* (0.041874) [0.0000]	0.408982* (0.1100) [0.0002]	-0.806079* (0.027546) [0.0000]	-0.502356* (0.0689) [0.0000]	-0.817565* (0.0218) [0.0000]
$\theta_2$		-0.138205 (0.1319) [0.2949]	-0.743377* (0.0368) [0.0000]	-0.334842* (0.0930) [0.0003]	0.265010* (0.0161) [0.0000]
$\theta_3$		-0.757648* (0.1025) [0.0000]	0.981164* (0.0272) [0.0000]	-0.390149* (0.0861) [0.0000]	-0.810881* (0.0082) [0.0000]
$\theta_4$			-0.031612 (0.0190) [0.0966]	0.889325* (0.0626) [0.0000]	0.999836* (0.0175) [0.0000]
$\theta_5$					-0.042165* (0.0193) [0.0294]
<b>Log(L)</b>	-8487.710	-8485.322	-8473.473	-8472.197	<b>-8468.874</b>
<b>AIC</b>	3.819114	3.819390	3.814511	3.814387	<b>3.813343</b>
<b>SIC</b>	3.827747	3.832340	3.828900	3.830215	3.830609
<b>Çarpıklık</b>	-0.453921	-0.453894	-0.468878	-0.472818	-0.463681
<b>Basıklık</b>	7.281494	7.219459	7.226246	7.154705	7.173256
<b>Jarque-Bera</b>	3550.128* [0.000]	3452.373* [0.000]	3473.247* [0.000]	3364.875* [0.000]	3387.165* [0.000]
<b>Q (15)</b>	19.808* [0.048]	18.524* [0.018]	9.9134 [0.194]	8.2165 [0.223]	8.8872 [0.114]
<b>Q (25)</b>	30.081 [0.090]	28.257 [0.058]	22.933 [0.151]	20.701 [0.190]	20.430 [0.156]
<b>Q (30)</b>	35.455 [0.102]	33.597 [0.071]	29.160 [0.140]	25.908 [0.210]	25.751 [0.174]
<b>ARCH(2)</b>	76.12365* [0.000]	77.08583* [0.000]	78.13386* [0.000]	78.48572* [0.000]	78.35001* [0.000]
<b>ARCH(5)</b>	61.52391* [0.000]	62.58204* [0.000]	62.29386* [0.000]	63.25071* [0.000]	62.20130* [0.000]

ARFIMA (p, $\xi$ , q)	ARFIMA (2, $\xi$ , 1)	ARFIMA (3, $\xi$ , 3)	ARFIMA (3, $\xi$ , 4)	ARFIMA (4, $\xi$ , 4)	ARFIMA (4, $\xi$ , 5)
ARCH(10)	38.45157* [0.000]	39.49459* [0.000]	38.32602* [0.000]	39.25897* [0.000]	38.42166* [0.000]

*NOT:* \*, \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.5. BIST 100 ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

ARFIMA (4,  $\xi$ , 5) modelinde yer alan uzun hafıza parametresinin değeri  $\xi = 0.047487$   $0 < \xi < 0.5$  arasında bir değer almaktadır. Bu durumda süreç uzun hafıza özelliği göstermektedir ve seriler birim kök içermemektedir diğer bir ifadeyle seriler durağandır. BIST 100 getiri serilerinin uzun hafıza özelliği sergilemesi serinin geçmiş şoklara ait bilgi taşıdığını ifade edilmektedir. Fakat serinin kesirli fark parametresi 0 değerine çok yakın bir değere sahiptir. Bu durumda seride uzun dönemli bağımlılığın olduğu fakat serinin çok düşük bir dirence sahip olduğunu söylemek mümkündür.

ARFIMA (4,  $\xi$ , 5) modelinin çarpıklık katsayısının negatif, basıklık katsayısının ise pozitif bir değer alması serinin sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahip olduğunu ifade etmektedir. Serinin normal dağılıma sahip olup olmadığını sınamak için geliştirilen Jarque-Bera testi sonuçlarına göre “seri normal dağılıma sahiptir” olarak kurulan sıfır hipotezi %5 önem düzeyinde reddedilmekte ve BIST 100 serisinin normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir. Kurulan modelin otokorelasyon ve değişen varyans testi sonucuna göre ise standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu gecikmeler için modelde otokorelasyonun olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans sonuçlarına göre modelde 2, 5 ve 10 gecikmeleri için modelin değişen varyansa sahip olduğu diğer bir ifadeyle modelde ARCH etkisinin olduğu gözlenmektedir.

Getiri ortalamasında uzun hafızanın varlığını tespit etmek amacıyla çeşitli kombinasyonlarla kurulan ARFIMA (p,  $\xi$ , q) modelleri içinde en düşük AIC bilgi kriteri değerini veren ve en yüksek log olabilirlik oranına sahip olan modelin ARFIMA (4,  $\xi$ , 5) olduğu sonucuna ulaşıldıktan sonra modelde yer alan uzun hafıza parametresinin anlamlı çıkması ve  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alması BIST 100 getiri serisinin ortalamasının uzun hafızalı olduğu yani geçmiş şoklara ait bilgi taşıdığı fakat bu seriler arasındaki bu bağımlılığın dirençli bir yapıya sahip olmadığı ifade edilmektedir.

### 6.2.5. BIST 100 Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri

BIST 100 getiri serisinin oynaklığında uzun hafıza durumunu araştırmak amacıyla BIST 100 getiri serisine bir dizi uzun hafıza modelleri uygulanmaktadır. Oynaklıkta uzun hafızanın mevcut olup olmadığını modellemeden önce uzun hafıza sürecini ortaya koyan FIGARCH süreci ile uzun hafıza sürecini dikkate almayan GARCH modellerini karşılaştırmak amacıyla Tablo 6.2.6'nın sol tarafında GARCH modeli sonuçları ve sağ tarafında IGARCH modeli sonuçları yer almaktadır.

Uygun modeli belirlemek amacıyla BIST 100 getiri serisi GARCH (p, q) modeli ve IGARCH (p, q) p=1,2 q=1,2 olmak üzere farklı kombinasyonları elde edilmiş böylece en küçük Akaike bilgi kriterini ve en yüksek Log Olabilirlik oranını veren model çalışmaya dahil edilmiştir. Aynı zamanda tahmin edilen model için uygun dağılımı belirlemek amacıyla Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılımı ve GED Dağılımları ile modeller tahmin edilmiş ve uygun dağılım AIC bilgi kriteri ve Log Olabilirlik oranına göre belirlenmiştir.

Tablo 6.2.6'da tahmin edilen GARCH (1,1) modeli için kurulan ortalama ve varyans denklemi Eş. 5.11'te yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (6.11)$$
$$h_t = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \beta_i h_{t-i}$$

Eş. 6.11'de yer alan ilk model ortalama denklemini ifade etmektedir.  $\mu$  parametresi sabit terimi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir. Eş. 6.11'de yer alan ikinci model varyans denklemdir. Modelde ARCH parametresi  $\alpha_i$ , şokun kısa dönem etkisini ifade ederken GARCH parametresi  $\beta_i$  ise şokun uzun dönem etkisini yani direncini ifade etmektedir.  $\omega$  ise sabit parametresidir.

Tablo 6.2.6'da tahmin edilen IGARCH modeli Eş. 5.12'deki gibidir:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (6.12)$$

$$h_t = \omega + \beta_1 h_{t-1} + (1 - \beta_1) \varepsilon_t^2$$

Eş. 6.12’de yer alan ilk model ortalama denklemdir.  $\mu$  parametresi sabit terimi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir. Eş. 6.12’de yer alan ikinci model varyans denklemdir. Burada  $\beta_1$  parametresi şokun uzun dönem etkisini yani direncini ifade etmektedir.  $(1 - \beta_1)$  parametresi, 1-şokun kalıcılığı olarak ifade edilmektedir.  $\omega$  ise kesme parametresidir.

	GARCH (1,1)				IGARCH (1,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	Ortalama Denklemi				Ortalama Denklemi			
$\mu$	0.112617* (0.0227) [0.0000]	0.128915* (0.0199) [0.0000]	0.129818* (0.0214) [0.0000]	0.093820* (0.0212) [0.0000]	0.112853* (0.0236) [0.0000]	0.128699* (0.0200) [0.0000]	0.128998* (0.0221) [0.0000]	0.088313* (0.0216) [0.0000]
	Varyans Denklemi				Varyans Denklemi			
$\omega$	0.111419* (0.0387) [0.0041]	0.083959* (0.0265) [0.0015]	0.097860* (0.0304) [0.0013]	0.080188* (0.0246) [0.0012]	0.042018* (0.0167) [0.0124]	0.038495* (0.0139) [0.0059]	0.036529* (0.0134) [0.0067]	0.035372* (0.0124) [0.0045]
$\alpha_1$	0.095055* (0.0203) [0.0000]	0.083401* (0.0152) [0.0000]	0.089743* (0.0167) [0.0000]	0.079766* (0.0140) [0.0000]	0.106598* (0.0249) [0.0000]	0.092880* (0.0185) [0.0000]	0.099970* (0.0205) [0.0000]	0.088967* (0.0169) [0.0000]
$\beta_1$	0.864057* (0.0317) [0.0000]	0.885909* (0.0228) [0.0000]	0.873098* (0.0258) [0.0000]	0.890007* (0.0213) [0.0000]	0.893402	0.907120	0.900030	0.911033
$\nu$		5.875652* (0.5037) [0.0000]	1.321016* (0.0470) [0.0000]	6.071329* (0.5259) [0.0000]		5.065432* (0.4029) [0.0000]	1.286677* (0.0446) [0.0000]	5.189271* (0.4193) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				-0.097098* (0.0210) [0.0000]				-0.097022* (0.0219) [0.0000]
$\alpha_1 + \beta_1$	0.95911	0.96931	0.96284	0.96977				
<b>Log(L)</b>	-8163.36	-8017.98	-8037.57	<b>-8007.42</b>	-8183.24	-8027.45	-8050.34	<b>-8017.62</b>
<b>AIC</b>	3.672374	3.607455	3.616264	<b>3.603155</b>	3.680863	3.611263	3.621555	<b>3.607291</b>
<b>SIC</b>	3.678130	3.614649	3.623459	<b>3.611789</b>	3.685179	3.617019	3.627311	<b>3.614486</b>

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.6. BIST 100 GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları

GARCH (1,1) modelinin uygun dağılımına karar vermek amacıyla en küçük Akaike bilgi kriteri ile en yüksek değeri veren Log-Olabilirlik Oranına bakılmış ve uygun dağılımın Skewed Student-t dağılımı olduğuna karar verilmiştir. GARCH (1,1) modelinin parametre katsayıları %5 önem düzeyinde anlamlı olarak

bulunmuştur. ARCH parametresi olan  $\alpha_1$  büyük bir değer aldığı anda oynaklığın piyasa şoklarına karşı kısa dönemde oldukça hassas olduğunu ifade ederken, GARCH parametresi olan  $\beta_1$  oynaklığın dirençli bir yapıda olup olmadığını ölçer ve büyük bir değer aldığı zaman herhangi bir piyasa krizi sonrasında oynaklıkta oluşan şokların seriden kaybolmasının uzun zaman aldığı ifade eder.

GARCH (1,1) modeli için durağanlık koşulu,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  şartının yerine getirilmesi ile mümkündür. Skewed Student-t dağılımı için  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.96977$  değerini almakta bu durumda  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  koşulu sağlanmaktadır.  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin toplamının 1 değerine yakın olması ani değişimlerin BIST 100 getiri serisi üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğu anlamına gelmektedir. Bir diğer önemli koşul ise  $\beta_1$  parametresi olan GARCH parametresinin pozitif ve anlamlı olmasıdır.  $\beta_1$  parametresi SST dağılımlı model için %5 önem düzeyinde anlamlı ve pozitif değer almaktadır. SST dağılımlı modelde  $\beta_1$  parametresi 0.890007 olarak tahmin edilmiştir. Bu bağlamda BIST 100 getiri serisinde oluşacak herhangi bir piyasa krizi sonrasında oynaklıkta oluşan şokların seriden kaybolması uzun zaman almaktadır.  $\alpha_1$  parametresi ise 0.079766 olarak tahmin edilmiş ve BIST 100 getiri oynaklığı piyasa şoklarına karşı kısa dönemde hassas bir yapı sergilemediği sonucuna ulaşılmıştır.

$v$  parametresi tüm dağılımlar için %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetric olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

IGARCH (1,1) modelinin uygun dağılımına karar vermek amacıyla en küçük Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile en yüksek değeri veren Log-Olabilirlik Oranına bakılmış ve uygun dağılımın Skewed Student-t dağılımı olduğuna karar verilmiştir. IGARCH (1,1) modelinin parametre katsayıları %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuştur.

SST dağılımlı IGARCH (1,1) modeli için  $\beta_1$  parametresinin  $0 < \beta_1 < 1$  arasında değer alması serilerde meydana gelen bir şoka karşı oynaklığın dirençli olduğunu göstermektedir. Serilerde meydana gelen şokun dirençli olması ise oynaklık sürecinin süreklilik özelliği sergilediğini göstermektedir.

$v$  parametresi tüm dağılımlar için %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.7’de GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) modelinin söz konusu dağılımları için tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır.

	GARCH (1,1) Modeli				IGARCH (1,1) Modeli			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	-0.51862	-0.52519	-0.51949	-0.53253	-0.52498	-0.53043	-0.52507	-0.53767
<b>Aşırı Basıklık</b>	3.0735	3.0929	3.0727	3.1262	3.2571	3.2383	3.2505	3.2868
<b>Jarque-Bera</b>	1950.1*	1977.4*	1949.8*	2021.5*	2170.4*	2152.0*	2162.6*	2216.5*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	29.9499*	30.0439*	29.7995*	30.7355*	31.6337*	31.4182*	31.4285*	32.4033*
	[0.0121]	[0.0117]	[0.0126]	[0.0095]	[0.0072]	[0.0077]	[0.0076]	[0.0056]
<b>Q (25)</b>	37.0360	36.9361	36.7997	37.6195	38.5238*	38.1483*	38.2480*	39.1235*
	[0.0572]	[0.0585]	[0.0603]	[0.0503]	[0.0410]	[0.0447]	[0.0437]	[0.0358]
<b>Q (30)</b>	40.2588	40.0371	39.9797	40.6624	41.2086	40.8353	40.9204	41.7210
	[0.0999]	[0.1041]	[0.1052]	[0.0926]	[0.0834]	[0.0896]	[0.0882]	[0.0756]
<b>Q (35)</b>	46.8384	46.3945	46.4557	46.9685	46.5433	46.2835	46.2476	47.0681
	[0.0871]	[0.0942]	[0.0932]	[0.0850]	[0.0918]	[0.0961]	[0.0967]	[0.0835]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	9.99830	11.4304	10.5504	11.4436	13.3908	13.4837	13.4767	13.2442
	[0.6940]	[0.5748]	[0.6484]	[0.5737]	[0.4180]	[0.4111]	[0.4117]	[0.4291]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	14.7942	16.0181	15.2320	15.8949	19.1211	19.4060	19.4620	19.0475
	[0.9018]	[0.8544]	[0.8861]	[0.8597]	[0.6941]	[0.6774]	[0.6741]	[0.6984]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	17.0252	18.2947	17.4114	18.2416	22.6043	23.2443	23.1707	23.0690
	[0.9480]	[0.9184]	[0.9400]	[0.9198]	[0.7525]	[0.7207]	[0.7244]	[0.7295]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	20.9160	22.9703	21.6614	22.8417	28.6586	29.9011	29.6326	29.6539
	[0.9491]	[0.9037]	[0.9348]	[0.9071]	[0.6832]	[0.6221]	[0.6355]	[0.6345]
<b>ARCH(2)</b>	0.045226	0.37407	0.13984	0.42164	0.043679	0.39849	0.13639	0.43349
	[0.9558]	[0.6880]	[0.8695]	[0.6560]	[0.9573]	[0.6714]	[0.8725]	[0.6483]
<b>ARCH(5)</b>	0.69812	1.0387	0.80738	1.1025	0.69581	1.0604	0.81085	1.1092
	[0.6248]	[0.3929]	[0.5442]	[0.3567]	[0.6266]	[0.3803]	[0.5417]	[0.3531]
<b>ARCH(10)</b>	0.70580	0.83605	0.75490	0.84383	0.92346	0.93969	0.92081	0.92577
	[0.7199]	[0.5937]	[0.6728]	[0.5861]	[0.5101]	[0.4950]	[0.5126]	[0.5080]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

#### Tablo 6.2.7. BIST 100 GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri

Skewed Student-t dağılımlı GARCH (1,1) modelinin çarpıklık ve basıklık katsayılarına bakıldığında sırasıyla negatif ve pozitif değer aldığı görülmektedir. Buna göre modelin sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahip olduğunu söylemek mümkündür. Modelde otokorelasyon sorunu olup olmadığını sınamak için standartlaştırılmış hatalar ve standartlaştırılmış hata kareleri üzerine Box-Pierce Q otokorelasyon testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara göre Q (15) gecikmede modelde otokorelasyon olduğu fakat gecikme sayısı arttıkça otokorelasyon sorunun giderildiği görülmektedir. ARCH değişen varyans testi sonucuna göre ise kurulan modelin söz konusu gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

SST dağılımlı IGARCH (1,1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Modelinin otokorelasyon sorunu olup olmadığını sınamak için standartlaştırılmış hatalar ve standartlaştırılmış hata kareleri üzerine Box-Pierce Q otokorelasyon testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara göre Q (15) ve Q (25) gecikmede modelde otokorelasyon olduğu fakat gecikme sayısı arttıkça otokorelasyon sorunun giderildiği görülmektedir. ARCH değişen varyans testi sonucuna göre ise kurulan modelin söz konusu gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

#### 6.2.6. BIST 100 Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) ve FIAPARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri

GARCH modelinde geçmişte meydana gelen şokların getiri oynaklığında mevcut olan etkisi gecikme uzunluğu arttıkça katlanarak azalmaktadır fakat bu durum IGARCH modelinde sonsuz bir kalıcılık sergilemektedir. ARCH ve GARCH modelleri sadece değişkenliğin kalıcılığını tespit eder fakat uzun hafıza özelliğini yakalayamaz böylece getiri oynaklığında uzun hafıza özelliğini tespit etmeyi sağlayan FIGARCH modelleri geliştirilmiştir. Tablo 6.2.6'da  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin toplamının 1'e yakın değerler alması oynaklık sürecinin dirençli olduğunu ve oynaklıkta uzun hafıza olabileceği şüphesini arttırmaktadır. Oynaklıkta

uzun dönemli bağımlılığın mevcut olup olmadığını inceleyebilmek amacıyla FIGARCH ve FIAPARCH modellerinden faydalanılmaktadır. FIAPARCH modelinin FIGARCH modelinden farkı asimetrik etkileri de hesaba katmasıdır.

Tablo 6.2.8’de tahmin edilen FIGARCH (1, d,0) model denklemi Eş.6.13’te yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (6.13)$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} (1 - L)^d] \varepsilon_t^2$$

Eş. 6.13’te yer alan ilk denklem ortalama denklemdir.  $\mu$  sabit parametreyi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.13’te yer alan ikinci denklem varyans denklemdir. L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

BIST 100 getirilerinde meydana gelen şokların, oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara tepkisini ölçmek için Fraksiyonel Olarak Entegre Asimetrik Güç (FIAPARCH) modeli Tablo 6.2.8’de farklı dağılımlara göre tahmin edilmektedir. Oynaklığın pozitif ya da negatif şoklara tepkisi literatürde kaldıraç etkisi olarak bilinmektedir. Bu durumda oynaklık kötü haberlere karşı artış ve iyi haberlere karşı ise azalış eğilimindedir. Tablo 6.2.8’de tahmin edilen FIAPARCH (1, d,1) model denklemi Eş. 6.14’te yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^\delta = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} (1 - \Phi_1 L) (1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma_1 L \varepsilon_t)^\delta \quad (6.14)$$

Eş. 6.14’te yer alan ilk denklem ortalama denklemdir. Modelde yer alan  $\mu$  sabit parametreyi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.14’te yer alan ikinci denklem varyans denklemini ifade etmektedir. L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi, ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresini, d uzun hafıza parametresini,  $\gamma$  parametresi asimetri durumunu,  $\delta$  ise güç parametresini ifade etmektedir.

	FIGARCH (1, d,0)				FIAPARCH (1, d,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	Ortalama Denklemi				Ortalama Denklemi			
$\mu$	0.117751*	0.131994*	0.132151*	0.095589*	0.087162*	0.113084*	0.113498*	0.080340*
	(0.0221)	(0.0195)	(0.0195)	(0.0209)	(0.0215)	(0.0198)	(0.0218)	(0.0212)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0002]
	Varyans Denklemi				Varyans Denklemi			
$\omega$	2.962677*	3.633670*	3.055802*	3.383436*	2.743273*	3.101129*	2.971975*	3.129717*
	(0.7672)	(1.0129)	(0.8105)	(0.9083)	(0.5740)	(0.5132)	(0.53641)	(0.5130)
	[0.0001]	[0.0003]	[0.0002]	[0.0002]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\Phi_1$	-	-	-	-	0.074877	0.072507	0.065480	0.092901
					(0.0726)	(0.0904)	(0.0791)	(0.0912)
					[0.3025]	[0.4229]	[0.4081]	[0.3085]
$\beta_1$	0.201947*	0.242228*	0.223675*	0.238128*	0.227551*	0.459001*	0.233429*	0.266407*
	(0.0505)	(0.0410)	(0.0426)	(0.0406)	(0.0851)	(0.1101)	(0.0886)	(0.0995)
	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0075]	[0.0000]	[0.0085]	[0.0075]
$d$	0.296112*	0.320254*	0.308559*	0.312872*	0.266716*	0.268263*	0.271331*	0.266411*
	(0.0416)	(0.03503)	(0.0366)	(0.0346)	(0.0387)	(0.0291)	(0.0322)	(0.0292)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\gamma$					0.317241*	0.459001*	0.371857*	0.441783*
					(0.1037)	(0.1101)	(0.1053)	(0.1062)
					[0.0022]	[0.0000]	[0.0004]	[0.0000]
$\delta$					1.690092*	1.415502*	1.529004*	1.449430*
					(0.1647)	(0.1375)	(0.1495)	(0.1344)
					[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\nu$		5.682848*	1.320222*	5.857209*		6.044282*	1.340850*	6.186690*
		(0.4804)	(0.0473)	(0.5064)		(0.5357)	(0.0476)	(0.5491)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\ln(\zeta)$				-0.096756*				0.093910*
				(0.0213)				(0.0215)
				[0.0000]				[0.0000]
<b>Log(L)</b>	-8153.485	-8008.691	-8029.391	<b>-7998.594</b>	-8122.297	-7982.396	-8006.266	<b>-7972.799</b>
<b>AIC</b>	3.667934	3.603278	3.612586	<b>3.599188</b>	3.655259	3.592804	3.603537	<b>3.588938</b>
<b>SIC</b>	3.673690	3.610473	3.619781	<b>3.607821</b>	3.665332	3.604315	3.615048	<b>3.601888</b>

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.8. BIST 100 FIGARCH (1, d,0) ve FIAPARCH (1, d,1) Model Tahmin Sonuçları

FIGARCH (1, d,0) modeli için de en düşük AIC değerini veren aynı zamanda en yüksek Log-Olabilirlik Oranına sahip olan model SST dağılımlı model olarak belirlenmiştir. SST dağılımlı FIGARCH (1, d,0) modelinin parametreleri %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuştur. SST dağılımlı FIGARCH (1, d,0) modelinin varyans denkleminde yer alan kesirli fark parametresinin katsayısı  $0 < d < 1$  arasında değer almıştır. Böylece GARCH (d=0) ve IGARCH (d=1) sıfır hipotezleri reddedilir ve bunun sonucunda BIST 100 getiri serilerinin oynaklığında uzun hafıza özelliği olduğuna ulaşılır. Kesirli fark parametresinin  $d < 0.5$  altında değer alması ise uzun dönemli bağımlılık durumunun düşük dirence sahip olduğunu ifade etmektedir.

Sonuç olarak BIST 100 getirisindeki uzak gözlemler arasında bağımlılık gelecekteki oynaklık değerini tahmin etmek için kullanılabilir.

SST dağılımlı FIGARCH (1, d,0) modelinde yer alan  $\nu$  parametresi %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

Ballie ve diğerleri (1996) çalışmasında GARCH modelinde oynaklıktaki uzun hafızanın varlığının dikkate alınmadığını ve oynaklıkta uzun hafızanın olması durumunda modelde yer alan parametrelerin tahminin yukarı yönde bir sapma göstereceğini açıklamıştır. Tablo 6.2.6'da yer alan SST dağılımlı GARCH (1,1) modeli  $\beta_1$  katsayısı (0.890007) Tablo 6.2.8'de yer alan SST dağılımlı FIGARCH (1, d,1) modeli  $\beta_1$  katsayısına (0.238128) kıyasla daha yüksek olduğu görülmektedir.

Getirilerde meydana gelen şokların, oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara tepkisini ölçmek için Fraksiyonel Olarak Entegre Asimetrik Güç (FIAPARCH) modeli Tablo 6.2.8'in sağında yer almakta ve farklı dağılımlara göre tahmin edilmektedir. Oynaklığın pozitif ya da negatif şoklara tepkisi literatürde kaldıraç etkisi olarak bilinmektedir. Bu durumda oynaklık kötü haberlere karşı artış ve iyi haberlere karşı ise azalış eğilimindedir.

FIAPARCH (1, d,1) modeli için de en düşük AIC değerini veren aynı zamanda en yüksek Log-Olabilirlik Oranına sahip olan model SST dağılımlı model olarak belirlenmiştir. Kesirli fark parametresinin anlamlı çıkması ve  $0 < d < 1$  arasında değer alması modelin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır. Kesirli fark parametresinin  $d < 0.5$  altında değer alması ise uzun dönemli bağımlılık durumunun düşük dirence sahip olduğunu ve ortalamaya geri dönme eğiliminde olduğunu ifade etmektedir.  $\gamma$  parametresinin anlamlı ve pozitif değer alması serinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda serinin oynaklığında meydana gelen negatif bilgi şoklarının etkisi pozitif bilgi şokların etkisine göre oynaklıkta daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu durumda piyasada oluşan negatif

haberlerin pozitif haberlere göre oynaklığı daha fazla arttırdığı söylenebilmektedir.  $\delta$  katsayısının anlamlı olması ise kurulan modelin bir bütün olarak hata içermediğini göstermektedir.

SST dağılımlı FIAPARCH (1, d,1)  $\nu$  parametresi %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.9'da FIGARCH (1, d,1) ve FIAPARCH (1, d,1) modelinin söz konusu dağılımlar için tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır.

	FIGARCH (1, d,0) Modeli				FIAPARCH (1, d,1) Modeli			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	-0.53332	-0.54028	-0.53492	-0.54739	-0.46295	-0.48069	-0.46931	-0.48654
<b>Aşırı Basıklık</b>	3.2021	3.2601	3.2188	3.2924	2.9306	3.1977	3.0281	3.1747
<b>Jarque-Bera</b>	2111.2*	2186.2*	2132.3*	2231.2*	1750.7*	2066.4*	1862.7*	2043.5*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	30.7307*	30.6854*	30.6185*	31.1672*	31.4822*	30.0719*	30.2666*	31.7794*
	[0.0095]	[0.0096]	[0.0098]	[0.0083]	[0.0075]	[0.0116]	[0.0109]	[0.0068]
<b>Q (25)</b>	37.9066*	37.5608	37.6147	38.0346*	39.2166*	37.7554*	37.9495*	39.4662*
	[0.0472]	[0.0510]	[0.0504]	[0.0459]	[0.0350]	[0.0488]	[0.0467]	[0.0331]
<b>Q (30)</b>	40.4649	40.0944	40.1490	40.5520	41.8426	40.3890	40.5899	42.0633
	[0.0961]	[0.1030]	[0.1020]	[0.0946]	[0.0738]	[0.0975]	[0.0939]	[0.0706]
<b>Q (35)</b>	47.1941	46.7596	46.8215	47.2393	47.9460	46.3495	46.6683	48.0529
	[0.0817]	[0.0883]	[0.0873]	[0.0810]	[0.0711]	[0.0950]	[0.0898]	[0.0697]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	9.94753	10.1241	9.93563	10.1795	9.83760	14.2719	10.5464	13.3620
	[0.7660]	[0.7530]	[0.7668]	[0.7489]	[0.7071]	[0.3549]	[0.6487]	[0.4202]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	15.7984	16.0274	15.7933	15.9698	18.7086	30.3799	22.4321	27.5721
	[0.8952]	[0.8870]	[0.8953]	[0.8891]	[0.7180]	[0.1388]	[0.4943]	[0.2323]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	17.9764	17.9704	17.8464	17.9080	21.0005	33.0575	24.8895	29.9832
	[0.9447]	[0.9448]	[0.9473]	[0.9461]	[0.8253]	[0.2336]	[0.6338]	[0.3640]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	22.9747	23.1383	22.9935	22.8738	26.6414	38.6056	30.6214	35.4071
	[0.9241]	[0.9204]	[0.9237]	[0.9264]	[0.7751]	[0.2310]	[0.5860]	[0.3552]
<b>ARCH(2)</b>	0.65329	1.0171	0.82176	1.0708	0.18872	1.5381	0.36269	1.1854
	[0.5204]	[0.3617]	[0.4397]	[0.3428]	[0.8280]	[0.2149]	[0.6958]	[0.3057]
<b>ARCH(5)</b>	0.77448	0.88743	0.81482	0.90828	0.54745	1.3960	0.71253	1.2376
	[0.5680]	[0.4884]	[0.5389]	[0.4745]	[0.7404]	[0.2224]	[0.6140]	[0.2886]
<b>ARCH(10)</b>	0.58111	0.64319	0.60696	0.65212	0.43355	0.86183	0.51354	0.78638
	[0.8308]	[0.7777]	[0.8093]	[0.7696]	[0.9309]	[0.5687]	[0.8818]	[0.6421]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.9. BIST 100 FIGARCH (1, d,1) ve FIAPARCH (1, d,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri

SST dağılımlı FIGARCH (1, d,0) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Modelin otokorelasyon ve değişen varyanslı olup olmadığını anlamak amacıyla Box-Pierce Q testi ve ARCH testi uygulanmış ve çıkan sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde Q (15) ve Q (25) gecikmelerine göre modelde otokorelasyon olduğu fakat gecikme sayısı arttıkça modelde otokorelasyon sorununun giderildiği görülmektedir. Standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmelere göre modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre modelin söz konusu tüm gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

SST dağılımlı FIAPARCH (1, d,1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde Q (15) ve Q (25) gecikmelerine göre modelde otokorelasyon olduğu fakat gecikme sayısı arttıkça modelde otokorelasyon sorununun giderildiği görülmektedir. Standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde ise modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre modelin söz konusu tüm gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

### **6.2.7. BIST 100 Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri**

BIST 100 getiri serilerinin ortalamasında ve oynaklığının uzun hafıza sergileyip sergilemediğini tespit etmek amacıyla ikili uzun hafıza modeli olan ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) modelinden faydalanılmaktadır. Uzun hafıza ile birlikte BIST 100 getiri serilerinin oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara tepkisini ölçmek için ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIAPARCH (p, d, q) modelinden faydalanılmaktadır.

ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) modeli ve ARFIMA(p,  $\xi$ ,q)-FIAPARCH(p,d,q) modeli farklı kombinasyonlarla Normal Dağılım (N), Student-t

(ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları için sınınanmıştır. Fazla gecikme uzunluğu değeri seçmesi ile bilinen ve bunun sayesinde modelde otokorelasyon sorununu en aza indirgeyen Akaike bilgi kriteri değerinin en düşük ve log olabilirlik oranının en yüksek değerini veren model uygulamaya dahil edilmiştir.

Tablo 6.2.10'da tahmin edilen ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) modelinin ortalama ve varyans denklemleri Eş. 6.15'te yer almaktadır:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2) \varepsilon_t \quad (6.15)$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} (1 - L)^d] \varepsilon_t^2$$

Eş. 6.15'te yer alan ilk denklem tahmin edilen modelin ortalama denklemidir. Burada L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza sergilemektedir.  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden otoregresif süreci ifade etmektedir.  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  sırasıyla birinci ve ikinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.15'te yer alan ikinci denklem tahmin edilen modelin varyans denklemidir. Burada L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.10'da tahmin edilen ARFIMA (0,  $\xi, 0$ )-FIAPARCH (1, d, 1) modelinin ortalama ve varyans denklemleri Eş. 6.16'da yer almaktadır:

$$(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = \varepsilon_t \quad (6.16)$$

$$\sigma_t^\delta = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma_1 L \varepsilon_t)^\delta$$

Eş. 6.16'da yer alan ilk denklem tahmin edilen modelin ortalama denklemidir. Burada L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza sergilemektedir.  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizi sürecini ifade etmektedir. Eş. 6.16'da yer alan ikinci denklem

tahmin edilen modelin varyans denklemdir. Burada L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi, ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini,  $\gamma$  parametresi asimetri durumunu,  $\delta$  ise güç parametresini ifade etmektedir.

	ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0)				ARFIMA (0, $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	Ortalama Denklemi				Ortalama Denklemi			
$\mu$	0.123568*	0.140831*	0.140268*	0.098639*	0.084947*	0.113677*	0.114329*	0.076214*
	(0.0254)	(0.0234)	(0.0263)	(0.0224)	(0.0255)	(0.0242)	(0.0256)	(0.0259)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0009]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0033]
$\phi_1$	0.656616*	0.597277*	0.508707*	0.575736*				
	(0.1439)	(0.25158)	(0.0711)	(0.2318)				
	[0.0000]	[0.0176]	[0.0000]	[0.0131]				
$\phi_2$	-0.628019*	-0.633336*	-0.710341*	-0.623457*				
	(0.1284)	(0.1385)	(0.1519)	(0.1486)				
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]				
$\theta_1$	-0.661808*	-0.613749*	-0.525962*	-0.591554*				
	(0.1436)	(0.2448)	(0.0681)	(0.2266)				
	[0.0000]	[0.0122]	[0.0000]	[0.0091]				
$\theta_2$	0.642784*	0.645679*	0.715469*	0.634086*				
	(0.1266)	(0.1355)	(0.1516)	(0.1464)				
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]				
$\xi$	0.013776	0.019298	0.020089	0.008360	0.019731	0.026497	0.018589	0.022645
	(0.0200)	(0.0175)	(0.0170)	(0.0171)	(0.0208)	(0.0139)	(0.0151)	(0.0148)
	[0.4915]	[0.2702]	[0.2398]	[0.6242]	[0.3430]	[0.0569]	[0.2206]	[0.1277]
	Varyans Denklemi				Varyans Denklemi			
$\omega$	2.887692*	3.477124*	2.972657*	3.288714*	2.704990*	3.023377*	2.934410*	3.051656*
	(0.7254)	(0.9186)	(0.7629)	(0.8402)	(0.5834)	(0.5065)	(0.5416)	(0.5071)
	[0.0001]	[0.0002]	[0.0001]	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\Phi_1$					0.085152	0.094115	0.077197	0.110901
					(0.0718)	(0.0927)	(0.0796)	(0.0938)
					[0.2357]	[0.3104]	[0.3324]	[0.2376]
$\beta_1$	0.198690	0.236372*	0.218901*	0.233960*	0.239377*	0.265242*	0.245007*	0.279921*
	(0.0506)	(0.0405)	(0.0426)	(0.0402)	(0.0825)	(0.0989)	(0.0880)	(0.1002)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0037]	[0.0074]	[0.0054]	[0.0052]
$d$	0.292968*	0.314910*	0.304353*	0.309271*	0.267481*	0.266268*	0.271189*	0.263498*
	(0.0409)	(0.0339)	(0.0361)	(0.0336)	(0.0388)	(0.0294)	(0.0326)	(0.0296)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\gamma$					0.323915*	0.512886*	0.389483*	0.500563*
					(0.1131)	(0.1365)	(0.1196)	(0.1369)
					[0.0042]	[0.0002]	[0.0011]	[0.0003]
$\delta$					1.701777*	1.396861*	1.530683*	1.426308*
					(0.1645)	(0.1415)	(0.1532)	(0.13967)
					[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\nu$	0.198690*	5.705306*	1.317304*	5.859459*	6.054909*	1.341594*	6.180224*	
	(0.0506)	(0.4834)	(0.0479)	(0.5058)	(0.5394)	(0.0478)	(0.5501)	
	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	
$\ln(\zeta)$				-0.095558*				-0.090772*
				(0.0224)				(0.0219)
				[0.0000]				[0.0000]
<b>Log(L)</b>	-8148.854	-8003.7	-8024.466	<b>-7994.246</b>	-8121.052	-7980.015	-8004.99	<b>-7971.06</b>
<b>AIC</b>	3.668100	3.603282	3.612620	<b>3.599481</b>	3.655149	3.592183	3.603413	<b>3.588606</b>
<b>SIC</b>	3.681050	3.617671	3.627009	<b>3.615309</b>	3.666661	3.605133	3.616363	<b>3.602995</b>

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.10. BIST 100 ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) ve ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1) Modeli Tahmin Sonuçları

İkili uzun hafıza modelleri olarak bilinen ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) ve ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1) modelleri farklı kombinasyonlarla söz konusu dağılımlar için sınanmıştır. Her iki model için de en düşük AIC değerini veren aynı zamanda en yüksek Log-Olabilirlik Oranına sahip olan model SST dağılımlı model olarak belirlenmiştir.

ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) modelinde  $\xi$  parametresi hariç tüm katsayılar %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuş, ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1) modelinde ise  $\nu$  ve  $\xi_1$  parametreleri hariç tüm parametreler %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuştur. Ortalamada uzun hafıza parametresini temsil eden kesirli fark parametresi her iki model için de anlamsız bulunması ortalamada uzun hafızanın olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

BIST 100 getiri serisinin ortalamasında uzun hafızanın olmadığı sonucuna ulaşıldıktan sonra oynaklık için uzun hafızayı temsil eden d kesirli fark parametresi ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) ve ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1) modellerinde tüm dağılımlar için %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuş ve  $0 < d < 1$  arasında değerler almıştır. Kesirli fark parametresinin her iki model içinde  $d < 0.5$  altında değer alması ise uzun dönemli bağımlılık durumunun düşük dirence sahip olduğunu ifade etmektedir.

Hem ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) hem de ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1) modellerinde ortalamasında uzun hafıza olmadığı fakat oynaklığında uzun hafıza durumunun olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle BIST 100 getiri serisinin ortalamasında meydana gelen şoklar kalıcı bir yapıda değilken oynaklığında meydana gelen şoklar kalıcı yapıdadır.

ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) modeli için  $\nu$  parametresi %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının

asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

ARFIMA (0,  $\xi, 0$ )-FIAPARCH (1, d,1) modeli için  $\nu$  parametresi tüm dağılımlar için %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

$\gamma$  parametresinin anlamlı ve pozitif değer alması serinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda serinin oynaklığında meydana gelen negatif bilgi şoklarının etkisi pozitif bilgi şokların etkisine göre oynaklıkta daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu durumda piyasada oluşan negatif haberlerin pozitif haberlere göre oynaklığı daha fazla arttırdığı söylenebilmektedir.  $\delta$  katsayısının anlamlı olması ise kurulan modelin bir bütün olarak hata içermediğini göstermektedir.

ARFIMA (2,  $\xi, 2$ )-FIGARCH (1, d,0) ve ARFIMA (0,  $\xi, 0$ )-FIAPARCH (1, d,1) modelinin söz konusu dağılımlar için tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.2.11'de yer almaktadır.

	ARFIMA (2, $\xi, 2$ )-FIGARCH (1, d,0)				ARFIMA (0, $\xi, 0$ )-FIAPARCH (1, d,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	-0.52335	-0.53213	-0.52805	-0.54628	-0.46274	-0.49312	-	-0.49312
<b>Aşırı Basıklık</b>	3.2067	3.2669	3.2311	3.3023	2.9565	3.3747	3.0763	3.3207
<b>Jarque-Bera</b>	2108.8*	2187.9*	2141.6*	2242.4*	1778.7*	2291.0*	1918.8*	2223.9*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	20.5163*	21.6089*	22.9594*	28.0113*	21.3659	18.8642	21.1165	20.6136
	[0.0387]	[0.0275]	[0.0179]	[0.0032]	[0.1255]	[0.2199]	[0.1331]	[0.1496]
<b>Q (25)</b>	27.4755	28.1823	29.5053	34.6087*	28.8586	26.2419	28.5729	28.0278
	[0.1556]	[0.1350]	[0.1023]	[0.0311]	[0.2698]	[0.3947]	[0.2821]	[0.3065]
<b>Q (30)</b>	30.0822	30.7501	32.0447	37.1503	31.5256	28.9320	31.2544	30.6806
	[0.2642]	[0.2377]	[0.1916]	[0.0724]	[0.3899]	[0.5211]	[0.4029]	[0.4312]
<b>Q (35)</b>	36.4825	37.4898	39.0841	44.0057	37.5776	34.7592	37.2690	36.5467
	[0.2288]	[0.1959]	[0.1510]	[0.0609]	[0.3519]	[0.4796]	[0.3651]	[0.3967]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	9.76609	10.0079	9.87515	10.1204	9.55471	16.7170	10.6356	15.7244
	[0.7790]	[0.7616]	[0.7712]	[0.7533]	[0.7298]	[0.2125]	[0.6413]	[0.2643]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	16.0562	16.3227	16.0987	16.1235	18.9898	36.1424*	23.5906	33.1079
	[0.8860]	[0.8760]	[0.8844]	[0.8835]	[0.7018]	[0.0398]	[0.4267]	[0.0792]

	ARFIMA (2, $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0)				ARFIMA (0, $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1)			
$Q^2(30)$	18.1481 [0.9411]	18.2136 [0.9398]	18.1228 [0.9417]	18.0824 [0.9425]	21.0261 [0.8242]	38.4735 [0.0897]	25.7911 [0.5845]	35.2966 [0.1613]
$Q^2(35)$	23.1283 [0.9206]	23.3537 [0.9153]	23.2382 [0.9180]	22.9667 [0.9243]	26.8167 [0.7676]	44.0935 [0.0939]	31.6561 [0.5339]	40.8287 [0.1642]
ARCH(2)	0.74140 [0.4765]	1.0934 [0.3352]	0.88136 [0.4143]	1.1114 [0.3292]	0.19648 [0.8216]	2.6539 [0.0705]	0.49987 [0.6066]	2.1440 [0.1173]
ARCH(5)	0.76122 [0.5777]	0.86596 [0.5031]	0.79130 [0.5558]	0.88694 [0.4888]	0.51273 [0.7669]	1.8531 [0.0992]	0.74146 [0.5923]	1.6620 [0.1402]
ARCH(10)	0.56245 [0.8456]	0.62381 [0.7948]	0.58895 [0.8243]	0.63654 [0.7836]	0.42041 [0.9376]	1.1011 [0.3570]	0.53260 [0.8682]	1.0097 [0.4322]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.2.11. BIST 100 ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) ve ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri

SST dağılımlı ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Modelin otokorelasyon ve değişen varyanslı olup olmadığını anlamak amacıyla Box-Pierce Q testi ve ARCH testi uygulanmış ve çıkan sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde modelde Q (15) ve Q (25) gecikmelere göre otokorelasyon olduğu fakat gecikme sayısı arttıkça otokorelasyon probleminin ortadan kalktığı görülmektedir. Standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmelere göre modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre modelin söz konusu tüm gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIAPARCH (1, d, 1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Standartlaştırılmış hatalar ve standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde tüm gecikmeler için modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre modelin söz konusu tüm gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

### 6.2.8. BIST 100 Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performansı Sonuçları

BIST 100 Endeksi getiri serisi için incelenen uzun dönemli bağımlılık test sonuçlarının genel hali Tablo 6.2.12’de yer almaktadır.

	<b>Modeller</b>	<b>Getiri</b>	<b>Kareli Getiri</b>
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var
	GPH	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARFIMA (4, <b>0.047487</b> ,5)	Uzun dönemli bağımlılık var	-
<b>BIST 100</b>	<b>Modeller</b>	<b>Getiri</b>	<b>Oynaklık</b>
	FIGARCH (1, <b>0.312872</b> ,0)	-	Uzun dönemli bağımlılık var
	FIAPARCH (1, <b>0.266411</b> ,1)	-	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARFIMA (2, <b>0.008360</b> ,2)-FIGARCH (1, <b>0.309271</b> ,0)	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARFIMA (0, <b>0.022645</b> ,0)-FIAPARCH (1, <b>0.263498</b> ,1)	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var

Tablo 6.2.12. BIST 100 Uzun Hafıza Genel Sonuçları

BIST 100 getiri serisinin ortalamada ve varyansta uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediği hem uzun hafıza testleri hem de uzun hafıza modelleri ile sınanmaktadır. Bu sınamalar sonucunda Modifiye Edilmiş Lo R/S testi, GPH testlerine göre BIST 100 getiri endeksinin ortalamasında uzun hafıza özelliği görünmediği fakat ARFIMA (4,  $\xi$ ,5) modeline göre BIST 100 getiri serisinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığın olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak bu bağımlılık çok düşük bir dirence sahiptir. Ortalamada uzun dönemli bağımlılığa bakmak amacıyla kurulan Modifiye Edilmiş Lo R/S testi, GPH testlerinde literatürde oynaklığı tekabül eden kareli getiriler analize dahil edilmekte ve her iki test sonucunda da BIST 100 kareli getiri serilerinin uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Uzun hafıza modelleri olarak bilinen ve kesirli fark parametreleri ile serinin uzun dönemli bağımlılık gösterip göstermediği sonucuna ulaşılan FIGARCH modeli ile seride asimetric etkinin varlığını da hesaba katan FIAPARCH modelleri sonucunda BIST 100 getiri serilerinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılık olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Hem ortalamada hem de oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığı incelemek amacıyla kullanılan ikili uzun hafıza modelleri olan ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) ve ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIAPARCH (p, d, q) modelleri sonucunda ise BIST 100 getiri serilerinin koşullu ortalamasının uzun dönemli bağımlılık sergilemediği fakat koşullu varyansının uzun dönemli bağımlılık sergilediğine ulaşılmaktadır.

BIST 100 getiri serisinin ortalamasında ve oynaklığında geçmiş dönemde oluşan şoklardan cari dönemde etkilenip etkilenmediği, uzak seriler arasında korelasyonun olup olmadığı farklı uzun hafıza modelleri ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular genel hatlarıyla Tablo 6.2.12’de değerlendirilmektedir. Uygulamada kullanılan modeller arasında SST dağılımlı hangi modelin daha iyi performansa sahip olduğunu anlayabilmek adına hata öngörü performansı testleri Tablo 6.2.13’de hesaplanmıştır.

Model	MSE	RMSE	MAE
GARCH (1,1)	2.66481	1.632425	1.173582
IGARCH (1,1)	2.664452	1.632315	1.17368
FIGARCH (1, d,0)	2.664938	1.632464	1.173554
FIAPARCH (1, d,1)	2.664042	1.632189	1.173866
ARFIMA (2, ξ,2)-FIGARCH (1, d,0)	<b>2.660517</b>	<b>1.631109</b>	<b>1.172042</b>
ARFIMA (0, ξ,0)-FIAPARCH (1, d,1)	2.661212	1.631322	1.174028

Tablo 6.2.13. BIST 100 Hata Öngörü Performansı

Hata öngörü performansı sonuçlarına göre BIST 100 getiri serisi için en uygun model en düşük değere sahip MSE, RMSE, MAE testleri sonucuna göre ARFIMA (2, ξ,2)-FIGARCH (1, d,0) modelidir.

### 6.3. Ham Petrol (WTI) için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi

WTI ham petrol verileri 03 Ocak 2005 ile 14 Eylül 2022 tarihleri arasında kapsayan günlük 4564 gözlemden oluşmaktadır. Günlük WTI ham petrol verilerinin kapanış serileri investing.com adresinden elde edilmiştir. WTI ham petrol verilerinin kapanış serilerinin getirisi Eş. 6.17’deki gibi hesaplanmaktadır:

$$R_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] * 100 \quad (6.17)$$

$R_t$ , WTI ham petrol serisinin t dönemindeki getirisi,  $P_t$ , WTI ham petrol serisinin t günündeki kapanış serisini,  $P_{t-1}$  WTI ham petrol serisinin bir gün önceki kapanış serisini ifade etmektedir.

#### 6.3.1. WTI Ham Petrol Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri

WTI ham petrol serisi ve getirilerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.3.1’de yer almaktadır.

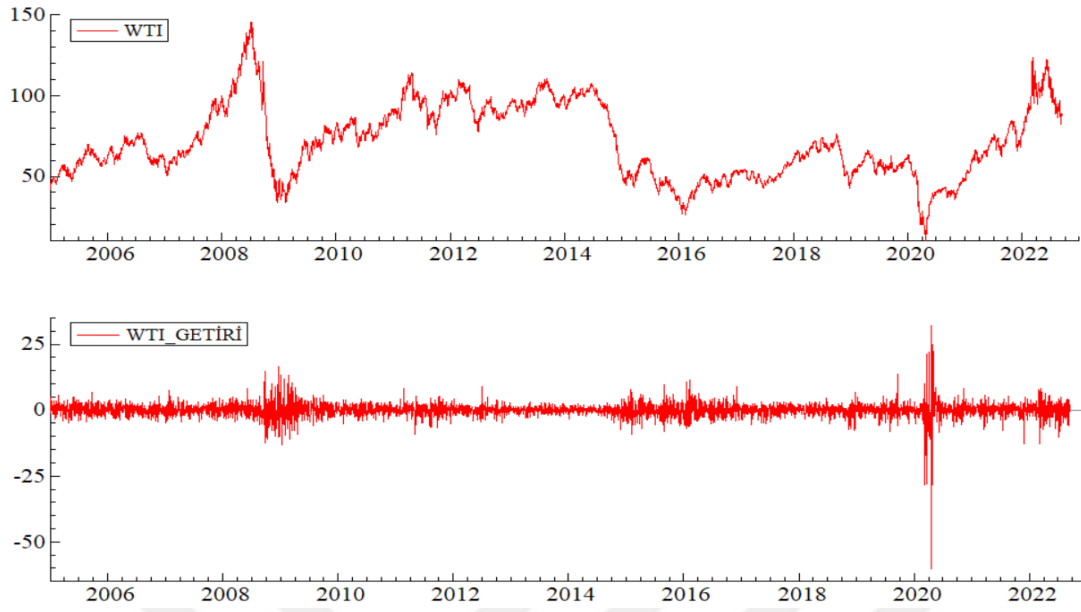
	<i>WTI</i>	<i>WTI Getiri</i>
Gözlem Sayısı	4564	4563
Ortalama	70.98260	0.016267
Medyan	67.32500	0.100857
Maksimum	145.2900	31.96337
Minimum	10.01000	-60.16758
Standart Sapma	22.52940	2.800394
Çarpıklık	0.359368	-2.053791
Basıklık	2.485010	64.98424
Jarque-Bera	148.6718*	733676.9*

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.3.1. WTI Ham Petrol Tanımlayıcı İstatistikleri

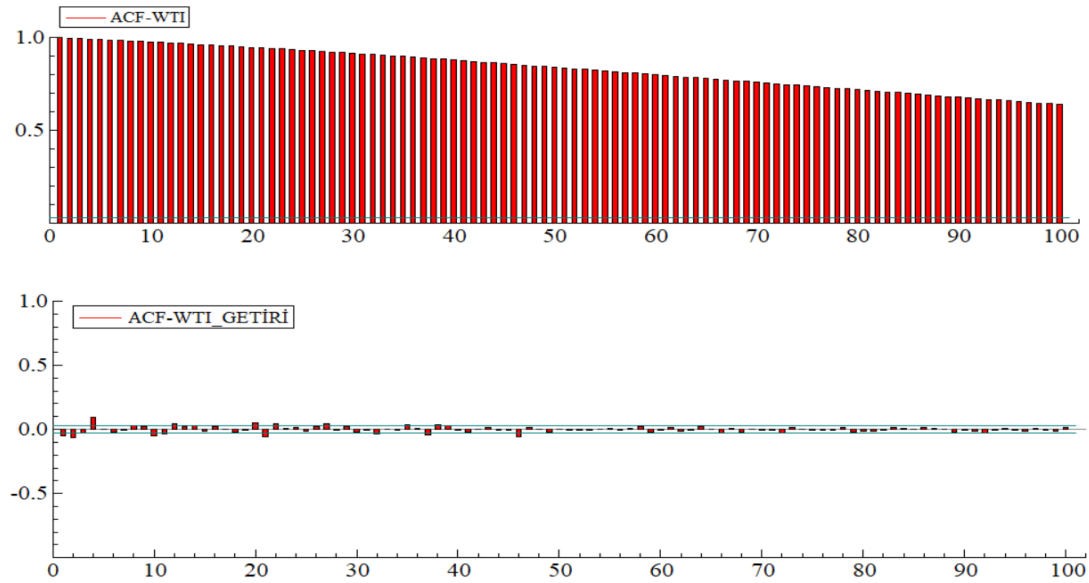
WTI ham petrol serisinin örneklem ortalaması 70.98260 iken WTI ham petrol getiri serisinin örneklem ortalaması 0.016267 olarak bulunmuştur. WTI ham petrol serisinin maksimum değeri 145.2900 iken minimum değeri 0.100857 olarak bulunmuştur. WTI ham petrol getiri serisinin maksimum değeri 145.2900 iken minimum değeri 10.01000 olarak bulunmuştur. Çarpıklık değerlerine bakıldığında WTI ham petrol serisi için pozitif, getiri serisi için ise negatif bir değer almaktadır. Bu durumda WTI ham petrol serisinin pozitif değer alması dağılımın sağa çarpık olduğunu WTI ham petrol getiri serisinin negatif değer alması ise sola çarpık olduğunu göstermektedir. Negatif çarpıklık durumunda dağılımın sol kuyruğunun sağ kuyruğundan daha kalın olduğu ve böylece negatif getirilerin pozitif getirilerden daha sık meydana gelme eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. Basıklık katsayılarına bakıldığında hem WTI ham petrol serisi hem de WTI ham petrol getiri serisi için pozitif değer aldığı görülmektedir. Buna göre dağılım eğrisinin dik bir halde olduğunu ifade etmek mümkündür. Dağılımın normalliğini sınavan Jarque-Bera testi sonucuna göre “seriler normal dağılıma sahiptir” olarak kurulan sıfır hipotezi hem WTI ham petrol serisi hem de WTI ham petrol getiri serisi için reddedilmektedir ve serilerin normal dağılıma sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

WTI ham petrol serisinin tanımlayıcı istatistikleri incelendikten sonra Şekil 6.3.1’de WTI ham petrol serisi ve getiri serisinin grafiği incelenmektedir. Şekil 6.3.2’de ise WTI ham petrol serisinin otokorelasyon grafikleri yer almaktadır.



Şekil 6.3.1. WTI Ham Petrol Grafiği ve Getiri Grafiği

WTI ham petrol grafikleri incelendiğinde Haziran 2008 ortalarında varil başına 140 doları gören petrol fiyatları 2008 yılı küresel krizinin ardından 34 dolara kadar keskin bir düşüş yaşamıştır. Küresel krizden sonra yükselme trendine geçen petrol fiyatları 2016 yılında ise petrol fiyatlarında oluşan arz fazlasından dolayı petrol fiyatları tekrar düşüşe geçmiştir. 2020 yılında ise küresel bir salgın olan Covid-19 pandemisinden dolayı petrol fiyatları tekrar düşüş sergilemiştir.



Şekil 3.2.2. WTI Ham Petrol ACF Grafikleri

Otokorelasyon grafiđi incelendiđinde grafikte yer alan gecikmelerin yavař bir řekilde azaldığı görülmekte ve serilerin durađan olmadığı yönünde önsel bir bilgi sunmaktadır.

### 6.3.2. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için Birim Kök Testi

řekil 6.3.2’de yer alan otokorelasyon grafiđi ile WTI ham petrol getiri serilerinin durađan olmadığı ön bilgisine ulařıldıktan sonra WTI ham petrol serisi ve getiri serisi için Artırılmış Dickey-Fuller (ADF), Philips Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri sonuçları Tablo 6.3.2’de yer almaktadır.

	ADF	PP	KPSS
WTI	-2.364810 (5) [0.1520]	-2.472727 (4) [0.1223]	1.162885 (53)
WTI Getiri	-10.91251*(31) [0.0000]	-71.06452*(16) [0.0001]	0.063961 (15)

**NOT:** PP ve KPSS testinde parantez içindeki deđerler Newey-West bilgi kriteri, ADF birim kök testinde ise parantez içindeki deđerler AIC bilgi kriterine göre gecikme uzunluđunu göstermektedir. \* iřareti %5 önem düzeyinde anlamlılıđı ifade etmektedir. Bilgi kriterlerine göre uygun model ADF, PP ve KPSS birim kök testleri için sabitli model olarak bulunmuřtur. ADF ve PP birim kök testleri için %5 seviyesinde kritik deđer-2.861973, KPSS birim kök testi için %5 seviyesinde kritik deđer 0.463000. Köřeli parantez içinde yer alan deđerler ise olasılık deđerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.2. WTI Ham Petrol Birim Kök Testi Sonuçları

Birim kök testi sonuçlarına bakıldıđında WTI Ham Petrol getiri serisi sabitli modelde ADF ve PP birim kök testlerine göre “seride birim kök vardır, durađan deđildir” olarak kurulan sıfır hipotezi, test istatistiđi kritik deđerden büyük çıktıđı için ret edilmektedir. Bu durumda ADF ve PP birim kök testlerine göre WTI Ham Petrol getiri serisi düzeyde durađandır. KPSS birim kök testinde, WTI Ham Petrol getiri serisi için %5 önem düzeyinde “seride birim kök yoktur, durađandır” olarak kurulan sıfır hipotezi, test istatistiđi kritik deđerden küçük çıktıđı için ret edilmemekte ve seride birim kök olmadığı yani durađan olduđu sonucuna ulařılmaktadır.

### 6.3.3. WTI Ham Petrol Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testleri

ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçlarına bakıldıđında WTI Ham Petrol getiri serisi sabitli modelde düzeyde durađan olarak bulunmuřtur. Her ne kadar WTI Ham Petrol getiri serisi I (0) düzeyde durađan olarak bulunsa da seride uzun dönemli bađımlılıđı incelemek amacıyla Lo R/S ve GPH testleri uygulanmuřtur.

Uzun Hafıza Testleri başlığı altında belirtildiği gibi GPH testi regresyon tahmininde kullanılan gözlem sayısı dikkate alındığı zaman n değerinin belirlenmesi için,  $n = g(T) = T^\lambda$   $0 < \lambda < 1$  hesaplanmaktadır. Yapılan çalışmalarda yaygın bir biçimde  $n = T^{0.5}$  kullanılmaktadır. Geweke ve Porter-Hudak (1983) çalışmasında ordinat değerinin 0.50 ve 0.60 arasında olabileceğini belirtmişlerdir. Uygulamada alınan  $\lambda$  değerleri 0.5 ile 0.7 arasındadır. GPH test istatistiği t-istatistikleri ile test edilmektedir.

Uzun hafıza testlerinin hipotezi şu şekildedir:

$H_0$ : Seride uzun hafıza özelliği yoktur. (Kısa hafıza)

$H_1$ : Seride uzun hafıza özelliği vardır. (Uzun hafıza)

Çalışmamızda literatürde yaygın olarak kullanılan uzun hafıza testleri kullanılmakta ve sonuçları Tablo 6.3.3 ve Tablo 6.3.4'te yer almaktadır.

Uzun Hafıza Test İstatistikleri		
%90: [0.861, 1.747]		
%95: [0.809, 1.862]		
%99: [0.721, 2.098]		
Değişkenler	Maksimum Gecikme	Test İstatistiği
<i>WTI Getiri Serisi</i>	Max(0)	1.68
	Max(1)	1.72
	Max(2)	1.78
	Max(5)	1.8
	Max(0)	2.56*
<i>WTI Kareli Getiri Serisi</i>	Max(1)	2.25*
	Max(2)	2.11*
	Max(5)	1.85

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.3.3. WTI Ham Petrol Modifiye Edilmiş Lo R/S Uzun Hafıza Testi Sonuçları

Tablo 6.3.3'te  $\max(k) = 0,1,2,5$  gecikmelerine göre R/S test istatistiği %95 güven aralığı arasında değer aldığından dolayı “seride uzun hafıza yoktur” olarak kurulan sıfır hipotezi reddedilemez ve WTI ham petrol getiri serisinin ortalamada uzun dönemli bağımlılık göstermediği sonucuna ulaşılır. WTI ham petrol kareli getiri serisi ise  $\max(k) = 0,1,2$  gecikmelerine göre R/S test istatistiği %95 güven aralıkları arasında değer almadığı için sıfır hipotezi ret edilir ve WTI ham petrol kareli getiri serisinin uzun dönemli bağımlılık gösterdiği sonucuna varılır.

Değişkenler	$T^\lambda$ değeri	d	t istatistik	olasılık
WTI Getiri Serisi	$T^{0.5}$	0.024235	0.3327	0.740
	$T^{0.55}$	0.171034	2.4328	0.017
	$T^{0.6}$	0.100891	2.0001	0.047
	$T^{0.65}$	0.067455	1.7115	0.088
	$T^{0.7}$	0.067111	0.0331	0.043
WTI Kareli Getiri Serisi	$T^{0.5}$	0.171558*	6.3417	0.000
	$T^{0.55}$	0.305136*	11.3883	0.000
	$T^{0.6}$	0.261848*	12.9130	0.000
	$T^{0.65}$	0.24027*	16.1796	0.000
	$T^{0.7}$	0.305848*	24.5953	0.000

NOT: \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.3.4. WTI Ham Petrol GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları

Tablo 6.3.4'te WTI ham petrol getiri serisi ve kareli getiri serisi için oluşturulan GPH testinde 0.55, 0.6 ve 0.7  $\lambda$  değerleri için getiri serisi olasılık değeri %5 önem düzeyinden küçük çıktığı için uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. WTI ham petrol kareli getiri serilerine bakıldığında ise 0.5, 0.55, 0.6, 0.65 ve 0.7  $\lambda$  değerleri için getiri serisi olasılık değeri %5 önem düzeyinden küçük çıktığı için uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. Hem getiri hem de kareli getiri serilerinde d parametresinin  $0 < d < 1$  arasında değerler alması serinin hem ortalamasında hem de oynaklığında meydana gelen şokların etkisinin uzun bir dönem devam ettiği ve şoklardan dolayı meydana gelen etkinin ortalamaya dönme süresinin ise uzun olduğu sonucuna ulaşılabilir. Böylece WTI ham petrol fiyatlarında oluşan şoklar uzun bir süre devam etmekte fakat bu şoklar zaman içinde azalma göstermektedir.

WTI ham petrol getiri ve kareli getiri serilerinde uzun hafızanın varlığı Lo R/S ve GPH uzun hafıza testleri ile test edildikten sonra sonuçlara göre serinin kareli getirilerinin uzun hafıza özelliğine sahip olabileceği sonucuna ulaşılmaktadır. Ortalamada ise GPH testi sonuçları farklı gecikmelerde farklı sonuçlar vermektedir. Ortalamada uzun hafıza modellenmesi için ARFIMA oynaklıkta uzun hafıza modellenmesi için ise FIGARCH ve FIAPARCH modellerinden faydalanılmaktadır.

#### 6.3.4. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için ARFIMA (p, $\xi$ , q) Modeli

WTI ham petrol getiri serisinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olmadığı oynaklığında ise uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu Modifiye Edilmiş Lo-R/S ve GPH uzun hafıza testleriyle sınıandıktan sonra WTI ham

petrol getiri serisinin ortalamasında uzun hafıza özelliğine sahip olup olmadığını daha iyi anlayabilmek amacıyla ARFIMA modelinden faydalanılmaktadır.

Tablo 6.3.5'te tahmin edilen ARFIMA (p,  $\xi$ , q) model kombinasyonlarında en uygun model AIC bilgi kriterine göre en küçük değeri veren ve log olabilirlik oranına göre en yüksek değeri veren ARFIMA (3,  $\xi$ , 3) modelidir.

Tahmin edilen ARFIMA (3,  $\xi$ , 3) modeli Eş. 6.18'de gösterilmektedir:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - \phi_2 L^2)(1 - \phi_3 L^3)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L)(1 + \theta_2 L^2)(1 + \theta_3 L^3) \varepsilon_t \quad (6.18)$$

L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi,  $\xi$  kesirli fark parametresini,  $\phi(L)$  ve  $\theta(L)$  otoregresif süreç olan AR ve hareketli ortalama süreç olan MA süreçlerinin polinomial kökleridir.  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır, sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizi süreci ifade etmektedir.

WTI ham petrol getirisi için uygun ARFIMA (p,  $\xi$ , q) model sonuçları Tablo 6.3.5'te yer almaktadır.

ARFIMA (p, $\xi$ , q)	ARFIMA (1, $\xi$ , 1)	ARFIMA (2, $\xi$ , 1)	ARFIMA (1, $\xi$ , 2)	ARFIMA (2, $\xi$ , 2)	ARFIMA (3, $\xi$ , 3)
$\phi(L)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t$					
$\mu$	0.019521 (0.0752) [0.79521]	0.018885 (0.0676) [0.78001]	0.018953 (0.0687) [0.78301]	0.016014 (0.0422) [0.70681]	0.016902 (0.0490) [0.73051]
$\xi$	0.084957* (0.0168) [0.0000]	0.066969* (0.0130) [0.0000]	0.069672* (0.0142) [0.0000]	-0.007023 (0.0066) [0.2928]	0.015607 (0.0087) [0.0737]
$\phi_1$	0.421063* (0.0258) [0.0000]	0.163925* (0.0646) [0.0113]	0.138057 (0.0838) [0.0998]	0.214119* (0.0338) [0.0000]	-0.588567* (0.0662) [0.0000]
$\phi_2$		-0.076428* (0.0096) [0.0000]		-0.770555* (0.0310) [0.0000]	-0.629487* (0.0410) [0.0000]
$\phi_3$					-0.502338* (0.0517) [0.0000]
$\theta_1$	-0.571949* (0.0322) [0.0000]	-0.285555* (0.0722) [0.0001]	-0.264040* (0.0898) [0.0033]	-0.248042* (0.0395) [0.0000]	0.520707* (0.0730) [0.0000]
$\theta_2$			-0.069683* (0.0129) [0.0000]	0.707737* (0.0348) [0.0000]	0.530449* (0.0492) [0.0000]
$\theta_3$					0.399822* (0.0544) [0.0000]

ARFIMA (p, $\xi$ , q)	ARFIMA (1, $\xi$ , 1)	ARFIMA (2, $\xi$ , 1)	ARFIMA (1, $\xi$ , 2)	ARFIMA (2, $\xi$ , 2)	ARFIMA (3, $\xi$ , 3)
Log(L)	-11158.69	-11153.00	-11154.66	-11139.15	<b>-11132.27</b>
AIC	4.893138	4.891080	4.891807	4.885450	<b>4.883308</b>
SIC	4.900179	4.899530	4.900256	4.895307	4.895982
Çarpıklık	-2.125867	-2.127809	-2.135736	-2.149129	-2.068460
Basıklık	65.09643	64.25612	64.62690	62.19549	61.10634
Jarque-Bera	736552.7* [0.0000]	716851.5* [0.0000]	725540.0* [0.0000]	669730.6* [0.0000]	645181.7* [0.0000]
Q (15)	83.667* [0.000]	68.441* [0.000]	72.571* [0.000]	37.775 [0.000]	25.931 [0.000]
Q (25)	121.52* [0.000]	108.66* [0.000]	112.28* [0.000]	84.638 [0.000]	66.866 [0.000]
Q (30)	135.68* [0.000]	124.24* [0.000]	127.46* [0.000]	102.22 [0.000]	83.867 [0.000]
ARCH(2)	159.3487* [0.000]	158.4976* [0.000]	158.5886* [0.000]	165.9663* [0.0000]	167.1394* [0.0000]
ARCH(5)	97.43216* [0.000]	94.04682* [0.000]	95.68592* [0.000]	89.45292* [0.0000]	82.76611* [0.0000]
ARCH(10)	70.79118* [0.000]	68.43331* [0.000]	69.40014* [0.000]	62.62741* [0.0000]	60.20655* [0.0000]

*NOT:* \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.5. WTI Ham Petrol ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

WTI ham petrol getirileri için ARFIMA (p,  $\xi$ , q) model kombinasyonlarına bakıldığından en düşük Akaike bilgi kriterini ve en yüksek Log Olabilirlik oranını veren model ARFIMA (3,  $\xi$ , 3) model olduğu görülmektedir. ARFIMA (3,  $\xi$ , 3) modeli için uzun hafıza parametresi %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunamamıştır. Bu durumda süreç uzun hafıza özelliği göstermemektedir.

ARFIMA (3,  $\xi$ , 3) modelinin çarpıklık katsayısının negatif basıklık katsayısının ise pozitif bir değer alması serinin sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahip olduğunu ifade etmektedir. Serinin normal dağılıma sahip olup olmadığını sınamak için geliştirilen Jarque-Bera testi sonuçlarına göre “seri normal dağılıma sahiptir” olarak kurulan sıfır hipotezi %5 önem düzeyinde reddedilmekte ve WTI ham petrol getirilerinin normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir. Kurulan modelin otokorelasyon ve değişen varyans testi sonucuna göre ise standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeler için modelde otokorelasyonun olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Değişen varyans sonuçlarına göre modelde 2, 5 ve 10 gecikmeleri için modelin değişen varyansa sahip olduğu görülmektedir.

Ortalamada uzun hafızanın varlığını tespit etmek amacıyla çeşitli kombinasyonlarla kurulan ARFIMA (p, ξ, q) modelleri içinde ARFIMA (3, ξ, 3) modelinde yer alan uzun hafıza parametresinin anlamlı çıkmaması WTI ham petrol getiri serisinin ortalamasının uzun hafızalı olmadığını göstermektedir.

### 6.3.5. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri

WTI ham petrol getiri oynaklığında uzun hafıza durumunu araştırmak amacıyla WTI ham petrol getiri serisine bir dizi uzun hafıza modelleri uygulanmaktadır. Oynaklıkta uzun hafızanın mevcut olup olmadığını modellemeden önce uzun hafıza sürecini ortaya koyan FIGARCH süreci ile uzun hafıza sürecini dikkate almayan GARCH modellerini karşılaştırmak amacıyla Tablo 6.3.6'nın sol kısmında GARCH modeli, sağ kısmında IGARCH modeli sonuçları yer almaktadır.

Uygun modeli belirlemek amacıyla WTI ham petrol getirileri GARCH (p, q) modeli ve IGARCH (p, q) p=1,2 q=1,2 olmak üzere farklı kombinasyonları elde edilmiş böylece en küçük Akaike bilgi kriterini ve en yüksek Log Olabilirlik oranını veren model çalışmaya dahil edilmiştir. Aynı zamanda tahmin edilen model için uygun dağılımı belirlemek amacıyla Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları ile modeller tahmin edilmiştir.

Tablo 6.3.6'da tahmin edilen AR (1)-GARCH (1,1) modeli için kurulan ortalama ve varyans denklemi Eş. 6.19'da yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.19)$$

$$h_t = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \beta_i h_{t-i}$$

Eş. 6.19'da yer alan ilk model ortalama denklemini ifade etmektedir.  $\mu$  parametresi sabit terimi,  $\phi_1$  birinci dereceden otoregresif süreci,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.19'da yer alan ikinci model varyans denklemdir. Modelde ARCH parametresi  $\alpha_i$ , şokun kısa dönem etkisini ifade ederken GARCH parametresi  $\beta_i$  ise şokun uzun dönem etkisini yani direncini ifade etmektedir.  $\omega$  ise sabit parametresidir.

Tablo 6.3.6'da tahmin edilen IGARCH (1,1) modeli Eş. 5.20'deki gibidir:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (6.20)$$

$$h_t = \omega + \beta_1 h_{t-1} + (1 - \beta_1) \varepsilon_t^2$$

Eş. 6.20’de yer alan ilk model ortalama denklemidir.  $\mu$  parametresi sabit terimi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir. Eş. 6.20’de yer alan ikinci model varyans denklemidir. Burada  $\beta_1$  parametresi şokun uzun dönem etkisini yani direncini ifade etmektedir.  $(1 - \beta_1)$  parametresi, 1-şokun kalıcılığı olarak ifade edilmektedir.  $\omega$  ise kesme parametresidir.

	AR (1)-GARCH (1,1)				IGARCH (1,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	<b>Ortalama Denklemi</b>				<b>Ortalama Denklemi</b>			
$\mu$	0.062746* (0.0278) [0.0243]	0.078791* (0.0260) [0.0025]	0.089936* (0.0242) [0.0002]	0.038884 (0.0268) [0.1478]	0.061629* (0.0283) [0.0297]	0.079501* (0.0264) [0.0027]	0.090720* (0.0289) [0.0017]	0.036047 (0.0276) [0.1916]
$\phi_1$	-0.022081 (0.0161) [0.1725]	-0.024378 (0.0152) [0.1090]	-0.026289 (0.0159) [0.0983]	-0.030335* (0.0152) [0.0461]				
	<b>Varyans Denklemi</b>				<b>Varyans Denklemi</b>			
$\omega$	0.086533* (0.0286) [0.0025]	0.084558* (0.0201) [0.0000]	0.084805* (0.0219) [0.0001]	0.080418* (0.0195) [0.0000]	0.062388* (0.0172) [0.0003]	0.059294* (0.0136) [0.0000]	0.058238* (0.0139) [0.0000]	0.056196* (0.0131) [0.0000]
$\alpha_1$	0.103686* (0.0152) [0.0000]	0.094187* (0.0098) [0.0000]	0.098058* (0.0112) [0.0000]	0.093680* (0.0097) [0.0000]	0.110668* (0.0148) [0.0000]	0.104598* (0.0100) [0.0000]	0.107065* (0.0112) [0.0000]	0.103834* (0.0100) [0.0000]
$\beta_1$	0.886012* (0.0160) [0.0000]	0.893095* (0.0105) [0.0000]	0.890065* (0.0118) [0.0000]	0.894046* (0.0105) [0.0000]	0.889332	0.895402	0.892935	0.896166
$\nu$		6.999167* (0.7639) [0.0000]	1.371739* (0.0523) [0.0000]	7.225344* (0.8071) [0.0000]		6.494803* (0.6396) [0.0000]	1.362241* (0.0493) [0.0000]	6.717363 (0.6833) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				-0.107070* (0.0197) [0.0000]				-0.106425* (0.0200) [0.0000]
$\alpha_1 + \beta_1$	0.98970	0.98728	0.98812	0.98773				
<b>Log(L)</b>	-9906.22	-9785.63	-9803.75	<b>-9772.04</b>	-9911.06	-9791.32	-9809.53	<b>-9778.36</b>
<b>AIC</b>	4.344170	4.291749	4.299694	<b>4.286233</b>	4.345411	4.293370	4.301352	<b>4.288126</b>
<b>SIC</b>	4.351211	4.300199	4.308143	<b>4.296091</b>	4.349636	4.299003	4.306985	<b>4.295168</b>

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.6. WTI Ham Petrol AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları

Uygun dağılıma karar vermek amacıyla en küçük Akaike bilgi kriterleri ve en yüksek değeri veren Log-Olabilirlik Oranına bakılmakta ve her iki model için de uygun dağılımın Skewed Student-t dağılımı olduğuna karar verilmektedir. AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) modelinin varyans denkleminde yer alan katsayıları %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuştur.

ARCH parametresi olan  $\alpha_1$  büyük bir değer aldığı anda oynaklığın piyasa şoklarına karşı oldukça hassas olduğunu ifade ederken GARCH parametresi olan  $\beta_1$  koşullu oynaklığın sürekliliğini ölçer ve büyük bir değer aldığı zaman herhangi bir piyasa krizi sonrasında oynaklıkta oluşan şokların piyasadan kaybolmasının uzun zaman aldığı ifade eder.

AR (1)-GARCH (1,1) modeli için durağanlık koşulu,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  şartının yerine getirilmesi ile mümkündür. Skewed Student-t dağılımı için ise  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.98773$  değerini almakta bu durumda  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  koşulu sağlanmaktadır.  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin toplamının 1 değerine yakın olması ani değişimlerin WTI ham petrol getirileri üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğu anlamına gelmektedir. Bir diğer önemli koşul ise  $\beta_1$  parametresi olan GARCH parametresinin pozitif ve anlamlı olmasıdır.  $\beta_1$  parametresi %5 önem düzeyinde anlamlı ve pozitif değer almaktadır.

AR (1)-GARCH (1,1) modeli için  $\nu$  parametreleri %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetric olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

IGARCH (1,1) için her bir dağılım için  $\beta_1$  parametresinin  $0 < \beta_1 < 1$  arasında değer alması serilerde meydana gelen bir şoka karşı koşulla varyansın dirençli olduğunu göstermektedir. Serilerde meydana gelen şokun dirençli olması ise oynaklık sürecinin süreklilik özelliği sergilediğini göstermektedir.

$\nu$  parametreleri %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer olması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) modelinin söz konusu dağılımları için tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.3.7’de yer almaktadır.

	AR (1)-GARCH (1,1)				IGARCH (1,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	-0.39734	-0.40009	-0.39855	-0.40424	-0.39306	-0.39489	-0.39362	-0.39693
<b>Aşırı Basıklık</b>	2.8188	2.8494	2.8187	2.8751	2.7295	2.7316	2.7082	2.7616
<b>Jarque-Bera</b>	1630.7*	1665.4*	1631.3*	1695.9*	1533.9*	1537.2*	1512.3*	1569.8*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	9.08135	9.35153	9.52660	10.4584	8.21840	8.21307	8.12539	8.37583
	[0.8258]	[0.8078]	[0.7959]	[0.7279]	[0.9147]	[0.9149]	[0.9186]	[0.9078]
<b>Q (25)</b>	20.3042	20.5812	20.7010	21.5961	19.6985	19.7453	19.6399	19.9181
	[0.6793]	[0.6632]	[0.6562]	[0.6033]	[0.7624]	[0.7600]	[0.7654]	[0.7511]
<b>Q (30)</b>	25.6292	25.9407	26.0267	27.0658	25.0711	25.1553	25.0170	25.4168
	[0.6452]	[0.6286]	[0.6240]	[0.5681]	[0.7215]	[0.7174]	[0.7242]	[0.7045]
<b>Q (35)</b>	32.6291	32.9140	32.9884	34.1061	31.9708	32.0343	31.8809	32.3709
	[0.5347]	[0.5207]	[0.5170]	[0.4626]	[0.6151]	[0.6120]	[0.6194]	[0.5956]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	11.2656	13.4141	12.3575	13.4363	11.3480	12.4091	11.8967	12.4392
	[0.5885]	[0.4163]	[0.4985]	[0.4147]	[0.5816]	[0.4944]	[0.5361]	[0.4919]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	16.6583	18.8176	17.7998	18.7069	17.0846	18.1822	17.7692	18.0826
	[0.8256]	[0.7117]	[0.7682]	[0.7181]	[0.8050]	[0.7475]	[0.7698]	[0.7529]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	64.5085*	71.5964*	68.1482*	70.9677*	55.7854*	58.8827*	56.8354*	58.4384*
	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0013]	[0.0005]	[0.0010]	[0.0006]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	76.8622*	83.1120*	80.0579*	82.1160*	68.5396*	70.8598*	69.2258*	70.1189*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0002]	[0.0001]	[0.0002]	[0.0001]
<b>ARCH(2)</b>	2.8955	3.9023*	3.3977*	3.9115*	2.4950	3.1351*	2.7680	3.1781*
	[0.0554]	[0.0203]	[0.0335]	[0.0201]	[0.0826]	[0.0436]	[0.0629]	[0.0418]
<b>ARCH(5)</b>	1.5300	1.8548	1.6836	1.8683	1.4716	1.6589	1.5476	1.6831
	[0.1769]	[0.0989]	[0.1349]	[0.0964]	[0.1956]	[0.1410]	[0.1715]	[0.1350]
<b>ARCH(10)</b>	0.92880	1.1735	1.0501	1.1749	0.83752	0.96054	0.88794	0.96686
	[0.5051]	[0.3035]	[0.3979]	[0.3026]	[0.5923]	[0.4759]	[0.5437]	[0.4702]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.7. WTI Ham Petrol AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri

AR (1)-GARCH (1,1) modeli için Skewed Student-t dağılımının çarpıklık ve basıklık katsayılarına bakıldığında sırasıyla negatif ve pozitif değer aldığı görülmektedir. Buna göre modelin sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahip olduğunu

söylemek mümkündür. Modelin otokorelasyon ve değişen varyans durumuna bakıldığında standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu gecikmeler için otokorelasyona sahip olmadığı standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde  $Q^2(30)$  ve  $Q^2(35)$  gecikmeler için otokorelasyona sahip olmadığı görülmektedir. Değişen varyans testi sonucuna göre ise kurulan modelin ARCH (2) gecikme için değişen varyansa sahip olduğu fakat artan gecikme sayısı ile birlikte değişen varyans probleminin ortadan kalktığı görülmektedir.

### 6.3.6. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) ve FIAPARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri

GARCH modelinde geçmişte meydana gelen şokların getiri oynaklığı üzerinde mevcut olan etkisi gecikme uzunluğu arttıkça katlanarak azalmaktadır fakat bu durum IGARCH modelinde sonsuz bir kalıcılık sergilemektedir. ARCH ve GARCH modelleri sadece değişkenliğin kalıcılığını tespit eder fakat uzun hafıza özelliğini yakalayamaz böylece getiri oynaklığında uzun hafıza özelliğini tespit etmeyi sağlayan FIGARCH modelleri geliştirilmiştir.

Tablo 6.3.8’de tahmin edilen FIGARCH (1, d,1) model denklemi Eş.6.21’de yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} - (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2 \quad (6.21)$$

Eş. 6.21 yer alan ilk denklem ortalama denklemidir. L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.21’de yer alan ikinci denklem varyans denklemidir.  $\omega$  sabit parametreyi, ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

WTI ham petrol getirilerinde meydana gelen şokların, oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara tepkisini ölçmek için Fraksiyonel Olarak Entegre Asimetrik Güç (FIAPARCH) modeli Tablo 6.3.8’de farklı dağılımlara göre tahmin edilmektedir. Oynaklığın pozitif ya da negatif şoklara tepkisi literatürde kaldıraç etkisi olarak bilinmektedir. Bu durumda oynaklık kötü haberlere karşı artış ve iyi

haberlere karşı ise azalış eğilimindedir. Tablo 6.3.8’de tahmin edilen FIAPARCH (1, d,1) model denklemi Eş.6.22’de yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^\delta = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma_1 L \varepsilon_t)^\delta \quad (6.22)$$

Eş. 6.22’de yer alan ilk denklem ortalama denklemdir. Modelde yer alan  $\mu$  sabit parametreyi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.22’de yer alan ikinci denklem varyans denklemini ifade etmektedir. L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\Phi_1$  ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresin, d uzun hafıza parametresini,  $\gamma$  parametresi asimetri durumunu,  $\delta$  ise güç parametresini ifade etmektedir.

	FIGARCH (1, d,1)				FIAPARCH (1, d,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	<b>Ortalama Denklemi</b>				<b>Ortalama Denklemi</b>			
$\mu$	0.056704 (0.0295) [0.0548]	0.075729* (0.0269) [0.0050]	0.087516* (0.0297) [0.0033]	0.034155 (0.0280) [0.2226]	0.022588 (0.0288) [0.4330]	0.053433* (0.0268) [0.0466]	0.063909* (0.0269) [0.0179]	0.014164 (0.0273) [0.6044]
	<b>Varyans Denklemi</b>				<b>Varyans Denklemi</b>			
$\omega$	15.287764* (5.9296) [0.0100]	21.885096* (7.0569) [0.0019]	18.674500* (7.0374) [0.0000]	23.196318* (8.3448) [0.0055]	6.975208* (2.1049) [0.0009]	6.686593* (1.6626) [0.0001]	6.720472* (1.8256) [0.0002]	7.120838* (1.7337) [0.0000]
$\Phi_1$	0.274716* (0.0524) [0.0000]	0.233154* (0.0393) [0.0000]	0.250336* (0.0435) [0.0000]	0.233856* (0.0396) [0.0000]	0.330934* (0.0470) [0.0000]	0.315446* (0.0358) [0.0000]	0.322683* (0.0391) [0.0000]	0.317636* (0.0366) [0.0000]
$\beta_1$	0.761343* (0.0613) [0.0000]	0.740969* (0.0519) [0.0000]	0.753844* (0.0531) [0.0000]	0.748095* (0.0526) [0.0000]	0.683256* (0.0561) [0.0000]	0.665635* (0.0420) [0.0000]	0.676841* (0.0457) [0.0000]	0.660511* (0.0427) [0.0000]
$d$	0.622421* (0.0762) [0.0000]	0.628593* (0.0560) [0.0000]	0.631950* (0.0632) [0.0000]	0.638629* (0.0591) [0.0000]	0.469368* (0.0591) [0.0000]	0.443311* (0.0420) [0.0000]	0.459003* (0.0476) [0.0000]	0.439641* (0.0408) [0.0000]
$\gamma$					0.474692* (0.1333) [0.0004]	0.540455* (0.1347) [0.0001]	0.504574* (0.1328) [0.0001]	0.546233* (0.1353) [0.0001]
$\delta$					1.552816* (0.1205) [0.0000]	1.409691* (0.0922) [0.0000]	1.464810* (0.1038) [0.0000]	1.413087* (0.0891) [0.0000]
$\nu$		6.623489* (0.6476) [0.0000]	1.362627* (0.0490) [0.0000]	6.789396* (0.6864) [0.0000]		7.515436* (0.8248) [0.0000]	1.405110* (0.0525) [0.0000]	7.786243* (0.8798) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				-0.108425* (0.0199) [0.0000]				- (0.115169) [0.0000]
<b>Log(L)</b>	-9923.527	-9797.967	-9817.355	<b>-9784.153</b>	-9873.155	-9763.589	-9783.386	-9747.742
<b>AIC</b>	4.351754	4.297158	4.305656	<b>4.291542</b>	4.330552	4.282967	4.291644	4.276459

	FIGARCH (1, d,1)				FIAPARCH (1, d,1)			
SIC	4.358795	4.305608	4.314106	<b>4.301399</b>	4.340410	4.294233	4.302910	4.289133

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.8. WTI Ham Petrol FIGARCH (1, d,1) ve FIAPARCH (1, d,1) Model Tahmin Sonuçları

Her iki model için de en düşük AIC değerini veren aynı zamanda en yüksek Log-Olabilirlik oranına sahip olan model SST dağılımlı model olarak belirlenmiştir. FIGARCH (1, d,1) modelinin tüm dağılımlar için varyans denkleminde yer alan kesirli fark parametresi %5 önem düzeyinde anlamlı bulunmuş ve  $0 < d < 1$  arasında değerler almıştır. GARCH (d=0) ve IGARCH (d=1) sıfır hipotezleri ret edilmiş bunun sonucunda WTI ham petrol getiri oynaklığında uzun hafıza özelliği olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durumda WTI ham petrol getiri serilerinin oynaklığında meydana gelen şoklar kalıcı bir yapıdadır. Sonuç olarak WTI ham petrol getirisindeki uzak gözlemler arasında bağımlılık gelecekteki oynaklık değerini tahmin etmek için kullanılabilir. Kesirli fark parametresi, 0.638629 olarak tahmin edilmiş ve WTI ham petrol getiri oynaklığının uzun dönemli bağımlılığının dirençli bir yapı sergilediği ifade edilmektedir. Diğer yandan serinin kovaryans durağan olmadığını ancak ortalamasına geri dönme eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

$\nu$  parametreleri %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

Getirilerde meydana gelen şokların, oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara tepkisini ölçmek için Fraksiyonel Olarak Entegre Asimetrik Güç (FIAPARCH) modeli Tablo 6.3.8'de farklı dağılımlara göre tahmin edilmektedir. Oynaklığın pozitif ya da negatif şoklara tepkisi literatürde kaldıraç etkisi olarak bilinmektedir. Bu durumda oynaklık kötü haberlere karşı artış ve iyi haberlere karşı ise azalış eğilimindedir. FIAPARCH (1, d,1) modelinin kesirli fark parametreleri %5

önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuştur. Modellerin kesirli fark parametreleri  $0 < d < 1$  arasında değer almış ve serinin uzun hafızaya sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

$\gamma$  parametresinin anlamlı ve pozitif değer alması serinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda serinin oynaklığında meydana gelen negatif bilgi şoklarının etkisi pozitif bilgi şokların etkisine göre oynaklıkta daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu durumda piyasada oluşan negatif haberlerin pozitif haberlere göre oynaklığı daha fazla arttırdığı söylenebilmektedir.  $\delta$  katsayısının anlamlı olması ise kurulan modelin bir bütün olarak hata içermediğini göstermektedir.

$\nu$  parametreleri %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.9'da FIGARCH (1, d,1) ve FIAPARCH (1, d,1) modelinin söz konusu dağılımlar için tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır.

	FIGARCH (1, d,1)				FIAPARCH (1, d,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	-0.38327	-0.39633	-0.38918	-0.39673	-0.35166	-0.38024	-0.36688	-0.38030
<b>Aşırı Basıklık</b>	2.8259	2.9252	2.8476	2.9443	2.4897	2.6693	2.5626	2.6807
<b>Jarque-Bera</b>	1630.0*	1746.3*	1656.9*	1767.9*	1272.5*	1464.6*	1350.9*	1476.3*
<b>Q (15)</b>	8.67431 [0.8939]	8.48400 [0.9029]	8.49955 [0.9021]	8.58630 [0.8981]	8.59899 [0.8975]	9.10355 [0.8720]	8.78965 [0.8882]	9.22234 [0.8656]
<b>Q (25)</b>	21.8390 [0.6450]	21.1854 [0.6822]	21.420 [0.6689]	21.3066 [0.6753]	21.0559 [0.6894]	21.2863 [0.6765]	21.1078 [0.6865]	21.3292 [0.6741]
<b>Q (30)</b>	28.5785 [0.5398]	27.6782 [0.5874]	28.0190 [0.5694]	27.8320 [0.5793]	27.4156 [0.6013]	27.4850 [0.5977]	27.3535 [0.6046]	27.5370 [0.5949]
<b>Q (35)</b>	37.6053 [0.3507]	36.6663 [0.3914]	36.9802 [0.3776]	36.8822 [0.3818]	36.1239 [0.4158]	35.8100 [0.4302]	35.7955 [0.4309]	35.9914 [0.4219]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	6.19850 [0.9386]	7.80613 [0.8559]	6.88405 [0.9080]	7.13981 [0.8948]	9.52766 [0.7320]	19.1058 [0.1198]	13.3612 [0.4203]	18.3992 [0.1429]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	11.7273 [0.9744]	13.3442 [0.9441]	12.4313 [0.9632]	12.5347 [0.9613]	15.3368 [0.8821]	25.6012 [0.3201]	19.5441 [0.6692]	24.8705 [0.3569]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	47.4546* [0.0122]	55.2010* [0.0016]	50.1632* [0.0062]	52.3560* [0.0034]	36.7432 [0.1246]	59.2797 [0.0005]	46.8699* [0.0141]	56.5908* [0.0011]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	64.3007* [0.0008]	73.0293* [0.0000]	67.6343* [0.0003]	69.9213* [0.0001]	56.6562* [0.0063]	78.4463* [0.0000]	66.3704* [0.0005]	76.2462* [0.0000]
<b>ARCH(2)</b>	0.69950	1.3948	0.94295	1.1681	1.9845	5.7578*	3.5468*	5.4565*

	FIGARCH (1, d,1)			FIAPARCH (1, d,1)				
	[0.4969]	[0.2480]	[0.3896]	[0.3110]	[0.1376]	[0.0032]	[0.0289]	[0.0043]
ARCH(5)	0.45023	0.81037	0.59728	0.71811	1.0607	2.6681*	1.7100	2.5643*
	[0.8134]	[0.5420]	[0.7021]	[0.6098]	[0.3801]	[0.0205]	[0.1287]	[0.0253]
ARCH(10)	0.47266	0.64444	0.53564	0.57547	0.90582	1.8528*	1.2954	1.7950
	[0.9086]	[0.7766]	[0.8660]	[0.8353]	[0.5267]	[0.0470]	[0.2266]	[0.0562]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.9. WTI Ham Petrol FIGARCH (1, d,1) ve FIAPARCH (1, d,1) Model Tanımlayıcı İstatistikleri

FIGARCH (1, d,1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Modelin otokorelasyon ve değişen varyanslı olup olmadığını anlamak amacıyla Box-Pierce Q testi ve ARCH testi uygulanmış ve çıkan sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu gecikmelere göre modelde otokorelasyon olmadığı, standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde  $Q^2(30)$  ve  $Q^2(35)$  gecikmelerinde otokorelasyon olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre modelin söz konusu tüm gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

FIAPARCH (1, d,1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu gecikmelere göre modelde otokorelasyon olmadığı, standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde  $Q^2(30)$  ve  $Q^2(35)$  gecikmelerinde modelde otokorelasyon olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre ARCH (2) ve ARCH (5) gecikmeleri için modelin değişen varyansa sahip olduğu görülmektedir fakat gecikme sayısı arttıkça modelde değişen varyans olmadığı görülmektedir.

### 6.3.7. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri

WTI ham petrol getiri ortalaması ve oynaklığının uzun hafıza sergileyip sergilemediğini tespit etmek amacıyla ikili uzun hafıza modeli olan ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) modelinden faydalanılmaktadır. Uzun hafıza ile birlikte WTI ham petrol getiri serilerinin oynaklık üzerindeki pozitif ya da negatif şoklara

tepkisini ölçmek için ARFIMA (p, ξ, q)-FIAPARCH (p, d, q) modelinden faydalanılmaktadır.

ARFIMA (p, ξ, q)-FIGARCH (p, d, q) modeli ve ARFIMA (p, ξ, q)-FIAPARCH (p, d, q) modeli farklı kombinasyonlarla Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları için sınınmıştır. Fazla gecikme uzunluğu değeri seçmesi ile bilinen ve bunun sayesinde modelde otokorelasyon sorununu en aza indirgeyen Akaike bilgi kriteri değerinin en düşük ve log olabilirlik oranının en yüksek değerini veren model uygulamaya dahil edilmiştir.

Tablo 6.3.10'da tahmin edilen ARFIMA (1, ξ, 1)-FIGARCH (1, d, 1) modelinin ortalama ve varyans denklemleri Eş. 6.23'te yer almaktadır:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} - (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2$$
(6.23)

Eş. 6.23'te yer alan ilk denklem tahmin edilen modelin ortalama denklemdir. Burada L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza sergilemektedir.  $\phi_1$  birinci dereceden otoregresif süreci ifade etmektedir.  $\theta_1$  birinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.23'te yer alan ikinci denklem tahmin edilen modelin varyans denklemdir. Burada L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\Phi_1$  ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.10'da tahmin edilen ARFIMA (1, ξ, 1)-FIAPARCH (1, d, 1) modelinin ortalama ve varyans denklemleri Eş. 6.24'te yer almaktadır:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$$

$$\sigma_t^\delta = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} - (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma_1 L \varepsilon_t)^\delta$$
(6.24)

Eş. 6.24'te yer alan ilk denklem tahmin edilen modelin ortalama denklemidir. Burada L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza sergilemektedir.  $\phi_1$  birinci dereceden otoregresif sürecini,  $\theta_1$  birinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizi sürecini ifade etmektedir. Eş. 6.24'te yer alan ikinci denklem tahmin edilen modelin varyans denklemidir. Burada L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\text{ARCH}$  parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini,  $\gamma$  parametresi asimetri durumunu,  $\delta$  ise güç parametresini ifade etmektedir.

ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1)				ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1)				
N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST	
<b>Varyans Denklemi</b>				<b>Ortalama Denklemi</b>				
$\mu$	0.058633 (0.031179) [0.0601]	0.088363* (0.0388) [0.0230]	0.085673* (0.0248) [0.0006]	0.031658 (0.0356) [0.3745]	0.029100 (0.026156) [0.2660]	0.057812 (0.0334) [0.0844]	0.065766* (0.0249) [0.0085]	0.017136 (0.0266) [0.5205]
$\phi_1$	0.464010* (0.21335) [0.0297]	0.441498* (0.1282) [0.0006]	-0.613300* (0.1940) [0.0016]	0.461408* (0.1278) [0.0003]	0.636105* (0.13934) [0.0000]	0.427250* (0.2002) [0.0329]	0.577651* (0.2486) [0.0202]	0.616715* (0.1278) [0.0000]
$\theta_1$	-0.504865* (0.22287) [0.0235]	-0.527580* (0.1472) [0.0003]	0.592785* (0.1921) [0.0021]	-0.541053* (0.1432) [0.0002]	0.625462* (0.13389) [0.0000]	0.492875* (0.2285) [0.0311]	0.558942* (0.2457) [0.0230]	0.603151* (0.1289) [0.0000]
$\xi$	0.015933 (0.050554) [0.7527]	0.060771 (0.0502) [0.2261]	-0.003193 (0.0133) [0.8108]	0.048120 (0.0483) [0.3200]	-0.015378 (0.0157) [0.3293]	0.042156 (0.0482) [0.3825]	-0.004012 (0.0136) [0.7694]	-0.003940 (0.0137) [0.7737]
<b>Varyans Denklemi</b>				<b>Varyans Denklemi</b>				
$\omega$	15.173015* (5.9165) [0.0104]	21.948919* (8.1667) [0.0072]	18.486663* (7.8218) [0.0181]	23.241775* (8.4864) [0.0062]	6.953789* (2.0213) [0.0006]	6.704252* (1.7225) [0.0001]	6.739886* (1.7957) [0.0002]	7.112711* (1.6892) [0.0000]
$\beta_1$	0.275509* (0.052642) [0.0000]	0.231727* (0.0397) [0.0000]	0.251962* (0.0437) [0.0000]	0.230358* (0.0394) [0.0000]	0.333582* (0.0470) [0.0000]	0.315340* (0.0354) [0.0000]	0.323782* (0.0389) [0.0000]	0.316461* (0.0367) [0.0000]
$d$	0.761560* (0.060377) [0.0000]	0.739630* (0.0525) [0.0000]	0.758180* (0.0528) [0.0000]	0.749156* (0.0521) [0.0000]	0.681016* (0.0560) [0.0000]	0.671867* (0.0415) [0.0000]	0.677410* (0.0454) [0.0000]	0.659337* (0.0431) [0.0000]
$\gamma$	0.621753* (0.075587) [0.0000]	0.627498* (0.0582) [0.0000]	0.634430* (0.0662) [0.0000]	0.640414* (0.0592) [0.0000]	0.465200* (0.0579) [0.0000]	0.447971* (0.0426) [0.0000]	0.458280* (0.0472) [0.0000]	0.438421* (0.0405) [0.0000]
$\delta$					0.463407* (0.1272) [0.0003]	0.537337* (0.1416) [0.0002]	0.497255* (0.1304) [0.0001]	0.533095* (0.1332) [0.0000]
$\nu$		1.549612* (0.1171) [0.0000]	1.415222* (0.0943) [0.0000]	1.463079* (0.1027) [0.0000]	1.413979* (0.0888) [0.0000]			
		6.572468* (0.6460)	1.360760* (0.0487)	6.767534* (0.6889)		7.472056* (0.8185)	1.403266* (0.0524)	7.767909* (0.8802)

	ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1)			ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1)				
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]		
$\ln(\zeta)$			-0.111975* (0.0203) [0.0000]			0.115814* (0.0198) [0.0000]		
<b>Log(L)</b>	-9920.520	-9793.679	-9813.024	-9779.227	-9869.090	-9760.140	-9779.195	<b>-9743.639</b>
<b>AIC</b>	4.351751	4.296594	4.305073	<b>4.290698</b>	4.330086	4.282770	4.291122	<b>4.275976</b>
<b>SIC</b>	4.363017	4.309268	4.317747	<b>4.304780</b>	4.344168	4.298261	4.306613	<b>4.292875</b>

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.10. WTI Ham Petrol ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) ve ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) Model Tahmin Sonuçları

ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) ve ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) modelleri yer almaktadır. İkili uzun hafıza modelleri olarak bilinen bu modeller farklı kombinasyonlarla söz konusu dağılımlar için sınanmıştır. Her iki model için de en düşük AIC ve SIC değerini veren aynı zamanda en yüksek Log-Olabilirlik Oranına sahip olan model SST dağılımlı model olarak belirlenmiştir.

WTI ham petrol getiri serisinin ortalamasında uzun hafızanın varlığını sınavan ve ARFIMA modelinde uzun hafızayı temsil eden  $\xi$  parametresi hem ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) hem de ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) modellerinde tüm dağılımlar için %5 önem düzeyinde anlamlı bulunamamıştır. Bu durumda WTI ham petrol getiri serisinin ortalamasında uzun hafızanın olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Oynaklık için uzun hafızayı temsil eden  $d$  kesirli fark parametresi hem ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) hem de ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) modellerinde tüm dağılımlar için %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunmuş ve  $0 < d < 1$  arasında değerler almıştır. GARCH ( $d=0$ ) ve IGARCH ( $d=1$ ) sıfır hipotezleri reddedilmekte ve bunun sonucunda WTI ham petrol getiri serisinin oynaklığında uzun hafıza özelliği olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Hem ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) hem de ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) modellerinin ortalamasında uzun hafıza olmadığı fakat oynaklığında uzun hafıza özelliğinin olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle WTI ham petrol getiri serisinin ortalamasında meydana gelen şoklar kalıcı bir yapıda değilken oynaklığında meydana gelen şoklar kalıcı yapıdadır.

ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) modeli oynaklığı için kesirli fark parametresini ifade eden  $d$  parametresi 0.640414 değerini almakta ve bu değer uzun

dönemli bağımlılığın dirençli bir yapıda olduğunu ifade etmektedir. Aynı zamanda kovaryans durağan olmadığını ancak ortalamasına geri dönme eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIAPARCH (1, d,1) modeli oynaklığı için ise kesirli fark parametresini ifade eden d parametresi 0.438421 değerini almakta ve bu değer WTI ham petrol getirisinin uzun hafızaya sahip olduğunu ifade etmektedir.

ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIGARCH (1, d,1) modeli için  $\nu$  parametreleri %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIAPARCH (1, d,1) modeli için  $\nu$  parametreleri %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık sergilediğini söylemek mümkündür. Skewed Student-t dağılımlı model tahmin edilen artıkların kalın kuyruk yapısını göstermektedir.  $\ln(\zeta)$  asimetri parametresinin %5 önem düzeyinde anlamlı olması modelden elde edilen artıkların dağılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.  $\ln(\zeta) < 0$  negatif değer alması ise sola çarpık bir dağılım sergilediğini ifade etmektedir.

$\gamma$  parametresinin anlamlı ve pozitif değer alması serinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda serinin oynaklığında meydana gelen negatif bilgi şoklarının etkisi pozitif bilgi şokların etkisine göre oynaklıkta daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu durumda piyasada oluşan negatif haberlerin pozitif haberlere göre oynaklığı daha fazla arttırdığı söylenebilmektedir.  $\delta$  katsayısının anlamlı olması ise kurulan modelin bir bütün olarak hata içermediğini göstermektedir.

ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIGARCH (1, d,1) ve ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIAPARCH (1, d,1) modelinin söz konusu dağılımlar için tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.3.11'de yer almaktadır.

---

ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIGARCH (1, d,1)

ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIAPARCH (1, d,1)

---

	ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1)				ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	-0.39023	-0.39817	-0.39354	-0.40360	-0.35141	-0.38131	-0.36619	-0.38086
<b>Aşırı Basıklık</b>	2.8395	2.9670	2.8377	2.9810	2.4740	2.7085	2.5620	2.6881
<b>Jarque-Bera</b>	1648.8*	1794.3*	1648.7*	1813.4*	1257.6*	1505.3*	1349.9*	1484.2*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	9.23088	6.98536	9.04052	8.71336	9.59865	6.74584	8.36744	8.57658
	[0.7552]	[0.9029]	[0.7698]	[0.7942]	[0.7263]	[0.9147]	[0.8188]	[0.8041]
<b>Q (25)</b>	21.8434	19.1144	21.9307	20.6503	21.9660	18.7428	20.6396	20.7094
	[0.5297]	[0.6945]	[0.5244]	[0.6024]	[0.5223]	[0.7160]	[0.6031]	[0.5988]
<b>Q (30)</b>	28.3525	24.7197	28.7963	26.4475	28.6157	24.4514	27.0081	27.0384
	[0.4458]	[0.6430]	[0.4229]	[0.5484]	[0.4322]	[0.6575]	[0.5178]	[0.5161]
<b>Q (35)</b>	37.2481	33.4818	38.1043	35.2239	37.5782	32.8057	35.8366	35.8385
	[0.2798]	[0.4438]	[0.2483]	[0.3633]	[0.2674]	[0.4767]	[0.3367]	[0.3367]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	6.19657	7.74811	7.24164	7.31899	9.53572	19.4912	13.6045	18.6202
	[0.9387]	[0.8596]	[0.8892]	[0.8849]	[0.7313]	[0.1086]	[0.4022]	[0.1353]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	11.8037	13.3726	12.6824	12.7684	15.2714	26.0712	19.7046	25.0972
	[0.9733]	[0.9434]	[0.9585]	[0.9568]	[0.8846]	[0.2975]	[0.6596]	[0.3452]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	48.3567*	56.7274*	50.5275*	54.4070*	37.2212	61.7182*	47.6051*	58.4260*
	[0.0098]	[0.0010]	[0.0056]	[0.0020]	[0.1141]	[0.0002]	[0.0118]	[0.0006]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	63.8415*	72.4931*	67.6654*	69.7604*	56.2456*	78.7613*	66.6016*	77.5663*
	[0.0010]	[0.0000]	[0.0003]	[0.0001]	[0.0070]	[0.0000]	[0.0004]	[0.0000]
<b>ARCH(2)</b>	0.66223	1.4186	0.96925	1.2475	1.7794	5.7208*	3.4250*	5.4039*
	[0.5158]	[0.2422]	[0.3794]	[0.2873]	[0.1688]	[0.0033]	[0.0326]	[0.0045]
<b>ARCH(5)</b>	0.43876	0.83257	0.59861	0.76297	0.99293	2.6713*	1.6652	2.5251*
	[0.8217]	[0.5263]	[0.7011]	[0.5764]	[0.4203]	[0.0204]	[0.1394]	[0.0273]
<b>ARCH(10)</b>	0.48505	0.65991	0.56682	0.61021	0.90398	1.8733*	1.3127	1.8053
	[0.9008]	[0.7626]	[0.8422]	[0.8065]	[0.5284]	[0.0441]	[0.2171]	[0.0544]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.11. WTI Ham Petrol ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) ve ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) Model Tanımlayıcı İstatistikleri

ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Modelin otokorelasyon ve değişen varyanslı olup olmadığını anlamak amacıyla Box-Pierce Q testi ve ARCH testi uygulanmış ve çıkan sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde modelde otokorelasyon olmadığı ve standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde Q<sup>2</sup>(35) gecikme hariç modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre modelin söz konusu tüm gecikmeler için değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIAPARCH (1, d, 1) modelinin çarpıklık ve basıklık değerleri sırasıyla negatif ve pozitif değerler almaktadır. Bu durumda SST dağılımlı model sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir. Standartlaştırılmış hatalar üzerine

yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmelere göre modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde  $Q^2(30)$  ve  $Q^2(35)$  gecikmelere göre modelde otokorelasyon olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Değişen varyans testi sonucuna göre modelin ARCH (2) ve ARCH (5) gecikmeleri için değişen varyansa sahip olduğu fakat gecikme değeri arttıkça değişen varyans probleminin olmadığı görülmektedir.

### 6.3.8. WTI Ham Petrol Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performansı Sonuçları

WTI ham petrol serisi için incelenen uzun dönemli bağımlılık test sonuçlarının genel hali Tablo 6.3.12’de yer almaktadır.

	Model	Getiri	Kareli Getiri
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var
	GPH	Kararsız	Uzun dönemli bağımlılık var
	Model	Getiri	Oynaklık
<b>WTI Ham Petrol</b>	ARFIMA (3, <i>0.015607</i> ,3)	Uzun dönemli bağımlılık yok	-
	FIGARCH (1, <i>0.638629</i> ,1)	-	Uzun dönemli bağımlılık var
	FIAPARCH (1, <i>0.439641</i> ,1)	-	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARFIMA (1, <i>0.048120</i> ,1)-FIGARCH (1, <i>0.640414</i> ,1)	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var
	ARFIMA (1, <i>-0.003940</i> ,1) FIAPARCH (1, <i>0.438421</i> ,1)	Uzun dönemli bağımlılık yok	Uzun dönemli bağımlılık var

Tablo 6.3.12. WTI Ham Petrol Uzun Hafıza Genel Sonuçları

WTI ham petrol getiri serisinin ortalamada ve oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediği hem uzun hafıza testleri hem de uzun hafıza modelleri ile sınanmaktadır. Bu sınamalar sonucunda Modifiye Edilmiş Lo R/S testi ve ARFIMA (3,  $\xi$ ,3) modeli sonucunda WTI ham petrol getiri seri ortalamasında uzun dönemli bağımlılık sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır. GPH testinde ise analiz aşamasında kullanılan  $\lambda$  kimi değerler için anlamlı kimi değerler için ise anlamsız olarak bulunmuştur. GPH testi sonucunda WTI ham petrol getiri serisi ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediği noktasında kararsız kalınmıştır.

Ortalamada uzun dönemli bağımlılığa bakmak amacıyla Modifiye Edilmiş Lo R/S ve GPH testlerinde literatürde oynaklığı tekabül eden kareli getiriler analize dahil edilmiş ve her iki test sonucunda da WTI ham petrol kareli getiri serilerinin uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Uzun hafıza modelleri olarak bilinen ve kesirli fark parametreleri ile serinin uzun dönemli bağımlılık gösterip göstermediği sonucuna ulaşılan FIGARCH modeli ile seride asimetric etkinin varlığını da hesaba katan FIAPARCH modelleri sonucunda WTI ham petrol getiri serilerinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılık olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Ortalamada ve oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığı incelemek amacıyla kullanılan ikili uzun hafıza modelleri olan ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) ve ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIAPARCH (p, d, q) modelleri sonucunda ise WTI ham petrol getiri serilerinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılık olmadığı fakat oynaklığında uzun dönemli bağımlılık olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

WTI ham petrol getiri serisinin ortalaması ve oynaklığının geçmiş dönemde oluşan şoklardan cari dönemde etkilenip etkilenmediği, uzak seriler arasında korelasyonun olup olmadığı farklı uzun hafıza modelleri ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular genel hatlarıyla Tablo 6.3.12’de değerlendirilmektedir. Uygulamada kullanılan modeller arasında SST dağılımlı hangi modelin daha iyi performansa sahip olduğunu anlayabilmek adına hata öngörü performansı testleri Tablo 6.2.13’de hesaplanmıştır.

Model	MSE	RMSE	MAE
AR (1)-GARCH (1,1)	7.820743	2.796559	1.756222
IGARCH (1,1)	7.840879	2.800157	1.758288
FIGARCH (1, d,1)	7.840808	2.800144	1.758342
FIAPARCH (1, d,1)	7.840492	2.800088	1.759052
ARFIMA (1, $\xi$ ,1)-FIGARCH (1, d,1)	<b>7.801067</b>	<b>2.793039</b>	<b>1.755903</b>
ARFIMA (1, $\xi$ ,1) FIAPARCH (1, d,1)	7.824816	2.797287	1.757278

Tablo 6.3.13. WTI Ham Petrol Hata Öngörü Performansı

Hata öngörü performansı sonuçlarına göre WTI ham petrol getiri serisi için en uygun model en düşük değere sahip MSE, RMSE, MAE testleri sonucuna göre ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIGARCH (1, d,1) modelidir.

#### 6.4. TÜFE için Uzun Hafıza Yapısının İncelenmesi

Çalışmada TÜFE serisi 2000 Ocak ayı ile 2022 Eylül ayı arasında aylık 273 veriden oluşmaktadır. TÜFE için hesaplanan getiriler aynı zamanda aylık yüzde değişim oranını vermektedir. Veriler Türkiye İstatistik Kurumu sitesinden elde edilmiştir.

Tüfe için getiri serisi formülü Eş. 6.25'deki gibi hesaplanmaktadır:

$$R_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] * 100 \quad (6.25)$$

$R_t$ , t zamandaki tüfe getirisini,  $P_t$ , t zamandaki tüfe değerini  $P_{t-1}$  ise t-1 zamandaki tüfe değerini göstermektedir.

##### 6.4.1. TÜFE Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri ve Grafikleri

TÜFE serisi ve getirilerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.4.1'de yer almaktadır.

	<i>TÜFE</i>	<i>TÜFE Getiri</i>
Gözlem Sayısı	236	235
Ortalama	269.5946	1.015676
Medyan	212.8250	0.760494
Maksimum	1046.890	12.72975
Minimum	96.23000	-1.453430
Standart Sapma	181.3438	1.458051
Çarpıklık	2.040983	4.084980
Basıklık	7.832666	28.55061
Jarque-Bera	393.5015*	7045.907*

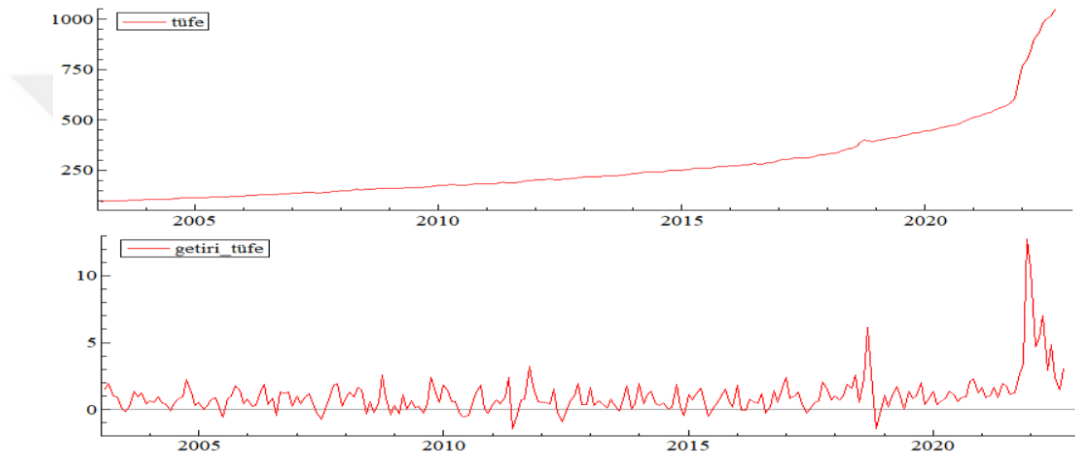
**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.4.1. TÜFE Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri

TÜFE serisinin örneklem ortalaması 269.5946 iken TÜFE getiri serisinin örneklem ortalaması 1.015676 olarak bulunmuştur. TÜFE serisinin maksimum değeri 1046.890 iken minimum değeri 96.23000 olarak bulunmuştur. TÜFE getiri serisinin maksimum değeri 12.72975 iken minimum değeri -1.453430 olarak bulunmuştur. Çarpıklık ve basıklık değerlerine bakıldığında TÜFE ve getiri serisi için her iki değer de pozitif olarak bulunmaktadır. Bu durumda TÜFE ve getiri serisi sağa çarpık ve sivri bir dağılım sergilemektedir. Pozitif çarpıklık durumu ise

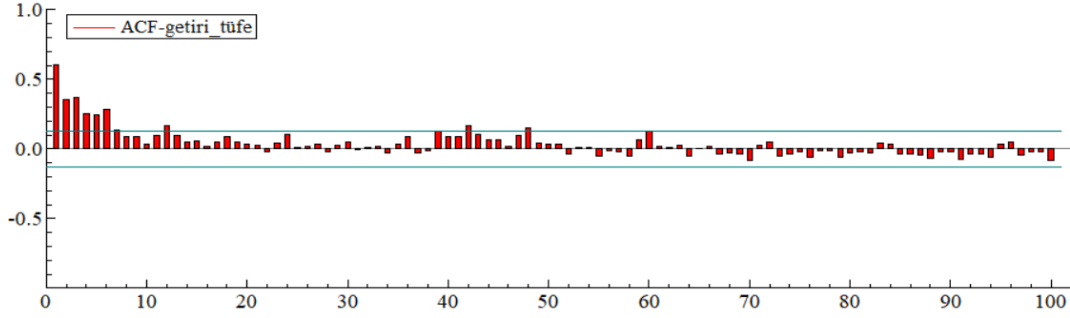
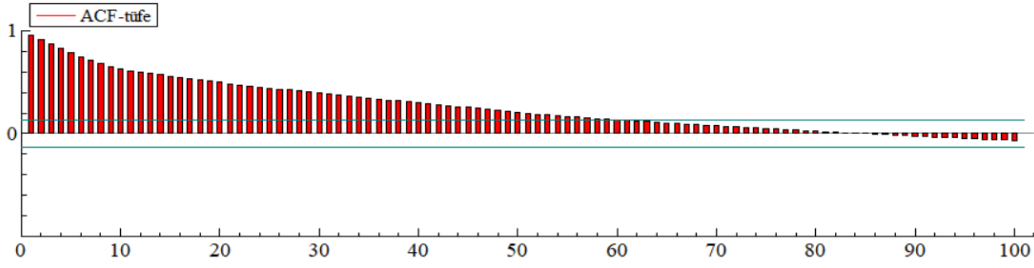
dağılımın sağ kuyruğunun sol kuyruğundan daha kalın olduğu ve böylece pozitif getirilerin negatif getirilerden daha sık meydana gelme eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. Serilerin normal dağılıp dağılmadığını sınavan Jarque-Bera testi sonucuna göre “seriler normal dağılıma sahiptir” olarak kurulan sıfır hipotezi hem TÜFE serisi hem de TÜFE getiri serisi için reddedilmektedir ve serilerin normal dağılıma sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Şekil 6.4.1’de TÜFE serisi ve getiri serisi için otokorelasyon grafikleri yer almaktadır.



Şekil 6.4.1. TÜFE Grafiği ve Getiri Grafiği

Tüketici fiyat endeksi grafiği incelendiğinde serinin 2020 yılına doğru yavaş bir şekilde arttığı fakat 2020 yılından sonra bu artış hızlanmaya başlamıştır.



Şekil 6.4.2. TÜFE ACF Grafikleri

Tüfe grafiği incelendiğinde gecikmelerin kademeli olarak hızlı bir şekilde azaldığı görülmekte ve serilerin durağan olmadığı yönünde önsel bir bilgi sunmaktadır.

#### 6.4.2. TÜFE Getiri Serisi için Birim Kök Testi

Şekil 6.4.2’de otokorelasyon grafiği incelendiğinde TÜFE getiri serilerinin durağan olmadığı ön bilgisine ulaşıldıktan TÜFE serisi ve getiri serisi için birim kök testi sonuçları Tablo 6.4.2’de yer almaktadır.

	ADF	PP	KPSS
<i>TÜFE</i>	1.501631 (12) [0.9993]	7.079289 (9) [1.0000]	1.664878 (11)
<i>TÜFE Getiri</i>	0.741851 (11) [0.9928]	-7.381091* (3) [0.0000]	0.727370 (9)

**NOT:** PP ve KPSS testinde parantez içindeki değerler Newey-West bilgi kriteri, ADF birim kök testinde ise parantez içindeki değerler AIC bilgi kriterine göre gecikme uzunluğunu göstermektedir. \* işareti %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Bilgi kriterlerine göre uygun model ADF, PP ve KPSS birim kök testleri için sabitli model olarak bulunmuştur. ADF ve PP birim kök testleri için %5 seviyesinde kritik değer -2.861973, KPSS birim kök testi için %5 seviyesinde kritik değer 0.463000. Köşeli parantez içinde yer alan değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.4.2. TÜFE Serisi Birim Kök Testi Sonuçları

Birim kök testi sonuçlarına bakıldığında TÜFE getiri serisi sabitli modelde tüm birim kök testleri için %5 önem düzeyinde düzeyde durağan değildir. TÜFE getiri

serisi %5 önem düzeyinde ADF ve KPSS birim kök testine göre durağan değilken PP testine göre durağan bir yapıdadır. Birim kök testlerinin birbirlerinden farklı sonuç vermesi TÜFE getiri serisinin kesirli fark parametresine daha yatkın olma ihtimalini güçlendirmektedir.

#### 6.4.3. TÜFE Getiri ve Kareli Getiri Serisi için Uzun Hafıza Testi

Uzun Hafıza Testleri başlığı altında belirtildiği gibi GPH testi regresyon tahmininde kullanılan gözlem sayısı dikkate alındığı zaman  $n$  değerinin belirlenmesi için,  $n = g(T) = T^\lambda$   $0 < \lambda < 1$  hesaplanmaktadır. Yapılan çalışmalarda yaygın bir biçimde  $n = T^{0.5}$  kullanılmaktadır. Geweke ve Porter-Hudak (1983) çalışmasında ordinat değerinin 0.50 ve 0.60 arasında olabileceğini belirtmişlerdir. Uygulamada alınan  $\lambda$  değerleri 0.5 ile 0.7 arasındadır. GPH test istatistiği t-istatistikleri ile test edilmektedir.

Uzun hafıza testlerinin hipotezi şu şekildedir:

$H_0$ : Seride uzun hafıza özelliği yoktur. (Kısa hafıza)

$H_1$ : Seride uzun hafıza özelliği vardır. (Uzun hafıza)

TÜFE getiri serilerine uygulanan Modifiye Edilmiş Lo R/S ve GPH test sonuçları Tablo 6.4.3 ve Tablo 6.4.4'te yer almaktadır.

Uzun Hafıza Test İstatistikleri		
%90: [0.861, 1.747]		
%95: [0.809, 1.862]		
%99: [0.721, 2.098]		
Değişkenler	Maksimum Gecikme	Test İstatistiği
<i>TÜFE Getiri Serisi</i>	Max(0)	2.7*
	Max(1)	2.13*
	Max(2)	1.89*
	Max(5)	1.51
	Max(0)	1.93*
<i>TÜFE Kareli Getiri Serisi</i>	Max(1)	1.55
	Max(2)	1.4
	Max(5)	1.18

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.4.3. TÜFE Serisi Modifiye Edilmiş Lo R/S Uzun Hafıza Testi Sonuçları

Sonuçlara bakıldığında  $\max(k)= 0,1,2$  gecikmelerine göre R/S test istatistiği %95 güven aralığı dışında değer aldığından dolayı “seride uzun hafıza yoktur” olarak kurulan sıfır hipotezi ret edilir ve TÜFE getiri serisinin ortalamada uzun dönemli bağımlılık gösterdiği sonucuna ulaşılır. Oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığı incelemek amacıyla TÜFE getiri serisinin karesi alınmış ve TÜFE kareli getiri serisi için  $\max(k)= 1,2,5$  gecikmelerine göre R/S test istatistiği %95 güven aralıkları arasında değer aldığından dolayı sıfır hipotezi reddedilemez ve TÜFE kareli getiri serisinin oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık göstermediği sonucuna ulaşılır.

Değişkenler	$T^k$ değeri	d	t istatistik	olasılık
<i>TÜFE Getiri Serisi</i>	$T^{0.5}$	0.348064*	4.3995	0.001
	$T^{0.55}$	0.365657*	5.8291	0.000
	$T^{0.6}$	0.483446*	6.0652	0.000
	$T^{0.65}$	0.523541*	6.4999	0.000
	$T^{0.7}$	0.498657*	6.1386	0.000
<i>TÜFE Kareli Getiri Serisi</i>	$T^{0.5}$	0.158783*	3.4429	0.004
	$T^{0.55}$	0.201508*	4.5216	0.000
	$T^{0.6}$	0.26289*	6.1565	0.000
	$T^{0.65}$	0.312459*	8.6095	0.000
	$T^{0.7}$	0.326532*	10.6465	0.000

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6.4.4. TÜFE Serisi GPH Uzun Hafıza Testi Sonuçları

TÜFE getiri serisi ve kareli getiri serisi için oluşturulan GPH testinde tüm  $\lambda$  değerleri için TÜFE getiri serisi olasılık değeri %5 önem düzeyinden küçük çıktığı için uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. TÜFE kareli getiri serilerine bakıldığında ise tüm  $\lambda$  değerleri için TÜFE kareli getiri serisi olasılık değeri %5 önem düzeyinden küçük çıktığı için uzun dönemli bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. TÜFE getiri serisinin ortalamasında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu kareli getiri serisinin ise oynaklığında uzun dönemli bağımlılığın mevcut olduğu Modifiye Edilmiş Lo-R/S ve GPH uzun hafıza testleriyle sınıandıktan sonra TÜFE getiri serisinin uzun hafıza özelliğine sahip olup olmadığını daha iyi anlayabilmek amacıyla ARFIMA ve FIGARCH modellerinden faydalanılmaktadır.

TÜFE getiri ve kareli getiri serilerinde uzun hafızanın varlığı Lo R/S ve GPH uzun hafıza testleri ile test edildikten sonra Lo R/S test istatistiği sonuçlarına göre serinin getirilerinin uzun hafıza özelliğine sahip olabileceği gözlemlenmektedir.

GPH testi sonuçlarında ise hem getiri hem de kareli getirilerinde serinin uzun hafızaya sahip olma olasılığı görülmektedir. Uzun hafıza durumuna rastlanan seriler uzun hafıza modellemesi için uygun bir yapıdadır. Ortalamada uzun hafıza modellemesi için ARFIMA oynaklıkta uzun hafıza modellemesi için ise FIGARCH ve FIAPARCH modellerinden faydalanılmaktadır.

#### 6.4.4. TÜFE Getiri Serisi için ARFIMA (p, ξ, q) Modeli

TÜFE getiri serisinin ortalamasında uzun hafıza özelliğini incelemek üzere uygun ARFIMA modeli seçimi yapılmaktadır. TÜFE getiri serisi için p=0,1,2,3,4 ve q=0,1,2,3,4 olmak üzere ARFIMA (p, ξ, q) modelinin kombinasyonları tahmin edilerek anlamlı sonuç veren modeller Tablo 6.4.5'te gösterilmektedir. En uygun modeli bulmak amacıyla Akaike (AIC) Bilgi Kriteri ve Log Olabilirlik Oranı kullanılmıştır. AIC bilgi kriterine göre en küçük değeri veren ve Log Olabilirlik Oranına göre ise en büyük değeri veren model ARFIMA (4, ξ, 0) uygun model olarak belirlenmiştir.

Tablo 6.4.5'te tahmin edilen ARFIMA (4, ξ, 0) modeli Eş. 6.26'da gösterilmektedir:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - \phi_2 L^2)(1 - \phi_3 L^3)(1 - \phi_4 L^4)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = \varepsilon_t \quad (6.26)$$

L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza özelliği sergilemekte ve birim kök içermemektedir.  $\phi(L)$  otoregresif süreç olan AR süreçlerinin polinomial kökleridir.

ARFIMA (p, ξ, q)	ARFIMA (1, ξ, 0)	ARFIMA (0, ξ, 1)	ARFIMA (2, ξ, 0)	ARFIMA (4, ξ, 0)	ARFIMA (1, ξ, 1)
$\phi(L)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t$					
$\mu$	1.172446 (0.7643) [0.1264]	1.144061* (0.5730) [0.0471]	1.271223 (1.895031) [0.5030]	1.257582 (1.586129) [0.4287]	1.193134 (0.864553) [0.1689]
$\xi$	0.278537* (0.0771) [0.004]	0.236749* (0.0484) [0.0000]	0.419190* (0.058812) [0.0000]	0.405265* (0.095838) [0.0000]	0.316588* (0.056410) [0.0000]
$\phi_1$	0.279335* (0.0960) [0.0040]		0.176032* (0.073958) [0.0181]	0.240664* (0.107995) [0.0268]	-0.300582 (0.186505) [0.1084]
$\phi_2$			-0.194848* (0.062667)	-0.250718* (0.072122)	

ARFIMA (p, $\xi$ , q)	ARFIMA (1, $\xi$ , 0)	ARFIMA (0, $\xi$ , 1)	ARFIMA (2, $\xi$ , 0)	ARFIMA (4, $\xi$ , 0)	ARFIMA (1, $\xi$ , 1)
			[0.0021]	[0.0006]	
$\phi_3$				0.181026 (0.101378) [0.0755]	
$\phi_4$				-0.167638* (0.050685) [0.0011]	
$\theta_1$		0.450653* (0.0592) [0.0000]			0.630699 (0.142808) [0.0000]
$\theta_2$					
<b>Log(L)</b>	-366.5280	-362.2114	-362.2761	<b>-356.5323</b>	-359.3084
<b>AIC</b>	3.140068	3.103487	3.125754	<b>3.093892</b>	3.100497
<b>SIC</b>	3.198777	3.162196	3.199362	3.196943	3.174105
<b>Çarpıklık</b>	3.199454	3.313730	3.365761	3.461431	3.396178
<b>Basıklık</b>	29.98765	31.45724	32.12892	34.16194	33.00054
<b>Jarque-Bera</b>	7564.581* [0.0000]	8395.088* [0.0000]	8751.866* [0.0000]	9977.636* [0.0000]	9264.568* [0.0000]
<b>Q (15)</b>	40.348* [0.000]	33.940* [0.001]	34.587* [0.000]	16.622 [0.083]	25.024* [0.015]
<b>Q (25)</b>	58.357* [0.000]	51.223* [0.001]	51.641* [0.000]	27.198 [0.130]	39.382* [0.013]
<b>Q (30)</b>	64.443* [0.000]	56.729* [0.001]	57.230* [0.000]	28.880 [0.269]	43.378* [0.024]
<b>ARCH (2)</b>	1.191850 [0.3055]	0.252262 [0.7773]	0.685777 [0.5047]	0.330007 [0.7193]	0.355889 [0.7009]
<b>ARCH (5)</b>	0.628298 [0.6783]	0.240718 [0.9441]	0.363002 [0.8735]	0.302161 [0.9112]	0.256851 [0.9360]
<b>ARCH (10)</b>	0.320209 [0.9753]	0.217280 [0.9945]	0.220409 [0.9942]	0.251490 [0.9902]	0.203764 [0.9958]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.4.5. TÜFE Serisi ARFIMA Modeli Tahmin Sonuçları

ARFIMA (4,  $\xi$ , 0) modelinin uzun hafıza parametresi  $\xi$ , 0.405265 olarak tahmin edilmektedir. Tahmin edilen değer  $0 < \xi < 0.5$  aralığına denk gelmektedir. Bu bağlamda süreç uzun hafıza özelliği göstermekte ve durağan bir yapıdadır.

ARFIMA (4,  $\xi$ , 0) modelinin çarpıklık ve basıklık katsayısı pozitif değer almaktadır. TÜFE getiri serisi için kurulan ARFIMA (4,  $\xi$ , 0) modelinin hataları sağa çarpık ve sivri bir dağılım sergilemektedir. Serilerin normal dağılıp dağılmadığını sınamak için geliştirilen Jarque-Bera normallik sınavına göre ARFIMA (4,  $\xi$ , 0) modeli olasılık değeri %5 anlamlılık seviyesinden küçük çıktığı için “seriler normal dağılıma sahiptir” olarak kurulan sıfır hipotezi ret edilmekte ve normal dağılmadığı

sonucuna ulaşılmaktadır. Otokorelasyon ve değişen varyans testi sonucuna göre ise standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeler için modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Değişen varyans sonuçlarına göre kurulan tüm modellerde 2, 5 ve 10 gecikmeleri için modelin değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir.

#### 6.4.5. TÜFE Getiri Serisi için GARCH (p, q) ve IGARCH (p, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri

Oynaklıkta uzun hafızanın mevcut olup olmadığını modellemeden önce uzun hafıza sürecini ortaya koyan FIGARCH süreci ile uzun hafıza sürecini dikkate almayan GARCH modellerini karşılaştırmak amacıyla Tablo 6.4.6'da tahmin edilen AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) sonuçları yer almaktadır.

Uygun modeli belirlemek amacıyla TÜFE getiri serisi GARCH (p, q) modeli ve IGARCH (p, q) p=1,2 q=1,2 olmak üzere farklı kombinasyonları elde edilmiş böylece en küçük Akaike bilgi kriterini ve en yüksek Log Olabilirlik oranını veren model çalışmaya dahil edilmiştir. Aynı zamanda tahmin edilen model için uygun dağılımı belirlemek amacıyla Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları ile modeller tahmin edilmiştir.

Tablo 6.4.6'da tahmin edilen AR (1)-GARCH (1,1) modeli için kurulan ortalama ve varyans denklemi Eş. 6.27'de yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.27)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

Eş. 6.27'de tahmin edilen birinci model ortalama denklemini ifade etmektedir.  $\mu$  sabit parametreyi,  $\phi_1$  birinci dereceden otoregresif süreci ifade etmektedir. Tahmin edilen ikinci model varyans denklemini ifade etmektedir. ARCH parametresi  $\alpha_1$ , şokun kısa dönem etkisini ifade ederken GARCH parametresi  $\beta_1$  ise şokun uzun dönem etkisini yani direncini ifade etmektedir.  $\omega$  ise sabit parametresidir.

Tablo 6.3.6'da tahmin edilen IGARCH (1,1) modeli Eş. 6.28'deki gibidir:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (6.28)$$

$$h_t = \omega + \beta_1 h_{t-1} + (1 - \beta_1) \varepsilon_t^2$$

Eş. 6.28’de yer alan ilk model ortalama denklemdir.  $\mu$  parametresi sabit terimi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf dizidir. Eş. 6.28’de yer alan ikinci model varyans denklemdir. Burada  $\beta_i$  parametresi şokun uzun dönem etkisini yani direncini ifade etmektedir.  $(1 - \beta_1)$  parametresi, 1-şokun kalıcılığı olarak ifade edilmektedir.  $\omega$  ise kesme parametresidir.

	AR (1)-GARCH (1,1)				IGARCH (1,1)			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
	<b>Ortalama Denklemi</b>				<b>Ortalama Denklemi</b>			
$\mu$	0.787983*	0.761023*	0.759170*	0.830840*	0.805419*	0.761246*	0.751605*	0.889794*
	(0.0676)	(0.0760)	(0.1018)	(0.0690)	(0.0618)	(0.0629)	(0.0725)	(0.0690)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$\phi_1$	0.263679*	0.316169*	0.321466*	0.278591*				
	(0.0912)	(0.0643)	(0.0759)	(0.0688)				
	[0.0042]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]				
	<b>Varyans Denklemi</b>				<b>Varyans Denklemi</b>			
$\omega$	0.250450*	0.253133*	0.278226*	0.296856*	0.281759	0.278554	0.241907	0.411469
	(0.1087)	(0.1172)	(0.1024)	(0.1125)	(0.3655)	(0.1888)	(0.1875)	(0.2112)
	[0.0221]	[0.0318]	[0.0071]	[0.0089]	[0.4416]	[0.1415]	[0.1983]	[0.0526]
$\alpha_1$	0.637269	0.199052	0.380833	0.260569	0.768299	0.557278*	0.656123*	0.765275*
	(0.3355)	(0.1419)	(0.2320)	(0.1886)	(0.5779)	(0.2241)	(0.3087)	(0.1841)
	[0.0588]	[0.1622]	[0.1021]	[0.1685]	[0.1851]	[0.0136]	[0.0346]	[0.0000]
$\beta_1$	0.297683	0.537301*	0.388329*	0.402957*				
	(0.19679)	(0.1671)	(0.17370)	(0.1954)	0.231701	0.442722	0.343877	0.234725
	[0.1317]	[0.0015]	[0.0263]	[0.0404]				
$\nu$		4.359791*	1.126715*	5.594147*		3.688159*	1.249394*	4.065937*
		(1.6325)	(0.17603)	(2.2490)		(1.1639)	(0.1799)	(1.8307)
		[0.0081]	[0.0000]	[0.0136]		[0.0017]	[0.0000]	[0.0273]
$\ln(\zeta)$				0.262635*				0.320068*
				(0.1006)				(0.0907)
				[0.0097]				[0.0005]
$\alpha_1 + \beta_1$	0.93495	0.73635	0.76916	0.66353				
<b>Log(L)</b>	-313.883	-297.822	-301.305	<b>-294.782</b>	-320.164	-310.799	-313.354	<b>-306.638</b>
<b>AIC</b>	2.713895	2.585722	2.615359	<b>2.568357</b>	2.755741	2.679140	2.700887	<b>2.652242</b>
<b>SIC</b>	2.787504	2.674051	2.703689	<b>2.671408</b>	2.799906	2.738027	2.759774	<b>2.725850</b>

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.3.6. TÜFE Serisi AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları

İki model için de uygun dağılımı belirleyebilmek adına en küçük değeri veren Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri ve en yüksek değeri veren Log-Olabilirlik Oranına göre uygun dağılımın Skewed Student-t (SST) dağılımı olduğu görülmektedir. SST dağılımlı AR (1)-GARCH (1,1) modelinde durağanlık koşulunun

yerine getirilmesi için  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin toplamının 1'den küçük olması gerekmektedir.  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.66353$  değerini almakta böylece durağanlık koşulu sağlanmaktadır. GARCH modeli için bir diğer önemli olan koşul ise  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  parametresinin pozitif olma koşuludur. Her iki parametrenin bu koşulu sağladığı görülmektedir. Diğer taraftan  $\alpha_1$  parametresinin %5 önem düzeyinde anlamsız olduğu görülmektedir.

AR (1)-GARCH (1,1) modelinde Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $\nu$  parametresi  $\nu > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda TÜFE getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir.  $\ln(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının sağa çarpık ve asimetric olduğunu ifade etmektedir.

SST dağılımlı IGARCH (1,1) modelinde yer alan  $\beta_1$  değerinin  $0 < \beta_1 < 1$  arasında değer alması serilerde meydana gelen bir şoka karşı koşullu varyansın dirençli olduğunu göstermektedir. Serilerde meydana gelen şokun dirençli olması ise oynaklık sürecinin süreklilik özelliği sergilediğini göstermektedir.

IGARCH (1,1) modelinde Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $\nu$  parametresi  $\nu > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda TÜFE getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir.  $\ln(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının sağa çarpık ve asimetric olduğunu ifade etmektedir.

AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) modelinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.4.7'de yer almaktadır.

	AR (1)-GARCH (1,1) Modeli				IGARCH (1,1) Modeli			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	1.2140	2.4298	1.6677	2.0856	1.0059	1.2790	1.0339	1.2355
<b>Aşırı Basıklık</b>	3.8800	16.011	8.1500	12.059	2.4860	4.8227	2.8680	4.0344
<b>Jarque-Bera</b>	205.13*	2741.5*	759.32*	1594.2*	100.14*	291.81*	122.41*	219.16*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (15)</b>	69.4751*	52.9045*	61.0907*	59.7974*	82.6123*	82.4078*	81.9895*	85.6391*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (25)</b>	120.550*	84.2597*	103.574*	94.0708*	130.051*	124.468*	129.512*	126.318*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (30)</b>	132.659*	91.0955*	113.205*	101.532*	140.847*	133.280*	140.235*	134.897*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q (35)</b>	136.997*	93.9176*	117.108*	104.611*	144.654*	136.379*	143.989*	137.915*
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

	AR (1)-GARCH (1,1) Modeli				IGARCH (1,1) Modeli			
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	3.53689	1.49436	1.99912	1.75854	4.07317	3.81468	4.04458	2.66998
	[0.9951]	[0.9999]	[0.9997]	[0.9998]	[0.9903]	[0.9931]	[0.9907]	[0.9988]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	5.25198	1.82922	2.69434	2.26363	7.29649	5.48105	6.76518	5.00437
	[0.9999]	[1.0000]	[0.9999]	[1.0000]	[0.9992]	[0.9999]	[0.9995]	[0.9999]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	6.23323	2.00897	3.10375	2.53140	9.19740	6.64279	8.45117	6.45607
	[0.9999]	[1.0000]	[1.0000]	[1.0000]	[0.9996]	[0.9999]	[0.9998]	[0.9999]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	7.52417	2.19037	3.58619	2.80285	10.9708	7.47960	10.0159	7.47517
	[0.9999]	[1.0000]	[1.0000]	[1.0000]	[0.9998]	[0.9999]	[0.9999]	[0.9999]
<b>ARCH(2)</b>	0.11637	0.38014	0.25190	0.35383	0.021145	0.71518	0.15222	0.33387
	[0.8902]	[0.6842]	[0.7775]	[0.7024]	[0.9791]	[0.4902]	[0.8589]	[0.7165]
<b>ARCH(5)</b>	0.14547	0.16983	0.14125	0.17573	0.21008	0.31638	0.19303	0.20403
	[0.9812]	[0.9735]	[0.9824]	[0.9715]	[0.9580]	[0.9028]	[0.9650]	[0.9605]
<b>ARCH(10)</b>	0.22388	0.13424	0.16686	0.15897	0.22240	0.24711	0.22727	0.18348
	[0.9938]	[0.9993]	[0.9982]	[0.9985]	[0.9940]	[0.9908]	[0.9934]	[0.9973]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.4.7. TÜFE Serisi AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) Modeli Tanımlayıcı İstatistikleri

SST dağılımlı AR (1)-GARCH (1,1) ve IGARCH (1,1) modellerinde yer alan basıklık ve çarpıklık değerlerinin pozitif olduğu görülmektedir. Bu durumda modellerin dağılımının sağa çarpık ve sivri olduğunu söylemek mümkündür.

AR (1)-GARCH (1,1) modelinin otokorelasyona sahip olup olmadığını belirlemek amacıyla modele Box-Pierce Q testi uygulanmıştır. Standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikme değerlerinde modelin otokorelasyona sahip olduğu fakat standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeli değerleri için modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Modelde değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

SST dağılımlı IGARCH (1,1) modeli sonuçlarına göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikme değerlerinde modelin otokorelasyona sahip olduğu fakat standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeli değerleri için modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Modelde değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

#### 6.4.6. TÜFE Getiri Serisi için FIGARCH (p, d, q) Model Tahmin Sonuçları ile Tanımlayıcı İstatistikleri

TÜFE getiri serilerinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılığın olup olmadığını incelemek amacıyla FIGARCH modelinden faydalanılmaktadır. Uygun modeli belirlemek amacıyla en küçük değeri veren AIC kriteri, en büyük değeri veren log-olabilirlik oranından faydalanılmaktadır. Çeşitli kombinasyonlarla kurulan modellerin içinden uygun model bilgi kriterlerine göre FIGARCH (0, d, 1) olarak belirlenmiştir.

Tablo 6.4.8'de tahmin edilen FIGARCH (0, d, 1) modeli Eş 6.29'da yer almaktadır:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2$$
(6.29)

Eş. 6.29'da tahmin edilen ilk denklem ortalama denklemidir.  $\mu$  sabit parametreyi,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.29'da yer alan ikinci denklem varyans denklemidir. L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi, ARCH parametresini, d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

FIGARCH (0, d, 1)				
	N	ST	GED	SST
<b>Ortalama Denklemi</b>				
$\mu$	0.802541* (0.0643) [0.0000]	0.765391* (0.0655) [0.0000]	0.750115* (0.0445) [0.0000]	0.860622* (0.0617) [0.0000]
<b>Varyans Denklemi</b>				
$\omega$	0.387760* (0.1623) [0.0179]	0.408582 (0.3160) [0.1974]	0.370670* (0.1458) [0.0117]	0.395164* (0.1348) [0.0037]
$\Phi_1$	0.648040* (0.28569) [0.0242]	0.047400 (0.2814) [0.8664]	0.495110* (0.2139) [0.0215]	0.380746* (0.1675) [0.0240]
$d$	0.062201 (0.0988) [0.5297]	0.5981223 (0.5277) [0.2637]	0.073285 (0.0798) [0.3597]	0.053384 (0.0458) [0.2456]
$\nu$		3.897393* (1.4041)	1.268545* (0.1768)	6.574434* (2.8896)

FIGARCH (0, d, 1)				
		[0.0060]	[0.0000]	[0.0238]
$\ln(\zeta)$				0.306201* (0.0696) [0.0000]
<b>Log(L)</b>	-320.644	-310.473	-312.507	-304.594
<b>AIC</b>	2.762929	2.684876	2.702188	2.643351
<b>SIC</b>	2.821816	2.758485	2.775797	2.731681

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

#### 6.4.8. TÜFE Serisi FIGARCH (0, d, 1) Model Tahmin Sonuçları

Uygun dağılımı belirleyebilmek adına en küçük değeri veren Akaike bilgi kriteri (AIC) ve en yüksek değeri veren Log-Olabilirlik Oranına göre uygun dağılımın Skewed Student-t (SST) dağılımı olduğu görülmektedir. FIGARCH (0, d, 1) modeli kesirli fark parametresi %5 önem düzeyinde anlamsız olarak bulunmuştur. Bu durumda TÜFE getiri serisinin oynaklığında geçmişte yaşanan şoklar gelecek dönemi etkilememektedir. Diğer bir ifadeyle TÜFE serisinin oynaklığında uzun dönemli bağımlılık görülmemektedir.

Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $\nu$  parametresi  $\nu > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda TÜFE getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir.  $\ln(\zeta)$  parametresinin anlamlı ve  $\ln(\zeta) > 0$  olması modelden elde edilen artıkların dağılımının sağa çarpık ve asimetric olduğunu ifade etmektedir.

FIGARCH (0, d, 1) modelinin Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları için tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.4.9'da yer almaktadır.

FIGARCH (0, d, 1) Modeli				
	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	1.0364	1.2123	1.1470	1.4816
<b>Aşırı Basıklık</b>	2.6522	4.1862	3.5361	5.9255
<b>Jarque-Bera</b>	110.95* [0.0000]	229.16* [0.0000]	173.96* [0.0000]	429.78* [0.0000]
<b>Q (15)</b>	84.7007* [0.0000]	81.8828* [0.0000]	84.1121* [0.0000]	4.13884* [0.0000]
<b>Q (25)</b>	127.150* [0.0000]	123.576* [0.0000]	124.894* [0.0000]	123.355* [0.0000]

<b>FIGARCH (0, d, 1) Modeli</b>				
<b>Q (30)</b>	136.205* [0.0000]	132.340* [0.0000]	133.282* [0.0000]	130.228* [0.0000]
<b>Q (35)</b>	140.256* [0.0000]	135.944* [0.0000]	137.161* [0.0000]	133.226* [0.0000]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	5.26685 [0.9817]	3.67415 [0.9971]	4.81404 [0.9882]	4.13884 [0.9945]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	8.58290 [0.9983]	4.60966 [0.9996]	7.17623 [0.9996]	5.66191 [0.9999]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	9.86574 [0.9996]	5.69612 [0.9999]	8.18141 [0.9999]	6.42054 [0.9999]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	11.5862 [0.9998]	7.65146 [0.9999]	9.34064 [0.9999]	7.08435 [0.9999]
<b>ARCH(2)</b>	0.41294 [0.6622]	0.60502 [0.5469]	0.67169 [0.5118]	0.87500 [0.4182]
<b>ARCH(5)</b>	0.21804 [0.9546]	0.25259 [0.9382]	0.30710 [0.9084]	0.38774 [0.8569]
<b>ARCH(10)</b>	0.37623 [0.9560]	0.24979 [0.9904]	0.35253 [0.9650]	0.32612 [0.9736]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.4.9. TÜFE Serisi FIGARCH (0, d, 1) Model Tanımlayıcı İstatistikleri

FIGARCH (0, d, 1) modeli için uygun dağılımın Skewed Student-t (SST) dağılımı olduğuna karar verildikten sonra SST dağılımlı modelde yer alan basıklık ve çarpıklık değerlerinin pozitif olduğu görülmektedir. Bu durumda modelin dağılımının sağa çarpık ve sivri dağılımlı olduğunu söylemek mümkündür. SST dağılımlı modelin otokorelasyona sahip olup olmadığını belirlemek amacıyla modele Box-Pierce Q testi uygulanmıştır. Sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeli değerler için modelin otokorelasyona sahip olduğu fakat standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde söz konusu tüm gecikmeli değerleri için modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. SST dağılımlı modelde değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

#### 6.4.7. TÜFE Getiri Serisi için İkili Uzun Hafıza Model Tahmin Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikleri

Tüfe getiri serisinin hem getirisinde hem de oynaklığında uzun hafıza özelliği sergileyip sergilemediğini tespit etmek amacıyla ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d,

q) modeli farklı kombinasyonlarla Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları için sınanmıştır. Fazla gecikme uzunluğu değeri seçmesi ile bilinen ve bunun sayesinde modelde otokorelasyon sorununu en aza indirgeyen Akaike bilgi kriteri değerinin en düşük ve log olabilirlik oranının en yüksek değerini veren model uygulamaya dahil edilmiştir. Yapılan çeşitli kombinasyonlar içinde en uygun modelin ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d,1) modeli olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 6.4.10'da tahmin edilen ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) modelinin ortalama ve varyans denklemleri Eş. 6.30'da yer almaktadır:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - L)^\xi (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = [1 - \beta_1]^{-1} \omega + [1 - (1 - \beta_1 L)^{-1} - (1 - \Phi_1 L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2$$
(6.30)

Eş. 6.30'da yer alan ilk denklem tahmin edilen modelin ortalama denklemdir. Burada L gecikme operatörünü,  $\mu$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $\xi$ , kesirli fark parametresini göstermektedir aynı zamanda bu parametre  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alırsa süreç uzun hafıza sergilemektedir.  $\phi_1$  birinci dereceden otoregresif süreci ifade etmektedir.  $\theta_1$  birinci dereceden hareketli ortalama sürecini,  $\varepsilon_t$  ortalaması sıfır sabit varyanslı ve korelasyonsuz saf diziyi ifade etmektedir. Eş. 6.30 'da yer alan ikinci denklem tahmin edilen modelin varyans denklemdir. Burada L gecikme operatörünü,  $\omega$  sabit parametreyi,  $\Phi_1$  ARCH parametresini,  $\beta_1$  GARCH parametresini ve d uzun hafıza parametresini ifade etmektedir.

<b>ARFIMA (1, <math>\xi</math>, 1)-FIGARCH (1, d, 1)</b>				
	N	ST	GED	SST
	<b>Ortalama Denklemi</b>			
$\mu$	0.766202* (0.091143) [0.0000]	0.774472* (0.11620) [0.0000]	0.759762* (0.17299) [0.0000]	0.847533* (0.11544) [0.0000]
$\xi$	0.042235 (0.17849) [0.8132]	0.143517* (0.058729) [0.0153]	0.122782 (0.12637) [0.3323]	0.151486* (0.05524) [0.0066]
$\phi_1$	-0.371243 (0.19163) [0.0539]	-0.443188* (0.21202) [0.0377]	-0.377992 (0.38014) [0.3211]	-0.432010* (0.14739) [0.0037]
$\theta_1$	0.732145* (0.097562) [0.0000]	0.693191* (0.15510) [0.0000]	0.661713* (0.27318) [0.0162]	0.649837* (0.12070) [0.0000]
	<b>Varyans Denklemi</b>			

ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1)				
$\omega$	0.443359* (0.13635) [0.0013]	0.612271 (0.33513) [0.0690]	0.815877 (1.0903) [0.4551]	0.455125 (0.26209) [0.0838]
$\Phi_1$	-0.628406* (0.25920) [0.0161]	0.810683* (0.063874) [0.0000]	0.874256* (0.21851) [0.0001]	0.756875* (0.15481) [0.0000]
$\beta_1$	-0.542287 (0.36410) [0.1378]	0.497996* (0.13578) [0.0003]	0.190537 (0.66308) [0.7741]	0.481414* (0.22047) [0.0300]
$d$	0.826226* (0.19561) [0.0000]	-0.189554 (0.11235) [0.0929]	-0.268267 (0.40249) [0.5058]	-0.115727 (0.16706) [0.4892]
$\nu$		4.723312* (1.9459) [0.0160]	1.173314* (0.19834) [0.0000]	5.201472* (2.1037) [0.0142]
$\ln(\zeta)$				0.178112 (0.12679) [0.1615]
<b>Log(L)</b>	-303.597	-290.204	-294.759	<b>-288.898</b>
<b>AIC</b>	2.651889	2.546413	2.585184	<b>2.543814</b>
<b>SIC</b>	2.769662	2.678908	2.717678	2.691031

*NOT:* \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.4.10. TÜFE Serisi ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) Model Tahmin Sonuçları

Uygun dağılımı belirleyebilmek adına en küçük değeri veren Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri ve en yüksek değeri veren Log-Olabilirlik Oranına göre uygun dağılımın Skewed Student-t (SST) dağılımı olduğu görülmektedir.

ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) modelinde kesirli fark parametresi  $\xi = 0.151486$  değerini almaktadır. Bu durumda TÜFE getiri serisi ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir. TÜFE getiri serisinde görünen uzun hafıza dirençsiz bir yapıya sahiptir. Oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık durumunu incelemek amacıyla hesaplanan kesirli fark parametresi  $d$ , %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunamamıştır. Bu durumda TÜFE getiri serisinin oynaklığı uzun dönemli bağımlılığa sahip değildir.

Skewed Student-t dağılımı için kuyruk kalınlığını gösteren  $\nu$  parametresi  $\nu > 2$  değerini almaktadır. Bu durumda TÜFE getiri serilerinin artıklarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini ifade etmektedir.  $\ln(\zeta)$  parametresi ise %5 önem düzeyinde anlamlı bulunamamıştır.

ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) modelinde ortalama ve oynaklıkta aynı anda uzun dönemli bağımlılık sergileme durumu incelenmiş ve ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergilediği fakat oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilemediği sonucuna ulaşılmıştır.

ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) modelinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6.4.11’de yer almaktadır.

ARFIMA (1, $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1)				
	N	ST	GED	SST
<b>Çarpıklık</b>	0.94818	2.9046	1.6104	2.7510
<b>Aşırı Basıklık</b>	3.5533	22.860	8.8430	20.428
<b>Jarque-Bera</b>	158.84* [0.0000]	5447.5* [0.0000]	867.27* [0.0000]	4382.7* [0.0000]
<b>Q (15)</b>	49.6783* [0.0000]	34.2756* [0.0010]	44.2856* [0.0000]	37.6303* [0.0003]
<b>Q (25)</b>	87.7010* [0.0000]	57.2695* [0.0000]	80.2042* [0.0000]	62.5916* [0.0000]
<b>Q (30)</b>	95.3609* [0.0000]	61.4975* [0.0002]	87.1249* [0.0000]	67.1725* [0.0000]
<b>Q (35)</b>	98.7272* [0.0000]	63.6482* [0.0010]	90.5914* [0.0000]	69.6699* [0.0001]
<b>Q<sup>2</sup>(15)</b>	6.83158 [0.9106]	1.03961 [0.9999]	2.29220 [0.9995]	1.08767 [0.9999]
<b>Q<sup>2</sup>(25)</b>	8.20257 [0.9980]	1.24293 [1.0000]	2.85141 [0.9999]	1.33106 [1.0000]
<b>Q<sup>2</sup>(30)</b>	8.57151 [0.9998]	1.30101 [1.0000]	3.04906 [1.0000]	1.41458 [1.0000]
<b>Q<sup>2</sup>(35)</b>	9.62690 [0.9999]	1.41361 [1.0000]	3.44043 [1.0000]	1.54939 [1.0000]
<b>ARCH(2)</b>	0.19665 [0.8216]	0.22045 [0.8023]	0.089702 [0.9142]	0.21664 [0.8054]
<b>ARCH(5)</b>	0.13460 [0.9842]	0.11651 [0.9886]	0.13347 [0.9845]	0.11833 [0.9882]
<b>ARCH(10)</b>	0.33556 [0.9706]	0.098241 [0.9998]	0.17980 [0.9975]	0.10124 [0.9998]

**NOT:** \*, %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6.4.11. TÜFE Serisi ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) Model Tanımlayıcı İstatistikleri

ARFIMA (0,  $\xi$ , 0)-FIGARCH (1, d, 1) modeli için uygun dağılımın Skewed Student-t (SST) dağılımı olduğuna karar verildikten sonra SST dağılımlı modelde yer

alan basıklık ve çarpıklık değerlerinin pozitif olduğu görülmektedir. Bu durumda modelin dağılımının sağa çarpık ve sivri dağılımlı olduğunu söylemek mümkündür.

SST dağılımlı modelin otokorelasyonlu olup olmadığını belirlemek amacıyla modele Box-Pierce Q testi uygulanmıştır. Sonuçlara göre standartlaştırılmış hatalar üzerine yapılan otokorelasyon testinde yer alan tüm gecikmeli değerler modelin otokorelasyona sahip olduğu fakat standartlaştırılmış hata kareleri üzerine yapılan otokorelasyon testinde tüm gecikmeli değerleri için modelin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. SST dağılımlı modelde değişen varyans sorununu sınamak amacıyla modele ARCH testi uygulanmış ve modelde değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

#### 6.4.8. TÜFE Getiri Serisi için Kurulan Modellerin Genel Sonuçları ve Hata Öngörü Performansı Sonuçları

TÜFE getiri serisi için incelenen uzun dönemli bağımlılık test sonuçlarının genel hali Tablo 6.4.12’de yer almaktadır.

	Model	Getiri	Kareli Getiri
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	Uzun dönemli bağımlılık var	Uzun dönemli bağımlılık yok
	GPH	Uzun dönemli bağımlılık var	Uzun dönemli bağımlılık var
TÜFE	Model	Getiri	Oynaklık
	ARFIMA (4, <b>0.405265</b> , 0)	Uzun dönemli bağımlılık var	-
	FIGARCH (0, <b>0.053384</b> , 1)	-	Uzun dönemli bağımlılık yok
	ARFIMA (1, <b>0.151486</b> , 1)-FIGARCH (1, <b>0.115727</b> , 1)	Uzun dönemli bağımlılık var	Uzun dönemli bağımlılık yok

Tablo 6.4.12. TÜFE Serisi Uzun Hafıza Genel Sonuçları

TÜFE getiri serisinin ortalamada ve varyansta uzun dönemli bağımlılık sergileyip sergilemediği hem uzun hafıza testleri hem de uzun hafıza modelleri ile sınanmaktadır. Bu sınamalar sonucunda Modifiye Edilmiş Lo R/S testi, GPH testi ve ARFIMA (p,  $\xi$ , q) modeline göre TÜFE getiri ortalamasının uzun dönemli bağımlılık sergilediği görülmektedir. Ortalamada uzun dönemli bağımlılığı incelemek amacıyla kurulan Modifiye Edilmiş Lo R/S testi, GPH testlerinde literatürde oynaklığı tekabül eden kareli getiriler analize dahil edilmekte ve Lo R/S test sonucunda TÜFE kareli

getirilerinin uzun dönemli bağımlılık sergilemediği fakat GPH testi sonucunda TÜFE kareli getirilerinin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Uzun hafıza modeli olarak bilinen ve kesirli fark parametresi ile serinin uzun dönemli bağımlılık gösterip göstermediği sonucuna ulaşılan FIGARCH modeli sonucunda TÜFE getiri serisinin oynaklığında uzun hafıza özelliği olmadığı ifade edilmektedir. Hem ortalamada hem de oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığı incelemek amacıyla kullanılan ikili uzun hafıza modeli olan ARFIMA (p,  $\xi$ , q)-FIGARCH (p, d, q) sonucunda ise TÜFE getiri serilerinin ortalamasının uzun dönemli bağımlılık sergilediği ve oynaklığının uzun dönemli bağımlılık sergilemediği sonucuna ulaşılmaktadır.

TÜFE getiri serisinin ortalaması ve oynaklığının geçmiş dönemde oluşan şoklardan cari dönemde etkilenip etkilenmediği, uzak seriler arasında korelasyonun olup olmadığı farklı uzun hafıza modelleri ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular genel hatlarıyla Tablo 6.4.12’de değerlendirilmektedir. Uygulamada kullanılan modeller arasında SST dağılımlı hangi modelin daha iyi performansa sahip olduğunu anlayabilmek adına hata öngörü performansı testleri Tablo 6.4.13’de hesaplanmıştır.

Model	MSE	RMSE	MAE
GARCH (1,1)	1.575721	1.255277	0.720271
IGARCH (1,1)	2.123674	1.457283	0.815727
FIGARCH (0, d,1)	2.154558	1.467841	0.809943
ARFIMA (1, $\xi$ ,1)-FIGARCH (1, d,1)	<b>1.497722</b>	<b>1.223815</b>	<b>0.71988</b>

Tablo 6.4.13. TÜFE Serisi Hata Öngörü Performansı

Hata öngörü performansı sonuçlarına göre TÜFE getiri serisi için en uygun model en düşük değere sahip MSE, RMSE, MAE testleri sonucuna göre ARFIMA (1,  $\xi$ ,1)-FIGARCH (1, d,1) modelidir.

## 6.5. Ampirik Bulgular Genel Değerlendirme

	Testler	Getiri	Kareli Getiri
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	X	√
	GPH	X	√
USD/TRY	Modeller	Getiri	Oynaklık
	ARFIMA (2, $\xi$ ,2)	X	-
	ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1)	-	√
	ARMA (1, 1)-FIAPARCH (1, d,1)	-	√
	ARFIMA (2, $\xi$ ,2)-FIGARCH (1, d,1)	√	√

	<b>ARFIMA (2, <math>\xi</math>,2)-FIAPARCH (1, d,1)</b>	√	√
	<b>Modeller</b>	<b>Getiri</b>	<b>Kareli Getiri</b>
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	X	√
	GPH	X	√
	<b>Model</b>	<b>Getiri</b>	<b>Oynaklık</b>
<b>BIST 100</b>	ARFIMA (4, $\xi$ ,5)	√	-
	FIGARCH (1, d, 0)	-	√
	FIAPARCH (1, d,1)	-	√
	<b>ARFIMA (2, <math>\xi</math>,2)-FIGARCH (1, d,0)</b>	X	√
	ARFIMA (0, $\xi$ ,0)-FIAPARCH (1, d,1)	X	√
	<b>Modeller</b>	<b>Getiri</b>	<b>Kareli Getiri</b>
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	X	√
	GPH	Kararsız	√
	<b>Model</b>	<b>Getiri</b>	<b>Oynaklık</b>
<b>WTI Ham Petrol</b>	ARFIMA (3, $\xi$ ,3)	X	-
	FIGARCH (1, d,1)	-	√
	FIAPARCH (1, d,1)	-	√
	<b>ARFIMA (1, <math>\xi</math>,1)-FIGARCH (1, d,1)</b>	X	√
	ARFIMA (1, $\xi$ ,1) FIAPARCH (1, d,1)	X	√
	<b>Modeller</b>	<b>Getiri</b>	<b>Kareli Getiri</b>
	Modifiye Edilmiş Lo-R/S	√	X
	GPH	√	√
	<b>Model</b>	<b>Getiri</b>	<b>Oynaklık</b>
<b>TÜFE</b>	ARFIMA (4, $\xi$ , 0)	√	-
	FIGARCH (0, d,1)	-	X
	<b>ARFIMA (1, <math>\xi</math>,1)-FIGARCH (1, d,1)</b>	√	X

**Not:** √ simgesi uzun hafıza özelliği sergilediği, X simgesi uzun hafıza özelliği sergilemediği anlamına gelmektedir.

Tablo 6.5.1. Uzun Hafıza Genel Sonuçları

Bu tezde yüksek frekansa sahip finansal değişkenler USD/TRY, BIST 100 Endeksi, WTI Ham Petrol ve makro ekonomik değişken olan Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) serisinin uzun hafızaya sahip olup olmadığı incelenmiştir. Tezde kullanılan örnek dönemi finansal seriler için 03 Ocak 2005-14 Eylül dönemi günlük veriler iken TÜFE için 03 Ocak 2005-14 Eylül dönemi aralığında aylık verilerdir. Her değişken için getiriler hesaplanmış ve çalışmaya getiri serileri ile devam edilmiştir.

Her bir değişkenin tanımlayıcı istatistik sonucunda TÜFE getiri serisinin sağa çarpık ve sivri bir dağılıma sahip olduğu, USD/TRY döviz kuru, WTI ham petrol ve BIST 100 getiri serilerinin ise sola çarpık ve sivri bir dağılıma sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Jarque-Bera Normallik sınaması incelendiğinde ise değişkenlerin normal dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir.

Tüm deęişkenler birim kök testleri ile sınıandıktan sonra uzun hafıza testleri olan Modifiye Edilmiş R/S ve GPH testleri ile uzun hafıza özellikleri incelenmiştir. Modifiye Edilmiş R/S testi sınaması Tablo 6.5.1’de de yer alan sonuçlara göre USD/TRY, BIST 100 ve WTI ham petrol getirilerinde uzun dönemli bağımlılığa rastlanmamakla birlikte oynaklık sürecini temsil eden kareli getirilerinde uzun dönemli bağımlılığa rastlanmaktadır. TÜFE getiri serisi için Lo-R/S sonucunda bakıldığında ise getiride uzun dönemli bağımlılığın olduğu fakat kareli getirilerde uzun dönemli bağımlılığın mevcut olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

GPH testi sonuçlarında tüm deęişkenlerin kareli getirilerinde uzun dönemli bağımlılık görülürken, USD/TRY ve BIST getirilerinde uzun dönemli bağımlılığa rastlanmamaktadır. GPH testine göre TÜFE getiri ortalaması uzun dönemli bağımlılık sergilerden WTI ham petrol ise kararsız yapıdadır. Bu durum kimi gecikme dönemleri için uzun dönemli bağımlılığın olmadığı kimi gecikme deęerleri için ise uzun dönemli bağımlılığın ortalama da mevcut olduğunun bir göstergesidir.

Uzun hafıza testleri sayesinde deęişkenlerin uzun hafıza yapısı hakkında önsel bir bilgi edindikten sonra uzun hafıza modellerinden faydalanılarak deęişkenlerin uzun hafıza özellięi incelenmektedir. Ortalama da uzun hafıza yapısını incelemek amacıyla ARFIMA modelinden faydalanılmıştır. Oynaklıkta uzun hafıza yapısını incelemek için ise FIGARCH modeli, oynaklıkta hem uzun hafıza yapısı hem de asimetrik durumu incelemek amacıyla FIAPARCH modeli hem ortalama da hem de oynaklıkta uzun hafıza yapısını aynı anda incelemek amacıyla ise ARFIMA-FIARCH ve ARFIMA-FIAPARCH ikili uzun hafıza modellerinden faydalanılmaktadır.

Uygun model seçiminde her model için farklı kombinasyonlar denenmiş ve en düşük Akaike (AIC) bilgi ve en yüksek Log Olabilirlik oranını veren model çalışmaya eklenmiştir. Oynaklıkta uzun hafıza yapısı incelenirken kurulan her model Normal Dağılım (N), Student-t (ST) Dağılımı, Skewed Student-t (SST) Dağılım ve GED Dağılımları ile tahmin edilmiştir. Hangi dağılımın model için uygun olduğuna karar vermek amacıyla AIC bilgi kriteri ve Log olabilirlik oranından faydalanılmıştır. Çalışmaya konu edilen tüm deęişkenlerin Skewed Student-t (SST) dağılım sergiledięi bilgi kriteri ve log olabilirlik oranına göre tespit edilmiştir.

Tablo 6.5.1'e bakıldığında USD/TRY getiri serisi için uygun modelin ARFIMA (2,  $\xi$ ,2) modeli olduğuna karar verilmiştir. Bu bağlamda  $\xi = -0.023626$  olarak tahmin edilen modelin kesirli fark parametresi  $-0.5 < \xi < 0$  aralığında değer aldığından dolayı örnek döneminde ortalamada uzun hafıza özelliği sergilemediği ve serilerin birim kök içermediği sonucuna ulaşılmıştır. Oynaklıkta uzun hafızanın varlığını incelemek amacıyla kurulan SST dağılımlı ARMA (2,2)-FIGARCH (1, d,1) modeli tahmin edilmiş ve kesirli fark parametresi  $d = 0.626559$  değerini almıştır. Kesirli fark parametresi  $0 < d < 1$  arasında değer aldığından dolayı USD/TRY getiri oynaklığı uzun hafıza özelliği sergilemektedir. Hem uzun hafızayı hem de asimetrik yapıyı dikkate alan SST dağılımlı ARMA (1, 1)-FIAPARCH (1, d,1) modeli tahmin sonucunda kesirli fark parametresi  $d = 0.422660$  olarak tahmin edilmiştir. Bu durumda kesirli fark parametresi  $0 < d < 1$  arasında değer aldığından dolayı USD/TRY getiri oynaklığı uzun hafıza özelliği sergilemektedir. Asimetrik yapıyı incelemek amacıyla ise tahmin edilen  $\gamma$  parametresi anlamlı ve negatif değer almaktadır. Bu bağlamda USD/TRY döviz kuru getiri serisinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda getiri serisinin oynaklığında meydana gelen pozitif şokların etkisinin negatif şokların etkisine göre daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. İkili uzun hafıza model sonuçlarına bakıldığında ise SST dağılımlı ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d,1) modelinin ortalamada uzun hafızayı tespit eden kesirli fark parametresi  $\xi = 0.226403$ , oynaklıkta uzun hafızayı tespit eden kesirli fark parametresi  $d = 0.621614$  değerinde tahmin edilmiştir.  $\xi > 0$  ve  $0 < d < 1$  koşullarını sağladığı görülen parametreler için USD/TRY getirisi hem ortalamada hem de oynaklıkta uzun hafızaya sahiptir. Asimetrik etkiyi de hesaba katan SST dağılımlı ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIAPARCH (1, d,1) model tahmin sonucunda ise  $\xi = 0.205897$  ve  $d = 0.432861$  olarak tahmin edilmiştir. Böylece USD/TRY getirisi hem ortalamada hem de oynaklıkta uzun hafıza özelliği sergilemektedir.  $\gamma$  parametresinin anlamlı ve negatif değer alması serisinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda USD/TRY döviz kuru serisinin oynaklığında meydana gelen pozitif şokların etkisinin negatif şokların etkisine göre daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Hata öngörü performansı sonuçlarına göre USD/TRY getirisi için uygun modelin ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIAPARCH (1, d,1) modeli olduğuna ulaşılmıştır.

Böylece kurulan modelden yola çıkarak USD/TRY getiri ortalaması ve oynaklığı uzun dönemli bağımlılığa diğer bir deyişle uzun hafızaya sahiptir. USD/TRY serisinin uzun hafızaya sahip olması, zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılabilmektedir. Bunun sonucunda USD/TRY getiri serisinin gelecek fiyatları tahmin edilebilir niteliktedir. Aynı zamanda USD/TRY getiri serisi asimetrik özellik sergilemekte ve pozitif şokların daha kalıcı bir yapıda olduğu görülmektedir.

Tablo 6.5.1'de yer alan BIST 100 sonuçlarına göre ortalama uzun hafıza yapısını incelemek amacıyla tahmin edilen ARFIMA (4,  $\xi$ ,5) modelinde kesirli fark parametresi  $\xi = 0.047487$  olarak tahmin edilmekte ve bu değer  $0 < \xi < 0.5$  aralığında yer almaktadır. Bu durumda BIST 100 getiri ortalamasının uzun dönemli bağımlılık sergilediği ve serinin birim kök içermediği sonucuna ulaşılmıştır. Oynaklıkta uzun hafıza yapısını tespit etmek amacıyla kurulan SST dağılımlı FIGARCH (1, d,0) model tahmin sonucunda kesirli fark parametresi  $d = 0.312872$  olarak tahmin edilmektedir.  $0 < d < 1$  arasında kalan kesirli fark parametresine bakıldığında seri oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığa sahiptir. SST dağılımlı FIAPARCH (1, d,1) model tahmin sonucunda  $d = 0.266411$  olarak tahmin edilen kesirli fark parametresi  $0 < d < 1$  arasında değer almakta ve sonuç olarak serinin uzun hafızaya sahip olduğu ve asimetrik etkiyi ölçmek amacıyla tahmin edilen  $\gamma$  parametresinin pozitif değer alması ise BIST 100 getiri serisinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda BIST 100 getiri serisinde meydana gelen negatif şokların etkisinin pozitif şokların etkisine göre oynaklık üzerinde daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. İkili uzun hafıza testi sonuçlarına bakıldığında SST dağılımlı ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIGARCH (1, d,0) modeli tahmin edilmiş ve ortalama uzun hafızayı belirlemek amacıyla tahmin edilen kesirli fark parametresi  $\xi = 0.008360$  olarak tahmin edilmiştir fakat bu sonuç %5 önem düzeyinde anlamlı bulunamamıştır. Oynaklıkta uzun hafızayı belirlemek amacıyla kullanılan kesirli fark parametresi  $d = 0.309271$  olarak tahmin edilmiş ve tahmin edilen değer  $0 < d < 1$  arasında yer aldığı için BIST 100 getiri oynaklığının uzun hafızaya sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Böylece ARFIMA (2,  $\xi$ ,2)-FIGARCH (1, d,0) tahmin edilen model ortalama uzun hafızaya sahip değilken oynaklıkta uzun hafızaya sahiptir. Asimetrik etkiyi de hesaba katan SST dağılımlı ARFIMA (0,  $\xi$ ,0)-FIAPARCH (1, d,1) modeli sonucunda ise  $\xi = 0.022645$  olarak tahmin edilmiş ve %5 önem

düzeyinde anlamlı bulunmamıştır. Oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın varlığını tespit eden kesirli fark parametresi olan  $d=0.263498$  olarak tahmin edilmiş ve  $0 < d < 1$  koşulunu sağladığı tespit edilmiştir. Böylece ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) modelinde olduğu gibi BIST 100 serisi ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergilememekte fakat oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilemektedir. Asimetrik etkiyi ifade eden  $\gamma$  parametresinin anlamlı ve pozitif değer alması BIST 100 getirilerinin asimetrik özellik sergilediği aynı zamanda BIST 100 getiri oynaklığında meydana gelen negatif şokların etkisinin pozitif şokların etkisine göre daha kalıcı bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Hata öngörü performansı sonuçlarına göre BIST 100 getirisi için en uygun modelin ARFIMA (2,  $\xi$ , 2)-FIGARCH (1, d, 0) olduğu tespit edilmiştir. Böylece BIST 100 getiri ortalamasında uzun hafıza özelliği görünmezken oynaklığında uzun hafıza özelliği görünmektedir. Oynaklıkta uzun hafıza görünmesi durumunda BIST 100 getirisinin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılabilmektedir. Böylece BIST 100 getiri serisinin gelecek fiyatları tahmin edilebilir niteliktedir

Tablo 6.5.1'de WTI ham petrol uzun hafıza test ve model sonuçlarına bakıldığında ortalamada uzun hafızanın varlığını tespit etmek amacıyla tahmin edilen ARFIMA(3,  $\xi$ , 3) modeli için kesirli fark parametresi %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunamamıştır. Böylece ham petrol getiri ortalamasında uzun hafıza özelliğine rastlanmamaktadır. SST dağılımlı FIGARCH (1, d, 1) kesirli fark parametresi  $d=0.638629$  olarak tahmin edilmiş ve  $0 < d < 1$  arasında değer aldığı için oynaklıkta uzun hafızaya sahip olduğu tespit edilmiştir. Uzun hafıza ile birlikte asimetrik etkiyi de içinde barındıran FIAPARCH (1, d, 1) modeli tahmin edilmiş ve kesirli fark parametresi  $d=0.439641$   $0 < d < 1$  arasında değer almıştır. Böylece ham petrol getiri oynaklığında uzun hafıza özelliğine rastlanmaktadır. Asimetrik etkiyi tespit eden  $\gamma$  parametresi ise anlamlı ve pozitif değer almıştır. Bunun sonucunda ham petrol getirilerinin asimetrik özellik sergilediği ve getirilerde meydana gelen negatif şokların etkisinin pozitif şokların etkisine göre oynaklık üzerinde daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu sonucuna ulaşılmaktadır. İkili uzun hafıza modellerine bakıldığında SST dağılımlı ARFIMA (1,  $\xi$ , 1)-FIGARCH (1, d, 1) olarak tahmin edilen modelin ortalamada uzun hafızayı tespit etmek amacıyla tahmin edilen kesirli fark parametresi %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunamamıştır. Oynaklıkta

uzun dönemli bağımlılığın varlığını tespit etmek amacıyla tahmin edilen kesirli fark parametresi  $d = 0.640414$  olarak tahmin edilmiş ve  $0 < d < 1$  arasında değer almıştır. Böylece BIST 100 getiri ortalamasında uzun hafızanın olmadığı fakat oynaklığında uzun hafızanın olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Asimetrik etkiyi de bünyesinde barındıran SST dağılımlı ARFIMA (1,  $\xi, 1$ )-FIAPARCH (1,  $d, 1$ ) modeli tahmin sonucunda ortalamada uzun hafızayı tespit etmek amacıyla tahmin edilen kesirli fark parametresi %5 önem düzeyinde anlamlı olarak bulunamamış, oynaklıkta uzun hafızayı tespit etmek amacıyla tahmin edilen kesirli fark parametresi ise  $d = 0.438421$  olarak tahmin edilmiş ve  $0 < d < 1$  arasında değer almıştır. Böylece ham petrol getiri ortalamasında uzun dönemli bağımlılık görünmezken oynaklığında uzun dönemli bağımlılığa rastlanılmaktadır. Asimetrik etkiyi ifade eden  $\gamma$  parametresinin anlamlı ve pozitif değer alması WTI ham petrol getirilerinin asimetrik özellik sergilediği ve aynı zamanda getiri oynaklığında meydana gelen negatif şokların etkisinin pozitif şokların etkisine göre daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Hata öngörü performansı sonucuna göre uygun model ARFIMA (1,  $\xi, 1$ )-FIGARCH (1,  $d, 1$ ) modelidir. Bu bağlamda WTI ham petrol getiri ortalamasında uzun hafızaya sahip değilken oynaklığında uzun hafızaya sahiptir. Oynaklıkta uzun hafıza olması durumunda WTI ham petrol serisinin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılabilmektedir. Böylece WTI ham petrol getiri serisinin gelecek fiyatları tahmin edilebilir niteliktedir.

Tablo 6.5.1’de TÜFE getiri serisinin uzun hafıza test ve model sonuçları yer almaktadır. Buna göre ortalamada uzun hafızanın varlığını tespit etmek amacıyla tahmin edilen ARFIMA(4,  $\xi, 0$ ) modelinde uzun hafıza parametresinin değeri 0.316588 olarak tahmin edilmiştir. Kesirli fark parametresi  $0 < \xi < 0.5$  arasında bir değer aldığından dolayı süreç uzun hafıza özelliği göstermekte ve seriler birim kök içermemektedir yani seri durağandır. TÜFE getiri serilerinin uzun hafıza özelliği sergilemesi serinin geçmiş şoklara ait bilgi taşıdığını ve aynı zamanda şoklarla ilgili kalıcı bir etki sergilediğini ifade edilmektedir. Oynaklıkta uzun hafızanın varlığını tespit etmek amacıyla tahmin edilen SST dağılımlı FIGARCH(0,  $d, 1$ ) model tahmininde kesirli fark parametresi  $d = 0.053384$  olarak tahmin edilmiştir ve parametre %5 önem düzeyinde anlamsız olarak bulunmuştur. Böylece TÜFE getiri

serisi oynaklıkta uzun hafızaya sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. İkili uzun hafıza yapısını tespit etmek amacıyla tahmin edilen SST dağılımlı  $ARFIMA(1, \xi, 1) - FIGARCH(1, d, 1)$  modelinde ortalamada uzun dönemli bağımlılığın varlığını tespit etmek amacıyla tahmin edilen kesirli fark parametresi  $\xi = 0.151486$  olarak tahmin edilmiş ve  $\xi > 0$  olması nedeniyle TÜFE getiri serisi ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergilediği sonucuna ulaşılmıştır. Oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın varlığını tespit etmek amacıyla tahmin edilen kesirli fark parametresi  $d = -0.115727$  olarak tahmin edilmiş ve parametre %5 önem düzeyinde anlamsız olarak bulunmuştur. Bunun sonucunda TÜFE getiri serisi oynaklığında uzun dönemli bağımlılık sergilemediği fakat ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergilediği sonucuna ulaşılmıştır.

TÜFE getiri serisi için hata öngörü performansı sonuçlarına göre uygun model  $ARFIMA(1, \xi, 1) - FIGARCH(1, d, 1)$  modelidir. Böylece TÜFE getiri serisi ortalamada uzun hafızaya sahipken oynaklıkta uzun hafızaya sahip değildir ve zayıf formda etkin olduğu sonucuna ulaşılabilmektedir. Böylece TÜFE getiri serisinin gelecek oynaklığı tahmin edilebilir nitelikte değildir.

Tezde değişkenler için uygulanan uzun hafıza testleri ve modelleri ile benzer sonuçları veren literatürde yer alan çalışmalar şu şekildedir: USD/TRY getiri serisi için yapılan çalışma ile literatürde aynı sonuçları veren çalışmalar, Türkyılmaz ve Özer (2007), Kiliç (2011), BIST 100 getiri serisi için yapılan çalışma ile literatürde aynı sonuçları veren çalışmalar, Günay (2014), Çevik ve Topaloğlu (2014), Türkyılmaz ve Balıbey (2014), Türkyılmaz ve Balıbey (2014a), Özdemir ve Çelik (2020), Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2022), Güneş (2022), WTI ham petrol getiri serisi için yapılan çalışma ile literatürde aynı sonuçları veren çalışmalar, Kang vd. (2009), Wei vd. (2010), Kang ve Yoon (2013), Ural (2016), Klein ve Walther (2016), Kaya ve Güloğlu (2017), Alotaibi ve Morales (2022), TÜFE getiri serisi için yapılan çalışma ile literatürde aynı sonuçları veren çalışmalar, Baum vd. (1999), Tunay (2009), Kurul ve Sezer (2013), Kutlu ve Yurttagüler (2020)'den oluşmaktadır.



## 7. SONUÇ

Yapılan analizler sonucunda USD/TRY getiri ortalamasının ve oynaklığının uzun hafızaya sahip olduğu, BIST 100 ve WTI ham petrol getiri ortalamasının uzun hafızaya sahip olmadığı fakat oynaklığının ise uzun hafızaya sahip olduğu, TÜFE getiri serisinin ortalamasının uzun hafızaya sahip olduğu fakat oynaklığının uzun hafızaya sahip olmadığı görülmektedir. USD/TRY, BIST 100 ve WTI ham petrol getiri serilerinin oynaklığının yapılan analizler sonucunda uzun dönemli bağımlılık sergilemesi, serinin geçmiş dönemlerde oluşan şoklardan etkilendiği böylece serinin gelecek değerlerinin tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu ifade etmektedir. Böyle bir durumda ise zayıf formda etkin piyasa hipotezinin USD/TRY, BIST 100 ve WTI ham petrol getiri serileri için geçerli olmadığı görülmektedir. USD/TRY döviz kuru, BIST 100 endeksi, WTI ham petrol getiri serilerinin oynaklığının uzun dönemli bağımlılık sergilemesi aynı zamandan karar vericiler, yatırımcılar, portföy yöneticilerinin geçmiş fiyatlara bakarak gelecekteki fiyatları tahmin etmelerine ve kar elde etmelerine olanak sağlamaktadır.

Döviz kurlarında meydana gelen oynaklık, dış ticaret yapan şirketler için önemli bir sorundur. Yapılan yatırımlar, ticari ortaklıklar ya da ithal edilen ürünlerin döviz kuruna bağlı olarak fiyatının artması ya da azalması döviz kuru ile ilişkisi olan kişi veya kurumları pozitif ya da negatif bir şekilde etkilemektedir. Bu bağlamda döviz kuru oynaklığından dolayı oluşabilecek risklerden biri, firmaların bu oynaklığı öngöremeyip büyük kayıplar vermesi ve iflas riski ile karşı karşıya kalmasıdır. Elde edilen tahminler sonucunda USD/TRY döviz kuru oynaklığında geçmişte oluşan şokların USD/TRY getiri oynaklığı üzerinde bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Böyle bir durumda USD/TRY döviz kurunda belirli bir dönemde ya da dönemlerde meydana gelen şokların bugünü etkileyeceği ifadesi yanlış olmamaktadır. Asimetrik etkiyi ölçmek amacıyla elde edilen model sonucunda ise USD/TRY döviz kuru getiri oynaklığında meydana gelen pozitif şokların etkisinin negatif şokların etkisine göre daha kalıcı bir etkiye sahip olduğunu görülmektedir. Böyle bir durumda USD/TRY için piyasada oluşan herhangi pozitif bir haber, negatif habere göre oynaklığı daha fazla arttırmaktadır.

USD/TRY döviz kuru gibi BIST 100 endeksi de piyasada oluşabilecek pozitif ya da negatif şoklardan etkilenmektedir. BIST 100 endeksinde meydana gelen

hareketlenmeler karar vericiler, yatırımcılar ve portföy yöneticilerinin kararlarını etkilemektedir. BIST 100 getiri oynaklığının yapılan analizler sonucunda uzun dönemli bağımlılık sergilemesi, serinin geçmiş dönemlerde oluşan şoklardan etkilendiği böylece serinin gelecek değerlerinin tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu ifade etmektedir. Böylece yatırımcılar, karar vericiler ve portföy yöneticileri uzun dönemli bağımlılık durumunun gelecek dönemdeki oynaklığı ne şekilde etkilediğini dikkate alarak gelecekte meydana gelebilecek zararları önlemek amacıyla hazırlıklı olmalıdırlar.

Petrol fiyatları siyasi, politik olaylara karşı oldukça duyarlıdır. Irak işgali, Rusya Ukrayna savaşı, petrol ihraç eden bir ülke olan Venezuela gibi ülkelere karşı oluşan yaptırımlar gibi siyasi ve politik olaylar petrol fiyatının değişkenlik göstermesine neden olmaktadır. Çalışmada WTI ham petrol getirilerinin ortalamada uzun dönemli bağımlılık sergilemediği fakat oynaklıkta uzun dönemli bağımlılık sergilediği ifade edilmektedir. Bu durumda WTI ham petrolünde cari dönemde meydana gelen değişimler geçmiş dönemde yaşanan şoklardan etkilenmektedir. Yatırım aracı olarak görülen WTI ham petrol fiyatlarının politik kararlardan etkilenmesi ve bu etkinin geçmiş değerler ile ilişki halinde olması yatırımcılar için dikkat edilmesi gereken bir durumdur.

USD/TRY, BIST 100 ve WTI ham petrol getiri fiyatlarının oynaklığında uzun hafıza özelliğinin olması aynı zamanda bu finansal varlıkların zayıf formda etkin olmadığını da ifade etmektedir. Bu durumda ele alınan finansal varlıkların geçmişte aldıkları değerlere bakarak gelecek fiyatların tahminlemesi olanaklı hale gelmektedir. Bu bağlamda yatırımcılar finansal piyasalardan yüksek getiri elde etme imkânı bulabilmektedir.

Finansal verilerin yanı sıra enflasyon üzerinde geçmişte oluşan şokların etkisini cari dönemde taşıyıp taşımadığı çalışma için önemli bir konudur. Çünkü, son yıllarda faiz düşürücü politik kararlar, dış politikalar ve bununla birlikte artışa geçen döviz kuru gibi durumlar ekonominin gidişatı için önemli bir yere sahiptir. Böylece politik karar vericilerin geçmiş dönemde verilen kararların ve ekonomide oluşabilecek olumlu/olumsuz durumların cari dönemi etkileyip etkilemediğini anlamak amacıyla TÜFE getirilerinin uzun hafıza özelliği incelenmektedir. Uygulama sonucunda TÜFE getiri serisinin yani enflasyonun ortalamasının uzun hafızaya sahip olduğu

fakat oynaklığının uzun hafızaya sahip olmadığı görülmektedir. ARFIMA modelinde kesirli fark parametresinin  $0 < \xi < 0.5$  arasında değer alması sürecin uzun dönemli bağımlılık sergilediğini fakat geçmiş döneme bağımlılığın düşük olduğunu ifade etmektedir. Bu durumda TÜFE'nin geçmiş döneme bağımlılığının düşük olduğu ifade edilebilir. Diğer taraftan oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığın olmadığı yönünde bulgular da mevcuttur. TÜFE'nin uzun dönemli bağımlılık sergilememesi ya da sergilese dahi zamanla sönümlenmesinin nedenlerinden biri 2002-2006 yılında örtük enflasyon hedeflemesi politikasından 2006 yılından sonra açık enflasyon hedeflemesine geçiş olabilmektedir. Açık enflasyon hedeflemesinde ekonomik birimler, yatırımcılar vb. TCMB'nin belirlediği enflasyon hedefleri doğrultusunda hareket etmektedir. Diğer bir deyişle geçmiş yerine geleceğe bakarak hareket etmektedirler. Elbette ki bu durumun tam anlamıyla geçerli olabilmesi için TCMB'nin bağımsız olması, oluşan güvenin tam olması ve istikrarın sağlanması gerekmektedir. Oluşan güvenin ardından enflasyonun artacağına dair spekülasyon görüşler hiçbir işe yaramamakta ve seri bu durumdan etkilenmemektedir. Bulgular neticesinde TÜFE getiri serisinin ortalamasında düşük bir uzun hafıza durumu oynaklığında ise uzun hafızanın olmaması açık enflasyon hedeflemesinin nispeten başarılı olabileceği yönünde çıkarım sağlamaktadır. Enflasyon hedeflemesinin nispeten başarılı bir yapı sergilediği, TÜFE getiri oynaklığının uzun hafıza özelliği taşımadığı ve bu nedenle zayıf formda etkin bir yapıya sahip olduğu sonucuna da ulaşılabilmektedir. Bu durumda ele alınan TÜFE getiri serisi tahmin edilebilir bir yapı sergilememektedir. Ancak kronik bir enflasyon geçmişi olan Türkiye için bu durumun sürekliliği ve başarısı hakkında net ifadelerden de kaçınmak gerekmektedir.

Yatırım araçları olarak da görülen finansal değişkenlerin oynaklığında meydana gelen şokların uzun dönemde dirençli olması durumunda yatırımcılar, finans kurumları ve portföy yöneticileri vb. oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığı dikkate alan sağlam risk yönetimi stratejileri geliştirmelidirler. Böylece oynaklıkta uzun dönemli bağımlılığı içeren risk yönetimi stratejileri, risklerin daha doğru bir biçimde değerlendirilmesini sağlayabilir ve olumsuz olayların hafifletilmesine yardımcı olabilir. TÜFE getiri serisinin ortalamasında düşük dirence sahip uzun dönemli bağımlılığın olması, TCMB'nin açık enflasyon hedeflemesi uygulamasının kısmen başarılı olduğunu göstermektedir. Fakat düşük dahi olsa uzun dönemli bağımlılığın görünmesi dikkat edilmesi gereken bir durumdur. İstikrarı, şeffaflığı ve

güvenilirliđi destekleyen politikalar uzun dönemli bađımlılıđın olumsuz etkilerini azaltmaya yardımcı olabilir. Aynı zamanda politika yapıcılarının enflasyon hedeflemesi yaparken ne kadar düşük dirence sahip olsa da uzun hafızayı da hesaba katmaları gerekmekte ve daha dođru bir tahminleme yapmalarına olanak sađlamaktadır.

Uzun hafızanın varlıđı ve zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçerliliđi sınanan bu tezde UDS/TRY döviz kuru, BIST 100 Endeksi ve WTI Ham Petrol getiri serilerinin oynaklıđında uzun hafıza, TÜFE getiri serisinde ise ortalama uzun hafıza tespit edilmiř olup ileriki alıřmalar için bu deđiřkenlerin hem oynaklıđındaki hem de ortalamasındaki yapısal kırılmalar göz önünde bulundurarak uzun hafızanın varlıđı incelenebilir. Uzun hafızanın hangi dönemler boyunca olduđu tespit edilebilir.

## KAYNAKLAR

- Alotaibi, T. A., & Morales, L. (2022). Financial Uncertainty from a Dual Shock at Global Level- Insights from Kuwait. *International Journal of Financial Studies*, 10(101), 1-24.
- Aslan, A., & Sensoy, A. (2020). Intraday Efficiency-Frequency Nexus in The Cryptocurrency Markets. *Finance Research Letters*, 35, 1-6.
- Ayadi, O. F. (2013). Fractional Brownian Dynamics in Naira/Dollar Foreign Exchange Rates. *World Journal of Entrepreneurship, Managemen and Sustainable Development*, 9, 191-203.
- Baillie, R. T., & Bollerslev, T. (1994). The Long Memory of The Forwad Premium. *Journal of Internationla Money and Finance*, 13(5), 565-571.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3-30.
- Balıbey, M. (2014). İkili Uzun Hafıza Modelleri: Bazı Makroekonomik Değişkenler Üzerine Bir Uygulama. *Doktora Tezi*. Bilecik.
- Banerjee, A., & Urga, G. (2005). Modelling Structural Breaks, Long Memory and Stock Market Volatility: An Overview. *Journal of Econometrics*, 129(1-2), 1-34.
- Barkoulas, J., & Baum, C. (1998). Fractional Dynamics in Japanese Financial Time Series. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 115-124.
- Batten, J., & Ellis, C. (1996). Fractal Structures and Naive Trading Systems: Evidence from The Spot US Dollar/Japanese Yen. *Japan and the World Economy*, 8, 411-421.
- Baum, C. F., Barkoulas, J. T., & Çağlayan, M. (1999). Persistence in International Inflation Rates. *Southern Economic Journal*, 65(4), 900-913.
- Belkhouja, M., & Mootamri, I. (2016). Long Memory and Structural Change in the G7 Inflation Dynamics. *Economic Modelling*, 54, 450-462.
- Bentes, S. (2015). Modeling and Forecasting Volatility in Gold Returns under the GARCH, IGARCH and FIGARCH Frameworks: New Evidence. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 438(C), 1-20.
- Bentes, S. (2016). Long Memory Volatility of Gold Price Returns: How Strong is The Evidence from Distict Economic Cycles ? *Physica A*, 443, 149-160.
- Beran, J. (1994). *Statistics for Long-Memory*. Germany: Chapman&Hall.
- Beran, J., Feng, Y., Ghosh, S., & Kulik, R. (2013). *Long-Memory Processes Probabilistic Properties and Statistical Methods*. Berlin: Springer-Verlag.
- Bhattacharyya, R., & Datta, R. P. (2020). The Dynamics of India's Major Exchange Rates. *Global Business Review*, 23(5), 1-17.
- Black, F. (1976). Studies Of Stock Market Volatility Changes. *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. (1999). Long-term Equity Anticipation Securities and Stock Market Volatility Dynamics. *Journal of Econometrics*, 92, 75-99.
- Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Modelin And Pricing Long Memory In Stock Market Volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1), 151-184.
- Bollerslev, T., Engle, R., & Nelson, D. (1994). ARCH Models. *Handbook of Econometrics*, 4, 2959-3038.
- Box, G., & Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Box, G., & Jenkins, G. (1976). *Time Series Analysis Forecasting and Control (revised ed.)*. San Francisco: Holden-Day.

- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. New York: Cambridge University Press.
- Caporale, G. M., & Gil-Alana, L. A. (2015). Testing PPP for the South African Rand/US Dollar Real Exchange Rate at Different Data Frequencies. *African Development Review*, 27(2), 161-170.
- Cheung, Y.-W. (1993). Long Memory in Foreign-Exchange Rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(1), 93-101.
- Chung, C. F. (1999). Estimating the fractionally integrated GARCH model. National Taiwan University working paper.
- Coakley, J., Dollery, J., & Kellard, N. (2011). Long Memory and Structural Breaks in Commodity Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*, 31(11), 1076-1113.
- Çevik, E. İ., & Sezen, S. (2020). Bankacılık Sektörü için Etkin Piyasalar Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri ile Analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 18(1), 332-351.
- Çevik, E., & Topaloğlu, G. (2014). Long Memory and Structural Breaks on Volatility: Evidence from Borsa Istanbul. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-10.
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*. Der Yayınları.
- Davidson, J. (2004). Moment and Memory Properties of Linear Conditional Heteroscedasticity Models, and a New Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(1), 16-29.
- Derbentsev, V., Kibalnyk, L., & Radzihovska, Y. (2019). Modelling Multifractal Properties of Cryptocurrency Market. *Periodicals of Engineering and Natural Sciences*, 7(2), 690-701.
- Ding, D. (2011). "Modeling of Market Volatility with APARCH Model. *U.U.D.M Project Report*, 1-42.
- Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83-106.
- Doornik, J., & Ooms, M. (2003). Computational Aspects of Maximum Likelihood Estimation of Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average Models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 42(3), 333-348.
- Durmuş, H. (2018). Türkiye'de Enflasyon Hedeflemesi: Örtük Enflasyon ve Açık Enflasyon Dönemleri Üzerine Bir Değerlendirme. *Siirt Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6(11), 181-201.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R., & Bollerslev, T. (1986). Modelling The Persistence Of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, 5(1), 1-50.
- Erfani, A., & Samimi, A. (2009). Long Memory Forecasting of Stock Price Index Using a Fractionally Differenced Arma Model. *Journal of Applied Sciences Research*, 5(10), 1721-1731.
- Erlat, H. (2003). The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 70-97.
- Eyüboğlu, K., & Eyüboğlu, S. (2022). Bist Ana Sektör Endekslerinde Zayıf Formda Etkinliğinin Yapısal Kırılmalı Uzun Hafıza Modelleri ile Analizi. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(2), 702-720.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Feng, Z.-H., Zou, L.-L., & Wei, Y.-M. (2011). Carbon Price Volatility: Evidence from EU ETS. *Applied Energy*, 88(3), 590-598.
- Fernandez, C., & Steel, M. F. (1998). On Bayesian Modelling of Fat Tails and Skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 359-371.

- Geweke, B., & Porter-Hudak, S. (1983). The Estimation and Application Of Long Memory Time Series Models. *Journal Of Time Series Analysis*, 4(4), 222-238.
- Gil-Alana, L. (2001). The Persistence of Unemployment in The USA and Europe in Terms of Fractionally ARIMA Models. *Applied Economics*, 33(10), 1263-1269.
- Gil-Alana, L. (2022). Modelling the Persistence of Unemployment in Canada. *International Review of Applied Economics*, 16(4), 465-477.
- Gil-Alana, L., & Toro, J. (2002). Estimation and Testing of ARFIMA Models in The Real Exchange Rate. *International Journal of Finance and Economics*, 7(4), 279-292.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Granger, C. (1966). The Typical Spectral Shape of An Economic Variable. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 150-161.
- Granger, C., & Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), 15-29.
- Günay, S. (2014). Yapısal Kırılmalar Dahilinde BIST-100 Endeksi Volatilitésinin Uzun Dönemli Bellek Analizi. *Journal of Yasar University*, 9(36), 6261-6380.
- Güneş, H. (2022). Türkiye ve Balkan Ülkeleri Hisse Senedi Piyasalarında Uzun Hafıza. *Alanya Akademik Bakış Dergisi*, 6(1), 1553-1570.
- Han, Y. W. (2005). Long Memory Volatility Dependency, Temporal Aggregation and the Korean Currency Crisis: The Role of a High Frequency Korean Won (KRW)-US Dollar (\$) Exchange Rate. *Japan and the World Economy*, 17(1), 97-109.
- Han, Y. W. (2008). Intraday Effects of Macroeconomic Shocks on the US Dollar-Euro Exchange Rates. *Japan and the World Economy*, 20(4), 585-600.
- Han, Y. W. (2014). Effects of Financial Crises on the Long Memory Volatility Dependency of Foreign Exchange Rates: the Asian Crisis vs. the Global Crisis. *Journal of East Asian Economic Integration*, 18(1), 3-27.
- Han, Y. W. (2016). Quantitative Comparisons on the Intrinsic Features of Foreign Exchange Rates Between the 1920s and the 2010s: Case of the USD-GBP Exchange Rate. *East Asian Economic Review*, 20(3), 365-390.
- Haque, M. E., & Farzana, N. (2021). Modeling Asymmetric Effects and Long Memory in Conditional Volatility of Dhaka Stock Exchange: New Evidence from Family of FIGARCH Models. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 9(5), 1103-1115.
- Henry, O. T., & Olekalns, N. (2002). Does the Australian Dollar Real Exchange Rate Display Mean Reversion. *Journal of International Money and Finance*, 21(5), 651-666.
- Hosking, J. (1981). Fractional Differencing. *Biometrika*, 68(1), 165-176.
- Höl, A. Ö., & Akkuş, H. T. (2021). Volatilite Modelleri. *Finansal Zaman Serisi Analizleri (Temel Yaklaşımlar)* (s. 340). içinde Ankara: Gazi Kitapevi.
- Hsu, C.-C. (2005). Long Memory or Structural Changes: An Empirical Examination on Inflation Rates. *Economics Letters*, 88(2), 289-294.
- Huang, F.-x., Zhao, Y., & Hou, T.-s. (2009). Long Memory and Leverage Effect of Euro Exchange Rate Based on ARFIMA-FIEGARCH. In *2009 International Conference on Management Science and Engineering (16th)*, (s. 1416-1421). Moscow.
- Hurst, H. (1951). Long-Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116(1), 770-799.
- Isoardi, M., & Gil-Alana, L. A. (2019). Inflation in Argentina: Analysis of Persistence Using Fractional Integration. *Eastern Economic Journal*, 45, 204-223.
- Jensen, M. (2000). An Alternative Maximum Likelihood Estimator of Long-Memory Processes Using Compactly Supported Wavelets. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 24(3), 361-387.

- Jinquan, L., Tingguo, Z., & Jianli, S. (2008). Dual Long Memory of Inflation and Test of the Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty. *Front. Econ.*, 3(2), 240-254.
- Kang, S. H., Kang, S.-M., & Yoon, S.-M. (2009). Forecasting Volatility of Crude Oil Markets. *Energy Economics*, 31(1), 119-125.
- Kang, S. H., & Yoon, S.-M. (2013). Modeling and Forecasting the Volatility of Petroleum Futures Prices. *Energy Economics*, 36, 354-362.
- Kang, S. H., McIver, R., Park, S.-Y., & Yoon, S.-M. (2014). Long Memory Features Evolve in the Time-Varying Process in Asia-Pacific Foreign Exchange Markets. *Procedia Economics and Finance*, 14, 286-294.
- Kang, S., & Yoon, S.-M. (2008). Long Memory Features in High Frequency Data of the Korean Stock Market. *Physica A*, 387(21), 5189-5196.
- Kaya, H., & 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), 352-365.
- Kaya, P., & Güloğlu, B. (2017). Modeling and Forecasting the Markets Volatility and VaR Dynamics of Commodity. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 11(1), 9-49.
- Kiliç, R. (2007). Conditional Volatility and Distribution of Exchange Rates: GARCH and FIGARCH Models with NIG Distribution. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 11(3), 1-31.
- Kiliç, R. (2011). A Conditional Variance Tale from an Emerging Economy's Freely Floating Exchange Rate. *Applied Economics*, 43(19), 2465-2480.
- Klein, T., & Walther, T. (2016). Oil Price Volatility Forecast with Mixture Memory GARCH. *Energy Economics*, 58, 46-58.
- Kumar, D. (2014). Long range Dependence in the High Frequency USD/INR Exchange Rate. *Physica*, 396, 134-148.
- Kurul, Z., & Sezer, P. (2013). The Long Memory Characteristics of Inflation in Turkey and Analysis of Inflation Persistence. *International Conference on Eurasian Economies*, (s. 337-345). St.Petersburg.
- Kutlu, S., & Yurttagüler, İ. (2014). Türkiye'de Reel Döviz Kurlarının Uzun Hafıza Özellikleri: Kesirli Bütünleşme Analizi. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B Dergisi*, 36(1), 373-389.
- Kutlu, S., & Yurttagüler, İ. M. (2020). Karadeniz'i Çevreleyen Ülkelerde Enflasyon Direnci: ARFIMA Analizi. *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*(21), 393-411.
- Lahmiri, S., & 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, 1-7.
- Lambert, P., & Laurent, S. (2001). Modelling Financial Time Series Using GARCH-Type Models With a Skewed Student Distribution for the Innovations. *Stat Discussion Paper*, 1-21.
- Liu, M. (2000). Modeling Long Memory in Stock Market Volatility. *Journal of Econometrics*, 99(1), 139-171.
- Lo, A. (1991). Long-Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59(5), 1279-1313.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394-419.
- Mandelbrot, B. (1966). Forecast of Future Prices, Unbiased Markets and Martingale Models. *Journal of Business*, 39(1), 242-255.
- Mandelbrot, B. (1972). Statistical Methodology For Nonperiodic Cycles: From The Covariance to R/S Analysis. *Annals of Economic and Social Measurements*, 1(3), 259-290.
- Maymin, P. (2011). Markets are Efficient if and Only if P=NP. *Algorithmic Finance*, 1(1), 1-11.

- Mazibas, M. (2005). IMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile Bir Uygulama.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., & Yoon, S.-M. (2014). Structural Breaks and Long Memory in Modeling and Forecasting Volatility of Foreign Exchange Markets of Oil Exporters: The Importance of Scheduled and Unscheduled News Announcements. *International Review of Economics and Finance*, 30, 101-119.
- Naim, M., Şahbaz, M., Saleem, K., & Mustafa, F. (2019). Risk Analysis of High Frequency Precious Metals Returns by Using Long Memory Model. *Resources Policy*, 61, 399-409.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Özdemir, A., & Çelik, İ. (2020). Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması. *İşletme Fakültesi Dergisi*, 21(1), 125-160.
- Özdemir, A., Vergili, G., & Çelik, İ. (2018). Döviz Piyasalarının Etkinliği Üzerinde Uzun Hafızanın Rolü: Türk Döviz Piyasasında Ampirik Bir Araştırma. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 12(1), 87-107.
- Öztürk, S. (2003). *Enflasyon Hedeflemesi*. İstanbul: Derin Yayınları .
- Palma, W. (2006). *Long Memory Time Series Theory and Methods*. A John Wiley & Sons, Inc., Publication.
- Palma, W. (2007). *Long Memory Time Series Theory and Method*. 81.
- Panas, E. (2001). Long Memory and Chaotic Models of Prices on the London Metal Exchange. *Resources Policy*, 27(4), 235-246.
- Pelinescu, E., & Acatrinei, M. (2014). Modelling the High Frequency Exchange Rate in Romania with FIGARCH. *Procedia Economics and Finance*, 15, 1724-1731.
- Phillips, P. (1999). Discrete Fourier Transactions of Fractional Process. *Cowles Foundation for Research in Economics*, (s. 1-58). Yale University.
- Phillips, P. (2007). Unit Root Log Periodogram Regression. *Journal Of Econometrics*, 138(1), 104-124.
- Robinson, P. (1995a). Log-Periodogram Regression of Time Series with Long Range Dependence. *The Annals of Statistics*, 1048-1072.
- Robinson, B. (1995). Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence. *The Annals of Statistics*, 1630-1661.
- Skjeltorp, J. (2000). Scaling in the Norwegian Stock Market. *Physica*, 283(3-4), 486-528.
- Sowell, F. (1992). Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models. *Journal of Econometrics*, 53(1-3), 165-188.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2011). *Ekonometriye Giriş*. Efil Yayınevi.
- Tang, T.-L., & Shieh, S.-J. (2006). Long Memory in Stock Index Futures Markets: A Value-at-Risk Approach. *Physica A*, 366, 437-448.
- Tolvi, J. (2003). Long Memory in a Small Stock Market. *Economics Bulletin*, 7(3), 1-13.
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of Finance Time Series*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Tse, Y. K. (1998). The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rates. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 49-55.
- Tunay, K. B. (2009). Türkiye'de Enflasyon Sürekliliğinin ABKBHO Modelleriyle Analizi. *Öneri*, 8(31), 249-257.
- Turgutlu, E. (2004). Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi. *D.E.Ü.İ.İ.B.F Dergisi*, 19(2), 57-75.
- Türkyılmaz, S., & Balıbey, M. (2014). Türkiye Hisse Senedi Piyasası Oynaklığındaki Asimetrik Uzun Hafıza Örneği. *Bankacılık ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 1(1), 1-10.

- Türkyılmaz, S., & Balıbey, M. (2014a). 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.
- Türkyılmaz, S., & Özer, M. (2007). Türkiye'de Döviz Kuru Oynaklığının Uzun Hafıza Özelliklerinin Analizi. *İktisat İşletme ve Finans*, 22(259), 99-113.
- Ural, M. (2016). The Impact of the Global Financial Crisis on Crude Oil Price Volatility. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 14(2), 64-76.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*, (2nd Edition b.). England: John Wiley & Sons.
- Vo, L. H., & Vo, D. H. (2020). Modelling Australian Dollar Volatility at Multiple Horizons with High-Frequency Data. *Risks*, 8(89), 1-16.
- Wei, Y., Wang, Y., & Huang, D. (2010). Forecasting Crude Oil Market Volatility: Further Evidence Using GARCH-Class Models. *Energ Economics*, 32(6), 1477-1484.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Ekonometriye Giriş Modern Yaklaşımlar* (4 b., Cilt 1). (E. Çağlayan, Dü.) Ankara: Nobel Yayıncılık.
- Xiu, J., & Jin, Y. (2007). Empirical Study of ARFIMA Model Based on Fractional Differencing. *Physica A*, 377(1), 138-154.
- Yule, G. U. (1927). On a Method of Investigating Periodicities in Disturbed Series, with Special Reference to Wolfer's Sunspot Numbers. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 226(636-646), 267-298.
- Yurttagüler, İ., & Kutlu, S. (2019). İşsizlikte Uzun Hafıza Etkisi ve Histerisiz Hipotezinin Geçerliliği. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1), 214-223.
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold Heteroskedastic Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.

## ÖZGEÇMİŞ

### Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : ÖZBEK, Özge

### Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Yüksek lisans	AHBV / Ekonometri	2023
Lisans	ÇOMÜ / Ekonometri	2018
Lise	Açıköğretim Lisesi	2013



